

# 권역별 주택가격과 금리

이근영\*

## 요약

본 연구에서는 DFM을 이용해 세 종류의 주택가격 자료로부터 공통요인들을 권역별로 추출한 후 이들 공통요인들이 어느 정도 차별화되어 있으며 금리 충격에 어떻게 동태적으로 반응하는가를 살펴보았다. 실증분석결과 전국 16개 시도에 대한 DFM 공통요인 추정치의 통계적 유의성은 기간에 따라 크게 하락하는데 이는 권역별 차별화 현상에 기인한 것으로 나타났다. 동일성 검정은 수도권과 비수도권 공통요인의 평균변화율 추정치가 기간에 따라 동일하지 않음을 보여준다. 한편 충격반응분석에 따르면 콜금리 인하충격에 대한 수도권 공통요인 추정치의 상승 반응이 통계적으로 유의적이며 그 반응의 크기는 수도권, 5개 시, 8개 도 등의 순으로 작아진다.

핵심용어: DFM, 공통요인, 분산분해, 충격반응

JEL 분류기호: E4, E5

---

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

## I. 서론

최근 주택가격이 지속적으로 상승함에 따라 경제적인 측면에서 뿐만 아니라 정치·사회적인 측면에서도 이의 원인과 해결책에 대한 많은 논의들이 일어나고 있다. 기본적으로 의식주 중의 하나인 주거 공간은 최소한의 인간다운 생활을 영위하기 위한 필요조건 중의 하나이다. 특히 코로나의 유행으로 최근 경제주체들이 주거 공간 안에 머무는 시간들이 늘어남에 따라 과거보다 주거 공간에 대한 많은 관심들을 가지게 되었다. 하지만 이러한 주거 공간에 대한 필요성이나 관심 증대가 경기불황에도 불구하고 주택가격을 지속적으로 상승시켰다고 보는 데는 무리가 있다. 많은 이 분야의 전문가들은 주택가격상승의 원인으로 그들의 성향에 따라 동일하지는 않지만 저금리와 풍부한 유동성, 정부의 규제정책, 주택에 대한 초과수요와 투기적 수요, 주택가격상승에 대한 기대심리 등을 들고 있다.

이와 같이 많은 언론과 주택가격 전문가들이 주택가격상승의 원인을 추상적으로 다양하게 유추해 보고 있지만 정치한 계량기법에 기초한 실증적인 분석을 통해 이의 원인들에 대한 의미 있는 결과를 보여주고 있는 연구들은 그리 많지 않다. 지금까지 많은 연구들이 주로 KB국민은행의 매매가격지수를 이용해 거시금융경제변수, 특히 금리가 주택가격에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였는데 대부분의 경우 일반적으로 금리인하가 주택가격을 명확하게 상승시킨다는 결과를 보여주지는 못하였다. 하지만 최근 들어 이근영(2020)은 한국부동산원(구 한국감정원)의 실거래가격지수가 한국부동산원의 매매가격지수나 KB국민은행의 매매가격지수보다 실제 경제주체들이 체감하는 주택가격상승을 잘 반영하고 있다는 사실에 착안하여 이 지수를 주택가격으로 이용해 정책금리 인하충격이 기존 연구결과들보다 훨씬 더 명확하게 주택가격을 상승시킴을 보여주었다. 이 연구가 기폭제가 되어 이후 주택가격 상승률에 대한 경제정의실천연합의 문제 제기와 함께 어떤 주택가격관련 자료가 과연 실제 주택가격의 추이를 잘 반영하는가에 대한 논의가 사회적으로 활발하게 진행되어 왔다. 이미 잘 알려진 바와 같이 기존 학술적 연구들은 주로 KB국민은행의 주택가격지수 자료를 이용하여 왔으나 「전국 주택가격동향조사」작성기관이 2013년부터 KB국민은행으로부터 한국부동산원으로 변경됨에 따라 정부가 주택정책을 집행하는 데 참고로 사용하는 공식적인 주택가격 자료는 한국부동산원의 주택가격지수이다.<sup>1)</sup> 반면 경제주체들이 실제 주택을 살고 팔 때 피부로 느끼는 주택가격은 이

들 두 기관의 주택가격지수보다는 한국부동산원의 실거래가격지수와 더 가까운 것으로 보인다.

기본적으로 한국부동산원의 전국 주택가격동향조사와 KB국민은행의 월간KB주택가격동향은 표본을 통해 전체 주택가격의 추이를 추정하는 방식인데 두 가지 면에서 크게 차이가 있다. 먼저 추정에 사용되는 두 기관의 표본수가 크게 다른데 2020년 12월 현재 한국부동산원과 KB국민은행의 월간 전국 아파트 표본수는 각각 17,190개와 30,327개이다. 또한 조사방법에도 차이가 있다. 한국부동산원의 주택가격동향조사는 전문조사원이 실거래에 기초해 가격을 산정하는 방식(조사통계)인 반면 KB국민은행의 월간KB주택가격동향은 거래성사여부에 따라 실거래가 또는 매매사례비교법에 의하여 조사된 가격을 부동산 중개업소에서 직접 온라인상 조사표에 입력하는 자계식 방식(조사통계)이다. 한편 한국부동산원의 아파트매매 실거래가격지수는 잠정치가 아닌 실제 매매거래 자료를 활용한 확정치로 신고된 실거래가격을 활용한 가공통계이다(각 기관의 홈페이지 참조). 주택가격동향은 실거래가격보다 상대적으로 작성시차가 최소화되어 보다 신속하게 시장동향을 파악할 수 있는 반면 표본오차뿐만 아니라 비표본 오차가 발생할 여지가 있다.<sup>2)</sup> 한편 실거래가격지수는 실제 거래사례를 사용하기 때문에 경제주체들이 피부로 체감하는 주택시장의 가격동락을 즉시 반영할 수 있는 반면 변동성이 커지거나 거래가 없는 경우 지수가 불안정해지는 문제가 있다.

이와 같이 같은 유형의 동향조사라도 작성기관이 한국부동산원이나 KB국민은행이나에 따라 표본수나 조사방법 등에서 차이가 있고 같은 한국부동산원에서 작성된 주택가격 자료도 표본조사통계이나 실거래자료를 활용한 가공통계이나에 따라 그 움직임이 매우 큰 편차를 가지고 있다. 또한 각 자료들이 나름대로 각각 장단점을 가지고 있기 때문에 어느 한 자료만을 고집하는 데는 문제가 있다.

본 연구에서는 이런 문제점에 착안하여 새로운 주택가격지수를 만들기보다는 각 영역에서 그들의 필요에 따라 사용되는 이 세 가지 자료를 통합해 각 자료의 장단점을 아우를 수 있는 새로운 지수를 도출하는 방법을 살펴보기로 한다. 즉 여기서는 동적요인모형(DFM: dynamic factor model, 이하 DFM으로 표시함.)을 이용해

1) 2013년 1월 KB국민은행이 민간통계작성기관으로 전환됨에 따라 KB국민은행이 작성하는 자료의 명칭이 「전국주택가격동향조사」에서 「월간KB주택가격동향」으로 변경되었다.

2) 비표본오차(nonsampling error)는 통계조사 계획과정, 자료집계 과정, 자료분석 과정 등에서 발생하는 오차를 의미한다.

한국부동산원 및 KB국민은행의 아파트 매매가격지수, 그리고 한국부동산원의 아파트 매매실거래가격지수 등 16개 시도(서울특별시, 6대 광역시, 9개 도)의 세 가지 주택가격들로부터 1개 공통요인과 16개 지역요인을 추출해 낸다. 또한 분산분해분석을 통해 세 종류의 실제 16개 시도 자료들이 공통, 지역, 변수 등의 각 요인들에 의해 어느 정도 설명되는가를 살펴본다. 이 결과를 바탕으로 16개 시도를 다시 수도권(서울, 인천, 경기)과 비수도권(수도권 제외 13개 시도), 5개 시와 8개 도 등으로 나누어 이들로부터 추정된 공통요인들이 어느 정도 차별화되어 있는가를 상관관계분석과 동일성 검정 등을 통해 분석한다. 마지막으로 거시금융변수들, 특히 콜금리가 이들 공통요인에 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 충격반응분석을 통해 살펴본다.

실증분석결과에 따르면 16개 시도에 대한 DFM 공통요인 추정치의 통계적 신뢰성은 기간에 따라 크게 하락하는데 이는 지역별 차별화 현상에 기인한 것으로 보인다. 차별성 검정은 또한 수도권과 비수도권 공통요인의 평균변화율 추정치가 기간에 따라 동일하지 않음을 보여준다. 뿐만 아니라 충격반응분석에 따르면 콜금리 인하충격에 대한 수도권 공통요인 추정치의 상승 반응이 통계적으로 유의적이며 그 반응의 크기는 수도권, 5개 시, 8개 도 등의 순으로 작아진다.

본 연구는 서론을 포함한 7개의 절로 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 금리가 주택가격에 미치는 영향을 분석하는 기존연구들이 주로 어떤 주택가격 자료들과 방법론들을 사용하는가에 대해 살펴보고 이들 연구들과 본 연구의 차이점에 대해 논한다. 제Ⅲ절에서는 DFM을 통해 어떻게 공통요인과 지역요인들을 분리해내는가를 설명한다. 제Ⅳ절에서는 DFM 추정치와 거시경제변수들의 특성 및 기초통계량을 살펴보고 공적분 검정을 실시한다. 제Ⅴ절에서는 실증분석결과를 상술하고 제Ⅵ절에서는 본 연구를 통해 얻을 수 있는 정책적 시사점에 대해 논의한다. 마지막 절인 제Ⅶ절에서는 연구내용을 요약하고 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 기존 연구

주택가격문제가 대다수 국민들의 큰 관심사이기 때문에 최근 많은 국내연구들이 금리가 주택가격에 미치는 영향을 분석하고 있다. 이들 국내연구들은 주로 주택가

격 자료로 KB국민은행의 주택가격동향조사 시계열을 이용하고 있으며 방법론으로는 VAR 타입의 모형을 실증분석에 많이 사용하고 있다. KB국민은행의 주택가격지수를 사용하여 거시금융변수들과 주택가격간의 관계를 살펴보았던 대부분의 기존 연구들에 따르면 금리 상승이 명확하게 주택가격을 하락시키지 못한 것으로 나타났다. 반면 최근 이근영(2020)은 한국부동산원의 실거래가격지수를 이용하여 정책금리 인하충격이 기존 연구결과들보다 훨씬 더 명확하게 아파트 매매가격을 상승시킴을 보여주었다.<sup>3)</sup> 한편 백인걸·노산하(2020)는 한국부동산원이 제공하는 주택매매가격지수를 이용하여 전국과 지역 요인에 의한 주택가격 동조화 현상을 살펴보고 있다. 이와 같이 주택가격 자료로 한국부동산원의 실거래가격지수와 주택가격지수, KB국민은행의 주택가격지수 등이 사용될 수 있는데 이근영(2020)에서 언급된 바와 같이 이들 세 시계열들은 최근 들어 크게 유리되는 현상을 보여주고 있다.

방법론으로는 출레스키 분해를 이용한 VAR(이근영, 2004; 손종철, 2010; 송인호, 2015), 부호제약 VAR(이근영·김남현, 2016; 민선옥·이영수, 2019), 시변적 VAR(김영도, 2017), VECM(최희갑, 2013) 등 다양한 VAR 타입의 계량경제기법들이 많이 사용되나 유사한 기간 동안에 KB국민은행의 주택가격 시계열이 사용되는 경우 금리가 주택가격에 미치는 영향이 전반적으로 크게 유의적이지 않은 것으로 나타난다. 한편 이근영(2020)은 VAR 모형이 아닌 선형 국소투영모형을 이용하여 정책금리변경이 주택가격에 유의적인 영향을 미치고 있음을 보여주는데 이는 추정 방법론의 차이보다는 주택가격 자료로 한국부동산원과 KB국민은행의 매매가격지수들보다는 한국부동산원의 실거래 매매가격지수를 사용하기 때문인 것으로 보인다.

이와 같이 이들 세 가지 주택가격 자료들이 작성방법에 차이가 있을 뿐만 아니라 최근에 와서는 이들 시계열의 움직임이 크게 달라져 주택관련 규제 및 조세정책이나 금리정책에 혼선을 일으킬 개연성이 존재함에 따라 이들 시계열 자료들에 대한 조정과 통합의 필요성이 제기된다. 따라서 본 연구에서는 이에 대한 한 가지 대안으로 DFM을 이용해 16개 시도관련 세 가지 시계열들로부터 공통요인과 지역요인을 추정한 후 이들 자료들의 특성을 분석하고 금리가 이들 요인들에 어떤 영향을 미치는가를 권역별로 살펴보고자 한다.<sup>4)</sup>

3) 이근영(2020)에 따르면 정부가 부동산에 대한 규제정책을 강화하는 경우 서울이나 동남권의 아파트 매매실거래가격은 전국의 경우와 달리 오히려 상승했다가 거의 2년이 지나서야 하락한다.

4) 백인걸·노산하(2020)는 한국부동산원이 제공하는 서울과 6대 광역시의 구, 그리고 경기도의 시 단위 지역(97개) 주택매매지수만을 이용해 공통요인(전국)과 지역요인(서울, 6대 광역시, 경기도)을 추정한다는 점에서 근본적으로 본 연구와 크게 다르다.

### III. 분석방법

본 연구에서는 Crucini, et al.(2011)의 DFM을 이용하여 주택가격들로부터 공통 요인과 지역별 요인을 분리해 낸 후 금리가 이들 요인들에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보고자 한다.<sup>5)</sup> DFM은 차원축소기법으로 연계성을 가진 여러 변수들이 존재할 때 이들 변수 전체들이 가지고 있는 정보를 최대한 확보할 수 있는 소수의 새로운 변수들을 창출하는 방법 중의 하나이다. DFM에 따르면 한국부동산원의 아파트 매매실거래가격지수(이하 KAB\_REAL로 표시함.)와 아파트 매매가격지수(이하 KAB\_INDEX로 표시함.), 그리고 KB국민은행의 아파트 매매가격지수(이하 KB\_INDEX로 표시함.) 등으로 구성된 16개 시도의 각 주택가격들은 이들 자료 모두에 영향을 미치는 공통요인, 특정 16개 시도에만 개별적으로 영향을 미치는 지역 요인, 48개 각 변수에만 특정된 변수요인 등 세 가지 요인들로 구성되어 있다고 가정된다.<sup>6)</sup> 따라서 모든 자료의 관찰치들은 다음과 같이 분해된다.

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_{CO,i} f_{CO,t} + \beta_{n,i} f_{n,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서  $f_{CO,t}$ 는 공통요인이고  $f_{n,t}$ 는 16개 시도(서울특별시+6대 광역시+9개 도)의 각 지역별 요인( $n=1, \dots, 16$ )이며,  $\epsilon_{i,t}$ 는 각 변수요인이다. 각 16개 지역별로 3개의 아파트 가격(KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX)들이 사용되기 때문에

5) 한 예로 Crucini et al.(2011)은 유가의 분산분해분석에서 Dubai, Brent, West Texas, World Average 등의 네 가지 유가자료들로부터 G7 국가 모두에 공통적인 요인, 한 국가에 특정된 요인, 각 유가에 특정된 요인 등을 추출한 후 이들의 분산분해를 살펴보고 있다. 또한 그들은 G7 국가들의 네 가지 생산성 자료들에 대해 동일한 분석을 실시하고 있다.

