

# 서울시 아파트가격 불균등에 관한 공간통계적 분석

김연미

## Spatial statistical analysis of apartment price inequality in Seoul

Kim, Yeonmi

**요약** : 아파트가격 불균등에 대한 기존 연구들은 공간을 고려하지 않으며 행정구역간의 평균 3.3m<sup>2</sup>당 가격을 단순 비교하거나 지니계수와 같은 불균등 측정지수 값으로 요약하는 기술적 분석에 그치고 있다. 본 연구는 이러한 아파트가격 불균등에 대한 기존 접근방식의 한계를 극복하기 위해 공간을 고려하는 접근 방식을 도입하여 아파트가격 불균등의 공간적인 측면을 분석하는 것을 목적으로 하였다. 구체적으로 1999년 5월부터 2007년 5월까지의 서울시 아파트가격 불균등의 추이를 살펴보고 이에 대한 지역이 기여하는 바와 아파트가격 불균등의 공간분포 변화 양상을 파악하였다.

연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 서울시 아파트가격 불균등은 전반적으로 확대되고 있고, 불균등 추이는 4기간으로 구분할 수 있다. 둘째, 전반적으로 아파트가격 불균등에 있어 자치구가 기여하는 바가 자치구내 행정동간에 비해 매우 크다. 상대적으로 자치구내 행정동들의 아파트가격은 유사해지고 자치구간 아파트가격 차이가 커지면서 불균등이 확대된 것이다. 셋째, 2004년 11월까지 아파트가격 불균등이 상승하는 동안 아파트가격의 공간적 유사성은 강화되었다. 넷째, 불균등 변화는 High-High관계, Low-High관계, 국지적 변동을 보이는 행정동에 의해 발생하였다. High-High관계의 행정동들은 강남구, 송파구, 서초구에 속하며 군집을 이루고 있고, Low-High관계의 행정동들은 이 군집 주변에 분산되어 위치하고 있다.

**주요어** : 아파트가격 불균등, Theil's T지수, 지니계수, 일반화된 엔트로피 지수, 분해분석, Theil's T분해, 공간통계, Moran's I, local Moran's I, local Geary's C

**Abstract** : Some researches have been studied about apartment price inequality, but they show some problems. Those studies are confined to mere technical analysis comparing the average price per 3.3 m<sup>2</sup> among administrative districts or summarizing some inequality-measuring values such as Gini index. This study is motivated by the cognition of limitations about current ways to approach this issue. To overcome these, this research aims to analyze spatial aspects of apartment price inequality which is not understood in existing studies using spatial approaches. In the concrete, the transition of the apartment price inequality from May, 1999 to May, 2007 is examined. Also, this study grasps how the region contributes to apartment price inequality and how the spatial distribution changes.

The results of study are as follows. First, the apartment price inequality in Seoul has increased generally and the period is divided into four periods by the tendency of apartment price inequality from May 1999 to May 2007. Second, the district in Seoul contributes apartment price inequality much more than administrative dong within the district. As the difference of apartment price among administrative dong in the same district got smaller and the difference of price among different districts got bigger, the apartment price inequality in Seoul increased. Third, while inequality increased from May 1999 to November 2004, the spatial similarity of apartment price was enhanced. Forth, the change of apartment price inequality in

## 서울시 아파트가격 불균등에 관한 공간통계적 분석

Seoul is generated by administrative dong showing the High-High relation, Low-High relation. Administrative dong of High-High relation belong to Gangnam, Seocho, and Songpa district. Administrative dong of Low-High relation locate around the High-High concentration.

**Key Words** : apartment price inequality, Theil's T index, Gini index, generalized entropy index, decomposition analysis, decomposing Theil's T index, spatial statistics, Moran's I, local Moran's I, local Geary's C

# 1. 서론

## 1. 연구배경 및 목적

서울시 부동산시장은 1990년대에 이르러 토지공 개념 도입, 주택 200만호 건설 등 투기억제대책으로 안정된 시기를 맞이하였다. 그러나 1997년 후반 발생한 IMF 외환위기의 영향으로 부동산시장은 급격히 변화하였다. IMF 외환위기에 따른 전반적인 경기침체로 부동산 수요가 정체되고 부동산 가격이 하락하는 등 자산디플레이 현상으로 아파트가격이 급락하였다(박희석, 2007). 그러나 '주택경기 활성화 대책' (1998. 5. 22), '주택경기 활성화 자금지원 방안' (1998. 6. 22), '건설산업 활성화 방안' (1998. 9. 25), '건설 및 부동산경기 활성화 대책' (1998. 12. 12) 등의 부동산 부양책으로 서울의 아파트가격이 1998년 말 이후 다시 상승하였다(박희석, 2007).

