

# 금리와 주택가격

이근영\*·김남현\*\*

## 요약

본 연구에서는 1991년부터 최근까지의 자료를 사용하여 금리와 매매 및 전세 가격을 각각 상승하는 시기와 하락하는 시기로 구분한 후 금리 인상이 각 시나리오별 주택가격에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다.

실증분석결과에 따르면 전반적으로 금리 하락기보다 금리 상승기의 금리 인상이 주택가격 하락기와 상승기의 주택가격에 미치는 영향이 크게 다르다. 또한 금리 상승기와 주택가격 하락기가 겹치는 경우 금리 인상이 주택가격 하락에 미치는 영향이 가장 크다. 뿐만 아니라 주택가격이 상승기이냐 또는 하락기이냐에 따라 전세가격이 매매가격보다 금리 상승기의 금리 인상률에 더 민감하게 반응한다. 이 결과는 산업생산, 소비자물가, 코스피, 원/달러환율 등의 거시 및 금융변수들이 통제변수로 고려되는 경우에도 크게 달라지지 않는다. 따라서 최근 G2의 경제상황과 국내 가계 부채의 상대적 심각성 등을 고려할 때 향후 금리 인상시 이런 문제들을 신중하게 고려할 필요가 있다.

핵심용어: 금리, 매매가격, 전세가격, 출레스키, 부호제약

JEL 분류기호: E3, E4, E5

---

\* 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: [lky0614@skku.edu](mailto:lky0614@skku.edu)

\*\* 성균관대학교 경제학과 박사과정

## I. 서론

2015년 12월 16일(미국시간) 미연준이 연방자금금리 목표치를 0~0.25%에서 0.25%~0.50% 수준으로 0.25%p 인상함으로써 2006년 6월 29일 목표치를 5.00%에서 5.25%로 마지막으로 인상한 후 거의 10년만에 다시 기준금리를 올리기 시작하였다. 미연준의 기준금리인상이 세계경제에 미치는 부정적인 영향은 이미 1980년대 초반과 1990년대 중반의 경험에 비추어 볼 때 그 위력의 강도가 어느 정도인지 짐작해 볼 수 있다. 그 당시 미국금리인상의 직접적인 부정적 효과는 주로 중남미 국가들에서 나타났으나 우리나라의 경우도 1980년의 마이너스 성장과 1997년의 외환위기가 간접적으로 미국금리인상의 영향을 받았음을 부정할 수 없다. 더군다나 소규모 개방경제인 우리나라의 경우 21세기에 들어와 글로벌화의 영향으로 대외개방도가 더욱 증가하였을 뿐만 아니라 중국에 대한 무역의존도가 과도하게 높아진 상황이기 때문에 최근 미국의 금리인상 기조와 중국의 경제성장 둔화는 향후 우리 경제에 큰 악재로 작용할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 즉 중국의 경제성장 둔화는 우리 전체 수출의 약 1/4를 차지하는 대중 수출을 감소시킴으로써 우리의 경제성장을 약화시키는 반면 미국의 금리인상기조는 국내외 자본의 유출을 통해 국내금리를 상승시킬 가능성이 있다.

최근의 국내 실증분석들에 따르면 국내 정책금리 인하가 국내물가에 미치는 영향이 불확실할 뿐만 아니라 경제성장에 미치는 긍정적인 영향 또한 과거에 비해 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 따라서 이들 국내외 리스크의 결합이 국내경제의 악순환을 가져올 가능성은 높지 않아 보인다. 반면 정책금리 인하가 대외 환경에 크게 영향을 받지 않는 국내변수, 특히 주택 매매가격과 전세가격에 미치는 영향은 매우 큰 것으로 보인다. 따라서 대외적인 요인에 의해 국내 경기가 침체되고 금리가 상승하는 현상이 나타나는 경우 이는 먼저 국내 주택가격에 가장 큰 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다. 뿐만 아니라 국내 가계부채가 과도한 상황에서 주택가격의 급격한 하락은 국내경제의 시스템적 위기를 초래할 가능성이 다른 어느 경우보다 클 것으로 예상된다.

본 연구에서는 이와 같이 경제성장이 둔화되고 국내 금리가 상승하는 상황을 상정하여 그렇지 않은 상황과 비교해 볼 때 국내금리 상승이 주택가격에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보고자 한다. 여기서는 먼저 월별 금리 자료가 이용 가능한 1991

년부터 최근까지의 금리와 주택 매매 및 전세 가격 자료를 사용하여 금리, 매매가격, 전세가격을 각각 상승하는 시기와 하락하는 시기로 구분한다. 예를 들어  $\Delta$ 금리+ 변수는 금리가 상승하는 시기는 금리변화율로 나타내는 반면 금리가 하락하는 시기는 0으로 나타낸 변수이다. 반면  $\Delta$ 금리-는 금리가 하락하는 시기는 금리변화율로 나타내는 반면 금리가 상승하는 시기는 0으로 나타낸 변수이다.  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-의 경우도 동일하다. 본 연구에서는 먼저 출레스키 분해를 이용한 6변수 VAR 모형을 통해  $\Delta$ 금리+와  $\Delta$ 금리-의 1%p 상승 충격이  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세- 등에 각각 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 분석한다. 또한 출레스키 분해를 이용한 VAR 모형의 추정결과는 역의 인과관계나 소표본 편기의 문제점을 지니고 있기 때문에 본 연구에서는 부호제약을 이용한 VAR 모형을 통해 출레스키 분해를 이용한 VAR 모형의 추정결과가 어느 정도 신뢰할 수 있는가를 살펴본다. 뿐만 아니라 통제변수의 생략에 따른 추정결과의 왜곡 여부를 살펴보기 위해 산업생산과 소비자물가가 동시에 고려된 8변수 VAR 모형, 더 나아가 코스피와 원/달러환율 등의 금융변수들이 추가된 10변수 VAR 모형 등을 추정한다. 또한 금리와 주택가격간의 관계가 금리 또는 지역에 따라 차이가 있는가를 또한 분석한다.

본 연구의 주요 실증분석결과에 따르면 전반적으로 금리 하락기보다 금리 상승기의 금리 인상이 매매(또는 전세)가격 하락기와 상승기의 매매(또는 전세)가격에 미치는 영향이 크게 다르다. 또한 금리 상승기와 매매(또는 전세)가격 하락기가 겹치는 경우 금리 인상이 매매(또는 전세)가격 하락에 미치는 영향이 가장 크다. 게다가 주택가격이 상승기이냐 또는 하락기이냐에 따라 전세가격이 매매가격보다 금리 상승기의 금리 인상에 더 민감하게 반응한다. 이 결과는 산업생산, 소비자물가, 코스피, 원/달러환율 등의 거시 및 금융변수들이 통제변수로 고려되는 경우에도 크게 달라지지 않는다. 따라서 최근 G2의 경제상황과 국내 가계부채의 상대적 심각성 등을 고려할 때 금리 인상시 다른 어떤 요인보다 이런 문제들을 신중하게 고려하여 접근할 필요가 있다.

본 연구는 다음과 같은 내용을 다루고 있다. 제II절에서는 금리를 포함한 거시 및 금융변수들과 주택가격과의 상호관계를 분석하고 있는 기존 연구들을 살펴보고 본 연구와의 차이점을 논한다. 제III절에서는 출레스키 분해와 부호제약을 이용한 VAR 모형으로부터 충격반응함수들을 구하는 방법에 대해 논한다. 제IV절에서는 금

리와 매매 및 전세 가격이 각각 상승하는 기간과 하락하는 기간으로 나눈 후 6변수, 8변수, 10변수 등을 이용한 VAR 모형의 실증적인 충격반응결과를 분석한다. 제V절에서는 정책적인 시사점을 논하고 제VI절에서는 본 연구내용을 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 기존연구

대부분의 기존 연구들은 주택 매매 및 전세 가격의 결정요인으로 거시경제변수와 금융변수들을 고려하고 있다. 예를 들어 이근영(2004)은 금리뿐만 아니라 미약하지만 실질주가가 실질주택가격에 영향을 미치며 금리 인하 충격이 매매가격보다는 전세가격을 더 상승시킴을 보여주고 있다. 또한 내생적인 분기점이 외환위기기간 중에 나타나나 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 김윤영(2012)은 금리가 글로벌 금융위기 이후 주택 및 매매 가격에 미치는 영향이 통계적으로 유의적이지 못한 반면 인플레이션의 영향력은 유의성을 갖고 있음을 보여준다. 또한 물가, 환율, 주가 등이 매매 및 전세 가격의 불균형 오차에 유의적인 영향을 미치고 있다고 주장한다. 그 밖에 물가가 주택가격에 미치는 영향을 분석한 연구로는 심성훈(2006), 이영수(2008), 손종철(2010) 등이 있다. 이들은 분석모형으로 VAR 모형을 이용하고 있다. 한편 전해정(2014)은 동적 패널분석을 이용하여 전체 기간에 걸쳐 CD 금리는 주택가격과 양(+)의 관계를 갖는 반면 산업생산과 주가는 음(-)의 관계를 가지고 있음을 보여준다. CD 금리는 글로벌 금융위기 이전에는 주택가격과 음(-)의 관계를 가지는 반면 글로벌 금융위기 이후에는 양(+)의 관계를 갖고 있다고 한다. VECM을 이용하여 주택가격과 거시·금융변수와의 관계를 분석한 연구로는 송준혁(2012), 이영수(2012) 등이 있다.

해외 연구로는 Okunev, Wilson, and Zurbtuegg(2000)가 비선형적인 인과관계검정을 이용하여 미국 부동산 시장이 주식시장으로부터 영향을 받고 있음을 보여준다. 또한 Lastrapes(2002)는 주택시장의 동태균형모형과 VAR 모형을 통해 양(+)의 통화공급 충격에 반응해 주택가격과 주택매매가 상승하고 있음을 보여준다. 그 밖에 VAR 모형을 이용한 연구로 Chirinko DeHaan, Sterken(2004)는 주택가격 상승이 물가를 상승시키고 있음을 보여주고 있는 반면 Glaeser, Gottlieb,

Gyourko(2010)는 연방자금금리가 주택가격에 미치는 영향이 크지 않다고 주장한다. Cambell Gallin, Martin(2009)은 이자율에 의한 주택가격의 움직임이 주식, 채권시장과 유사함을 보였다.

본 연구에서는 주택가격에 크게 영향을 미치는 것으로 알려진 거시 및 금융 변수들을 통제변수로 사용하여 금리가 주택가격에 미치는 영향을 분석한다. 기존 연구들에서는 관련 자료가 이용 가능한 전체 기간 또는 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간 등을 제외한 기간에 걸쳐 이들 변수들과 주택가격과의 상호관계를 분석하고 있다. 하지만 이런 분석의 경우 위기기간의 존재로 추정결과가 왜곡되거나 표본기간이 너무 짧아 소표본 편기 등의 문제가 발생할 수 있다. 또한 이런 계량적인 문제가 없는 경우라도 이와 같은 단순한 분석은 한국경제가 향후 직면할 가장 시급한 문제를 해결하는 데 크게 도움이 되지 않는다. 이미 잘 알려진 바와 같이 우리 경제의 경우 2015년 12월 이후 미국이 금리 인상 기조로 선회함에 따라 국내자본의 해외 유출 가능성이 잠재해 있을 뿐만 아니라 향후 우리의 수출의존도가 높은 중국의 경제성장 둔화로 대중국 수출이 감소함에 따라 국내 경제성장 또한 낮아질 우려가 있다. 대부분의 거시 및 금융 펀더멘털이 안정적임에도 불구하고 가계부채가 과도한 상황에서 자본유출로 금리가 올라가고 성장둔화로 주택가격이 하락하는 경우 가계로부터 위기가 점화될 우려가 있다. 따라서 본 연구에서는 금리와 주택 가격을 상승기간과 하락기간으로 구분한 후 금리가 상승하는 반면 주택가격이 하락하는 상황에서 금리 인상이 주택가격과 다른 거시경제변수들에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보고 이에 대한 대응 방안을 찾아보고자 한다.

