

01

금리가 주택가격에 미치는 영향과 요인

김남현* · 장한익**

본 연구는 1996년 8월부터 2017년 12월까지의 표본기간동안 CD금리와 전국 및 지역별 주택매매(전세)가격지수에 미치는 영향의 시간에 따른 변화를 보기 위해 2변수 TVC-VAR(4) 모형과 국내 거시자료로 산업생산지수와 소비자물가지수를 추가한 4변수 모형을 이용하여 살펴보았다. 분석결과를 요약하면, CD금리가 주택가격에 미치는 영향은 외환위기 이전기간에 음(-)의 값에서 외환위기 이후부터 2012년까지 양(+)의 값을 유지하거나 큰 관계를 보이지 않고 있다. 하지만 글로벌 저금리 기조와 양적완화정책이 강화되면서 급격하게 값이 하락한 후 미국이 양적완화 종료와 금리인상을 단행하게 되는 2015년부터는 다시 반등하는 추이를 보이고 있다. 글로벌 금융위기 이후 금리와 주택가격의 관계변화의 요인 중 LTV 및 DTI, 부동산 정책에 대한 영향이 다소 줄어드는 반면, 기대인플레이션, 장·단기 금리, 국내외 정책금리 등에 대한 영향력은 명확해진 것으로 나타났다. 또한 금리와 주택가격 간의 관계는 단순히 음(-)의 관계보다는 금리상승에 대한 기대에 따라 달라질 수 있음을 확인하였다. 최근 글로벌 금리인상기조는 국내 금리상승에 대한 기대를 높여주고 있다. 이에 따라 국내 경제상황과 부동산시장을 고려하여 국내 기준금리 인상시기를 신중하게 결정할 필요가 커지고 있다.

핵심어 TVR-VAR 모형, 금리, 주택가격, Gibbs 표본추출, MCMC

* 예금보험공사 예금보험연구센터 실증연구팀 부연구위원, 경제학 박사, nhkim84@kdic.or.kr, 제1저자

** 한국주택금융공사 주택금융연구원 연구위원, 경제학 박사, hijang@hf.go.kr, 교신저자

※ 본고의 내용은 필자의 개인 의견으로 한국주택금융공사의 공식적인 견해와 다를 수 있습니다.

I. 서론

최근 글로벌 금리 인상기조, 정부의 강력한 부동산 안정화 정책 등의 국내외 요인으로 인해 2018년 5월, 6월의 전국 주택매매가격 증가율이 각각 -0.03%, -0.02%로 측정되면서 주택매매가격이 하락세로 전환되었다. 수도권 지역은 6월에 0.09% 상승하며 주택매매가격 상승세가 유지되었지만 정부의 9·13 부동산대책 이후 차츰 상승폭이 축소되는 경향을 보이며, 지방은 2017년 12월부터 하락세가 지속되고 있다. 이런 현상은 글로벌 금융위기 이후 2017년까지 유지된 국내 저금리 기조에서 부동산시장으로 투자가 집중되면서 나타난 주택가격의 급격한 상승과는 상반된 모습이다.

2018년 부동산시장의 주요이슈는 글로벌 금리 인상기조로 인한 국내 통화정책 방향과 기준금리 인상시기이다. 2018년 9월 26일 미국의 정책금리가 0.25%p 인상되어 2.00~2.25%가 되었지만 우리나라의 기준금리는 2017년 11월 30일 이후 1.5%로 동결되고 있어 미국과의 금리 격차가 0.50~0.75%p까지 확대되었다. 이런 미국 정책금리 인상기조의 영향으로 국내 주택담보대출금리¹⁾는 전반적인 상승세를 보인다.²⁾

과거 기준금리 인상기의 경험을 살펴보면 금리인상에도 불구하고 부동산 수요 감소 효과보다는 경기회복에 따른 부동산 구매 수요 증가가 더 커 부동산 가격 상승세가 상당 기간 지속되었다.³⁾ 또한 2011년 이후 금리와 주택가격은 상승하고 실물경제는 하락하는 현상이 반복되었으며, 2012년에 금리가 상승할 때 실물경제와 주택경기는 모두 하락하는 모습도 보였다. 이와 같이 과거의 경험을 통해 금리와 부동산시장 간의 상호관계가 기간에 따라 변화해 왔음을 확인할 수 있다.

이번 금리 인상기에는 기준금리 인상이 더디게 진행되고 국내 경기회복세가 과거만큼 크지 않다. 대외적으로 미국과 중국 간의 무역분쟁이 확산되면서 수출부문의 불확실성도 커지고 있다. 이런 경제의 불안요인이 커지면서 부동산시장의 수요가 제한되고 있다. 또한 신DTI⁴⁾, DS R⁵⁾ 등 새로운 대출규제 기준이 강화되고 9·13 대책 등의 강력한 부동산시장 안정화 정책이 실

1) 2010년 이전 변동금리형 주택담보대출 대표지표금리는 CD금리였으며, 2010년 이후는 COFIX 금리이다.

2) 장한익(2017)은 해외장기금리→국내장기금리→국내단기금리로 동조화가 진행되고 있음을 지적하였다.

3) 1차 금리 인상기는 2005년10월-2008년9월, 2차는 2010년7월-2012년6월이다(현대경제연구원, 2018).

4) 대출심사 시 주택담보대출에서 이자만 반영하는 기존 DTI에서 원금을 더한 원리금 합산으로 대출규제를 강화한 신DTI는 주택담보대출의 주된 지표로 활용될 계획이다.

5) 2018년 3월 은행권 도입, 7월 상호금융권 도입, 10월 저축은행·여신전문금융회사 도입으로 진행되며 은행권 참고지표로 자율적으로 활용할 계획이다.

행되면서 부동산 가격은 다소 안정되고 있지만 규제에 따른 부동산시장 및 건설업의 위축 등으로 경기침체가 우려되고 있다.⁶⁾ 이처럼 다양한 제약요인의 발생과 변화로 인해 통화정책 및 금리변화의 효과가 국내 부동산시장에 미치는 영향이 과거와 동일한 관계성을 유지할 것으로 판단하기 더욱 어려워졌다.

이로 인해 최근의 국내연구에서는 위와 같은 제약요인들을 통제하기 위해 금리변화가 주택가격에 미치는 영향을 장·단기로 구분하여 살펴보거나 금리의 비대칭성을 고려하여 주택가격에 미치는 효과를 살펴보고 있다. 하지만 해당연구들은 장·단기, 비대칭 등의 단일 특정 요소만을 고려한다는 한계점이 있다. 따라서 본 연구에서는 기존연구의 한계점을 보완·개선하고자 금리가 주택가격에 미치는 영향이 시간의 흐름에 따라 동태적으로 어떻게 변화하고 있는지를 시간변동계수로 측정하는 TVC-VAR 모형을 이용하여 추정하고 관계변화의 요인을 살펴보고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 내용을 다루고 있다. 제Ⅱ절에서는 금리와 주택가격과의 상호관계를 분석하고 있는 기존 연구들을 살펴보고 본 연구와의 차이점을 논한다. 제Ⅲ절에서는 TVC-VAR(p)모형에 대해 논한다. 제Ⅳ절에서는 금리와 주택가격지수의 관계변화에 대해 분석하고 제Ⅴ절에서는 본 연구내용을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존연구

주택매매가격에 대한 기존연구는 대부분 주택가격의 결정요인에 대한 연구들이다. 그 중 일부는 좀 더 미시적 관점에서 주택의 점유형태나 크기, 용도별과 같이 세분화하여 분석하였지만 대부분은 주택가격의 변동요인에 대해 지역정도만 구분하여 분석하고 있다. 황영진(2015)은 국내 주택시장이 1986년 이후 5회의 경기 순환이 있었으며 주택가격이 상승하는 시기에 실물 경제와는 비동조 양상을 보였음을 보여주었다. 김경환(2007)은 주택가격이 금리와 대출과 같은 거시경제변수뿐 아니라 수요공급 조건의 영향을 많이 받으며 효과적인 부동산 정책의 요건에 대해 언급했다. 김윤영(2012)은 금리가 글로벌 금융위기 이후에 주택가격에 유의적인 영향을 미치지 못하지만 물가는 유의성이 존재함을 보여준다. 김윤영(2013)은 주택가격이 펀더멘

6) 미국은 IT산업 버블 붕괴의 충격을 흡수하고자 저금리정책을 오랫동안 유지하면서 과도한 유동자금이 주택가격을 앙등시켰다는 것이다. 그러나 Fed 전 의장 Bernanke(2010)는 부동산시장 버블은 Fed의 저금리 때문에 생긴 것이 아니고, 또한 부동산시장 버블을 방지하는 최선의 대응은 통화정책이 아니라 금융당국의 부동산시장에 대한 규제와 감독 정책이라고 반박한다.

탈 요인보다 시장심리 등과 같은 비 펀더멘탈 요인의 비중이 큼을 보여주었다. 손종철(2010)은 금융위기 이전의 자료를 이용하여 통화정책 및 거시변수와 주택가격간 상관관계를 분석했으며 특히, 정책금리에 초점을 맞추었다. 이근영(2004)은 거시변수와 금리 외에도 주가가 주택가격에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 전해정(2014)은 금융위기 전후 CD금리가 주택가격에 미치는 영향이 음(-)에서 양(+)으로 바뀌었음을 보였다.⁷⁾ 이근영·김남현(2016)은 금리와 주택가격을 상승기와 하락기로 나눈 후 금리 상승기와 주택매매가격 하락기가 동시에 나타날 때 금리인상이 주택가격 하락에 미치는 영향이 가장 큼을 보여주었다.

해외연구로 Cambell, Gallin and Martin(2009)은 주택가격의 프리미엄의 변동에 이자율이 중요한 부분을 차지하며 금리에 의한 주택가격의 움직임이 주식, 채권시장과 유사함을 보였다. 또한 Okunev, Wilson and Zurbtuegg(2000)도 주식시장이 주택가격에 영향을 미치고 있음을 보였다. Iacoviello and Minetti(2003)는 유로지역의 주택가격이 자본시장이 개방되면서 금리의 변화에 더욱 민감하게 반응하고 있다고 분석했다. Himmelberg et al.(2005)는 주택가격의 변화에 대한 금리의 중요성을 보여주었다. Adams and Füss(2010)는 대출이자와 자산에 대한 비용이 원인으로 작용하여 금리가 장기에서 단기로 갈수록 주택수요에 영향을 미치고 있음을 보였다. 그 외에 McQuinn and O'Reilly(2008), Bouchouicha and Ftiti(2012)도 금리와 부동산 시장의 연계성에 대해 분석하였다. Nneji, Brooks and Ward(2013)은 부동산 시장을 3개의 국면으로 구분한 마코프-스위칭 모형을 추정하고 금리인하가 주택가격의 국면전환에 영향을 미치고 있음을 보여주었다. Maurin et al(2012)는 2 상태 마코프-스위칭 모형을 이용하여 프랑스에서 금리가 주택가격에 미치는 영향이 시기에 따라 다르게 나타남을 보였다.

국내, 해외연구에서 주택가격에 영향을 미치는 요소로 거시변수, 금융변수 중에서 금리도 중요한 부분을 차지하고 있다고 분석하고 있지만 국내 부동산 시장의 경우에는 주택가격과 금리간의 관계가 항상 일정하지는 않다. 또한 그 관계가 주택가격에 영향을 미칠 수 있는 외적인 요소에 의해 변화할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 금리가 주택가격에 미치는 영향이 기간별로 어떻게 변화하고 있는지 살펴보고 그 변화의 원인이 될 수 있는 요인이 어떤 것이 있는지 살펴보기로 한다.

7) 글로벌 금융위기 이후 주택가격 하락과 금리 하락세가 맞물려 나타난 현상으로 파악하였다.

Ⅲ. 추정방법

1. 모형의 설정

금리와 주택가격간 관계변화를 알아보기 위해 확률적 변동성을 가진 TVC-VAR 모형을 추정한다. 이를 위해 우선 시차가 4, 4변수인 축약형 모형은 <식 1>과 같다.

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{4,t}y_{t-4} + u_t, \quad \text{Var}(u_t) = \Omega_t, \quad t = 1, \dots, T \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

T 는 표본수를 의미하며, y_t 는 4×1 벡터의 내생변수를 나타낸다. 본 연구에서의 y_t 는 산업생산지수, 소비자물가지수, 금리, 주택가격지수의 4개 변수가 사용된다. $B_{1,t}, B_{2,t}, B_{3,t}, B_{4,t}$ 는 각각 시차가 1에서 4까지의 시변적인 4×4 의 계수행렬이다. c_t 는 상수항을 곱한 시변적인 4×1 벡터이다. u_t 는 오차항 벡터이며 Ω_t 는 시변적인 공분산 행렬을 나타낸다. 여기서는 Primiceri(2005)를 따라 출레스키 분해를 가정한 하방삼각행렬 Γ_t 와 대각행렬 Π_t 를 <식 2>과 같이 표현할 수 있다.

$$\Gamma_t \Omega_t \Gamma_t' = \Pi_t \Pi_t'$$

$$\Gamma_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{21,t} & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_{31,t} & \gamma_{32,t} & 1 & 0 \\ \gamma_{41,t} & \gamma_{42,t} & \gamma_{43,t} & 1 \end{bmatrix}, \quad \Pi_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{4,t} \end{bmatrix} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

<식 1>은 Γ_t 와 Π_t , 구조형 충격인 ε_t 을 이용하여 <식 3>과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{4,t}y_{t-4} + \Gamma_t^{-1} \Pi_t \varepsilon_t, \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = I_4 \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

<식 3>의 추정치들을 모두 벡터로 나타낸 B_t 를 이용하면 다음과 같이 간단하게 표현된다.

$$y_t = X_t' B_t + \Gamma_t^{-1} \Pi_t \varepsilon_t$$

$$X_t' = I_4 \otimes [1, y_{t-1}', y_{t-2}', y_{t-3}', y_{t-4}'] \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

$$B_t = [c_t', B_{1,t}', \dots, B_{4,t}']$$

Primiceri(2005)에서와 같이 시변 파라미터 벡터 또는 행렬인 $B_t, \gamma_t, \ln\sigma_t$ 가 랜덤워크(random walk)를 따른다고 가정하면 <식 5>~<식 7>와 같다.⁸⁾

$$B_t = B_{t-1} + \zeta_t \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \eta_t \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \nu_t \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

$$\text{Var}(\zeta_t) = Q, \quad \text{Var}(\eta_t) = S, \quad \text{Var}(\nu_t) = W$$

여기서 ζ_t, η_t, ν_t 의 평균은 0이고 구조형 오차항 ε_t 을 결합한 $[\varepsilon_t', \zeta_t', \eta_t', \nu_t']'$ 는 결합정규분포를 따르며 <식 8>과 같은 분산-공분산 행렬로 표시할 수 있다.

$$V = \text{Var} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \\ \nu_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

I_4 는 4×4 의 단위행렬이며 Q, S, W 는 양정부호행렬이다.

