

## 통화정책 전달에서의 주택가격의 역할\*

### The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism

최 희 갑 (Choi, Heegab)\*\*

임 병 준 (Rhim, Byeongjun)\*\*\*

#### < Abstract >

In this study, we analyse the role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in Korea using structural VARs. We solve the interdependence or simultaneity problem between housing prices and monetary policy by imposing a combination of recursive short-run restrictions and a long-run (money-neutrality) restriction on the parameters of the VAR model. By allowing the interest rate and house prices to react simultaneously to news, we find the role of house prices in the monetary transmission mechanism. In particular, house prices react immediately and strongly to a monetary policy shock. Furthermore, the fall in house prices seem to enhance the negative response in output that has traditionally been found in the conventional literature. We also find the price puzzle, that is, interest shock has a sluggish and an eventually negative effect on consumer price inflation. Finally, monetary policymaking is also influenced by the housing market, as the interest rate rises significantly in response to a positive housing market shock.

주 제 어 : 통화정책전달 경로, 주택가격, 신용중시론, 구조적 VAR

Keywords : Monetary Policy Transmission Mechanism, House Prices, Credit View, Structural Var

\* 본 연구는 한성대학교 교내연구비 지원과제임.

\*\* 아주대학교 경제학부 교수, hgchoi@ajou.ac.kr

\*\*\* 한성대학교 부동산학과 교수, bjrhim@hansung.ac.kr

## I. 서론

이 논문에서는 통화정책 전달경로에서의 주택가격의 역할을 구조적 VAR(structural vector autoregressive)모형에 기초하여 우리나라를 대상으로 분석하고 있다. 주택가격에 초점을 맞추는 이유는 주택이 우리나라 가계의 자산구성에 있어 가장 중요한 위치를 점하고 있으며 금융자산과 가계의 경제활동과 직접적으로 관련되며 또 담보로서의 역할도 매우 크기 때문이다. <표 1>과 같이 한·미·일 가계의 자산구성비율을 비교해보더라도 우리나라의 경우 주택을 포함하는 실물자산의 비중이 타국에 비해 매우 높은 상황이다. 게다가 우리나라의 경우 주택관련대출을 중심으로 가계대출이 빠르게 증가하고 있는 상황이다. 개인 가처분소득대비 가계대출 비율은 2010년 현재 155.5%로 미국의 금융위기 직전인 2007년의 가장 높았던 137.8%보다도 높은 수준이다.

<표 1> 총 가계자산 대비 자산 비중

	한국	미국	일본
실물자산 비중	78.6%	32.9%	39.5%
금융자산 비중	21.4%	67.1%	60.5%

자료: 금융투자협회(2011.8) 보도자료 재인용  
(한국 통계청, 미국 FRB, 일본 내각부)

주: 한국과 미국은 2010년 기준, 일본은 2009년 기준

다른 자산과 달리 주택은 가치의 저장수단인 동시에 내구소비재라는 두 가지 역할을 수행한다. 따라서 주택가격에 대한 충격은 주택소유자의 자산가치에 영향을 미치며 그에 따라 가계의 소비와 투자가 변화한다. 한편 주택가격 상승에 힘입어 담보가치가 상승할 경우 이는 차입계약(borrowing constrained)에 걸린 주택소유자가 이용 가능한 신용규모를 증가시키는 작용을 한다.

마지막으로 주택가격의 상승은 Tobin의 q효과로 인해 주택건설에 긍정적 영향을 미치게 된다. 이처럼 주택가격에 대한 충격은 실물경제의 성장과 물가에 영향을 미치게 되므로 주택가격은 통화정책당국이 주목해서 모니터링해야 할 중요한 미래지향적(forward looking) 변수이다.

주택가격은 그 자체로서 경제적 충격의 원천이 되는 동시에 거시경제적 충격의 중요한 전달장치이기도 하다. 주택은 중요한 가계자산이므로 주택가격은 통화정책의 변화와 같은 새로운 뉴스에 빠르게 반응하기 때문이다. 결국 통화정책의 전달메커니즘에 있어 주택가격의 역할, 즉 통화충격과 주택가격 간의 상관성 그리고 주택가격과 실물경제활동 간의 상관성을 이해하는 것은 효율적인 통화정책의 실행에 있어 유용한 전제사항이 된다.

일반적으로 통화정책의 경제변수에 대한 파급효과를 분석하는데 있어 Sims(1980)가 제안한 VAR모형이 주로 이용되어 왔다. 그러나 통화정책 전달메커니즘을 분석해온 대부분의 VAR모형은 통화정책과 주택가격 간의 상호작용을 크게 고려하지 않아 왔다. 여기에는 경제 정책적 이유와 기술적 요인이 있을 수 있다. 우선 경제정책적 관점에서 보면 이미 자산가격 정보는 VAR모형에 포함된 산출이나 인플레이션과 같은 변수에 담겨진 정보 이상의 것을 제공하지 못한다는 것이며, 마찬가지로 이유로 자산가격은 통화정책의 목표변수나 그에 영향을 미치는 변수를 예측하는데 아무런 추가적 정보를 제공하지 못한다고 할 수 있기 때문이다. 물론 이 이유는 사실 절대적인 공리라기보다는 그 자체가 이론적 실증적 연구를 통해 규명되어야 할 가설이라고 할 수 있다.<sup>1)</sup> 아울러 현실적으로도 통화정책 당국자가 통

화정책을 입안할 때 이용 가능한 현재의 모든 정보를 활용한다는 점을 감안할 필요가 있는 것이다. 그러나 두 가지 제약은 다소의 문제점을 안고 있다. 중앙은행이 주택가격 변화에 반응하는 것이 통화정책의 효율성을 높이는 가의 여부는 아직까지 해결되지 않은 주제로 남아있다.

한편 기술적인 측면에서 볼 때 축차적(recursive) 제약을 부과하는 통상적인 VAR모형으로서는 주택가격을 적절히 모형화하기 어렵다. 주지하다시피 자산가격은 미래 지향적 변수이어서 통화정책 충격에 즉각적으로 반응할 가능성이 매우 높으며 통화정책 역시 자산가격 충격에 즉각적으로 반응할 수 있으므로 추정된 VAR모형의 모수에 축차적인 단기 제약을 부과하여 구조적 충격을 추출해 내기 어렵다고 할 수 있다. 즉, 주택가격을 VAR모형에 포함할 경우 경제적 충격에 이자율과 자산가격이 동시에 반응하며, 그에 따라 식별 문제가 발생하게 된다.

이자율과 주택가격 간에 동시적 상호의존관계가 존재할 가능성이 매우 높음에도 불구하고 그동안의 주택가격을 포함하는 대부분의 VAR연구는 통화정책과 주택가격 간의 상호작용에 대해 축차적인 단기제약(recursive, contemporaneous)을 부과함으로써 이러한 상호작용을 대체로 무시하는 접근을 하고 있다.<sup>2)</sup> 특히 연구자들은 주택가

격이 통화정책 충격에 즉각 반응하지 않는다(Goodhart and Hofmann, 2001; Giuiodori, 2005)거나, 또는 통화정책이 주택가격에 즉각 반응하지 않는다(Iacoviello, 2005)는 가정을 하여왔다. 본 연구에서는 Bjørnland and Jacobsen(2008) 과 Bjørnland and Jacobsen(2010)을 따라 통화정책과 주택가격의 상호작용을 허용하였다. 즉, 이자율과 자산가격간의 동시적 상호관계를 데이터가 설명하도록 하고 대신 전통적인 화폐의 중립성(money neutrality) 명제를 따라 통화 충격의 장기 승수를 제한하여, 통화정책이 실질 GDP에 장기적 효과를 갖지 못한다고 가정한다. 이러한 식별 조건에 따라 주택가격은 모든 충격에 동시에 즉각 반응하며, 통화정책당국은 최적 통화정책 반응을 설계할 때 주택가격에서 발생하는 충격을 고려할 수 있다.<sup>3)</sup> 이자율과 주택가격 간의 동시적 상호의존관계를 허용한 뒤, 본 연구는 VAR모형의 나머지 변수들에 대해서는 전통적인 통화정책 전달메커니즘에 대한 VAR모형(Sims, 1980; Christiano, Eichenbaum, and Evans, 2005)을 따라 충격의 단기 행렬에 축차적인 0제약을 사용하여 식별하였다. 즉, 산출과 인플레이션은 통화충격에 단기에 반응하지 않는다고 한 반면, 통화정책당국은 거시경제적 뉴스에 즉각 반응한다고 가정하였다.<sup>4)</sup>

1) 대표적인 화폐경기변동이론은 주택과 같은 자산가격이 미래지향적(forward) 변수로서 통화정책의 뉴스에 민감하게 반응해야 한다는 것을 보여주고 있다. 예를 들어 Iacoviello(2005) 등은 대출금액과 담보계약이 주택가격에 의존하는 화폐적 경기변동모형을 제안하고 추정하였는데, 이러한 화폐적 경기변동모형은 주택가격이 통화정책 변화에 즉각적으로 반응한다는 것을 시사한다.

2) Goodhart and Hofmann(2001), Iacoviello(2005), Giuiodori(2005) 등의 예를 들 수 있다.

3) 한 가지 주의할 점은 우리는 통화정책의 주택가격에 대한 장기적 효과에 대해 아무런 제약도 두지 않았다. 이는 사전에 선행적으로 제약하기 보다는 실증분석결과를 통해 검토해야 할 주제이기 때문이다.

4) 통화정책이 거시경제변수에 시차를 두고 영향을 미친다는 점은 Svensson(1997)이 설정한 이론적 체계에서 강조한 통화정책의 전달경로와 일관성이 있다.