아파트가격 상승에 있어 주목할 만한 것은 지역에 따라 차별화된 아파트가격 상승이 이루어졌다는 것이다. 이는 자산가치 상승에 따른 계층간 불균형을 가져왔고, 지역간 상대적 박탈감 및 위화감을 조성하여 사회통합을 저해하는 수준까지 이르렀다(장영희·용해경, 2004). 특히, 특정지역의 높은 아파트가격은 해당 지역의 경제적 진입장벽으로서의 역할을 하여 특정 계층의 공간 확보 및 유지를 강화시키고 있다(최은영, 2006).

이러한 문제들이 사회적으로 이슈화되면서 아파트가격 불균등에 대한 연구들이 이루어지고 있다. 이 연구들은 주요 도시간(한주연, 1999; 2000; 류연택, 2006), 또는 서울의 강남과 강북지역간(한주연, 2002; 이근호, 2006)의 아파트(주택)가격 불균등을 주로 다루고 있으며, 행정구역간의 평균 3.3 m<sup>2</sup>당 가격을 단순 비교하거나 지니계수와 같은 측

정지수 값으로 불균등을 요약 및 기술하는 접근방법으로 취하고 있다.

아파트가격은 그것이 위치한 지역의 영향을 받는다. 물리적·기술적으로 유사한 주택이라 할지라도 주택이 위치한 지역의 사회적, 경제적 특성 등이 주택가격에 차별적으로 영향을 줌으로서 주택이 위치한 지역에 따라 주택의 가격 차이가 크게 발생한다(정건섭·이상엽, 2007). 또한 특정 지역의 아파트 가격 형성에 주변 공간 및 지역에 있는 아파트의 가격이 영향을 주며, 특정지역의 아파트가격 변동은 주변지역의 아파트가격에 영향을 주고 이는 주변지역간 연계를 통해 확산된다. 이와 같은 공간이 아파트가격에 미치는 영향을 기존 연구들은 간과하고 있으며, 기존 접근방식은 이를 고려할 수 없다.

본 연구는 이러한 아파트가격 불균등에 대한 기존 접근방법의 한계를 극복할 수 있는 접근방식을 도입하여 기존에는 파악하지 못한 아파트가격 불균등의 공간적인 측면을 분석하고자 한다. 이와 관련된 구체적인 연구 목적은 서울시 아파트가격 불균등의 추이를 파악하고 이에 대한 지역이 기여하는 바와 아파트가격 불균등의 공간분포 변화 양상을 파악하는데 있다.

## 2. 연구 범위 및 방법

연구의 공간적 범위는 IMF 경제위기 이후 아파트 매매가 상승이 지역적 차이를 보이는 서울특별시이며, 일반적으로 자료 구득이 가능한 최소 단위인 행정동을 기본 분석단위로 하였다.

분석에 사용된 데이터의 시간적 범위는 1998년 12월부터 2007년 5월까지이지만, 분석시간 단위를 6개월로 함에 따라 연구의 시간적 범위는 1999년 5월부터 2007년 5월이다.

연구 방법은 다음과 같다.

첫째, 문헌연구를 통해 아파트가격 불균등에 대한 기존 연구의 한계를 밝히며 이를 극복할 수 있는 접근방법을 모색한다.

둘째, 요약적 불균등 측정지수인 지니계수, Theil's T, 일반화된 엔트로피지수를 통해 아파트 가격 불균등 추이를 파악하고, 로렌츠 곡선과 그룹간 불균등의 그룹내 불균등에 대한 비율(B/W)을 이용하여 측정지수들간의 차이에 내포되어 있는 아파트가격 분포의 변화를 살펴본다.

셋째, Theil's T를 이용하여 행정동이 특정 자치구에 속함으로써 기대되는 아파트가격간의 불균등과 자치구내에서 발생하는 행정동간 아파트가격 불균등으로 총 불균등을 분해하여, 총 불균등에 대한 자치구라는 지역의 기여도를 파악하고 불균등 변화를 유발한 자치구를 알아본다.

넷째, 공간연관성 지수를 이용하여 전역적·국지적 아파트가격의 공간분포 패턴을 파악한다.

### 3. 자료 구축

분석 자료는 (주)부동산 114 제공의 아파트 매매가이며, 이를 다음과 같이 정제하여 사용하였다.

첫째, 2007년 7월 1일부터 부동산 관련 법률 개정으로 법정계량단위(m<sup>2</sup>) 의무 사용에 따라 과거 '평' 단위를 m<sup>2</sup>단위로 변환(1평≒3.3m<sup>2</sup>)하였다.

둘째, 부동산 114의 아파트 자료에는 아파트와 연립주택이 혼재되어 있어 법률적 의미의 아파트<sup>1)</sup>만을 선별하였다.