### Ⅲ. 추정방법

본 연구에서는 출레스키 분해를 이용한 VAR 모형과 부호제약을 이용한 VAR 모형을 추정함으로써 금리가 주택 매매 및 전세 가격에 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 분석하고자 한다. 따라서 여기서는 금리, 매매가격, 전세가격, 산업생산, 소비자물가, 코스피, 원/달러환율 등의 변수들로 구성된 다음과 같은 구조형 VAR 모형이 고려된다.

$$AY_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \Pi_i Y_{t-i} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim F(0, \Omega) \quad (1)$$

식 (1)에서  $A$ 는 동일한 시기의 과급효과를 보여주는 파라미터이며  $\epsilon_t$ 는 구조형  $n \times 1$  오차항 벡터로 계열상관관계를 가지고 있지 않다.  $n$ 은 변수의 수를 나타내며 본 연구에서는 각각 6, 8, 10개의 변수들이 고려된다.  $\Omega$ 는 비대각항이 0으로 구성되어 있는  $n \times n$  구조형 공분산행렬이다. 이 식은 다시 축약형 VAR 형태로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + \eta_t, \quad \eta_t \sim F(0, \Sigma) \quad (2)$$

식 (2)에서  $\beta_0 = A^{-1}\alpha_0$ ,  $B_i = A^{-1}\Pi_i$ ,  $\eta_t = A^{-1}\epsilon_t$ 이며 축약형 파라미터( $\beta_0$ ,  $B_i$ )와 공분산 행렬( $\Sigma$ )의 추정치는 구조형 파라미터의 함수로서 나타난다.  $\eta_t = A^{-1}\epsilon_t$ 이기 때문에 축약형 모형의 공분산행렬  $\Sigma$ 와 구조형 모형의 공분산행렬  $\Omega$ 의 관계는  $\Sigma = A^{-1}\Omega A^{-1'}$ 와 같은 형태로 표시할 수 있다.  $A$ 가 식별되는 경우 OLS로 식 (2)을 추정한 다음 구조형 파라미터를 도출할 수 있다.

기존 연구들에 따르면  $A$ 을 식별할 수 있는 다양한 방법들이 있는데 본 연구에서는 대중적으로 사용되는 출레스키 분해와 함께 이 방법의 단점을 보완할 수 있는 부호제약방법(참조: Faust, 1998; Uhlig, 2005; Fry and Pagan, 2011)을 이용한다. 부호제약을 이용한 VAR 추정방법은 어떤 합리적인 이론이나 근거에 기반해 파라미터의 부호에 제약을 줌으로써 충격에 대한 반응의 범위를 한정하는 방법이다. 예를 들어 OLS를 이용해 식 (2)을 추정한 후 얻은 축약형 충격들을 Householder 변환 등을 통해 서로 상관관계를 갖지 않은 구조형 충격들로 분해한다. 그 다음 특정 충격에 대한 각 변수의 반응이 경제이론모형에 부합하는 부호를 가진 경우에는 선택하는 반면 부합하지 않는 부호를 가진 경우에는 선택하지 않는 방법으로 충격에 대한 반응의 범위를 제한한다.

축약형 공분산행렬  $\Sigma (= A^{-1}\Omega A^{-1'})$ 는  $P = A^{-1}\Omega^{1/2}$ 라고 가정하는 경우  $PP'$ 와 동일하며 이를 이용해 구조형 충격인  $\epsilon_t$ 을 표준편차인  $\Omega^{1/2}$ 로 나눈  $u_t$ 는 다음과 같이

표시할 수 있다.

$$u_t = \Omega^{-1/2} \epsilon_t = \Omega^{-1/2} A \eta_t = P^{-1} \eta_t \quad (3)$$

식 (3)에서  $u_t$ 의 공분산행렬  $cov(u_t u_t')$ 은  $cov(P^{-1} \eta_t \eta_t' P^{-1}) = P^{-1} P P' P^{-1}$ 이기 때문에 항등행렬이 된다. 이 식은  $Q'Q = QQ' = I$ 의 특성을 가진 정방행렬, 즉 직교행렬  $Q$ 을 이용하여 다시 구조형 충격으로 다음과 같이 전환시킬 수 있다.

$$\eta_t = P u_t = P Q' Q u_t = P^* u_t^* \quad (4)$$

식 (4)에서  $u_t^*$ 의 공분산행렬  $cov(u_t^* u_t^{*'})$ 은  $u_t$ 의 공분산행렬과 동일하게 항등행렬이 되기 때문에  $u_t$ 와  $u_t^*$ 의 공분산행렬은 다르지 않지만  $u_t$ 와  $u_t^*$ 가 축약형 충격  $\eta_t$ 뿐만 아니라 내생변수  $Y_t$ 에 미치는 영향은 다르다. 본 연구에서는 직교행렬을 구하기 위해 Householder 변환방법을 사용한다. 먼저  $N(0, I_n)$ 로부터  $n \times n$  무작위 변수  $\Pi$ 을 추출한 다음  $\Pi = Q_R R$ 로 분해한다.  $QR$ 분해로 생성된  $Q_R$ 을 통해 구조형 충격  $u_t^*$ 을 추출한 다음 구조형 충격들에 대한 각 변수들의 반응을 구한다. 다음 그 반응이 이론에 부합하는 부호제약을 충족시키면 선택하는 반면 그렇지 않으면 선택하지 않는 방법으로 충격에 대한 반응을 반복해서 구한다. 이 경우의 충격반응함수들은 신뢰 구간과 달리 알려지지 않은 각각의 모형으로부터 구해진 반응들이다.

#### IV. 추정결과

본 연구에서는  $CD$  등의 금리, 매매가격과 전세가격, 산업생산지수( $IP$ ), 소비자물가지수( $CPD$ ), 코스피( $KOSPI$ ), 원/달러환율( $WON/\$$ ) 등의 자료가 사용된다. 분석기간은 콜금리 월별 자료가 이용 가능한 1991년 1월부터 2015년 11월까지이며 표본 크기는 299개이다. 산업생산지수와 소비자물가지수는 계절조정된 자료이며 코스피와 원/달러환율은 증가의 월별 평균자료이다.  $CD$ 의 경우 1991년 3월부터 한국은

행 자료가 이용 가능하기 때문에 앞의 2개월치 자료는 IMF의 money market rate(MMR)로 대체하였다. 나머지 금리와 소비자물가, 코스피, 그리고 원/달러환율은 한국은행 자료, 산업생산지수는 IMF 자료를 각각 이용하였다. 매매가격과 전세가격은 KB국민은행이 제공하는 시계열 자료를 사용하는데 본문에서 대부분 인용되는 매매가격과 전세가격은 각각 계절 조정된 서울 아파트 매매가격지수와 전세가격지수를 나타낸다.

<그림 1>은 분석대상 자료들의 수준변수에 대한 추이를 보여주고 있다. 먼저 *CD* 금리는 전체기간에 걸쳐 전반적으로 하락하는 것처럼 보이고 있다. 그러나 *CD* 금리는 미국이 고금리 정책을 펼쳤던 시기와 맞물려 있는 1994년과 2005년 이후, IMF의 고금리 정책이 시행되었던 외환위기 직후, 그리고 물가가 올랐던 2010년 중반 이후 기간동안에는 상승하고 있다. 한편 서울 아파트 매매가격지수는 1990년대 중반까지 횡보하다가 외환위기 직후 일시적인 조정을 거친 다음 2010년까지 지속적으로 상승한다. 반면 서울 아파트 전세가격지수는 2000년대 초반에 일시적으로 하락한 기간을 제외하고는 전반적으로 상승하는 추세이다. 2000년대 중반부터 매매가격이 전세가격보다 크게 상승해 두 지수간의 격차가 커지다가 2010년대 들어와서는 이 관계가 역전된다. 산업생산지수와 KOSPI, 그리고 소비자물가지수는 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간을 제외하고는 주택가격과 마찬가지로 전반적으로 상승하는 추세이다. 원/달러환율은 외환위기 이후 *CD* 금리와 마찬가지로 글로벌 금융위기기간을 제외하고는 전체적으로 하락하는 추세를 보여주고 있다.<sup>1)</sup>

본 연구에서는 금리와 주택가격을 상승 시기와 하락 시기로 구분해 이들 변수간의 상호관계를 살펴보기 때문에 <표 1>에서는 분석대상 변수들의 변화율(%)에 대한 기초통계량을 살펴본다. 먼저 전체기간의 평균을 살펴보면  $\Delta CD$ 의 경우 -0.040로 음(-)의 값을 가지나 표준적인 수준에서 통계적으로 유의적이지 않다.  $\Delta CD+$  ( $\Delta CD-$ )은 *CD* 금리가 상승(하락)하는 경우에는 *CD* 금리 변화율을 그대로 사용하나 *CD* 금리가 하락(상승)하는 경우에는 0인 변수이다.  $\Delta$ 매매+ ( $\Delta$ 매매-)와  $\Delta$ 전세+ ( $\Delta$ 전세-)의 경우도 동일하다.  $\Delta CD+$ 와  $\Delta CD-$ 의 경우 평균은 각각 0.153과 -0.192이다. 전체 298개월 중 *CD*가 상승하는 기간은 119개월이고 하락하는 기간은 148개월로 하락하는 기간이 더 많고 이 때 이 기간들만의 평균은 각각 0.383과 -0.387이다.  $\Delta$ 매매와  $\Delta$ 전세의 평균은 각각 0.292와 0.470으로 전세가격이 매

1) <그림 A1>과 <그림 A2>는 각각 추가적인 금리와 지역별 주택가격 추이를 보여주고 있다.



매가격보다 평균적으로 더 상승하고 있다.  $\Delta$ 매매+와  $\Delta$ 매매-의 경우 평균은 각각 0.553과 -0.261이다. 전체 298개월 중 매매가격이 상승하는 기간은 152개월이고 하락하는 기간은 110개월로 상승하는 기간이 더 많고 이 때 이 기간들만의 평균은 각각 1.084와 -0.708이다.  $\Delta$ 전세+와  $\Delta$ 전세-의 경우 평균은 각각 0.800과 -0.330이다. 전체 298개월 중 전세가격이 상승하는 기간은 203개월인 반면 하락하는 기간은 75개월에 불과하며 이 때 이 기간들만의 평균은 각각 1.175와 -1.312이다. 상승 또는 하락하는 기간만 고려할 때에는 전세가격의 경우 매매가격의 경우와 달리 평균 상승폭보다 하락폭이 더 크다.  $\Delta IP$ ,  $\Delta CPI$ ,  $\Delta KOSPI$ ,  $\Delta WON/\$$ 의 평균 모두 양(+)의 값을 가지나  $\Delta IP$ 와  $\Delta CPI$ 만이 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다.  $\Delta WON/\$$ 의 경우 <그림 1>의 추세와 달리  $\Delta WON/\$$ 의 평균은 양(+)의 값을 가지는데 이는 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간 중 원/달러환율이 대폭적으로 상승했기 때문이다.