이하에서 논문은 다음과 같이 구성된다. II절에서는 이론적 배경을 다루어 통화정책의 전달메커니즘과 주택가격의 역할 그리고 VAR모형과 장단기 제약의 역할을 논의하며 본고에서 사용한 추정모형을 소개한다. III절은 추정모형에 기초한 실증분석 결과를 다룬다. IV절에서는 논의를 정리하고 결론을 내린다.

## II. 이론적 배경

### 1. 통화정책전달 경로(Monetary Transmission Mechanism)와 자산가격

경제학자들은 명목이자율의 변화가 경제활동에 미치는 영향에 대해 오랫동안 관심을 기울여 왔다. 현재 통화정책이 민간부문의 의사결정 그리고 그에 따라 산출에 미치는 단기효과와 물가에 미치는 장기적 효과에 대해서는 일정한 합의에 도달해 있다. 새 케인지안의 경기변동이론에 따르면 단기에 가격이 경직적이므로 중앙은행은 실질이자율에 일정한 영향을 줄 수 있다. 당기와 미래에 기대되는 실질이자율에 영향을 미침으로써 자본의 사용자 비용을 통해 중앙은행은 가계의 소비와 기업투자에 영향을 미치는 것이다.

이러한 합의에도 불구하고 통화정책전달 경로의 상대적 중요성과 통화정책 결정시 자산가격의 고려 필요성에 대해서는 적지 않은 논란이 존재한다. 통화정책이 소비와 투자에 영향을 미치는 다양한 경로 중 경제학자들이 강조하는 두 가지 경로는 통화중시론(money view)과 신용중시론(credit view)으로 대변되고 있다. 전통적인 통화중시론은 표준적인 IS-LM모형에 기초한 통화정

책전달 경로로서, 통화공급과 이자율 변화는 직접적으로는 자본비용 및 대체효과 그리고 소득효과에 의해 실물활동에 영향을 미치며 간접적으로는 환율, 토빈의  $q$  그리고 자산효과를 포함한 자산가격 경로를 통해 실물 경제활동에 영향을 미친다. 이에 반해 Bernanke and Blinder(1988)가 제안한 신용중시론은 은행대출 경로와 대차대조표 경로를 통해 신용이 일정한 역할을 한다고 주장한다. 은행대출 경로는 은행이 대출시장에서 비대칭적 정보문제를 경감시키고 은행대출에 대한 의존도가 높은 가계나 중소기업과 같은 특정 차입자에게 자금을 공급하는데 있어 은행이 하는 특별한 역할을 강조한다. 비대칭적 정보로 말미암아 금융기관은 차입자의 신용수준을 식별하는데 어려움을 가질 뿐만 아니라 대출 후에도 차입자가 자신의 상환능력을 악화시킬 활동을 할 수 있음에 유념하여 대출을 꺼리게 된다. 결국 많은 가계가 차입계약 상태에 놓이고 이는 주택수요에 영향을 미친다. 차입계약에 놓인 가계는 지출이 수입을 초과하는 가계이므로 단기이자율의 상승은 가계에게 이자 부담을 높이고 현금흐름을 감소시켜 그 만큼 소비수요가 위축된다.

한편 대차대조표 경로는 통화정책이 차입자의 재무상황이나 순가치(자산-부채)의 변화를 야기해 손익계산서와 대차대조표 그리고 그에 따라 전반적인 신용의 이용가능성과 이용조건에 영향을 미치는 경로이다. 즉 이자율 상승은 차입자의 재무상황 악화를 통해 신용 이용가능성을 감소시키고 이용조건을 까다롭게 한다고 할 수 있다. Bernanke and Gertler(1999)와 Carlstrom and Fuerst(2001)는 불완전한 정보로 말미암아 경제주체의 재무적 제약이 현금흐름 창출능력에 영향을 미치며 이에 따라 경제주체가 보유한 자산의 순



가치에 영향을 미치는 자산가격의 변화는 현금 창출능력에 영향을 미친다고 주장한다. Bernanke and Gertler(1999)는 새 케인지안의 이론 체계 하에서 인플레이션이 실물경제활동과 관련되고 인플레이션에 대한 예측치에 반응함으로써 이러한 제약의 부정적 효과를 경감하는데 충분하다고 강조하지만, Carlstrom and Fuerst(2001)는 시장불완전성으로 말미암아 통화정책을 시행하는데 있어 자산가격에 별도의 고려가 있어야 한다고 강조한다. 한편 Allen and Gale(2004)은 은행과 투자자 간의 대리인 문제로 말미암아 투자자는 더 위험한 투자를 선택하게 하며 그에 따라 자산가격이 상승하게 된다고 주장한다. 위험도가 클수록 자산가격 버블은 커진다. 더욱이 자산가격이 하락함에 따라 은행이 자산 처분에 나서게 되면 음(-)의 버블이 발생할 수도 있다. 이들은 불확실성을 감소시키고 자산가격이 기본적 가치 수준에 머물도록 안정화시키는 방향으로 통화정책을 설계해야 한다고 주장하는 것이다.

Borio and Lowe(2002)는 자산 가격과 신용이 동시에 팽창되는 현상이 미래에 발생할 금융불안정성의 중요한 지표라는 증거를 제시하고, 금융안정성을 도모해야 하는 중앙은행은 자산 가격과 신용이 동시에 팽창되는 현상에 적극적으로 대응해야 함을 주장하였다. 그러나 이들은 동시에 금융 불안정성이 총수요에도 영향을 미치므로 자산 가격과 신용이 동시에 팽창되는 현상은 동시에 물가불안의 지표가 될 수 있다고도 주장하고 있다. Bordo and Jeanne(2002a, 2002b) 역시 비슷한 맥락에서 금융시장 불완전성, 특히 주택담보가치가 경제주체의 신용이용가능성에 미치는 상황을 고려할 때 자산 가격이 상승하는 시기에 중앙은행이 신용팽창을 제한할 필요가 있음을 주장하였

다. 자산 가격이 급락하면 담보가치 역시 하락하며 이는 신용경색과 실물경제의 위축을 낳는다. 따라서 자산가격의 하락 위험과 통화정책의 신용채널에 기초해 볼 때 자산 가격 급등시 미래의 신용경색 위험에 대비하여 선제적인(preemptive) 통화정책의 필요성이 생겨나는 것이다.

이러한 이론적 제안에도 불구하고 현실 세계에서 많은 중앙은행이 인플레이션 타게팅 정책을 사용하고 있으므로 통화정책 결정에 있어 자산 가격이 고려되는 정도는 크지 않다고 할 수 있다. 주지하다시피 인플레이션 타게팅은 일정한 양(+)의 목표 인플레이션을 수준을 중심으로 인플레이션과 산출 갭을 안정화하려는 제도이다. 이러한 통화정책 관행에 비추어 볼 때 통화정책 당국은 통화정책으로 다룰만한 시장 비효율성의 정도는 크지 않다고 판단하고 있거나 또는 통화정책의 초점을 상대적으로 잘 이해되고 있는 더 중요한 시장 비효율성에 맞추려 한다는 견해를 반영한다고 볼 수 있다. 또한 인플레이션 타게팅과 자산 가격 타게팅은 서로 상충되는 정책목표라기 보다는 인플레이션 타게팅을 통한 시장 비효율성의 완화가 자산시장 불안정성을 최소화하는 정책이 될 수 있다는 견해도 반영되었다고 할 수 있다.

## 2. 주택가격과 통화정책

통화정책은 직접적으로 주택수요와 주택연관 지출을 변화시킬 뿐만 아니라 주택가격의 변화를 통해 간접적으로도 지출에 영향을 미치게 된다.

우선 Maclennan(1994)에 따르면 정책금리의 인하로 인해 생겨난 차입비용의 하락은 주택부문에 3가지 직접적인 영향을 미친다. 첫째, 자본의

사용자 비용 경로)를 통해 신규주택이나 기존 건축의 개보수를 위한 건축을 증가시킨다. 여기서 주택에 대한 자본의 사용자 비용은 통상 임대 대신 주택을 직접 소유하는데 따른 기회비용으로 정의된다. 주택소유의 기회비용이 임대료보다 낮다면 주택 수요는 높아질 가능성이 크다. 통화정책이 단기 이자율을 높이게 되면 미래에 단기 이자율이 상승할 것이라는 기대가 형성되어 장기 이자율 역시 상승하는 경향이 있으며 그에 따라 주택에 대한 자본의 사용자 비용 역시 높아진다. 결국 주택수요 하락, 주택 건축과 주택 가격의 위축 그리고 총수요의 위축이 생겨난다 (Mishkin, 2007). 두 번째는 이자율-소득효과로서 변동금리로 차입을 했던 기존의 차입자가 차입비용의 하락과 그에 따른 가처분소득의 증가를 이용해 소비와 투자를 증가시킨다는 것이다. 셋째로 생애 최초 주택구입자나 임차자가 주택구매를 늘리게 될 것이다.<sup>6)</sup> 물론 이상의 경로들의 작동 정도는 정책금리의 시장주택관련 금리에의 전가정도 그리고 주택대출관련 제도에 의존한다. 이 점에서

은행시스템의 제도적 특성이 중요한 역할을 한다. 특히 대출 금리에의 전가에 관한 장기고정 금리에 대한 영향이 작을수록 통화정책 충격은 훨씬 더 천천히 전달될 것이며 따라서 주택수요의 반응 역시 지연될 것이다.<sup>7)</sup>