셋째, 2007년 8월의 자치구역을 기준으로 1999년부터 2007년까지 자치구역을 일치시켰다.

넷째, 행정동간 아파트 가격을 비교하기 위해서는 아파트 단지의 세대수 자료가 필요하다. 이에 따라 세대수가 없는 데이터는 분석 대상에서 제외하였다.

분석 자료 형태는 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격이다. 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격은 아파트 규모의 영향을 배제하고 행정동별 비교를 가능하게 하기 위해 아파트 단지의 평형별 세대수를 가중하여 구하였다. 우선 특정 행정동에 속하는 아파트 단지들의 평형별 매매상한가와 매매하한가의 중간값에 세대수를 가중하여 이들의 합을 구하고, 해당 행정동에 속하는 아파트 단지들의 평형별 면적(m<sup>2</sup>)에 세대수를 가중한 값들의 합을 구한다. 전자에서 산출한 합계를 후자의 합계로 나누어 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격을 구한다. 식은 [식 1]과 같다.

$$\text{행정동별 아파트 } m^2 \text{ 당 가격} = \frac{\sum_{apt=1}^n (\text{매매상한가} + \text{매매하한가}) / 2 \times \text{세대수}}{\sum_{apt=1}^n \text{면적} \times \text{세대수}} \quad [\text{식 1}]$$

apt : 아파트 단지의 평형별 매매가 데이터  
n : 아파트 단지의 평형별 매매가 데이터 수

1) 주택건설촉진법 시행령 제2조 공동주택의 종류와 범위에서 아파트는 5층 이상의 주택으로 규정되어 있다.

#### 4. 자료의 한계 및 극복 방법

시계열적인 불균등 변화 분석에 있어 분석 대상 자료의 일관성 유지는 중요하다. 불균등이 실제로 변한 것이 아니라 사용된 자료의 변동에 의해 발생할 수 있기 때문이다.

본 연구의 분석 대상 자료는 이러한 일관성 측면에서 한계를 지니고 있다. 분석 결과에 영향력이 큰 행정동이 전(T-1)시점에는 분석에 포함되나 현(T)시점에서는 포함되지 않음으로서 시계열적인 변화를 야기할 수 있다. 이는 아파트가격을 분석 자료로 사용하는 연구들 대부분이 부딪히는 문제일 것이다. 이를 해결할 수 있는 방법으로 두 가지를 생각해 볼 수 있다.

첫 번째는 모든 시점에서 공통적으로 존재하는 자료만을 대상으로 분석하는 것이다. 그러나 이러한 방법은 취득한 자료를 활용도는 낮게 하며, 분석결과의 현실성에 한계가 있다.

두 번째 방법은 시물레이션을 통해 자료의 변동에 의해 발생할 수 있는 분석 결과의 변화 범위를 파악하여 분석으로 도출된 불균등 변화가 자료의 변동에 의한 변화 인지를 판단하는 것이다. 특정 행정동 자료에서  $n$ 개와  $n+\alpha$ 개를 랜덤하게 추출하여 각각의 불균등도를 측정한다. 이를 각각 1000번씩 반복하여 1000개의 불균등 측정치들의 신뢰구간을 구한다. 신뢰구간을 비교하여 자료의 변동에 의한 불균등 변화를 판단할 수 있을지를 확인한다.  $n+\alpha$ 개의 신뢰구간과  $n$ 개의 신뢰구간이 일정부분이라도 겹치면, 이는 실제 불균등도가 변했다기보다는 자료의 변동에 의한 불균등 측정치의 변화라고 할 수 있다. 따라서 이 경우, 신뢰구간을 통해 실제 불균등 변화 여부를 판단할 수 있다.

## II. 문헌연구

### 1. 공간이 아파트가격에 미치는 영향

아파트가격에 대한 공간의 영향은 두 가지 측면으로 볼 수 있다. 첫 번째는 아파트가 위치한 지역의 영향이고, 두 번째는 주변지역 아파트가격의 영향이다.

아파트가격은 건축연령, 면적(坪형)과 같은 물리적·기술적인 아파트 자체의 특성뿐만 아니라 그것이 위치한 지역의 영향을 받는다. 물리적·기술적으로 유사한 아파트이라 하더라도 주택이 위치한 지역의 사회적, 경제적 특성 등이 주택가격에 차별적으로 영향을 줌으로서 주택이 위치한 지역에 따라 가격 차이가 크게 발생한다(정건섭·이상엽, 2007).

