

## 전국 및 지역요인에 의한 주택가격 동조화 현상\*

백인걸\*\* · 노산하\*\*\*

### 논문초록

본 연구는 총97개(특별·광역시의 71개구, 경기도의 26개시)지역의 주택가격을 국가 경제상황 및 정책에 의해 영향을 받는 전국요인과 지역시장의 고유특성에 영향을 받는 지역요인으로 나누어 주택가격의 동조화 현상을 분석하였다. 분석결과를 살펴보면 2004-2009년 기간에는 주택가격 변화율을 설명하는데 전국요인의 비중이 컸지만, 2015년 이후에는 지역요인이 주택가격 움직임의 많은 부분을 견인하는 모습으로 변모하였다. 특히, 지역요인의 영향력 증가는 비수도권에서 두드러지게 나타나 수도권과의 비동조화 현상이 심화되었음을 보여주었다. 패널 회귀분석에 의하면 지역의 높은 실업률 및 인구유출은 지역요인 분산분해를 증가시켰지만, 금리와 물가는 지역요인 분산분해에 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 따라서 주택정책의 목표범위를 전국을 대상으로 하는 것이 과거에 효과적이었다면 최근에 와서는 지역단위의 차별적 주택정책의 수립 및 관리가 필요한 것으로 보인다.

**핵심 주제어:** 주택가격, 비동조화, 동적요인모형

**경제학문헌목록 주제분류:** E3, R0, C4

투고 일자: 2019. 12. 9. 심사 및 수정 일자: 2020. 2. 28. 게재 확정 일자: 2020. 5. 15.

\* 본 논문은 주택금융연구원의 “수도권과 부산/울산 주택가격 비동조화 현상과 원인(2019)” 연구보고서 가운데 일부 내용을 보완 및 확장하여 작성되었으며, 본문의 내용 및 주장은 저자가 속한 연구원의 공식견해와는 무관한 견해입니다. 마지막으로 논문작성에 유익한 조언을 주신 한국주택금융공사 최영상 박사님 그리고 두 익명의 심사위원님께 감사드립니다.

\*\* 제1저자, 한국주택금융공사 주택금융연구원 부연구위원, e-mail: bigajou@gmail.com

\*\*\* 교신저자, 자본시장연구원 연구위원, e-mail: brownianoh@kcmi.re.kr

## I. 서 론

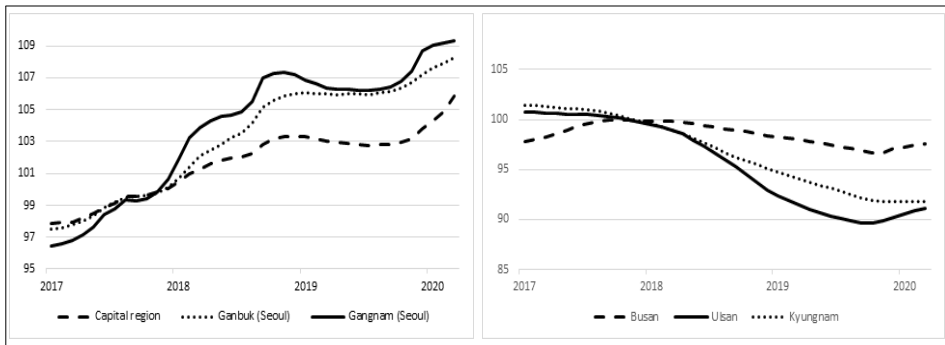
우리나라 가계의 자산구성에서 큰 비중을 차지하는 주택은 중요한 투자수단인 동시에 금융시장에서 가계 차입을 위한 담보의 역할을 한다. 따라서 주택가격 변동은 부의 효과 및 차입제약 효과 등 다양한 채널을 통해 가계의 소비수준 및 차입수준 등에 영향을 미친다. 또한 내구소비재인 주택은 장기적으로 주거서비스를 제공함으로써 경제주체의 효용에 영향을 줄 뿐만 아니라, 주택가격 변화에 따른 주택경기 변동은 기업의 건설투자에 영향을 주는 등 주택가격 변동은 거시경제의 경기순환을 발생시키는 요인으로 인식되고 있다(Leamer, 2007; Bernanke, 2008). 중요한 점은 주택은 동일한 상품으로 인식되더라도 일반재화와 달리 지역 간 직접적인 이동이 불가능하기 때문에 주택시장은 지역별로 이질성을 갖고 있으며, 주택가격은 지역별 특성을 반영하고 있다. 따라서 주택가격을 금리인상, 주택안정화 정책, 글로벌 경기침체에 따른 국내 경기 침체 등을 고려한 전국요인과 지역 경기 침체, 지역별 주택수급, 인구의 유출입, 지역 편의시설 등을 고려한 지역요인으로 나누어 분석하는 것이 주택시장을 이해하는 것과 함께 주택시장이 거시경제에 파급되는 경로를 이해하는데 필요하다고 할 수 있다(Del Negro and Otrok, 2007; Hernandez-Murillo, Owyang, and Rubio, 2017).

한국감정원이 제공하는 주택매매가격지수를 지역별로 나누어 제시한 <Figure 1>을 보면 2017년을 기점으로 서울 강남지역을 중심으로 주택가격이 상승하였고 서울 강북지역과 함께 교통접근성이 높은 수도권지역으로 주택가격 상승이 나타났다. 이러한 흐름에 맞춰 대구, 대전, 광주의 주요거점을 중심으로 간헐적인 주택가격 상승이 포착되기도 했다. 주택가격 상승에 대해 정부는 주거안정이라는 가치를 전면 에 올리며 금융·조세·주택시장 전반에 걸친 수요억제정책과 서울 주변의 3기신도시 개발계획, 서울 내 용적률 규제완화 등을 통한 공급확장정책을 발표하며 가격안정화를 도모하였다. 이렇듯 최근 한국이라는 주택시장 안에서 수도권을 중심으로 주택가격은 상승세를 보인 반면, 기타 지역은 같은 기간 동안 주택 공급과잉, 기반산업의 침체 등으로 인해 가격하락이라는 냉각상태가 지속되고 있는 정반대의 상황이 나타나고 있다.

이렇듯 주택시장에서 공간적 차별성을 가지고 가격변화의 방향이 서로 다르게 나타나는 현상을 흔히 가격의 비(탈)동조화 현상이라고 한다. 서로 다른 지역의 주택

가격 변화율이 장기 추세를 벗어나 한쪽은 상승, 다른 쪽은 하락을 하는 비동조화 현상은 비단 최근의 일이 아니다. 2004년 이후 종합 주택매매가격지수의 흐름을 보면, 두 지역의 주택가격은 시간의 흐름에 따라 크게 3가지 시점별로 교차적 급등락 현상을 반복하며 비동조화 현상을 보이고 있다. 수도권은 2007년 상승, 2013년 하락, 그리고 2018년 상승기를 경험하였다. 반면, 영남권에 속한 부산의 경우 2005년 소폭 침체, 2013년 대세상승, 그리고 2018년 하락함을 보였으며, 울산은 2005년 이후 시기별로 수도권과 반대의 주택가격 흐름을 보여주고 있다. 주택가격의 시계열 흐름을 단순히 육안으로 분석하더라도 전국 대표지역의 가격흐름은 시기별 · 지역별로 서로 다른 양상을 보여주었다.

〈Figure 1〉 Nominal housing price in Seoul capital area and Kyungnam area



Notes: Seasonally-adjusted House prices from Korea Appraisal Board.

지역 차별성을 반영한 정책입안은 지역경제 활성화 및 주택시장 나아가 거시경제 안정이라는 사회가치와 직결되는 필수적인 요소이기에 지역별 차이를 이해하기 위해 보다 엄밀한 (비)동조화에 대한 정의와 연구가 요구된다. 실제 주택가격의 움직임은 주택시장 고유의 수급변화와 같은 내적요인과 정부규제 등의 외적요인에 의해 결정되며, 이러한 요인들에 대해 지역주택시장이 반응하는 상대적인 크기와 방향성이 결국 동조화와 비동조화를 결정짓는 요인이 된다. 따라서 주택시장의 동조화는 주택가격의 움직임만으로 판별하기 보다는, 전 지역의 주택가격의 변화를 설명하는 특정 요인들의 지역별 영향력을 고려하여 판별해야할 필요가 있다. 만약 동조화를 주택가격이 진행되는 방향에 초점을 두고 주택가격이 같은 방향으로 움직이면 동조화, 다른 방향으로 움직이면 비동조화라고 규정한다면 정책의 목표를 잘못 설정하

여 의도하지 않은 결과를 낳을 수 있다.

본 연구에서는 주택가격 변화율에 대한 전국 및 지역요인을 Otrok and Whiteman (1998)의 동적요인모형 (Dynamic factor model)을 적용하여 분리 추출하여 지역 간 비동조화 현상을 분석하였으며, 잠재요인 추정결과를 바탕으로 지역요인 강화요인을 밝히고자 지역을 기준으로 패널회귀모형을 추정하였다. 동적요인모형의 장점 중 하나로 주택가격 변동성 확대의 원인이 전국요인에 의한 동조화 현상인지 혹은 단지 지역요인에 국한된 현상인지 판단이 가능하다는 것이다. 예를 들어 A와 B의 두 인접한 지역의 부동산이 급등하였다고 가정하자. 일반적인 시각에서 이것은 두 지역의 동조화가 발생하여 주택가격이 상승한 것으로 볼 수 있다. 하지만 A지역의 상승 대부분은 전국적 사건에 의한 전국요인이 상승에 기여한 바가 크고, B지역의 경우 지역 주택시장의 수급상황 변화에 기인한 지역요인에 변화에 의해 주택가격이 변화하였다면, 두 지역은 비록 육안 상으로는 동조화 되었지만 실제로 전국적 요인에 의한 동조화가 아니기에 정책적으로 다른 접근법이 필요할 것이다.

주택가격의 동조화 현상에 대한 국내 선행연구는 1) 동조화/비동조화 식별 혹은 2) 동조화/비동조화 결정요인 판별로 나뉜다. 첫 번째 식별에 관한 연구는 지역별 주택가격 간의 상관관계 혹은 다중 시계열 모형을 사용하여 공통된 지역별 주택가격 움직임을 규명하는 연구가 주를 이룬다(이용만·이상한, 2004; 황상연·차경수, 2014). 하지만 위 연구들은 주택가격에 내재되어 있는 동조화(전국) 요인과 비동조화(지역) 요인에 대한 구분 없이 현상을 판별한 한계를 가지고 있다. 본 연구와 가장 관련이 있는 연구로 박영준·김기호(2017)는 수도권을 8개의 하위지역으로 분류하여 수도권 주택시장의 동조화 현상을 분석하였다. 하지만 분석 대상이 수도권에 한정되어 있어 비수도권의 동조화 현상을 고려하지 않고 있다. 다음으로 동조화 결정요인에 관한 연구로는 신용상(2015)이 있다. 이 연구에서는 수도권과 비수도권 지역 간 비대칭적 주택가격 변화에 영향을 주는 요인으로 전세가, 지역 소득수준, 주택 잠재수요 및 구매력 수준, 미분양주택 수 등을 꼽았지만, 지역 간 주택가격의 비동조화를 가정하고 요인을 분석하였기에 실제 판별된 요인들이 비동조화 자체를 결정하는 요인인지 주택가격 흐름을 결정하는 요인인지 말하기는 불확실하다. 동조화에 대한 해외연구는 주로 세계화로 인한 각국의 통화정책, EU의 통화통합, 무역자유화, 국제신용시장의 확대, 지정학적 불확실성 공유 등의 경제통합을 연결고리로 하여 국제 주택시장 간의 동조화 작동기제를 밝히고자 하였다(조무상·이종하,

2018).

