

한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석

Housing Price and Macroeconomy in Korea: SVAR Analysis

이 영 수 (Lee, Young-Soo)*

< Abstract >

This paper investigates interrelations between housing prices and other macroeconomic variables, using an structural vector autoregression (SVAR) model of the Korean economy. The model includes 6 variables: output, consumption, consumer prices, interest rate, money, and housing prices. Contemporaneous restrictions are applied to identify the SVAR model.

I find that house prices are significantly affected by interest rate shocks and housing price shocks increase consumption, output, and price level. These findings coincide with other VAR model's results of U.S. and EU countries. But the impacts of shocks are larger in Korea, compared to those of other countries. Combining the estimates for interest rate and house price shocks suggests that house price movements can explain about 22% of the fall in consumption following an interest rate shock.

주 제 어 : 주택가격, 자산효과, 통화정책 파급과정, 구조벡터자기회귀 모형

Keyword : housing price, wealth effect, monetary transmission mechanism, SVAR

* 영산대학교 부동산금융학과 교수, yslee@ysu.ac.kr

I. 서론

최근 미국의 서브 프라임 모기지 사태가 세계 금융 및 실물 경제에 일파만파의 충격을 주고 있다. 저금리 기조를 유지하던 미국이 2005년부터 금리를 인상하기 시작하자 주택가격이 하락하였고, 금리부담 증가와 주택가격의 하락 속에서 모기지 회사의 대출부실화와 이에 따른 모기지 회사의 도산이 줄을 잇고 있다. 주택대출의 부실화는 자산유동화 시장의 주택대출 관련 채권의 부실화로 이어지면서, 그 파급효과가 미국뿐만 아니라 전세계 금융시장에 파급되고 있으며, 이제는 실물 시장에서 세계적인 경기 침체의 우려마저도 제기되고 있는 상황이다.

서브 프라임 모기지 사태에서 볼 수 있는 것처럼, 주택가격은 거시경제 변수와 밀접한 관련을 갖고 있다. 주택가격의 변화는 소위 ‘자산 효과’를 통해서 국민소득 중 가장 비중이 높은 소비에 직접적인 영향을 미치게 되며, 주택 경기의 변화를 통해 투자에도 영향을 미치게 된다. 한편, 주택가격은 여러 거시 경제변수의 흐름에 영향을 받게 되는데, 그 중에서도 금리는 주택가격 변화와 밀접한 관련이 있다.

본 연구에서는 구조 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용하여 우리나라의 주택가격과 거시경제의 상호 연관성을 분석한다. 분석의 초점은 세가지이다. 첫째, 금리 변화가 주택가격에 얼마나 영향을 미치는가? 둘째, 주택가격 변화는 소비, 소득, 물가 등 거시경제 변수에 얼마나 영향을 미치는가? 셋째, 통화정책 파급과정에서 주택가격의 역할은 얼마나 되는가 하는 점 등이다. 이러한 분석을 위해 SVAR 모형내에 주택가격, 생산, 소비, 물가, 이자율, 통화량의 6개 변수를 고려하

였다. 데이터는 1987년 1월부터 2008년 6월까지의 월간 데이터이다.

일반적으로 SVAR 모형은 직접적인 추정이 불가능하다. 따라서 SVAR 모형을 이용한 실증적 분석을 위해서는 우선 축약형 벡터자기회귀(RVAR) 모형을 추정하고, 그 결과를 통해 SVAR 모형을 식별하는 작업이 선행되어야 한다. 구체적으로, 모형의 식별 문제는 RVAR 모형의 잔차항들과 SVAR 모형의 충격항들과의 동시적(contemporaneous) 관계를 설정하는 작업이다.

SVAR을 식별하는 방법으로는 통상 세 가지 방법이 사용된다. 첫 번째는 홀레스키 분해에 의한 방법으로 충격항들과 잔차항들의 연립방정식 체계를 축차방정식의 형태로 변환시키는 방식이다. 이 방식은 변수의 순서에 따라 식별 결과가 달라지게 되며, 잔차항들과 충격항들의 동시적 관계가 왜 축차 형태를 갖고 있는지에 대한 구체적인 설명이 쉽지 않다는 단점을 갖고 있다. 주택가격과 거시경제의 관계 분석에서 이 방식을 사용한 논문으로는 Aoki et al.(2002), Lastrapes (2002), Giuliadori(2005) 등이 있다. 두 번째는 Blanchard-Quah 분해로 알려져 있는 장기계약 방식으로 충격의 장기적 특성을 이용하는 방식이다. 오차수정모형(VECM)도 장기계약 방식의 하나이다. 이 방식을 사용하여 주택가격을 분석한 논문으로는 Iacoviello(2002), Iacoviello and Minetti (2008) 등이 있다. 세 번째는 동시적 제약 방식으로, 이 방식은 경제이론에서 유추되는 결과들과 의사결정자들의 행동양식에 대한 가정을 통해 충격항들과 잔차항들의 동시적 관계를 설정하는 방식이다. Chirinko et al.(2004), Elbourne(2008) 등이 이 방식을 사용하여 주택가격과 거시경제의 관계를 분석하였다.¹⁾

본 연구에서는 식별문제를 해결하기 위해 동시적 제약 방식을 이용하였다. 모형의 구조는 영국의 월간 데이터를 이용한 Elbourne(2008)와 비슷하다. 그러나 Elbourne(2008)와는 달리, 소비만이 아니라 소비와 생산을 모형내에 동시에 고려함으로써, 주택가격 변동이 생산에 미치는 영향을 직접 파악하는 한편, 소득에도 의존하는 소비행태의 현실성을 제고시키고자 하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. I장은 서론이다. II장에서는 주택과 거시경제의 관계에 관한 선행연구를 살펴본다. 금리와 주택가격의 관계, 주택가격과 소비의 관계라는 두가지 측면에서 선행연구들을 정리하였다. III장은 본 연구의 모형에 대한 설명으로서, SVAR 모형의 구체적인 식별 방법을 설명하였다. IV장은 실증분석결과이다. 데이터의 특성, 모형의 추정결과, 충격반응함수 및 분산분해 분석, 금리 정책에서의 주택가격의 역할에 관한 시뮬레이션 분석 등을 다루었다. V장은 요약 및 결론이다.

II. 선행 연구

1. 금리와 주택가격

금리 변동이 주택가격에 영향을 미치는 경로

는 두 가지로 구분된다. 하나는 통화당국의 정책금리 변동이 주택담보대출금리의 변동을 초래함으로써 나타나는 효과이고, 다른 하나는 주택담보대출 총액의 변동을 통해서 나타나는 효과이다.