매우 근접한 자산(property)들은 동시에 개발되는 경향이 있어 구조적 특성(주택 특성)이 유사하며 동일한 근린에 존재하는 자산(property)들은 중요한 근린 어메니티(학교, 도시, 경찰, 소방서 등에 대한 접근성)를 공유하고 거주자들이 유사한 통근 패턴을 갖고 있기 때문에 주택가격은 공간적으로 자기상관되어 있다(Basu and Thibodeau, 1998; Gillen et al., 2001). 또한 근접성 외부효과(proximity externality)로 인해 자산은 가까운 자산들의 시장가치에 영향을 주며(Gillen et al., 2001), 특정지역과 다른 지역간의 공간적 연계가 특정지역의 아파트가격이 결정되는데 중요한 영향을 준다(최명섭 외, 2003; 박헌수·안지아, 2005; 박헌수·김찬호, 2007).

이러한 공간의 영향은 아파트가격 불균등에 대한 지역의 영향과 주변지역 아파트가격과의 공간적 연관성 및 아파트가격 불균등의 공간분포를 살

퍼블 필요성을 제시한다.

## 2. 아파트가격 불균등에 관한 선행연구

주택가격 불균등에 대한 해외 선행연구는 거의 없다. Forrest(1991)가 영국의 남동지역과 그 외 지역간의 주택가격 차이의 비율을 헤도닉 함수를 이용하여 분석한 것이 거의 전부라 할 수 있다.

국내의 경우, 1997년 금융위기를 기점으로 발생한 지역에 따른 차별적인 주택가격 변화와 2001년의 주택가격 상승이 사회적으로 문제가 되면서 이에 대한 연구들이 이루어지기 시작하였다.

기존 연구들은 분석 공간단위에 따라 도시간, 도시내의 불균등 연구, 그리고 거주지 분리에 관한 연구들로 나눌 수 있다.

도시간 주택가격 불균등에 대한 연구는 류연택(2006)과 한주연(1999, 2000)의 연구가 있다. 류연택(2006)은 Theil's T를 이용하여 금융위기 이전과 이후의 도시 주택매매가 및 전세가 변동률의 공간적 차이를 분석함으로써, 공간적 불균등이 금융위기 이후에 커졌음을 밝혔다.

한주연(1999)은 1997년말 이후 주택가격의 하락기와 회복기에 수도권지역의 주택가격 하락과 상승 폭이 강원, 전북 등과 같이 도시화과정에서 인구의 증가가 크지 않았던 지방 도시들보다 더 컸음을 보였다. 주택 가격의 하락폭이 컸던 지역이 상승률도 크게 나타나 주택가격의 하락과 상승이 기존의 주택가격의 지역별 패턴에 변화를 초래하지는 못했을 것으로 보았다. 그리고 한주연(2000)은 금융위기 전후의 도시간 주택가격의 하락률과 상승률의 차이를 이용하여 금융위기에 따른 경제 침체를 경험하고 극복하는 과정에서 도시간 주택시장의 격차가 더욱 크게 벌어짐을 보였다.

도시내 주택가격의 불균등에 대한 연구로는 한주연(2002), 이근호(2006)의 연구가 있다. 한주연(2002)은 서울 및 수도권을 대상으로 1997년 후반과 2001년 후반 사이 주택가격 변화 정도를 분석하여 금융위기 이후 주택가격의 상승정도가 지역에 따라 차이를 보임으로서 수도권 불균등 정도가 심화되었고, 특히 도시내 주택에서 강남과 그 외 지역들간의 양극화가 심화됨을 밝혔다.

이근호(2006)는 1999년 5월과 2006년 5월 두 시점 사이의 강북과 강남지역의 평균매매가격증가율을 100으로 하였을 때 강북지역은 31.5%, 강남지역은 68.5%를 차지함을 보였다.

사회·경제적 특성이 서로 다른 집단간의 거주지 분리에 관한 연구에서 주택가격 불균등을 다루기도 하였다. 최은영(2004a)은 행정동별 아파트가격 불균등의 시계열적인 변화와 행정동별 아파트가격의 공간적 연관성 및 공간군집을 확인하였다. 또한 최은영(2004b)은 1997년과 2003년 사이 아파트가격 상승은 고학력집단이 집중되어 있는 지역을 중심으로 발생하였으며, 그 외 지역의 아파트가격은 정체되어 있거나 소폭 상승하여 지역간 불균등이 강화되었음을 밝혔다. 이 외에도 최은영(2006)은 강남을 중심으로 서울시의 아파트가격을 장기 시계열적(1989~2004년)으로 분석하여 금융위기 이후 서울시 아파트가격의 지역간 불균등이 확대되었으며, 강남은 부의 축적과 재생산이 다른 지역과 차별적으로 이루어지고 있어 거주 공간에 따른 공간적 불균등이 지속적으로 심화되고 있음을 보였다.