본 연구의 나머지 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 전국요인과 지역요인을 식별하는 계량모형을 설명하겠고 다음으로 제Ⅲ장에서는 조사자료와 더불어 계량모형과 선도지역간의 관계를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 추정된 전국 및 지역요인을 바탕으로 주택가격 상승률의 동조화 흐름과 패널회귀모형을 통한 지역요인 변동 요인 그리고 지역요인 강화원인을 분석하였다. 마지막으로 결론과 시사점으로 마무리하였다.

## Ⅱ. 계량모형

본 연구의 분석방법은 크게 지역 단위로 동조화를 유발하는 요인을 추출하는 단계와 추출된 요인을 바탕으로 통계적 추정을 하는 단계로 구성되어 있다. 보다 자세하게는 각 행정단위 주택가격의 움직임을 설명하는 요인을 전국요인과 지역요인으로 나누어 분리추출하기 위해 상태공간모형의 형태를 가진 시계열 모형을 사용한다. 일반적인 선형회귀모형과 같이 설명하고자 하는 대상이 단지 국가 혹은 지역의 거시경제변수와 주택시장 고유의 수급관련 자료 등의 몇 가지 독립변수에 의해 결정된다는 제한적인 가정을 피하고자 공통요인을 주택가격 상승률 자체에 내재되어 있는 잠재요인으로 설정하여 전국 및 지역요인을 추정하였다. 다음으로 추정된 전국요인과 각 지역요인을 바탕으로 시간의 흐름에 따라 변화되어 온 각 지역 주택가격의 동조화와 비동조화 현상을 추정된 상태공간모형을 활용해 분석하여 본다.

잠재요인을 추출하기 위해 Otrok and Whiteman(1998)이 고안한 베이지안 기법을 적용한 동적요인모형을 사용한다. 모형의 주목적은 총 97개의 최소 행정단위 지역 주택가격 변화율로부터 주택 매매가격에 내재되어 있는 전국 공통요인과 기타 지역적 요인을 독립성을 보장한 채 분리하는 것이다. 모형에서 기본적으로 관찰 가능한 변수인 주택가격 변화율( $y_{n,t}$ ,  $n = 1, \dots, N$ ,  $t = 1, \dots, T$ )은 전국요인( $f_t^0$ ), 권역요인( $f_t^r$ ,  $r = 1, \dots, R$ ), 고유충격( $\epsilon_{n,t}$ )의 선형결합으로 구성되어 있다고 가정하며 시계열 프로세스는 아래와 같이 식 (1)과 (2)로 표현된다.<sup>1)</sup>

1) 본 연구의 분석지역은 6대 특별·광역시(서울, 부산, 대구, 대전, 광주, 인천)의 구단위와 경기도의 시단위로 한정하였다( $R=8$ ). 이렇게 분류를 하여 서울 25개구, 부산 15개구, 대

$$y_{n,t} = \beta_n^0 f_t^0 + \sum_{r=1}^R \beta_n^r f_t^r + \epsilon_{n,t} \quad (1)$$

$$f_t^r = \phi_1^r f_{t-1}^r + \dots + \phi_q^r f_{t-q}^r + u_t^r, u_t^r \sim N(0,1), r = 0,1,\dots,R \quad (2)$$

요인계수 (Factor loading) 인  $\beta_n^0$  과  $\beta_n^r$  은 각각 전국요인과 권역요인에 대한 민감도를 나타내며, 서로 다른 지역과 독립성을 유지하기 위해 권역요인계수 ( $\beta_n^r$ ) 값은 시구단위  $n$  이 지역  $r$  에 포함되지 않으면 0의 값을 가진다고 가정한다. 예를 들어, 부산 해운대구의 권역요인 값에 의해 부산 이외의 지역의 주택가격 변화율이 결정되지 않는다는 것을 말한다.

식 (1)의 모든 잠재요인들은 식 (2)와 같은 AR(q) 과정을 따른다고 가정하였다. 특히 식 (1)에서 요인계수와 잠재요인이 곱의 형태로 결합되어 있기 때문에 각각의 부호(Sign)와 크기(Scale)를 고려하여 분리 식별하는 것에는 방법론적인 한계가 존재한다. 따라서 식별의 문제점을 해결하기 위해 추정 모수에 사전적 제약을 주어야 하는데 이때 쓰일 수 있는 방법이 두 가지가 있다. 첫 번째는 임의로 선택된 지역의 전국 요인계수 ( $\beta_n^0$ )를 1로 고정시키는 방법이다. 이 방식으로 추정된 잠재요인은 주택매매가격 변화율로 바로 해석되지만, 요인계수를 상수로 고정시킨다면 잠재요인에 대한 불안정한 사후분포를 형성할 수 있는 맹점이 있다(Waggoner and Zha, 2003). 두 번째 해결방법은 오차항 ( $u_t^r$ )의 분산은 1로 정규화하고 주택가격 선도지역 요인계수 ( $\beta_n^0$ )의 부호를 양의 값으로 제약하는 것이다(Sargent and Sims, 1977; Stock and Watson, 1989, 1993; Kose et al., 2003). 이 방식의 유일한 단점은 추정된 잠재요인 자체의 값에 어떠한 경제적 의미를 두기 힘들다는 것이지만, 잠재요인과 추정계수의 곱 ( $\beta_n^0 f_t^0$ )은 전국요인이 지역 주택매매가격 변화율에 기여하는 요소로 해석되기에 본 연구에서는 식별문제 해결을 위해 두 번째 방식을 사용한다.

$$\epsilon_{n,t} = \phi_{n,1} \epsilon_{n,t-1} + \dots + \phi_{n,p} \epsilon_{n,t-p} + u_{n,t}, u_{n,t} \sim N(0, \sigma_n^2) \quad (3)$$

---

구 8개구, 인천 8개구, 광주 5개구, 대전 5개구, 울산 5개구, 경기 26개시로 총 지역 수는 97개이다 ( $N=97$ ). 식 (1)의 주택가격 변화율 ( $y_{n,t}$ )는 평균값을 제거한 값이다.

고유충격( $\epsilon_{n,t}$ )은 AR(p) 프로세스를 따르며 식 (3)과 같이 표현된다. 동적요인모형은 전국 혹은 지역 동조화 요인( $f_t^0$ 와  $f_t^r$ )과 지역자체의 충격( $\epsilon_{n,t}$ )을 분리하는 것을 목적이기에 잠재요인과 충격의 오차항은 독립적이라는 것이 중요한 가정이다. 만일 한 지역의 고유충격 프로세스의 오차항이 잠재요인 혹은 다른 지역의 오차항과 상관관계를 가지고 있다면, 추정된 잠재요인이 지역(광역시 구 혹은 경기도 소규모 시) 고유의 특징을 담지 못하게 된다. 전국요인과 권역요인 오차항의 직교성은 식 (4)와 같이 표현된다. 고유충격 프로세스와 마찬가지로 이 가정이 유지되지 않는다면 잠재요인 간의 고유한 특징을 담을 수 없게 된다.

$$E[u_t^r u_t^s] = 0 \text{ for all } r, s, t \quad (4)$$

여기서 주목해야 하는 사항은 그렇다면 동적요인모형을 통해 추출한 전국요인 혹은 권역요인이 전국 혹은 지역 주택 매매가격지수와와의 차이점이 무엇인가 하는 것이다. 주택 매매가격지수가 계산과정에서 전국적 혹은 지역적 공통요인을 담고 있는 것을 고려할 때 동적요인모형을 통해 잠재요인을 추출하는 것이 불필요한 작업일까? 최근 주택가격 비동조화 현상이 전국적 요인에 의한 현상인지 아니면 지역적 요인에 의한 특성인지는 매매가격 지수만으로 분석가능하지 않을까? 이에 대한 답을 구하기 위해 제본스 지수(Jevons index) 작성법을 적용한 한국감정원에서 제공하는 매매가격지수의 구조를 살펴보면, 주택매매가격지수 상승률은 작은 단위 구역의 가중치와 그 성장률의 가중평균으로 도출된다.<sup>2)</sup> 이 수식을 기본적인 동적요인 모형에 적용하면 아래의 식 (5) 같다.

$$\sum_n w_n y_{n,t} = (\sum_n w_n \beta_n^0) f_t^0 + \sum_n w_n (\sum_{r=1}^R \beta_n^r f_t^r + \epsilon_{n,t}) \quad (5)$$

이 식에 따르면 마지막 항인  $\sum_n w_n (\sum_{r=1}^R \beta_n^r f_t^r + \epsilon_{n,t})$ 가 영에 가까운 값을 가질 때만 전국요인과 전국 주택 매매가격지수 간에 완벽한 상관관계를 가진다. 하지만 이

2) 주택 매매가격지수의 변화율은  $y_t = \sum w_n y_{n,t} (n=1, \dots, N)$ 이며  $w_n$ 은 지역별 주택재고량을 고려한 가중치,  $y_{n,t}$ 는 더 작은 단위지역의 매매가격 변화율이다.

러한 경우는 각 지역에 대한 가중치가 매우 작아 대수의 법칙(Law of Large numbers)에 의해 고유충격요인이 사라지는 경우이기에 현실에서는 적용되기 힘들다. 왜냐하면 가중치는 재고주택수를 기준으로 정하기에 서울 혹은 경기도 특정지역의 경우 이 값이 상당히 클 수밖에 없기 때문이다. 따라서 만일 전국 그리고 지역 고유의 주택시장의 특성을 연구하는 목적으로 주택가격 지수를 사용한다면 가중치가 높은 지역에 편중된 분석결과를 도출할 것이다. 그렇기에 본 연구는 동적요인모형을 통해 지역별 재고주택수에 의한 가중치를 고려하지 않아도 되는 잠재요인을 추출하는 것에 목적을 둔다.

본 연구는 또한 각 지역 주택가격변화율( $y_{n,t}$ )의 움직임을 전국요인에 대한 분산 분해 식 (6)을 추정하여 전국요인이 특정기간 동안 지역주택가격의 변동성에 미치는 영향력 정도를 분석한다. 분산분해는 각 지역에 대해 총 조사기간(2004Q1~2018Q4) 그리고 우리의 관심기간인 동조화와 비동조화의 강도가 변화하는 것을 기준으로 하여 3기간으로 나누어 분석한다.

$$v_n(t_0, t_1) = \frac{\sum_{t=t_0}^{t_1} (b_n^0 f_t^0)^2}{\sum_{t=t_0}^{t_1} (b_n^0 f_t^0)^2 + \sum_{t=t_0}^{t_1} (b_n^r f_t^r)^2 + \sum_{t=t_0}^{t_1} \epsilon_{n,t}^2} \quad (6)$$

동적요인모형을 결정하는 잠재요인, 요인계수, 충격프로세스 관련 모수의 사후 분포를 추정하기 위해 Otrok and Whiteman (1998)을 바탕으로 베이지안 추정기법인 마코브 연쇄 몬테카를로(Markov Chain Monte Carlo(MCMC)) 방법을 사용한다. MCMC방법은 모수집단의 조건부 사후분포(Conditional posterior distribution)와 마코프 체인을 이용하여 연속적으로 반복하여 샘플링하는 방식이다. 이 방식은 모든 모수의 결합사후분포(Joint posterior distribution)를 모르더라도 조건부 사후분포를 알고 있다면 각 모수집단의 조건부 사후분포를 이용하여 연속적 반복 샘플링 기법을 통해 추출된 샘플은 결합사후분포에서 추출한 샘플과 점근적으로 같아진다는 통계적 이론을 이용한다. 관심모수 추정을 위한 샘플링을 하기 위해 우선 모수를 잠재요인(전국요인, 권역요인)으로 구성된 잠재요인집단과 다른 기타 모수집단(이하 모수집단)으로 나눈다. 첫 단계로 Chib and Greenberg (1995)의 방법을 바탕으로



잠재요인집단을 조건부로 하여 식 (1)의 요인계수( $\beta_n^0$ ,  $\beta_n^r$ )를 샘플링하고 AR(p) 과정을 따르는 오차항의 회귀모형에서  $\phi_{n,p}$ 와  $\sigma_n^2$ 을 샘플링한다. 모든 오차항이 독립적이라는 가정에 따라 샘플링은 각 지역에 상응하는 식마다 시행하면 된다. 같은 과정을  $\phi_q^r$ 에 적용하여 샘플링한다.<sup>3)</sup> 두 번째 단계로 앞 단계에서 추출한 모수집단을 조건부로 하여 모든 잠재요인을 추출한다. 모수집단을 조건부로 하면 앞서 언급된 모형은 상태공간모형을 따르기에 Carter and Kohn(1994)의 기법을 따라 잠재요인을 추출한다.