정책금리가 높아지면 주택담보대출 금리가 상승하게 되고, 이에 따라 주택수요와 공급이 줄어드는 효과를 미치게 된다. 주택공급의 단기 경직성을 고려한다면, 금리의 상승은 주택수요의 감소를 통해서 주택가격의 하락을 초래하게 될 것이다. 또한 금리 상승은 신용경로를 통해 은행의 주택담보대출 총액을 줄이고, 이것이 주택수요를 감소시키는 효과를 갖게 될 것이다.²⁾

시계열분석 모형을 통해 금리변동과 주택가격과의 관계를 조명한 논문으로는 Aoki et al. (2002), Lastrapes(2002), Giuliadori(2005), Iacoviello and Minetti(2008) 등이 있다. 우리나라를 대상으로 한 논문으로는 임대봉(2008) 등이 있다.³⁾ Aoki et al.(2002)은 영국을 대상으로 금리, 통화량, 소비, 생산, 물가, 주택가격, 주택투자 등의 변수를 고려한 VAR모형을 구축하였다.⁴⁾ 이들의 분석에 의하면, 정책금리가 1% 포인트 상승할 경우 주택가격은 최대 1.6%까지 하락하며, 소비와 생산은 각각 0.4%, 0.1%까지 하락하는 효과를 보였다. Giuliadori(2005)는 유럽의 9개국⁵⁾을 대상으로 VAR 분석을 하였다. 내생변수로는 금리, 소

- 1) 외국과는 달리, 우리나라의 경우 SVAR 모형을 통해 주택가격과 거시경제의 관계를 분석한 논문은 거의 찾아보기 어렵다.
- 2) 금리상승의 신용경로에 관한 자세한 내용은 Bernanke and Gertler(1995), Giuliadori(2005), Iacoviello and Minetti(2008) 등 참조.
- 3) 임대봉(2008)의 경우, VAR 모형을 이용하여 금리변동이 주택가격 및 거시 경제 변수에 미치는 효과를 파악하고는 있으나, 충격의 식별 방식에 대한 구체적인 언급이 없다.
- 4) 분석기간은 1975년 2분기~1999년 4분기이며, 모형의 식별은 축차적 방식(홀레스키분해)을 이용하였다.
- 5) 대상국가는 스웨덴, 핀란드, 아일랜드, 영국, 벨기에, 이탈리아, 스페인, 네덜란드, 프랑스 등이다.

비, 생산, 물가, 주택가격의 5개 변수 외에 주택 대출 금리와 은행의 주택대출 총액을 포함시켜, 정책금리 변화가 주택가격에 미치는 두가지 경로를 모두 현시화하였다. 분석 결과는 9개 국가에서 모두에서 금리 상승이 주택가격 하락을 초래하는 것으로 나타났으며, 1% 포인트의 단기금리 상승은 대략 0.6-1.8%의 주택가격 하락을 초래하였다. Lastrapes(2002)는 미국을 대상으로 VAR 분석을 하였는데, 1%의 통화공급량 증대는 약 0.9%의 실질주택가격 상승을 초래하는 것으로 보고하고 있다.⁶⁾ Iacoviello and Minetti(2008)는 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하여 정책금리 변동이 주택가격에 미치는 효과를 분석하였다. 유럽 4개국⁷⁾을 대상으로 한 실증분석 결과, 1% 금리상승은 0.1-0.3%의 생산감소와 0.1-3.5%의 주택가격 하락을 초래하는 것으로 나타났다.

한편, Aoki et al.(2004)는 Bernanke et al.(1999)의 금융가속화 모형(financial accelerator model)을 확장한 일반균형 모형 분석을 통해 금리와 주택가격의 관계를 살펴보았다. 그들은 영국을 대상으로 한 분석에서 균형모형 내에 주택대출의 신용경로를 감안하는 경우, 금리변동의 효과가 커질 수 있음을 보여주었다. 시뮬레이션 결과에 의하면, 금리가 1% 포인트 상승하는 경우, 신용경로를 감안하면 주택가격 하락에 미치는 효과가 0.96%에서 1.98%로 증가하며, 소비에 미치는 효과 역시 0.56%에서 0.66%로 증가하는 것으로 나타났다.

금리외에 주택가격에 영향을 미치는 거시경제 변수로서 활발한 연구가 이루어지는 분야는 물가이다. Anari and Kolari(2002)는 오차수정형태의

주택가격방정식을 이용하여 인플레이션이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 미국 1968-2000년의 월간데이터를 이용한 실증분석 결과에 의하면 주택가격의 물가탄력성이, 신규주택의 경우 1.29 그리고 기존주택의 경우에는 1.21로 모두 1을 넘어서고 있으며, 이에 따라 주택이 물가상승에 대한 헷징수단으로 사용될 수 있다고 주장하고 있다. Hartzell et al.(1989), Hamelink et al.(1997), Bond and Seiler(1998) 등도 비슷한 연구 결과를 보고하고 있다.

2. 주택가격과 소비

주택가격의 변동이 소비에 미치는 효과 중 대표적인 것이 자산효과(wealth effect)이다. 항상소득가설 혹은 평생소득가설에 의하면, 주택가격의 상승은 주택소유자의 자산가치를 상승시킴으로써 항상소득을 증대시키고, 이것이 소비의 증가로 이어질 수 있다는 것이다.

그러나 주택가격 변화에 따른 자산효과가 존재하는가에 대한 이론적 근거는 명확하지 않다. Miles(1992)나 Aoki et al.(2004) 등이 지적하는 것처럼, 주택가격 상승이 가계의 예산제약을 직접적으로 완화시키는 것은 아니기 때문이다. 집을 계속 보유하고 있는 자가소유자의 경우, 주택가격 상승은 주택가격으로 표시되는 주택서비스(혹은 기회비용)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 나타

6) Lastrapes(2002)는 통화정책 변동의 효과를 금리가 아닌 통화량 변동에 따른 효과로 파악하였다.

7) 독일, 영국, 핀란드, 노르웨이의 4개국.

날지 단언하기 어려울 것이다. 주택가격의 상승이 전세나 월세의 상승으로 이어지면서 세입자의 부담을 늘리는 것도 자산효과를 줄이는 한 요인이 될 수 있을 것이다.

주택가격의 변동이 소비에 영향을 미치는 또 하나의 중요한 경로는 대차대조표(balance sheet) 경로이다. 이 경로에 의하면, 주택가격의 상승은 주택의 담보가치를 높여 소비자의 주택담보대출을 늘리고, 늘어난 대출이 소비의 증가로 이어질 수 있다. 이 효과의 크기는 주택담보대출 시장이 얼마나 발달했는가 그리고 주택담보 대출금 중 주택구입 이외에 쓰일 수 있는 금액의 비중이 얼마나 되는가 등에 좌우될 것이다.

Stein(1995)의 연구결과처럼 주택가격과 주택거래량이 정의 상관관계를 갖는다면⁸⁾ 주택가격의 상승이 소비증가로 연결될 수 있는 또 하나의 이유가 될 수 있을 것이다. 주택의 구입과 함께 가구나 가전제품 등 내구소비재의 구매도 증가하는 경향이 있기 때문이다. 또한 경기가 좋아지면 서, 미래에 대한 낙관적인 전망이 우세해지는 경우, 주택구입과 소비가 동시에 늘어나는 효과도 있을 것이다.

주택가격과 소비에 관한 실증 분석은 소비방정식을 이용한 분석과 VAR 분석의 두가지로 대별된다. 우선, 소비방정식을 이용하여 주택가격 변동이 소비에 미치는 영향을 분석한 논문으로는 Davis and Palumbo(2001), Iacoviello(2004), Ludwig and Sloek(2002), Case et al.(2005) 등이 있다. Davis and Palumbo(2001)는 1995년부터

1999년까지의 미국 연간 데이터를 이용하여 주택자산이 소비에 미치는 장기탄력성을 계산하였는데 그 값은 0.08이었다. 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 주택가격 탄력성은 0.15이나, 대차대조표 경로가 고려되는 경우, 그 값은 대략 2.0수준으로 크게 증가하고 있음을 보여주었다. Ludwig and Sloek(2002)와 Case et al.(2005)은 오차수정형태(error correction form)의 소비방정식을 통해 주택자산과 주식자산의 변동이 소비에 미치는 영향을 비교하였다. Ludwig and Sloek(2002)은 16개 OECD국가의 1985년~2000년의 패널 자료를 이용하였으며, Case et al.(2005)은 미국의 1982년-1999년의 패널자료를 이용하였다. 두 논문의 분석 결과는 상이하다. Ludwig and Sloek(2002)은 주식자산의 탄력성이 더 큰 것으로 분석한 반면, Case et al.(2005)은 주택자산의 탄력성이 더 높은 것으로 분석하였다.