표준편차는  $\Delta KOSPI$ ,  $\Delta WON/\$$ ,  $\Delta IP$ 의 순서로 크며 CD 금리와 주택가격 변화율은 하락기보다 상승기에 더 크다. 왜도는 변수에 따라 양(+) 또는 음(-)의 값을 가지며 첨도는 모두 3보다 크다. 최대값은  $\Delta WON/\$$ 의 경우가 37.236으로 가장 크고 최소값은  $\Delta KOSPI$ 의 경우가 -23.575로 가장 작다. 다른 변수들에 비해 상대적으로 주가와 환율의 변동폭이 큼을 알 수 있다. Q(10)은 10계차 계열상관관계에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 표시하는데  $\Delta IP$ 를 제외한 모두 변수들의 경우 계열상관관계를 가지고 있지 않다는 귀무가설이 1% 유의수준하에서 기각됨을 알 수 있다.

## 1. 전통적인 6변수 VAR 모형의 충격반응결과

여기서는 금리 변화가 주택가격에 미치는 영향을 명확하고 간단하게 살펴보기 위해 먼저 금리, 매매가격, 전세가격만을 살펴보고자 한다. 콜금리, MMR(money market rate), CD 금리중에서 주택가격과 가장 밀접한 관련을 갖고 있는 금리가 CD이기 때문에 여기서는 지면절약을 위해 CD 금리가 사용된 경우만을 주로 기술한다. 마찬가지로 매매가격 및 전세가격의 경우도 계절 조정된 서울 아파트의 매매가격과 전세가격이 사용된 경우를 주로 살펴본다.

본 연구에서는 미국의 금리인상 기조가 이어지고 중국의 성장둔화 등으로 우리

나라의 경우도 금리가 상승 추세로 반전되고 주택가격이 하락세로 돌아설 가능성 크기 때문에 3변수를 그대로 이용하기보다는 3변수가 각각 상승하는 경우와 하락하는 경우로 나누어 각 시나리오별로 금리와 주택가격이 어떤 관계를 갖고 있으며 향후 우리 앞에 전개될 상황은 어떤 경우인가를 살펴보고자 한다. 이 분석을 위해 이미 앞에서 언급한 바와 같이 CD와 매매 및 전세 가격 변수들이  $\Delta CD+$ 와  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+와  $\Delta$ 매매-, 그리고  $\Delta$ 전세+와  $\Delta$ 전세-로 구분된다.

<표 2>는 출레스키 분해를 이용한 6변수 VAR 모형을 통해 추정된 누적충격반응 분석결과를 보여주고 있다. 변수 순서는  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-의 순이다. <표 2>에서는  $\Delta CD+$ 와  $\Delta CD-$ 의 1%p의 상승 충격이 각각 시간이 흐름에 따라  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-에 어떤 영향을 미치는가를 보여준다. 먼저  $\Delta CD+$ 의 상승 충격은  $\Delta$ 매매+을 동일 시점에서 0.106%p 하락시키며 6개월과 12개월 후에는 하락폭이 각각 -0.790%p와 -0.860%p로 더 커진다. 그러나 24개월 후에는 -0.273%p로 그 하락폭이 다시 줄어든다. <그림 2> (a)의 첫 번째 그림에서 길고 짧은 점선으로 구성된 누적충격반응곡선이 출레스키 분해를 이용한 경우를 보여준다. 하락폭이 12개월 직전에 극대화한 후 줄어들고 있음을 알 수 있다. 한편  $\Delta CD+$ 의 상승 충격은  $\Delta$ 매매-을 동일 시점에서  $\Delta$ 매매+의 경우보다 작은 0.050%p 하락시키나 6개월과 12개월 후에는 하락폭이 각각 -2.031%p와 -3.064%p로  $\Delta$ 매매+의 경우보다도 더 훨씬 확대될 뿐만 아니라 24개월 후에도 그 하락폭이 -3.017%p로 거의 그대로 유지된다. <그림 2> (a)의 두 번째 그림에서 이 점을 확인할 수 있다.

다음으로 전세가격의 경우에는 매매가격의 경우와 유사한 면과 상반된 면을 가지고 있다. 먼저  $\Delta CD+$ 의 상승 충격은  $\Delta$ 전세+을 6개월 후에 0.545%p 하락시키나 12개월 후에는 오히려 0.330%p 상승시키며 그 상승폭은 더욱 커져 24개월 후에는 2.323%p까지 증가한다. <그림 2> (a)의 세 번째 그림에서 길고 짧은 점선으로 구성된 누적충격반응곡선이 출레스키 분해를 이용한 경우를 보여준다. 한편  $\Delta CD+$ 의 상승 충격은  $\Delta$ 전세+의 경우와 달리 동일 시점에서부터  $\Delta$ 전세-을 0.101%p 하락시키며 6개월과 12개월 후에는 하락폭이 각각 -3.750%p와 -4.967%p로  $\Delta$ 매매-의 경우보다도 훨씬 더 커진다. <그림 2> (a)의 네 번째 그림에서 이 점을 확인할 수 있다.

<표 2>는 또한  $\Delta CD-$ 의 1%p의 상승 충격이  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,

$\Delta$ 전세-에 동태적으로 어떤 영향을 미쳤는가를 보여준다. 먼저  $\Delta CD-$ 의 1%p 상승 충격이  $\Delta$ 매매+와  $\Delta$ 매매-에 24개월 후에 미치는 영향은 각각 -1.021%p와 -1.034%p로  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격과 달리  $\Delta$ 매매+와  $\Delta$ 매매-에 미치는 영향이 크게 다르지 않다. <그림 2> (b)의 첫 번째와 두 번째 그림에서 길고 짧은 점선으로 구성된 누적충격반응곡선이 출레스키 분해를 이용한 경우를 보여준다. 한편  $\Delta CD-$ 의 1%p 상승 충격이  $\Delta$ 전세+와  $\Delta$ 전세-에 24개월 후에 미치는 영향은 각각 -1.508%p와 -0.496%p로  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격과 달리 전세가격 변화율을 다 하락시키나 그 하락폭이  $\Delta$ 전세+의 경우가 더 크다.

출레스키 분해를 사용할 때 변수의 순서가 달라지는 경우 동일 시점에서의 과급 효과가 일방적으로 설정되기 때문에 충격반응분석결과가 달라질 수 있다. 따라서 여기서는 변수의 순서가  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-에서  $\Delta CD-$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 전세-,  $\Delta$ 전세+로 대체된 경우의 충격반응결과를 살펴본다. <표 3>이 충격반응결과를 보여준다. 여기서 우리가 관심 있는 내용은  $\Delta CD+$ 의 상승 충격이  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-에 어떤 영향을 미쳤는가에 대한 것이기 때문에 이 경우들만 살펴보기로 한다. <표 3>이 보여주는 바와 같이  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격은  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-을 24개월 후에 각각 2.871%p와 4.392%p 하락시킨다. 변수의 순서를 바꾸는 경우에도 주요 실증분석결과는 <표 2>의 경우와 크게 달라지지 않음을 알 수 있다. <그림 3>은 변수의 순서가  $\Delta CD-$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 전세-,  $\Delta$ 전세+인 경우의 누적충격반응곡선을 보여준다.

본 연구에서는 매매가격과 전세가격 각각에 대해 네 가지 시나리오 - (a)  $\Delta$ 금리와  $\Delta$ 주택가격이 모두 상승하는 기간의 경우, (b)  $\Delta$ 금리는 상승하나  $\Delta$ 주택가격은 하락하는 기간의 경우, (c)  $\Delta$ 금리는 하락하나  $\Delta$ 주택가격은 상승하는 기간의 경우, (d)  $\Delta$ 금리와  $\Delta$ 주택가격이 모두 하락하는 기간의 경우 - 아래에서 금리와 주택가격간의 관계에 대해 살펴보았다.  $\Delta$ 금리가 상승하는 경우 전반적으로  $\Delta$ 매매 및  $\Delta$ 전세 가격은 하락한다. 그러나 (a)  $\Delta$ 금리와  $\Delta$ 주택가격이 모두 상승하는 기간의 경우에는  $\Delta$ 금리 상승 충격이 초반에는  $\Delta$ 매매 및  $\Delta$ 전세가격을 하락시키나 시간이 지날수록 그 하락폭은 줄어들며, 특히  $\Delta$ 전세가격의 경우는 오히려 상승한다. 이는 이 기간이 전반적인 경제상황이나 주택경기가 호황인 경우와 밀접한 연관성을 갖고 있기 때문인 것으로 보인다.

반면 (b)  $\Delta$ 금리는 상승하나  $\Delta$ 주택가격은 하락하는 기간의 경우에는  $\Delta$ 금리 상승 충격이  $\Delta$ 매매 및  $\Delta$ 전세 가격을 모두 매우 큰 폭의 크기로 지속적으로 떨어뜨린다. 그 하락의 크기는 네 가지 시나리오 중 가장 최악인 것으로 나타났다. 최근 미국이 금리인상기조로 돌아섰고 우리의 최대 교역국인 중국의 경제성장이 둔화됨에 따라 이 상황이 다른 어느 시나리오보다 향후 우리가 직면할 가능성이 가장 큰 시나리오라고 볼 수 있다. (a)와 (b)를 비교해 보면  $\Delta$ 매매가격보다는  $\Delta$ 전세가격이  $\Delta$ 금리 상승 충격에 더 크게 반응하고 있음을 알 수 있다. 한편 (c)  $\Delta$ 금리는 하락하나  $\Delta$ 주택가격은 상승하는 기간의 경우와 (d)  $\Delta$ 금리와  $\Delta$ 주택가격이 모두 하락하는 기간의 경우에는  $\Delta$ 금리의 충격에 대한  $\Delta$ 주택가격의 반응이 (a)와 (b) 사이에 위치해 있다. 다시 말하면 금리 상승기의 충격이 금리 하락기의 충격보다  $\Delta$ 매매+와  $\Delta$ 매매- 또는  $\Delta$ 전세+와  $\Delta$ 전세-에 미치는 영향이 극명하게 나타남을 알 수 있다.

## 2. 부호제약을 가진 6변수 VAR 모형의 충격반응결과

출레스키 분해를 이용한 충격반응분석은 이미 언급한 바와 같이 역의 인과관계나 소표본 편기 등의 문제점을 지니고 있다. 역의 인과관계 문제는 이미 앞에서 변수의 순서를 바꿈으로써 충격반응결과에 큰 차이가 없음을 살펴보았다. 한편 전체 분석기간동안에 외환위기나 글로벌 금융위기 등의 기간이 포함되어 있어 이들 기간들이 추정결과를 왜곡할 가능성이 있기 때문에 여기서는 부호제약을 이용한 VAR 모형의 충격반응분석을 통해 출레스키 이용한 전통적인 추정방법의 결과가 크게 잘못되지 않았나를 점검해 보기로 한다.