6) 독일의 철학자 칸트(Immanuel Kant)는 인간의 인식은 통상 현상에 관한 것이기 때문에 인간은 사물 자체(Ding an sich) 또는 사물의 본질을 경험적으로 인식할 수 없다(不可知論)고 주장한 바 있다. 어떤 사물을 노란색 프리즘을 통해 보면 노랗게 보이고 파란색 프리즘으로 보면 파랗게 보인다. 칸트의 말을 빌리지 않더라도 한 프리즘만을 통해 어떤 사물을 보고 그 본질을 파악했다고 얘기할 수는 없을 것이다. 마찬가지로 특정 기관의 특정한 프리즘 또는 방법(예: KAB의 주택가격지수)을 통해 추정된 한 지역의 주택가격지수를 그 지역의 주택가격으로 인식하는 데는 한계가 있다. 이것보다는 다른 방법(예: KAB의 실거래가격지수) 또는 다른 기관의 다른 방법(예: KB국민은행의 주택가격지수)을 통해 얻은 주택가격지수를 함께 고려하여 이들로부터 공통적인 잠재요인을 뽑아내 이를 그 지역의 주택가격으로 보는 것이 훨씬 더 객관적이고 많은 장점을 가지고 있다고 본다. 필자는 이러한 작업을 가능하게 하는 계량기법 중의 하나가 동태요인모형이라고 생각한다. 박인걸·노산하(2020)는 기존연구나 본 연구와 달리 기본적으로 한 프리즘(KAB의 주택가격지수)만을 가지고 관찰한 주택가격을 사용하고 있다.

$\Delta y_{i,t} (i=1, \dots, 48)$ 는  $t$ 시점에서 48(16×3)개의 관찰치로 구성되어 있다. 요인별 파라미터  $\beta_{CO,i}$ 와  $\beta_{n,i}$ 는 각 요인에 의해 설명되는  $\Delta y_{i,t}$ 의 변화량을 측정한다.

공통요인 및 지역요인, 그리고 변수에 한정된 요인들은 다음과 같이 자기회귀적인 과정을 따른다.

$$f_{k,t} = \phi_{f_k,1}f_{k,t-1} + \phi_{f_k,2}f_{k,t-2} + \dots + \phi_{f_k,p_k}f_{k,t-p_k} + u_{f_k,t} \quad (2)$$

$$\epsilon_{i,t} = \phi_{i,1}\epsilon_{i,t-1} + \phi_{i,2}\epsilon_{i,t-2} + \dots + \phi_{i,q_i}\epsilon_{i,t-q_i} + u_{i,t} \quad (3)$$

여기서  $E[u_{f_k,t}u_{f_k,t}] = \sigma_{f_k}^2$ ,  $k=1, \dots, K$ 이며  $K$ 는 잠재요인의 수인데 본 연구에서는  $K=17$ (16개 지역요인+공통요인)이다. 또한  $i=j$ ,  $s=0$ 일 때  $E[u_{i,t}u_{j,t-s}] = \sigma_i^2$ 이며 아닌 경우에는  $E[u_{i,t}u_{j,t-s}] = 0$ 이다. 오차항  $u_{f_k,t}$ 와  $u_{i,t}$ 는 0의 평균을 가진 정규분포를 따른다고 가정한다.

본 연구에서는 식 (1), (2), (3)으로 구성된 다요인모형을 베이지언 추정방법을 이용하여 추정한다. 요인 파라미터에 대한 사전분포는  $(\beta_{CO,i}, \beta_{n,i})' \sim N(0, (0.001 \times I_2)^{-1})$ 이고  $I_2$ 는  $2 \times 2$  항등행렬이다. 한편 공통 및 지역 요인, 그리고 변수에 한정된 요인들에 대한 자기회귀과정의 시차수는 Kose, et al.(2003), Crucini et al.(2011), Camacho, et al.(2020) 등과 같이 3을 사용한다. 공통 및 지역 요인과 변수요인에 대한 자기회귀 파라미터인  $\phi_{f_k} = (\phi_{f_k,1}, \phi_{f_k,2}, \phi_{f_k,3})'$ 와  $\phi_i = (\phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \phi_{i,3})'$ 는 사전분포  $N(0, \Sigma)$ 을 따른다. 여기서 공분산  $\Sigma$ 는 다음과 같다.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0.85 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0 & 0.25 \end{bmatrix} \quad (4)$$

$\sigma_{f_k}^2$ 는 상수로 설정되고  $\sigma_i^2$ 에 대한 사전분포는  $IG(6, 0.001)$ 이다.

KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX 등 세 종류의 관찰치로 구성된 16개 시도 자료를 이용하여  $f_{CO,t}$ ,  $f_{n,t}$ ,  $\epsilon_{i,t}$ 에 대한 자기회귀과정의 시차수가 3인 요인모형을

추정하는 경우 본 모형에서 추정해야할 파라미터는 식(1)에서  $288(48 \times 3 + 48 \times 3)$ 개와 식 (2)에서  $51(17 \times 3)$ 개 등 총 339개에 이른다.

## IV. 자료의 특성과 기초통계량 및 검정

### 1. 자료의 특성

최근 이근영(2020)은 한국부동산원의 아파트 실거래가격지수(KAB\_REAL)를 이용하여 정책금리가 하락하는 경우 매매가격이 KB국민은행의 아파트 매매가격지수(KB\_INDEX)나 한국부동산원의 아파트 매매가격지수(KAB\_INDEX)를 사용할 때보다 훨씬 크게 유의적으로 상승함을 보여주고 있다. 하지만 KAB\_REAL 자료는 변동성이 크거나 거래가 이루어지 않는 경우 등이 발생하기 때문에 이 자료에 전적으로 의존해 주택가격의 추이를 예단하거나 공시지가 또는 재산세 부과 등의 근거로 사용하는 데는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 DFM이라는 계량기법을 이용해 한국의 주택가격을 측정하는 대표적인 세 가지 지수를 결합하여 이들로부터 공통요인과 지역요인을 추출해 낸 다음 이 요인들이 서로 또는 금리 등과 같은 거시금융 변수들과 어떤 관계를 갖고 있는가를 살펴보고자 한다.

여기서는 KAB\_REAL 자료의 경우 2006년 1월부터 이용이 가능하고 DFM을 이용하여 월별 자료보다는 분기별 자료를 추정하는 것이 용이하기 때문에 2006년 1분기부터 2020년 1분기까지의 분기별 KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX 자료(표본수 57개)들이 사용된다.<sup>7)</sup> <그림 1>이 2006년 1분기를 1로 통일시킨 전국 아파트 매매가격 자료들의 분기별 추이를 보여주고 있다. 2013년 3분기부터 KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX 순으로 세 변수 모두 상승하기 시작하며 2018년 3분기부터는 KB\_INDEX는 여전히 상승하는 반면 KAB\_INDEX는 하락하기 시작하여 두 변수의 상승 추이가 역전된다. 이후 세 변수 모두 일시적으로 하락하다가 2019년 3분기 후부터 다시 상승하기 시작한다.

7) 월별 자료를 이용하더라도 DFM을 추정하였으나 추정이 용이하지 않을 뿐만 아니라 오랜 시간에 걸쳐 얻은 추정결과도 실제 자료들의 추이와 유리되어 있어 여기서는 이 분야의 다른 기존 연구들과 마찬가지로 분기별 자료를 사용하였다.



거시금융변수로는 실질 GDP, 소비자물가지수, 콜금리(무담보, 1일), 원/달러환율(종가) 등이 사용된다. <그림 2>가 분석기간 동안 거시금융변수들의 추이를 보여주는데 실질 GDP는 전반적으로 지속적인 상승 추세를 보이거나 글로벌 금융위기 당시인 2008년 4분기에 실질 GDP가 크게 하락함을 볼 수 있다. 소비자물가지수도 2008년 4분기에 일시적으로 하락한 것으로 제외하고는 전반적으로 상승하나 그 상승폭은 2014년부터 둔화됨을 알 수 있다. 콜금리 또한 글로벌 금융위기가 실물위기로 전이됨에 따라 2008년 4분기부터 하락하다가 글로벌 금융위기가 끝나감에 따라 2009년 3분기부터 상승하였다가 2012년 3분기부터 다시 하락한다. 원/달러환율은 미국의 서브프라임모기지 사태의 여파로 2007년 12월부터 미국경제가 침체기에 들어섬에 따라 2008년 1분기부터 급격히 상승한다. 하지만 글로벌 금융위기가 진정됨에 따라 2009년 2분기부터 다시 하락한 후 달러당 1,100원대 수준에서 횡보하고 있다.

## 2. 기초통계량

<표 1>은 분석기간에 걸친 분기별 주택가격 변화율(%)의 기초통계량을 보여주고 있다. 전국 주택가격 평균변화율(%)의 경우 KAB\_REAL, KB\_INDEX, KAB\_INDEX가 각각 0.942, 0.772, 0.714의 순으로 크다. 16개 시도별로 살펴보면 서울의 경우 KAB\_REAL, KB\_INDEX, KAB\_INDEX의 평균변화율(%)이 각각 1.386, 0.929, 0.896이며 제주를 제외하고는 가장 상승률이 높다. 반면 충남의 경우 KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX의 평균변화율(%)이 각각 0.384, 0.304, 0.402로 가장 낮은 것으로 나타났다. 전반적으로 7개 시가 9개 도에 비해 평균 상승률이 높으며 전국과 7개 시의 경우 인천을 제외하고는 KAB\_REAL, KB\_INDEX, KAB\_INDEX의 순으로 상승률이 높다. 표준편차를 살펴보면 서울, 경기, 인천의 KAB\_REAL이 각각 3.195, 2.927, 2.703으로 다른 시도나 다른 자료들에 비해 큰데 평균상승률의 경우와 달리 KB\_INDEX보다는 KAB-INDEX의 표준편차가 더 크다. 비수도권보다는 수도권, 도보다는 시의 경우 표준편차가 더 큰 편이다. 왜도의 경우 대부분 양(+)의 값을 가지며 대구를 제외한 6개시의 초과첨도는 양(+)의 값으로 정규분포의 3보다 큰 것으로 나타났다. 최고치와 최저치를 살펴보면 경기도의 KAB\_REAL 최고치가 12.410으로 가장 높은 반면 서울의 KAB\_REAL 최저치가 -12.917로 가장 낮은 것

으로 나타났다.

<표 1>은 KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX의 아파트 매매가격 자료뿐만 아니라 16개 시도의 이들 자료들을 DFM으로 추정해 구한 공통요인과 지역요인의 기초통계량도 보여주고 있다. DFM의 추정치는 매매가격 변화율로부터 평균을 제외한 자료를 이용해 구했으며 앞에서 설명한 베이지언 추정기법을 통해 120,000회에 걸쳐 반복 추정한 후 처음 20,000개는 버리고 나머지 100,000개의 중앙값을 <표 1>에 기술하였다. 따라서 <표 1>에서 전국의 경우 DFM 추정치는 전국의 KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX와 달리 48개(16개 시도×3종류 자료)의 변수들로부터 추정한 공통요인을 나타낸다. 공통요인의 표준편차는 0.420으로 실제 세 종류의 전국 자료보다 작을 뿐만 아니라 최고치와 최저치의 절대값 또한 작게 나타난다. 서울 등 16개 시도의 DFM 추정치는 지역요인을 나타내며 공통요인과 마찬가지로 표준편차가 실제 세 종류의 실제 자료들보다 작을 뿐만 아니라 최고치와 최저치의 절대값 또한 작다. <그림 3>이 KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX 등의 관찰치와 공통 또는 지역 요인인 DFM의 추정치를 보여주고 있는데 이에 대해서는 뒤에서 다시 언급하기로 한다.

<표 2>는 분기별 거시금융변수 변화율(%)의 기초통계량을 보여주고 있다. 실질 GDP와 소비자물가의 평균 상승률은 각각 0.778과 0.507로 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 한편 콜금리와 원/달러환율의 평균 변화율은 각각 -0.049와 0.361이며 10% 수준에서도 통계적인 유의성이 없다. 표준편차는 원/달러환율, GDP, 소비자물가, 콜금리의 순으로 크고 왜도는 GDP와 콜금리의 경우 음(-)의 값을 갖는다. 초과첨도는 콜금리의 경우 가장 크고 모두 정규분포보다 큰 값을 가지고 있다. 최고치와 최저치의 절대값 모두 원/달러환율의 경우 가장 크고 글로벌 금융위기의 영향으로 GDP와 콜금리의 최저치 절대값이 최고치보다 큰 것으로 나타났다.

### 3. 공적분 검정

DFM의 추정치에 평균을 더한 후 수준변수로 변환한 다음 이들 공통변수와 16개 지역변수들에 대해 단위근 검정을 실시한 결과 모두 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 마찬가지로 실질 GDP, 소비자물가지수, 콜금리, 원/달러환율 등의 거시금융변수들에 대한 단위근 검정을 실시한 결과 또한 단위근이 있는 것으로 나타났다.

이들 단위근 검정결과는 지면 절약상 생략한다. 이들 변수들이 단위근을 갖고 있음에 따라 여기서는 실질 GDP, 소비자물가지수, 콜금리, 원/달러환율 등의 거시금융변수와 공통요인 또는 지역요인 추정치로 구성된 5변수들이 공적분 관계를 갖고 있는가를 검정한다. <표 3>이 시차가 4인 5변수에 대해 Johansen 공적분 검정결과를 보여준다.  $H_0: r=0$ 는 공적분이 없다는 귀무가설을 표시하는데 공통요인과 서울 등 대부분의 경우 공적분이 없다는 귀무가설이 검정방법에 관계없이 1% 유의수준에서 기각된다. 시차수를 변화시키거나 추세를 포함하는 경우에도 결과는 유사하다.<sup>8)</sup>

## V. 실증분석결과

### 1. DFM의 추정결과

기초통계량에서 언급한 바와 같이 <그림 3>이 세 가지 종류의 아파트 매매가격지표인 KAB\_REAL, KAB\_INDEX, KB\_INDEX와 공통 및 16개 시도의 지역 요인인 DFM의 추정치를 보여주고 있다. 먼저 (a) 공통요인을 살펴보면 기초통계량의 표준편차, 최고치, 최저치 등에서 살펴본 바와 같이 실선(EST\_MEDIAN)으로 표시된 DFM 추정치가 상당히 완만한 형태로 움직이고 있으며 그 변동폭이 세 종류의 관찰치들에 비해 상당히 작은 것을 알 수 있다. 하지만 2012년 전후로 DFM의 공통요인 추정치가 세 종류의 전국 주택가격지표와 상당히 유리되어 있음을 알 수 있다. 이는 전국 관찰치는 16개 지역의 주택가격을 거래량으로 가중 평균하여 얻은 자료인 반면 공통요인 추정치는 세 종류의 16지역으로 구성된 48개의 관찰치로부터 추출해 낸 48개 지역에 모두 공통적인 잠재요인이라는 사실에 기인한다.