2. 추정과정

모형의 추정을 위해 본 연구에서는 MCMC(Markov Chain Monte Carlo)와 깃스표본기법(Gibbs Sampling)방법을 이용한다. 전체적인 MCMC 알고리즘은 ① 사전분포로부터 얻은 Γ^T, Π^T, s^T, V 를 통해 ② $p(B^T | y^T, \Gamma^T, \Pi^T, V)$ 로부터 B^{T*} 를 추출하고 ③ $p(\Gamma^T | y^T, B^{T*}, \Pi^T, V)$ 로부터 Γ^{T*} 를 추출한다. ④ $p(\Pi^T | y^T, \Gamma^{T*}, B^{T*}, s^T, V)$ 로부터 Π^{T*} 를, ⑤ $p(s^T | y^T, \Gamma^{T*}, \Pi^{T*}, V)$ 로부터 s^{T*} 를 추출한다. ⑥ 마지막으로 $p(Q, W, S | y^T, \Gamma^{T*}, B^{T*}, \Pi^{T*})$ 로부터 얻은 Q, S, W 로 V^* 를 구한다. 위 과정을 ②에서 ⑥까지 반복한다. 본 연구에서는 총 10,000번의 과정을 반복한 후 사전분포의 영향을 최소화하기 위해 8,000개의 표본을 버리고 2,000개의 깃스표본을 이용한다.

8) Primiceri(2005)에서는 랜덤워크를 가정하는 경우 급격한 구조변화를 잘 설명한다고 언급하고 있으며 본 연구에서는 금리와 주택가격간 관계변화에 초점을 맞추고 있기 때문에 랜덤워크를 가정하여 추정한다.

1) 사전분포(Prior distribution)

김스표본기법을 이용하기 위해서는 먼저 사전분포를 설정하는데 우선 표본기간에 해당되지 않는 1991년 3월부터 1995년 12월까지 57개의 표본을 이용하여 일반적인 VAR모형의 OLS 추정치를 구한다. Primiceri(2005)를 따라 각 초기 파라미터들인 B_0 , Γ_0 , $\log \sigma_0$ 가 정규분포를 따른다고 가정하고 B_0 는 평균이 \hat{B}_{OLS} , 분산은 $4 \text{Var}(\hat{B}_{OLS})$ 이며 Γ_0 는 평균이 $\hat{\Gamma}_{OLS}$, 분산을 $4 \text{Var}(\hat{\Gamma}_{OLS})$ 로 둔다. $\log \sigma_0$ 의 경우 평균은 $\log \hat{\sigma}_{OLS}$, 분산은 단위행렬로 상정한다. 사전분포 내의 파라미터인 하이퍼파라미터 Q , W , S 는 역의 Wishart 분포를 따른다고 가정한다. 이때 W 와 S 의 자유도는 행렬의 크기에 1을 더한 값으로 두므로 W 의 자유도는 5가 되고 S 는 출레스키 분해를 가정하는 경우 각각의 식의 크기가 달라지므로 4변수인 경우 3개의 블록으로 구분한다. Q 의 자유도는 사전분포를 설정할 때 사용되는 표본수로 57개이다. 위 과정을 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 B_0 &\sim N(\hat{B}_{OLS}, 4 \text{Var}(\hat{B}_{OLS})), \\
 \Gamma_0 &\sim N(\hat{\Gamma}_{OLS}, 4 \text{Var}(\hat{\Gamma}_{OLS})), \\
 \log \sigma_0 &\sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, I_4), \\
 Q &\sim IW(k_Q^2, 57 \cdot \text{Var}(\hat{B}_{OLS}), 57), \\
 W &\sim IW(k_W^2, 5 \cdot I_4, 5), \\
 S_1 &\sim IW(k_S^2, 2 \cdot \text{Var}(\hat{\Gamma}_{1, OLS}), 2), \\
 S_2 &\sim IW(k_S^2, 3 \cdot \text{Var}(\hat{\Gamma}_{2, OLS}), 3), \\
 S_3 &\sim IW(k_S^2, 4 \cdot \text{Var}(\hat{\Gamma}_{3, OLS}), 4),
 \end{aligned} \tag{식 9}$$

S 의 경우 하방삼각행렬인 Γ 의 특징에 따라 두 번째 식은 하나의 벡터, 세 번째 식은 2개의 벡터, 네 번째 식은 3개의 벡터로 구성되므로 자유도가 각각 2, 3, 4인 3개의 블록이 된다. k_Q , k_W 는 0.01로 가정하며 k_S 의 경우 0.1에서 1 사이의 값에 따라 Γ_t 의 추정치의 변동정도가 달라지고 있다. 본 연구에서는 k_S 가 1인 경우와 1보다 작은 경우를 함께 비교해보고자 한다.

2) B^{T*} 의 추출

우선 초기분포에서 얻은 Γ^T , Π^T , V 를 이용하면 Fruhwirth-Schnatter(1994)와 Carter and Kohn(1994)의 밀도함수는 다음과 같이 분해된다.

$$\begin{aligned}
 & p(B^{T*} | y^T, \Gamma^T, \Pi^T, V) \\
 &= p(B_T | y^T, \Gamma^T, \Pi^T, V) \prod_{t=1}^{T-1} p(B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V) \\
 & B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V \sim N(B_{t|t+1}, P_{t|t+1}), \tag{식 10} \\
 & B_{t|t+1} = E(B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V), \\
 & P_{t|t+1} = Var(B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V)
 \end{aligned}$$

여기서 $p(\cdot)$ 는 일반적인 밀도함수를 나타낸다. <식 10>에서 B^{T*} 의 추출은 우선 칼만필터(Kalman filter)과정에서 얻은 B_T 를 $B_{T|T}$ 로 두면 $B_t | B_{t+1}, y^t, \Gamma^T, \Pi^T, V$ 에 대한 조건부 사후분포의 평균($B_{T-1|T}$)과 분산($P_{T-1|T}$)을 얻을 수 있다. 그리고 동 분포로부터 B_{T-1}^* 를 추출한다. <식 10>은 이러한 과정을 $B_{T-1|T}$ 부터 $B_{1|2}$ 까지 반복하는 평활화(smoothing)를 나타낸다.

3) Γ^{T*} 의 추출

Γ^{T*} 를 추출하기 위해 이전의 과정에서 추출된 B^{T*} 와 관측가능한 \hat{y}_t 를 이용하여 <식 4>의 $y_t = X_t' B_t + \Gamma_t^{-1} \Pi_t \varepsilon_t$ 를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\Gamma_t (y_t - X_t' B_t^*) = \Gamma_t \hat{y}_t = \Pi_t \varepsilon_t \tag{식 11}$$

여기서는 출레스키 분해를 가정하기 때문에 Γ_t 가 하방삼각행렬인 성격을 고려하여 4변수인 경우의 $\Gamma_t \hat{y}_t = \Pi_t \varepsilon_t$ 를 다시 풀어쓰면 <식 12>와 같이 표시된다.

$$\hat{y}_t = Y_t \gamma_t + \Pi_t \varepsilon_t$$

$$\hat{y}_t = \begin{bmatrix} \hat{y}_{1,t} \\ \hat{y}_{2,t} \\ \hat{y}_{3,t} \\ \hat{y}_{4,t} \end{bmatrix}, \quad Y_t = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\hat{y}_{1,t} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\hat{y}_{1,t} - \hat{y}_{2,t} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\hat{y}_{1,t} - \hat{y}_{2,t} - \hat{y}_{3,t} & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \langle \text{식 12} \rangle$$

$$\gamma_t = [\gamma_{21,t}, \gamma_{31,t}, \gamma_{32,t}, \gamma_{41,t}, \gamma_{42,t}, \gamma_{43,t}]'$$

〈식 6〉과 〈식 12〉은 상태공간방정식으로 표현되는데 이 때 \hat{y}_t 와 γ_t 는 결합정규분포가 아니기 때문에 일반적인 칼만필터의 과정으로 조건부 사후분포를 구할 수 없다. 이를 위해 〈식 9〉에 서처럼 각각의 방정식에 대해 S 를 블록 대각행렬로 가정하면 각 방정식별로 칼만필터와 평활화 기법을 사용하여 해결할 수 있다. 이 경우에는 3개의 방정식이 된다. 따라서 〈식 6〉과 〈식 12〉를 이용하여 각각의 방정식에 대해 다음과 같은 분포에서 표본을 추출한다.

$$\begin{aligned} \gamma_{i,t} | \gamma_{i,t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, \Pi^T, V &\sim N(\gamma_{i,t|t+1}, A_{i,t|t+1}), \\ \gamma_{i,t|t+1} &= E(\gamma_{i,t} | \gamma_{i,t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, \Pi^T, V), \\ A_{i,t|t+1} &= \text{Var}(\gamma_{i,t} | \gamma_{i,t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, \Pi^T, V) \end{aligned} \quad \langle \text{식 13} \rangle$$

여기서 i 는 각 방정식에 해당되는 블록을 의미하며 위 과정은 B^{T*} 의 추출과정과 동일하다.

4) Π^{T*} 와 s^{T*} 의 추출

Π^{T*} 의 추출을 위해 이전의 과정에서 추출된 B^{T*} , Γ^{T*} 와 관측가능한 y_t^* 를 이용하여 〈식 4〉의 $y_t = X_t' B_t + \Gamma_t^{-1} \Pi_t \varepsilon_t$ 를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\Gamma_t (y_t - X_t' B_t^*) = y_t^* = \Pi_t \varepsilon_t \quad \langle \text{식 14} \rangle$$

분산은 비선형 방정식의 형태이지만 〈식 14〉에 제곱과 대수를 취함으로써 쉽게 선형형태로 전환할 수 있다. 이 때 $y_{i,t}^2$ 이 작을 수 있으므로 상쇄상수를 추가하여 추정과정을 견고하게 할 수 있다. 우선 〈식 14〉의 행렬에 대해 각 식의 양변을 제곱한 후 대수를 취하면 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} y_t^{**} &= 2h_t + e_t \\ h_t &= h_{t-1} + v_t \end{aligned} \tag{식 15}$$

여기서 $y_{i,t}^{**} = \log[(y_{i,t}^*)^2 + \bar{c}]$ 이며 상쇄상수인 \bar{c} 는 $1e-6$ 으로 둔다. $e_{i,t} = \log(\varepsilon_{i,t}^2)$ 이며, $h_{i,t} = \log\sigma_{i,t}$ 이다. 이 때 4변수인 경우 i 는 1, 2, 3, 4이며 $e_{i,t}$ 와 v_t 는 비상관관계이다.⁹⁾ 이 과정은 추정식의 오차항이 $\log \chi^2(1)$ 를 따르기 때문에 선형이지만 비가우시안 상태공간형태가 된다. 가우시안 형태로 전환하기 위해서는 Kim et al(1998)을 따라 $\log \chi^2(1)$ 의 정규근사혼합분포를 사용하면 B^T 와 Γ^T , V , s^T 를 조건부로 한 분포가 선형 가우시안 상태공간형태에 근사하게 된다.¹⁰⁾ 이를 통해 Π^{T*} 의 요소들인 h^T 의 추출은 이전의 과정들과 동일하게 <식 16>의 분포에서 추출하는 과정을 반복한다.

$$\begin{aligned} h_t | h_{t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, B^{T*}, V, s^T &\sim N(h_{t|t+1}, H_{t|t+1}), \\ h_{t|t+1} &= E(h_t | h_{t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, B^{T*}, V, s^T), \\ H_{t|t+1} &= Var(h_t | h_{t+1}, y^t, \Gamma^{T*}, B^{T*}, V, s^T) \end{aligned} \tag{식 16}$$

위의 과정에서 얻은 y^{T**} 와 h^T 를 조건부로 하는 새로운 s^T 의 표본은 다음 과정에 사용할 수 있다. Kim et al(1998)에 따르면 아래의 이산밀도함수로부터 $s_{i,t}$ 를 독립적으로 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} Pr(s_{i,t} = j | y_{i,t}^{**}, h_{i,t}) &\propto q_j f_N(y_{i,t}^{**} | 2h_{i,t} + m_j - 1.2704, \omega_j^2), \\ j &= 1, \dots, 7, \quad i = 1, \dots, n \end{aligned} \tag{식 17}$$

5) Q, W, S의 추출

하이퍼파라미터 Q , W , S 로 구성된 V 의 블록 대각행렬이며 S 또한 앞에서 언급한 바와 같이 블록 대각행렬이다. B^T , Π^T , Γ^T , y^T 를 조건부로 한 각 블록들은 역의 wishart 사후분포를 따르며 각 블록들은 독립적이다.

9) Harvey et al.(1994)는 e 와 v 가 독립적이지 않더라도 비상관관계를 증명하고 있다.

10) Kim et al.(1998)은 ε_t 의 공분산 행렬이 단위행렬이므로 e_t 의 공분산 행렬이 대각행렬이 되어 각 $e_{i,t}$ 에 독립적인 $\log \chi^2(1)$ 의 정규근사혼합(mixture of normals approximation)분포를 사용할 수 있다고 언급했다. 또한 Kim et al.(1998)은 7개의 혼합정규밀도함수(성분확률 q_j 와 평균 $m_j - 1.2704$, 분산 ω_j , $j = 1, \dots, 7$)를 사용했다. 상수항 q_j , m_j , ω_j 는 $\log \chi^2(1)$ 의 적률의 수를 맞추기 위해 선택된다. $s^T = [s_1, \dots, s_T]'$ 는 정규근사 혼합의 요소에서 매기 선택되며 e 의 각 요소에 사용된다.