VAR을 이용하여 분석한 논문으로는 Chirinko et al.(2004), Elbourne(2008) 등이 있다. Chirinko et al.(2004)는 소비, 물가, 환율, 금리, 은행신용, 주택가격, 주가의 7개 변수로 이루어진 SVAR 모형을 통해 주택가격과 소비의 관계를 분석하였다. 대상국가는 미국, 일본, EU 국가⁹⁾ 등 총 13개 국가이다. 13개 국가 중 주택가격 상승이 소비증가를 초래한 경우는 10개국이며, 3개국¹⁰⁾은

8) Stein(1995)은 1968년부터 1992년의 미국의 월간데이터를 이용하여 주택가격과 주택거래량이 높은 상관성을 갖고 있음을 보여주었다.

9) 분석대상이 된 EU국은 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 이탈리아, 네덜란드, 스페인, 스웨덴, 영국 등 11개국이다.

소비증가의 효과가 나타나지 않은 것으로 분석되었다. 소비증가의 효과가 가장 크게 나타난 곳은 미국이며, 1%의 주택가격 상승은 1년간에 걸쳐 총 0.8%의 소비증가를 그리고 2년간에 걸쳐서는 총 1.6%의 소비증가를 초래한 것으로 분석하고 있다.¹¹⁾ 또한 주택가격과 증가 중 소비에 더 큰 영향을 미치는 것은 주택가격인 것으로 보고하고 있다. Elbourne(2008)는 Kim and Roubini(2000)의 SVAR 모형을 원용하여, 영국의 주택가격과 소비의 관계를 분석하였다. Elbourne(2008)가 고려한 변수는 금리, 통화량, 물가, 환율, 소비, 주택가격, 해외상품가격, 미국 정책금리 등 8개 변수이다.¹²⁾ 1987년 1월부터 2003년 5월까지의 월간 데이터를 이용한 실증 분석 결과에 의하면, 주택가격 상승의 효과는 11개월 후에 가장 크게 나타났으며, 그 크기는 1%의 주택가격 상승에 대해 0.07%의 소비증가가 이루어지는 것으로 분석되었다.

주택가격과 소비의 관계를 다룬 우리나라의 논문으로는 김병화와 문소상(2001), 이항용(2004), 심상훈(2006) 등이 있다. 김병화와 문소상(2001)은 오차수정형태의 소비방정식을 이용하였는데, 소비의 주택가격 탄력성은 0.36이며, 내구재, 준내구재, 비내구재, 서비스로 구분하는 경우, 탄력성은 각각 1.08, 0.23, 0.41, 0.16이라고 분석하였

다. 이항용(2004)은 주택자산의 가치가 1% 증가할 때 비내구재 소비는 대략 0.03-0.05%, 비주거용 소비는 0.06-0.09% 증가하는 효과를 갖는다고 보고하였다. 심상훈(2006)은 VAR 모형을 이용하여 주택가격의 변동이 소비와 생산에 미치는 영향을 분석하였는데, 주택가격 상승은 소비와 생산을 모두 증가시키는 효과를 갖는 것으로 나타났다.¹³⁾

III. 모형

본 연구에서는 명목이자율(r), 통화량(m), 소비자물가(p), 산출량(y), 소비(c), 주택가격(h)의 6개 내생변수로 이루어진 다음과 같은 구조벡터자기회귀(SVAR)모형을 구축한다.

$$A_0 X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

위 식에서 X_t 는 내생변수 벡터이다. A_i 는 계수 행렬이며, A_0 의 대각항은 모두 1이다. ε_t 는 구조적 충격을 표시하는 벡터로서, 0의 평균과 Σ 의 공분산행렬을 갖으며, 시점간에 상관성은 없다고 (serially uncorrelated) 가정한다.¹⁴⁾

식 (1)은 직접적인 추정(estimation)이 불가능하

10) 벨기에, 이탈리아, 일본의 3개국.

11) 총효과는 충격반응함수의 누적치로 계산하였다.

12) 8개 변수 중 해외상품가격, 미국의 정책금리, 환율의 3개 변수는 소위 '물가 퍼즐' 문제를 해결하기 위해 도입된 변수이다. '물가 퍼즐' 문제는 본 연구의 IV장 3절 참조.

13) 외환위기 이후만을 대상으로 하는 경우에는, 주택가격이 생산(GDP)에 미치는 영향이 극히 작은 것으로 보고하고 있다. 모형의 분석은 Pesaran and Shin(1998)의 일반화 충격반응 분석(generalized impulse response analysis) 방식을 이용하였다.

14) 따라서 공분산행렬 Σ 의 비대각항은 0이다.

며, 위 식을 추정이 가능한 축약형 벡터자기회귀 (RVAR) 모형으로 전환하면, 다음과 같이 표시된다.

$$X_t = B_1 X_{t-1} + \dots + B_k X_{t-k} + u_t \quad (2)$$

위 식에서 $B_i = A_0^{-1}A_i$ 이다. u_t 는 RVAR 모형의 추정에 따른 선형예측오차로서, 0의 평균과 Ω 의 공분산행렬을 갖는다. u_t 와 ε_t , 그리고 Σ 와 Ω 의 관계는 다음과 같다.

$$\varepsilon_t = A_0 u_t \quad (3)$$

$$\Sigma = A_0 \Omega A_0' \quad (4)$$

식 (2)의 RVAR 모형에 대한 추정결과들로부터 식 (1)의 SVAR 모형을 식별하기 위해서는 A_0 와 Σ 가 계산되어야 한다. 이를 위해 식 (4)를 이용할 수 있는데, 식 (4)를 통해 A_0 와 Σ 를 식별하기 위해서는 RVAR 모형의 추정결과로부터 얻을 수 있는 u_t 의 공분산행렬 추정치(Ω)외에도 별도의 추가적인 제약조건이 필요하게 된다.¹⁵⁾

추가적인 제약조건을 얻기 위해, 본 연구에서는 Sims(1986), Bernanke(1986), Blanchard and Watson (1986) 등이 사용한 동시적 제약(contemporaneous restrictions) 방식을 이용한다. 동시적 제약 방식은 경제이론에서 유추되는 결과들과 의사결정자들의 행동양식에 대한 가정을 통해 식 (3)에서 A_0 의 구성요소의 일부를 0으로 제약하는 방식이다. 본 연구에서는 아래와 같은 추가적인 제약을 설정한다.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_r \\ \varepsilon_m \\ \varepsilon_y \\ \varepsilon_p \\ \varepsilon_c \\ \varepsilon_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & 0 & 1 & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} u_r \\ u_m \\ u_y \\ u_p \\ u_c \\ u_h \end{bmatrix} \quad (5)$$

식 (5)에서 ε_x 는 x 변수와 관련된 충격(shock)이며, u_x 는 RVAR 모형에서 x 변수 방정식의 추정 결과로 얻게 된 잔차이다. 식 (5)는 다음과 같은 의미를 갖고 있다.