DFM의 지역요인 추정치는 대부분의 경우 공통요인 추정치에 비해 세 종류의 각 지역별 주택가격지표와 같은 추세를 갖고 움직이고 있으며 그 변동폭이 이들 변수

8) 수준변수인 DFM의 추정치와 GDP, 물가, 콜금리, 원/달러환율 간에 공적분관계가 있다는 사실은 수준변수를 이용해 추정한 장기균형식이 안정적인 함수관계를 가지고 있다는 사실을 보여준다. 이는 DFM 수준변수 추정치의 장기적인 추세를 GDP, 물가, 콜금리, 원/달러환율 등과 같은 거시경제변수를 통해 잘 설명할 수 있다는 점을 의미한다. 하지만 공적분관계를 가지고 있는 경우 장기적인 추세를 잘 설명되지만 이 경우에 단기적인 변동까지도 반드시 잘 설명된다는 것을 의미하지는 않는다. 따라서 이런 경우에는 오차수정모형을 통해 단기적인 변동까지 잘 살펴볼 수 있다.

들에 비해 완만함을 알 수 있다. 16개 시도별 지역요인의 추이를 거시적인 측면에서 살펴보면 (b) 서울, (e) 인천, (i) 경기 등 수도권인 경우 추정치의 추이가 유사함을 알 수 있다. 즉 분석기간 초기인 2006년에 변화율의 상승폭이 크게 증가했다가 점점 하락해 2012년 전후로는 변화율이 음(-)의 값을 보인 후 다시 상승세로 돌아선다. 반면 수도권을 제외한 나머지 5개 시와 8개 도의 경우 대부분 2012년 이전에 변화율이 크게 상승한다.

<그림 4>는 실선으로 표시된 DFM의 추정치와 점선으로 표시된 5%와 95%의 신뢰구간을 보여주고 있다. (a) 공통요인의 경우 <그림 3>에서 DFM의 추정치와 전국 주택가격지표들이 2012년 전후로 크게 유리되어 있다는 점을 이미 확인한 바가 있는데 <그림 4>의 (a)는 이 기간뿐만 아니라 2016년 이후에도 신뢰구간이 다른 기간들에 비해 매우 넓어 추정치의 신뢰성이 크게 약화됨을 보여준다. 이는 지역에 따라 주택가격의 추이가 크게 다르기 때문에 나타나는 현상으로 이러한 차별화 현상은 이미 <그림 3>을 통해 확인한 바 있다. 반면 공통요인과 달리 지역요인들의 경우에는 수도권과 비수도권, 시와 도 등의 구분 없이 5%와 95% 신뢰구간이 매우 협소함을 알 수 있다.

## 2. 분산분해분석

앞의 DFM 추정결과는 전국 16개 시도에 대한 공통요인의 신뢰성이 2012년 전후와 2016년 이후 상당히 떨어지고 있음을 보여준다. 한편 지역요인의 추정결과는 상당히 높은 신뢰성을 가진 반면 수도권과 비수도권이 차별화되어 있음을 보여준다. 이러한 추정결과를 바탕으로 여기서는 분산분해분석을 통해 공통요인과 지역요인이 16개 시도별 세 종류의 주택가격 변동성에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하고자 한다.

공통, 지역, 변수별 요인들이 48개(3종류 자료×16개 시도)의 아파트 매매가격 변동성에 상대적으로 어느 정도 기여했느냐를 측정하기 위해 각 관찰치의 분산은 공통 및 지역 요인에 의한 부분과 변수에 한정된 부분으로 분해될 수 있다. 관찰치  $i$  ( $i=1, 2, \dots, 48$ )의 분산은 식 (1)을 이용해 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$var(\Delta y_{i,t}) = (\beta_{CO,i})^2 var(f_{CO,t}) + (\beta_{n,i})^2 var(f_{n,t}) + var(\epsilon_{it}) \quad (5)$$

한 예로 공통요인에 의한 변동성 부분은 다음과 같이 나타낼 수 있다.<sup>9)</sup>

$$\frac{(\beta_{CO,i})^2 \text{var}(f_{CO,t})}{\text{var}(\Delta y_{i,t})} \quad (6)$$

지역요인과 변수요인에 의해 설명되는 변동성 부분도 유사한 방법으로 구할 수 있다. <표 4>가 16개 시도에 대한 요인별 분산분해 추정결과를 보여준다. <그림 3>에서 살펴본 바와 같이 공통요인 추정치는 2012년 전후로 실제 전국 관찰치와 크게 유리되어 있다. 이는 전국 주택가격의 경우 가중치를 사용하여 측정되는데 수도권 지역의 가중치가 높기 때문에 실제 관찰치는 수도권의 변화율 추이와 유사하게 나타나기 때문이다. 이 점을 반영하여 <표 4>는 서울, 인천, 경기 등 수도권의 경우 공통요인의 추정치가 각 주택가격의 변동성을 설명하는 비중이 크지 않음을 알 수 있다. KAB\_REAL의 서울, 인천, 경기의 경우 공통요인 추정치가 이 분산에서 차지하는 비중이 각각 0.100, 0.026, 0.010에 불과하다. KAB-INDEX와 KB-INDEX의 경우에도 이 비율들은 매우 낮은 수준으로 KAB-REAL의 경우와 유사하게 나타난다. 반면 KAB\_REAL의 서울, 인천, 경기의 경우 지역요인 추정치가 이 분산에서 차지하는 비중이 각각 0.462, 0.723, 0.698로 크게 증가한다. 더군다나 KAB-INDEX와 KB-INDEX의 경우에는 이 비중이 서울, 인천, 경기 모두 90%를 넘어 간다. 상대적으로 KAB\_REAL의 경우 변동폭이 크기 때문에 각 개별 변수요인이 관찰치의 분산에서 차지하는 비중이 KAB-INDEX와 KB-INDEX의 경우보다 크다. 비수도권 지역에서는 대전의 경우 지역요인 추정치가 KAB-REAL의 분산에서 차지하는 매우 큰 것으로 나타났다. 상대적으로 경기도를 제외한 8개 도의 경우 공통요인 추정치가 각 주택가격의 분산을 설명하는 비율이 높게 나타난다.

### 3. 권역별 공통요인 간 상관관계 분석

9) 백인걸·노산하(2020)에서 사용되는 전국요인(national factor)이라는 개념은 본 연구에서 세 종류의 16개 시도 자료를 이용해 추정된 공통요인과 동일하지 않다. 백인걸·노산하(2020)의 경우 7개 시의 구와 1개 도의 시 자료(서울 25개 구, 부산 15개 구, 대구 8개 구, 인천 8개 구, 원주 5개 구, 대전 5개 구, 울산 5개 구, 경기 26개 시 등 한국부동산원의 97개 주택매매가격 자료)를 사용하기 때문에 전국요인이라기보다는 97개 구와 시의 공통요인이라 볼 수 있다. 한편 백인걸·노산하(2020)의 <Figure 2>에서 사용되는 전국요인(national factor)이라는 개념은 본 연구에서처럼 공통요인( $f_{CO,t}$ )이 아니라 식 (6)과 같은 공통요인 분산의 설명비율(%)을 나타낸 것으로 보인다.

앞에서의 실증분석결과들은 16개 시도 자료를 사용하는 경우 공통요인 추정치의 신뢰성이 크지 않으며 특히 수도권과 비수도권 간의 차별화 현상이 나타남을 보여준다. 따라서 여기서는 16개 시도를 수도권과 비수도권, 5대 광역시와 8개 도 등으로 나누어 공통요인을 추정하고자 한다. 즉 수도권으로는 서울, 인천, 경기 등 세 지역이 포함되었으며 각 지역에 대해 KAB-REAL, KAB-INDEX, KB\_INDEX 등의 세 가지 자료가 고려되었기 때문에 식 (1)에서 총  $9(3 \times 3)$ 개 변수( $i=1, 2, \dots, 9$ )가 공통요인과 지역요인을 추정하는 데 사용되었다. 비수도권은 서울, 인천, 경기를 제외한 나머지 5개 광역시와 8개도를 포함하고 있으며 따라서 식 (1)에서 총  $39(13 \times 3)$ 개 변수( $i=1, 2, \dots, 39$ )가 추정에 사용된다. 5개 시와 8개 도의 경우도 마찬가지이다.<sup>10)</sup>

먼저 <그림 5>는 수도권, 비수도권, 5개 시, 8개 도 등의 자료들을 각각 이용해 구한 DFM의 공통요인 추정치와 신뢰구간을 보여준다. 2012년 이전 기간 동안에 수도권 공통요인 추정치는 전반적으로 하락하는 반면 비수도권의 공통요인 추정치는 횡보하다가 상승하는 추세를 보이고 있다. 수도권의 경우 신뢰구간이 매우 협소한 반면 비수도권의 경우에는 2012년 직전 기간에 신뢰구간이 매우 넓은데 이는 5개 시의 공통요인 추정치의 신뢰구간이 넓기 때문에 나타나는 현상이다. <그림 5>의 (d)는 8개 도의 경우 신뢰구간이 협소함을 보여준다. 전반적으로 비수도권, 5개 시, 8개 도의 공통요인 추정치는 유사한 움직임을 보여주고 있다.

<표 5>가 상관관계수 추정결과를 보여주고 있다. 먼저 전체 16개 시도의 공통요인 추정치와 서울, 인천, 경기 등으로 구성된 수도권의 공통요인 추정치 간의 상관관계수는 0.025로 두 공통요인 추정치가 전혀 상관관계를 가지고 있지 않음을 알 수 있

10) 서울, 인천, 경기 등으로 구성된 수도권과 13개 시도로 구성된 비수도권을 분석할 경우 추정해야할 파라미터 수는 339개에서 각각 66개와 276개로 줄어든다. 만약 전국요인과 16개 시도 요인 외에 Kose et al.(2003)과 같이 광역 요인으로, 예를 들어 수도권과 비수도권을 구분하여 추정하는 경우에는 식 (1)에서 336개, 식 (2)에서 57개 등 총 393개의 파라미터를 추정해야 한다. 이런 방식으로 Kose et al.(2003)의 모형을 추정하는 경우 한 모형의 아니라 광역 요인을 다르게 구분해야하기 때문에 여러 개의 모형을 추정하여야 한다. 만약 광역 요인을 수도권, 5개 시, 8개 도 등으로 구분하여 추정하는 경우에는 식 (1)에서 336개, 식 (2)에서 60개 등 총 396개의 파라미터를 추정해야 한다. 16개 시도를 공통요인과 지역요인으로 나눠 추정하는 경우에도 추정하기가 쉽지 않을 뿐만 아니라 공통요인이나 일부 지역요인의 경우 추정결과의 신뢰성이 떨어지기 때문에 더 복잡한 경우에 추정결과가 좋을 수가 없다. 필자 또한 많은 시간을 투자해서 이 모형의 추정을 시도해 보았지만 예상대로 신뢰성을 높이기 위해 시뮬레이션 횟수를 늘리는 경우 프로그램이 멈춘다. 시뮬레이션 결과 또한 본 모형의 추정결과와 달리 파라미터 추정치들이 비정상적(nonstationary)인 경우가 많고 광역요인이나 지역요인들의 경우 추정치들의 신뢰성이 더욱 떨어진다. Kose et al. (2003) 이후 논문들, 예를 들어 Crucini et al.(2011), Camacho et al.(2000) 등이 본 논문의 경우처럼 2요인 모형을 추정하는 이유는 필자와 유사한 이유일 것으로 추측된다.

다. 반면 16개 시도의 공통요인 추정치와 13개 시도로 구성된 비수도권의 공통요인 추정치 간의 상관관계수는 0.962로 양(+)의 상관관계가 매우 높은 것으로 나타났다. 13개 시도를 5개 시와 8개 도로 구분한 경우에도 이들 간의 상관관계수가 0.9 이상인 것으로 나타났다. 반면 수도권 공통요인 추정치와 비수도권 공통요인 추정치 간의 상관관계수는 -0.109로 음(-)의 상관관계를 가지고 있으며 5개 시와 8개 도로 구분한 경우에도 상관관계는 음(-)의 관계를 가지고 있다. 한편 비수도권과 5개 시, 비수도권과 8개 도, 5개 시와 8개 도 간의 상관관계도 매우 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 적어도 수도권과 비수도권의 주택가격은 차별화되어 있음을 보여준다.

#### 4. 평균변화율의 동일성 검정

<그림 6>은 16개 시도, 수도권, 비수도권, 5대 광역시, 8개 도 등을 사용하여 구한 공통요인들을 수준변수로 전환한 후 초기 수준을 1로 통일시킨 추정치들을 보여주고 있다. 먼저 중간 크기의 점선으로 표시된 수도권의 공통요인 수준변수 변환치(Q3\_METROPOLITAN)는 이미 앞에서 살펴본 바와 같이 다른 변환치들에 비해 초기 10분기동안 상승한 다음 20분기 정도 횡보하다가 이후 지속적으로 상승한다. 반면 긴 점선과 짧은 점선으로 표시된 8개 도의 공통요인 수준변수 변환치(Q8\_PROVINCES)는 처음 10분기동안은 서서히 상승하다가 25분기까지는 체증적으로, 40분기 직전까지는 체감적으로 상승한다. 이후 횡보하다가 하락한다. 짧은 점선으로 표시된 비수도권의 공통요인 수준변수 변환치(Q13\_NONMETROPOLITAN)와 긴 점선으로 표시된 5대 광역시의 공통요인 수준변수 변환치(Q5\_CITIES)는 수도권보다는 8개 도의 경우와 유사하게 움직이나 20분기 전후 상승폭이 작을 뿐만 아니라 40분기 이후 횡보하거나 하락하지 않는다. 16개 시도의 공통요인 수준변수 변환치(Q16\_TOTAL)는 실선으로 표시되어 있는데 다른 추정치들의 가운데를 지나면서 완만한 상승세를 보여주고 있다.

<그림 6>이 보여주는 바와 같이 20분기 전후 권역별 공통요인 추정치의 추이가 다른 움직임을 보임에 따라 여기서는 간단한 검정을 통해 변화율의 평균이 기간 또는 지역에 따라 다른가를 살펴보고자 한다. 예를 들어 전체 기간  $T$ 을 글로벌 금융위기 이전 기간  $T_1$ , 이후 기간  $T_2$ 로 나누는 경우 평균변화율의 차별성을 검정하기

위한 통계량은 다음과 같이 나타낼 수 있다(참조: Loretan and Phillips, 1994; Diebold and Mariano, 1995).

$$V_p(d) = [(1+p)\hat{\sigma}^{-2}]^{-1/2} T_1^{1/2}\hat{d} \quad (7)$$

여기서  $p = T_1/T_2$ 이며  $\hat{d}$ 는  $T_2$  기간과  $T_1$  기간의 평균수익률 간 차이( $m_2 - m_1$ )를 나타낸다.  $V_p(d)$ 는 귀무가설하에서 표준정규분포를 따르고  $\hat{\sigma}^2$ 은 Newey and West(1987) 방법에 의해 추정된다.