한편 (이자율 하락이 낳는 수요증가 등에 기인한) 주택가격의 상승은<sup>8)</sup> 다수의 경로를 통해 투자, 소비 등 실물경제활동에 추가적인 영향을 미친다. 첫째, Tobin의 q이론에 따르면 주거용 건축이 증가할 수 있다. 특히, 건축비용(주택의 대체비용)대비 주택가격(주택자본의 시장가치)의 비율이 1을 상회할 경우 개인이나 건설업자들 입장에서는 신규주택 건설에 나서는 것이 적절할 것이다. 둘째, 주택가격 상승은 자산효과와 대차대조표 경로를 통해서도 실물경제에 영향을 미친다. 즉, 자가 소유자의 담보가치 상승이 주택담보 대출을 증가시키고 이는 주택과 무관한 소비지출을 촉진할 수 있다. 주택가격 상승은 항상소득 가설에 기초한 자산효과를 통해서도 소비를 증가시키는 기능을 한다.<sup>9)</sup> 셋째, 주택가격변화는 임

- 5) 주택의 사용자 비용은  $UC = P_h [(1-t)i - \pi^e] - (\pi_h^e - \pi^e) + \delta$  (단,  $P_h$ 는 신규주택의 상대가격,  $(1-t)i - \pi^e$ 는 차입비용, 즉 세후 실질 주택대출금리,  $\pi_h^e - \pi^e$ 는 실질 주택가격 인플레이션,  $\delta$ 는 주택에 대한 감가상각률,  $i$ 는 명목주택대출 금리,  $\pi_h^e$ 는 주택가격의 기대상승률,  $\pi^e$ 는 기대인플레이션율)로 정의된다. 즉, 주택에 대한 사용자비용은 세후실질이자율과 주택가격에 대한 기대상승률에 주로 의존한다고 할 수 있다.
- 6) 주식 채권 등 다른 자산가격과 마찬가지로 주택가격은 미래 주택서비스 흐름의 현재가치의 상승을 반영한다. 다른 효과는 소득기대, 미래 주택가격의 상승기대 그리고 투기적 행태로부터 발생할 수 있다.
- 7) 장기이자율의 정책금리에 대한 반응은 미래 단기이자율에 대한 기대와 현재 단기이자율에 영향을 받는다.
- 8) 이에는 통상적인 차입비용 하락에 의한 주택수요 증가뿐만 아니라 신용경로와 대차대조표 경로의 완화에 의한 주택 수요 증가도 포함된다.
- 9) 그러나 Miles(1994)는 주택가격의 변화가 이러한 채널의 민간지출에 대한 파급효과는 불분명하다고 주장한다. 그에 따르면 주택소유자의 양(+)의 재산효과가 잠재적인 주택 구입자에게서 발생하는 소비에 대한 음(-)의 소득효과를 초과해야만 민간지출이 증가한다. 물론 주택소유자의 소비성향이 주택구입자의 소비성향을 초과해도 주택가격 상승이 소비지출 증가로 이어진다.

대주택 부문을 통해 소득효과를 낳는다. 주택가격의 상승은 월세와 전세가의 상승을 낳을 것이다.<sup>10)</sup>

마지막으로 주택가격 효과는 기대효과를 통해 소비지출 증가를 강화할 수 있다. 주택시장의 상황은 미래소득에 대한 낙관의 결과일 수 있고, 이러한 미래에 대한 낙관은 소비 증가로 이어질 것이다 (Arnold, Els and Haan, 2002). 주택가격의 실질기대 상승률은 통화정책이 주택건축에 영향을 미치는 또 다른 경로를 제공한다. 앞에서 언급했듯이 긴축적 통화정책은 사용자 비용경로를 통해 주택가격을 하락시킨다. 즉, 통화정책의 긴축이 기대되면 주택의 사용자 비용 상승을 통해 주택가격의 실질 기대상승률을 크게 낮추며 이는 다시 주택건축 수요를 낮춘다. Case and Shiller(2003)는 이러한 기대가 자본의 사용자 비용 그리고 그에 따라 주택수요에 영향을 미친다고 강조하고 있다. 지금까지의 실증분석은 다양한 지출 항목 중 주택가격과 소비 간의 관계를 주로 분석하여 왔는데 대체로 양의 관계를 확인하고 있다. 미국을 대상으로 한 Iacoviello(2004), Case et al.(2005)이나 한국을 대상으로 한 김병화·문소상(2001), 이항용(2004), 그리고 심성훈(2006)의 연구가 이러한 양(+)의 관계를 발견한 대표적 결과들이라고 할 수 있다.

이상의 논의에 비추어 볼 때 주택가격을 포함한 자산 가격이 통화정책의 직접적인 목표변수가 되지 못한다하더라도 주택가격은 통화정책 설정에 있어 유용한 정보를 제공할 수 있다. 즉, 자산 가격 상승은 실물경제활동을 촉진하는 경향이 있

으므로 자산가격의 변화는 실물경제활동의 미래 변화에 관한 정보를 제공한다고 간주할 수 있는 것이다. 실제로 Goodhart and Hofmann(2000)은 주택가격, 주가 그리고 수익률 스프레드는 목표 변수인 물가에 대한 선행지표가 될 수 있음을 보여주었다.

### 3. 구조적 VAR모형

#### 1) 구조적 VAR와 축약형 VAR: 장기 및 단기 제약의 설정

Sims(1980) 이래 통화정책 전달메커니즘에 대한 실증분석은 자산가격의 포함여부와 상관없이 VAR(vector autoregressive)모형을 중심으로 이루어져 왔다.  $x_t$ 를  $n \times 1$ 인 내생변수 벡터,  $\epsilon_t$ 를  $n \times 1$ 인 구조적 충격이라 하면 경제는 다음의 구조적 형태를 갖는 선형 확률동태방정식체계로 나타낼 수 있다.

$$B_0 x_t = B_1 x_{t-1} + \dots + B_p x_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

이 식은 시차연산자  $L(L^k x_t = x_{t-k})$ 을 이용하여  $B_0 x_t = B^0(L)x_{t-1} + \epsilon_t$  와 같이 나타낼 수 있다. 여기서 구조적 교란항  $\epsilon_t$ 은 상호 직교적이며 단위분산을 갖는다( $E(\epsilon_t \epsilon_t') = I$ )고 가정한다.  $B_i$ 는  $n \times n$ 의 계수행렬로서, 이중  $B_0$ 는 같은 기간 내의 내생변수 간의 상호작용을 나타내는 당기 상관관계를 나타내는 모수이며,  $B^0(L)$ 은 시차상관관계를 나타내는 모수이다. 이

10) 물론 임대사업자의 수입 증가는 임차인이 직면한 부정적 소득효과를 부분적으로 상쇄할 것이므로, 임대사업자의 한계소비성향이 임차인의 소득에 대한 한계소비성향보다 커야만 소득효과는 긍정적으로 나타날 것이다.

제  $B^0(L) = B_0 - B_1L - B_2L^2 - \dots - B_pL^p$ ,  
 $B(L) = B_0 + B^0(L)$ 로 부터  $S(L) = (B(L))^{-1}$   
 로 두면 구조적 충격에 대한 내생변수의 반응을  
 나타내는  $x_t$ 의 이동평균 표현식은 다음으로 주  
 어진다.

$$x_t = S(L)\epsilon_t \quad (2)$$

이상의 구조적 모형을 식별하기 위해 통상 우  
 선 아무런 제약을 부과하지 않은 축약형(reduced  
 form) VAR모형을 추정할 필요가 있다.

$$x_t = A_1x_{t-1} + \dots + A_px_{t-p} + u_t \quad (3)$$

또는  $x_t = A(L)x_{t-1} + u_t = [I - A(L)]^{-1}u_t$   
 을 추정하는데, 이 식은  $S(0) = B_0^{-1}$ 를 (1)식의  
 양변에 곱함으로써  $x_t$ 의 모든 변수를 그 자체의  
 시차변수의 함수로 나타냄으로써 구해진다. 여기  
 서  $A(L) = S(0)B^0(L)$ ,  $u_t = S(0)\epsilon_t$ 이 성립하  
 고, 그 공분산 행렬을  $\Sigma \equiv E(u_t u_t')$ 로 두면  
 $S(0)S(0)' = \Sigma$ 이 성립한다.

(3)식의 모든 방정식이 동일한 독립변수를 가  
 지므로 축약형 모형의 추정은 잔차항의 시계열  
 상관을 제거하기 위해 최적의 시차변수를 포함한  
 후 개별 방정식에 통상최소자승법(ordinary least  
 square, OLS)을 적용한다. 이를 통해 (3)식에 있  
 는 모수의 일치 추정치, 대칭적 분산-공분산 행  
 렬  $\Sigma$ , 그리고 잔차항의 추정치를 구할 수 있는  
 데, 이를 각각  $\hat{A}(L)$ ,  $\hat{\Sigma}$ ,  $\hat{u}_t$ 라고 하자.

이 상황에서 남은 문제는 축약형의 추정치로  
 부터  $S(L)$ ,  $\epsilon_t$ 를 구하는 것이다.  $\hat{A}(L)$ 이 주어  
 졌다고 할 때 만약 당기관계에 대한  $S(0)$  행렬을  
 안다면  $S(L) = [I - \hat{A}(L)L]S(0)$ 를 구할 수 있  
 다.<sup>11)</sup> 그런데  $S(0)$  행렬의 식별은  
 $\Sigma = S(0)S(0)'$ 의 관계에 의해 축약식의 공분산  
 행렬  $\hat{\Sigma}$ 를 통해 이루어진다. 그러나 이처럼 구조  
 적 충격과 구조식의 모수를 식별하기 위해서는  
 $S(0)$ 의  $n^2$ 개의 원소를 결정할 필요가 있지만  
 $\hat{\Sigma}$ 은  $n(n+1)/2$ 개의 제약만을 정의할 뿐이다.  
 결국 모형의 완전식별, 즉  $S(0)$  행렬의 추정은  
 $n(n-1)/2$ 개의 추가적인 제약을 요구한다.