식 (5)의 첫 번째 열을 나타내는 식 (5a)는 통화공급함수이다. 통화당국은 각종 통계 데이터를 이용하여 경기상황을 판단하고, 이에 입각하여 이자율을 결정한다. 본 연구에서는 변수를 월간 데이터로 구성하였다. 물가나 생산, 소비 등의 데이터는 아직 발표되지 않은 상태이며, 따라서 통화당국이 이용할 수 있는 통계데이터는 통화량뿐이라고 가정한다.¹⁶⁾ 통화당국의 행동양식이 반경기적(counter-cyclical)이라는 점을 감안하면, a_{12} 의 부호는 -일 것으로 기대된다. ε_r 은 예상치 못한 통화당국의 행동으로 금리 충격을 표시한다.

$$u_r = -a_{12} * u_m + \varepsilon_r \quad (5a)$$

식 (5b)는 통화수요함수이다. 통화수요는 이자율, 물가, 소득의 함수라는 전통적 견해를 따랐다. 통화수요이론에 따르면, a_{21} 은 +, 그리고 a_{23} 와 a_{24} 는 -값을 취할 것으로 기대된다.

$$u_m = -a_{21} * u_r - a_{23} * u_p - a_{24} * u_y + \varepsilon_m \quad (5b)$$

15) A_0 와 Σ 에는 모두 n^2 개의 구성요소가 있으나, 대칭행렬인 Ω 의 추정치에서는 $n(n+1)/2$ 개의 정보만이 이용가능하다. 따라서 $n(n-1)/2$ 개의 추가적인 제약조건이 필요하게 된다.

16) Sims(1986), Kim and Roubini(2000), Elbourne(2008) 등도 동일한 가정을 하고 있다.

식 (5c)는 생산함수이다. 생산은 공급충격(ε_y)에 의해서 결정된다고 가정한다.¹⁷⁾

$$u_y = \varepsilon_y \quad (5c)$$

식 (5d)는 물가함수이다. 물가는 수요변화에 즉각 반응하지 않으며, 생산비 변화를 의미하는 공급충격에 영향을 받는다고 가정한다.¹⁸⁾ 기술진보와 같은 공급충격이 생산비를 하락시키고 이것이 물가하락으로 연계된다면 a_{43} 는 +의 부호를 갖게 될 것이다.

$$u_p = -a_{43} * u_y + \varepsilon_p \quad (5d)$$

식 (5e)는 소비함수이다. 소비는 물가를 제외한 다른 모든 변수들의 변화에 반응한다고 가정한다.¹⁹⁾ 특히 주택가격(u_h)은 통화정책의 전달경로 중 주택가격 경로를 감안하기 위해 함수 내에 포함하였다. a_{51} 는 +, a_{53} 과 a_{56} 은 -가 예상된다.²⁰⁾

$$u_c = -a_{51} * u_r - a_{52} * u_m - a_{53} * u_y - a_{56} * u_h + \varepsilon_c \quad (5e)$$

마지막으로 식 (5f)는 주택가격함수이다. 주택가격은 동시적으로(contemporaneously) 통화관련 변수에만 영향을 받는다는 가정한다. 물가, 생산, 소비 등 실물 데이터는 당월에 발표되지 않기 때문에 주택시장에 동시적으로 영향을 미치지 않는다고 생각되기 때문이다.²¹⁾ 이자율 상승은 주택가격에 대한 수요를 감소시키면서 주택가격을 하락시키는 영향을 갖는다는 점을 감안할 때, a_{61} 의 부호는 +로 기대되며, 통화량 증대는 주택가격 상승으로 연결될 수 있다는 점에서 a_{62} 의 부호는 -로 예상된다.

$$u_h = -a_{61} * u_r - a_{62} * u_m + \varepsilon_h \quad (5f)$$

IV. 실증분석

1. 데이터 및 식별 결과

본 연구의 VAR 모형은 이자율(r), 통화량(m), 물가(p), 생산(y), 소비(c), 주택가격(h) 등 6개의 변수로 구성되어 있다. 이자율 지표로는 3년만기 회사채(AA-등급) 수익률,²²⁾ 통화량 지표로는

17) Kim and Roubini(2000)도 동일한 식을 이용하고 있다.

18) 일종의 비용 마크업 가격(cost mark-up price)을 의미한다. Kim and Roubini(2000)도 동일한 가정을 하고 있다.

19) Elbourne(2008) 역시 소비가 물가변동에 동시적으로는 반응하지 않는다고 가정하고 있다.

20) 물론 금리상승에 따른 소득효과가 대체효과보다 크다면 a_{51} 의 부호는 -가 될 것이다. 그러나 일반적으로 금리상승은 저축을 증대시키고 소비를 감소시키는 효과가 있는 것으로 파악되고 있다.

21) Elbourne(2008)도 동일한 주택가격 함수를 설정하였다.

22) 정책변수로서의 이자율을 고려하는 경우, 콜금리같은 단기금리를 사용하는 것이 일반적이다. 그러나 우리나라의 경우 콜금리가 정책변수로 사용된 것은 1999년 이후이며, 거시경제변수와 관계를 갖는 시장금리로서의 기능도 회사채수익률이 더 우수하다는 판단하에 콜금리보다는 회사채 수익률을 사용하였다.

M1, 물가지표로는 소비자물가지수, 생산지표로는 실질 산업생산지수, 소비지표로는 실질 소비재판매액지수를 사용하였으며, 주택가격지표로는 국민은행이 발표하는 전국아파트가격지수를 이용하였다. 이자율을 제외한 모든 변수는 log로 변환하였다. 데이터 기간은 1987년 1월부터 2008년 6월까지이며,²³⁾ 이자율을 제외하고는 모두 계절조정된 자료를 사용하였다.²⁴⁾

모형의 정확한 구축을 위해서는 데이터의 안정성 여부와 공적분관계에 대한 검정이 필요하다. <표 1>은 데이터의 안정성 여부에 대한 검정

<표 1> 단위근 검정 결과

	ADF		PP		KPSS	
	수준변수	1차차분	수준변수	1차차분	수준변수	1차차분
r	-3.17	-5.50**	-3.17	-13.08**	0.177*	0.056
m	0.33	-4.89**	0.10	-11.58**	0.334**	0.093
p	-2.25	-4.04**	-1.73	-13.21**	0.498**	0.095
y	-0.01	-4.48**	-0.75	-18.89**	2.085**	0.040
c	-2.36	-4.92**	-2.56	-21.15**	0.246**	0.036
h	-2.01	-3.50*	-1.97	-7.03**	0.218**	0.186

주: 검정을 위한 차수(lag)는 데이터가 월별자료임을 감안하여 12로 설정하였으며, 검정식에 상수와 추세를 고려하였음.²⁵⁾ *와 **는 각각 5%와 1%의 유의수준하에서 귀무가설이 기각됨을 표시함.

결과이다. 단위근의 존재여부를 판단하는 ADF 검정과 PP 검정의 결과는 모든 변수들이 I(1)임을 나타내주고 있다. 변수의 안정성 여부를 검정하는 KPSS 검정 역시 같은 결과를 보여주고 있다.²⁶⁾

<표 2>는 요한슨 공적분 검정 결과를 보여주고 있다.²⁷⁾ 5% 유의수준하에서의 검정결과에 의하면, 추세를 고려하지 않는 경우에는 2개의 공적분 관계가 추세를 고려하는 경우에는 3개의 공적분관계가 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 2> 요한슨 공적분 검정 결과

공적분수	상수항만 고려		상수항 및 추세항 고려	
	통계량	p값	통계량	p값
0	219.427	0.000	166.680	0.000
1	98.081	0.000	112.928	0.000
2	51.487	0.083	73.480	0.005
3	23.300	0.513	39.456	0.106
4	11.674	0.487	25.731	0.275
5	3.597	0.487	8.073	0.253

주: 귀무가설은 H_0 : 공적분수=n이며, 대립가설은 H_1 : 공적분수=n+1임.