류연택(2006)과 최은영(2004a)이 사용한 Theil's T나 변동지수와 같은 불균등 측정지수들은 동일한 현상에 대해서도 각기 다른 특징을 포착하여 불균등을 측정하기 때문에, 하나의 지수로 불균등의 시

계열적인 변화를 판단한다는 것은 다소 무리가 있다. 더욱이 변동지수는 수치들의 분포에서 높은 수치들간의 불균등을 측정하는 데에는 효과적이거나 그 외 수치들간의 불균등을 측정하는 데는 한계가 있을 수 있다(Cowell, 1995).

이 외 연구들은 주택가격의 불균등을 분석했다 기보다는 지도나 그래프를 이용하여 지역간 평균 3.3m<sup>2</sup>당 가격이나 증가율을 단순 비교하는데 그치고 있다.

또한, 최은영(2004a) 연구를 제외하고는 주택가격의 공간적인 면을 간과하여 이로 인해 발생하는 다양한 공간현상을 파악하지 못하였다.

### 3. 연속자료의 불균등 분석방법

연속자료의 불균등에 관한 연구들은 소득불균등(income inequality) 분야에서 활발히 이루어지고 있다. 이 연구들이 사용하는 방법들은 크게 (1) 요약적 측정지수, 요인별로 지수를 분해하여 해당 요인이 전체 불균등에 기여하는 바를 측정하는 (2) 분해분석, 그리고 관측치들간의 공간효과를 고려한 (3)공간통계기법으로 구분할 수 있다.

불균등 연구에서 요약적 측정지수는 전체적인 불균등 경향을 파악하는데 사용된다(Fan and Casetti, 1994; Myles and Picot, 2000; Reuter and Ulrich, 2004; Yamamoto, 2008; Zhaohan et al., 2006). 일반적으로 변동지수, 지니계수, Theil's T, 일반화된 엔트로피 지수(Eo) 등이 이용되고 있다. 그런데 이러한 측정지들은 동일한 현상에 대하여 각기 다른 특징을 포착하여 불균등을 산출하여 Cowell, 1995), 하나만을 사용하기 보다는 다수를 함께 사용하여 전체적인 불균등 경향을 파악할 필요가 있다(Reuter and Ulrich, 2004; Yamamoto,

2008). 또는 로렌츠 곡선을 이용하여 지수들이 보이는 경향을 재확인하기도 한다(Reuter and Ulrich, 2004).

그리고 이 방법은 불균등을 하나의 수치로 요약하는 과정에서 의미있는 정보들이 상쇄 및 축소된다는 한계가 있다. 일부 지역들간의 불균등은 크고 그 외 지역들간의 불균등은 작은 경우와 같이 지역들간에 존재할 수 있는 불균등 변동을 무시하여(Fan and Casetti, 1994), 국지적 수준의 불균등을 파악하지 못한다. 또한 이 지수들은 공간을 고려하지 않기 때문에 공간패턴의 변화를 지수 값의 변화로 반영하지 못한다.

지수 분해는 성(性), 나이, 인종과 같은 인구학적 특성별, 소득원천별 또는 공간단위별 하위집단의 소득불균등이 전체 소득불균등에 미친 영향을 분석하는데 사용된다. 이 중 공간단위를 이용한 지수 분해는 전체적인 소득 불균등 수준이나 경향에 있어서 공간요인(spatial factor)이 기여하는 바를 정량적으로 측정하기 위해 고안되었으며(Shorrocks and Wan, 2005), 가능한 거시적인 패턴과 그 이면에 깊은 구조적인 요인간의 관련성을 파악하는데 귀중한 단서를 제공한다(Zhaohan et al., 2006). 또한 이 분석방법을 통해 불균등의 변화가 어느 지역으로부터 기인했는지 파악할 수 있다. 일반적으로 공간 분류기준은 국가나 지리적 지역, 기능지역, 인구조사단위(census track)와 같은 행정단위로 하며, 주로 분해가 가능한 Theil's T, 일반화된 엔트로피 지수를 사용한다.

그러나 이 방법에는 불균등 분해의 정성적·정량적 결과가 분석단위의 스케일에 매우 민감하다는 한계가 있다(Rey, 2004). 공간 분류기준에 따라 동일한 지역의 불균등이 달리 측정된다. 통합된 수준이 낮을수록 불균등이 크게 나타나는 경향이 있

으며(Reuter and Ulrich, 2004; Zhaohan et al., 2006), 이는 통합수준이 높을수록 데이터의 변동이 나타나지 않기 때문이다(Zhaohan et al., 2006). 그리고 이 방법은 위에서 지적한 요약적 측정지수와 동일한 한계점을 지니고 있어, 이를 통해서 불균등이 어떠한 공간분포 양상을 보이면서 진행되어 왔는지를 알 수 없다.