VAR모형에서 가장 널리 사용하는 전략은  
 $n(n-1)/2$ 개의 추가적인 제약을 어떻게 부과하  
 느냐에 따라 대체로 세 가지로 나뉜다. 첫 번째  
 방법은 축약형 충격에 대한 당기 효과  $S(0)$ 에  
 직접 제약을 부과하는 방법이다(Sims, 1980 and  
 1992). 이러한 제약은  $u_t = S(0)\epsilon_t$ 가 보여주듯이  
 사실상  $j$ 번째 충격이  $i$ 번째 변수에 미치는 단기  
 적 효과가 행렬  $S(0)$ 의  $(i, j)$  원소로 나타난다  
 는 점에 착안한 것이다. 예를 들어  
 $S(0) = (s_{i,j}(0))_{i,j=1,\dots,n}$ 일 때,  $s_{34}(0) = 0$ 이  
 란 식별조건은 4번째 충격이 3번째 변수에 충격  
 이 발생한 기간 중에는 아무런 영향을 미치지 못  
 한다고 제약하는 것이다. 예를 들어 4번째 충격  
 이 통화정책에서 발생한 충격이고 3번째 변수가  
 산출이라 한다면, 이 제약은 통화정책 충격은 외  
 부시차로 인해 일정한 시간이 지나서야 실물경제  
 에 영향을 미친다는 가정을 담고 있는 셈이다.<sup>12)</sup>

11) 또는  $S(0) = B_0^{-1}$ 을 안다면  $\hat{A}(L) = B_0^{-1}B^0(L)$ 로부터  $B^0(L)$ 을 구할 수 있다.

12) 이의 가장 단순한 방법은 분산공분산행렬  $\Sigma$ 을 출레스키 분해하고 그에 따라  $S(0)$ 가 하방삼각행렬  
 (lower triangular)을 갖는다고 가정하는 것이다. 이러한 가정은 축차적 경제구조를 부과하는 것으로 변

두 번째 방법은 첫 번째 방법과 매우 유사한 방법으로 경제이론에 근거하여 처음부터 구조적 모형에서 출발하여 자연스럽게 내생변수의 당기 효과  $B_0$ 에 제약을 부과하는 방법으로 Bernanke (1986)와 Sims(1986)가 대표적인 연구이며, 국내의 경우 이러한 방법을 이용해 통화정책과 주택가격의 관계를 분석한 대표적 연구로 이영수 (2008)와 이영수(2009)를 들 수 있다.

세 번째 방법은  $S(1)$  또는  $A(1)$ 을 제약함으로써 구조적 충격의 장기적 과급효과에 대해 제약을 부과하는 방법이다 (Blanchard and Quah, 1989; Clarida and Gali, 1994). 이러한 제약의 실체는 축약형 모형  $x_t = A(L)x_{t-1} + u_t$ 의 이동평균모형  $x_t = S(L)\epsilon_t = [I - A(L)L]^{-1}B_0^{-1}\epsilon_t$ 에서 장기승수가  $S(1) = [I - A(1)]^{-1}B_0^{-1}$ 로 결정된다는 점에 착안한 것이다. 즉,  $A(1)$ 은 축약형 VAR계수행렬의 합이므로 장기승수인  $S(1)$ 을 제약한다면 이는  $B_0$  또는  $B_0^{-1}$ 을 간접적으로 제약하는 셈이 된다. 앞의 예를 따른다면  $S(1) = (s_{i,j}(1))_{i,j=1,\dots,n}$  일 때,  $s_{3,4}(1) = 0$ 이란 식별조건은 4번째 충격이 3번째 변수에 궁극적으로 아무런 과급효과도 야기하지 않는다는 것을 뜻하는데, 이 예의 경우 산출의 통화량 변화에 대한 장기 중립성 가정을 담고 있다.<sup>13)</sup> 물론 이상의 세 가지 방법을 적절히 결합하여 다양한 형태의 장단기 제약을 부과하는 방법도 생각해 볼 수 있을 것이다(Christiano et al, 1999; Gali, 1992). 우리의 경우에는 Bjørnland and Jacobsen (2008)과 Bjørnland and Jacobsen(2010)을 따라 장기제약과 당기 제약을 동시에 부과하는 방법을 이용하였다.

## 2) 추정 모형의 설정

본 연구에서 설정하는 VAR 모형은 Svensson (1997) 등의 새 케인지안 모형에 기초하였다. 이에 따라 추정의 대상이 되는 축약형 VAR 모형은 산업생산의 로그 값에 기초한 경제성장률 ( $\Delta y_t$ ), 국내소비자 물가 로그 값의 연간 변화율, 즉 인플레이션율( $\pi_t$ ), 실질 전국아파트가격 상승률 ( $\pi_t^h$ ), 은행 간 콜금리( $i_t$ )의 4변수로 구성되어 있다.  $x_t$ 를 이들 변수들로 구성된  $(4 \times 1)$  벡터로서  $x_t = [\Delta y_t, \pi_t, \pi_t^h, i_t]'$ 로 두었는데,  $x_t$ 가 가역적이라고 앞의 모형을 따른다면 다음과 같은 이동평균 표현이 가능하다.

$$x_t = C(L)u_t$$

여기서  $u_t$ 는 축약형 잔차항 벡터로서 양반정치(positive semidefinite) 공분산 행렬  $\Sigma$ 를 가지고 i.i.d.분포를 한다고 가정한다. 또한  $C(L)$ 은 시차연산자  $L$ 에 관한 수렴하는  $4 \times 4$ 행렬 다항식이다.

SVAR모형의 일반적 가정과 마찬가지로  $u_t$ 가 직교적인 구조적 교란항의 선형결합  $u_t = S(0)\epsilon_t$ 으로 나타난다고 가정하고,  $C(L)S(0) = S(L)$ 로 둔 채로 VAR시스템은 구조적 충격을 이용하면 다음과 같이 표현된다.

$$x_t = S(L)\epsilon_t$$

앞에서 언급했듯이 모형 추정의 두 번째 단계

수  $i$ 에 대한 충격이  $j \geq i$ 인 모든  $j$ 변수들에 영향을 미치는 것이다.

13) 수요충격은 산출에 일시적 영향만을 미쳐 수요충격의 산출에 대한 누적적 과급효과가 0과 같다는 제약이 통상 사용되는 장기제약이며, 산출의 통화변화에 대한 장기중립성 가정이 대표적인 사례이다.



는  $n^2 = 16$  개의 항을 가진 구조적 모수  $S(0)$  를 식별하는 것이다. 그런데 추정된 공분산 행렬  $\hat{\Sigma}$  은  $\hat{\Sigma} = S(0)S(0)'$  에 의해  $S(0)$  내의 원소들에 대해  $n(n+1)/2 = 10$  개의 제약을 부과할 뿐이므로,  $n(n-1)/2 = 6$  개의 추가적인 제약이 필요하다. 본 연구에서 사용하는 구조적 VAR는 추가적인 제약을 구조적 충격의 장기적 파급효과에 대한 제약에 기초한다. 여기에서 추정된 축약형 VAR모형은 4개의 변수로 구성되므로 4개의 구조적 충격을 고려할 수 있다. 주된 관심의 대상이 되는 2개의 충격은 통화정책 충격( $\epsilon_t^y$ )과 주택가격에 대한 충격( $\epsilon_t^{\pi^h}$ )이며, 나머지 두 가지 충격을 인플레이션 (또는 비용 인상) 충격 ( $\epsilon_t^{\pi}$ )과 산출충격 ( $\epsilon_t^y$ )으로 둘 수 있다. 이제 구조적 충격벡터의 순서를  $\epsilon_t = [\epsilon_t^y, \epsilon_t^{\pi}, \epsilon_t^{\pi^h}, \epsilon_t^i]'$  로 둔다면  $S$ 행렬의 관련된 계수에 다음과 같은 0의 제약을 부과할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \\ \pi_t^h \\ i_t \end{bmatrix} = C(L)S(0) \begin{bmatrix} \epsilon_t^y \\ \epsilon_t^{\pi} \\ \epsilon_t^{\pi^h} \\ \epsilon_t^i \end{bmatrix} = C(L) \begin{bmatrix} S_{11}(0) & 0 & 0 & 0 \\ S_{21}(0) & S_{22}(0) & 0 & 0 \\ S_{31}(0) & S_{32}(0) & S_{33}(0) & S_{34}(0) \\ S_{41}(0) & S_{42}(0) & S_{43}(0) & S_{44}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^y \\ \epsilon_t^{\pi} \\ \epsilon_t^{\pi^h} \\ \epsilon_t^i \end{bmatrix}$$

산출과 물가와 같은 거시경제변수는 시차로 인해 이자율과 같은 정책변수에 당기에 반응하지 않지만 정책변수는 거시경제 변수에 당기에 반응하는 것을 허용하는 폐쇄경제에서의 표준적인 제약은 산출과 인플레이션을 이자율 앞에 둠으로써 해소하였다.<sup>14)</sup> 명목경직성으로 인해 거시경제변

수의 파급에 있어서는 일정한 시간이 소요된다는 점을 반영한 것이다. 추가로 주택가격 충격의 인플레이션과 산출로의 파급효과에 있어 일정한 시차가 존재한다고 가정한다.<sup>15)</sup> 이상은  $S$ 행렬의 첫 3행에 대한 5개의 당기제약을 제공한다. 그러나 완전한 식별을 하기에는 여전히 1개의 제약이 부족하다.