모든 시계열적 요인과 모수의 사후분포를 추정하기 위해 사전분포(Priors)는 Kose et al. (2003)의 기본적 형태를 따른다고 가정한다.  $\beta^{r,n}$ 의 사전분포는 평균 1, 분산 1인 정규분포를 따르며, 고유충격의 오차항은 모수 12와 0.002인 역감마 분포를 따른다. 모든 AR과정의 첫 번째 시차에 상응하는 계수에 대한 사전분포는 평균 0, 분산 1인 정규분포를 따르며 시차가 늘어갈수록 그에 대한 분산은 0.5의 승수를 거치며 감소한다. 잠재요인 AR과정의 시차( $q$ )는 3이며 고유충격 과정의 시차( $p$ )는 2를 따르며, 마지막으로 모든 사전분포는 상호 독립적이라고 가정한다.

### III. 조사자료

주택가격 상승률은 한국감정원에서 제공하는 주택가격 매매지수를 사용하였다. 주택가격 매매지수는 임대주택을 제외한 전국의 재고 아파트와 거래 가능한 연립주택 및 단독주택을 대상으로 총 27,502호의 표본으로 작성되었다. 계량모형을 다룬 장에서 설명하였듯이 주택가격매매지수는 제본스 지수 방법론을 적용하여 최소공표 단위지수를 특정시점의 조사가격을 기준으로 기하가중평균 방식으로 산출한 후, 같은 방법으로 광역단위의 주택가격매매지수를 계산한다. 한국감정원의 부동산통계 정보는 총176개의 시군구에 대한 종합 주택가격매매지수를 제공하나 본 연구의 분석지역은 서울을 포함한 6대 광역시(부산, 대구, 대전, 광주, 인천, 울산)의 구단위와 경기도의 시단위로 한정하였다. 이렇게 분류를 하여 서울 25개구, 부산 15개구, 대구 8개구, 인천 8개구, 광주 5개구, 대전 5개구, 울산 5개구, 경기 26개시로 총 지역 수는 97개이다.

3) 모수들의 조건부 사후분포는 Otrok and Whiteman(1998)을 참고한다.

조사기간은 2004년 1분기부터 2018년 3분기까지이며 2000년대 수도권, 2010년대 초기 경남권 및 2017년 이후 수도권과 비수도권의 주택가격 상승기를 포함시켰다. 데이터 시작기간이 1986년인 KB 주택가격지수를 사용하여도 되나 KB 주택가격지수의 경우 제공되는 행정구역의 수가 한국감정원에 비해 제한적이며 지역에 따라 시계열 시간이 짧기에, 데이터 구조가 일관성이 있으면서 많은 지역을 다룰 수 있는 한국감정원 데이터를 사용하였다. 또한 본 연구의 목적은 최근에 발생하는 지역 주택가격들 간의 상호 의존성을 분석하는 것이기에 한국감정원의 주택가격매매지수가 KB 혹은 다른 출처의 자료보다 데이터의 구조적 일관성과 다루는 지역의 다양함 측면에서 우월성을 가지고 있다고 판단된다.

동적요인모형의 식별문제 해결방안 중 오차항의 분산에 대한 제약과 더불어 요인계수의 부호에 대한 제약이 필요하다. 요인계수 부호제약 조건은 전국의 거점지역(1개)과 각 시 혹은 도 지역의 거점지역(8개)을 선정하여, 이 지역의 요인계수는 양의 값이라는 제약조건을 준다. 거점지역 선정에는 가구원수, 선정지역의 지정학적 중요성, 혹은 계량적 선택 등 여러 가지 방법이 있다. 황상연·차경수(2014)는 비록 서울 구단위 행정구역을 모두 활용하지 않았지만 강남지역의 경우 외환위기 이후 전국적 주택가격을 선도하는 거점이라고 계량적으로 밝혔다. 이 외에 국내연구에서 거점지역 선정보다는 선도지역을 서울 특히 강남이라고 가정하고 이 지역과 타지역간의 상관관계 혹은 공적분관계를 추정하는 연구(이용만·이상한, 2004)가 주를 이룬다. 따라서 이 연구는 계량적으로 밝혀진 서울의 강남을 전국 선도지역으로 설정하였으며 기본모형에서 서울을 제외한 다른 지역의 경우 가구원수가 많을수록 풍부한 수요로 인해 거래가 활발할 것이라고 판단되어 이를 기준으로 하여 부산 해운대구, 대구 수성구, 인천 부평구, 광주 광산구, 대전 서구, 울산 남구를 거점지역으로 선정하였다.<sup>4)</sup> 이렇게 선정된 지역을 대상으로 하여 전국 거점지역의 요인계수와 각 지역의 거점지역 요인계수의 부호가 양이 되도록 제약을 주었다.

총 97개 지역의 월별 주택매매가격지수를 분기 데이터로 변환한 뒤 지역별 소비자 물가지수를 사용하여 실질화하였으며, 로그차분한 연간 상승률을 모형에 적용하였다. 지역 간 주택가격 상승률의 관계는 <Figure A. 1>의 상관계수 열도표(Heat map)를 통해 나타내었다.

4) 전국 선도지역을 강남에 포함된 타 지역과 지역 선도지역을 무작위로 변경하여도 잠재요인 추정결과와 강건함을 보였다.

## IV. 분석결과

### 1. 주택가격과 잠재요인

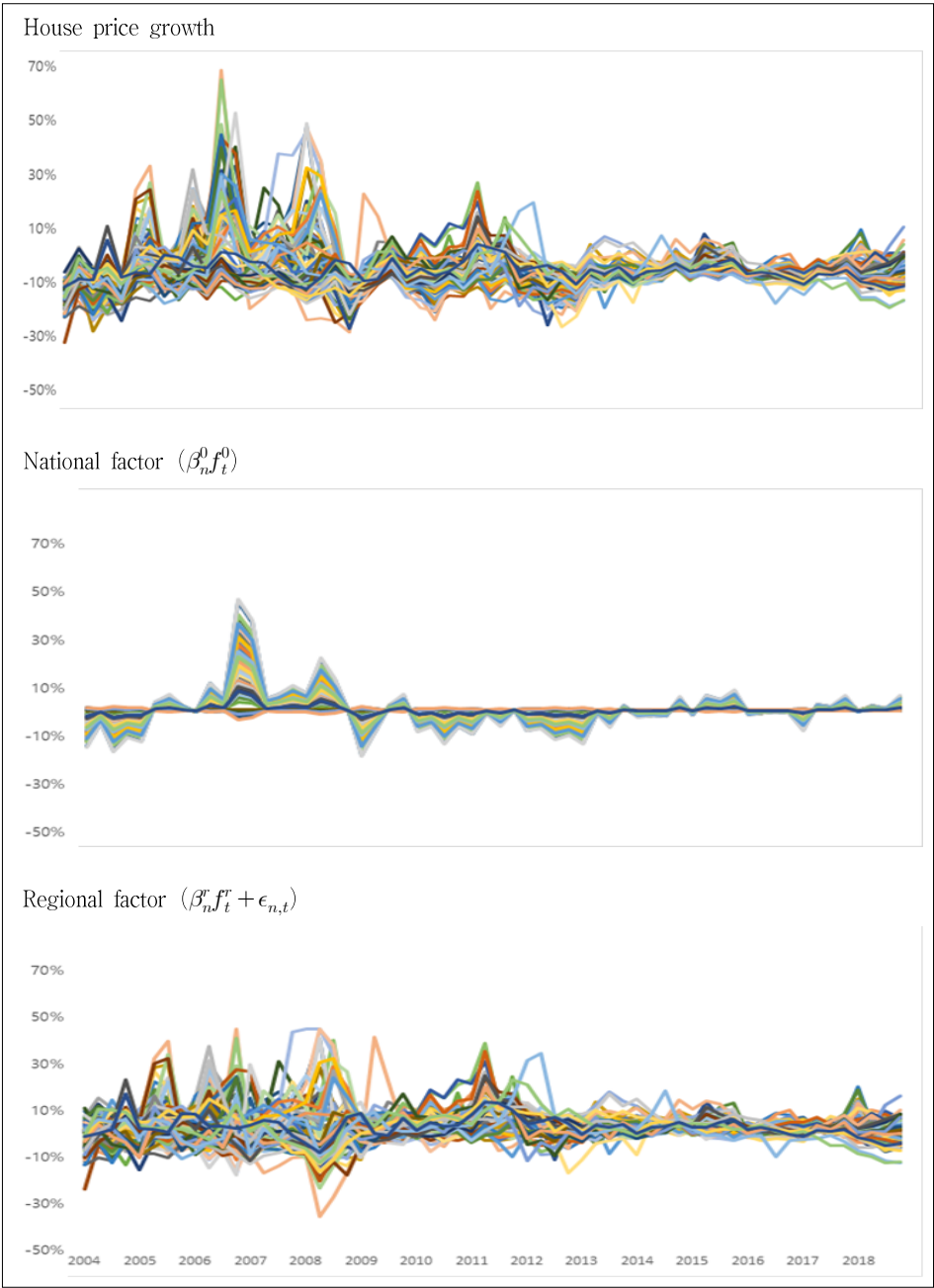
동적요인모형에 의해 총 97개 지역의 주택가격 상승률은 전국요인, 권역요인 및 고유충격으로 분해된다. 추정된 전국요인과 권역요인은 각 요인에 대한 민감도를 나타는 요인계수와와의 결합하여 각 잠재요인이 주택가격 상승률에 기여하는 정도를 보여준다. 예를 들어 서울 강남구의 주택가격 변화율 중 전국요인의 기여도는 추정된 전국요인( $f_t^0$ )과 이에 상응하는 민감도인 요인계수( $\beta^{0\text{강남}}$ )의 곱으로 결정되며,  $\beta^{0\text{강남}}f_t^0$ 의 시계열은 전국요인이 강남구 주택가격 변화율에서 기여하는 부분의 시간적 변화를 보여준다. 위와 같은 방식으로 권역요인이 주는 기여도 또한 결정된다. 계량모형에 의해 권역요인과 최소행정단위의 고유충격이 추정되었지만, 고유충격 역시 세부 지역의 요소로 인식되고 또한 권역요인과 고유충격의 주택가격 상승률에 대한 기여도가 비슷하기에 여기서부터는 권역요인과 고유충격 기여도의 합( $\beta_n^r f_t^r + \epsilon_{n,t}$ )을 지역요인으로 정의하여 전국요인과 비교하여 분석을 진행한다.<sup>5)</sup>

〈Figure 2〉는 각 지역의 주택가격 상승률과 함께 위에서 정의된 전국요인 및 지역요인이 주택가격 상승률에서 차지하는 기여부분의 시계열을 통합적으로 보여주어 전국 주택가격을 설명하는 각 요인의 상대적 크기를 비교할 수 있게 나타내었다. 비록 지역요인의 역할이 전 기간에 걸쳐 매매가격 움직임에 많은 부분을 설명하지만, 주목할 점은 전국요인 또한 지역 주택가격의 상당 부분을 설명하며 시기별로 명확한 방향성을 가지고 있다는 것이다.<sup>6)</sup>

5) 전국요인과 지역요인의 영향력은  $\beta^{0_n} f_t^0$ 와  $\beta_n^r f_t^r + \epsilon_{n,t}$ 의 추정된 사후분포의 중앙값을 사용하였다.