6) 충격반응함수

시간가변적인 계수와 공분산을 이용하여 각 t기의 구조형 충격에 반응을 모든 t에 대해 알아 볼 수 있다. 여기서는 Koop, Pesaran and Potter(1996)에서와 같이 충격반응을 아래와 같은 조건부 기대의 차이로 표시한다.

$$IR_t = E(y_{t+k} | \Phi_t, y_{t-1}, \xi) - E(y_{t+k} | \Phi_t, y_{t-1}) \quad \langle \text{식 18} \rangle$$

Φ_t 는 모형의 추정에 사용된 t기의 모든 파라미터에 대한 정보를 표시하고 ξ 는 구조적 충격을 나타낸다. <식 18>의 첫 번째 항은 구조적 충격이 있는 조건하에서 각 변수들의 k기 후의 기댓값을 의미하고 두 번째 항은 구조적 충격을 고려하지 않은 경우에 해당된다.¹¹⁾

IV. 추정결과

본 연구의 주 자료는 CD 91일물의 금리와 전국과 지역별 주택매매 및 전세가격지수 등이 사용되며 국내 거시지표로 산업생산지수와 소비자물가지수가 고려된다. 분석기간은 1991년 3월부터 2017년 12월까지이며 표본크기는 322개이다.¹²⁾ 각 지수자료는 계절조정된 자료이다. 금리자료와 국내 거시지표는 한국은행에서 제공하고 있으며 주택가격지수는 KB국민은행에서 제공한다.

11) Koop, Pesaran and Potter(1996)에서는 충격반응을 아래의 식과 같이 t기에 δ 의 크기만큼의 구조적 충격이 있는 경우와 충격의 크기가 0인 경우에 대한 기대의 차이로 표현하고 있다. 본 연구에서의 ξ 는 구조적 충격의 유무를 나타내며 충격의 크기는 1인 경우를 분석한다. $I_Y(n, \delta, \omega_{t-1}) = E(Y_{t+n} | V_t = \delta, V_{t+1} = 0, \dots, V_{t+n} = 0, \omega_{t-1}) - E(Y_{t+n} | V_t = 0, V_{t+1} = 0, \dots, V_{t+n} = 0, \omega_{t-1})$

12) 추정과정에서 1991년 3월부터 1996년 7월까지의 자료는 초기의 사전분포를 결정하는데 사용되어 실제 추정시 사용되는 표본기간은 1996년 8월부터 2017년 12월까지의 257개이다.

<표 1> 단위근 검정

변수	검정방법	ADF		PP	
		상수	추세	상수	추세
수준 변수	CD 91일물	-2.444	-2.946	-2.608 ⁺	-3.088
	전국 매매가격지수	-0.981	-1.673	-0.925	-1.256
	서울 매매가격지수	-1.331	-0.871	-1.359	-0.853
	6개 광역시 매매가격지수	-0.443	-2.726	-0.276	-2.256
	전국 전세가격지수	-0.735	-2.950	-0.596	-2.323
	서울 전세가격지수	-0.568	-3.549 [*]	-0.507	-2.603
	6개 광역시 전세가격지수	-0.913	-3.291 ⁺	-0.539	-2.183

주) **, *, + 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 신뢰수준을 의미한다.

분석에 앞서 각 변수들의 단위근 검정을 실시하였다. <표 1>은 1996년 8월부터 2017년 12월까지의 자료에 대해 수준변수에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron)검정 결과를 보여준다. 이때 사전분포 추정을 위해 사용된 1991년 3월부터 1996년 7월까지의 자료는 제외하였다. 먼저 CD금리는 추세가 없을 때의 PP검정에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 5% 수준에서 채택되지만 그 외의 검정에서는 기각된다. 서울과 6개 광역시의 전세가격지수는 ADF 검정에서 추세가 있을 때 각각 5%, 10% 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지만 그 외의 검정에서는 기각되지 않는다. 따라서 여기서는 모든 변수가 단위근을 갖고 있다는 가정하에 변화율의 자료를 사용한다. 단위근이 존재하는 변수 간에는 공적분 관계가 존재할 수 있으므로 Johansen(1988) 공적분 검정을 실시한다. <표 2>는 시차가 4인 경우 CD금리와 전국 및 서울 주택매매 및 전세가격지수의 두 변수 간 공적분 검정결과를 보여주는데 모두 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 채택하고 있다.¹³⁾

13) 산업생산지수와 소비자물가지수를 추가하여 4변수에 대해 공적분 검정을 실시하는 경우 추세가 없는 경우에는 공적분 관계가 나타나기도 하지만 추세가 있는 경우에는 금리별, 지역별 주택매매가격지수 모두 공적분 관계가 없는 것으로 나타난다.

<표 2> 공적분 검정(시차 4)

변수	H_0	모형	λ_{\max}	Critical value	Trace	Critical value
CD, HPI 전국	$r = 0$	상수, 추세	16.713	19.387	19.784	25.872
CD, HPI 서울	$r = 0$	상수, 추세	18.198	19.387	21.103	25.872
CD, HPI 6개 광역시	$r = 0$	상수, 추세	15.433	19.387	22.298	25.872
CD, JPI 전국	$r = 0$	상수, 추세	16.219	19.387	22.347	25.872
CD, JPI 서울	$r = 0$	상수, 추세	17.150	19.387	24.516	25.872
CD, JPI 6개 광역시	$r = 0$	상수, 추세	18.429	19.387	22.844	25.872

주) HPI 와 JPI 는 각각 주택매매 및 전세가격지수를 나타낸다.

<표 3>은 분석에 사용되는 금리 및 지역별 주택매매가격지수 변화율의 기초통계량을 보여준다. 금리의 경우 차분한 %단위의 자료를 사용하고 지수자료는 대수차분 후 100을 곱하여 %단위의 자료를 사용한다. 먼저 표본기간의 평균을 살펴보면 금리인 ΔCD 는 -0.051%로 표본기간동안 하락하는 추이를 보인다. 전국과 서울 및 6개 광역시의 주택매매가격지수 변화율인 ΔHPI 전국과 ΔHPI 서울, ΔHPI 6개 광역시의 평균은 각각 0.352%, 0.418%, 0.334%로 전국과 6개 광역시에 비해 서울의 매매가격지수가 더 많이 상승하였다. 전세가격지수인 ΔJPI 전국과 ΔJPI 서울, ΔJPI 6개 광역시의 평균은 각각 0.428%, 0.441%, 0.401%로 매매와 마찬가지로 서울의 상승폭이 가장 크다. 각 주택가격지수의 표준편차는 ΔHPI 서울과 ΔJPI 서울이 각각 1.133%, 1.351%로 서울의 주택가격지수가 가장 변동폭이 크게 나타난다. $Q(10)$ 은 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 나타내는데 모든 변수가 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설은 모두 1% 유의수준에서 기각된다.

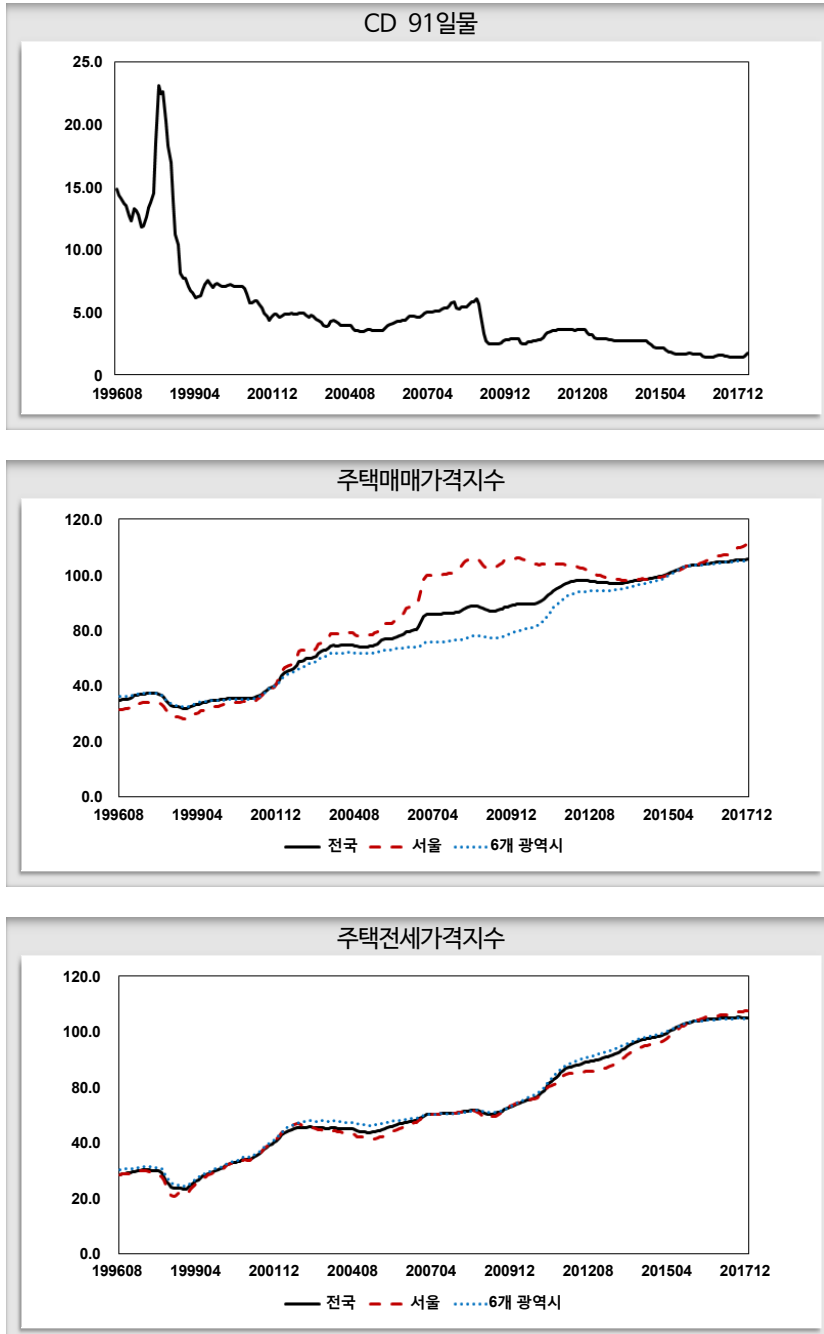
<표 3> 금리와 주택가격지수 변화율(%)의 기초통계량

	평균	표준편차	왜도	첨도	최대값	최소값	Q(10)
ΔCD	-0.051	0.577	1.775	33.711	4.550	-2.980	191.69**
ΔHPI 전국	0.352	0.779	0.549	10.044	4.239	-2.844	400.32**
ΔHPI 서울	0.418	1.133	1.114	9.506	6.351	-3.815	308.25**
ΔHPI 6개 광역시	0.334	0.648	-0.390	9.865	2.527	-3.534	598.94**
ΔJPI 전국	0.428	0.990	-2.102	15.479	3.345	-5.530	544.85**
ΔJPI 서울	0.441	1.351	-2.668	20.983	4.570	-9.633	394.53**
ΔJPI 6개 광역시	0.401	0.921	-2.010	16.857	3.334	-6.133	627.64**

주 1) **, * 는 각각 1%, 5% 수준에서의 신뢰수준을 의미한다.

2) HPI 와 JPI 는 각각 주택매매 및 전세가격지수를 나타낸다.

<그림 1> 변수의 추이

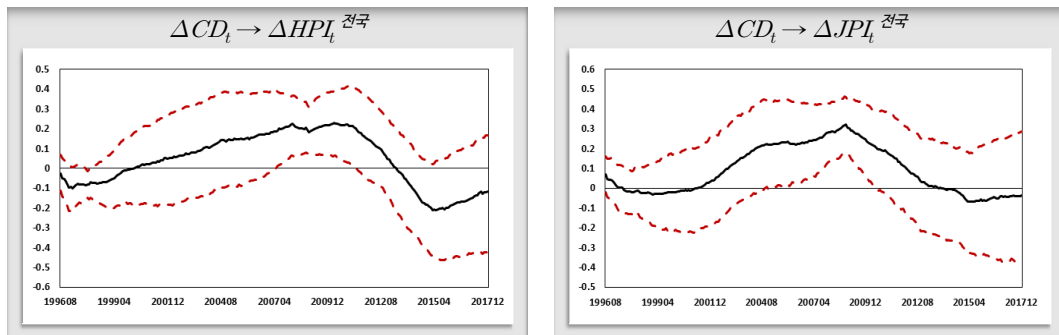


<그림 1>은 1996년 8월부터의 금리와 주택가격지수의 추이를 보여주는데 CD금리는 외환위기 이전에 크게 상승한 후 외환위기 이후부터는 꾸준히 하락하고 있다. 특히 금융위기 기간에는

2008년 10월 기준금리가 하락하면서 함께 하락하는 추이를 보인 후 2012년까지 소폭 상승하다가 그 이후부터 지금까지 계속 하락하는 추이를 보인다. 전국과 주택매매 및 전세가격지수는 외환위기 이후 전반적으로 상승하고 있으나 서울의 주택매매가격지수의 경우 2010년부터 하락하는 추이를 보이다가 2014년 말부터는 다시 상승하고 있다.