동일성 검정을 실시하기 전에 먼저 비교기간을 구분하기 위해 다음과 같은 DFM 공통요인  $f_{CO,t}$ 의 더미변수를 추정한다.

$$f_{CO,t} = \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \epsilon_t \quad (8)$$

$$f_{CO,t} = \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \epsilon_t \quad (9)$$

식 (8)에서  $D_1$ 은 글로벌 금융위기기간(2008:3-2009:2)에는 1인 반면 나머지 기간에는 0으로 구성된 더미변수이며  $D_2$ 는 글로벌 금융위기 이후 전체 기간(2009:3-2020:1)에는 1인 반면 나머지 기간에는 0으로 구성된 더미변수이다. 식 (9)에서 더미변수  $D_3$ 와  $D_4$ 는 각각 2009:3-2012:4와 2013:1-2020:1에는 1인 반면 나머지 기간에는 0으로 구성되어 있다. 비수도권의 경우 대부분 지역의 아파트 매매가격이 2012년 직전에 크게 상승했기 때문에 더미변수  $D_3$ 와  $D_4$ 가 함께 추정된다.<sup>11)</sup> <표 6>이 추정결과를 보여주고 있다. 식 (8)에서 수도권의 경우  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 의 추정치는 각각 -2.163과 -1.788로 수도권의 경우만 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 이 추정결과는 글로벌 금융위기 이전 기간(2006:2-2008:2)의 변화율 평균은 1.521%인 반면 글로벌 금융위기기간과 이후 기간에는 -0.642%와 -0.267%로 크게 하락했음을 보여준다. 비수도권, 5개 시, 8개 도 등의 다른 공통요인 추정치들의 경우에는 글로벌 금융위기 이전 기간의 변화율이 수도권에 비해 크지 않은 반면 위기기간이나 이후 기간에는 크게 하락하지 않거나 상승함을 보여준다. 수도권의

11) 정치적으로는 2013년 1분기에 박근혜 정부가 출범한다.



경우를 제외하고는 더미변수의 파라미터 추정치가 전혀 통계적 유의성이 없을 뿐만 아니라  $R^2$ 가 0.05보다 작은 것으로 나타났다. 이와 같이 비수도권의 경우 더미변수 파라미터 추정치가 유의적이지 않을 뿐만 아니라 2012년 전후로 비수도권의 경우 주택가격 변화율이 크게 변화함에 따라 식 (9)은 이 기간을 세분하여 추정한 경우를 보여준다.  $D_3$ 의 파라미터  $\beta_3$ 의 추정치는 수도권의 경우는 -2.144%로 위기기간의 추정치와 큰 차이가 없다. 반면 비수도권, 5개 시, 8개 도의 경우는  $\beta_3$  추정치가 각각 1.156%, 1.372%, 1.654%로 다른 기간에 비해 변화율이 크게 상승함을 알 수 있다. 이 경우  $R^2$ 가 지역에 관계없이 0.4보다 크게 나타난다.

<표 7>과 <표 8>은 식 (8)과 (9)의 추정결과를 바탕으로 변화율의 평균에 대한 동일성 검정을 실시한 결과를 보여준다. 먼저 <표 7>은 각 공통요인별로 비교기간에 따라 평균변화율에 차이가 있는가를 보여준다. 예를 들어 수도권의 공통요인 추정치를 이용해 글로벌 금융위기 이전 기간인 2006:2-2008:2와 위기기간을 포함한 이후 기간인 2008:3-2020:1을 비교한 경우 동일성 검정통계량  $V$ 는 -2.341로 각 기간의 평균변화율의 차이가 5% 수준에서 통계적으로 유의적임을 보여준다.<sup>12)</sup> 마찬가지로 글로벌 금융위기 이전 기간인 2006:2-2008:2와 위기 이후 기간인 2009:3-2020:1을 비교한 경우 동일성 검정통계량  $V$ 는 -2.500으로 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 이 경우 각각 전기와 후기의 평균변화율인  $m_1$ 과  $m_2$ 는 1.521%와 -0.267%이며 -0.267%는 <표 6>에서  $\alpha$ 와  $\beta_1$ 의 추정치인 1.521과 -1.788의 합과 동일하다. 수도권의 경우에는 글로벌 금융위기 위기 직전 또는 직후를 기준으로 기간을 구분하는 경우 두 기간의 차이가 통계적 유의성을 갖고 있는 반면 2012년 4분기를 기준으로 하는 경우에는 통계적 유의성이 없다. 하지만 16개 시도뿐만 아니라 비수도권, 5개 시, 8개 도 등의 공통요인의 경우에는 수도권과 정

12) 단위근 검정결과 차분변수인 공통요인과 지역요인 대부분이 단위근을 갖고 있지 않다. <표 7>을 보면 수도권의 경우 기간별 동일성 검정에서 그 차이가 유의적인 것으로 나타나지만 단위근 검정에 따르면 수도권의 경우 단위근을 가지지 않을 확률은 다른 지역에 비해 더욱 크다. 뿐만 아니라 세 관찰치들과 공통요인 간의 공적분 검정을 해보면 공적분 관계를 가지고 있으며 지역요인들을 포함하는 경우 공적분 관계는 더욱 강화된다. 이런 사실들은 그림들을 통해서도 예상할 수 있는 결과이다. 구조적 분기점(structural break)이 내생적으로 결정되는 Zivot and Andrews (1992)의 단위근 검정에 따르면 16개 시도, 수도권, 비수도권, 5개 시, 8개 도의 경우 구조적 분기점이 2010:4, 2013:4, 2011:1, 2009:3, 2010:3 등에 발생한다. 수도권의 경우 구조적 분기점이 2013:4에 발생하지만 이 시점을 기준으로 동일성 검정을 하는 경우 그 차이가 통계적으로 유의적이지 않다. 또한 16개 시도로부터 추정한 공통요인과 서울요인에 대해 Qu and Perron (2007)의 검정을 이용해 계수에만 구조적 분기점이 1개 있는 경우를 2변수 VAR(1)으로 추정해 보면 구조적 분기점이 2009년 2분기에 발생하지만 10% 수준에서 통계적으로 유의적이지 않음을 보여준다. VAR(3)로 추정하는 경우에도 동일하다.

반대의 결과를 보여준다. 예를 들어 비수도권의 공통요인 추정치를 이용해 2009:3-2012:4와 2013:1-2020:1을 비교한 경우 동일성 검정통계량  $V$ 는 -2.982로 각 기간의 평균변화율의 차이가 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 이 경우 각각 전기와 후기의 평균변화율인  $m_1$ 과  $m_2$ 는 0.956%와 -0.364%이며 이들은 <표 6>에서  $\alpha$ 와  $\beta_3$ 의 추정치와  $\alpha$ 와  $\beta_4$ 의 추정치를 합한 것과 동일하다.

<표 8>은 기간을 세분하여 비교지역 공통요인 간 평균변화율 차이가 동일한가를 검정한 결과를 보여주고 있는데 2006:2-2008:2, 2009:3-2012:4, 2013:1-2020:1 등의 경우에는 권역별 평균변화율 차이가 커져 통계적 유의성이 크게 증가한다. 예를 들어 수도권과 비수도권을 비교한 2006:2-2008:2의 경우 검정통계량  $V$ 는 음(-)의 값(-1.981)으로 5% 수준에서 통계적으로 유의적이며 수도권의 평균변화율( $m_1$ )과 비수도권의 평균변화율( $m_2$ )는 각각 1.521%와 -0.201%이다. 반면 2009:3-2012:4의 경우 검정통계량  $V$ 는 양(+ )의 값(1.973)이며 수도권의 평균변화율( $m_1$ )과 비수도권의 평균변화율( $m_2$ )는 각각 -0.622%와 0.956%로 반대로 크게 변한다. <표 8>의 마지막 줄은 2013년 1분기 이후 공통요인 추정치의 평균변화율이 수도권, 5개시, 8개 도의 순으로 크게 나타남을 보여준다.

## 5. DFM 공통요인과 금리 간의 시차상관계수

여기서는 금리가 주택가격에 어떤 영향을 살펴보기 위해 먼저 DFM 공통요인 추정치와 금리 간의 상관관계를 살펴보고자 한다. 금리가 주택가격에 영향을 미치는 데는 시간이 걸리기 때문에 동일 시점뿐만 아니라 시차를 가진 시차상관계수를 추정한다. 또한 앞에서 살펴본 바와 같이 권역별 평균변화율이 기간구분에 따라 크게 변하기 때문에 앞에서의 실증분석결과에 따라 세 가지 기간에 걸친 시차상관계수를 추정한다.<sup>13)</sup>

추정결과는 <표 9>에 나타나 있다. 전체기간(2006:2-2020:1)의 경우 수도권을 제외한 다른 권역들의 공통요인 추정치와 콜금리 변화율 간의 상관계수는 콜금리 변화율의 시차( $t$ ,  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-3$ ,  $t-4$ )에 관계없이 양(+ )의 값을 가진다.<sup>14)</sup> 반면

13) 분석기간 동안 콜금리를 제외한 다른 거시금융변수와의 상관관계는 덜 유의적이기 때문에 더 이상 언급하지 않는다.

14) 두 수준변수 간의 시차상관계수는 음(-)의 값으로 높은 통계적 유의성을 가진다.

수도권의 경우에는 콜금리 변화율이 2기, 3기, 4기의 앞 선 시차를 가질 때 상관관계수가 음(-)의 값을 가진다. 글로벌 금융위기의 영향을 배제하기 위해 글로벌 금융위기 이후 기간(2009:3-2020:1)을 살펴보는 경우 수도권 공통요인 추정치와 콜금리 변화율 간 음(-)의 상관관계는 시차에 관계없이 크게 상승한다. 반면 다른 공통요인들의 경우에는 이 기간에도 2012년까지 주택가격이 크게 상승함에 따라 양(+)의 상관관계가 크게 달라지지 않는다. 하지만 비수도권의 주택가격이 크게 상승했던 기간을 제외한 2013:1-2020:1의 경우에는 비수도권, 5개 시, 8개 도의 공통요인 추정치와 콜금리 변화율 간의 상관관계가 음(-)의 값일 뿐만 아니라 높은 통계적 유의성을 보인다. 이러한 음(-)의 상관관계는 수도권의 경우보다도 훨씬 더 큰 것으로 나타났다.

## 6. 충격반응분석

앞에서 공통요인 추정치와 콜금리 변화율 간의 단순한 시차상관관계를 살펴보았는데 주택가격은 금리뿐만 아니라 거시금융변수를 포함한 다양한 변수들에 의해 영향을 받기 때문에 여기서는 주택가격에 영향을 주는 변수들로 알려진 GDP, 소비자물가, 원/달러환율, 콜금리 자료 등을 이용해 금리에 대한 충격이 권역별 공통요인에 동태적으로 어떤 차별적인 영향을 미치는가를 분석해 보고자 한다.

여기서는 이 분야에서 대중적으로 사용되는 VAR 모형을 이용한다. 사용되는 변수들로는 기본적으로 실질 GDP, 소비자물가, 콜금리, 원/달러환율, 주택가격에 대한 DFM 추정치 등의 5변수이다. 앞에서 이미 살펴본 바와 같이 이들 변수들이 공적분관계를 가지고 있기 때문에 여기서는 수준 VAR 모형이 사용된다. 먼저 <그림 7>은 5변수 수준 VAR모형의 충격반응분석을 통해 콜금리에 대한 양(+)의 1%p 충격이 16개 시도의 공통요인과 서울 인천, 경기 등 지역요인에 각각 어떤 영향을 미치는가를 보여준다.<sup>15)</sup> <그림 7>은 (AICC, AIC, SIC) 등 세 가지 기준에 따르면 4개의 시차를 사용하는 경우 적정 시차가 각각 (2, 2, 2), (2, 4, 1), (2, 4, 2), (2, 4, 2)이기 때문에 시차가 2일 때의 충격반응곡선을 보여준다. 여기서는 독립적인 통화정책 충격이 주택가격에 미치는 영향을 살펴보기 위해 5변수 VAR 추정 시 식 (8)에서 사용된 두 개의 위기기간관련 더미변수 외에 부동산 규제정책 더미변수를 추

15) VECM 모형을 사용하는 경우에도 추정결과는 크게 다르지 않다.

가적으로 고려한다.

<표 10>은 분석기간인 2006년 1분기부터 2020년 1분기까지의 부동산관련 정부 대책일지를 보여주고 있다. <표 10>은 이근영(2020)의 <Table 7>에 2019년 11·6 대책과 2020년 2·20대책을 추가한 것이다. 여기서는 이근영(2020)과 마찬가지로 정부규제를 LTV, DTI, 기타 등으로 구분한 후 각각의 규제에 대해 강화된 경우에는 +1, 완화된 경우에는 -1을 부여함으로써 월별 더미변수가 규제가 가장 강화된 달에는 +3, 가장 완화된 달에는 -3으로 구성된다. 본 연구에서는 분기별 자료가 사용되기 때문에 분기별 더미변수는 월별 더미변수의 합계로 구성된다.

<그림 7>에서 각 예측기간별 충격반응을 보여주는 실선 위의 양 점선은 부스트레핑을 이용한 시뮬레이션을 10,000회 반복함으로써 얻은 90% 신뢰구간을 표시한다. 오차항의 실제분포를 이용한 부스트레핑을 통해 얻은 신뢰구간은 정규분포를 사용한 몬테칼로 시뮬레이션을 통해 얻은 신뢰구간보다 구간폭이 훨씬 넓다. 전반적으로 16개 시도의 공통요인보다는 서울, 경기, 인천 등 수도권 지역요인의 반응이 크며 신뢰구간 상하한선이 모두 음(-)의 값을 갖고 있는 반면 16개 시도 공통요인의 경우에는 신뢰구간 상하한선이 양(+)의 값을 가지고 있다.<sup>16)</sup>

<그림 8>은 아파트 매매가격변수로 수도권, 비수도권, 5개 시, 8개 도 공통요인 추정치가 사용된 경우를 보여준다. (AICC, AIC, SIC) 등 세 가지 기준에 따르면 4개의 시차를 사용하는 경우 적정 시차가 각각 (1, 4, 1), (2, 2, 2), (2, 2, 2), (2, 2, 2)이기 때문에 <그림 8>은 시차가 2일 때와 위기 및 규제정책 더미변수들이 포함된 경우의 충격반응곡선을 보여준다.<sup>17)</sup> 분석기간 동안 콜금리 충격에 대한 수도권 공통요인의 반응이 가장 크며 다음으로 5개 시, 8개 도의 순으로 나타나는데 수도권 공통요인의 신뢰구간 상하한선만이 모두 음(-)의 값을 갖는다.<sup>18)</sup>

전반적으로 이 기간 동안 콜금리 상승충격으로 GDP와 물가는 하락하며 원/달러 환율은 하락했다가 상승한다. 한편 GDP, 물가, 원/달러환율 등의 충격에 대한 공통

16) 16개 시도 자료들을 이용해 구한 공통요인에 대한 충격반응 분석결과는 앞에서 살펴본 바와 같이 공통요인 추정치의 신뢰성이 매우 낮기 때문에 크게 의미를 부여할 필요가 없다고 본다.

17) 식 (8)대신 식 (9)와 같은 더미변수를 사용하는 경우 금리충격에 대한 주택가격반응의 통계적 유의성이 떨어진다.

18) 정부규제정책에 대한 더미변수 추정결과 <그림 7>에서 공통요인(전국), 서울, 인천, 경기의 경우 파라미터 추정치의  $t$ 값이 각각 0.414, 2.271, 0.972, 1.725로 규제강화정책이 주택가격을 상승시키며 서울과 경기의 경우에는 적어도 10% 수준 하에서 통계적으로 유의적이다. 반면 <그림 8>에서 수도권, 비수도권, 5개 시, 8개 도 공통요인의 경우 파라미터 추정치의  $t$ 값이 각각 1.892, -0.187, -0.273, -0.223으로 규제강화정책이 수도권 이외의 지역의 경우에는 주택가격을 하락시키나 통계적 유의성은 약하다. 이 결과는 국토투영기법을 이용한 이근영(2020)의 결과와 유사하다.