6) 〈Figure 2〉에서 말하는 요인들은 요인계수와 결합된 값으로 주택가격 변화율에 대한 영향력을 의미한다. 이하 의미상 혼돈이 있는 경우를 제외하고 요인이라는 용어를 사용한다.

〈Figure 2〉 House price growth and contributions of national and regional factors



Notes: The middle chart shows the impact of national shocks. The bottom chart shows the joint impact of regional and idiosyncratic shocks. For all estimated quantities, we show the median of the posterior distribution.

제1기(2004:Q1~2009:Q4)에는 주택가격 상하 변화 폭이 상당히 크다. 1998년 경제위기 이후 지연되었던 주택 수요가 살아나기 시작하면서 2002년까지 주택시장을 활성화시켰지만, 표본기간 초기인 2004~2005년은 2002년 주택시장 안정화 대책의 영향으로 인해 전국적으로 가격 하락을 경험하였다. 신용상(2015)에 의하면 2000년대 중반 이후부터 글로벌 금융위기 전까지 서울을 포함한 많은 지역의 주택 매매가격이 상승하였으며, 2000년대 중반 이후부터 수도권과 비수도권 지역의 주택가격 간에 시기별 탈동조화 현상이 발생하기도 했다. 이러한 주택시장의 전체적인 흐름이 제1기의 전국요인 움직임에서 잘 나타난다는 것을 확인할 수 있다. 대전과 같은 일부 지역에서 전국요인의 흐름과 반대인 지역이 있지만, 대부분의 지역에서 주택시장의 주요 흐름과 전국요인의 움직임이 일치되는 점은 제1기 동안 주택가격 변화의 많은 부분이 전국요인에 의해 견인되었음을 보여준다. 하지만 전국요인의 설명력이 상대적으로 높음에도 불구하고 지역요인의 중요성이 줄어든 것은 아니며, 지역요인 또한 전국요인에 의해서 설명되는 부분 이외의 주택가격의 변동에 많은 부분 기여를 하였다.

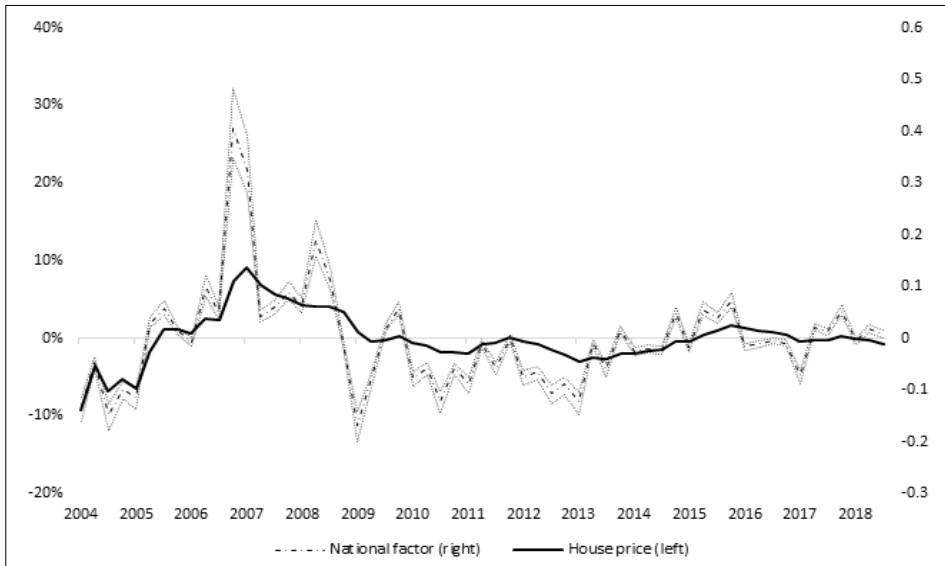
제2기(2010:Q1~2015:Q2)는 전국요인에 의해 하방압력이 있는 가운데 지역요인의 역할이 상대적으로 두드러지기 시작한 시기이며 이는 지역별로 상이한 주택가격 변화가 나타나게 하는데 기여하였다.<sup>7)</sup> 세부적으로 전국요인으로 인해 주택가격에 하방압력이 있음에도 불구하고 비수도권(부산·대구·광주·대전·울산·경남) 중심의 지역요인 상승으로 인해 주택가격의 비동조화 현상을 보이고 있는 시기이며 이는 신용상(2015)에서 언급하는 바와 같이 탈동조화가 본격화되는 시기와 유사한 흐름을 보인다. 이러한 지역요인의 강화로 인해 제2기 동안 전국요인의 영향력은 비수도권을 중심으로 점차적으로 축소되었으며, 이 시기 후반에는 전국요인의 역할이 많이 축소된다.

제3기(2015:Q3~2018:Q3)에는 주택가격 변동성이 이전 기간에 비해 안정기에 들어갔으며 이러한 변동성의 감소는 상대적인 전국요인의 역할이 감소하였기 때문이다. 따라서 제3기의 주택가격 흐름은 전국요인에 의한 것이 아니라 지역의 이질적인 부동산시장의 흐름에 의해 주도되는 시기이기에, 전국요인 하방압력이 존재하며 가격의 비동조화가 보이는 제2기 모습과는 전혀 다른 성격의 비동조화라 할 수

7) 이 기간 동안 전국요인은 대부분의 지역 주택매매가격 변동에 음의 파급효과를 가지나 광주·광산구, 대전 중·유성·대덕구의 경우 소폭의 양의 효과를 나타내었다.

있다.

〈Figure 3〉 Real housing price growth and national factor



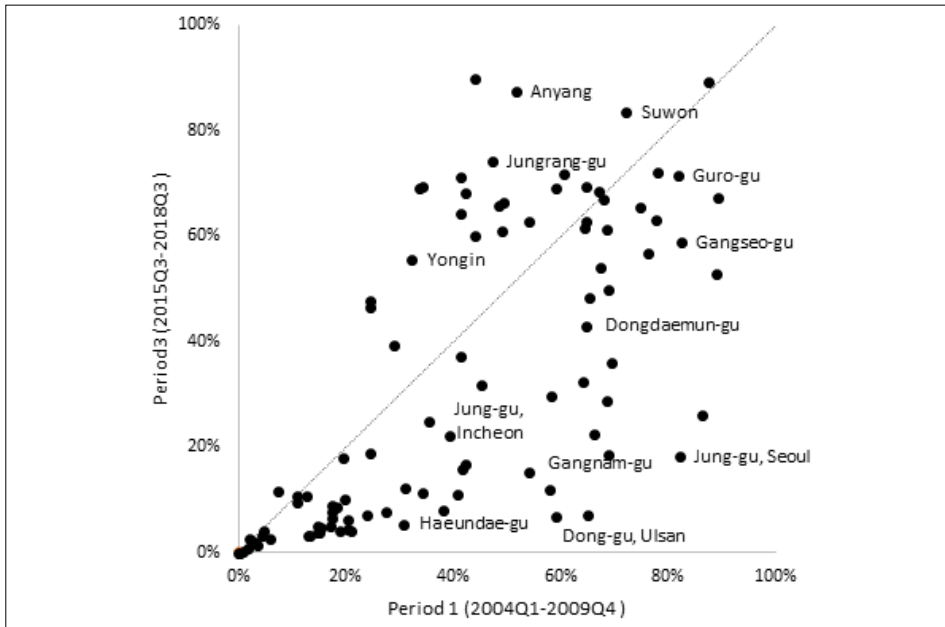
## 2. 주택가격 분산분해 분석

주택가격 변화를 설명하는 전국요인의 상대적 중요성을 분석하기에 앞서 우선 〈Figure 3〉은 전국주택가격(실선)과 전국요인 사후분포의 중앙값(굵은 점선), 그리고 16-84% 신용구간(가는 점선)을 보여준다. 전국주택가격의 경우 재고주택량이 많은 지역의 가중치에 의해 지수가 결정되는 경향이 큼에도 불구하고 전국요인과 상당히 밀접하게 변화하는 것이 관찰된다. 특히 육안으로 두 수치의 동조화 정도는 제1기에 상당히 높았으며 상관계수는 0.79에 이른다. 하지만 제2기에 접어들면서 동조화 정도는 점차 약화되는 모습을 보여주더니, 제3기 말에는 상관성이 없이 움직이는 것을 확인할 수 있다.<sup>8)</sup> 2017년 이래로 전국주택가격은 장기적으로 하락하는 반면 전국요인은 상승하는 경향을 보이는 것은 주택가격 결정요소 중 전국요인의 상대적 중요성이 점차적으로 하락하고 있다는 것을 나타낸다. 그렇다면 주택가

8) 각 시기별로 상관계수는 0.79(제1기), 0.47(제2기), 0.26(제3기)로 최근 들어 급격히 낮아졌다.

격을 결정하는데 있어 전국요인의 상대적 중요성 혹은 설명력은 정량적으로 어떻게 변화하였을까? 또한 지역별로 전국요인의 역할은 어떠한 차별성을 보이며 변화하였을까? 이 물음에 답하기 위해 지역별 전국요인에 대한 분산분해 추정치를 분석해본다.

〈Figure 4〉 Variance decompositions due to national factor at period 1 and 3



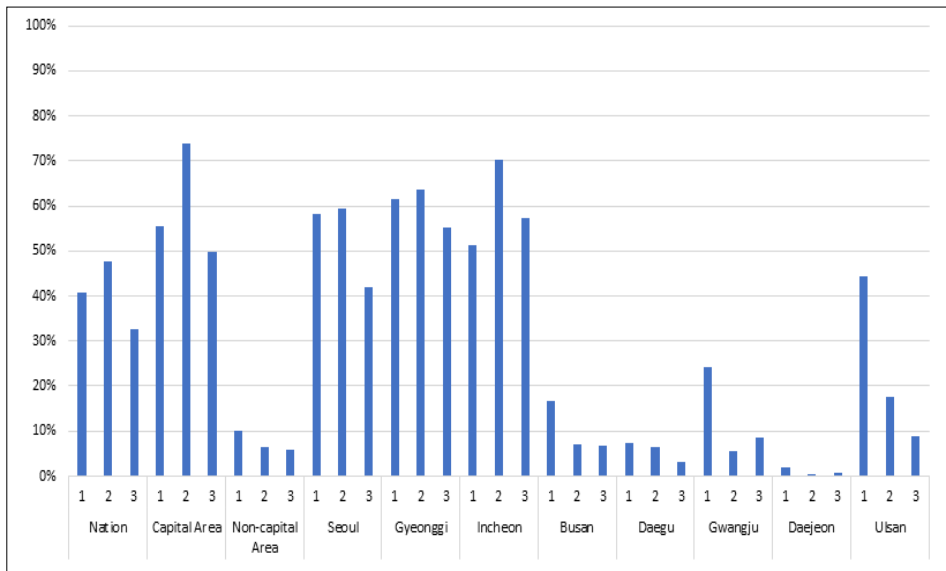
〈Figure 4〉는 제1기(x축)와 제3기(y축) 동안 전국요인에 대한 분산분해 결과이다. 조사대상 지역인 97개 지역 중 72개 지역이 45도 기준선 이하에 위치하여 제1기에 비해 제3기에 전국요인의 상대적 중요도가 하락하였으며 하락한 대부분의 지역이 비수도권에 집중된 것으로 나타났다. 전국요인에 의한 분산분해 평균값은 시기별로 제1기는 40.7%인 반면 제3기는 32.6%로 8.1%p 하락하였다. 이것은 주택가격 상승률이 전국요인에 의해 동조화 되는 경향이 점차적으로 줄어들고 지역요인의 중요성이 상대적으로 확대된 결과이다.