우리는 통화정책이 주택가격에 야기하는 충격에 대해 당기에 반응하는 방식에 제약을 가하지 않거나 (즉,  $S_{43}(0)$ 이 0과 달라야 하므로) 또는 주택가격이 통화정책 충격에 당기에 반응하도록 제약하지 않으려 (즉,  $S_{34}(0)$ 이 0과 다르도록) 한다. 물론 이는 주택가격이 기대에 의존하는 미래지향적(forward-looking) 자산가격의 하나이기 때문이다. 이를 위해 통화정책의 효과에 대한 중립성 제약, 즉 통화정책 충격은 실질산출의 절대적 수준에 대해 장기적 효과를 갖지 않는다는 제약을 부과한다. 이들 제약은 (3)에서 관련된 무한개의 시차계수의 값을 부과함으로써 가능하다.  $\Sigma_{j=0}^{\infty} S_{14,j} = 0$  (Blanchard and Quah, 1989). 이제 우리는 모든 충격을 식별하고 직교화하는 충분한 제약을 갖게 되었다.  $C(L)S(0) = S(L)$ 의 장기관계는  $C(1)S(0) = S(1)$ 으로 나타낼 수 있다. 단,  $C(1) = \Sigma_{j=0}^{\infty} C_j$  와  $S(1) = \Sigma_{j=0}^{\infty} S_j$ 는  $C(L)$ 과  $S(L)$ 의  $4 \times 4$  장기행렬을 나타낸다. 특히 장기제약은 각각 다음을 시사한다.

$$B(1)_{11}S_{14} + B(1)_{12}S_{24} + B(1)_{13}S_{34} + B(1)_{14}S_{44} = 0$$

14) Bjornland and Jacobson (2010), Elbourne (2008), 이영수 (2008)의 SVAR모형 분석에서 이러한 가정을 사용한 바 있다.

15) 하지만 여전히 첫 두 변수인 산출과 인플레이션의 순서가 문제가 된다. 본 모형의 추정 결과 이들 변수의 순서와 상관없이 통화정책 충격(또는 주택가격에 대한 충격)의 효과는 질적으로 유의하게 유사하게 나타났으며, 본문의 서술은 산출 변수를 인플레이션 변수에 앞서 두는 것으로 하였다.



이제 시스템은 완전 식별된다. 0의 당기계약은 이자율 방정식 위의 음이 아닌 모수를 식별하며, 나머지 모수는 장기계약을 사용하면 유일하게 식별될 수 있다. 여기서  $B(1)$ 은 축약형 방정식에 의해 계산된다. 0의 당기계약에 의해 위식은  $B_{13}S_{34} + B_{14}S_{44} = 0$ 로 축약된다. 이제 이렇게 알려진  $B_0$ 을  $[I - A(L)L]x_t = e_t$ 의 양변에 곱하면 다음이 성립한다.

$$B_0[I - A(L)L]x_t = B_0[I - B_0^{-1}B^0(L)L]x_t, \\ = [B_0 - B^0(L)L]x_t = B_0e_t = \epsilon_t$$

즉, (1)의  $B_0x_t = B^0(L)x_{t-1} + \epsilon_t$ 라는 구조방정식을 얻을 수 있다.

### III. 자료와 실증분석

#### 1. 통계자료와 안정성 검토

통화정책의 전달메커니즘에 있어 주택가격의 역할을 검토하기 위해 우리는 Svensson(1997) 등 전통적인 통화정책 분석 모형에서 통상 포함하는 산업생산의 로그 값에 기초한 경제성장률( $\Delta y_t$ ), 국내소비자 물가 로그 값의 연간 변화율, 즉 인플레이션율( $\pi_t$ ), 은행 간 콜금리( $i_t$ )에 더해 실질 주택가격 상승률( $\pi_t^h$ )을 추가하였다. 여기서 은행 간 콜금리는 중앙은행이 통화정책 설정에 있어 이자율을 사용한다는 점을 반영하여 선택된 이자율이다. 결과적으로 우리가 다루는 표본기간

〈표 2〉 분석에 사용된 자료

변수	변수 설명	단위	출처	비고
$\pi_h$	전국 아파트매가가격지수 기준 주택가격 상승률	2008.1 2=100	국민은행	로그 값
$\pi$	전국 소비자물가지수 기준 (농산물 석유류 제외) 물가 상승률	2005=100	통계청	로그 값
$g_Y$	산업생산지수(계절조정) 기준 경제성장률	2005=100	통계청	로그 값
$r_{CALL}$	CD유통수익률(91일) 기준 실질이자율	%	한국은행	X12로 계절조정

은 이자율 조절이 통화정책 수단으로 된 외환위기로 두었다. 특히 외환위기로 말미암아 생겨난 구조적 결절(structural break)을 고려하여 표본기간은 1999년 1월부터 데이터가 이용 가능한 최근 월인 2011년 8월까지로 선택하였다.

추정에 앞서 먼저 분석에 사용된 변수들이 안정적인지, 즉 단위근을 가지고 있는지의 여부를 검정하였다. 실증분석에 사용된 인플레이션에 대한 단위근검정은 augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillips-Perron(PP)검정을 이용하였다. 시차길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거하였다. 인플레이션에 대한 단위근 검정결과는 <표 3>에 요약되어 있다.<sup>16)</sup> <표 3>에 따르면 경제성장률, 인플레이션율, 주택 실질 가격 상승률은 모두 단위근이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없어 안정적 시계열로 나타났다. 이자율의 경우 검정 방법에 따라 안정성 여부가 달라졌는데, 본 연구에서는 대부분의 연구에서 처럼 이자율을 안정적으로 간주하여 수준 변수를 VAR모형에 포함하기로 했다.

16) 이 표에는 상수항을 포함한 경우의 단위근 검정결과만이 나타나 있다. 그러나 상수항을 제외하거나, 상수항과 비확률적 추세선을 포함하는 경우에도 검정결과에는 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 단위근 검정결과

	PP검정		ADF검정	
	$\hat{\rho}_T^{(3)}$	$z_T$	$\hat{\rho}_T^{(3)}$	$z_{DF}$
$\Delta y$ (경제성장률)C	-0.257(8)	-5.026***	-0.253(13)	-3.028**
$\pi$ (인플레이션율)C	-0.038(7)	-2.770*	-0.079(13)	-2.944**
$\pi_h$ (주택실질가격 상승률)C	-0.061(8)	-3.754***	-0.046(1)	-4.138***
$i$ (콜금리)C	-0.014(7)	-1.640*	-0.016(1)	-1.536

- 주 1) 인플레이션율( $\pi$ )은 농산물 및 석유류를 제외한 소비자물가지수의 직전분기대비 증가율이다.  
 2) \*와 \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 (단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이) 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.  
 3) 괄호안의 값은 Schwarz의 기준 또는 Bartlett kernel을 사용한 Newey-West 기준에 의해 선정된 시차 또는 bandwidth이다.  
 4) C는 단위근 검정시 상수항을 포함한 경우, T는 추세항을 포함하였음을 의미한다.

## 2. 추정결과

앞에서 다룬 방정식 (1)은 구조적 VAR모형이고, (3)은 축약형 VAR모형이다. 우리는 (3)을 추정한 뒤, 그 추정치로부터 장단기 제약을 가하여 모수와 구조적 충격을 추출하고자 한다.<sup>17)</sup> 구조적 충격을 식별한 뒤에 우리는 충격반응함수와 분산분해를 통해 각 구조적 충격이 각 변수에 미치는 동태적 경로와 특정 변수의 변화가 주로 어떤 충격에 기인하는가를 동태적으로 추적할 수 있다.

실증분석의 첫 단계는 축약형 VAR모형 (2)를 추정하는 것이다. 모형의 시차는 검정 기준에 따라 Schwarz 정보기준, Hannan-Quinn 정보기준, 그리고 FML(Fractional Marginal Likelihood Criterion), log(FPE: Final Prediction Error)을 따르면 2차, AIC(Akaike Information Criterion)을 따르면 3차인 것으로 드러나 2개의 시차를 선택

했다.<sup>18)</sup> 2차의 시차를 사용한 뒤 추정한 VAR모형은 안정적이고 그에 따라 가역적인 것으로 나타났다, 자기상관과 이분산성 가설은 1%의 유의수준으로 기각되었다.

VAR모형의 계수행렬  $A(L)$ 을 OLS로 추정한 후, 장기 SVAR 접근방법을 통해 구조모형의 당기 상관관계 모수  $B_0$ 와 장기상관관계모수  $S(1)$ , 그리고 이어서 시차상관계수의 모수  $B^0(L)$ 을 식별했다.<sup>19)</sup>

결과적으로  $B_0x_t = B^0(L)x_{t-1} + \epsilon_t$ 라는 구조식의 추정식을 얻게 되는데, 이 구조식은 구조적 충격에 반응하는 내생변수의 동학을 분석하는데 이용될 수 있다. <표 4>는 구조적 계수의 추정치를 소개하고 있는데, 이 중에서  $B_0(2,1)$ 의 계수는 인플레이션 충격을 비용충격(cost push shock)으로 간주하였으므로 양(+)이 아닌 음(-)의 값을 가지고 있음에 유의할 필요가 있다.

17) 본 연구를 위한 구조적 VAR모형의 추정은 Warne(2011)가 개발한 Structural VAR 0.45를 활용하였다.

18) 3개의 시차를 사용하더라도 VAR모형의 추정결과나 충격반응함수 분석에 있어 큰 차이는 없었다.

19) 식별을 위해 필요한 제약의 수는 6개이고 실제 부과한 제약은 당기 5개와 장기 1개이므로 적정 식별되었다고 할 수 있다.