1. 금리와 주택매매가격지수 간의 관계변화

<그림 2> $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4))

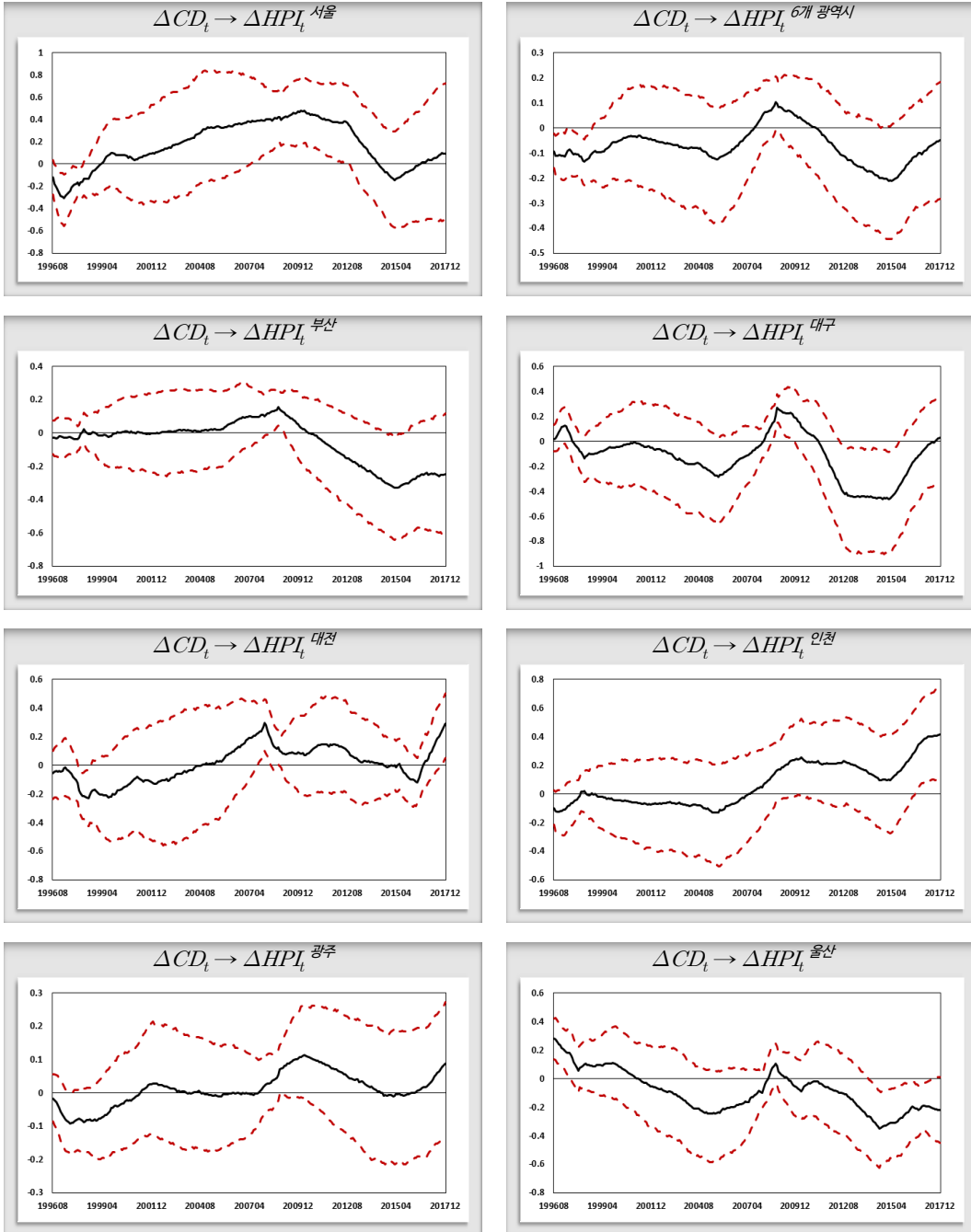


앞에서 언급한 바와 같이 여기서는 금리와 주택가격간 관계가 시간에 따라 어떻게 변화하는지를 알아보기 위해 VAR모형에서 두 변수간 동시기 관계를 나타내는 구조 파라미터인 $-\gamma_{21,t}$ 를 살펴본다. 여기서는 월별자료를 사용하기 때문에 시차가 4인 경우의 확률적 변동성을 가정한 2변수 TVC-VAR 모형과 ΔIP 와 ΔCPI 가 추가된 4변수 TVC-VAR모형을 추정한다.¹⁴⁾

<그림 2>는 ΔCD 와 전국의 ΔHPI_t 와 ΔJPI_t 의 2변수 TVC-VAR(4)모형의 $-\gamma_{21,t}$ 를 10,000회 시뮬레이션 후 앞의 8,000번의 값은 버리고 2,000번의 추정치의 중위수와 16번째, 84번째 백분위수를 보여준다. 주택매매와 전세가격지수의 $-\gamma_{21,t}$ 는 유사한 움직임을 보이고 있는데 우선 외환위기까지는 음(-)의 값으로 금리상승이 주택가격지수를 하락시키는 관계를 보인다. 이후 2012년까지는 금리가 상승함에도 매매지수가 상승하여 $-\gamma_{21,t}$ 가 양(+)의 값을 보이다가 금융위기가 지난 2010년부터 다시 하락하기 시작하여 2012년 7월부터는 급격하게 하락하고 있다. 그리고 2015년 6월 이후에는 다시 반등하고 있다.

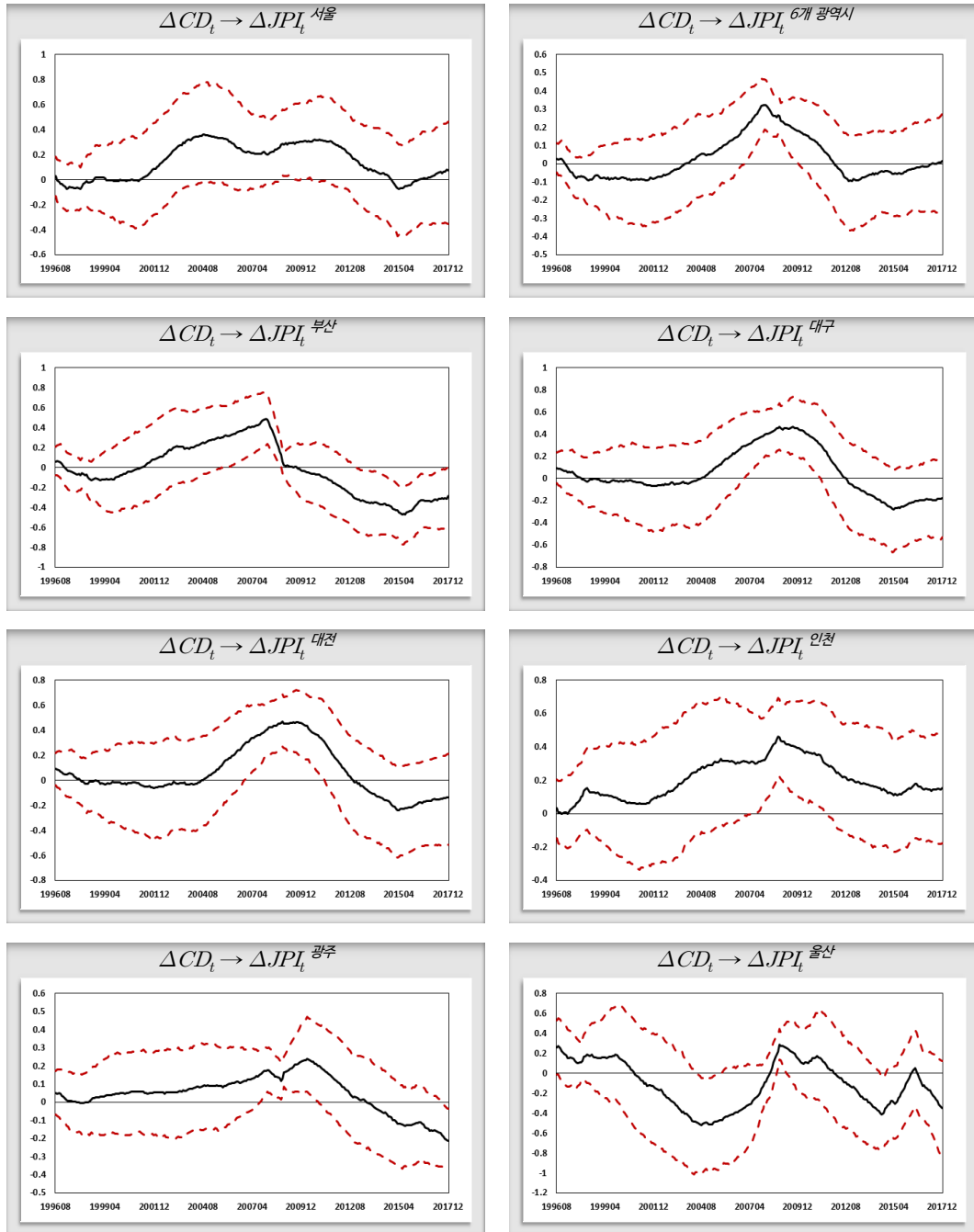
14) 2변수와 4변수 경우 금리와 주택매매가격지수에 따라 SIC와 AIC기준 적정시차는 1 또는 2, 4로 다르게 나타나지만 시차가 1 또는 2인 경우에도 추정결과는 유사하므로 여기서는 시차가 4인 경우만 서술한다.

<그림 3> 지역별 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 주택매매가격지수)



- 주 1) ΔHPI_t 는 서울과 6개 광역시, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산의 주택매매가격지수의 변화율(%)을 의미한다.
- 주 2) 실선과 점선은 각각 10,000번의 시뮬레이션 후 앞의 8,000번째까지의 표본을 제외하고 2,000개의 표본의 중앙값과 16번째, 84번째의 백분위수를 나타낸다.

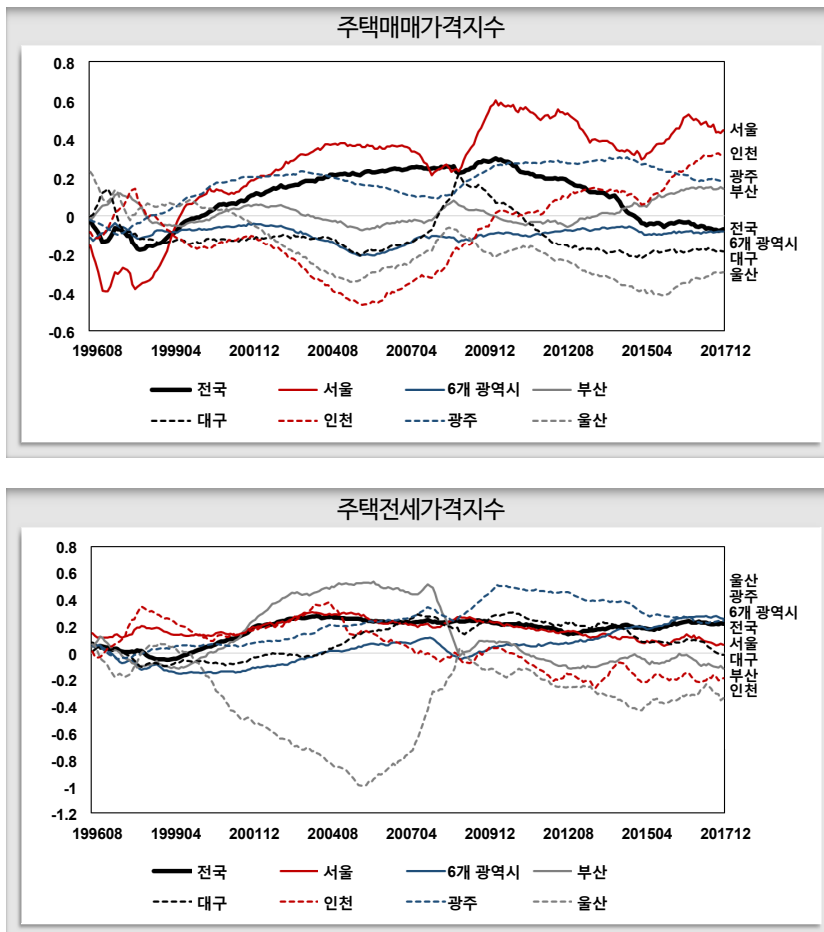
<그림 4> 지역별 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 주택전세가격지수)



- 주 1) ΔJPI 는 서울과 6개 광역시, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산의 주택전세가격지수의 변화율(%)을 의미한다.
 2) 실선과 점선은 각각 10,000번의 시뮬레이션 후 앞의 8,000번째까지의 표본을 제외하고 2,000개의 표본의 중앙값과 16번째, 84번째의 백분위수를 나타낸다.

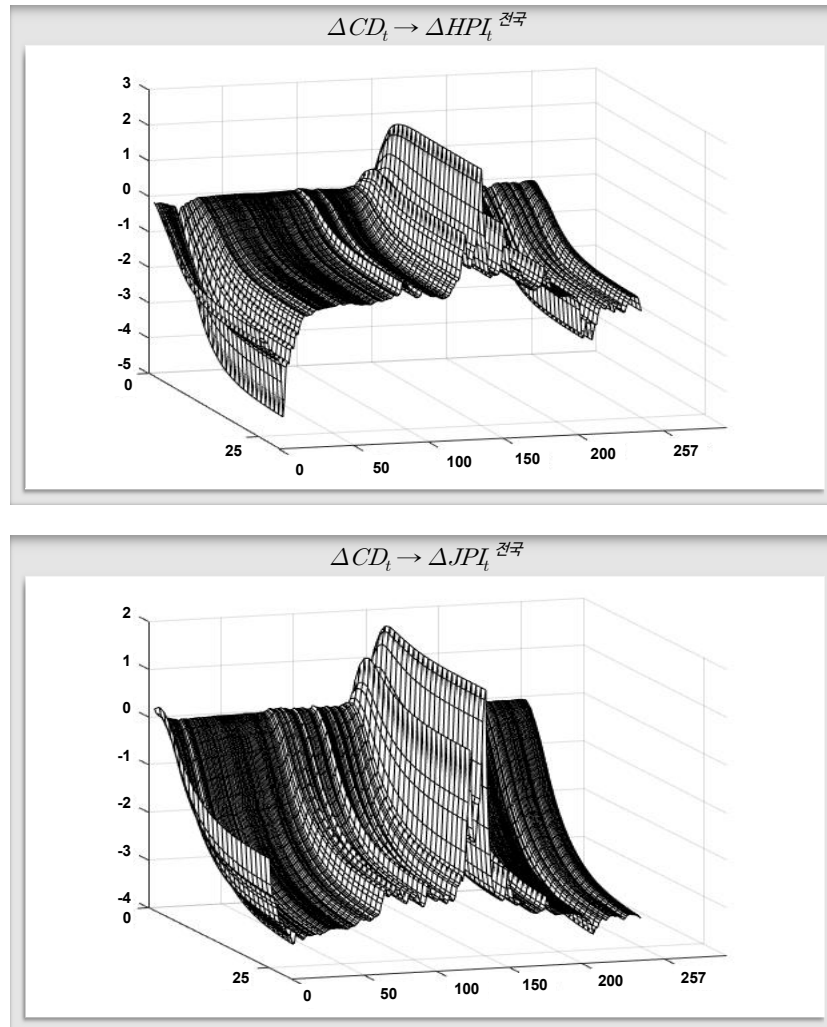
<그림 3>과 <그림 4>는 ΔCD 와 지역별 주택매매 및 전세가격지수의 $-\gamma_{21,t}$ 를 보여준다. 지역별 주택매매가격지수로 서울, 6개 광역시, 부산, 대구, 울산 등이 전국과 유사한 움직임을 보이는 반면, 대전, 인천, 광주는 금리와 양(+)의 관계를 나타낸다. 전세가격지수도 매매가격지수와 유사하게 나타난다.