위와 같이 변수들이 I(1)이고 변수간에 공적분

콜금리를 사용하는 경우, 사용가능한 데이터도 1991년 이후부터이며, 실증분석 결과가 경제이론과 차이를 보였다.

- 23) 주택가격지수는 1986년 1월부터 발표되었으며, 한국은행 통계시스템에서 얻을 수 있는 회사채수익률은 1987년 1월 이후부터이다.
- 24) 계절조정치가 발표되는 경우에는 그대로 사용하였으며, 계절조정치가 발표되지 않는 변수(소비자물가지수, 실질소비재판매액, 아파트가격지수)는 X11에 의해 계절조정하였다.
- 25) 다만, 산업생산지수의 경우는 추세를 고려하지 않았다. 추세를 고려하는 경우, 산업생산지수는 안정성이 있는 것으로 검정결과가 나온다.
- 26) ADF 검정, PP 검정, KPSS 검정에 대해서는 각각 Dickey and, Fuller(1979), Phillips and Perron(1988), Kwiatkowski et al.(1992)을 참조.
- 27) 요한슨 공적분 검정에 대해서는 Johansen and Juselius(1992) 참조.

관계가 존재할 때, 일반적으로 오차수정모형(Error Correction Model)을 적용하는 것이 필요하다. 그러나 변수간의 장기균형을 나타내는 공적분 관계가 본 연구의 변수들간에 왜 나타나는지 이론적으로 설명하기가 어렵고, Faust and Leeper(1997)가 지적하는 것처럼 변수간의 장기적인 관계가 조금이라도 그릇되게 설정되는 경우 모형의 유효성이 크게 훼손될 수 있다는 점을 감안하여, 본 VAR 모형에서는 오차수정모형을 적용하지 않았다. 그리고 변수간에 장기적인 관계가 있음을 감안하여, 차분변수가 아닌 수준변수로 모형을 구성하였다.²⁸⁾²⁹⁾

식 (5)의 계수들을 식별하기 위해서는 우선 RVAR 모형을 추정하여야 한다. 식 (2)의 RVAR 모형의 추정식에는 상수항과 추세항을 포함하였으며, 97년의 외환위기를 감안하여 97년 10월부터 98년 12월까지 월별 더미변수도 포함하였다. 모형의 시차(lag)는 AIC 기준과 BIC 기준에서 동일하게 적정시차로 제시되는 2로 설정하였다. <표 3>은 추정된 RVAR 모형의 결과를 이용하여 계산한, 식 (5)의 계수들에 대한 식별결과이다.³⁰⁾ 식별된 각 계수들의 부호는 예상치와 동일하였으며, 과대식별제약³¹⁾에 대한 우도비(likelihood ratio) 검정결과도 p값이 0.515로 나타나, 통상적인 유의수준내에서 기각되지 않고 있다.

<표 3> 식별결과

(5a) $u_r = 1.306^*u_m + \epsilon_r$ (0.871)
(5b) $u_m = -5.211^*u_r + 3.549^*u_p + 0.046^*u_y + \epsilon_m$ (3.999) (2.560) (0.130)
(5c) $u_y = \epsilon_y$
(5d) $u_p = -0.015^*u_y + \epsilon_p$ (0.010)
(5e) $u_c = -0.336^*u_r + 0.054^*u_m + 0.215^*u_y + 0.047^*u_h + \epsilon_c$ (0.166) (0.092) (0.065) (0.173)
(5f) $u_h = -0.035^*u_r + 0.054^*u_m + \epsilon_h$ (0.058) (0.031)
우도비검정: chi-squared(4) = 3.260, p값 = 0.515

2. 충격반응함수 및 분산분해

<그림 1>은 이자율이 1% 포인트 인상되는 경우의 충격반응함수이다. 충격반응함수의 모양은 물가를 제외하고는 경제이론과 부합하고 있다. 이자율이 인상되는 경우, 통화, 생산, 소비, 주택 가격이 모두 하락하였다. 물가의 경우에는 7개월 이후부터 하락효과가 나타나고 있다. 금리 인상이 단기적으로 물가를 상승시키는 현상을 통상 ‘물가 퍼즐’이라고 얘기하고 있다. Sims(1992)는 물가 퍼즐을 해결하기 위해서 VAR 모형 내에 원자재가격이나 원유가격을 포함시킬 것을 권유하고 있다. 그러나 본 연구의 모형에서는 이들 변수가 포함되어도 물가 퍼즐 현상이 사라지지

28) 수준변수로 모형을 구성하는 경우, 모형의 통계적 추론은 오차수정모형 여부에 영향을 받지 않는다. 이와 관련된 자세한 내용은 Sims, Stock, Watson(1990)과 Sims and Uhlig(1991) 참조.

29) 오차수정모형을 사용하기 위한 이론적 혹은 경험적 근거가 충분치 않은 경우, 이와 같이 수준변수의 VAR 모형을 구성하는 것이 덜 위험한 방법일 수 있을 것이다. 이와 관련된 논의는 Kim and Roubini(2000), Elbourne(2008) 등 참조.

30) 식별을 위한 추정은 최우추정법(MLE)을 이용하였다.

31) 본 연구의 모형에서 필요한 제약은 15개이나, 사용된 제약은 19개이다.

않았다.³²⁾

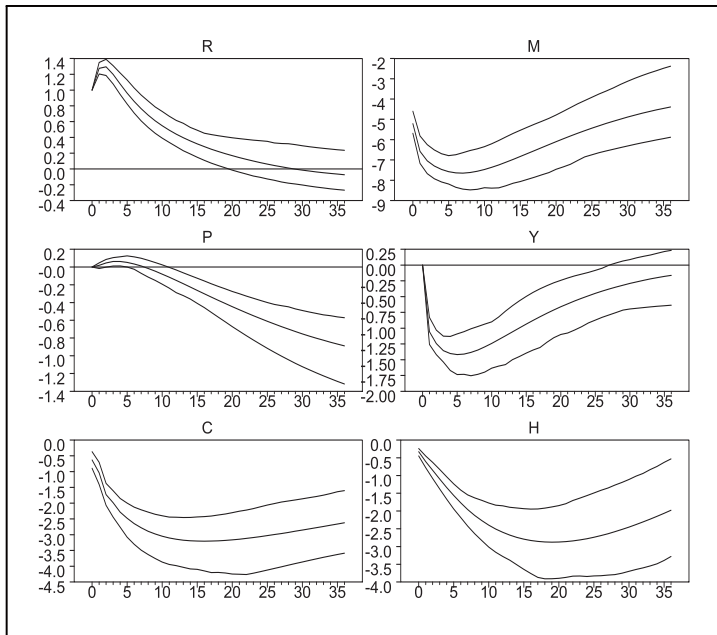
이자율의 상승은 소비와 생산을 지속적으로 감소시키는 효과를 보이고 있다. 이자율이 1% 포인트 인상되는 경우, 소비는 당월에 0.6%가 하락하고 그 이후 하락폭이 점차 커지면서 16개월째에 3.2% 하락으로 그 효과가 극대화되었다. 생산은 5개월후에 1.4%까지 하락하고 있다. 물가는 7개월 이후부터는 지속적으로 하락하는 효과를 보이고 있다.