전국요인의 상대적 중요성이 약화되는 현상은 수도권과 비수도권에서 공통적으로 나타나지만 서로 다른 진행상황을 보여준다. 우선 수도권에 속한 서울, 경기의 주택가격과 잠재요인의 시계열(〈Figure A.2〉 참조)에 따르면 이 지역의 주택가격은

대체로 전국요인과 대동소이한 움직임을 보이고 있다. 비록 제3기에 접어들며 지역요인의 중요성이 다소 강화되었지만, 전체기간 동안 수도권 주택가격 상승률은 전국요인이 주도하는 것으로 보인다. 또한, 전국요인에 의한 분산분해 추정결과 수도권 내에서 전국요인의 중요성이 지역요인에 비해 제2기에서 제3기로 가면서 감소한 것은 공통적인 결과임에도 불구하고, 여전히 50% 정도 수도권 주택가격 변화를 설명하고 있다.

하지만 서울과 경기 내부에서는 전국요인이 설명하는 분산분해의 행정단위별 편차가 존재하였다(〈Figure A.3〉 참조). 주목할 점은 전국 부동산시장의 흐름과 정부정책의 잣대가 되는 강남(서초·강남·송파·강동구)의 주택가격이 서울의 다른 지역에 비해 지역요인에 의해 견인되는 측면이 크다는 것이다. 문규현·이동희(2011)과 황상연·차경수(2014)가 주장하듯 강남 주택시장이 전국 주택시장을 선도하는 역할을 하기에 전국요인에 의해 많은 부분이 설명될 것으로 예상되지만, 지역별 분산분해 결과에 따르면 강남 주택가격은 지역요인에 의해 많은 부분이 설명되기에 이전 연구와 다른 결과를 보여준다. 마지막으로 인천은 비록 수도권에 포함되어 있지만 전국요인에 의한 분산분해 값을 기준으로 지역을 분류하자면 수도권과 비수도권 중간에 위치하는 지역으로 보인다.

〈Figure 5〉 Variance decompositions due to national factor by regions and periods





〈Figure 5〉에 나타나듯이 비수도권에서 전국요인의 주택가격에 대한 설명력 정도는 전 기간에 걸쳐 상당히 낮았으며 그 정도는 점점 감소하는 것으로 나타났다. 특히 수도권과 비수도권의 전국요인 분산분해 수치의 격차는 제1기 5.5배 정도 차이가 났으나 제2기에는 11.4배로 급증 이후 제3기에는 8.8배로 그 차이가 제1기에 비해 상당히 확대된 것을 보여주었다.<sup>9)</sup> 이는 비수도권 주택가격은 초기에 국가단위의 구조적 충격에 의해 영향을 받는 통합적 시장이었으나 시간의 경과에 따라 지역 고유의 독립적 시장으로 발전해가고 있는 단면을 잘 보여준다.

비수도권 지역의 경우 전국요인의 역할이 대구, 대전처럼 전 기간에 걸쳐 작은 집단과 부산, 광주, 울산처럼 조사기간 초기와 말기가 다른 집단으로 나뉜다. 〈Figure 5〉를 보면 대구와 대전의 경우 전 기간에 걸쳐 전국요인의 상대적 중요성이 10% 이하로 나타나는 것을 볼 수 있다. 반면 부산, 광주, 울산 지역의 경우는 전혀 다른 양상을 보인다. 부산의 경우 제1기 초기에 부산 주택시장의 공급과잉과 같은 주택시장의 수급상황으로 인해 지역요인이 부산 주택가격에 영향을 미쳤지만 전국요인의 중요성이 다른 기간에 비해 상대적으로 큰 것으로 확인된다.<sup>10)</sup>

부산, 광주, 울산의 주택시장이 수도권의 주택시장과 가장 대비되는 시점은 제2기 가격상승기이다. 이 시기는 전국요인에 의해 수도권 주택시장이 가격조정을 거쳤으나 비수도권인 부산, 울산, 광주는 수도권과는 독립적으로 주택가격이 상승하는 시기를 맞이하였으며, 제3기에는 강한 지역요인에 의해 주택가격이 하락하였다. 분산분해 결과를 보더라도 부산의 경우 전국요인에 의한 분산분해 사후분포의 중앙값은 각 기간별로 16.8%, 6.9%, 6.8%로 추정되었으며, 광주의 경우 전국요인에 의한 분산분해 사후분포의 중앙값은 각 기간별로 24.1%, 7.9%, 8.3%로 추정되어 전국적 흐름과는 독립적인 시장의 흐름을 나타내었다.

울산의 경우 조사기간 초기에 수도권과 비슷한 행보를 보였으나, 시간의 경과에 따라 지역요인의 역할이 두드러졌다.<sup>11)</sup> 제1기에 전국요인에 의한 분산분해 값이 44.2%로 나타나 전국요인에 의한 동조화 경향이 비수도권 중 울산이 가장 높았다.

9) 수도권과 비수도권의 전국요인에 대한 분산분해는 제1기: (55.6%, 10.1%), 제2기: (73.8%, 6.5%), 제3기: (49.9%, 5.7%)로 나타났다.

10) 2003년 1만8천 세대에 불과했던 입주물량이 2004년 2만9천 세대로 급등하여 부산 주택시장의 공급과잉 현상을 불러왔다.

11) 제1기 울산의 전국요인에 의한 분산분해 결과는 34.5%로 서울과 경기를 제외하고 가장 높은 값을 기록하였다.

하지만 제2기는 전국요인이 울산 주택가격에 하방압력으로 작용함에도 불구하고 강한 지역 동인에 의해 주택가격 자체는 탈동조화 되는 특이한 시기이다. 제3기는 분산분해 값(1.8%)이 급격히 낮아졌던 시기로 이는 지역기반산업의 침체로 인해 울산 고유의 지역적 요인이 가격을 주도하여 제2기 때와는 다른 순수한 비동조화 현상이 시작되는 시점이다. 종합적으로 울산은 비수도권임에도 불구하고 전국동인에 의해 상당부분 주택가격이 움직였으나 현재는 지역요인이 급격히 강해진 시장으로 변모한 독특한 주택시장 구조를 가지고 있다.

### 3. 지역요인 분산분해 패널회귀모형 분석

지역적으로 시간이 지남에 따라 주택가격 변화를 설명하는 요인 중 전국요인의 중요성이 비수도권을 중심으로 점차적으로 줄어드는 반면 지역요인의 비중은 점차적으로 확대되고 있다. 따라서 주택가격 상승률을 구성하는 잠재요인을 기준으로 이러한 비동조화 흐름을 구조적으로 유발시키는 관측 가능한 변수들을 고려할 필요가 있으며 지역마다 이 변수들에 대해 어떠한 차별적인 반응을 보이는지 살펴볼 필요가 있다. 이 같은 필요성에 따라 지역요인의 역할을 분석하기 위한 종속변수로 지역요인의 분산분해를 사용한다. 지역요인 분산분해를 구하기 위해 두 단계를 거친다. 첫째, 권역요인과 구단위의 고유충격 그리고 이와 상응하는 요인계수에 의해 식(6)과 같이 구단위 지역요인 분산분해의 시계열이 계산된다. 다음으로 구단위의 지역요인 분산분해를 통합하기 위해 매 시점마다 분산분해의 평균을 구하여, 이 수치를 8개 시도의 지역요인 분산분해로 설정한다.

행정구역별 설명변수(〈Table 1〉)로는 실업률과 소비자물가지수, 주택시장의 수요·공급을 나타내는 인구순유출 및 아파트분양물량 그리고 각 지역별 공통된 설명변수로는 주택담보대출 금리를 사용한다. 자료는 통계청(행정구역별 실업률, 인구순유출, 소비자물가지수), 한국은행(주택담보대출 금리), REPs(아파트 분양물량)에서 제공받았다.<sup>12)</sup> 8개 지역( $i$ )에 대한 지역요인 분산분해( $Y_{it}$ )와 5개의 설명변수( $X_{it}$ )로 식(7)과 같은 기본모형을 설정하였으며, 고정효과 유무검정(Redundant

12) 인구순유출을 제외한 변수는 안정적 시계열 변환을 위해 로그차분을 하여 연간 변화율로 변환하였다.

〈Table 1〉 Summary statistics

Region	Variable	Mean	Median	Max	Min	Std. Deviation
Seoul	VD <sup>f</sup>	60.11	58.94	96.64	8.45	20.51
	Unemployment rate	4.41	4.45	5.70	3.50	0.46
	Net Population outflow	22092.40	22893.00	46000.00	-8727.00	12299.95
	APT installment sales	-1.47	-2.30	444.43	-334.75	105.66
	Inflation	2.30	2.27	6.55	-1.82	1.76
Busan	VD <sup>f</sup>	88.41	90.52	97.92	64.36	7.44
	Unemployment rate	4.04	4.00	5.00	3.20	0.46
	Net Population outflow	6720.33	6607.50	12315.00	318.00	2632.11
	APT installment sales	-0.38	-2.49	320.65	-338.47	100.99
	Inflation	2.36	2.34	8.62	-1.30	2.16
Incheon	VD <sup>f</sup>	80.63	82.25	92.98	36.76	10.75
	Unemployment rate	4.53	4.50	6.00	3.70	0.57
	Net Population outflow	-2750.38	-2275.00	2749.00	-8293.00	2909.93
	APT installment sales	0.29	3.66	276.70	-374.14	123.77
	Inflation	2.22	2.10	9.07	-2.16	2.19
Daegu	VD <sup>f</sup>	85.51	89.15	98.38	32.02	12.79
	Unemployment rate	3.86	3.75	5.10	2.90	0.57
	Net Population outflow	3675.62	3202.50	9829.00	-272.00	2039.24
	APT installment sales	-1.97	9.26	240.62	-269.87	111.40
	Inflation	2.29	2.40	9.59	-3.12	2.22
Gwangju	VD <sup>f</sup>	89.41	93.72	99.79	45.69	11.46
	Unemployment rate	3.45	3.55	5.00	1.90	0.72
	Net Population outflow	849.64	684.00	4692.00	-2361.00	1586.59
	APT installment sales	-0.60	4.84	275.40	-333.02	115.95
	Inflation	2.24	2.54	8.46	-3.00	2.35
Daejeon	VD <sup>f</sup>	87.65	90.60	99.86	50.23	12.70
	Unemployment rate	3.72	3.80	5.10	2.30	0.62
	Net Population outflow	1230.22	653.00	6322.00	-2627.00	2173.01
	APT installment sales	-5.08	-5.16	318.95	-500.59	134.08
	Inflation	2.18	2.12	9.55	-2.40	2.37
Ulsan	VD <sup>f</sup>	74.43	77.15	99.85	33.52	17.99
	Unemployment rate	3.18	3.05	5.00	1.40	0.76
	Net Population outflow	468.41	111.00	4649.00	-1635.00	1483.09
	APT installment sales	-1.68	10.83	311.76	-380.15	138.34
	Inflation	2.31	2.34	9.23	-1.66	2.23
Gyeonggi	VD <sup>f</sup>	59.54	64.78	93.47	14.45	20.90
	Unemployment rate	3.57	3.60	5.10	2.50	0.48
	Net Population outflow	-28414.38	-27512.50	-8072.00	-52916.00	10427.44
	APT installment sales	0.51	0.08	166.21	-215.62	64.01
	Inflation	2.28	2.02	8.57	-1.81	2.13
Mortgage rate		4.08	4.23	8.29	1.67	1.54

Note: Figures except VD<sup>f</sup> (variance decomposition to regional factor) and net population outflow are percent (%).

fixed effect test) 결과를 바탕으로 지역고정효과( $\alpha_i$ )를 감안한 패널회귀분석을 시행하였다.<sup>13)</sup>

$$Y_{it} = c + \beta X_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

지역요인 분산분해에 대한 패널회귀분석(〈Table 2〉)을 90% 신뢰수준을 기준으로 해석하였을 때 가장 두드러지는 점은 실업률과 인구순유출에 대해 많은 지역이 통계적으로 유의미한 수치를 보이고 있다는 것이다. 실업률의 경우 광주를 제외한 서울, 경기, 대구에서 양의 값을 보여 실업률이 증가할 경우 주택가격 상승률에 대해 지역요인의 영향력이 강화되는 것으로 나타났다. 또한 서울, 인천, 대전, 울산은 인구유출이 심화될수록 지역요인 분산분해가 유의미하게 상승하였다. 하지만 아파트 분양물량(서울), 물가(울산, 경기), 금리(대구, 경기)에 대한 지역요인 분산분해에 대한 추정계수는 일부지역에서만 유의한 결과를 보여주었다.