먼저 <표 4>는 6변수 모형의 각 충격에 대한 부호제약조건을 보여준다.  $\Delta CD+$ 에 대한 긍정적인 충격은 동일한 시기의  $\Delta CD+$ 을 상승시키는 반면  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-을 하락시킨다고 가정한다. 또한  $\Delta CD-$ 에 대한 긍정적인 충격은 동일한 시기의  $\Delta CD-$ 을 상승시키는 반면  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-을 하락시킨다고 가정한다.  $\Delta CD+(\Delta CD-)$ 에 대한 긍정적인 충격이 동일한 시기의  $\Delta CD-(\Delta CD+)$ 을 상승시킨다고 가정을 하는 경우 부호제약에 근거한 충격반응함수의 중위수는 충격이  $\Delta CD+$  충격이냐 또는  $\Delta CD-$  충격이냐에 관계없이 유사해지기 때문에 이 제약은 두지 않는다. 한편  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,

$\Delta$ 전세-에 대한 각 양(+)의 충격은 동일한 시점에서의 각자의  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-을 상승시킨다고 가정한다. 여기서는 지면절약상 <표>는 생략하고 그림만을 가지고 설명하기로 한다.

<그림 2>의 (a)와 (b)는 각각  $\Delta CD+$ 와  $\Delta CD-$ 의 1%p 충격에 대한  $\Delta$ 매매가격과  $\Delta$ 전세가격의 반응을 보여준다. 실선이 중위수를 보여주는 반면 중위수의 위와 아래에 위치한 짧은 점선은 5번째와 95번째 백분위수를 나타낸다. 이미 언급한 바와 같이 길고 짧은 점선은 출레스키 분해에 근거한 충격반응곡선을 보여준다. 부호 제약에 근거한 충격반응함수들은 Householder 변환방법을 이용해 백만 번의 무작위 추출로부터 얻은 충격반응함수들 가운데 <표 4>의 제약조건을 만족시키는 경우는 채택하는 반면 이 조건들을 만족시키지 못하는 경우에는 기각하는 방식으로 얻은 결과들이다. 따라서 그 충격반응함수들의 개별 결과가 모두 각각의 모형에 근거해 얻은 불가지론적인 결과들이며 5번째와 95번째 백분위수를 나타내는 <그림 2>의 점선들은 신뢰구간과는 다른 개념이다. 그러나 여기서 그림에 나타난 중위수, 5번째, 95번째 백분위수의 충격반응함수들은 이들 결과들 가운데서 각 반응 시점에서 중위수, 5번째 백분위수, 95번째 백분위수를 선택해 표시한 것이기 때문에 어떤 모형으로부터 얻을 수 있는 결과로 보기는 어렵다. 따라서 여기서는 출레스키 분해에 근거한 결과가 이 범위를 크게 벗어나지 않는 경우 이 결과가 큰 문제점을 가지고 있지 않다는 정도로 해석하면 큰 무리가 없다고 본다.

<그림 2>의 (a)가 보여주는 바와 같이  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격에 대한  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-의 중위수 반응은 24개월 후에 각각 -0.932%p, -2.045%p, 1.393%p, -2.860%p이다. 한편  $\Delta CD-$ 의 1%p 상승 충격에 대한  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-에 미치는 중위수 반응은 24개월 후에 각각 -1.265%p, -1.642%p, -0.810%p, -0.816%p 등이다. 출레스키 분해의 경우와 마찬가지로  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격이  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-에 미치는 부정적인 영향이 가장 큰 반면  $\Delta$ 매매+와  $\Delta$ 전세+의 경우에는 가격변화율이 오히려 상승한다. 순서를 바꾼 <그림 3>의 경우 결과가 거의 동일함을 볼 수 있다.

### 3. 분석대상변수 확장

지금까지 분석을 간단하고 명확하게 진행하기 위해 6변수 VAR 모형의 충격반응

결과를 살펴보았다. 그러나 금리나 주택 매매 및 전세 가격은 거시경제변수들에 영향을 줄 뿐만 아니라 크게 영향을 받고 있다. 특히 정책금리를 포함한 단기 금리는 산업생산과 물가와 밀접한 연관을 가지고 있다. 따라서 이들 변수들을 배제한 위의 분석들은 변수생략의 문제점을 갖고 있을 수 있기 때문에 여기서는 이들 변수들을 통제변수로 함께 고려한 전통적인 8변수 VAR 모형의 충격반응결과를 살펴보고자 한다. 누적충격반응결과는 <표 5>에 나타나 있다. 변수 순서는  $\Delta IP$ ,  $\Delta CPI$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-의 순이다. 본 연구의 주요 관심 내용은 4가지 시나리오 가운데서  $\Delta CD+$ 의 상승 충격이  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-에 어떤 영향을 미쳤는가에 대한 것이기 때문에 이 경우들만 살펴보기로 한다. <표 5>가 보여주는 바와 같이  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격은  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-을 지속적으로 하락시켜 24개월 후의 하락폭은 각각 -2.475%p와 -3.936%p로 그 반응의 추이가 <표 2>와 <표 3>의 경우와 크게 다르지 않다.  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세- 등의 변수 순서를 바꾸는 경우에도 주요 결과는 유사하다.

추가적으로 여기서 주목할 점 중의 하나는 <그림 4>가 보여주는 바와 같이 금리 상승시 충격과 하락시 충격에 대한 산업생산과 소비자물가의 반응이 다르다는 것이다. 금리가 상승하는 기간의 경우 금리 상승 충격은 산업생산 변화율을 초반에 하락시키나 산업생산 변화율은 시간이 흐를수록 상승세로 돌아선다. 또한 인플레이션의 반응은 일반적인 기대와 달리 오히려 상승한다. 한편 금리가 하락하는 기간의 경우 금리 상승 충격은 금리가 상승하는 시기와 달리 산업생산 변화율을 지속적으로 하락시키며 인플레이션 또한 떨어뜨린다. 이는 금리 상승 및 하락 시기가 경기와 밀접한 관련이 있음을 보여주는 한 예라 볼 수 있다.

금리나 주택 매매 및 전세 가격은 거시경제변수뿐만 아니라 주가와 환율 등의 금융변수들과도 일정한 관계를 갖고 있을 것으로 예상된다. 일반적으로 이들 변수들을 배제한 위의 분석들은 변수생략의 문제점을 가질 수 있는 반면 추정해야 할 파라미터의 수가 많아지면 추정결과의 유의성이 떨어질 가능성이 크다. 본 연구에서는 코스피와 원/달러환율을 추가적으로 고려한 전통적인 10변수 VAR 모형의 충격반응결과까지만 살펴보기로 한다. 누적충격반응결과는 <표 6>에 나타나 있다. 변수 순서는  $\Delta IP$ ,  $\Delta CPI$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta KOSPI$ ,  $\Delta WON/\$$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-의 순이다. 8변수 VAR의 경우와 마찬가지로 본 연구의 주요 관

심 내용은 4가지 시나리오 가운데서  $\Delta CD+$ 의 상승 충격이  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-에 어떤 영향을 미치는가에 대한 것이기 때문에 이 경우들만 살펴보기로 한다. <표 6>이 보여주는 바와 같이  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격은  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-을 지속적으로 하락시켜 24개월 후의 하락폭은 각각 -1.836%p와 -3.249%p로 그 반응의 크기는 고려 대상변수가 많아짐에 따라 앞의 경우들보다 줄어드나 그 추이는 크게 다르지 않다.

8변수 VAR의 경우와 마찬가지로 여기서 추가적으로 주목할 점 중의 하나는 <그림 5>가 보여주는 바와 같이 금리 상승시 충격과 하락시 충격에 대한 산업생산, 소비자물가, 주가, 환율 등의 반응이 다르다는 것이다. 금리가 상승하는 기간의 경우 금리 상승 충격은 <그림 4>와 마찬가지로 산업생산 변화율을 초반에 하락시키나 산업생산 변화율은 시간이 흐를수록 상승세로 돌아선다. 금리 상승 충격은 또한 코스피 변화율을 초반에 크게 하락시키나 코스피 변화율은 시간이 흐를수록 그 하락폭이 크게 줄어든다. 또한 인플레이션과 원/달러환율 변화율의 반응은 초기에 크게 상승했다가 시간이 지날수록 그 상승폭이 하락한다. 한편 금리가 하락하는 기간의 경우 금리 상승 충격은 금리가 상승하는 시기와 달리 산업생산과 코스피 변화율을 지속적으로 하락시킨다. 인플레이션의 반응은 초반에 크게 하락하다가 시간이 지날수록 그 하락폭이 줄어들며 원/달러환율 변화율의 반응은 초반에 하락하다가 상승세로 돌아선다. 이를 통해 금리 상승 및 하락 시기가 경기와 밀접한 관련이 있음을 예상 할 수 있다.

#### 4. 금리 및 지역별 비교

앞에서는 서울 아파트 매매 및 전세가격을 중심으로 분석했지만 금리 또는 지역에 따라서 금리의 상승 및 하락이 주택가격에 미치는 영향이 다를 수 있다. 여기서는 CD 금리 외에 콜금리 1일물과 MMR(money market rate)을 사용한 경우와 더불어 11개 지역의 계절 조정된 매매 및 전세가격을 사용한 경우에 대해 분석해보기로 한다. 분석대상지역으로는 서울 이외에 전국과 6개 광역시가 고려된다. 다시 서울은 강남과 강북으로, 6개 광역시는 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산으로 구분된다.<sup>2)</sup> 지금까지의 분석에서 금리 상승기( $\Delta$ 금리+)의 1%p 금리상승충격이 주택

2) 그 외에 각 지역의 아파트와 단독주택이 포함된 종합지수의 경우 아파트의 주택가격지수를 사용한 경우에 비

가격 변화율에 미치는 영향이 주요 관심사이었으며 네 가지 시나리오 중  $\Delta$ 금리+의 상승충격에 대한  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-의 반응이 가장 크게 나타났다. 따라서 여기서는  $\Delta$ 금리+의 1%p 금리상승충격이 지역별 주택가격 변화율에 미치는 영향을 비교해 본다.

먼저 <표 7>는 콜금리 상승기( $\Delta$ CALL+)와 MMR 상승기( $\Delta$ MMR+)의 1%p 금리상승충격에 대한 주택가격 변화율의 반응을 보여주고 있는데 CD 금리의 경우와 반응의 크기는 다소 차이가 있으나 방향은 동일하게 나타난다. 특히  $\Delta$ CALL+와  $\Delta$ MMR+의 1%p 상승충격이  $\Delta$ 매매-( $\Delta$ 전세-)에 24개월 후에 미치는 영향은 각각 -2.303%p(-3.153%p)와 -2.160%p(-2.765%p)로 <표 2>에서 살펴본 바와 같이  $\Delta$ CD+의 -3.017%p(-4.462%p)보다 작게 나타난다. 또한 동 충격에 대한  $\Delta$ 매매+( $\Delta$ 전세+)도  $\Delta$ CD+에 비해 더 작은 반응을 보이고 있다. 그 외에 CP나 거래기준별 콜금리도 결과도 유사하기 때문에 여기서는 지면절약상 더 이상 언급하지 않는다.