<그림 5> 지역별 $-\gamma_{43,t}$ 의 추이(4변수 TVC-VAR(4))



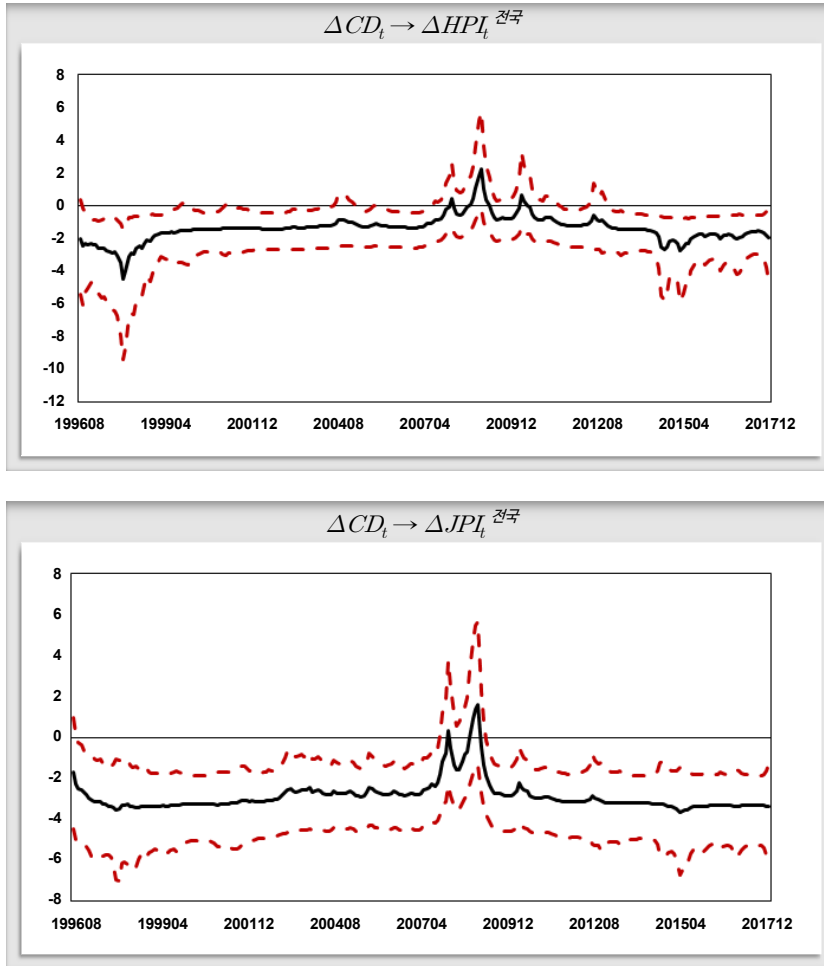
<그림 5>는 ΔIP 와 ΔCPI 이 추가된 4변수 TVC-VAR(4)인 경우 금리와 주택매매가격지수의 동시기 관계를 나타내는 $-\gamma_{43,t}$ 의 중위수 추정치들을 보여준다. 이 경우 전국의 주택매매가격지수는 2변수의 경우와 유사하게 나타나나 서울의 매매가격지수가 양(+)의 관계를 보이고 있다. 하지만 전세가격지수는 최근으로 올수록 큰 변화를 보이지 않고 있다.

<그림 6> 금리 1% 상승충격에 대한 누적충격반응(2변수 TVC-VAR(4))



다음으로 <그림 6>은 2변수 TVC-VAR(4) 모형에서 ΔCD 1% 상승충격에 대한 전국 주택매매 및 전세가격지수의 누적충격반응을 3차원 그래프로 나타낸다. 여기서 0~25는 반응의 기간을 나타내고 0~257은 표본기간을 의미한다. 24개월 동안 누적된 반응만을 비교하기 위해 <그림 7>에서는 24개월 후의 반응에 대한 중위수, 16백분위, 84백분위를 보여준다. 우선 매매가격지수와 전세가격지수 모두 금융위기 이후 ΔCD 1% 상승충격에 하락하는 반응을 보이고 있으며 전세가격지수의 반응이 2배 더 크게 나타난다. 또한 2015년 이후 매매가격지수의 반응이 점차 줄어드는 반면 전세가격지수의 반응은 점점 커지고 있다.

<그림 7> 24개월후의 누적충격반응(2변수 TVC-VAR(4), 매매)

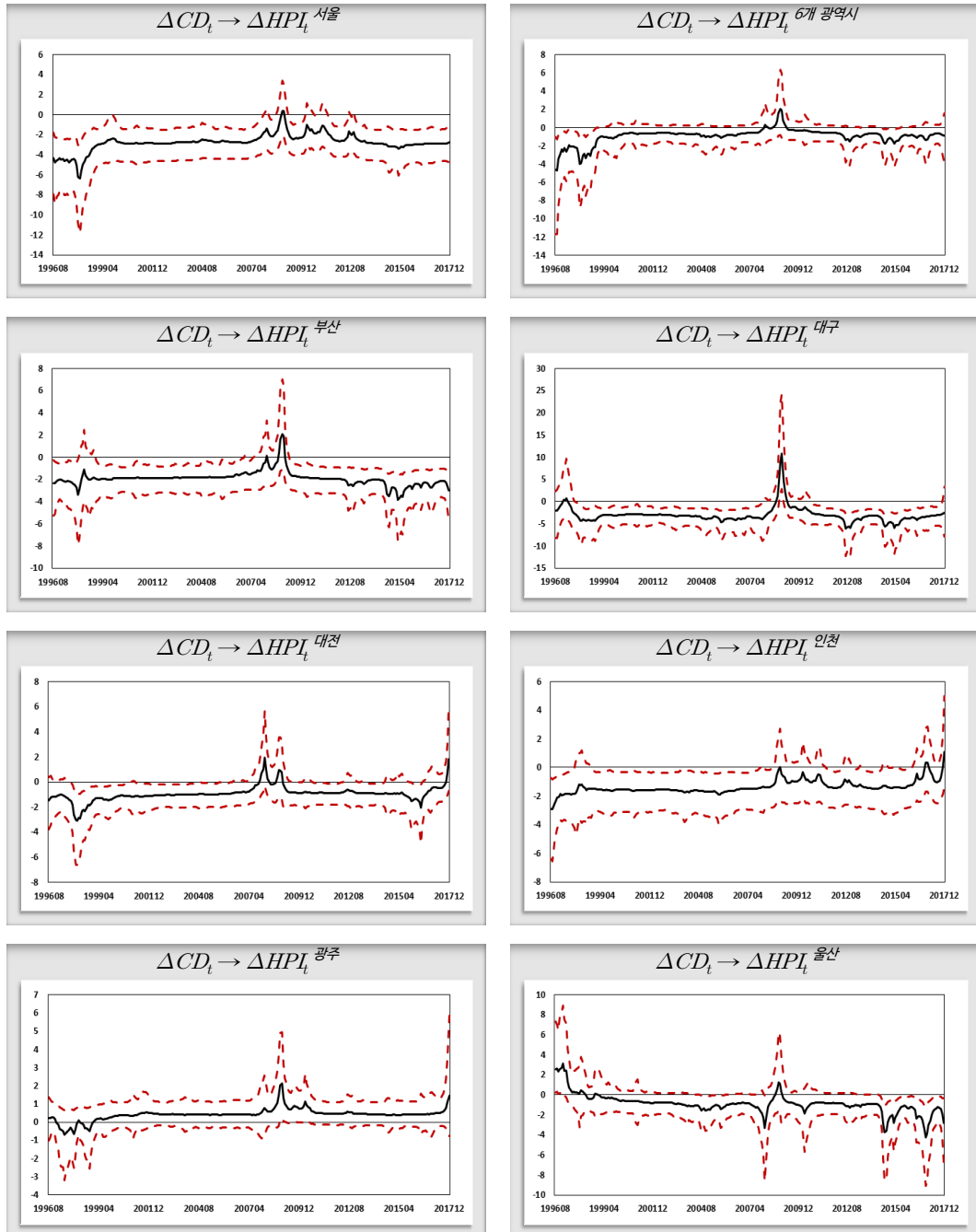


- 주 1) ΔHPI_t 와 ΔJPI_t 는 각각 서울과 6개 광역시, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산의 주택매매 가격지수, 주택전세가격지수의 변화율(%)을 의미한다.
- 2) 실선과 점선은 각각 10,000번의 시뮬레이션 후 앞의 8,000번째까지의 표본을 제외하고 2,000개의 표본의 중앙값과 16번째, 84번째의 백분위수를 나타낸다.

<그림 8>과 <그림 9>는 지역별 주택매매 및 전세가격지수의 24개월후 누적충격반응을 보여 준다. 이 경우에도 동시기 관계의 경우와 같이 대전, 인천, 광주를 제외하면 전국과 유사한 반응을 보이고 있다.

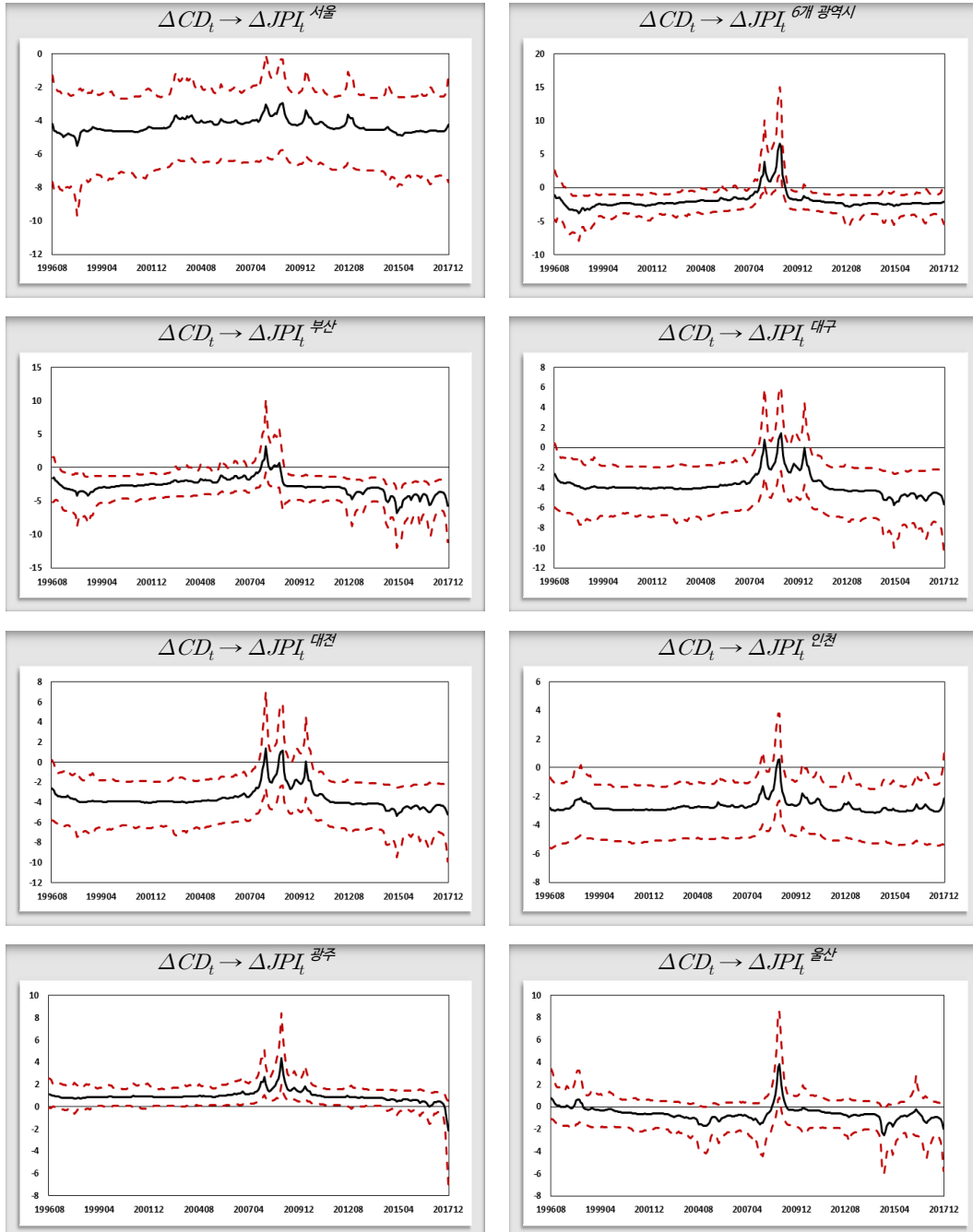
추정결과를 요약해보면, 전반적으로 금융위기 이후 금리와 주택가격의 관계는 양(+)에서 음(-)으로 하락하고 있으나 2015년 이후에는 다시 반등하고 있다. 또한 지역별로는 서울, 6개 광역시, 부산, 대구, 울산과 대전, 인천, 광주의 주택가격지수가 다른 움직임을 보이고 있다.