소득불균등에서 사용되는 공간통계기법은 공간계량경제모형과 탐색적 공간자료분석기법으로 구분할 수 있다. 주로 지역간 소득불균등과 지역소득수렴 연구에 사용된다.

공간계량경제모형은 공간계량경제학의 관점에서 지역소득 베타수렴<sup>2)</sup> 분석에 있어서의 유용성이 논의되고 있다(임업, 2003; Rey and Montouri, 1999). 이는 어떤 사상(phenomenon)의 공간분포와 그 이면에 있는 프로세스를 분석하는 방법으로서, 공간효과를 고려한 공간회귀(spatial regression models) 형태를 취한다(변필성, 2007). 공간가중치(spatial weight matrix)에 기반을 둔 설명변수(spatially lagged explanatory variable)를 투입하는 모델(cross-regressive model), 공간자기회귀 종속변수(spatially autoregressive dependent variable)를 활용하는 공간래그모델(spatial lag model), 공간자기회귀 오차(spatially autoregressive error)를 사용하는 공간오차모델(spatial error model)이 지역소득수렴 분석에 제안되고 있는 공간계량경제모형이다.

지역간 소득불균형이 감소하게 되면 시그마수렴<sup>3)</sup>이 이루어지게 되고 시그마수렴은 전체적인 지역

간 소득불균등의 감소를 의미한다. 따라서 본 연구는 분석방법을 분류하는데 있어 이들을 하나의 카테고리리로 간주한다.

시그마수렴은 일반적으로 지역소득분포의 표준편차로 측정된다(Rey, 2001). 그런데 이 척도는 지역간 소득들의 좁아짐 혹은 넓어짐을 야기한 프로세스에 대한 통찰력과 소득분포내 개별경제(individual economies)들의 상대적인 이동에 관한 정보를 제공하지 않으며, 지역소득들의 근원적인 지리적 분포를 고려하지 않는 한계가 있다(Rey, 2001). 또한 같은 평균과 분산을 이라고 할지라도, 이에 대한 공간패턴은 n!만큼 다른 패턴이 존재하기 때문에(Lee, 2001), 일반적으로 사용하고 있는 지역간 소득불균등과 시그마수렴을 측정하는 방법들은 불균등의 공간패턴을 측정하지 못한다. 이 외, 소득의 공간분포상의 존재할 수 있는 국지적인 공간적 이질성의 가능성을 고려하지 못한다.

이러한 한계를 극복하기 위해 탐색적 공간자료 분석이 시도되고 있다. 그 중에서도 공간연관성 지수(spatial association measure)에 기반을 둔 전역적인 Moran's I와 Geary's C, Local Moran's I, Local Geary's C, Local  $G_i$  등이 활용되고 있다.

공간연관성 지수를 통해 지역간 불균등과 공간적 의존성(spatial dependence)의 관계를 파악할 수 있으며, 기존의 비공간적인 측정지수로 알 수 없었던 지역간 소득불균등에 공간적 의존성이나 공간적 스케일 효과 등과 같은 공간이 미치는 영향 정도를 파악할 수 있다(Rey, 2004). 또한 공간연관성 지수를 이용한 분석에서 분석기간의 처음 시점

2) 베타수렴은 지역의 경제성장률과 1인당 소득간의 음의 관계를 의미하는 것으로(이상일, 2004), 낮은 1인당 소득을 가진 지역이 높은 소득을 가진 지역들보다 더 빠른 경제 성장률을 보인다는 것을 말한다.

3) 시그마 수렴은 시간이 흐르면서 지역들간의 1인당 소득 차이의 감소를 말한다(Rey, 2001).

과 마지막 시점에 동일한 지역들에서 분석변수들의 높은(또는 낮은) 값들이 군집(cluster)해 있으면 이는 공간적 불균등의 존속의 증거로 볼 수 있고, 반대로 유의미한 응집의 소멸은 활동과 부가 공간적으로 발달되었음을 나타내며, 어떤 군집들은 사라지고 다른 군집들이 생성되면 이는 높고 낮은 동적인 지역들의 위치 이동을 의미한다(Lopez-Bazo et al., 1999). 이변량 국지적 통계치(bivariate local statistics)는 여러 시점의 스냅사진들을 비교하여 이변량적인 핫스팟, 쿨드스팟을 탐지해 낼 수 있는데, 이는 시간상에서 발생한 공간 재구조화(spatial restructuring) 정도와 그 위치를 탐지하는데 효과적이다(이상일, 2004).