요인 추정치의 반응들은 콜금리 충격에 대한 반응보다 다양하고 명확하게 나타나지 않는다. 이 결과들은 지면 절약 상 더 이상 기술하지 않는다.

## VI. 정책적 시사점

주택가격 자료와 관련된 논쟁이 심화됨에 따라 홍남기 경제부총리는 2020년 8월 20일 국회에서 “감정원(현 한국부동산원)은 조사원이 호가와 실거래가를 조사해서 거래가 가능한 시장 가격을 반영하고 있으며 KB국민은행은 현직 공인중개사로부터 호가를 조사해 반영한다.”라고 답변한 바가 있다. 마찬가지로 김현미 전 국토교통부 장관은 2020년 8월 25일 국회에서 “KB국민은행은 공인중개사가 직접 입력하는 호가 중심이고 한국감정원 통계는 조사원이 실거래가로 측정한다.”라고 답변한 적이 있다. 과연 이들이 앞에서 논의된 세 종류의 자료들을 얼마나 정확하게 설명하고 있는지는 모르겠으나 자료의 정확성에 대해 경제부처 장관들이 국회에서 답변하고 있다는 사실 자체로 이 문제가 경제적으로 뿐만 아니라 정치사회적으로 얼마나 중요한 국내 이슈인가를 가늠해 볼 수 있다.

지금까지 논의된 바와 같이 이들 세 가지 주택가격 시계열이 각자의 필요에 따라 사용되고 있으나 이들 시계열 간의 차이가 최근에 와서 크게 나타날 뿐만 아니라 정책효과가 사용되는 시계열에 따라 다르게 나타나기 때문에 이에 대한 조정의 필요성이 제기된다. 따라서 본 연구에서는 DFM을 이용해 세 가지 자료로부터 공통요인과 지역요인을 추정한 후 이들 자료들의 특성을 분석하였다. 이들 추정치들은 실제 세 가지 자료들을 융합한 형태로 움직일 뿐만 아니라 이들에 비해 변동성이 줄어들어 정책에 위한 자료로 사용하는 데 기존 자료들보다 훨씬 유용성이 더 클 것으로 보인다. 예를 들어 공지가가로 사용하거나 또는 과세자료로 사용할 때 한국부동산원의 실거래가격은 너무 그 상하 변동폭이 크기 때문에 공지가가가 매우 불안정하거나 세수 변동폭이 급격하게 변화할 가능성이 크다. 반면 한국부동산원의 주택가격지수는 그 변화폭이 너무 낮아 실제 주택시장의 가격 변화를 제대로 반영하지 못해 공지가가가 너무 저평가되거나 조세정책이 주택가격에 미치는 영향력이 크게 약화될 수 있다. 또한 보다 많은 표본을 통해 작성되는 KB국민은행의 주택가격지수는 민간부문에서 작성되기 때문에 독립성과 유연성이 있는 반면 신뢰성과 책

임성에 대한 문제가 제기될 여지가 있다. 뿐만 아니라 이 자료 또한 한국부동산원의 실거래가격과 비교해 보면 과거 실제 경제주체들이 피부로 느끼는 주택가격보다 낮게 주택가격을 산정하고 있다. 따라서 세 가지 자료를 종합해서 구한 공통요인과 지역요인 추정치들은 이런 자료들이 가진 문제점들을 완화시킬 수 있는 장점을 가지고 있기 때문에 보다 객관적이고 합리적으로 공시지가나 세액을 산정하는 데 필요한 참고자료로 사용될 수 있다고 본다.

거시경제적인 측면에서 살펴보면 GDP, 물가, 원/달러환율 등 다른 어떤 거시금융 변수들보다 콜금리가 DFM의 공통요인과 지역요인 추정치에 미치는 영향이 크고 확실한 것으로 보인다. 이는 통화정책당국이 통화정책을 시행하는 데 있어 주택가격변동이 가져오는 경제적·사회적 문제를 신중하게 고려해야 함을 의미한다. 실증분석결과에 따르면 실거래가격을 사용하는 경우보다는 약하지만 주택가격의 공통요인과 지역요인 추정치들은 콜금리 상승충격에 크게 하락하는 것으로 나타났다. 분석기간 동안 상대적으로 비수도권보다는 수도권의 하락폭이 크고 비수도권의 경우도 8개 도보다는 5개 시의 반응이 크다. 이는 주택가격안정 문제를 금융안정의 차원뿐만 아니라 소득분배나 지역균형발전의 차원에서도 살펴보아야 함을 의미한다.

## VII. 요약 및 결어

본 연구에서는 2006년부터 코로나 사태가 본격화되기 이전까지의 분기별 자료와 DFM을 이용해 공통요인과 지역요인을 전국 단위 또는 수도권이나 비수도권 등의 권역별로 추출한 후 이들 공통요인들이 어느 정도 동조화 또는 차별화되어 있으며 거시경제변수, 특히 금리 충격에 어떻게 동태적으로 반응하는가를 살펴보았다. 주택가격 자료로는 한국부동산원의 아파트 매매실거래가격(KAB-REAL)과 아파트 매매가격지수(KAB-INDEX), KB국민은행의 아파트 매매가격지수(KB\_INDEX) 등이 사용되었다.

먼저 DFM을 이용해 16개 시도에 모두 공통적인 잠재요인을 추정하는 경우 2012년 전후로 DFM의 공통요인 추정치가 세 종류의 전국 주택가격지표와 상당히 유리되어 있을 뿐만 아니라 통계적 유의성도 매우 낮은 것으로 나타나고 있다. 이는 전국 관찰치는 16개 지역의 주택가격을 거래량으로 가중 평균하여 얻은 자료일

뿐만 아니라 지역에 따라 주택가격의 추이가 크게 다르기 때문에 나타나는 현상이다. 이러한 차별화 현상은 본 연구의 <그림 3>과 <그림 4>를 통해 확인할 수 있다. 따라서 16개 시도를 수도권과 비수도권 등으로 구분하는 경우 권역에 따라서는 차이가 큰 반면 동일한 권역권 내에서는 공통잠재요인의 유의성이 큰 것으로 나타났다. 상관관계 분석결과에 따르면 수도권의 공통요인 추정치는 비수도권, 5개 시, 8개 도의 공통요인 추정치와 음(-)의 상관관계를 가지고 있다. 마찬가지로 동일성 검정결과는 수도권과 비수도권 공통요인의 평균변화율 추정치가 기간에 따라 동일하지 않을 뿐만 아니라 각 공통요인의 평균변화율 추정치가 비교기간에 따라 상이함을 보여주고 있다.

마지막으로 글로벌 금융위기와 정부의 부동산 규제관련 더미변수를 가진 VAR 모형의 충격반응 분석결과에 따르면 콜금리에 대한 충격은 다른 거시경제변수들에 비해 서울, 인천, 경기 등의 지역요인과 수도권의 공통요인에 통계적으로 유의적인 영향을 미친다. 이러한 결과는 VAR 모형의 추정에 사용되는 시차수나 더미변수 사용여부에 관계없이 나타난다. 공통요인 추정치의 경우 그 반응의 크기는 수도권, 5개 시, 8개 도 등의 순으로 작아진다.

## 참고문헌

- 김영도(2017), “자산가격경로를 통한 통화정책의 유효성에 대한 고찰,” KIF 연구보고서 2017-12.
- 민선옥·이영수(2019), “부호제약을 이용한 한국 주택시장의 변동요인 분석,” *Journal of Real Estate Analysis*, Vol. 5 No. 1, 1-13.
- 백인걸·노산하(2020), “전국 및 지역요인에 의한 주택가격 동조화 현상,” 『경제학연구』, 제68집, 제2호, 5-35.
- 손종철(2010), “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석,” 『경제학연구』, 제58집, 제2호, 179-219.
- 송인호(2015), “주택시장과 거시경제의 관계(주택가격, 금리, 소비 및 총생산을 중심으로),” 『부동산·도시연구』, 제8집, 제1호, 47-65.
- 이근영(2004), “금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향,” 『경제학연구』, 제52집, 제4호, 5-36.
- 이근영·김남현(2016), “금리와 주택가격,” 『경제학연구』, 제64집, 제4호, 45-82.
- 이근영(2020), “정책금리가 주택가격에 미치는 영향,” 『국제경제연구』, 제26권, 제2호, 35-61.
- 최희갑(2013), “주택가격과 거시경제: 구조적 VEC모형,” 『국토연구』, 제52집, 제79호, 91-109.
- Camacho, M., A. Caro, and G. Lopez-Buenache(2020), “The Two-Speed Europe in Business Cycle Synchronization,” *Empirical Economics* 59(3), 1-16.
- Crucini, M., A. Kose, and C. Otrok(2011), “What Are The Driving Forces of International Business Cycles?” *Review of Economic Dynamics* 14(1), 156-175.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano(1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3), 253-263.
- Kose, A., C. Otrok, and C. Whiteman(2003), “International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors,” *American Economic Review* 93(4), 1216-1239.



Loretan, M. and P. C. B. Phillips(1994), "Testing the Covariance Stationarity of Heavy-Tailed Time Series: An Overview of the Theory with Applications to Several Financial Datasets," *Journal of Empirical Finance* 1(2), 211-248.

Newey, W. K. and K. D. West(1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55(3), 703-708.

Qu, Z. and P. Perron(2007), "Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions", *Econometrica* 75(2), 459-502.

Zivot, E. and W. K. Andrew(1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 25-44.

<표 1> 아파트 매매가격 변화율(%)의 기초통계량

		평균	표준편차	왜도	초과첨도	최고치	최저치
전국	KAB_R	0.942	1.970	0.078	4.678	7.349	-7.340
	KAB_I	0.714	1.248	1.286	2.740	4.512	-2.490
	KB_I	0.772	1.125	1.471	3.496	4.340	-2.511
	DFM	—	0.420	1.776	3.742	1.387	-0.672
서울	KAB_R	1.386	3.195	-0.890	3.361	7.715	-12.917
	KAB_I	0.896	2.001	1.360	2.864	6.986	-3.493
	KB_I	0.929	1.934	1.417	2.635	6.975	-3.458
	DFM	—	1.286	0.442	0.366	3.770	-2.400
부산	KAB_R	1.206	1.987	1.011	1.491	6.429	-3.282
	KAB_I	0.857	1.837	1.831	4.235	7.571	-2.336
	KB_I	0.955	1.757	2.006	4.385	7.112	-1.799
	DFM	—	1.197	1.072	1.590	3.720	-2.275
대구	KAB_R	0.964	2.062	-0.115	-0.095	4.457	-5.366
	KAB_I	0.753	1.463	0.385	-0.500	2.959	-3.419
	KB_I	0.793	1.503	0.342	-0.705	3.221	-3.373
	DFM	—	1.326	0.157	-0.542	2.643	-2.834
인천	KAB_R	0.899	2.703	0.569	0.846	7.596	-6.816
	KAB_I	0.788	2.049	1.698	2.725	6.316	-2.726
	KB_I	0.592	1.593	1.631	3.068	5.645	-2.220
	DFM	—	1.358	0.544	0.904	3.744	-2.872
광주	KAB_R	1.331	1.783	1.513	2.775	5.958	-2.819
	KAB_I	0.848	1.382	2.773	8.245	6.320	-1.285
	KB_I	0.960	1.528	3.048	10.672	7.587	-1.398
	DFM	—	0.846	1.742	3.889	3.403	-1.358
대전	KAB_R	0.838	1.852	1.157	1.503	5.647	-3.589
	KAB_I	0.679	1.563	1.345	1.285	4.453	-2.527
	KB_I	0.722	1.559	1.782	2.604	5.059	-1.925
	DFM	—	0.863	1.587	1.931	2.657	-1.143
울산	KAB_R	1.111	2.682	0.883	1.006	8.283	-4.669
	KAB_I	0.757	1.860	0.474	0.790	5.424	-3.972
	KB_I	0.804	1.702	0.926	0.504	4.789	-3.186
	DFM	—	1.598	1.494	3.815	6.311	-2.812
경기	KAB_R	0.767	2.927	0.757	5.976	12.410	-9.932
	KAB_I	0.696	2.190	2.457	8.590	10.161	-3.843
	KB_I	0.648	2.012	2.751	10.477	9.988	-3.701
	DFM	—	1.483	0.884	3.301	5.826	-2.990
강원	KAB_R	0.670	1.622	0.357	1.138	5.447	-3.375
	KAB_I	0.362	1.558	2.008	6.419	6.898	-2.642
	KB_I	0.474	1.417	2.515	8.232	6.522	-2.082
	DFM	—	0.957	1.498	5.410	4.288	-1.908
충북	KAB_R	0.512	1.669	0.377	-0.063	4.176	-3.176
	KAB_I	0.444	1.511	1.175	1.976	4.870	-2.471
	KB_I	0.603	1.593	1.299	2.042	5.104	-2.886
	DFM	—	1.133	0.312	-0.023	3.119	-2.206

		평균	표준편차	왜도	초과첨도	최고치	최저치
충남	KAB_R	0.384	1.187	0.106	-0.333	3.237	-2.351
	KAB_I	0.304	1.155	0.870	0.390	3.427	-1.785
	KB_I	0.402	1.178	1.124	0.702	3.430	-1.679
	DFM	—	1.239	0.658	-0.404	2.982	-2.533
전북	KAB_R	0.882	1.675	0.435	-0.102	4.773	-3.366
	KAB_I	0.730	1.544	0.736	-0.406	3.373	-2.499
	KB_I	0.700	1.457	1.139	0.328	3.828	-2.045
	DFM	—	0.980	0.499	0.035	2.562	-2.090
전남	KAB_R	1.277	1.495	0.593	0.080	3.775	-2.866
	KAB_I	0.879	1.252	1.307	1.304	3.992	-1.623
	KB_I	0.647	1.073	1.434	1.958	3.439	-1.335
	DFM	—	1.320	0.296	0.517	3.983	-2.682
경북	KAB_R	0.502	1.761	-0.066	-1.125	3.722	-3.197
	KAB_I	0.408	1.531	0.133	-1.217	2.818	-2.545
	KB_I	0.500	1.461	0.319	-1.003	2.940	-2.446
	DFM	—	1.440	0.521	-0.769	3.388	-2.306
경남	KAB_R	0.591	2.050	1.145	2.806	7.749	-3.237
	KAB_I	0.512	2.232	2.535	9.324	10.898	-3.277
	KB_I	0.584	2.016	2.490	7.387	8.876	-2.525
	DFM	—	0.964	2.368	7.018	3.979	-1.430
제주	KAB_R	1.605	2.586	0.806	1.122	8.929	-4.053
	KAB_I	1.011	1.642	1.124	0.995	5.231	-2.357
	KB_I	0.943	1.493	1.973	5.947	6.842	-1.956
	DFM	—	0.910	1.343	2.311	3.160	-1.602

주: 1) KAB\_R, KAB\_I, KB\_I는 각각 한국감정원의 아파트 매매실거래가, 한국감정원의 아파트 매매 가격지수, KB국민은행의 아파트 매매가격지수 등을 표시.  
 2) 평균을 제외한 나머지 통계량들은 변화율에서 평균변화율을 제거한 후 구한 수치들임. 따라서 변화율의 실제 최고치와 최저치는 각각에 평균변화율을 더한 것임.