다음으로 <표 8>은 주택가격에 가장 큰 영향을 미치는 CD 금리를 중심으로  $\Delta$ CD+의 1%p 상승충격이 지역별  $\Delta$ 매매-와  $\Delta$ 전세-에 미치는 영향을 보여주고 있다.  $\Delta$ CD+의 1%p 상승충격 후 시간의 흐름에 따른 반응은 모두 서울의 경우와 유사하다. 먼저 24개월 후의  $\Delta$ 매매-의 반응은 11개 지역 중에서 강북이 가장 크게 나타나며 6개 광역시 중에서는 대구, 부산, 광주 순으로 크게 나타난다.  $\Delta$ 전세-의 반응 또한 11개 지역 중에서 강북이 가장 크며 6개 광역시 중에서는 인천, 대구, 울산 순으로 크게 나타난다. 또한 모든 지역에서  $\Delta$ CD+의 1%p 상승충격은 24개월 후에  $\Delta$ 매매-보다  $\Delta$ 전세-을 더욱 크게 떨어뜨린다. 두 반응의 차이는 강북이 1.874%p로 가장 크고 인천이 1.759%p로 다음으로 큰 반면 부산의 경우는 0.190%p로 가장 작다. 즉 부록의 <그림 A2>가 보여주는 바와 같이 두 반응의 차이가 큰 지역은 2014년 이후로 전세가격 상승률이 매매가격 상승률을 상회하는 서울과 인천 등의 수도권이며 그 외의 6개 광역시는 상대적으로 매매가격과 전세가격의 움직임이 유사하다.

---

해 반응의 크기가 작지만 결론에는 변동이 없으므로 여기서는 생략한다.



## V. 정책적 시사점

본 연구에서는 (a)  $\Delta$ 금리와  $\Delta$ 주택가격이 모두 상승하는 기간의 경우, (b)  $\Delta$ 금리는 상승하나  $\Delta$ 주택가격은 하락하는 기간의 경우, (c)  $\Delta$ 금리는 하락하나  $\Delta$ 주택가격은 상승하는 기간의 경우, (d)  $\Delta$ 금리와  $\Delta$ 주택가격이 모두 하락하는 기간의 경우 등 네 가지 시나리오 아래에서 금리와 주택가격간의 관계에 대해 살펴보았다. 본 연구의 주요 실증분석결과를 살펴보면 전반적으로  $\Delta$ 금리의 충격에 대한  $\Delta$ 주택가격의 반응이 시나리오 (c)와 (d)의 경우 (a)와 (b) 사이에 위치해 있으며 (b)의 경우에 금리 인상이 주택가격 하락에 미치는 영향이 가장 크다. 또한 (b)의 경우 전세가격이 매매가격보다 금리 인상에 따라 더 크게 폭락한다. 이러한 결과들은 산업생산, 소비자물가, 코스피, 원/달러환율 등과 같은 추가적인 거시 및 금융변수들이 통제변수로 고려되는 경우에도 크게 달라지지 않는다. 또한 *CD* 금리 외에 다른 금리들이나 서울 이외의 다른 지역들의 주택가격을 사용하는 경우에도 마찬가지이다.

시나리오 (a)의 경우와 같이 금리 상승기와 주택가격 상승기가 겹치는 경우 호황일 가능성이 크기 때문에 주택가격이 하락할 가능성은 낮다. 이미 실증분석에서 살펴본 바와 같이 이 경우에 금리가 인상되는 경우 매매 및 전세가격은 하락했다가 바로 회복세로 돌아선다. 뿐만 아니라 산업생산과 코스피 또한 금리 상승기에 금리가 인상되는 경우 매매 및 전세가격과 마찬가지로 하락했다가 회복세로 돌아선다. 따라서 이 경우는 큰 문제가 되지 않는다.

하지만 2016년부터 미국의 금리 인상 기조로 인해 외국자본이 유출되어 국내 금리를 인상하여야 할 뿐 아니라 우리나라의 제1의 교역대상국인 중국의 성장둔화로 인한 우리나라의 수출 감소로 국내경기가 위축되어 주택가격이 하락세로 돌아서는 경우 시나리오 (b)의 경우처럼 주택 및 전세 가격이 대폭 하락할 가능성이 높다. 만약 주택가격 하락이 1,200조에 다가선 가계부채 문제와 결합하여 악순환을 초래하는 경우 이 상황이 우리 경제의 시스템적 위기로 전이될 가능성도 없지 않다. 특히 본 연구의 실증분석결과에 따르면 이런 상황에서 매매가격보다는 전세가격이 더 크게 폭락할 가능성이 크다. 한국은행의 금융안정보고서(2015년 12월)에 따르면 임대가구의 금융자산보다 전월세 보증금 부채(보증금액: 533.7조원, 임차가구수: 746만)가 더 큰 가구 비율이 43.6%에 달하며 임대보증금이 현 수준 대비 80%로 하락

할 경우 전월세 보증금 반환 리스크가 우려되는 가구가 11.9%(전체 전월세 보증금 대비 1.9%)라고 한다. 이러한 상황은 극히 예외적인 상황이라 발생 가능성이 거의 없지만 과거에 이미 경험한 바와 같이 금리 인상이 원/달러환율의 상승과 주가 및 산업생산의 하락과 더불어 동시에 일어나는 경우 불가능한 상황만은 아니라는 것을 본 연구의 분석모형을 통해 확인할 수 있다. 이러한 가능성은 서울과 인천 등 수도권 지역, 특히 강북 지역에서 더 크게 나타난다. 따라서 금리 인상에는 다른 어떤 요인보다 이런 문제들을 고려하여 신중을 기할 필요가 있다.

## VI. 요약 및 결어

본 연구에서는 월별 금리 자료가 이용 가능한 1991년 1월부터 2015년 11월까지의 금리와 주택 매매 및 전세 가격을 사용하여 국내금리 변화가 주택가격에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보았다. 특히 여기에서는 경제성장이 둔화되고 국내 금리가 상승하는 상황을 상정하여 그렇지 않은 상황과 비교하기 위해 금리, 매매가격, 전세가격 등을 각각 상승하는 시기와 하락하는 시기로 구분한 후 금리 인상이 네 가지 시나리오에 각각 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 또한 산업생산과 소비자물가, 코스피와 원/달러환율 등의 거시 및 금융 변수들을 통제변수로 추가하는 경우에도 주요 결과가 변하지 않는가를 살펴보았다. 뿐만 아니라 *CD* 금리 외에 다른 금리들이나 서울 이외의 다른 지역들의 주택가격을 사용하는 경우도 분석하였다.

본 연구의 주요 실증분석결과를 살펴보면 전반적으로 금리 하락기보다 금리 상승기의 금리 인상이 주택가격 하락기와 상승기의 주택가격에 미치는 영향이 크게 다르다. 또한 금리 상승기와 주택가격 하락기가 겹치는 경우 금리 인상이 주택가격 하락에 미치는 영향이 가장 크다. 뿐만 아니라 주택가격이 상승기이냐 또는 하락기이냐에 따라 전세가격이 매매가격보다 금리 상승기의 금리 인상에 더 민감하게 반응한다. 이 결과는 산업생산, 소비자물가, 코스피, 원/달러환율 등의 거시 및 금융변수들이 통제변수로 고려되는 경우에도 크게 달라지지 않는다. 지역별로 살펴보면 금리 상승기와 주택가격 하락기가 겹치는 경우에 금리가 인상될 때 인천을 포함한 수도권 지역의 매매 및 전세가격이 다른 지역보다 더 크게 하락하며 특히 강북지역의 경우 가장 크게 하락한다. 또한 금리별로 살펴보면 *CD* 금리가 다른 단기 금리

들에 비해 주택가격에 미치는 영향이 가장 크나 전반적인 효과는 금리별로 크게 다르지 않다.

2016년부터 미국의 금리 인상 기조로 인해 외국자본이 유출되어 국내 금리를 인상하여야 할 뿐만 아니라 우리나라의 제1의 교역대상국인 중국의 성장둔화로 인한 우리나라의 수출 감소로 국내경기가 위축되어 주택가격이 하락세로 돌아서는 경우 주택 및 전세 가격이 대폭 하락할 가능성이 높다. 만약 주택가격 하락이 1,200조에 다가 선 가계부채 문제와 결합하여 악순환을 초래하는 경우 이 상황이 우리 경제의 시스템적 위기로 전이될 가능성도 없지 않다. 따라서 금리 인상에는 다른 어떤 요인보다 이런 문제들을 고려하여 신중을 기할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 김윤영(2012), “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석,” 『경제학연구』, 제60집, 제3호
- 손종철(2010), “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석,” 『경제학연구』, 제58집, 제2호, 179-219.
- 심성훈(2006), “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 관한 연구: 외환위기 전후 기간의 비교 분석,” 『부동산학연구』, 제12집, 제1호, 147-163.
- 이근영(2004), “금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향,” 『경제학연구』, 제52집, 제4호, 5-36.
- 이영수(2008), “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석,” 『부동산학연구』, 제14집, 제3호, 129-147.
- 이영수(2012), “주택가격과 물가의 동학: 한국의 경험,” 『부동산학연구』, 제18집, 제4호, 55-72.
- 전해정(2014), “글로벌 금융위기 전·후로 거시경제변수와 부동산시장간의 관계에 대한 연구,” 『부동산학보』, 33-44.
- 한국은행(2015), 『금융안정보고서』 12월.
- Cambell, S. D., Davis, M., Gallin, J., & Martin, R. F.(2009) “What moves housnig markets: A variance decomposition of the rent-price ratio,” *Journal of Urban Economics*, 66, 90-102.
- Chirinko, R., L. DeHaan, E. Sterken(2004), “Asset Price Shocks, Real expenditures, and Financial Structure: A Multi-Country Analysis,” DNB Working Paper 14
- Faust, J.(1998), “The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money,” *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* 49, 207-244.
- Fry, R. and A. Pagan(2011), “Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review,” *Journal of Economic Literature* 49(4), 938-960.
- Glaeser, Gottlieb, Gyourko(2010), "Can Cheap Credit Explain the Housing

- Boom?," NBER Chapters, in: Housing and the Financial Crisis," National Bureau of Economic Research, Inc., 301-359.
- Lastrapes, W.D.,(2002), "The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations," *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, 40-74
- Okunev, Wilson, and Zurbtuegg(2000), "The Casual Relationship Between Real Estate and Stock Markets," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 21, 251-261
- Uhlig, H.(2005), "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics* 52(2), 381-419.

<표 1> 변화율(%)의 기초통계량

	평균	표준편차	왜도	첨도	최대값	최소값	Q(10)
$\Delta CD$	-0.040	0.700	1.200	17.290	4.550	-2.980	114.11**
$\Delta CD+$	0.153**	0.486	6.022	46.089	4.550	0.000	67.50**
$\Delta CD-$	-0.192**	0.442	-3.829	20.218	0.000	-2.980	214.34**
$\Delta$ 매매	0.292**	1.295	0.647	7.896	6.429	-4.892	258.32**
$\Delta$ 매매+	0.553**	0.986	2.733	11.937	6.429	0.000	266.62**
$\Delta$ 매매-	-0.261**	0.644	-4.348	25.350	0.000	-4.892	291.45**
$\Delta$ 전세	0.470**	1.673	-1.446	13.726	6.217	-11.170	277.47**
$\Delta$ 전세+	0.800**	1.070	2.040	7.652	6.217	0.000	287.36**
$\Delta$ 전세-	-0.330**	1.059	-6.173	51.784	0.000	-11.170	260.47**
$\Delta IP$	0.500**	2.205	-0.883	7.288	7.018	-11.089	6.72
$\Delta CPI$	0.287**	0.439	0.914	5.985	2.505	-0.616	75.87**
$\Delta KOSPI$	0.380	6.605	-0.178	4.270	20.719	-23.575	34.80**
$\Delta WON/\$$	0.159	3.259	5.418	60.280	37.236	-8.857	76.87**

주: 1)  $\Delta CD+(\Delta CD-)$ 는 CD 상승(하락)기간에는 CD 변화율, CD 하락(상승)기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

2) Q(10)은 10계차 계열상관관계에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 표시.