<그림 8> 지역별 24개월후의 누적충격반응(2변수 TVC-VAR(4), 매매)



- 주 1) ΔHPI_t 는 서울과 6개 광역시, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산의 주택매매가격지수의 변화율(%)을 의미한다.
 2) 실선과 점선은 각각 10,000번의 시뮬레이션 후 앞의 8,000번째까지의 표본을 제외하고 2,000개의 표본의 중앙값과 16번째, 84번째의 백분위수를 나타낸다.

<그림 9> 지역별 24개월후의 누적충격반응(2변수 TVC-VAR(4), 전세)



- 주 1) ΔJPI_t 는 서울과 6개 광역시, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산의 주택전세가격지수의 변화율(%)을 의미한다.
 2) 실선과 점선은 각각 10,000번의 시뮬레이션 후 앞의 8,000번째까지의 표본을 제외하고 2,000개의 표본의 중앙값과 16번째, 84번째의 백분위수를 나타낸다.

<표 4> 최근 5년간 부동산 정책 요약

시행일시	세부 내용
2013. 4. 1	<ul style="list-style-type: none"> 주택시장 정상화 <ul style="list-style-type: none"> - 주택 공급량 조절, 세제·금융·청약제도 개선 하우스·렌트푸어 지원 보편적 주거복지 <ul style="list-style-type: none"> - 공공주택 공급, 주거비 지원 강화, 공공임대주택 관리
2013. 8. 28	<ul style="list-style-type: none"> 전세수요의 매매전환 유도 <ul style="list-style-type: none"> - 취득세 인하, 국민주택기금의 지원확대, 저금리 주택구입 지원제도 도입, 모기지 보험의 대상 확대 전월세 수급불균형 완화를 위한 임대주택 공급 확대 서민·중산층 전월세부담 완화
2014. 2. 26	<ul style="list-style-type: none"> 서민·중산층 주거안정을 위한 임대차시장 선진화 방안
2014. 9. 1	<ul style="list-style-type: none"> 규제합리화로 국민불편 해소 <ul style="list-style-type: none"> - 재건축 연한 완화 등 서민주거안정 강화
2014. 10. 30	<ul style="list-style-type: none"> 서민 주거비 부담 완화 <ul style="list-style-type: none"> - 전월세 불안우려 지역에 대해 즉시 입주 가능한 매입·전세 임대 집중 공급 - 공공임대 공급 확대 - 보증부 월세가구 지원 강화
2016. 8. 25	<ul style="list-style-type: none"> 가계부채 관리방안 <ul style="list-style-type: none"> - 주택공급 관리 - 실수요자에 대한 금융지원 - 집단대출 억제 - 가계대출 분할상환 유도
2016. 11. 3	<ul style="list-style-type: none"> 실수요중심 시장 형성을 통한 주택시장의 안정적 관리방안 <ul style="list-style-type: none"> - 수도권, 부산, 세종시 등에 대해 청약제도 조정 및 투자수요 관리 - 실수요자에 대한 금융지원
2017. 6. 19	<ul style="list-style-type: none"> 주택시장의 안정적 관리를 위한 선별적 맞춤형 대응방안 <ul style="list-style-type: none"> - 과열지역 선별적 대응 - 조정 대상지역 추가 선정(경기-광명, 부산-기장 등) - 조정 대상지역 LTV-DTI 규제 연계 - 조정 대상지역 전매제한 기간 강화 - 재건축조합원 주택 공급수 제한
2017. 8. 2	<ul style="list-style-type: none"> 실수요 보호와 단기 투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안 <ul style="list-style-type: none"> - 과열지역 투기수요 유입 차단 - 실수요 중심의 주택수요 관리 강화 - 투기적 주택수요에 대한 조사 강화 - 서민을 위한 주택공급 확대 - 실수요자를 위한 청약제도 등 정비
2017. 9. 5	<ul style="list-style-type: none"> 8.2 부동산 대책 후속조치 <ul style="list-style-type: none"> - 성남시 분당구, 대구시 수성구 투기과열지구 추가지정 - 분양가상한제 적용요건 개선
2017. 11. 29	<ul style="list-style-type: none"> 가계부채 종합대책 <ul style="list-style-type: none"> - 2018년 1월부터 新DTI 적용 - 2018년 하반기부터 DSR 적용 - 주택담보대출 중도금 대출상한선 축소 - 은행 여신심사 강화

※ 자료: 국토교통부

<표 5> LTV와 DTI 운용추이

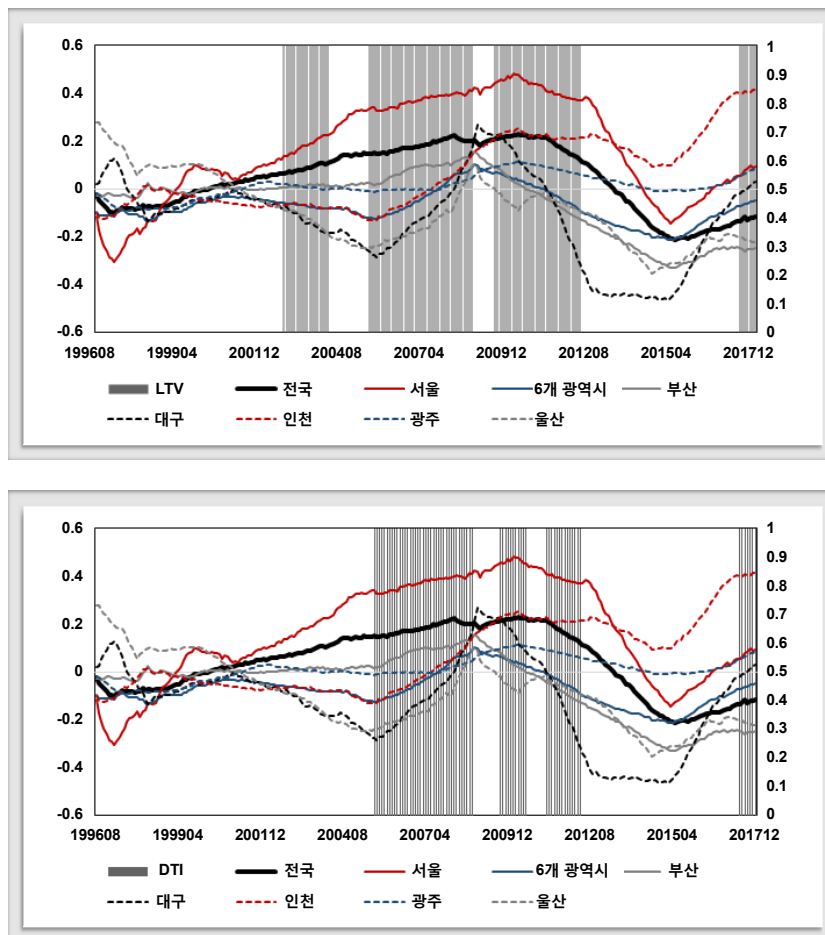
시행일시	세부 내용			
	LTV		DTI	
	내용	%	내용	%
2002년 9월	LTV 규제 도입	60		
2003년 6월	투기지역 3년이하 대출	60→50		
2003년 10월	투기지역 10년이하 대출	50→40		
2004년 3월	10년이상 대출	60→70		
2005년 6월	투기지역 10년이하, 6억이상 대출	60→40		
2005년 8월			투기지역 30대미만/기존 부채존재 가구 대상 DTI 규제 도입	40
2006년 3월			투기지역 6억이상 대출	40
2006년 11월	투기지역 비은행 금융기관까지	40~60	수도권 투기지역까지	40
2007년 2월			6억미만 주택 대출	40~60
2007년 8월			비은행 금융기관까지	40~70
2008년 11월	강남 3구 이외지역 투기지역 해제	-	강남 3구 이외지역 투기지역 해제	40~60
2009년 7월	수도권 6억이상 대출	60→50		
2009년 10월	수도권 비은행 금융기관까지	40~50		
2009년 9월			서울 및 수도권 비투기지역 확대	40
2010년 8월			수도권 비투기지역 1가구 1주택 규제 면제	-
2011년 3월			수도권 비투기지역 1가구 1주택 규제 면제 해제	60
2012년 5월	수도권 전체	40→50	수도권 전체	40→50
2013년 4월	생애최초 주택구입시	70	생애최초 주택구입시	자율
2013년 8월	모기지보험 가입시	85		
2014년 7월	금융기관대상 LTV 통일	70	금융기관대상 DTI 통일	60
LTV, DTI 규제완화기간 연장				
2017년 6월	조정 대상지역	70→60	조정 대상지역	60→50
2017년 8월	투기과열지수 규제 강화	40	투기과열지수 규제 강화	40

※ 자료: Igan and Kang(2011), 이근영·김남현(2016), 국토교통부
 ※ 음영표시는 규제 강화, 굵은글씨는 규제 약화를 의미함.

2. 금리와 주택가격 관계변화의 요인

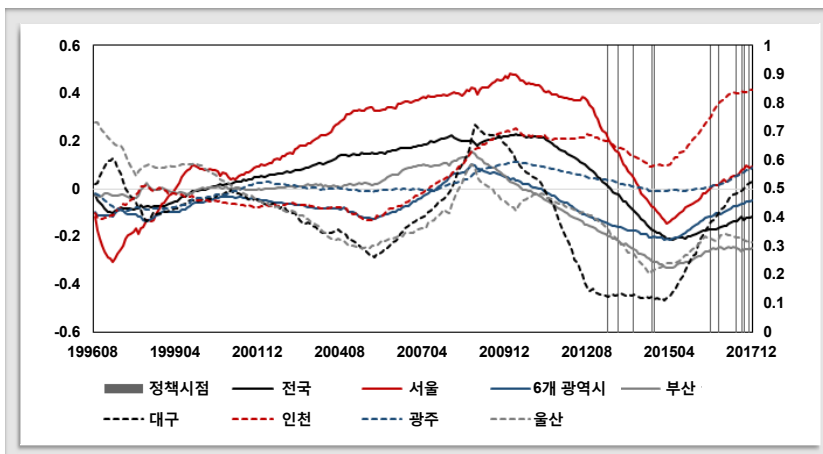
금리와 주택가격간 관계는 흔히 음(-)의 관계를 가지는 것이 일반적이나 종종 양(+)의 관계로 나타나기도 한다. 특히, 정책금리의 변화, 경기변화, 부동산 정책, 해외 정책의 변화, 물가상승 등이 주요 요인이 될 수 있다. 여기서는 국내 금리와 주택가격간 관계 변화의 요인에 대해 2변수 TVC-VAR(4)에서의 $-\gamma_{21,t}$ 를 중심으로 살펴보기로 한다. 우선 <표 4>와 <표 5>는 각각 최근 5년간 부동산 정책과 LTV 및 DTI의 정책변화를 보여준다. 우선 LTV와 DTI 정책이 강화되는 경우를 비교해보기 위해 <그림 10>에서는 LTV와 DTI 정책이 강화되는 시점을 음영으로 표시한 그래프를 나타낸다.

<그림 10> LTV 및 DTI 정책강화와 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 매매)



우선 2000년대 초중반과 금융위기 이전까지는 이들 정책이 금리와 주택가격의 관계의 상승에 제동을 거는 모습을 보여주고 있다. 금융위기 직후에는 이들 정책의 강화에 $-\gamma_{21,t}$ 가 점차 하락하고 있으나 2014년 7월부터 최근까지 지속된 규제완화기간과 2017년 6월과 8월 규제 강화에 인천, 대구, 울산을 제외한 지역은 LTV 및 DTI 규제와 큰 관련성을 보이지는 않고 있다. 즉, 금융위기 이전에는 LTV와 DTI 규제가 어느 정도 작동한다고 볼 수 있으나 금융위기 이후에는 각종 규제 및 해외 경제의 충격이 국내 경제에 미치는 영향이 커짐에 따라 그 영향이 줄어들었을 가능성을 예상할 수 있다.

<그림 11> 부동산 정책시점과 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 매매)



<그림 11>은 각 부동산 정책이 시행된 시점을 표시한 그래프를 보여준다. 2014년 10월 서민 주거비 부담 완화 정책이 시행된 이후 2016년 8월 가계부채 관리방안, 11월 주택시장의 안정화 등에 대한 정책이 다시 시행되기 시작하였다. 동 시기에 금리와 주택가격 간 관계의 상승이 어느 정도 주춤하는 것으로 나타난다.

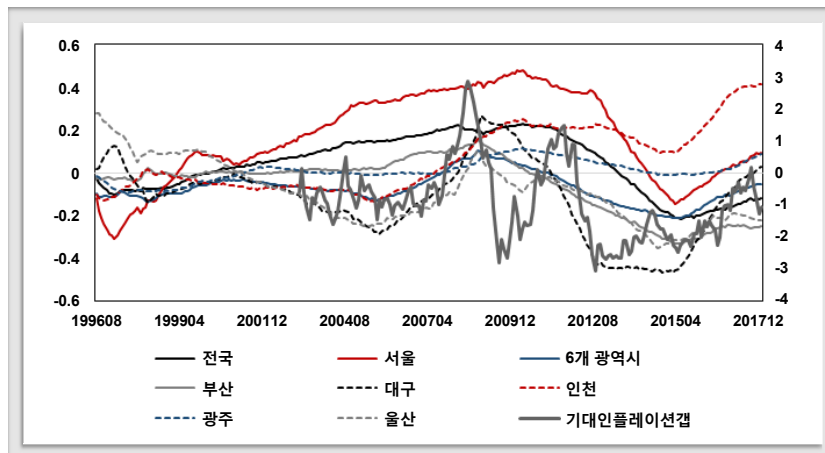
<그림 12>는 기대인플레이션갭¹⁵⁾과 $-\gamma_{21,t}$ 을 보여주고 있는데 2012년 중반부터 기대인플레이션갭이 점점 감소하다 음(-)의 값으로 전환되면서 금리가 주택가격에 미치는 영향도 감소하다가 2015년 이후 기대인플레이션갭이 증가추세로 전환되면서 금리가 주택가격에 미치는 영향도 다시 상승하고 있음을 알 수 있다. 또한 <그림 13>에서 국고채 3년물과 CD금리로 계산된 장·단기 금리차를 살펴보면 2015년 이후 장·단기 금리차는 점점 줄어들고 있다. 기대인플레이

15) 기대인플레이션갭은 소비자물가지수로 계산된 12개월 후의 전년동월 대비 변화율과 12개월 후에 대한 기대인플레이션과의 차이로 계산된다. $(\pi_{t+12} - \pi_{t+12}^e)$

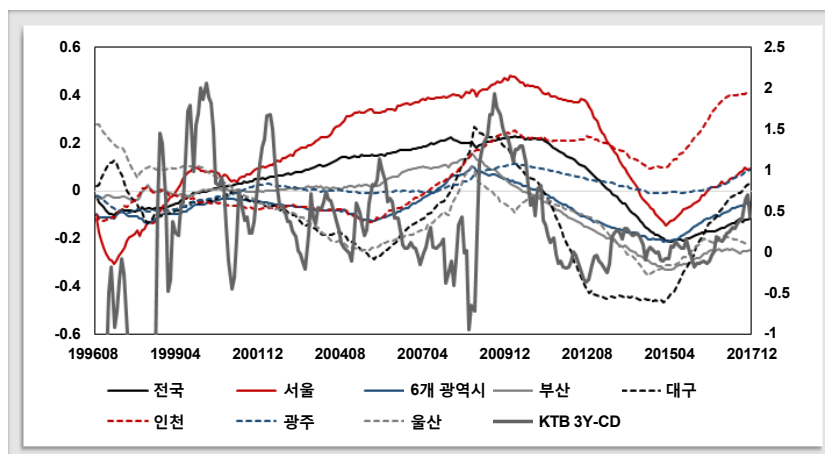
선값과 장·단기 금리차가 0에 가까워지면서 동시에 금리와 주택가격 간 관계도 점점 상승하고 있음을 알 수 있다.