<표 2> 거시금융변수 변화율(%)의 기초통계량

	평균	표준편차	왜도	초과첨도	최고치	최저치
GDP	0.778**	0.846	-1.882	9.055	2.949	-3.339
소비자물가	0.507**	0.522	0.581	0.478	2.056	-0.423
콜금리	-0.049	0.336	-3.769	17.950	0.400	-1.960
원/달러 환율	0.361	4.617	2.464	11.778	24.665	-9.784

주: 1) \*\*는 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 3> 공적분 검정: Johansen 검정( $H_0: r=0$ , 5변수, 시차=4)

공통변수	DFM 추정치		Trace	$\lambda_{\max}$
GDP 소비자물가 콜금리 원/달러	공통요인		84.780**	35.212*
	지역별 요인	서울	118.297**	63.034**
		부산	121.900**	55.937**
		대구	94.419**	34.855*
		인천	142.373**	61.911**
		광주	117.533**	62.644**
		대전	77.070*	34.429*
		울산	93.949**	53.408**
		경기	134.773**	63.497**
		강원	96.174**	37.792*
		충북	88.763**	35.918*
		충남	121.962**	46.571**
		전북	104.772**	33.828*
		전남	95.716**	30.523
		경북	103.563**	41.224**
		경남	89.456**	38.590*
		제주	75.413*	32.853

주: 1)  $H_0: r=0$ 는 공적분이 없다는 귀무가설을 표시.

2) Trace와  $\lambda_{\max}$ 의 1% 임계치는 각각 78.798과 39.259임.

3) Trace와  $\lambda_{\max}$ 의 5% 임계치는 각각 70.517과 33.538임.

<표 4> 요인별 분산분해분석(전국 16개 시도)

요인	실거래가(KAB)			가격지수(KAB)			가격지수(KB)		
	공통	지역	변수	공통	지역	변수	공통	지역	변수
서울	0.100	0.462	0.434	0.004	0.937	0.058	0.014	0.920	0.063
부산	0.190	0.586	0.223	0.447	0.535	0.017	0.498	0.485	0.016
대구	0.052	0.665	0.282	0.329	0.604	0.067	0.346	0.602	0.050
인천	0.026	0.723	0.247	0.002	0.938	0.058	0.004	0.932	0.063
광주	0.135	0.416	0.449	0.658	0.316	0.026	0.600	0.378	0.022
대전	0.013	0.836	0.150	0.144	0.835	0.021	0.252	0.726	0.022
울산	0.293	0.348	0.350	0.544	0.304	0.145	0.657	0.211	0.127
경기	0.010	0.698	0.287	0.019	0.947	0.031	0.014	0.950	0.033
강원	0.303	0.274	0.422	0.663	0.298	0.038	0.660	0.298	0.042
충북	0.592	0.243	0.165	0.828	0.119	0.051	0.775	0.167	0.056
충남	0.359	0.210	0.428	0.666	0.282	0.050	0.657	0.269	0.071
전북	0.449	0.332	0.218	0.557	0.410	0.032	0.655	0.319	0.025
전남	0.138	0.324	0.536	0.353	0.365	0.278	0.571	0.191	0.235
경북	0.308	0.441	0.251	0.457	0.504	0.038	0.453	0.478	0.068
경남	0.369	0.408	0.222	0.575	0.401	0.024	0.580	0.403	0.016
제주	0.086	0.172	0.741	0.277	0.544	0.180	0.273	0.500	0.228

주: 1) KAB와 KB는 각각 한국감정원과 KB국민은행의 아파트 매매가격지수 자료를 표시.

2) 식 (6) 참조.

<표 5> 공통요인 추정치 간 상관계수

	16개 시도 (7개시+9개도)	수도권(서울, 인천, 경기)	비수도권 (5개시+8개도)	5개시(서울, 인천 제외)	8개도 (경기 제외)
16개 시도 (7개시+9개도)	—	0.025	0.962**	0.909**	0.957**
수도권(서울, 인천, 경기)		—	-0.109	-0.084	-0.094
비수도권 (5개시+8개도)			—	0.965**	0.978**
5개시(서울, 인천 제외)				—	0.902**
8개도 (경기 제외)					—

주: 1) 7개시는 서울시와 6대 광역시를 표시.

2) \*\*는 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 6> DFM 공통요인의 더미변수 추정치

		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$		$R^2$
식 (8)	16개 시도	0.056	-0.280	-0.032		0.026
	수도권	1.521**	-2.163**	-1.788**		0.430
	비수도권	-0.201	0.001	0.266		0.019
	5개 시	-0.293	-0.106	0.391		0.034
	8개 도	-0.170	-0.003	0.220		0.006
		$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_3$	$\beta_4$	$R^2$
식 (9)	16개 시도	0.056	-0.280	0.406**	-0.243*	0.435
	수도권	1.521**	-2.163**	-2.144**	-1.616**	0.474
	비수도권	-0.210	0.001	1.156**	-0.164	0.474
	5개 시	-0.293	-0.106	1.372**	-0.082	0.411
	8개 도	-0.170	-0.003	1.654**	-0.472	0.512

주: 1) 수도권은 서울, 인천, 경기, 비수도권은 수도권을 제외한 5개시와 8개도를 포함함.

2) \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 7> 평균변화율의 동일성 검정 I

비교기간 \ 지역		16개 시도	수도권	비수도권	5개 시	8개 도
'06:2-'08:2	V	-0.136	-2.341*	0.318	0.407	0.165
	m1	0.056	1.521	-0.201	-0.293	-0.170
'08:3-'20:1	m2	0.004	-0.299	0.043	0.056	0.031
'06:2-'08:2	V	-0.088	-2.500*	0.377	0.496	0.196
	m1	0.056	1.521	-0.201	-0.293	-0.170
'09:3-'20:1	m2	0.025	-0.267	0.065	0.098	0.050
'06:2-'08:2	V	-0.764	-2.546*	-0.261	-0.117	-0.474
	m1	0.056	1.521	-0.201	-0.293	-0.170
'13:1-'20:1	m2	-0.186	-0.095	-0.364	-0.375	-0.642
'06:2-'08:2	V	0.980	-2.259*	1.405	1.417	1.327
	m1	0.056	1.521	-0.201	-0.293	-0.170
'09:3-'12:4	m2	0.462	-0.622	0.956	1.078	1.484
'06:2-'09:2	V	0.169	-1.735 <sup>+</sup>	0.417	0.594	0.218
	m1	-0.030	0.856	-0.200	-0.326	-0.171
'09:3-'20:1	m2	0.025	-0.267	0.065	0.098	0.050
'06:2-'12:4	V	-1.833 <sup>+</sup>	-0.411	-1.724 <sup>+</sup>	-1.569	-1.886 <sup>+</sup>
	m1	0.225	0.089	0.399	0.402	0.687
'13:1-'20:1	m2	-0.186	-0.095	-0.364	-0.375	-0.642
'09:3-'12:4	V	-2.888**	1.174	-2.982**	-2.934**	-3.017**
	m1	0.462	-0.622	0.956	1.078	1.484
'13:1-'20:1	m2	-0.186	-0.095	-0.364	-0.375	-0.642

주: 1) 수도권은 서울, 인천, 경기, 비수도권은 수도권을 제외한 5개시와 8개도를 포함함.

2) V는 DM 통계량, m1과 m2는 각각 전후 기간의 평균을 나타냄.

3) <sup>+</sup>, \*, \*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 8> 평균변화율의 동일성 검정Ⅱ

비교지역 기간		수도권 16개 시도	수도권 비수도권	수도권 5개 시	수도권 8개 도
'06:2-'08:2	V	-1.882 <sup>+</sup>	-1.981 <sup>*</sup>	-1.999 <sup>*</sup>	-1.923 <sup>+</sup>
	m1	0.056	1.521	1.521	1.521
	m2	1.521	-0.201	-0.293	-0.170
'06:2-'09:2	V	-1.340	-1.505	-1.627	-1.457
	m1	-0.030	0.856	0.856	0.856
	m2	0.856	-0.200	-0.326	-0.171
'06:2-'12:4	V	0.296	0.557	0.520	0.846
	m1	0.225	0.089	0.089	0.089
	m2	0.089	0.399	0.402	0.687
'08:3-'20:1	V	1.535	1.095	1.057	0.178
	m1	0.004	-0.299	-0.299	-0.299
	m2	-0.299	0.043	0.056	0.031
'09:3-'20:1	V	1.334	0.985	1.005	0.634
	m1	0.025	-0.267	-0.267	-0.267
	m2	-0.267	0.065	0.098	0.050
'09:3-'12:4	V	2.074 <sup>*</sup>	1.973 <sup>*</sup>	1.899 <sup>+</sup>	1.950 <sup>+</sup>
	m1	0.462	-0.622	-0.622	-0.622
	m2	-0.622	0.956	1.078	1.484
'13:1-'20:1	V	-0.697	-1.436	-1.747 <sup>+</sup>	-1.677 <sup>+</sup>
	m1	-0.186	-0.095	-0.095	-0.095
	m2	-0.095	-0.364	-0.375	-0.642

주: 1) 수도권은 서울, 인천, 경기, 비수도권은 수도권을 제외한 5개시와 8개도를 포함함.

2) V는 DM 통계량, m1과 m2는 각각 전후 기간의 평균을 나타냄.

3) <sup>+</sup>와 <sup>\*</sup>는 각각 10%와 5% 수준에서 유의적임을 표시.



<표 9> 콜금리 변화율과 DFM 공통요인 추정치 간의 상관계수

기간	콜금리 요인	t	t-1	t-2	t-3	t-4
2006:2 - 2020:1	16개 시도	0.259 <sup>+</sup>	0.317 <sup>*</sup>	0.192	0.101	0.070
	수도권	0.378 <sup>**</sup>	0.185	-0.092	-0.078	-0.013
	비수도권	0.209	0.311 <sup>*</sup>	0.241 <sup>+</sup>	0.127	0.040
	5개 도시	0.230 <sup>+</sup>	0.397 <sup>**</sup>	0.296 <sup>*</sup>	0.138	0.012
	8개 도	0.216	0.255 <sup>+</sup>	0.197	0.104	0.030
2009:3 - 2020:1	16개 시도	0.365 <sup>**</sup>	0.447 <sup>**</sup>	0.190	0.129	0.098
	수도권	-0.080	-0.212	-0.259 <sup>+</sup>	-0.244	-0.189
	비수도권	0.392 <sup>**</sup>	0.512 <sup>**</sup>	0.266 <sup>+</sup>	0.169	0.074
	5개 도시	0.474 <sup>**</sup>	0.600 <sup>**</sup>	0.305 <sup>*</sup>	0.197	0.056
	8개 도	0.367 <sup>*</sup>	0.450 <sup>**</sup>	0.225	0.125	0.049
2013:1 - 2020:1	16개 시도	-0.193	-0.432 <sup>**</sup>	-0.669 <sup>**</sup>	-0.629 <sup>**</sup>	-0.362 <sup>*</sup>
	수도권	-0.147	-0.258	-0.206	0.011	0.019
	비수도권	-0.083	-0.277	-0.653 <sup>**</sup>	-0.640 <sup>**</sup>	-0.433 <sup>*</sup>
	5개 도시	0.235	0.011	-0.497 <sup>**</sup>	-0.551 <sup>**</sup>	-0.326 <sup>+</sup>
	8개 도	-0.294	-0.454 <sup>**</sup>	-0.646 <sup>**</sup>	-0.560 <sup>**</sup>	-0.435 <sup>*</sup>

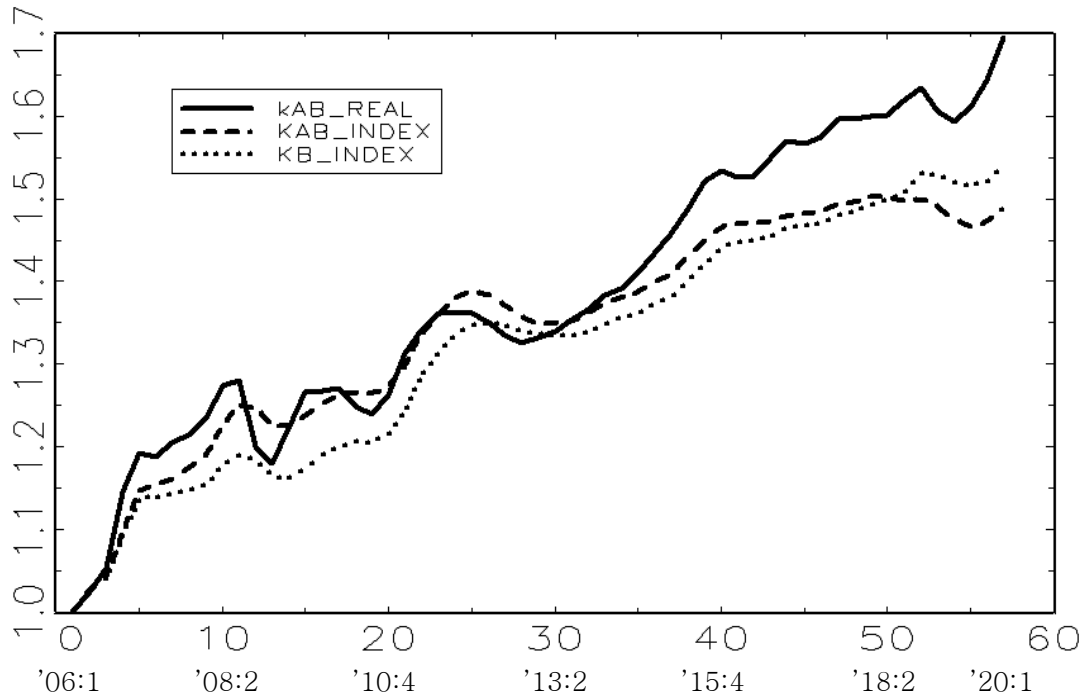
주: 1) 수도권은 서울, 인천, 경기, 비수도권은 수도권을 제외한 5개시와 8개도를 포함함.