지금까지 살펴본 바에 의하면 공간을 고려하는 소득불균등 분석방법으로는 분해분석과 탐색적 공간자료분석 방법이 있다. 분해분석을 통해 소득불균등 수준이나 경향에 있어서 공간요인이 기여하는 바를 정량화할 수 있다. 이를 통해 아파트가격 불균등에 대한 지역이 기여하는 바와 불균등의 변화가 어느 지역에 의해 발생했는지를 파악할 수 있을 것으로 보인다. 그러나 위에서 언급하였듯이, 분해분석은 근본적인 소득의 공간분포에는 민감하지 못하다. 관측치의 위치를 고려해야하는 공간분포의 경우, 데이터에 내재되어 있는 관측치들간의 공간적 자기상관과 공간적 이질성과 같은 공간의 영향을 고려하는데 분해분석은 이를 반영하지 못한다.

불균등의 전역적, 국지적인 공간 변화 양상은 공간연관성 지수를 통해 파악할 수 있다. 그러나 이 방법 또한 불균등도를 정량적으로 표현하지는 못한다는 한계가 있다.

따라서 분해분석 기법과 공간연관성 지수는 상호 보완적으로 함께 사용할 필요가 있다. 분해분석으로 알 수 없는 아파트가격 불균등의 공간분포 변

화는 공간연관성 지수를 통해 알 수 있고, 공간연관성 지수로 알 수 없는 하위분석단위의 불균등 정도는 분해분석을 통해 파악할 수 있다. 두 분석방법을 함께 사용함으로써 기존에는 파악하지 못한 아파트가격 불균등의 공간적인 측면을 분석할 수 있을 것으로 판단된다.

### III. 연구방법론

#### 1. 요약적 불균등 측정지수

불균등을 하나의 수치로 요약하는 지수로는 변동지수, 지니계수, Theil's T, 일반화된 엔트로피 지수(E0) 등이 있다. 이 지수들은 동일한 현상이라 해도 각기 다른 특징을 포착하여 지수값을 산출하기 때문에, 지수에 따라 다른 연구 결과를 보일 수 있다. 그래서 주요 측정지수를 함께 사용하거나(Yamamoto, 2008), 로렌츠 곡선을 이용하여 지수들이 보이는 경향을 확인하는 방법을 취하기도 한다(Jenkins, 1995). 따라서 본 연구는 지니계수, Theil's T, 일반화된 엔트로피 지수를 함께 사용하며 불균등을 측정하고 로렌츠 곡선을 이용하여 지수들의 경향을 확인한다. 측정지수들의 식은 [표 1]와 같다. 측정지수 식에서의 n은 지역 수,  $x_i$ 와  $x_j$ 는 i, j 지역의 측정치,  $\bar{x}$ 는 x 값의 평균을 의미한다.

[표 1] 요약적 불균등 측정지수

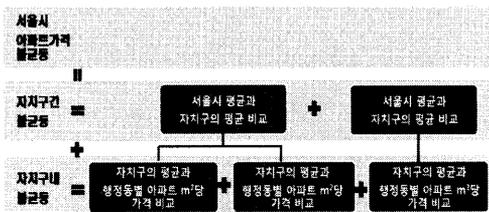
측정지수	식
지니계수	$G = \frac{1}{2n^2 \bar{x}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n  x_i - x_j $
Theil's T	$T = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n\bar{x}} \log \left( \frac{x_i}{\bar{x}} \right)$
일반화된 엔트로피 지수	$E_0 = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \log \left( \frac{\bar{x}}{x_i} \right)$

## 2. 불균등 분해분석

불균등 분해분석에 사용할 지수는 분해용이성(decomposability)과 하위집단 일관성(subgroup consistency)을 만족해야 한다. 분해용이성은 사회 전체 불균등과 그 사회를 구성하는 부분의 불균등 사이의 관계에 일관성이 있어야 한다는 것으로, 기본적인 개념은 하위집단간의 불균등의 합이 그 사회 전체의 불균등이라는 것을 의미한다(Cowell, 1995). 하위집단 일관성은 사회를 구성하는 하위집단들의 불균등 수준의 변화에 대해 전체 불균등 측정량이 정적(positive)으로 반응해야 한다는 조건이다(Sen, 1997).

Theil's T, 일반화된 엔트로피 지수는 이를 만족한다(Cowell, 1995). 이에 반해, 지니계수는 하위집단 일관성을 만족하지 못하여 분해시 하위집단들간에 중복되는 정도를 나타내는 잔차항을 두어야 한다(Sen, 1997).