3) \*\*는 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 2> 누적충격반응(6변수, 출레스키 분해)

(변수 순서:  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-)

	기간	$\Delta$ 매매+	$\Delta$ 매매-	$\Delta$ 전세+	$\Delta$ 전세-
$\Delta CD+$ 1%p 상승충격	0	-0.106	<b>-0.050</b>	0.021	<b>-0.101</b>
	6	-0.790	<b>-2.031</b>	-0.545	<b>-3.750</b>
	12	-0.860	<b>-3.064</b>	0.330	<b>-4.967</b>
	24	-0.273	<b>-3.017</b>	2.321	<b>-4.462</b>
$\Delta CD-$ 1%p 상승충격	0	0.036	0.007	-0.031	0.109
	6	-0.177	-0.788	-0.895	-0.556
	12	-0.676	-1.030	-1.344	-0.555
	24	-1.021	-1.034	-1.508	-0.496

주: 1)  $\Delta CD+(\Delta CD-)$ 는 CD 상승(하락)기간에는 CD 변화율, CD 하락(상승)기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

<표 3> 누적충격반응(6변수, 출레스키 분해)

(변수 순서:  $\Delta CD-$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 전세-,  $\Delta$ 전세+)

	기간	$\Delta$ 매매-	$\Delta$ 매매+	$\Delta$ 전세-	$\Delta$ 전세+
$\Delta CD-$ 1%p 상승충격	0	-0.005	0.010	0.103	-0.025
	6	-1.242	-0.357	-1.423	-0.994
	12	-1.720	-0.857	-1.709	-1.222
	24	-1.712	-1.051	-1.533	-0.910
$\Delta CD+$ 1%p 상승충격	0	<b>-0.051</b>	-0.111	<b>-0.026</b>	0.026
	6	<b>-1.920</b>	-0.765	<b>-3.672</b>	-0.418
	12	<b>-2.919</b>	-0.764	<b>-4.888</b>	0.520
	24	<b>-2.871</b>	-0.128	<b>-4.392</b>	2.534

주: 1)  $\Delta CD+(\Delta CD-)$ 는 CD 상승(하락)기간에는 CD 변화율, CD 하락(상승)기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

<표 4> 6변수 VAR 모형의 각 충격에 대한 부호제약조건

충격 \ 변수	$\Delta CD+$	$\Delta CD-$	$\Delta \text{매매}+$	$\Delta \text{매매}-$	$\Delta \text{전세}+$	$\Delta \text{전세}-$
$\Delta CD+$	+	?	-	-	-	-
$\Delta CD-$	?	+	-	-	-	-
$\Delta \text{매매}+$	?	?	+	?	?	?
$\Delta \text{매매}-$	?	?	?	+	?	?
$\Delta \text{전세}+$	?	?	?	?	+	?
$\Delta \text{전세}-$	?	?	?	?	?	+

- 주: 1)  $\Delta CD+$ ( $\Delta CD-$ )는 CD 상승(하락)기간에는 CD 변화율, CD 하락(상승)기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.
- 2)  $\Delta CD+$ 에 대한 긍정적인 충격은 동일한 시기의  $\Delta CD+$ 을 상승시키는 반면 동일한 시기의  $\Delta \text{매매}+$ ,  $\Delta \text{매매}-$ ,  $\Delta \text{전세}+$ ,  $\Delta \text{전세}-$ 을 하락시킨다고 가정함. 다른 변수의 경우에도 마찬가지임.



<표 5> 누적충격반응(8변수, 출레스키 분해)(변수 순서:  $\Delta IP$ ,  $\Delta CPI$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-)

	기간	$\Delta$ 매매+	$\Delta$ 매매-	$\Delta$ 전세+	$\Delta$ 전세-
$\Delta CD+$ 1%p 상승충격	0	-0.142	<b>-0.037</b>	-0.027	<b>-0.034</b>
	6	-0.696	<b>-1.708</b>	-0.374	<b>-3.198</b>
	12	-0.650	<b>-2.333</b>	0.701	<b>-3.976</b>
	24	-0.069	<b>-2.475</b>	2.218	<b>-3.936</b>
$\Delta CD-$ 1%p 상승충격	0	0.039	-0.042	0.017	0.061
	6	-0.118	-0.037	0.028	0.121
	12	-0.083	0.399	-0.341	0.846
	24	-0.312	0.484	-0.934	0.851

주: 1)  $\Delta CD+$ ( $\Delta CD-$ )는 CD 상승(하락)기간에는 CD 변화율, CD 하락(상승)기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

<표 6> 누적충격반응(10변수, 출레스키 분해)(변수 순서:  $\Delta IP$ ,  $\Delta CPI$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta KOSPI$ ,  $\Delta WON/\$$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-)

	기간	$\Delta$ 매매+	$\Delta$ 매매-	$\Delta$ 전세+	$\Delta$ 전세-
$\Delta CD+$ 1%p 상승충격	0	-0.139	<b>-0.030</b>	0.087	<b>-0.026</b>
	6	-0.757	<b>-1.541</b>	0.086	<b>-3.091</b>
	12	-0.756	<b>-1.888</b>	0.914	<b>-3.428</b>
	24	-0.526	<b>-1.836</b>	1.468	<b>-3.249</b>
$\Delta CD-$ 1%p 상승충격	0	-0.030	0.012	-0.086	0.111
	6	-0.291	0.291	-0.153	0.644
	12	-0.435	0.309	-0.602	0.600
	24	-0.502	0.234	-0.664	0.482

주: 1)  $\Delta CD+$ ( $\Delta CD-$ )는 CD 상승(하락)기간에는 CD 변화율, CD 하락(상승)기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

<표 7> 금리별 누적충격반응(6변수, 출레스키 분해)

(변수 순서:  $\Delta$ 금리+,  $\Delta$ 금리-,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-)

	기간	$\Delta$ 매매+	$\Delta$ 매매-	$\Delta$ 전세+	$\Delta$ 전세-
$\Delta$ CALL+	0	-0.087	<b>0.014</b>	0.017	<b>0.029</b>
	6	-0.521	<b>-1.649</b>	-0.434	<b>-2.888</b>
	12	-0.578	<b>-2.238</b>	0.372	<b>-3.368</b>
	24	-0.038	<b>-2.303</b>	2.277	<b>-3.153</b>
$\Delta$ MMR+	0	-0.078	<b>-0.026</b>	0.040	<b>0.002</b>
	6	-0.505	<b>-1.606</b>	-0.287	<b>-2.660</b>
	12	-0.572	<b>-2.128</b>	0.544	<b>-3.030</b>
	24	-0.081	<b>-2.160</b>	2.203	<b>-2.765</b>

주: 1)  $\Delta$ 금리+( $\Delta$ 금리-)는 금리 상승(하락)기간에는 금리 변화율, 금리 하락(상승)기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

<표 8> 지역별 누적충격반응(6변수, 출레스키 분해)

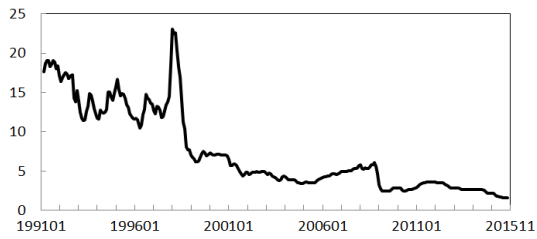
(변수 순서:  $\Delta$ CD+,  $\Delta$ CD-,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-)

	기간	0	6	12	24
$\Delta$ CD+	전국	0.004	-1.687	-2.389	-2.626 <sup>⑤</sup>
	서울	-0.050	-2.031	-3.064	-3.017 <sup>②</sup>
	강북	-0.076	-2.046	-3.020	-3.108 <sup>①</sup>
	강남	-0.016	-2.046	-3.025	-2.877 <sup>③</sup>
	6개 광역시	-0.044	-1.675	-2.327	-2.222 <sup>⑨</sup>
	부산	-0.049	-1.429	-2.354	-2.633 <sup>⑤</sup>
	대구	-0.118	-2.303	-2.869	-2.847 <sup>④</sup>
	인천	0.030	-1.486	-2.068	-2.241 <sup>⑧</sup>
	광주	-0.064	-1.365	-2.194	-2.431 <sup>⑦</sup>
	대전	-0.097	-0.958	-1.421	-1.846 <sup>⑩</sup>
	울산	-0.006	-0.924	-2.001	-2.117 <sup>⑩</sup>
$\Delta$ CD+	전국	-0.026	-2.667	-3.305	-3.326 <sup>⑦</sup>
	서울	-0.101	-3.750	-4.967	-4.462 <sup>②</sup>
	강북	0.014	-4.121	-5.442	-4.982 <sup>①</sup>
	강남	-0.031	-3.609	-4.754	-4.272 <sup>③</sup>
	6개 광역시	0.011	-2.780	-3.578	-3.403 <sup>⑤</sup>
	부산	-0.006	-2.029	-2.843	-2.823 <sup>⑩</sup>
	대구	-0.098	-2.948	-3.424	-3.368 <sup>⑥</sup>
	인천	0.048	-3.433	-4.225	-4.000 <sup>④</sup>
	광주	0.033	-1.778	-2.836	-3.073 <sup>⑨</sup>
	대전	0.000	-1.788	-2.241	-2.594 <sup>⑩</sup>
	울산	0.154	-1.000	-3.072	-3.150 <sup>⑧</sup>

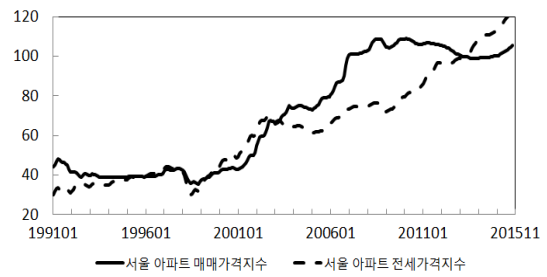
주: 1) ①~⑩은 절대값이 큰 순서의 순위를 나타냄.