2) <sup>+</sup>, <sup>\*</sup>, <sup>\*\*</sup>는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

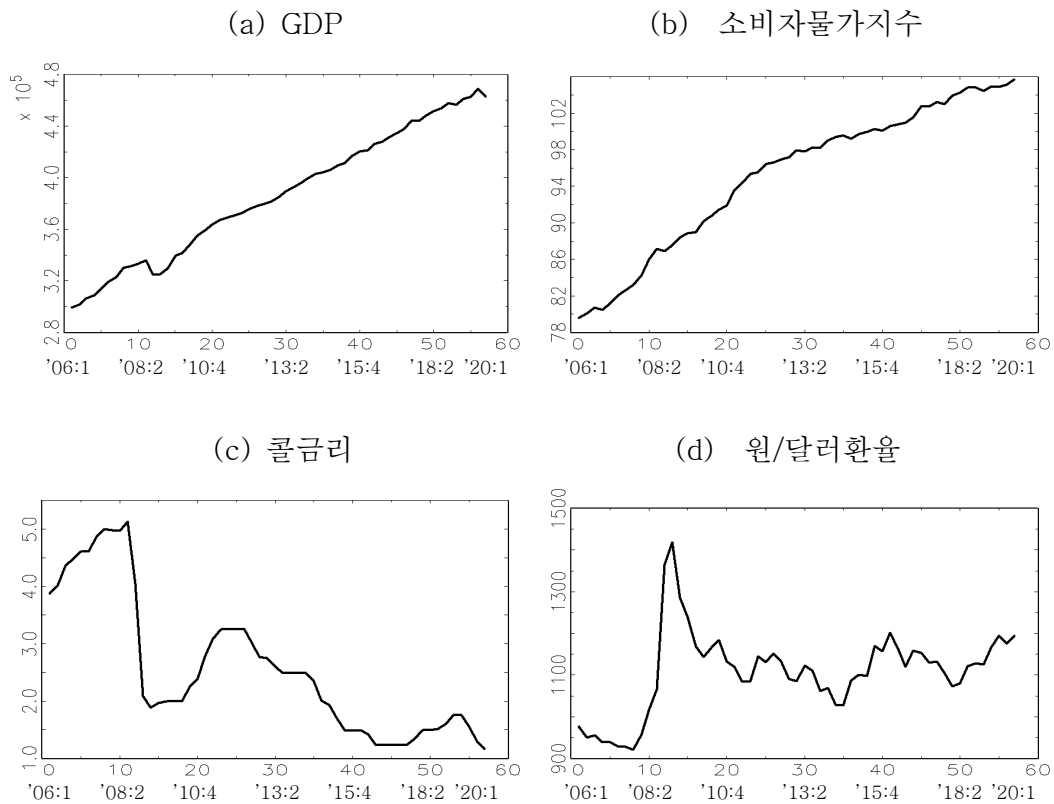
<표 10> 부동산관련 정부대책 일지

연도	규제강화정책	규제완화정책
2006	3•30, 5•15, 11•15	—
2007	1•11, 1•31, 2•15	—
2008	—	6•11, 8•21, 9•1, 9•19, 10•21, 11•3
2009	7•6, 9•7, 10•12	2•12
2010	—	4•23, 8•29
2011	3•22	5•22, 8•18, 12•7
2012	—	5•10, 8•17, 9•10
2013	—	4•1, 4•10, 7•24, 8•28, 12•3
2014	—	2•26, 7•24, 9•1, 10•30, 12•23
2015	—	4•6, 7•7, 7•22, 9•2
2016	4•28, 8•28, 11•3, 12•24	—
2017	6•19, 8•2, 9•5, 10•24, 11•29, 12•13	—
2018	1•20, 2•22, 4•1, 7•5, 8•27, 9•13, 9•21, 12•19	—
2019	5•7, 8•12, 10•1, 11•6, 12•26	—
2020	2•20	—

<그림 1> 전국 아파트 매매가격 추이

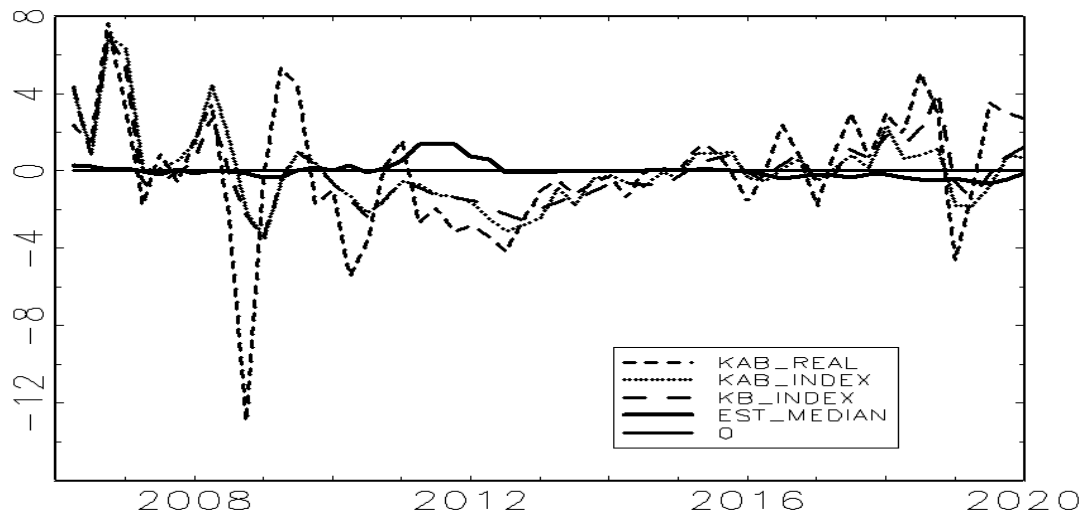


<그림 2> 거시금융변수 추이

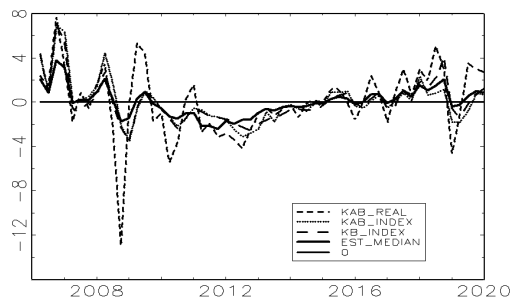


<그림 3> 관찰치와 DFM의 추정치(16개 시도)

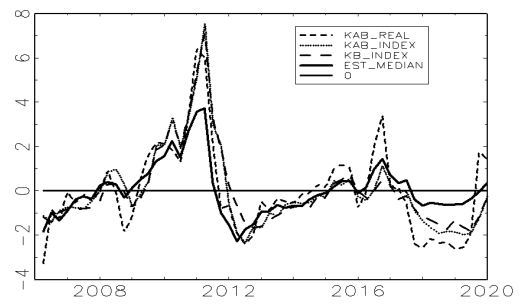
(a) 공통요인



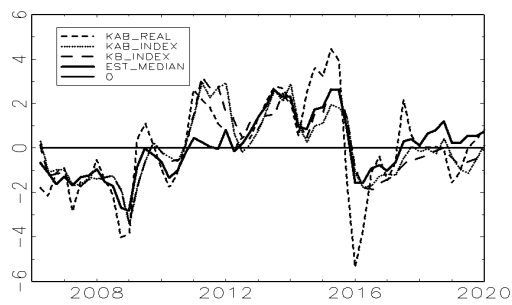
(b) 서울



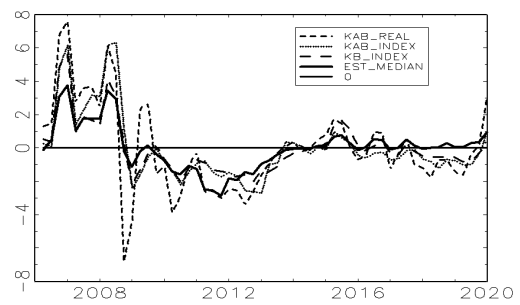
(c) 부산



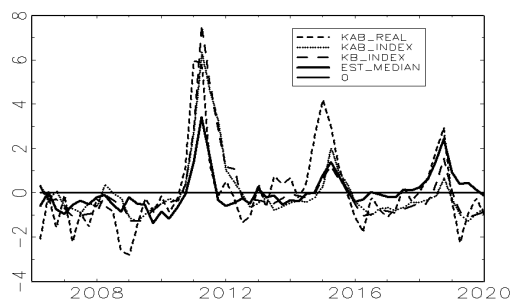
(d) 대구



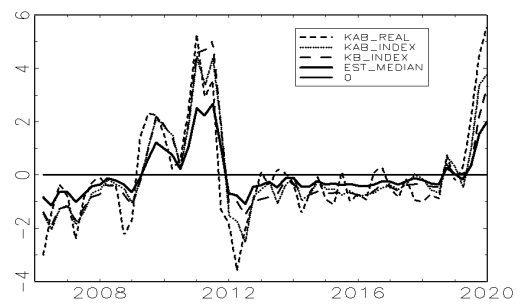
(e) 인천



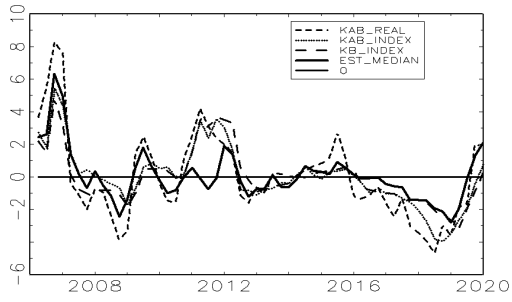
(f) 광주



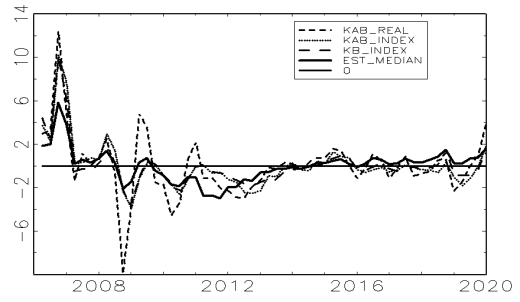
(g) 대전



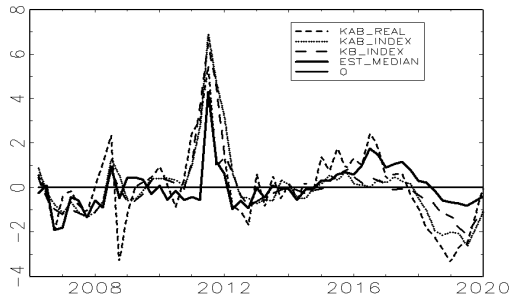
(h) 울산



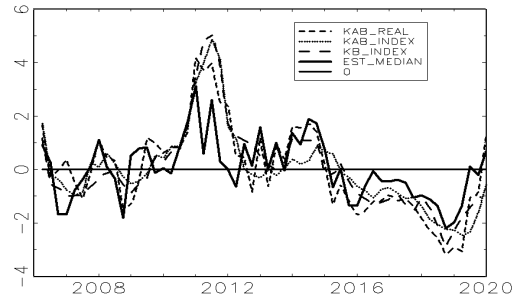
(i) 경기



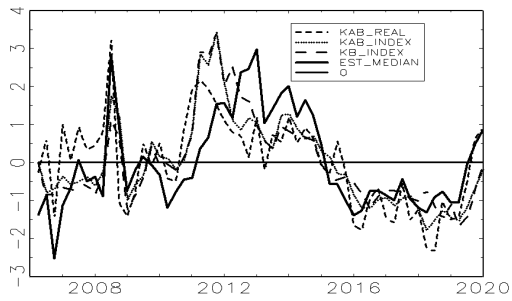
(j) 강원



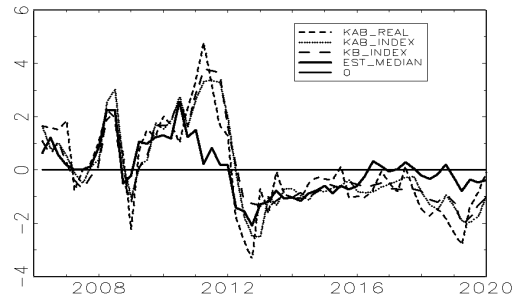
(k) 충북



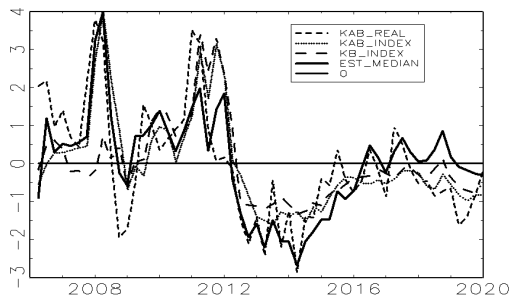
(l) 충남



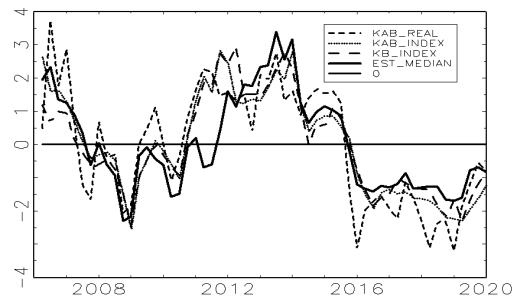
(m) 전북



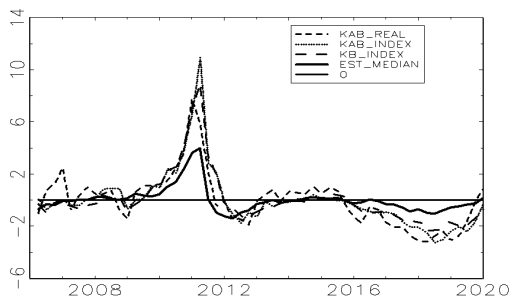
(n) 전남



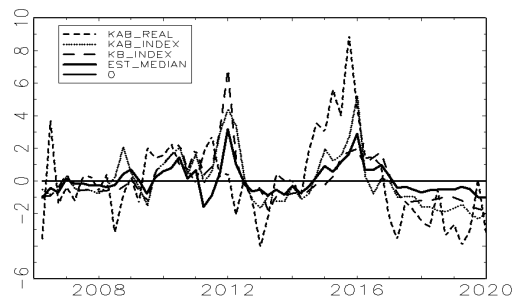
(o) 경북



(p) 경남

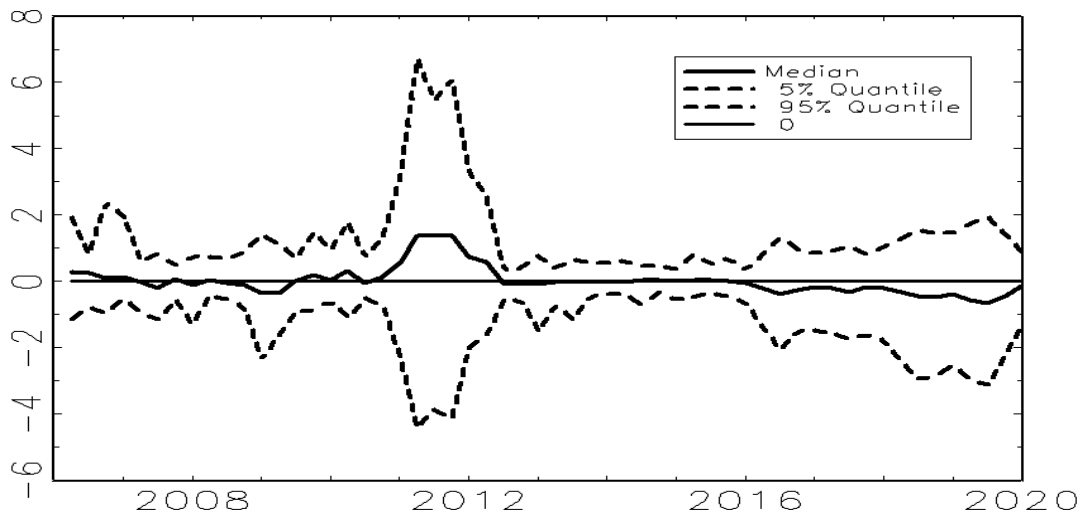


(q) 제주

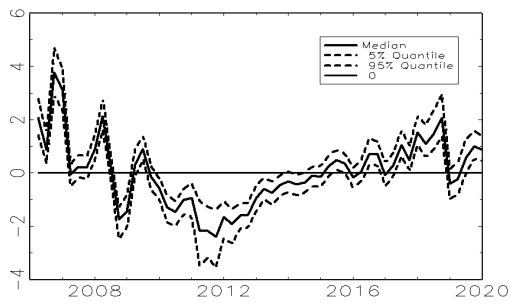


<그림 4> DFM의 추정치(16개 시도)