〈표 4〉 구조적 계수의 추정치

$$B_0 = \begin{bmatrix} 0.0507 & 0 & 0 & 0 \\ (0.0029) & & & \\ -0.002 & 0.0021 & 0 & 0 \\ (0.002) & (0.0001) & & \\ 0.0002 & -0.0037 & 0.0030 & -0.0069 \\ (0.0007) & (0.0006) & (0.0023) & (0.0011) \\ 0.0004 & -0.0020 & 0.0009 & 0.0002 \\ (0.0002) & (0.0001) & (0.0001) & (0.0003) \end{bmatrix}$$

$$S(1) = \begin{bmatrix} 0.0995 & -0.0866 & -0.1507 & 0 \\ (0.0443) & (0.0638) & (0.0533) & (-) \\ 0.0027 & 0.0181 & 0.0213 & 0.0003 \\ (0.0063) & (0.0090) & (0.0075) & (0.0044) \\ -0.0146 & -0.0037 & 0.1013 & -0.1725 \\ (0.0493) & (0.0006) & (0.0858) & (0.0586) \\ -0.0111 & -0.0527 & -0.0083 & 0.0002 \\ (0.0122) & (0.0173) & (0.0142) & (0.0003) \end{bmatrix}$$

주: 괄호 안의 수치는 표준오차

## 2. 구조적 분해를 사용한 충격반응함수

### 1) 통화정책 충격

내생변수의 동학은 충격반응함수(impulse response function)로 요약되는데, 이 함수는 통상적인 VAR모형에서와 마찬가지로 구조식을 이동평균 형태로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$x_t = S(L)\epsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} s_i \epsilon_{t-i}$$

여기서,  $S(L) = \sum_{i=0}^{\infty} s_i L^i$ 이다. 즉,  $\epsilon_i$ 에 대한  $x_{t+i}$ 의 반응은  $s_i$ 에 의해 측정되므로 수열  $\{s_1, s_2, \dots\}$ 이  $i$ 시점에서 발생한 구조적 충격에 대한 내생변수의 충격의 강도를 나타내는 충격반응함수이다.

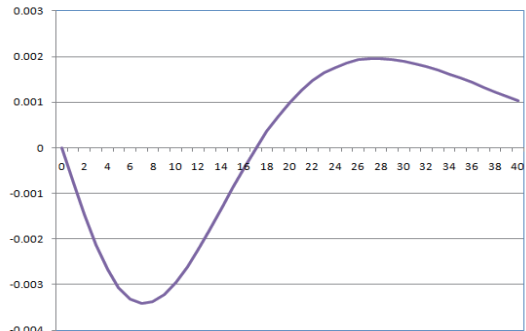
〈그림 1〉은 산업생산 증가율, 인플레이션율, 주택가격 실질 상승률 그리고 콜금리의 긴축적 통화정책 충격에 대한 충격반응함수를 보여준다.

이 때 통화충격은 첫 달에 이자율이 1 표준편차 상승하는 것으로 정규화하였다.

〈그림 1〉은 긴축적 통화정책이 다른 나라를 대상으로 한 연구들에서도 발견되는 결과에 어느 정도 부합되며 이영수(2008)의 우리나라를 대상으로 한 SVAR모형에서도 찾아볼 수 있다. 우선 산업생산 증가율이 긴축적 통화정책에 따른 총수요 위축으로 1년 넘게 하락하고, 이후 부분적으로 반등한 후 이러한 효과는 결국 사라지게 된다. 인플레이션에 대한 파급효과는 기대처럼 최종적으로 음(-)의 파급효과를 갖는다. 그러나 소비자물가는 긴축적 통화긴축에도 불구하고 초기에 상승한다는 증거가 나타나는데 이는 “물가 퍼즐(price puzzle)”로 알려져 있다.<sup>20)</sup> (Sims, 1992) 퍼즐은 이자율의 비용 채널에 의해 부분적으로 설명될 수 있을 것이다. 즉, 기업 차입비용의 증가는 (최소한 부분적으로도) 물가의 상승에 의해 상쇄되는 것이다.

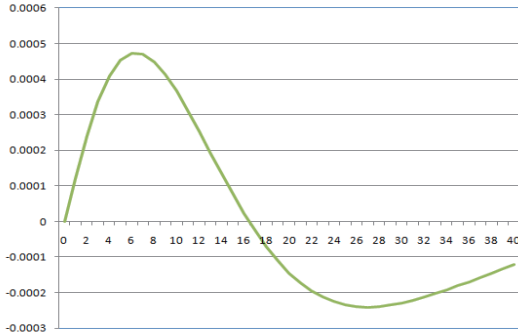
〈그림 1〉 긴축적 통화정책충격에 대한 충격반응함수

### (1) 산업생산 증가율

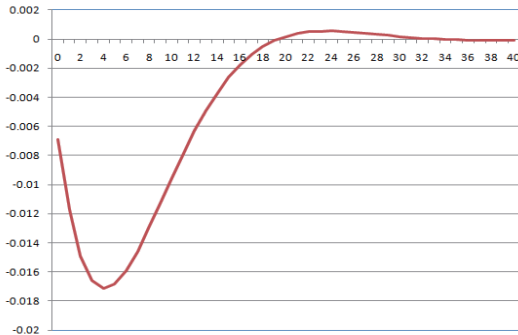


20) 유사한 물가퍼즐 현상은 이영수(2008)에서도 발견된다.

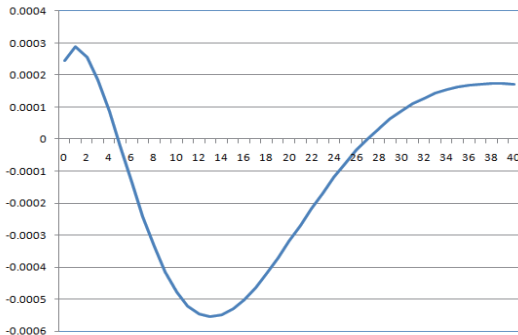
(2) 물가상승률



(3) 주택가격 실질상승률



(4) 실질이자율



주: 1,000회의 시뮬레이션에 의해 계산된 1표준편차의 구간은 주택가격을 제외하고는 모두 0을 포함해 별기하지 않음

한편 실질주택가격은 영국을 대상으로 한 Elbourne (2008)의 연구에서 보이는 바와 같이 금리상승 충격으로 말미암아 상당기간 동안 하락세를 보여 준다. Wadud, Bashar and Ahmed (2009)가 호주 주택시장을 대상으로 한 실증분석결과가 잘 보여

주듯이 일부 다른 연구에서 나타나는 바와 같은 단기에 있어서의 주택가격 상승은 나타나지 않는다. 장기적으로 이자율 상승이 주택수요를 위축시킬 것으로 기대해야 하지만 기대효과로 인해 오히려 주택수요의 증가와 주택가격 상승을 낳을 수 있기 때문이다. 즉, 사람들이 이자율의 상승을 미래이자율 상승의 신호라 간주한다면 다기에 주택수요가 오히려 증가하고 주택가격도 상승하게 될 것이다. 그리고 일정 시간이 흐르고 나면 이러한 효과는 사라지고 사용자비용 경로에 의해 주택수요가 위축하며 결국 주택가격이 하락하게 된다는 것이 그것이다(Case and Shiller, 2003). 우리의 경우 이러한 일시적인 통화긴축 후 주택가격의 일시적 상승현상은 나타나지 않았다. 긴축적 통화정책 충격은 산출 역시 낮추므로, 긴축적 통화정책은 고용과 임금에도 결국 부정적 과급효과를 미칠 것이라고 기대할 수 있다. 이자율 상승은 가계의 이자지급 규모를 높인다. 따라서 이자상환액이 증가하고 소득 상승이 제한됨에 따라 가계의 부채상환능력은 하락할 것이다. 이 점이 바로 통화정책의 주택가격에 대한 강력한 초기 효과와 지속적 과급효과를 설명할 수 있다.

다른 연구에서 보이는 바와 같이 우리 모형에도 상당한 정도의 이자율 관성(inertia)이 존재한다. 즉, 통화정책 충격이 낳은 단기적인 이자율 상승이 다시 (수요위축에 기인한) 이자율의 점진적 하락에 의해 상쇄되고 있다. 이자율 관성과 결합된 통화정책의 반전(reversal)은 “적절한 통화정책 집행”으로 불리는 것과 일관성이 있다. (Woodford, 2003).

한편 실질 주가 변화율을 모형에 포함시킬 경우 산출 증가율, 인플레이션율, 주택가격의 반응은 유사했으며, 주가 역시 기존 연구에서 보이듯

이 약 15개월간의 하락을 경험하였다.<sup>21)</sup>

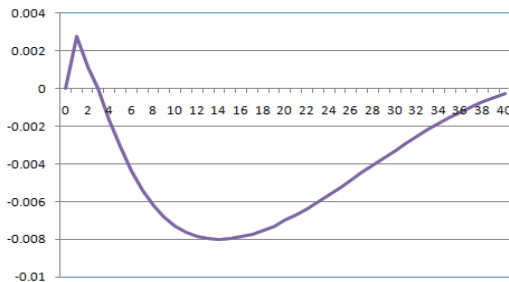
2) 주택가격 충격에 대한 통화정책 반응

통화정책 충격에 대한 변수들의 반응을 살펴 보았으므로 이제 역의 인과관계, 즉 주택가격 충격에 대한 통화정책의 (체계적) 반응을 검토하기로 하자. <그림 2>는 주택가격 충격(첫 달에 1%가 상승하도록 정규화한 충격)의 산업생산증가율, 인플레이션율, 주택가격 실질증가율 그리고 이자율에 대한 파급효과를 나타내는데, 실증분석 결과는 이영수(2008)와 대체로 유사하다.

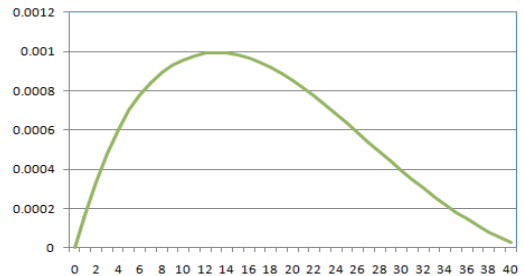
<그림 2>는 우선 주택가격 상승을 따라 이자율에도 거의 동시적인 반응이 있음을 보여주고 있다. 이러한 반응에 비추어보면 주택가격에 대한 예상치 못한 충격은 최소한 1년의 시계 내에서 중앙은행의 이자율 결정에 영향을 미친다.