이자율의 상승은 주택가격에도 지대한 영향을

미치고 있는 것으로 분석되었다. 이자율이 1% 포인트 인상되는 경우, 주택가격은 당월에 0.3% 하락하고, 19개월 후에 최고 2.8%까지 하락하고 있다.³³⁾ 이러한 수치는 미국이나 유럽을 대상으로 한 기존의 VAR 분석 결과와 비교할 때, 다소 높은 편에 속하고 있다.³⁴⁾

<그림 2>는 주택가격 상승에 대한 거시경제변수의 충격반응함수를 보여준다. 주택시장 충격에 의한 주택가격 상승은 단기적으로 소비와 생산에 모두 긍정적인 영향을 미치고 있다. 1%의 주택

<그림 1> 충격반응함수: 이자율 1% 포인트 상승



주: 점선은 10,000번의 시뮬레이션에 의해 계산한, 1 표준편차의 신뢰구간임.

32) Giuliadori(2005) 역시 9개 유럽국가들을 대상으로 한 VAR 모형에서 동일한 상황을 보고하고 있다. 물가 퍼즐과 관련된 서베이 논문은 Brissimis and Magginas(2006) 참조.

33) 물가변동을 감안하여, 실질주택가격으로 환산하면, 19개월 후의 2.8%는 2.4%로 계산된다.

34) 앞 II장의 선행논문들 참조.

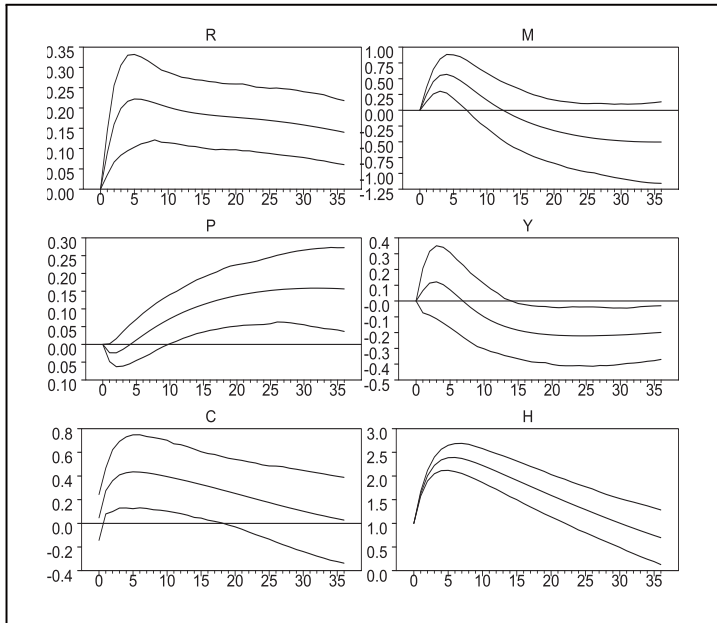
가격상승은 5개월후에 소비를 최고 0.44%까지 높이는 효과를 보이고 있으며, 생산은 3개월 후에 최고 0.12%까지 상승하고 있다. 그러나 생산의 경우에는 7개월 이후부터는 소비와는 달리 오히려 감소하는 모습을 보이고 있다. 물가는 단기적으로는 다소 하락하기는 하나, 5개월 이후부터는 상승하는 것으로 분석되었다.

주택가격 상승이 소비에 미치는 효과는 미국이나 유럽을 대상으로 한 기존의 분석결과보다

상당히 높게 나오고 있는데,³⁵⁾ 여기에는 우리나라의 경우, 가계의 총자산에서 주택관련 자산이 차지하는 비중이 외국에 비해 월등히 높은 것도 한 요인이 될 것으로 생각된다.³⁶⁾

<표 4>는 물가, 생산, 소비, 주택가격에 대한 분산분해 결과이다. 물가의 경우, 장기적으로(예측시계 36개월) 물가충격 자체가 물가변동의 가장 중요한 요인이며(60.64%), 이자율 및 통화 충격의 효과도 도합 23%에 이르고 있다. 주택가격

<그림 2> 충격반응함수: 주택가격 1% 상승



주: 점선은 10,000번의 시뮬레이션에 의해 계산한, 1 표준편차의 신뢰구간임.

- 35) Chirinko et al.(2004)는 주택가격이 1% 상승한 경우, 소비에 미치는 1년간의 누적 효과(충격반응함수의 누적치)를 비교하고 있다. 이들의 분석 결과에 의하면, 누적효과는 미국이 0.8%, 영국은 0.4%, 독일은 0.7%, 프랑스는 0.5%이다. 우리나라의 결과를 같은 방식으로 계산하면(분기데이터로 환산), 누적효과는 1.5%로서 매우 높게 나타나고 있다.
- 36) 우리나라(2001년)에서 주택자산이 가계자산에서 차지하는 비중은 83%로, 전세계 평균 30%보다 월등히 높은 것으로 알려져 있다(Kim, 2003). 영국(2001년)은 주택자산의 비중이 40%를 약간 상회한다(Aoki et al., 2004).

충격의 효과는 약 7%로서 소비충격의 효과에 비해 금가는 크기를 갖고 있다.

〈표 4〉 분산분해

		ϵ_r	ϵ_m	ϵ_p	ϵ_y	ϵ_c	ϵ_h
P	1	0.00	0.00	99.14	0.86	0.00	0.00
	6	0.12	13.209	84.81	0.68	1.01	0.10
	12	0.17	15.84	78.85	0.51	3.84	0.78
	24	4.57	11.17	70.92	0.80	8.33	4.22
	36	15.03	7.85	60.64	0.58	8.96	6.93
Y	1	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00
	6	4.24	3.79	0.51	91.18	0.10	0.18
	12	7.35	9.13	0.88	82.30	0.09	0.24
	24	9.71	10.98	1.01	76.67	0.14	1.50
	36	9.97	10.79	1.04	75.09	0.16	2.95
C	1	0.58	0.96	0.07	4.21	94.17	0.02
	6	7.78	15.04	4.88	9.41	60.65	2.24
	12	17.99	21.14	3.86	6.35	47.25	3.42
	24	33.17	21.53	2.76	5.41	33.42	3.71
	36	41.42	19.54	3.02	5.26	27.51	3.25
H	1	1.39	0.01	0.00	0.00	0.00	98.61
	6	3.41	2.71	0.20	0.42	0.02	93.24
	12	6.90	8.39	1.09	0.94	0.13	82.55
	24	12.07	14.54	3.53	2.74	1.25	65.86
	36	14.13	16.51	5.98	4.10	2.94	56.34

생산 변동은 주로 생산충격(공급충격)에 의해 이루어지며, 이자율과 통화 충격의 효과 역시 높은 편이다. 예측시계 36개월에서 주택가격 변동이 차지하는 비중은 2.95%로 나타나고 있다.

소비 변동은, 자체 충격이 중요한 물가나 생산 변동과는 달리, 주로 이자율과 통화충격으로 설명되고 있다. 예측시계 36개월에서 그 비중은 약 61%로 소비자체의 충격 27.51%를 크게 넘어서

고 있다. 생산충격의 효과는 5.26%이다. 주택가격 충격의 효과는 3.25%로서 물가충격의 3.02%보다 다소 높게 나타나고 있다.

주택가격 변동은 예측시계 36개월에서 주택시장 자체의 충격 요인이 56.34%로 가장 높다. 이자율 및 통화량의 충격 효과도 30.64%에 이르고 있다. 생산과 소비충격중에서는 생산의 충격이 주택가격 변동에 더 큰 효과를 보이는 것으로 분석되었다.