<그림 14>는 한국은행 기준금리와 FRB의 Federal Funds Rate을 보여주고 있다. 우선 2015년 초부터 금리와 주택가격 간 관계는 반등하기 시작했음에도 한국은행 기준금리는 지속적으로 하락하고 있다. 반면 미국 정책금리가 실제로 인상하기 시작한 2015년 말과 $-\gamma_{21,t}$ 의 반등시점이 유사하게 나타난다. 실제로 2014년부터 미국의 정책금리의 인상이 시사되기 시작했다는 것을 고려한다면 국내 정책금리보다 미국 정책금리와 $-\gamma_{21,t}$ 의 연관성이 더 큰 것으로 보인다.

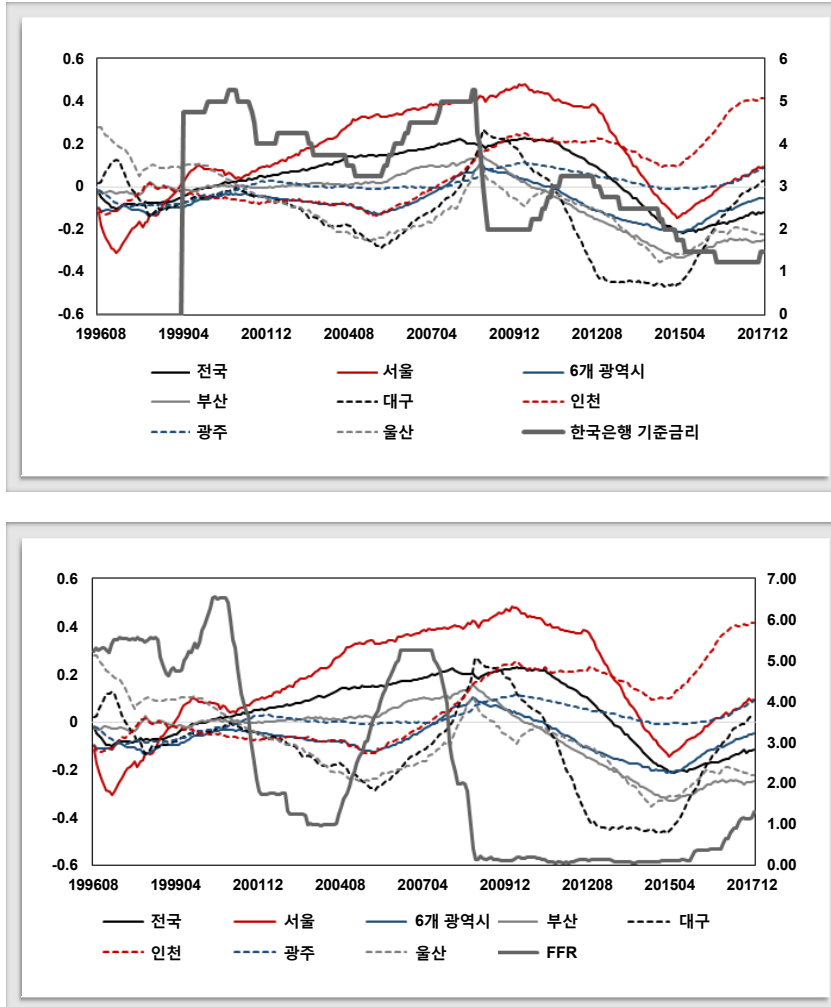
<그림 12> 기대인플레이션갭과 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 매매)



<그림 13> 장·단기 금리차와 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 매매)



<그림 14> 한국과 미국의 정책금리와 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 매매)

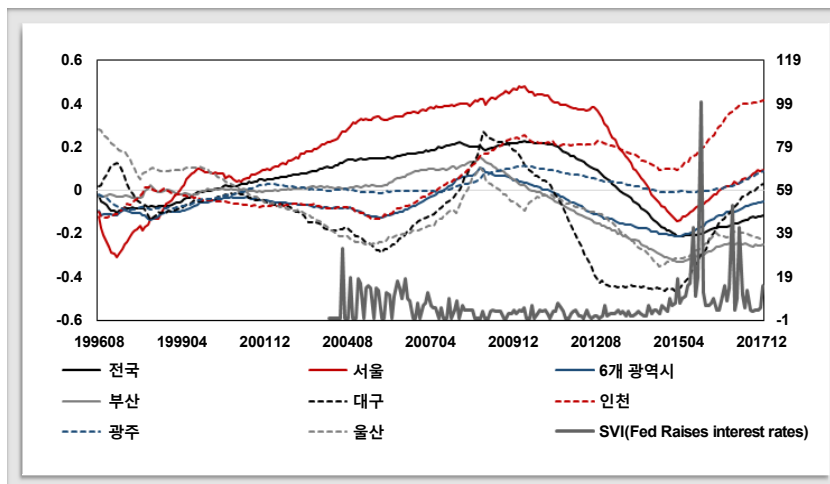
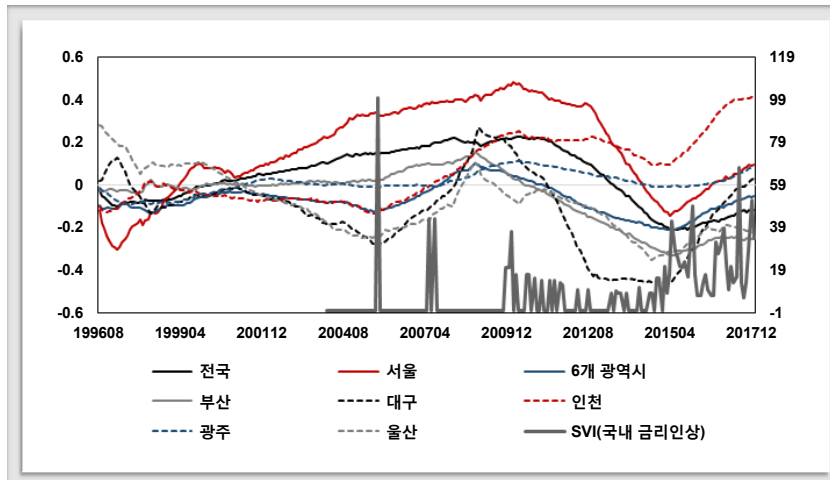


<그림 15>에서는 정책금리에 대한 영향을 좀 더 세부적으로 살펴보기 위해 SVI(Search Volume Index)를 이용한 결과를 보여준다.¹⁶⁾ 위의 그래프는 한국의 금리인상에 대한 SVI를 나타내고 아래의 그래프는 미국의 'Fed raises interest rates'에 대한 SVI를 보여준다. 여기서 더 확실히 알 수 있는 점은 실제 미국의 금리가 인상되기 전 2014년 말부터 SVI는 상승하고 있으며 국내의 SVI 또한 함께 상승하고 있다. 즉, 미국 정책금리 인상에 대한 기대가 상승하면서

16) SVI는 구글 트렌드에서 제공하는 빅데이터로 사람들이 검색한 키워드에 대한 검색수를 지수화 하여 제공하는 자료이다. 즉, 금리인상 뉴스가 공개되고 이에 대한 관심이 커질수록, 검색수가 증가하고 지수 또한 증가하게 된다. SVI에 대한 설명은 김남현·이근영(2017)과 김남현(2018)을 참고하였다.

국내 금리인상에 대한 기대도 함께 상승하고 있다. 동 시점에 금리와 주택가격 간의 관계가 음(-)에서 0으로 다시 반전되어 주택가격에 미치는 금리의 영향이 줄어들고 있음을 알 수 있다.

<그림 15> 금리인상에 대한 SVI와 $-\gamma_{21,t}$ 의 추이(2변수 TVC-VAR(4), 매매)



위의 결과를 종합해보면, 시장경기에 대한 불확실성의 축소, 미국 기준금리 인상에 대한 기대감 증가와 실제증가 등이 국내 금리와 주택가격 연관성의 강화에 관련이 있는 것으로 확인된다. 또한 부동산 안정화 정책이 강화되는 기간에 금리와 주택가격 간의 연관성이 강화되는 현상을 확인할 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 1996년 8월부터 2017년 12월까지의 표본기간동안 CD 91일물과 전국 및 지역별 주택매매가격지수에 미치는 영향의 시간에 따른 변화를 보기 위해 2변수 TVC-VAR(4) 모형과 국내 거시자료로 산업생산지수와 소비자물가지수를 추가한 4변수 모형을 이용하여 살펴보았다.

분석결과를 요약하면, 2변수 모형의 $-\gamma_{21,t}$ 와 4변수 모형의 $-\gamma_{43,t}$ 은 동아시아 외환위기 이전 기간에 음(-)의 값을 갖다가 외환위기 이후부터 2012년까지 양(+)의 값을 유지하거나 큰 관계를 보이지 않고 있다. 하지만 미국이 기준금리 인상을 단행하면서 글로벌 저금리 기조와 양적완화정책의 강화되는 기간이 끝나는 2015년까지 급격히 금리가 주택가격에 미치는 영향력이 줄어들어 음(-)의 값으로 전환된다. 2015년 이후 미국이 양적완화를 종료하고 지속적으로 기준금리를 인상하면서 형성된 글로벌 금리인상 기조가 나타나면서 금리가 주택가격에 미치는 영향은 다시 양(+)의 값을 가지면서 반등하는 추이를 보이고 있다. 이런 금리와 주택가격 간의 관계변화에 영향을 주는 요인들을 살펴보면 우선 한국은행 기준금리는 2012년 7월 3.25%에서 2016년 6월에는 1.25%까지 떨어진다. 2016년 이후 미국 정책금리 인상에 따라 금리 인상 기조가 형성된다. 하지만 국내 기준금리는 2017년 11월 30일에 1.50%로 상승한다. 이에 따라 전국 주택매매가격지수는 외환위기 이후 국내의 경기회복과 저금리 기조로 꾸준히 상승하여 왔다. 이를 지역적으로 살펴보면 서울 주택매매가격지수는 전국 주택가격과 달리 2011년부터 2014년까지 하락한 후 2015년부터 다시 상승한다. 이를 단기금리인 ΔCD 를 사용하는 경우 $-\gamma_{21,t}$ 과 $-\gamma_{43,t}$ 에 대한 전국 매매가격지수의 반응을 통해 살펴보면 2011년 중순부터 하락하여 2012년 8월부터는 하락폭이 커진다. 서울 매매가격지수는 2012년 8월부터 크게 하락하고 있다. 24개월후의 충격반응 또한 2012년 8월부터 음(-)의 값을 나타낸다. 이후 전국과 지역별 매매가격지수는 2015년 6월부터는 하락폭이 줄어들거나 반등하는 추이를 보인다.

이러한 관계변화의 요인에 대해 본 연구에서는 LTV 및 DTI, 부동산 정책, 기대인플레이션, 경기를 대변하는 장·단기 금리차, 국내외 정책금리와 금리인상에 대한 SVI 등을 살펴보았다. 분석결과, 금융위기 이후 금리와 주택가격의 관계변화의 요인 중 LTV 및 DTI, 부동산 정책에 대한 영향이 다소 줄어드는 반면, 기대인플레이션, 장·단기 금리, 국내외 정책금리, 금리인상에 대한 SVI의 영향은 비교적 명확하게 나타난다. 특히, 미국 금리인상에 대한 관심은 2015년부터 급격하게 증가하고 있었고 이에 따라 금리와 주택가격의 관계도 음(-)에서 점점 0으로 감소하고 있다.