<그림 1> 수준변수의 추이

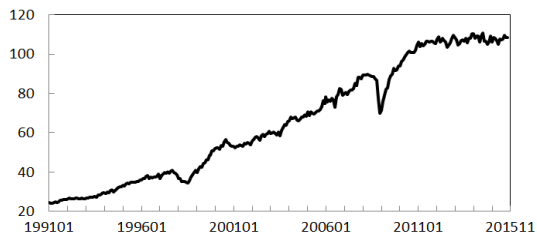
(a) CD 금리



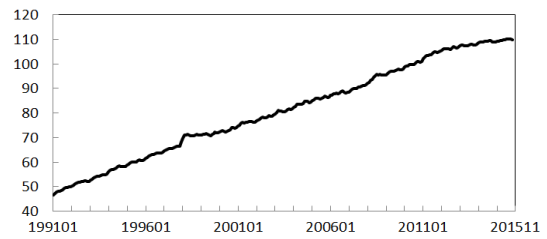
(b) 서울 아파트 가격지수



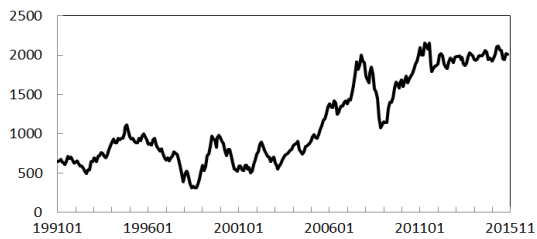
(c) 산업생산지수



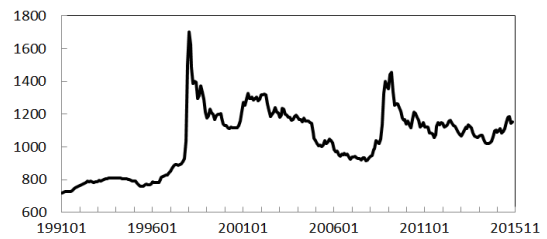
(d) 소비자물가지수



(e) KOSPI



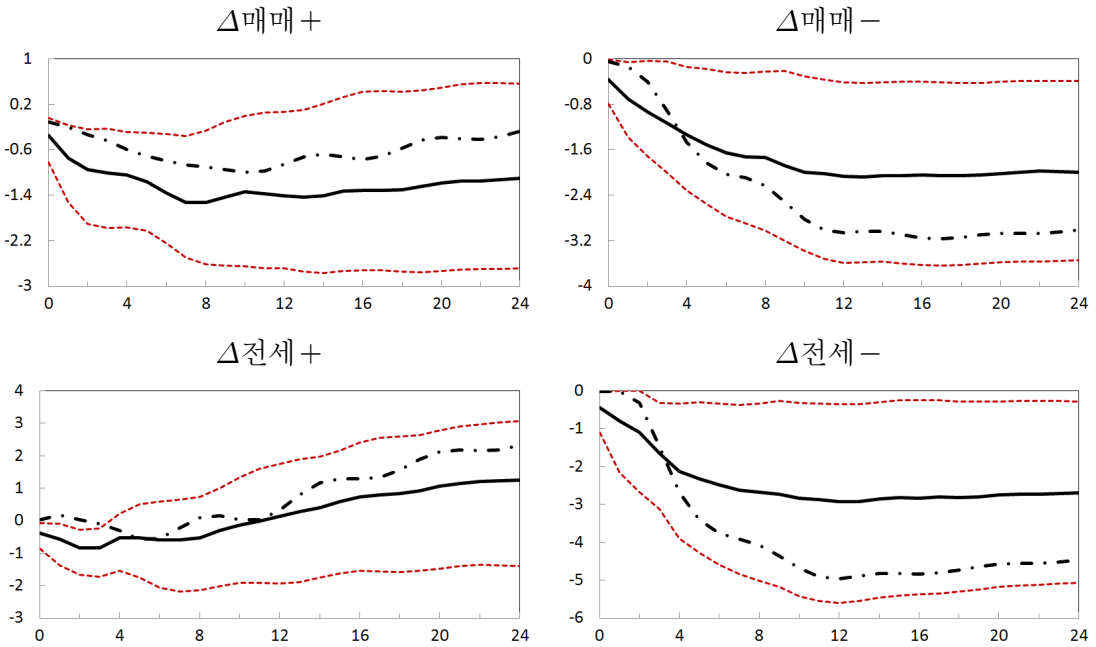
(f) 원/달러 환율



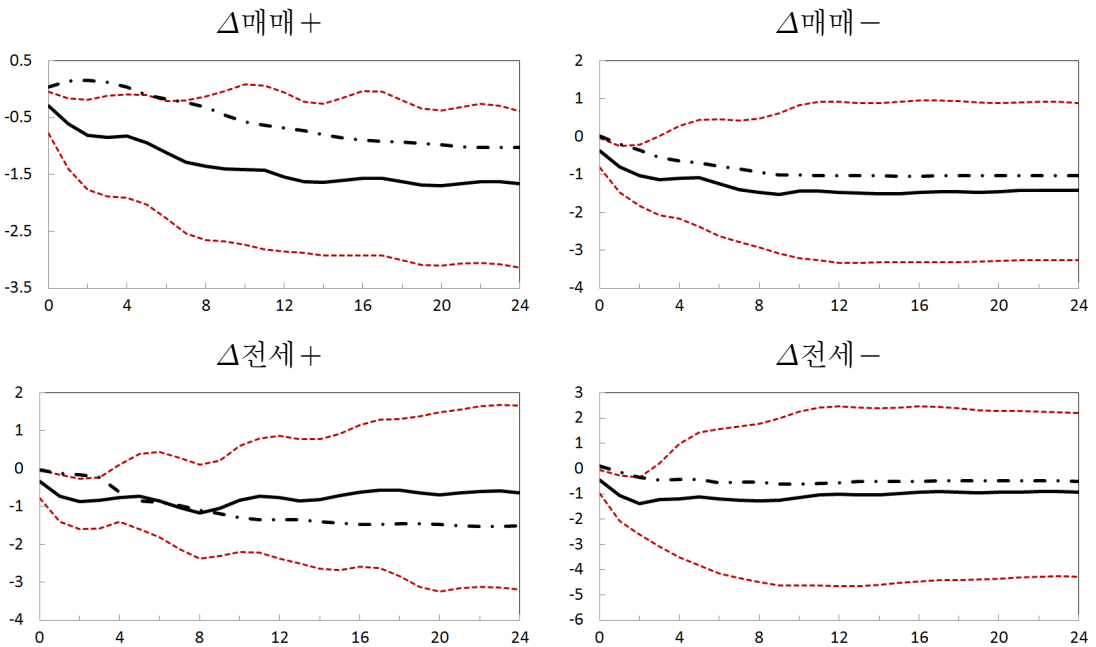
<그림 2> 누적충격반응곡선

(6변수 순서:  $\Delta CD+$ ,  $\Delta CD-$ ,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 전세+,  $\Delta$ 전세-)

(a)  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격에 대한 반응



(b)  $\Delta CD-$ 의 1%p 상승 충격에 대한 반응



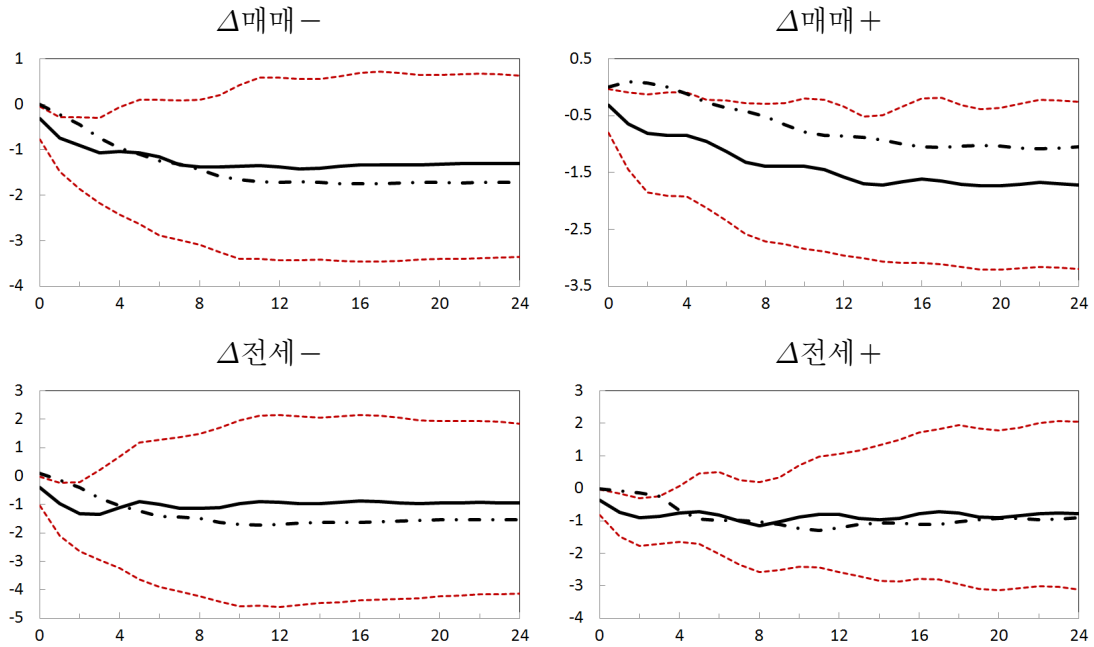
주: 1)  $\Delta CD+$ 는 CD 상승기간에는 CD 변화율, CD 하락기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

2) — : 중위수, ..... : 5번째 또는 95번째 백분위수, - - - : 홀레스키 분해

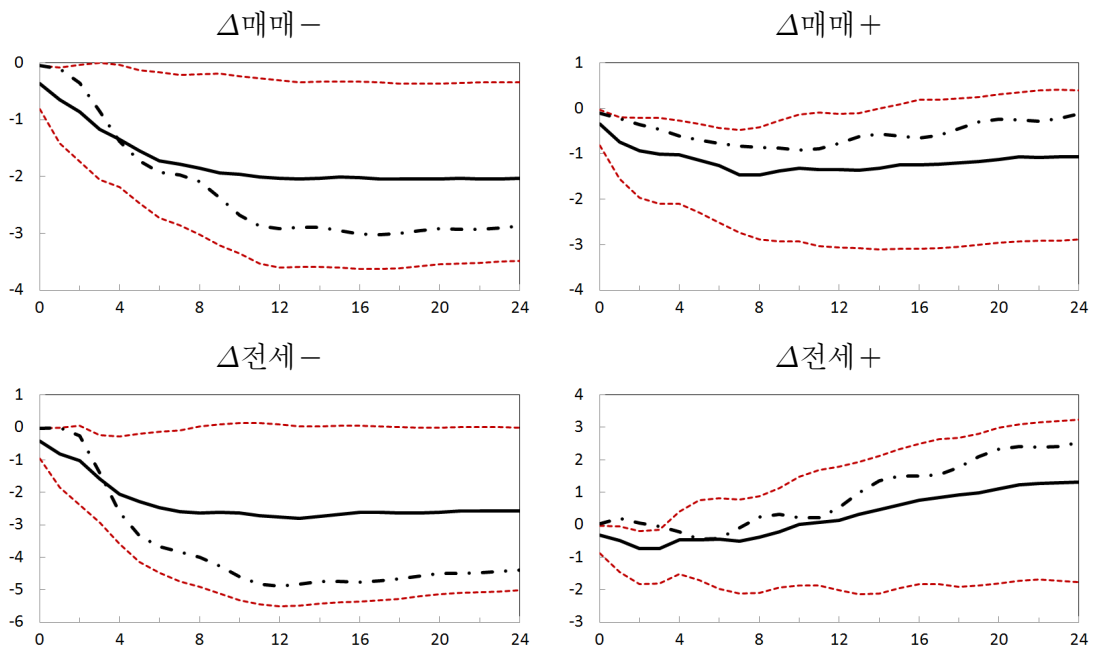
<그림 3> 누적충격반응곡선

(6변수 순서:  $\Delta CD-$ ,  $\Delta CD+$ ,  $\Delta$ 매매-,  $\Delta$ 매매+,  $\Delta$ 전세-,  $\Delta$ 전세+)

(a)  $\Delta CD-$ 의 1%p 상승 충격에 대한 반응



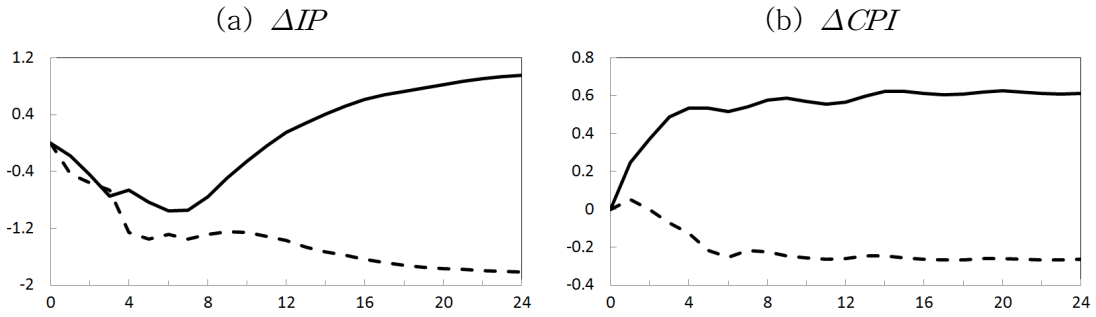
(b)  $\Delta CD+$ 의 1%p 상승 충격에 대한 반응



주: 1)  $\Delta CD+$ 는 CD 상승기간에는 CD 변화율, CD 하락기간에는 0으로 구성된 변수임. 다른 변수의 경우도 동일함.