3. 시뮬레이션: 주택가격 경로의 효과 분석

자산경로나 신용경로에 의하면, 통화정책의 과급과정에서 주택가격은 또 하나의 매개변수로 작용한다. 즉, 정책금리 변동을 통한 직접적인 소비 변동 외에도, 금리의 변동이 주택가격의 변동을 초래하고, 주택가격의 변동이 다시 소비변동에 연결되는 또 하나의 고리가 만들어지게 되는 것이다.

이러한 주택가격 경로의 효과가 얼마나 되는가를 살펴보기 위해, 모형에서 주택가격의 변동이 소비에 영향을 미치는 경로를 차단하였을 때 나타나는 결과와 기존의 결과를 비교하기로 한다. 주택가격 경로를 차단한 제약모형은 식 (5)의 a_{56} 과 축약형 VAR 모형의 소비방정식에서 주택가격변수들의 계수를 0으로 제약하고, 나머지 계수들은 추정된 기존의 계수값을 이용한다.³⁷⁾

<그림 3>은 이자율 1% 상승에 따른 충격반응 함수를 통해 제약모형과 비제약모형의 결과를 비

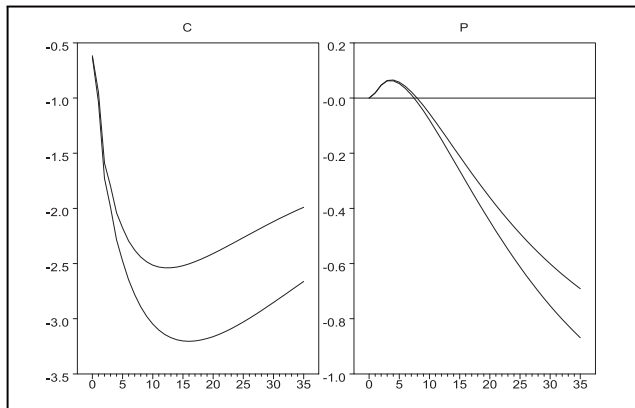
37) 이러한 방식은 Bermanke et al. (1997)에 의해 사용된 바 있으며, 주택가격을 포함하는 VAR 모형에서 사용된 경우는 Giuliadori(2005), Elbourne(2008) 등이 있다. Giuliadori는 이러한 분석을 ‘counterfactual analysis’라고 부르고 있다.

교하고 있다. 그림에서 보는 것처럼, 주택가격을 통한 파급 경로가 배제된 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 소비나 물가의 감소 효과는 눈에 띄게 줄어들고 있다. 주택가격을 통한 파급경로를 고려하면, 이자율이 1% 포인트 상승하였을 때의 최대 소비하락 효과는 3.2%(16개월후)에 달하는 반면, 파급경로를 고려하지 않은 경우에는 최대 소비하락 효과가 2.5%(12개월후)로 0.7% 포인트의 차이를 보이고 있다. 이러한 결과는 금리 변동에 따른 소비 변동 중 약 22%가 주택가격 경로에 의한 것임을 의미한다.³⁸⁾ 물가의 경우에도 36개월 후의 물가하락효과가 주택가격을 통한 파급경로를 감안하는 경우 0.87%이나, 파급경로를 감안하지 않으면 0.69%로 정책효과가 줄어들고 있다. 생산의 경우는 이러한 효과가 다소 미미한 편이다. 1% 이자율 상승 효과는 주택가격 파급경로를 고려하는 경우 생산감소효과는 최대

1.42%이나 그렇지 않은 경우에는 최대 1.35%로 그 차이가 0.07% 포인트로 나타나고 있다.

주택가격을 통한 파급경로 효과는 분산분해를 통해서도 살펴볼 수 있다. <표 5>는 분산분해를 통해 이자율 충격의 기여도를 비교하고 있다. 표에서 보는 바와 같이 주택가격을 통한 파급경로를 감안하는 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 이자율 충격의 기여도가 물가, 생산, 소비 모든 면에서 높아지고 있다. 소비의 경우, 주택가격의 파급경로를 고려하지 않으면 예측시계 36개월에서 소비변동의 33.69%가 이자율 충격에 의해 설명되나, 파급경로를 고려하면 그 설명력이 41.42%로 높아지고 있다. 물가의 경우에도 이자율 충격에 의한 효과가 10.11%에서 15.03%로 높아지고 있다. 생산의 경우에도 비슷한 현상이 나타나기는 하나, 그 차이는 크지 않다.

<그림 3> 충격반응함수: 이자율 1% 포인트 상승 효과 비교



주: 실선은 비제약모형하에서의, 점선은 제약모형하에서의 충격반응함수임.

38) Giuliadori(2005)는 영국의 경우, 주택가격 파급 경로를 감안하면 최대 소비감소 효과가 0.5%, 파급 경로를 감안하지 않으면 최대 소비감소 효과는 0.2%라고 분석하였다. 이는 금리 변동에 따른 소비변동효과에서 약 60%가 주택가격 경로에 의한 효과임을 시사한다. 한편, Elbourne(2008)는 최대 소비 감소 효과가 0.35%에서 0.31%로 떨어지며, 주택가격 경로에 의한 효과는 약 11%라고 분석하였다.

(표 5) 분산분해: 이자율 충격의 기여도 비교

예측 시계	비제약모형			제약모형		
	p	y	c	p	y	c
1	0.00	0.00	0.58	0.00	0.00	0.55
6	0.12	4.24	7.78	0.12	3.95	6.56
12	0.17	7.35	17.99	0.13	6.73	14.97
24	4.57	9.71	33.17	2.97	8.95	27.56
36	15.03	9.97	41.42	10.11	9.88	33.69

V. 결론

본 연구는 구조 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용하여 우리나라의 주택가격과 거시경제의 관계를 분석하였다. 모형내에 주택가격, 생산, 소비, 물가, 이자율, 통화량의 6개 변수를 고려하였으며, SVAR 모형의 식별은 ‘동시적 제약’ 방식을 이용하였다. 사용된 데이터는 1987년 1월부터 2008년 6월까지의 월간데이터이다. 식별 결과는 경제이론 등에서 유도되는 결론과 일치하고 있다.

분석의 초점은 세가지이다. 금리 변화가 주택가격에 얼마나 영향을 미치는가, 주택가격 변화는 소비, 소득, 물가 등 거시경제 변수에 얼마나 영향을 미치는가, 통화정책 파급과정에서 주택가격의 역할은 얼마나 되는가 하는 점 등이다.

충격반응함수 분석에 의하면, 금리 상승 충격은 곧바로 소비, 소득을 하락시키고 있다. 반면 물가는 7개월 후부터 하락하는 ‘물가 퍼즐’ 현상을 보였다. 한편, 1% 포인트의 금리 상승 충격이 발생하면, 주택가격은 당월에 0.3% 하락하고, 19개월 후에 최고 2.8%까지 하락하는 것으로 분석되었다. 이러한 수치는 미국이나 유럽을 대상으로 한 기존의 VAR 분석 결과와 비교할 때, 다소

높은 편에 속하고 있다.

1%의 주택가격 상승 충격은 5개월 후에 소비를 최고 0.44%까지 높이는 효과를 보이고 있으며, 생산은 3개월 후에 최고 0.12%까지 상승하고 있다. 물가는 단기적으로는 다소 하락하기는 하나, 5개월 이후부터는 상승하는 것으로 분석되었다. 주택가격 상승이 소비에 미치는 효과는 미국이나 유럽을 대상으로 한 기존의 분석결과보다 상당히 높게 나오고 있는데, 여기에는 우리나라의 경우, 가계의 총자산에서 주택관련 자산이 차지하는 비중이 외국에 비해 월등히 높은 것이 한 요인이 될 것으로 생각된다.