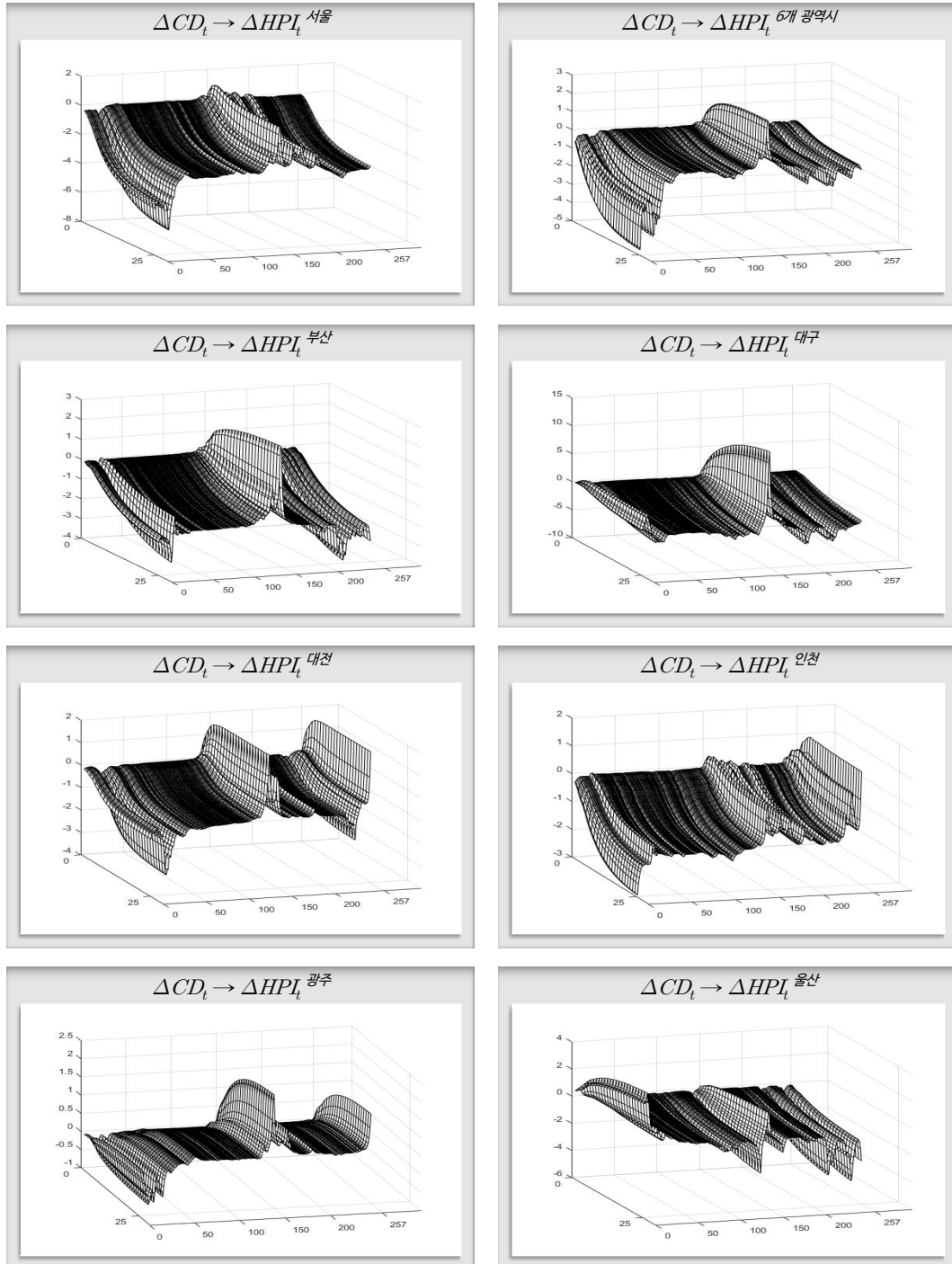
금리와 주택가격간의 관계는 단순히 음(-)의 관계보다는 금리상승에 대한 기대에 따라 달라질 수 있다. 하지만 최근 미국의 금리인상은 국내 금리상승에 대한 기대를 높여주고 있다. 하지만 <표 4>의 부동산 정책에도 포함되어 있듯이 2012년부터 부동산 시장 안정화 및 공급확대, 서민 주거비 부담을 줄이기 위한 대출금리 인하 등의 부동산 시장 규제완화에서 최근에는 급격하게 늘어난 가계부채 관리에 중점을 두고 있다. 금융위기 이후 경기침체를 지나 경기가 회복되는 과정에도 가계부채는 계속해서 증가하고 있는데 이러한 상황에서 미국 금리인상으로 인한 기준금리인상의 기대가 더 증가하고 한국은행 기준금리 인상으로 이어진다면 국내 경제의 악재가 될 수 있다. 이를 방지하기 위해서는 기준금리 인상시기를 결정함에 있어서 관련 정책뿐 아니라 금리상승 기대에 영향을 줄 수 있는 해외요인에도 관심을 기울여야 할 것이다.

참고문헌

- 김경환, 2007, “외환위기 전후 주택시장 구조변화와 주택정책”, 경제학연구 제55집 제4호, 369-399.
- 김남현, 2018, “해외 주식시장에 대한 부정적인 인식이 국내 금융시장에 미치는 영향”, 국제경제연구 제24집 제3호, 1-27.
- 김남현·이근영, 2017, “글로벌 경기침체에 대한 우려가 국내 금융시장에 미치는 영향”, 『국제경제연구』, 제23집, 제1호, 53-82.
- 김대용, 2013, “우리나라 부동산정책 변화에 대한 검토 및 시사점”, 주택금융월보 제106호, 4-19.
- 김윤영, 2012, “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석”, 경제학연구 제60집 제3호, 127-153.
- 김윤영, 2013, “한국 주택가격 변동은 펀더멘탈에 의해 주도되고 있는가?”, 경제학연구 제61집 제4호, 117-148.
- 손종철, 2010, “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석”, 경제학연구 제58집 제2호, 179-219.
- 이근영, 2004, “금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향”, 경제학연구 제52집 제4호, 5-36.
- 이근영·김남현, 2016, “금리와 주택가격”, 경제학연구 제64집 제4호, 45-82.
- 이영수, 2008, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석”, 부동산학연구 제14집 제3호, 129-147.
- 장한익, 2017, “해외국채금리에 대한 국내국채금리의 동조화 변화 분석”, 국제경제연구 제23집 제4호, 63-102.
- 전해정, 2014, “글로벌 금융위기 전·후로 거시경제변수와 부동산시장 간의 관계에 대한 연구”, 부동산학보, 33-44.
- 황영진, 2015, “한국 주택 가격의 경기 순환: 특징 및 함의”, 부동산학연구 제21집 제4호, 19-33.
- Adams. Z and R. Füss, 2010, “Macroeconomic determinants of international housing

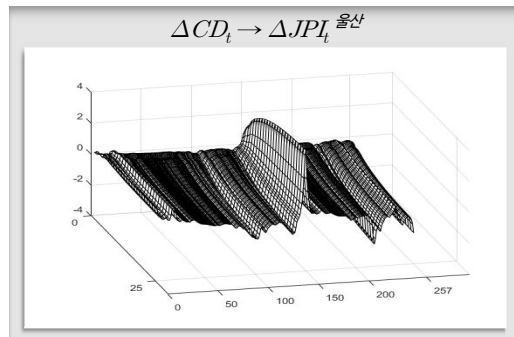
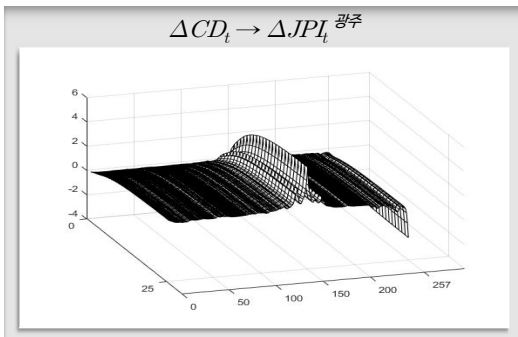
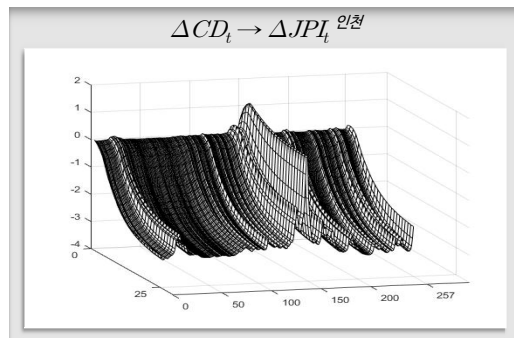
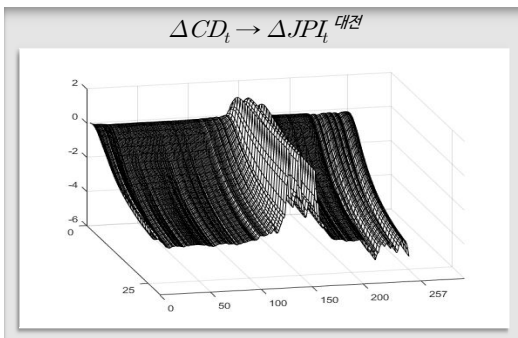
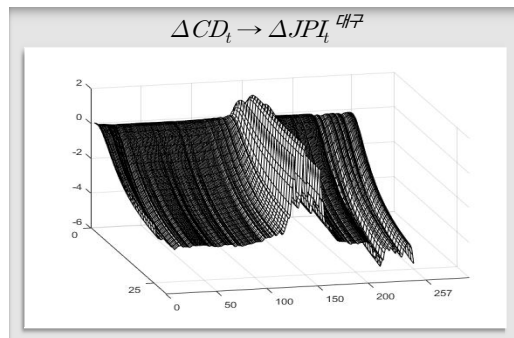
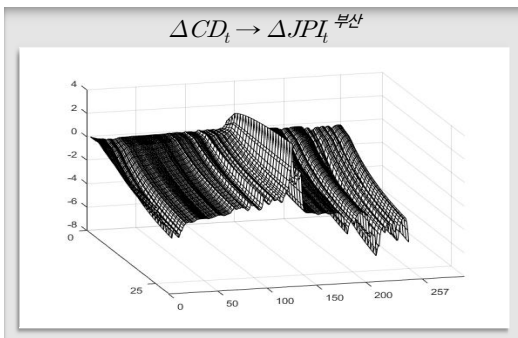
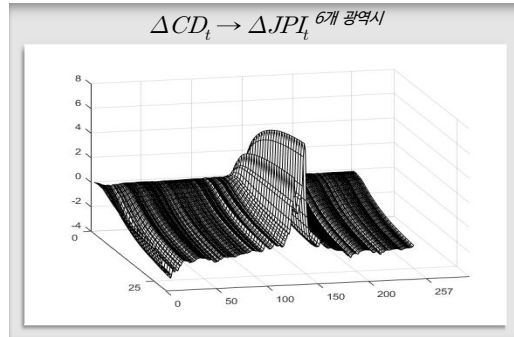
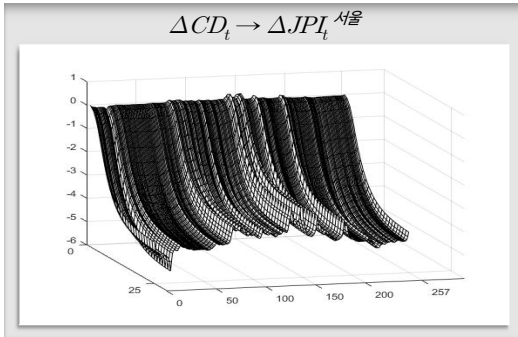
- markets”, *Journal of Housing Economics* 19, 38 - 50.
- Bouchouicha. R and Z. Ftiti, 2012, “Real estate markets and the macroeconomy: a dynamic coherence framework”, *Economic Modelling* 29, 1820 - 1829.
- Cambell, S. D., M. Davis, J. Gallin and R. F. Martin, 2009, “What moves housnig markets: A variance decomposition of the rent-price ratio”, *Journal of Urban Economics* 66, 90-102.
- Himmelberg. C, C. Mayer and T. Sinai, 2005, “Assessing high house prices: bubbles, fundamentals and misperceptions”, *Journal of Economic Perspectives* 19, 67 - 92.
- Iacoviello, M and R. Minetti, 2003, “Financial liberalization and the sensitivity of house prices to monetary policy: theory and evidence”, *The Manchester School* 71, 20 - 34.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson, 1999, *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs Sampling Approaches with Applications*. MIT Press.
- Koop, G., M. H. Pesaran, and S. M. Potter, 1996, “Impulse response analysis in nonlinear multivariate mpdels”, *Journal of econometrics* 74(1), 119-147.
- Maurin, C., A. de Palma and N. Picard, 2012, “Regime Switching Models: An application to the Real Estate Market in Ile de France”, *SustatinCity Working Paper*, 3.5.
- McQuinn. K. and G. O'Reilly, 2008, “Assessing the role of income and interest rates in determining house prices”, *Economic Modelling* 25, 377 - 390.
- Nneji, O., C. Brooks and C. Ward, 2013, “House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes”, *Economic Modeling* 32, 172-178.
- 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.
- Primiceri, G. E, 2005, “Time varying structural vector autoregressions and monetary policy”, *The Review of Economic Studies* 72(3), 821-852.

<부록 A1> 금리 1% 상승충격에 대한 누적충격반응(2변수 TVC-VAR(4), 매매)



주) ΔHPI_t 는 서울과 6개 광역시, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산의 주택매매가격지수의 변화율(%)을 의미한다.

<부록 A2> 금리 1% 상승충격에 대한 누적충격반응(2변수 TVC-VAR(4), 전세)



주) ΔJPI 는 서울과 6개 광역시, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산의 주택전세가격지수의 변화율(%)을 의미한다.

Influence and Factors of Interest rates on Housing Prices

Namhyun Kim · Han Ik Jang

Abstract

This study examined the effect of CD rates on the national(regional) housing price index with the two and four variable TVC-VAR (4). The four variable model is constructed by adding domestic industrial production index and consumer price index. According to the empirical results, the effect of the CD rate on the housing prices is negative value before the Asian foreign exchange crisis, and after positive value until 2012. The relationship between CD rate and housing prices is weakened sharply with the reinforce of the low level of global interest rate and quantitative easing policies. However, the relationship between CD rate and housing prices is rebounded, after the US has finished the quantitative easing and has increased interest rate. The change between CD rate and housing prices by LTV, DTI, and real estate policies have declined slightly after the global financial crisis, while the influence on expected inflation, long-term and short-term interest rates, and domestic and overseas policy rates have become stronger clearly. Also, it was confirmed that the relationship between interest rates and house prices could be changed according to the expectation of interest rate rise. Global interest rate hikes have raised expectations for a increase in domestic interest rates. Accordingly, it is necessary to carefully consider the timing of the domestic benchmark rate hike considering the domestic economic situation and the real estate market.

Key Words TVR-VAR Model, Interest Rate, Housing Prices, Gibbs Sampling, MCMC

-
- 논문접수일 : 2018. 11. 1.
 - 1차 수정일 : 2018. 11. 28.
 - 게재확정일 : 2018. 12. 14.