〈Table 2〉 Effects of determinants of variance decompositions due to regional factors

Region	Unemployment rate	Net population outflow	APT installment sales	Inflation	Mortgage rate
Seoul	20.3487***	0.0005**	-0.0341*	-1.7187	-0.0819
Busan	1.1755	0.0007	-0.0100	0.3351	-1.9459
Incheon	-0.8364	0.0011*	0.0119	0.2535	-0.9293
Daegu	6.2286*	0.0002	0.0143	-0.5944	-2.7924**
Gwangju	-5.5961*	-0.0004	-0.0135	0.4638	-1.1068
Daejeon	4.8668	0.0017*	-0.0008	0.8449	0.9289
Ulsan	1.3525	0.0068***	0.0091	-1.6221*	1.8310
Gyeonggi	23.1149***	-0.0003	0.0209	-2.8817***	2.8207**
R-squared	0.5214				

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denotes significance level at 1%, 5%, and 10% respectively.

실업률은 많은 지역에서 주택가격 상승률에 대한 지역요인의 설명력에 유의미한

13)  $Y_{it}$ 는 식 (6)의 정의를 이용하여 지역요인 분산분해를  $\frac{(b_n^r f_t^r)^2 + \epsilon_{n,t}^2}{(b_n^0 f_t^0)^2 + (b_n^r f_t^r)^2 + \epsilon_{n,t}^2}$ 으로 정의하여 매  $t$ 기마다 계산한다.

영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 수도권에 속한 서울과 경기의 경우 1% 실업률 상승으로 인해 20%이상의 지역요인의 영향력을 강화시켜, 두 지역의 경기변화에 따른 노동시장의 악화가 전국 및 지역요인의 상대적인 변화에 큰 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있다. 대구 또한 서울, 경기보다는 작았지만 1% 실업률 상승으로 인해 지역요인의 영향력이 6%가량 증가하였다. 따라서 서울, 경기, 대구처럼 추정계수가 양의 값을 가진 지역은 실업률 증가가 지역의 주택수요를 감소시켜 지역요인의 영향력을 확대시킨 것으로 보인다. 하지만 광주와 같이 실업률에 대해 음의 부호를 가진 지역은 실업률 상승에 의해 지역요인이 하락한 반면 상대적으로 전국요인이 상승하였다.

실업률에 대해 서로 다른 부호의 계수가 추정되는 것은 동일한 사건에 대해 한 지역은 지역요인이 강화되는 반면 다른 지역은 지역요인이 약화되는 것을 의미한다. 이러한 현상은 실업률 상승과 하락에 주요하게 작용하는 요인이 서로 다를 경우 가능할 것이다. 예를 들어 실업률이 전국 및 지역요인에 의해 결정되며, 실업률 상승은 지역요인 그리고 실업률 하락은 전국요인과 상당부분 관련이 있다면 서울, 경기, 대구처럼 실업률 상승에 대해 지역요인의 영향력이 강화될 것이다. 하지만 만일 실업률 상승이 전국요인에 의해 많은 부분 설명이 된다면 광주와 같이 주택가격 변화에 지역요인의 부분이 축소되고 전국요인의 설명력이 상대적으로 커질 것이다.

실업률과 함께 많은 지역의 지역요인 분산분해에 영향을 주는 설명변수는 인구순유출이며 총 4개 지역인 서울, 인천, 대전, 울산에서 인구유출이 발생하였을 때 공통적으로 지역요인의 영향력이 증가하는 것으로 나타났다. 가장 영향력이 강했던 지역은 울산으로 99% 신뢰수준에서 인구유출 1,000명당 주택가격 상승률에 대한 지역요인의 영향력이 6.8% 상승하는 것으로 추정되었다. 다음으로 대전은 1.7%, 인천 1.1%, 서울 0.5% 순이다. 이는 인구순유출 증가로 인한 주택수요 감소가 지역요인의 영향력을 증가시키는 것을 의미한다.

종합적으로 지역 경기침체로 인한 높은 실업률과 인구유출은 지역의 주택수요를 감소시킴과 동시에 지역요인에 의한 영향력을 확대시키며, 그 반대의 경우 주택가격 상승률을 설명하는데 있어 전국요인의 설명력을 확대시킨다. 하지만 금리나 물가와 같은 주택가격 변동에 영향을 줄 것이라고 예상되는 펀더멘탈이 크게 작용하지 않았다는 것은 김윤영(2013)에서 주택가격은 정부의 부동산 정책, 시장 기대심

리 등과 같은 요인에 의해 동인될 가능성이 높다는 결론과 김경환(2007)에서 국지적 수요공급 조건에 의해 주택가격이 결정된다는 주장과 궤를 함께 한다.

#### 4. 지역요인 강화원인

지금까지 전국요인과 지역요인의 지역별 주택가격에 대한 시기별 상대적 중요도에 대해 살펴보았다. 그렇다면 조사기간 동안 극명하게 전국요인이 약화되고 지역요인이 강화되는 주택시장의 구조적 변화는 무엇에 의해 기인한 것일까? 본 장에서는 지역요인이 점차적으로 강화되는 시점인 2010년을 전후하여 ① 주택보급률, ② 매매·전세수요의 변화, ③ 미분양의 지역차, ④ 주택정책, ⑤ 지역개발 및 경제환경을 중심으로 주택시장에서 지역적 특징이 차별적으로 발생하게 된 원인을 정성적으로 살펴본다.

첫째, 2009년을 전후하여 주택보급률의 상승으로 ‘지으면 팔리는 시대’에서 주택공급과잉의 시대로 전환하였지만 지역별로 주택보급률의 차이가 100%를 기준으로 나타나기 시작하였다. 2017년 전국 주택보급률은 평균 103.3%로 신축과 멸실주택을 감안하였을 때 안정적인 궤도에 진입하였다고 평가된다. 하지만 지역적으로 구분하여 살펴보면 서울을 비롯한 수도권은 아직 100% 이하인 반면, 비수도권의 경우 107.9%의 충분한 수치를 보였으며 이러한 지역 간 격차는 점진적으로 커지고 있는 것으로 나타났다. 같은 맥락에서 진미윤·허재완(2009)에 따르면 수도권 주택시장은 2007년 기준으로 28.7만호의 주택이 부족한 것으로 추정되어 수도권과 비수도권의 주택수급상황에 차이가 발생한 것으로 나타났다.

둘째, 2010년 초 수도권과 지방의 전세가와 매매가가 변화하는 방향이 상이하게 나타나 매매와 전세에 대한 수요가 지역별로 차별화되기 시작하였다. 2010-2013년 수도권의 경우 주택가격 하락세가 장기화됨에 따라 주택구입 실수요가 전세수요로 전환되면서 전세난이 심화된 반면, 지방 주택시장은 상승세로 인해 전세수요가 매매수요로 대폭 전환되면서 추가적인 가격상승을 견인하였다(최정일·이옥동, 2018). 실제 부산의 경우 2010-2012년 동안 명목 실거래가 기준 48.7%가 상승한 반면, 같은 기간 동안 수도권은 2011년의 0.5%의 소폭상승을 제외하고는 마이너스 성장을 하였다.

세 번째, 2000년대 중반 주택시장 과열로 인해 주택 인허가등록은 급증하였고 이

로 인해 2009년과 2010년 동안 미분양 물량이 적체되기 시작하였다. 수도권 지역의 경우 신축물량이 급방 소화되지만 지방의 경우 미분양이 해결되기까지 상당한 시간이 걸리며 주택가격 조정의 지역별 차이를 유발한다. 2011년경 주택가격 급등을 경험한 경남권 지역을 중심으로 2015년 이후 막대한 미분양 물량이 누적되기 시작하며 과잉공급에 따른 지역 주택가격 하락이 주택가격 비동조화 현상을 더욱 가속화시키는 원인으로 지목받고 있다.

네 번째, 2010년을 전후한 주택대출규제정책 및 여러 가지 주택시장 규제 정책이 수도권에 집중되면서 수도권과 지방의 비동조화에 영향을 미쳤으며, 2014년경의 규제 완화는 이런 경향을 심화시켰다(신용상, 2015). 2009년 주택정책은 수도권을 대상으로 LTV·DTI의 비율을 축소하며 규제를 강화한 반면, 지방의 급증한 미분양을 해결하기 위해 발표된 다양한 대책은 지방 주택시장을 활성화시켰다. 이후 2014년 수도권은 양도세 중과 폐지 및 재산세, 종부세 감면 혜택 등을 주요골자로 한 4.1 부동산 대책을 내놓은 반면, 지역시장은 이전 기간 가격급등에 따른 규제정책을 강화하였다. 이처럼 2010년 이후 2번의 대대적인 지역 차별적 주택정책은 비동조화를 촉진한 요인이 될 수 있다.

마지막으로 다양한 지역개발 및 비수도권 광역시의 도심재개발은 지역 경제상황과 맞물려 지역요인을 더욱 강하게 만드는 요인으로 작용하였다. 국토균형발전을 위한 계획의 일환으로 세종시를 비롯한 전국에 정부종합청사 및 공공기관 지방이전이 2011년부터 본격화 되면서 비수도권의 지역요인이 강화되었고, 광역시를 중심으로 낙후된 도심의 재개발이 추진되면서 지역개발로 인한 지방 도시들의 가격 상승 현상이 뚜렷해졌다. 연이어, 2015년 이후 일부지역을 제외한 대부분의 지역이 경기 침체로 주택수요가 감소하면서 주택시장 활황기에 계획된 공급물량이 미분양으로 전환되었고 지역별 주택경기의 차별화가 심화되었다. 지역 간에도 그 차이는 두드러져 경남권 지역의 경우 기반산업의 침체와 미분양 급증으로 인해 주택시장 침체가 장기화되고 있는 반면, 광주·대전·대구는 교통환경 개선 및 주거환경 개선이 진행됨에 따라 상승세를 이어가고 있다.