<그림 2> 주택가격 충격에 대한 충격반응함수 분석 결과

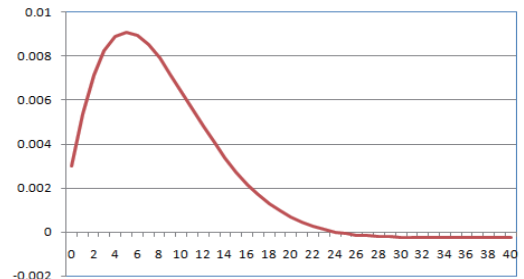
(1) 산업생산 증가율



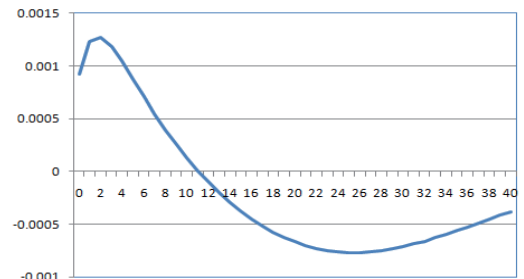
(2) 물가상승률



(3) 주택가격 증가율



(4) 이자율



주: 1,000회의 시뮬레이션에 의해 계산된 1표준편차의 구간은 이자율을 제외하고는 모두 0을 포함해 별기하지 않음

그러나 이에는 주의가 요구된다. 주택가격상승이 인플레이션율의 지속적 상승을 동반하고 있기 때문이다. 이렇게 볼 때 이자율은 인플레이션에 대한 주택가격의 반응과 (간접적으로) 관련된다

21) 실질 주가는 종합주가지수를 이용하였고, 불안정 시계열로 나타나 1차 차분변수를 모형에 포함하였다. 모형에 대한 제약은 Bjørnland and Jacobsen(2008)을 따라 당기제약에서는 실질 주가가 실질 주택가격에 영향을 미치지 못하는 것으로 하였으며, 장기제약에서는 통화충격이 실질 주가에 장기적 영향을 미치지 않는 것으로 두었다. 충격반응분석 결과 산출과 실질 주가에 긴축통화정책이 발생한 양(+)의 반응이 나타났지만 이내 소멸하였다.

고 결론내릴 수 있다.

한편 실질주가 상승률이 포함된 모형의 경우 모든 변수의 반응은 유사하였고, 주가는 실질주택가격에 양(+)의 충격이 나타날 경우 약 3분기에 걸쳐 상승한 후 하락세를 보이는 것으로 나타났다.

3) 주택가격 변화의 요인 : 분산분해 분석

<그림 3>은 다양한 충격에 대한 실질 주택가격의 충격반응함수를 보여준다. 그림에 따르면 다른 국제연구와 달리 실질 산출 충격은 주택가격에 양(+)의 충격보다는 미약하지만 음(-)의 충격을 보여주는 것으로 나타나고 있다. 그리고 이러한 충격의 과급효과는 장기적으로도 성립한다는 것을 알리고 있다. 이러한 결과는 경제이론과도 다소 배치한다. 즉 산출 증가는 소비수요 특히 주택수요 증가를 낳아 실질 주택가격을 상승시켜야 하기 때문이다.

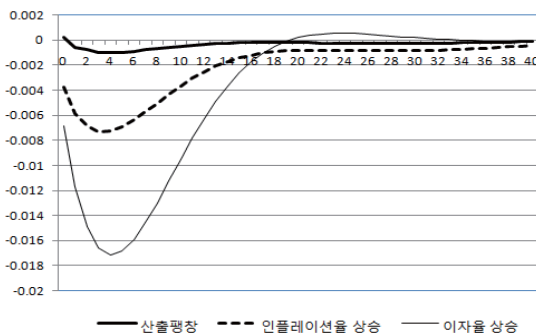
그러나 인플레이션 충격은 다른 국제연구나 이론적 예측과 잘 부합되게 나타나고 있다. 주지하다시피 인플레이션의 심화나 인플레이션율이 높아질 것이라는 기대는 이자율을 높일 것이다. 이는 구매력의 위축 그리고 그에 따라 주택수요의 위축을 낳고 결국 실질주택가격의 하락을 낳

을 것이기 때문이다. 한편 이자율 상승 충격은 앞에서 언급하였던 것처럼 주택가격을 1년 넘는 기간 동안 위축시키는 역할을 하고 있다.

<표 4>는 실질주택 가격의 총변동이 개별 충격에 기인하는 정도를 분석하기 위한 주택가격의 예측오차의 분산분해 결과를 보여주고 있다. 이에 따르면 실질주택가격 상승률 자체의 충격보다 이자율 충격이 훨씬 더 큰 비중을 차지하고 있음을 말해주고 있다. 아울러 인플레이션이 기여하는 정도는 주택가격 충격의 기여도에는 못 미치지만 산출 충격을 크게 넘어서는 것으로 나타나고 있으며, 실질 산출변화의 주택가격변화에 대한 설명력은 매우 미약한 것으로 나타나고 있다.

<표 5>는 Bjørnland and Jacobsen(2008)을 따라 실질주가를 포함하였을 경우의 주택가격 예측오차의 분산분해 결과를 나타낸 것이다. 이 결과는 앞의 사실을 다시 한 번 확인해 주지만 실질 주택가격 상승률 자체의 충격이 이자율 충격보다 더 큰 비중을 차지하고 있어 보다 더 현실적인 결과를 보여주고 있다. 그러나 여전히 통화충격,

(그림 3) 개별 충격에 대한 주택가격 실질 상승률의 충격반응함수 분석 결과



(표 4) 주택가격 예측오차의 분산분해 결과 : 주가를 포함하지 않는 경우

	산출	인플레이션	주택가격	이자율
1	0.1	20.0	12.8	67.1
4	0.2	15.1	15.9	68.9
7	0.2	13.2	18.1	68.5
10	0.2	12.4	19.6	67.8
13	0.2	12.1	20.7	67.1
16	0.2	12.0	21.1	66.6
19	0.2	12.1	21.3	66.4
22	0.2	12.1	21.3	66.4
25	0.2	12.2	21.3	66.3
28	0.2	12.2	21.3	66.3
31	0.2	12.3	21.3	66.2
34	0.2	12.3	21.3	66.2
37	0.2	12.4	21.3	66.2
40	0.2	12.4	21.3	66.1



〈표 5〉 주택가격 예측오차의 분산분해 결과  
: 주가를 포함할 경우

	산출	인플 레이션	주택 가격	주가	이자율
1	0.1	20.1	51.5	0.0	28.3
4	0.1	15.4	56.1	0.1	28.3
7	0.1	13.8	57.9	0.3	27.9
10	0.1	13.2	58.7	0.7	27.4
13	0.1	13.1	58.9	1.0	26.9
16	0.1	13.2	58.9	1.2	26.7
19	0.1	13.2	58.8	1.3	26.6
22	0.1	13.3	58.7	1.4	26.5
25	0.1	13.4	58.7	1.4	26.5
28	0.1	13.4	58.6	1.4	26.5
31	0.1	13.5	58.6	1.4	26.4
34	0.1	13.5	58.6	1.4	26.4
37	0.1	13.6	58.5	1.4	26.4
40	0.1	13.6	58.5	1.4	26.4

즉 이자율 충격이 단기와 장기 구분없이 실질주  
택가격 변화의 1/4이상을 설명하고 있음을 보여  
주고 있다.

#### IV. 결론

본 연구는 우리나라의 통화정책의 전달 메커  
니즘에 있어 주택가격의 역할을 구조적 VAR모  
형을 이용하여 분석하였다. 이 주택가격과 통화  
정책 간의 상호의존성 문제를 해결하기 위해 축  
차적인 단기제약과 장기(화폐중립성) 제약을 동  
시에 부과하였다. 결국 이자율과 주택가격이 새  
로운 경제적 충격에 동시에 반응하도록 함으로

써, 통화정책전달메커니즘에 있어 주택가격의 역  
할을 살펴보았다.

실증분석 결과 주택가격이 한국의 통화정책  
전달 메커니즘에 있어 일정한 역할을 하고 있음  
을 알 수 있었다. 즉, 이자율 변동이라는 통화정  
책 충격에 대해 주택가격은 산업생산 보다 즉각  
적이고 강하게 반응하였다. 아울러 주택가격 하  
락 충격은 기존 연구에서 보여주듯이 산출 위축  
을 야기하였으며, 위축기간 또한 금리인상의 경  
우보다도 큰 폭으로 더 오랫동안 지속되었다.