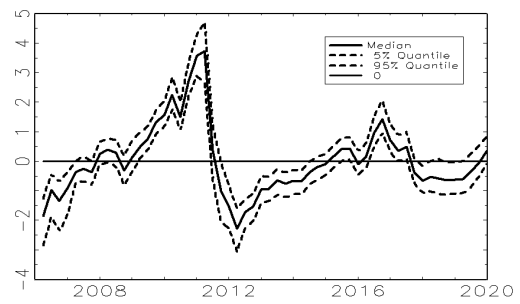
(a) 공통요인



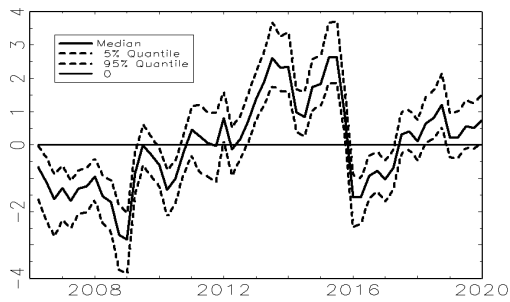
(b) 서울



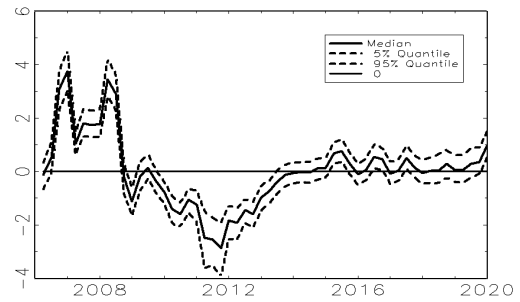
(c) 부산



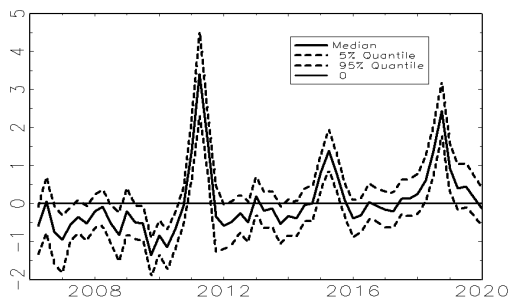
(d) 대구



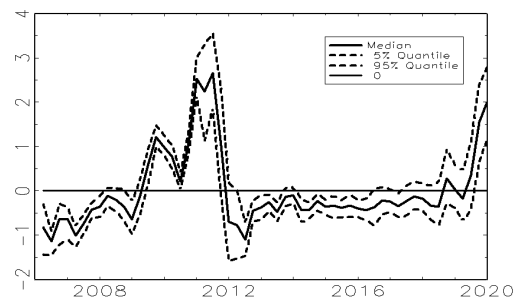
(e) 인천



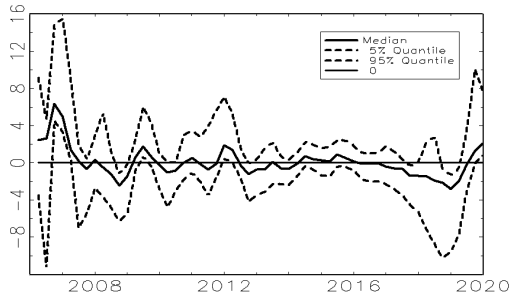
(f) 광주



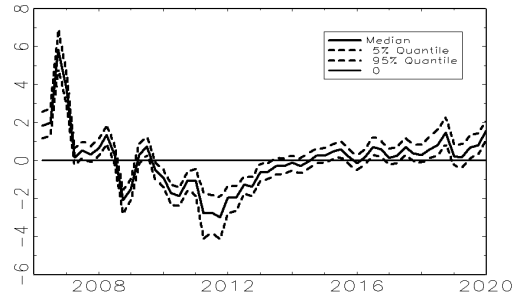
(g) 대전



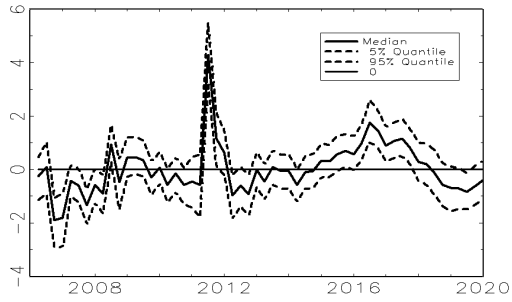
(h) 울산



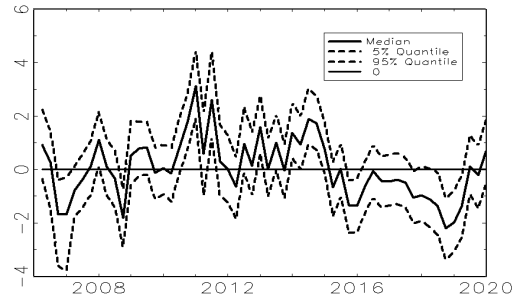
(i) 경기



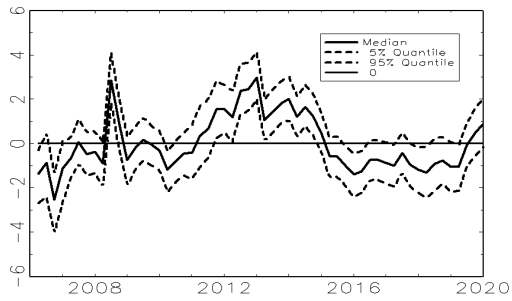
(j) 강원



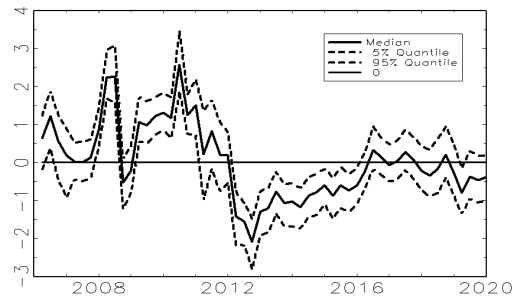
(k) 충북



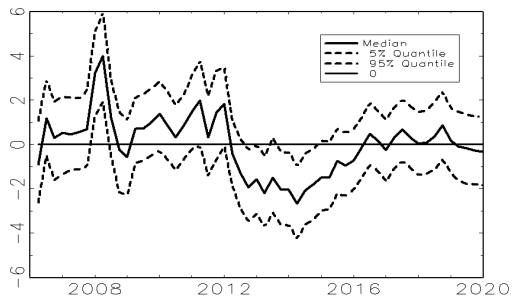
(l) 충남



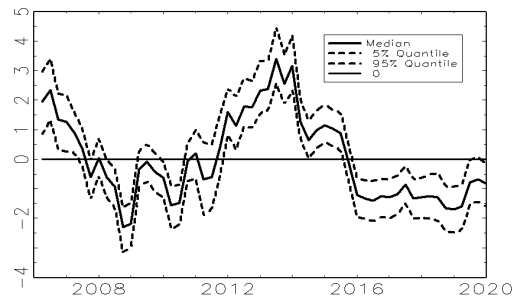
(m) 전북



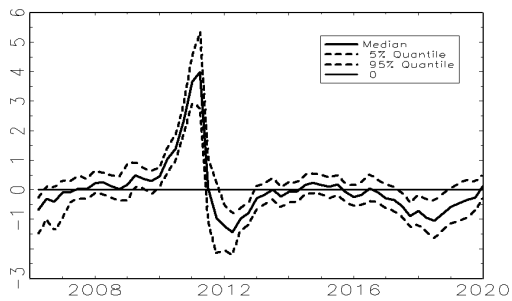
(n) 전남



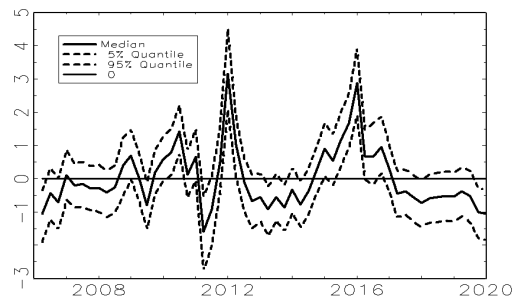
(o) 경북



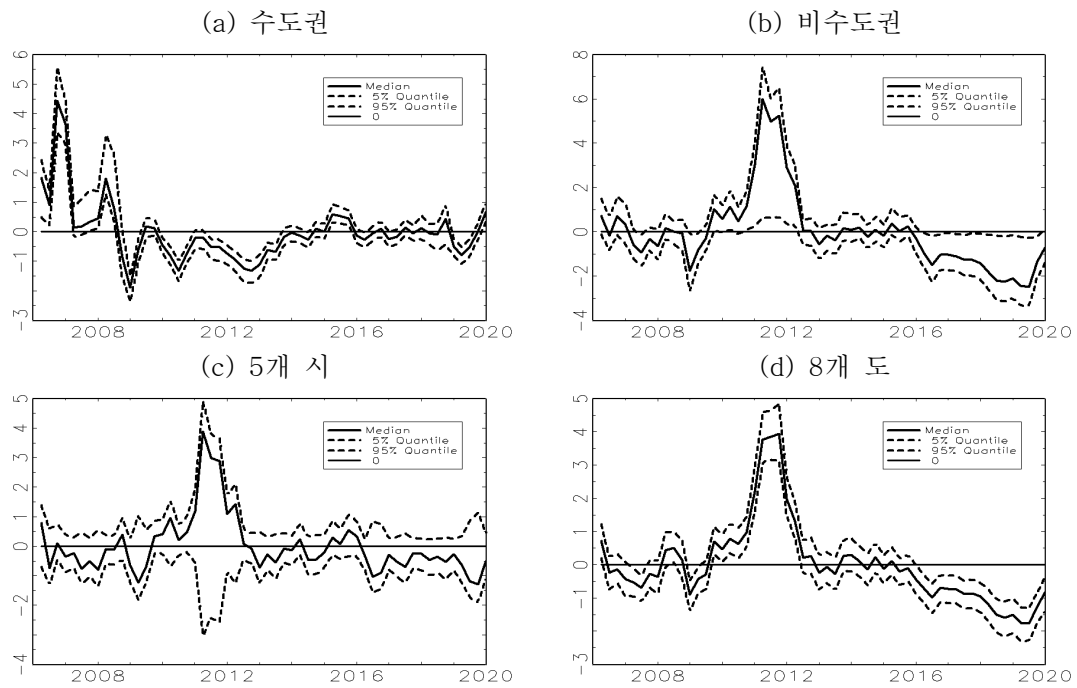
(p) 경남



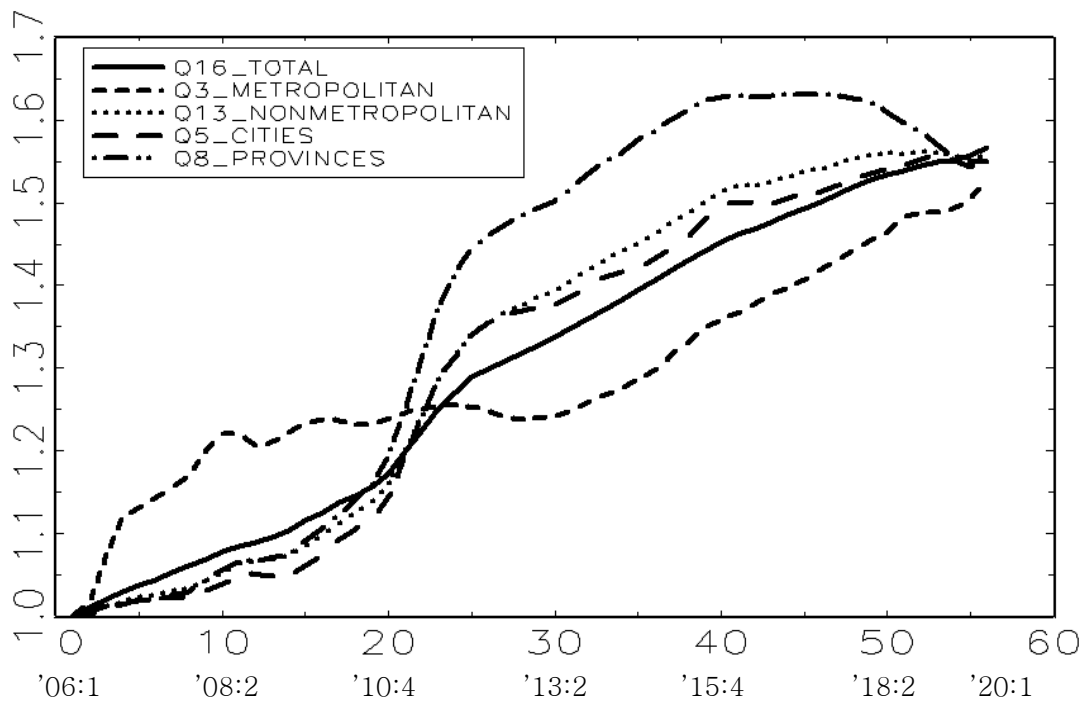
(q) 제주



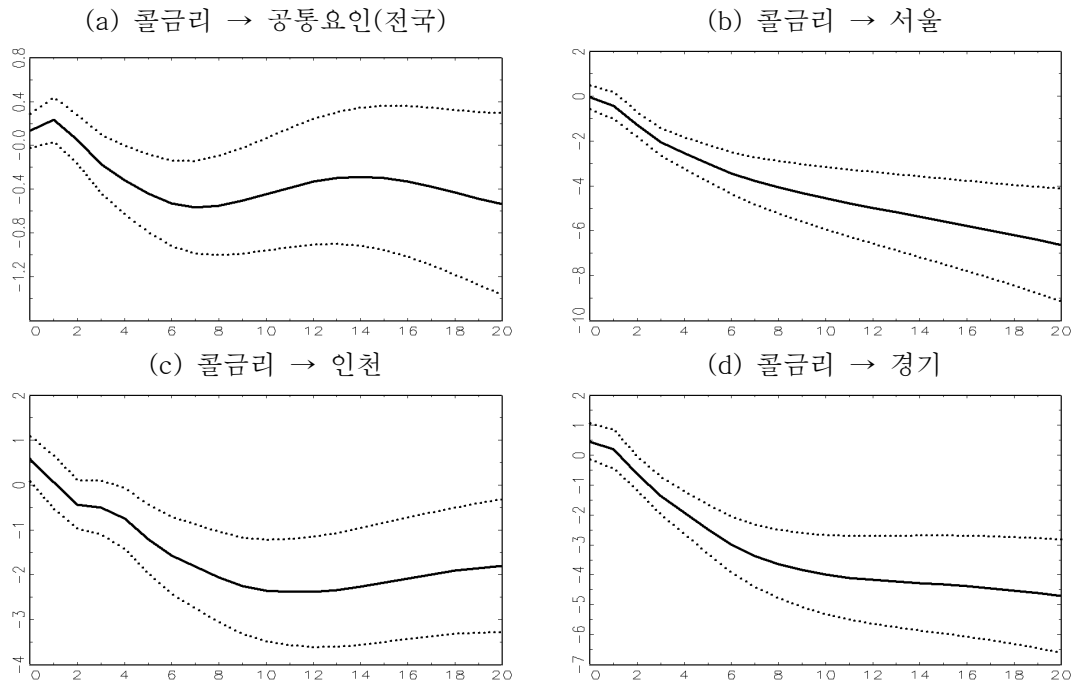
<그림 5> DFM의 공통요인 추정치



<그림 6> DFM 공통요인의 수준변수 변환치



<그림 7> 충격반응곡선(16개 시도)



<그림 8> 충격반응곡선(권역별 공통요인)