물론 지역요인이 강화되는 5가지 원인들이 독립적으로 작용하는 것은 아니다. 2010년 수도권에 집중된 금융규제정책은 수도권 주택시장을 침체기로 몰아간 반면, 다른 주택시장 특히 경남권 주택시장의 활황을 가져왔다. 이러한 상반된 주택시장 경기는 수도권 에는 미분양을 적체시켜 주택공급이 초과상태인 시장을 만드는데 기

여하였고, 지역의 경우 상대적으로 약한 규제와 지역개발 호재가 맞물리며 주택가격 상승을 부추겼다. 이는 매매·전세수요의 지역 차별화를 불러와 지역요인이 증폭되는 계기를 만들었다. 이렇듯 5가지 원인이 복합적으로 작용하여 결국 2010년을 전후하여 지역요인이 점차적으로 강화되는 결과를 가져온 것으로 보인다.

## V. 결 론

본 연구는 서울을 포함한 6대광역시(부산, 인천, 대구, 대전, 광주, 울산)의 구단위 그리고 경기도의 시단위를 중심으로 주택가격 상승률의 동조화 그리고 비동조화 현상과 그 원인을 알아보고자 하였다. 기존의 많은 연구가 동조화를 단순히 주택가격 자체의 움직임을 바탕으로 정의하는 것과는 달리 ①주택가격의 동조화를 유발하는 전국요인과 ②지역 간 비동조화를 유발하는 지역요인으로 분리하여 기존 연구와 차별성을 두었다. 주택가격 상승률에 내재된 전국 및 지역요인을 통해 조사 대상지역의 동조화 및 비동조화 흐름을 시기별로 파악하였으며, 그 결과를 바탕으로 지역요인에 영향을 미치는 경제·인구·정책 등의 요인을 다각도로 밝히고자 하였다.

지역별 주택가격 상승률의 움직임을 결정하는 전국 및 지역요인을 동적요인모형을 사용하여 추정한 결과, 2004년 이후 전국요인과 지역요인의 상대적 역할은 시기별로 큰 변화를 보였다. 2010년까지는 전국요인이 동인하는 동조화 현상이 몇몇 지역을 제외하고 전국적으로 두드러지게 나타났으나, 이후 점진적으로 지역요인의 상대적 중요성이 강화되어 2015년 이후 대부분의 지역에서 주택가격 비동조화 현상이 나타났다. 주목할 점은 수도권과 비수도권의 주택가격에서 지역요인이 차지하는 비중이 시간이 지날수록 다르게 나타났다는 것이다. 서울과 경기도의 경우 전국요인의 비중이 줄어들기는 하였으나 여전히 주택가격 상승률의 많은 부분을 차지하였으나, 비수도권의 경우 지역요인이 강하게 작용하는 지역적 특색이 상당히 강한 독립적인 시장이 진행되었다.

주택가격 상승률에서 지역요인의 설명력이 강화되는 원인을 규명하고자 지역요인 분산분해를 종속변수로 그리고 지역의 경제 및 인구변수 그리고 전국에 공통적으로 적용되는 주택담보대출 금리를 설명변수로 하여 패널회귀분석을 실시하였다. 지역경제 관련변수 중 많은 지역에서 유의한 결과를 보인 것은 실업률이며, 실업률 증가로 인해 서울, 경기, 대구의 지역요인의 영향력이 강해졌으나 광주의 경우 약



화되는 것으로 추정되었다. 또한 서울, 인천, 대전, 울산에서 인구가 유출되었을 때 지역요인이 강화되는 것으로 나타났다. 종합적으로 지역 경기침체로 인한 높은 실업률과 인구유출은 지역의 주택수요를 감소시킴과 동시에 지역요인에 의한 영향력을 확대시키며, 그 반대의 경우 전국요인의 영향력을 확대시킬 가능성이 높은 것으로 나타났다. 하지만, 수도권과 비수도권 지역의 주택가격을 결정하는 요인을 전국요인과 지역요인으로 구분하여 보다 심도 있는 분석이 필요해 보이며, 추후 비수도권을 중심으로 진행되었던 주택정책, 지역개발 등으로 인한 지역요인의 반응에 대한 추가적인 연구가 요구될 것이다.

주택시장 비동조성의 강화 경향과 원인을 정량적·정성적으로 동시에 분석한 본 연구의 결과는 향후 주택시장 여건변화에 따른 중앙정부와 지방정부간 역할분담 및 주택정책 수립 시 공동방안 모색이 필요함을 보여준다. 또한 수도권 이외지역에서 지방정부의 주택시장 모니터링 역량 강화를 통한 규제 및 대책의 차별화 방안을 수립하여야 하며, 부산과 울산 같은 국지적 주택경기 냉각지역은 실수요 중심의 주택 수요자의 주거안정을 위한 맞춤형 주택금융 규제 완화 및 지원방안이 더욱 절실함을 상기시켜 준다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 김경환, “외환위기 전후 주택시장 구조변화와 주택정책,” 『경제학연구』, 제55집 제4호, 2007, pp. 369-399.  
(Translated in English) Kim, Kyung-Hwan, “Structural Changes in the Housing Market and Government Policy: Before and After the Outbreak of the Asian Currency Crisis of 1997,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 55, No. 4, 2007, pp. 369-399.
2. 김윤영, “한국 주택가격 변동은 펀더멘탈에 의해 주도되고 있는가?” 『경제학연구』, 제61집 제4호, 2013, pp. 117-148.  
(Translated in English) Kim, Kyung-Hwan, “Is There a Stochastic Non-Fundamental Trend in Korean Housing Price? Inference under Error Correction Model,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 61, No. 4, 2013, pp. 117-148.
3. 문규현·이동희, “강남아파트시장은 전국아파트시장을 선도하는가?” 『산업경제연구』, 제24권

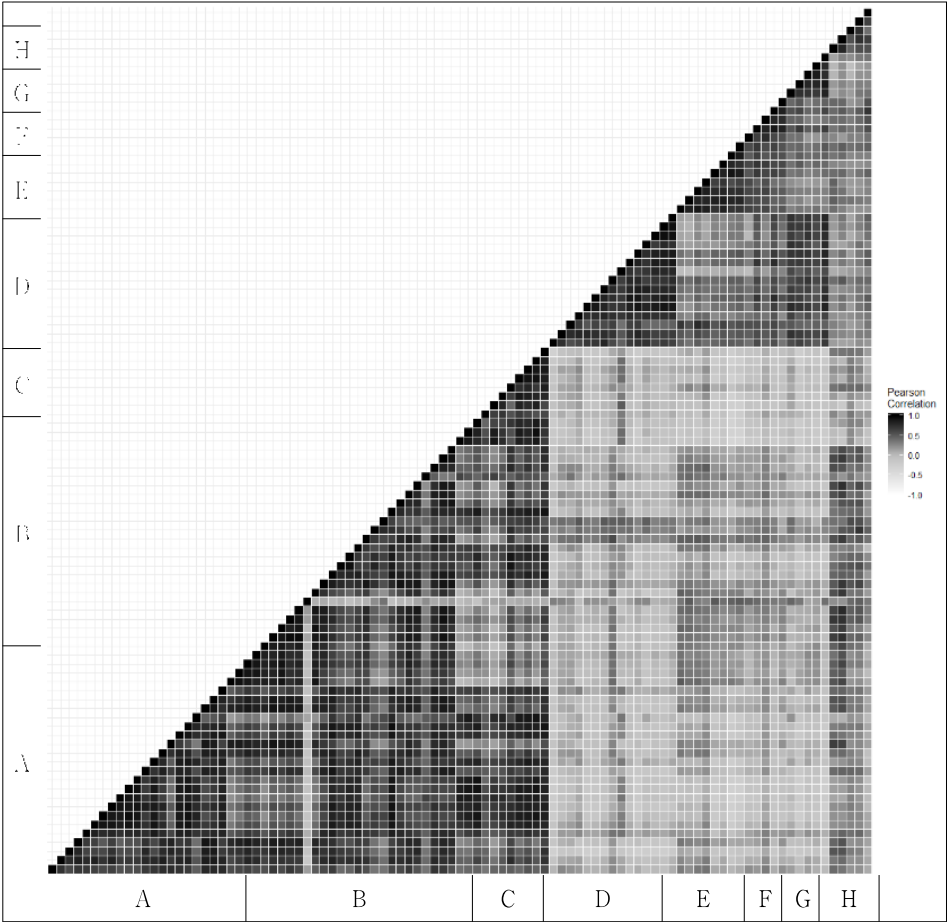
- 제1호, 2011, pp.115-136.  
(Translated in English) Moon, G. H., and D. Lee, "Does the Kangnam Apartment Price Lead the Jeongjuk Apartment Price?" *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 24, No. 1, 2011, pp.115-136.
4. 박영준 · 김기호, "수도권 주택가격 변동의 동조화와 변동성 전이," 『부동산학보』, 제69집, 2017, pp.131-145.  
(Translated in English) Park, Y. J., and K. Kim, "Housing Price Co-movements and Volatility Spillovers in Seoul Metropolitan Area," *Korea Real Estate Academy Review*, Vol. 69, 2017, pp.131-145.
5. 신용상, 『주택시장의 수도권-비수도권 간 탈동조화 현상과 정책시사점』, KIF 정책보고서, 2015  
(Translated in English) Shyn, Y. S., *Decoupling in Korean Housing Market between Metropolitan and Non-Metropolitan Areas and Its Policy Implications*, Seoul: KIF Research Paper, 2015.
6. 이용만 · 이상한, "강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?" 『국토계획』, 제39권 제1호, 2004, pp.73-91.  
(Translated in English) Lee, Y. M., and S. Lee, "Does the Housing Price in Gang-nam Area Determine on the Change of Housing Price in Neighbouring Area?" *Journal of Korea Planning Association*, Vol. 39, No. 1, 2004, pp.73-91.
7. 조무상 · 이종하, "주택가격 변동요인 분석: 아시아와 유럽 간 비교," 『산업경제연구』, 제31권 제3호, 2018, pp.1031-1055.  
(Translated in English) Cho, M. S., and J. Lee, "An Analysis of Co-movement Pattern of House Prices : Comparison of Asia and Europe," *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 31, No. 3, 2018, pp.1031-1055.
8. 진미윤 · 허재완, "수도권 주택시장의 수급불균형 특성 분석," 『국토계획』, 제44권 제7호, 2009, pp.123-136.  
(Translated in English) Jin, M. Y., and J. Huh, "An Empirical Analysis on the Characteristics of Mismatch Between Housing Demand and Supply in the Capital Region," *Journal of Korea Planning Association*, Vol. 44, No. 7, 2009, pp.123-136.
9. 최정일 · 이옥동, "주택 매매가와 전세가 및 전세가율의 동향과 전망: 서울, 부산, 대구, 광주, 대전을 중심으로," 『유라시아연구』, 제15권 제4호, 2018, pp.163-183.  
(Translated in English) Choi, J. I., and O. Lee, "Trends and Prospects of Home Sales Price, Jeonse Price and Jeonse Price Rate: Focused on Seoul, Busan, Daegu, Gwangju, Daejeon," *Journal of Eurasian Studies*, Vol. 15, No. 4, 2018, pp.163-183.
10. 황상연 · 차경수, "우리나라 주요 지역 주택가격의 요인분석: 공통요인의 식별을 중심으로," 『산업경제연구』, 제27권 제1호, 2014, pp.197-224.  
(Translated in English) Hwang, S. Y., and K. Cha, "Identification of Common Factors of Korea's Housing Prices," *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 27, No. 1, 2014, pp.197-224.
11. Bernanke, Ben S., "Housing, Mortgage Markets, and Foreclosures," December 2008, Remarks Delivered at The Federal Reserve System Conference on Housing and Mortgage

Markets.