금리 상승이 주택가격 하락을 초래하고, 주택가격 하락이 소비와 생산의 감소로 이어지는 효과가 있다면, 통화정책 파급과정에서 주택가격 경로는 분명히 존재할 것으로 예상된다. 그 효과가 얼마나 되는가를 파악하기 위해 ‘counterfactual’ 분석을 실시하였다. 1% 포인트의 금리 상승 충격에 대해, 주택가격 경로를 고려하게 되면 소비는 최대 0.7% 포인트, 생산은 최대 0.07% 포인트, 물가는 최대 0.18% 포인트의 추가 하락 요인이 발생하는 것으로 분석되었다.

본 연구는 향후 다음과 같은 방향에서 수정·보완될 수 있을 것이다. 첫째, 금리를 정책금리와 시중금리, 주택대출 금리를 구분하여 분석할 필요가 있다. 금리의 구분을 통해 금리가 주택시장에 미치는 영향이 세분화되고, 보다 다양한 금리 효과를 살펴볼 수 있을 것이다. 둘째, 주택시장만이 아니라 주식시장도 포함하는 모형으로 확장하면, 통화정책의 파급과정에서 주택가격과 주가의 역할을 비교할 수 있을 것이다. Chirinko et al. (2004)는 통화정책의 파급과정 중에서 주택가격의 비중이 더 높음에도 불구하고 통화당국은 주

택가격보다는 주가의 움직임에 더 큰 관심을 갖고 있다고 비판하고 있다. 통화정책에서 주택가격과 주가의 역할을 비교함으로써, 우리나라에서도 이러한 논의가 본격화될 수 있을 것으로 생각된다. 셋째, ‘물가 퍼즐’ 문제를 해결할 수 있는 모형이 구축되어야 할 것이다. Brissimis and Magginas(2006) 등이 지적하고 있는 것처럼 물가 퍼즐 문제의 해결은 모형의 적합성 제고에 큰 기여를 할 수 있을 것이다.

논문접수일 : 2008년 12월 01일

최종수정일 : 2008년 12월 27일

게재확정일 : 2008년 12월 28일

참고문헌

1. 김병화·문소상, “주가와 소비의 관계분석,” 「경제분석」 제7집 제1호, 2001, pp. 26-56.
2. 심성훈, “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구: 외환위기 전·후기간의 비교 분석,” 「부동산학연구」 제12집 1호, 2006, pp. 147-163.
3. 이항용, “주택가격 변동과 부의 효과,” 「금융경제연구」 181호, 2004.
4. 임대봉, “금리변동의 경제적 효과분석,” 「산업경제연구」 제21집 제2호, 2008, pp.587-603
5. Anari A. and J. Kolari, “House Prices and Inflation,” *Real Estate Economics*, Vol. 30, 2002, pp.67-84.
6. Aoki, K., J. Proudman, G. Vlieghe, “Houses as collateral: has the link between house prices and consumption in the U.K. changed?” *FRB-NY Economic Policy Review*, Vol.8 No.1, 2002, pp.163-177.
7. Aoki, K., J. Proudman, G. Vlieghe, “House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach,” *Journal of Financial Intermediation*, Vol.13, 2004, pp.414-435.
8. Bernanke, B., “Alternative explanation of the money-income correlation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.25, 1986, pp.49-100.
9. Bernanke, B. and M. Gertler, “Inside the black box: the credit channel of monetary transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9 No.4, 1995, pp.27-48.
10. Bernanke, B., M. Gertler, S. Gilchrist, “The financial accelerator in a quantitative business cycle framework,” In: Taylor, J. and M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*. North-Holland, 1999.
11. Blanchard, O. J. and M. W. Watson, “Are business cycles all alike?” In: Gordon, R. (Ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*. University of Chicago Press, Chicago, 1986, pp.123-156.
12. Bond, M. T. and M. J. Seiler, “Real Estate Returns and Inflation: An Added Variable Approach,” *Journal of Real Estate Research*, Vol.15, 1998, pp.327-338.
13. Brissimis, S. and N.Magginas, “Forward-looking information in VAR models and the price puzzle,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.53, 2006, pp.1225-1234.
14. Case, K. E., J. M. Quigley, R. J. Shiller, “Comparing Wealth Effects:The Stock Market Versus the Housing Market,” *Advances in Macroeconomics*, Vol.5 No.1, Article 1, 2005.
15. Chirinko, R. S., L. De Haan, E. Sterken, “Asset Price Shocks, Real Expenditures, and Financial Structure: A Multi-Country Analysis,” DNB Working Paper 14, 2004.
16. Davis, M. and M. Palumbo, “A Primer on the economics and time series econometrics

- of wealth effects,” FEDS Working Paper, 2001.
17. Dickey, D. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root.” *Journal of American Statistical Association*, Vol.74, 1979, pp.427-431.
 18. Elbourne, A., “The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach.” *Journal of Housing Economics*, Vol.17, 2008, pp.65-87.
 19. Faust, J. and E. Leeper, “When do long-run identifying restrictions give reliable results?” *Journal of Business and Econometric Statistics*, Vol.15, 1997, pp.345-353.
 20. Giuliodori, M., “The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries,” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.52 No.4, 2005, pp.519-543.
 21. Hanelink, F. M. Hoesli, B. MacGregor, “Inflation Hedging versus Inflation Protection in the U.S. and the U.K.,” *Real Estate Finance*, Vol.14, 1997, pp.63-73.
 22. Hartzell, D., J. Hekman, M. Miles, “Real Estate Returns and Inflation,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economic Association*, Vol.15, 1989, pp.617-637.
 23. Iacoviello, M., “House Prices and Business Cycles in Europe: a VAR Analysis,” Boston College Working Paper 540, 2002.
 24. Iacoviello, M. and R. Minetti, “The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market,” *Journal of Macroeconomics*, Vol.30, 2008, pp.69-96.
 25. Johansen, S. and K. Juselius, “Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis for the PPP and the UIP for UK,” *Journal of Econometrics*, Vol.53, 1992, pp.211-244.
 26. Kim, K. H., “Housing and the Korean economy,” *Journal of Housing Economics*, 13, 2004, pp.321-341.
 27. Kim, S. and N. Roubini, “Exchange rate anomalies in the industrial countries: a solution with a structural VAR approach,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.45 No.3, 2000, pp.561-586.
 28. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin, “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root.” *Journal of Econometrics*, Vol.54, 1992, pp.159-178.
 29. 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.
 30. Miles, D. K., “Housing Markets, consumption and financial liberalization in the major economies,” *European Economic Review*, Vol.36, 1992, pp.1093-1136.

31. Pesaran, H. J. and Y. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, Vol.58, 1998, pp.17-29.
32. Phillips, P. C. B. and P. Peron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions." *Biometrika*, Vol.65, 1988, pp.335-346.
33. Sims, C. A., "Are forecasting models usable for policy analysis?," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1986, pp.3-16
34. Sims, C. A. and H. Uhlig, "Understanding unit rooters: a helicopter tour." *Econometrica*, Vol.59, 1991, pp.1591-1599.
35. Sims, C. A. and T. Cha, "Error Bands for Impulse Responses." *Econometrica*, Vol.67, 1999, pp.1113-1156.
36. Sims, C. A., J. Stock, M. Watson, "Inference in linear time series models with some unit roots," *Econometrica*, Vol.58 No.1, 1990, pp.113-144.
37. Stein, J., "Prices and trading volume in the housing market: a model with downpayment effects," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, 1995, pp.379-406.