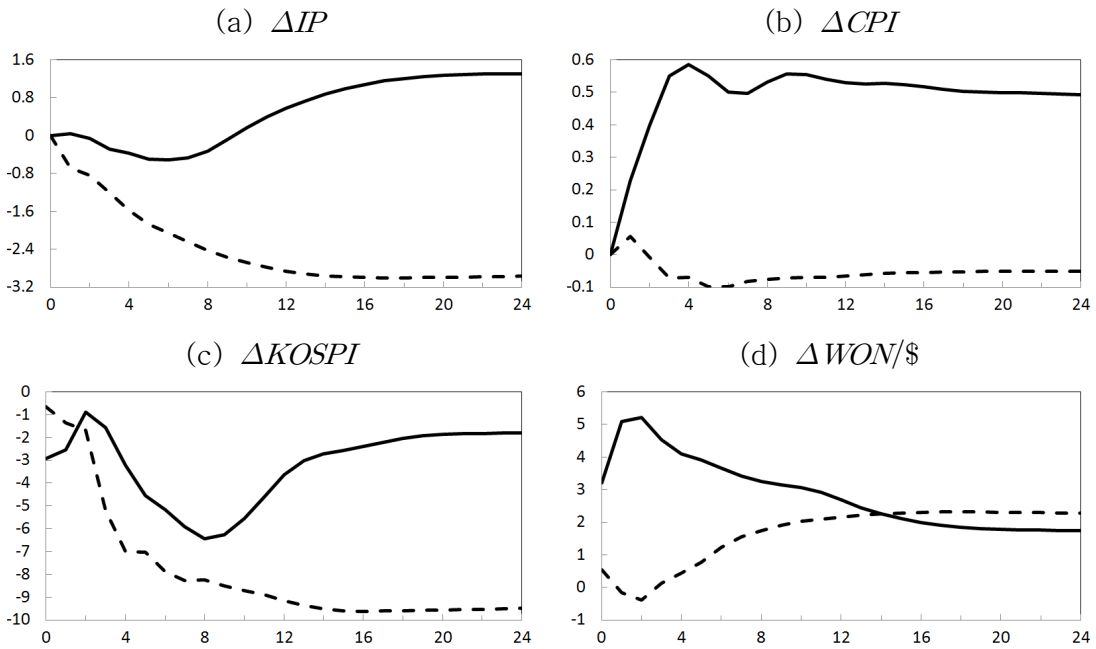
2) — : 중위수, ..... : 5번째 또는 95번째 백분위수, - - - : 홀레스키 분해

<그림 4>  $\Delta CD$  1%p 상승충격에 대한 각 변수의 반응곡선(8변수)



주: — :  $\Delta CD + 1\%p$  상승충격, - - - :  $\Delta CD - 1\%p$  상승충격

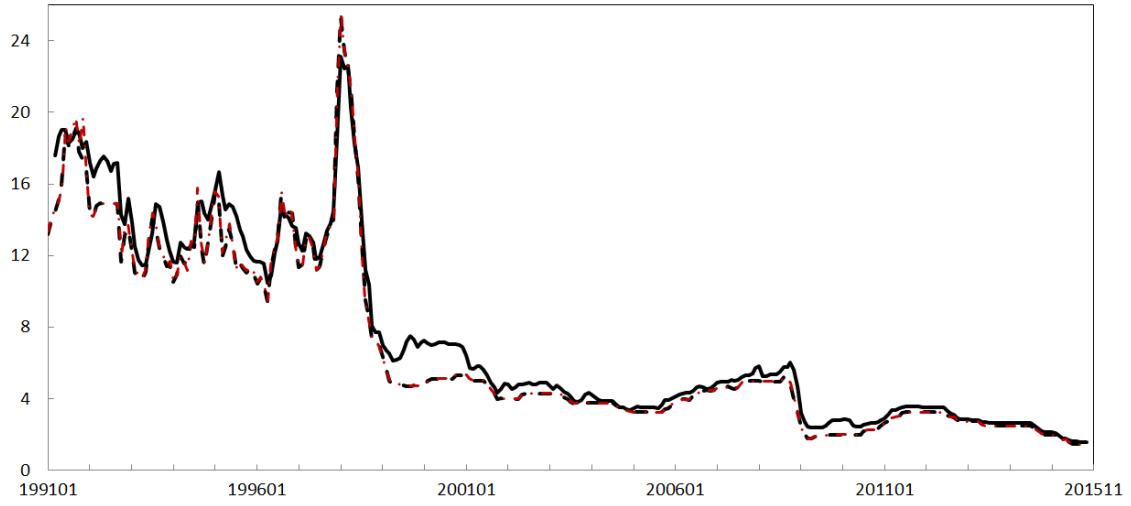
<그림 5>  $\Delta CD$  1%p 상승충격에 대한 각 변수의 반응곡선(10변수)



주: — :  $\Delta CD + 1\%p$  상승충격, - - - :  $\Delta CD - 1\%p$  상승충격

## 부록

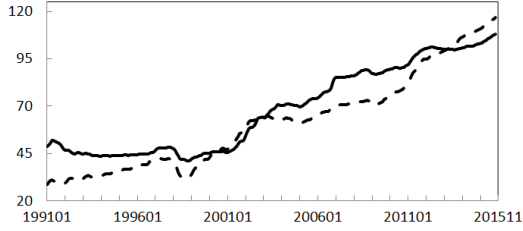
<그림 A1> 금리 추이



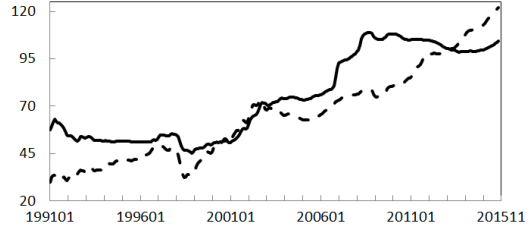
주: — : CD 금리, - - - : 콜금리, - . - : MMR

<그림 A2> 지역별 주택가격 추이

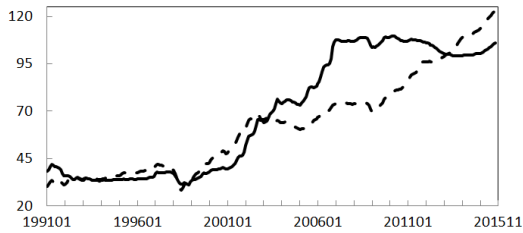
(a) 전국 아파트 가격지수



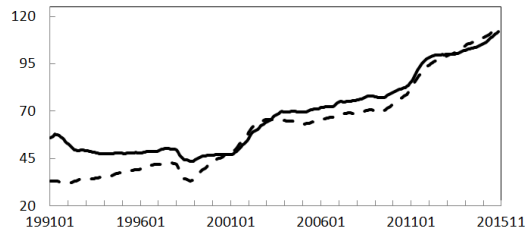
(b) 강북 아파트 가격지수



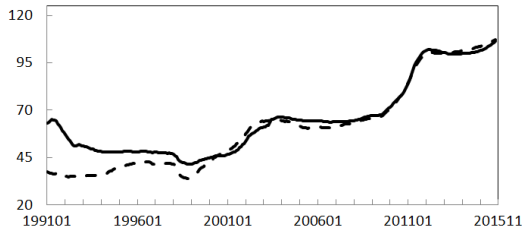
(c) 강남 아파트 가격지수



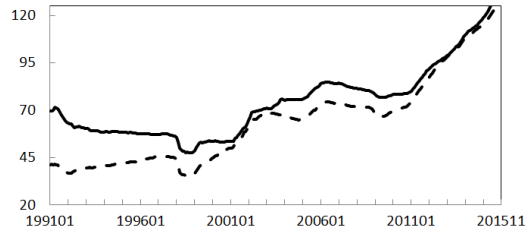
(d) 6개광역시 아파트 가격지수



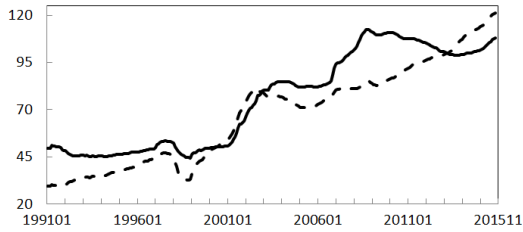
(e) 부산 아파트 가격지수



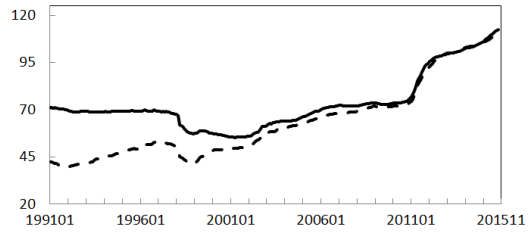
(f) 대구 아파트 가격지수



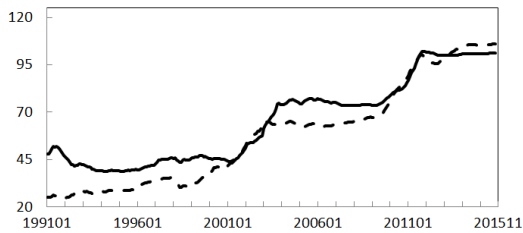
(g) 인천 아파트 가격지수



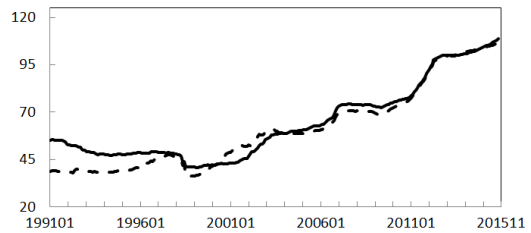
(h) 광주 아파트 가격지수



(i) 대전 아파트 가격지수



(j) 울산 아파트 가격지수



주: — : 아파트 매매가격지수, --- : 아파트 전세가격지수