12. Carter, C. K., and R. Kohn, "On Gibbs Sampling for State Space Models," *Biometrika*, Vol. 81, No. 3, 1994, pp.541-553.
13. Chib, S., and E. Greenberg, "Understanding the Metropolis-hastings Algorithm," *The American Statistician*, Vol. 49, No. 4, 1995, pp.327-335.
14. Del Negro, M., and C. Otrok, "99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across US States," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 7, 2007, pp.1962-1985.
15. Hernández-Murillo, R., M. T. Owyang, and M. Rubio, "Clustered Housing Cycles," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 66, 2017, pp.185-197.
16. Kose, M. A., C. Otrok, and C. H. Whiteman, "International Business Cycles: World, Region, and Country-specific Factors," *American Economic Review*, Vol. 93, No. 4, 2003, pp.1216-1239.
17. Leamer, Edward E., "Housing is the Business Cycle," Working Paper 13428, NBER, September 2007.
18. Otrok, C., and C. H. Whiteman, "Bayesian Leading Indicators: Measuring and Predicting Economic Conditions in Iowa," *International Economic Review*, 1998, pp.997-1014.
19. Sargent, T. J., and C. A. Sims, "Business Cycle Modeling Without Pretending to have too much a Priori Economic Theory," *New Methods in Business Cycle Research*, Vol. 1, 1977, pp.145-168.
20. Stock, J. H., and M. W. Watson, "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 4, 1989, pp.351-394.
21. \_\_\_\_\_, "A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience," *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, University of Chicago Press, 1993. pp.95-156
22. Waggoner, D. F., and T. Zha, "Likelihood Preserving Normalization in Multiple Equation Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 114, No. 2, 2003, pp.329-347.

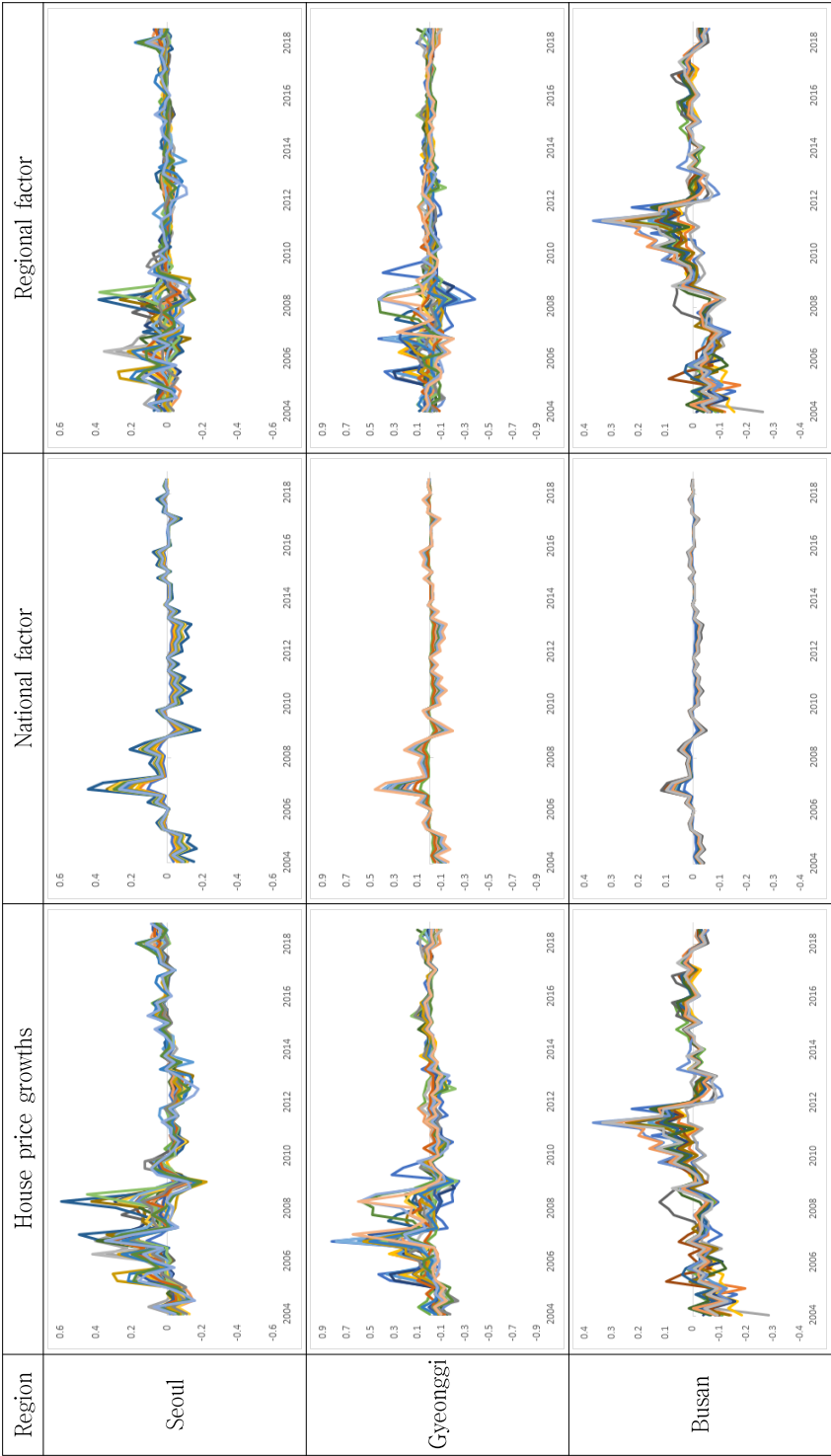
〈Appendix〉

〈Figure A.1〉 Correlations of housing price growths



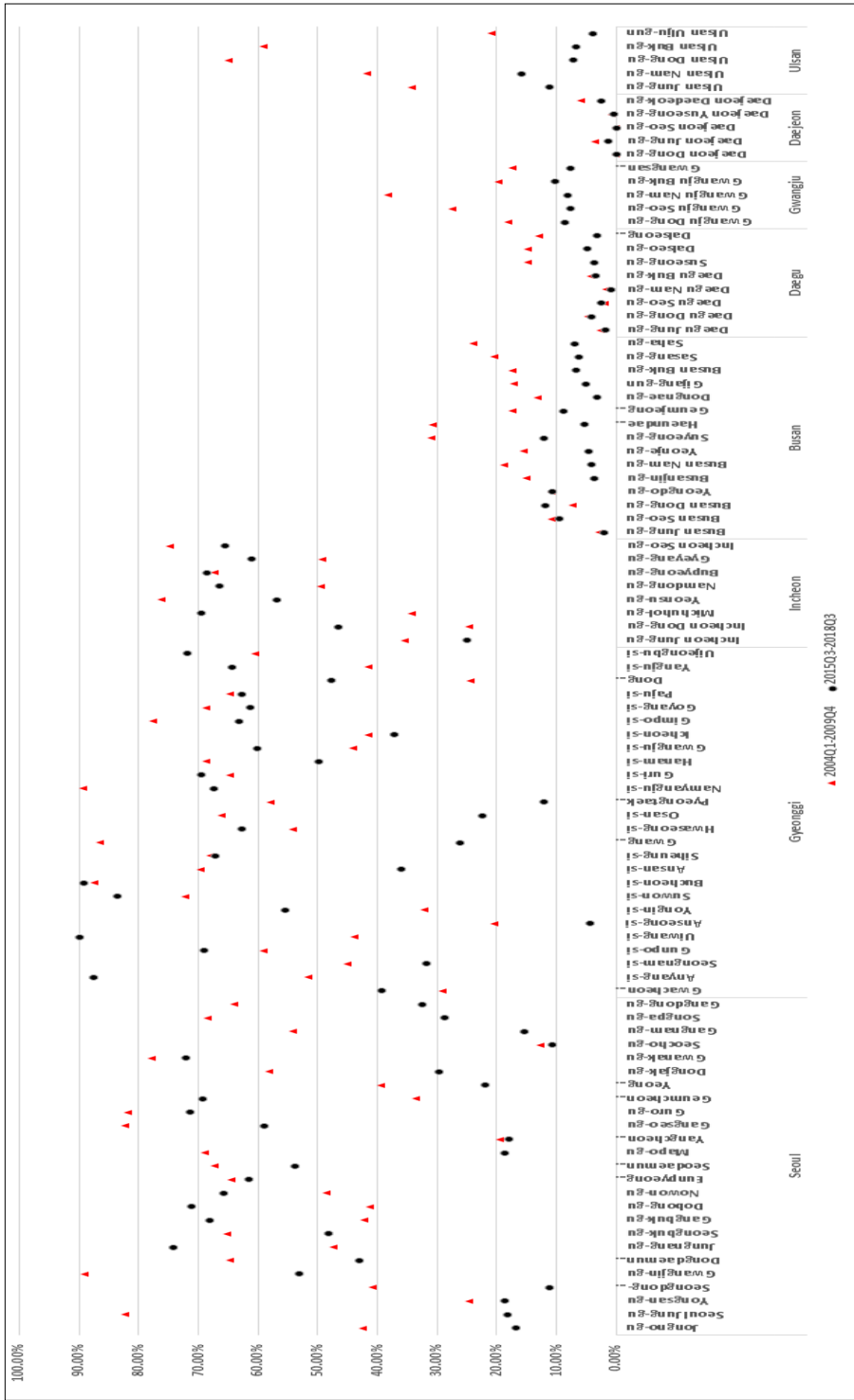
Notes: It denotes Seoul, Gyeonggi, Incheon, Busan, Daegu, Gwangju, Daejeon, and Ulsan respectively by the alphabetical order.

〈Figure A.2〉 House price growth and contributions of national and regional factors



Notes: Contributions of national and regional factors denotes  $\beta_n^0 f_t^0$  and  $\beta_n^r f_t^r + \epsilon_{n,t}$  respectively.

〈Figure A.3〉 Variance decompositions due to national factors



## Housing Price Synchronization by National and Regional Factors\*

Ingul Baek\*\* · Sanha Noh\*\*\*

### Abstract

We examine the synchronization of housing prices across 97 districts (Gu) and cities (Si) by using a dynamic factor model. The model allows fluctuations in housing prices to be decomposed into two latent factors: (1) a national factor affected by economic conditions and economic policy and (2) a regional factor driven by region-specific characteristics. We find that the national factor was the main driver of housing cycles for 2004-2009. However, since 2015, the importance of regional factors has increased significantly in explaining fluctuations in housing prices. The increase in the relative importance of the regional factors appears in the non-capital region. In a panel regression, the unemployment rate and net population outflow explain housing price variance accounted for by the regional factors. The mortgage rate and inflation rate have little impact on the variance explained by the regional factors. According to our results, it would be required that the effective target of housing policies be set up at the small administrative district level.

**Key Words:** house price, decoupling, dynamic factor model

**JEL Classification:** E3, R0,C4

---

*Received: Dec. 9, 2019. Revised: Feb. 28, 2020. Accepted: May 15, 2020.*

\* This paper develops a part of the research paper “Trend and Cause of Decoupling on Housing prices in Seoul-metro Area and Busan / Ulsan (2019)” of Korea Housing Finance Corp. and the results of the paper do not represent the official view of Korea Housing Finance Corp. and Korea Capital Market Institute. We are deeply indebted to Dr. Youngsang Choi and two anonymous referees for their guidance at all stages of the paper

\*\* First Author, Research Fellow, Korea Housing Finance Corporation, 40 Munhyeongeumyung-ro, Nam-gu, Busan 48400, Korea, Phone: +82-51-663-8171, e-mail: bigajou@gmail.com

\*\*\* Corresponding Author, Research Fellow, Korea Capital Market Institute, 143 Uisadang-daero, Yeongdeungpo-gu, Seoul 07332, Korea, Phone: +82-2-3771-0600, e-mail: brownianoh@kcmi.re.kr