이러한 결과는 단기이자율의 상승이 장기이자  
율을 상승시켜 설비투자를 위축시켜 결국 유효수  
요(생산 또는 매출)를 감소시킨다는 케인즈의 이  
론만으로는 설명하기에는 어렵다는 것을 의미한  
다. 오히려 금리 인상이 부부의 효과나 저축의  
증가 등으로 소비를 감소시키고 이로 인해 기업  
생산이 위축되었다는 메커니즘이 빠른 시차를 설  
명하는데 보다 나은 것이다. 하지만 주택가격의  
하락이 생산에 장기에 걸쳐 큰 영향을 미치고 있  
다는 점을 고려할 때, 상기의 정통이론만으로는  
자산가격 하락이 생산에 직접적으로 영향을 미치  
는 경로를 설명하기에는 부족하다. 신용중시론에  
서 주장하는 자산가격의 하락이 담보가치를 하락  
시켜 대출이용가능성을 약화시켜 기업투자과 가  
계소비를 위축시키는 경로가 추가로 존재한다는  
점을 고려할 수 있다. 또한 Hawtrey의 주장에서  
와 같이 시설투자보다는 채고투자(생산증가)가  
이루어지기 때문이라는 점도 고려할 수 있다.<sup>22)</sup>

22) 宇澤(1986, 1장)은 ‘Hawtrey가 단기시장이자율의 하락이 가격수준에 영향을 미쳐 기업부문의 생산량 및  
고용량의 증가를 유발한다는 메커니즘을 강조한데 반해, Keynes는 장기시장이자율의 하락이 직접 투자  
량에 영향을 미쳐 유효수요 및 고용량의 증가를 일으킨다는 소득=지출을 통한 메커니즘을 강조하고 있  
다.’(p.34)고 서술하고 있다. 또한 宇澤은 현대와 같은 경제에서도 Hawtrey가 강조했던 유통업자의 역할  
이 점차 중요해지고 있다면서 다음과 같이 지적하고 있다. ‘한 기업이 생산한 재화가 소비자나 다른 기  
업에 의해 구입되어 소비 또는 투자되기 까지 단지 시간적인 경과를 동반하는 것만이 아닌, 그 동안 여

마지막으로 통화정책은 주택시장 변화에 의존함을 관찰하였는데, 이는 부분적으로 주택가격 변화가 인플레이션의 변화를 초래하는데서 기인할 수 있다. 주택가격의 변화가 인플레이션을 변화시키면 중앙은행은 인플레이션을 타겟팅 범위 안에 안정시켜야 하기 때문이다.

상기의 결과를 바탕으로 다음과 같은 시사점을 고려할 수 있다. 우선 경제모형에 자산가격을 포함시킬 경우 그 효과가 증폭되어 나타날 수 있다는 점이다. 거꾸로 말하자면 자산을 고려하지 않은 모형에서는 실제보다 그 효과가 작게 나타날 수 있다는 점이다. 자산가격을 추가한 모형이 실증분석에서 더 유효하다는 연구결과가 점차 늘어나고 있다는 점을 고려하면 자산중시 이론의 중요성이 커지고 있다고 볼 수 있다. 결국 본 논문의 결과는 통화정책을 실행함에 있어서 자산가격도 참고해야 할 중요한 변수라는 점을 지지하고 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다고 판단된다. 우선 개방경제로서의 한국의 속성이 반영되어 있지 않다. 주지하다시피 자유변동환율제 하의 개방경제에서 통화정책은 환율 변화에 제약을 받기 때문이다. 이러한 문제점을 해소하기 위해서는 모형 내에 환율도 포함하는 개방경제 VAR모형을 고려할 필요가 있다. 둘째, 자산가격으로 주택가격만을 포함하였다는 점에서 일정한 한계를 갖는다. 그러나 비록 부동산이 우리나라 가계의 대표적인 자산이긴 하지만 주식자산이 갖는 중요성 역시 쉽게 무시할 수 없다고

판단한다. 특히 주가변화는 부동산 가격에 비해 변동성이 크기 때문에 통화정책에 일정한 제약을 가할 가능성이 크다고 하겠다. 마지막으로 분석 결과에 있어 부분적인 한계점이 나타났다. 즉, 이자율 상승으로 대표되는 긴축적 통화충격이 단기에 물가상승을 발생시키는 물가피클 현상이 지나치게 크고 또 통화충격이 상당히 장기간에 걸쳐 누적적으로 물가를 상승시키는 것으로 나타났다.

논문접수일 : 2011년 11월 10일

논문심사일 : 2011년 11월 28일

게재확정일 : 2011년 12월 14일

러 가지 형태의 유통과정이 존재하여 많은 중간업자가 참여하고 있다. 이들 유통업자의 존재는 원래 초기 자본주의경제에 있어서 중요한 제도적 특징 중의 하나이지만, 3차 산업의 비중이 늘어나는 것처럼 그 중요성도 점차 커지고 있는 것이 장기적인 추세라고 말할 수 있을 것이다. 그러나 유통과정의 메커니즘에 관한 분석은 지금까지 거의 행해지지 않았다.’(pp.7~8)

## 참고문헌

1. 김병화문소상, “주가와 소비의 관계분석”, 「경제분석」 제7권 1호, 한국은행 금융경제연구원, 2001, pp.26-56
2. 심성훈, “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구: 외환위기 전 후기간의 비교분석”, 「부동산학연구」, 제12집 1호, 부동산분석학회, 2006, pp.147-163
3. 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제 : SVAR 분석”, 「부동산학연구」, 제14집 3호, 부동산분석학회, 2008, pp.129-147
4. 이영수, “자산효과의 비교 : 주택과 주식”, 「부동산학연구」, 제19권 제2호, 한국부동산연구원, 2009, pp.151-174
5. 이항용, “주택가격 변동과 부의 효과”, 「금융경제연구」, 제181호, 한국은행 금융경제연구원, 2004
6. 금융투자협회, “한·미·일 금융투자자의 투자 실태 비교”, 보도자료, 2011년 8월
7. Allen, Franklin and Douglas Gale, "Asset Price Bubbles and Monetary Policy," in Meghnad Desai and Yahia Said (eds), *Global Governance and Financial Crises*, 2004, pp.19-42
8. Arnold, I, P. J. A. van Els and J. de Haan, "Wealth Effects and Monetary Policy," *WO Research Memoranda*, Vol.719, Netherlands Central Bank, 2002
9. Bernanke, Ben S. "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," in K. Brunner and A. H. Meltzer, *Real Business Cycles, Real Exchange Rates, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.25, North-Holland, 1986, pp.49-100
10. Bernanke, Ben S., and Alan S. Blinder, "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol.78, 1988, pp.435-39
11. Bernanke, Ben S. and Mark Gertler, "Monetary Policy and Asset Price Volatility," *New challenges for monetary policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999, pp.77-128
12. Bjørnland, H. C. and D.H. Jacobsen, "The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in the U.S.," *Norges Bank Working Paper*, No.24, 2008
13. \_\_\_\_\_, "The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies," *Journal of Financial Stability*, Elsevier, Vol.6 No.4, 2010, pp.218-229
14. Blanchard, Olivier and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol.79, 1989, pp.655-73
15. Bordo, Michael D. and Olivier Jeanne, "Monetary Policy and Asset Prices: Does 'Benign Neglect' Make Sense?," *International Finance*, Vol.5 No.2, 2002a, pp.139-64
16. Bordo, Michael D. and Olivier Jeanne, "Boom-busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy," *NBER Working Paper*, No.8966, 2002b
17. Borio, Claudio and Philip Lowe, "Asset Prices, financial and monetary stability: exploring the nexus," *BIS Working Paper*,

- No.114, 2002
18. Carlstrom, Charles T. and Timothy S. Fuerst, "Monetary Policy and Asset Prices with Imperfect Credit Markets," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, Vol.37 No.4, 2001, pp.51-59
19. Case, K. E. and R. J. Shiller, "Is There a Bubble in the Housing Market?," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, 2003, pp.299-342
20. Case, K., R. Shiller, and J. Quigley, "Comparing Wealth Effects: the Stock Market versus the Housing Market," *Advances in Macroeconomics* 5, 2005
21. Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans, "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?," in *Handbook of Macroeconomics*. Vol.1A, ed. by J. B. Taylor, and M. Woodford, *Elsevier Science*, 1999, pp.65-148
22. \_\_\_\_\_, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol.113 No.1, 2005, pp.1-45
23. Clarida, Richard and Jordi Gali, "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.41, 1994, pp.1-56
24. Elbourne, Adam, "The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach," *Journal of Housing Economics*, 2008, pp.65-87
25. Gali, Jordi, "How Well Does the IS-LM Model Fit Post War Data?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.107, No.2, 1992, pp.709-738
26. Goodhart, Charles and Boris Hofmann, "Do Asset Prices Help to Predict Consumer Prices Inflation?," *Manchester school*, Vol.68, 2000, pp.122-140
27. Goodhart, C. and B. Hofmann, "Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy." *Paper prepared for the conference on Asset Prices, Exchange rates, and Monetary Policy*, Stanford University, 2001
28. Giuliadori 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
29. Iacoviello, Matteo, "Consumption, house prices, and collateral constraints: a structural econometric analysis," *Journal of Housing Economics*, Vol.13 No.4, 2004, pp.304-320
30. \_\_\_\_\_, "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, Vol.95 No.3, 2005, pp.739-764
31. MacLennan, D. A., *Competitive UK Economy: Challenges for Housing Policy*, York: Joseph Rowntree Foundation, 1994
32. Miles, D., *Housing, Financial Markets and the Wider Economy*, John Wiley and Sons, 1994

33. Mishkin, F. S., "Housing and the monetary transmission mechanism," *NBER Working Paper*, No.13518, 2007
34. Sims, Christopher. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, 1980, pp.1-48
35. \_\_\_\_\_, "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol.10, No.1, 1986, pp.2-16
36. \_\_\_\_\_, "Interpreting the macroeconomic 9 time series facts: the effects of monetary policy," *European Economic Review*, Vol.36, 1992, pp.975-1000
37. Svensson, Lars E. O., "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review*, Vol.41 No.6, 1997, pp.1111-1146
38. Wadud IKM Mokhtarul, Omar HMN Bashar, and Huson Joher Ali Ahmed, "A SVAR Analysis of Monetary Policy Dynamics and Housing Market Responses in Australia," *Economics Series SWP*, Vol.22, Deakin University, Australia, 2009
39. Warne, Anders, *Structural VAR* 0.45, 2011 (<http://www.texlips.net/svar/>)
40. Woodford, Michael, *Interest and Prices*, Princeton and Oxford: Princeton University Press, 2003
41. 宇澤弘文, 「經濟動学の理論」, 東京大学出版会, 1986