개념적으로는 위치한 공간에 따라 하위집단을 분리할 경우, 공간간 불균등은 전체 평균과 공간단위의 평균을 비교하고, 공간내 불균등은 공간단위의 평균과 하위공간단위의 측정치를 비교하여 측정한다. 총 불균등에서 각 공간단위간 불균등과 공간단위내 불균등이 차지하는 비율을 통해 총 불균등에 기여하는 바를 판단한다. 이와 같은 분해분석 개념을 본 연구에 맞게 나타내면 (그림 1)과 같다.



(그림 1) 분해분석 개념도

본 연구는 Theil's T를 이용하며, 식은 [식 2]와 같다.

$$T = \sum_i \frac{n_i \bar{x}_i}{N \bar{x}} \log \left( \frac{\bar{x}_i}{\bar{x}} \right) + \sum_i \sum_j \frac{x_{ij}}{N \bar{x}} \log \left( \frac{x_{ij}}{\bar{x}_i} \right) \quad [\text{식 2}]$$

$n_i$ :  $i$ 자치구내 행정동의 개수

$$N = \sum_i n_i$$

$\bar{x}_i$ :  $i$ 자치구의 행정동별  $m^2$ 당 가격의 평균

$\bar{x}$ : 서울시의 행정동별  $m^2$ 당 가격의 평균

$x_{ij}$ :  $i$ 자치구  $j$ 행정동의 행정동별  $m^2$ 당 가격

## 3. 공간통계

불균등의 전역적, 국지적인 공간 변화 양상은 공간통계기법 중에서 공간연관성 지수를 통해 파악할 수 있다. 이 지수는 연구 지역내 단위 구역들의 속성 값이 그 주변지역의 값들과 유사한 정도를 정량적으로 측정해준다.

전역적 지수로는 Moran's I (Moran, 1948)가 가장 일반적으로 사용되고 있다. 이는 공분산 개념을 이용하여 전체 평균과 비교하여 참조지역과 이웃한 지역들의 값들의 유사성을 판단한다. 식은 [식 3]과 같다.

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{W \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad [\text{식 3}]$$

$n$ : 공간단위의 수

$w_{ij}$ : 공간가중치 행렬

$W$ : 근린가중치행렬 전체의 합 ( $i \neq j$ )

$x_i$ :  $i$ 지역 관측치

$x_j$ :  $j$ 지역 관측치

$\bar{x}$ : 전체지역에서의  $x$ 의 평균

Moran's I값의 범위는 -1에서 1이다. 모든 주변 지역들이 유사한 값을 가질수록 1에 가까운 값을 가지며 이는 유사한 값들이 지역적으로 군집해 있

음을 의미한다. 반대로, 주변지역의 값들이 완벽하게 분산되어 있을 경우 -1에 가까운 값을 가진다.

Moran's I의 국지적 공간지수인 Local Moran's I(Anselin, 1995)는 관측치들을 표준화함으로서 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

$$z_i = (x_i - \bar{x}) / \sqrt{m_2}$$

$$z_j = (x_j - \bar{x}) / \sqrt{m_2}$$

$$m_2 = \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2$$

[식 4]

- $n$ : 공간단위의 수
- $w_{ij}$ : 공간가중치 행렬
- $x_i$ :  $i$ 지역 관측치
- $x_j$ :  $j$ 지역 관측치
- $\bar{x}$ : 전체지역에서의  $x$ 의 평균

Local Moran's I 식을 보면, 참조지역( $i$ )과 이웃한 지역들( $j$ )이 전체지역 평균에서 얼마나 벗어났는지를 통해 공간연관성을 파악한다. 평균대비 참조지역과 이웃지역 값이 같거나 매우 유사하면  $I$ 값이 높게 나오고, 값들의 차이가 크면  $I$ 값은 작아진다.

Local Moran's I는  $z_i$ 와  $\sum_j w_{ij} z_j$ 로 분해하여 참조지역과 이웃지역간의 관계를 파악할 수 있다.  $z_i$ ,  $\sum_j w_{ij} z_j$  각각은 음의 값과 양의 값을 보일 수 있다. 이에 따라 참조지역과 주변지역의 연관관계는 4가지 경우의 수를 가진다. 첫 번째는 참조지역 값과 주변지역 값이 높은 경우(High-High)이며, 두 번째는 참조지역 값과 주변지역 값이 낮은 경우(Low-Low)이다. 세 번째는 참조지역 값은 높는데 주변지역 값은 낮은 경우(High-Low)이며, 네 번째는 참조지역 값은 낮는데 주변지역 값은 높은 관계(Low-High)이다. 이러한 네 가지 유형으로 각 지역들과 그 주변지역들간의 공간연관 관계를 분류

하고 이를 지도화하여 시각적으로 공간적 군집을 파악할 수 있다.

그러나 공간적 군집이 군집내 변동(variance)이 거의 없다는 의미는 아니며 공간적 군집내에서도 국지적인 변동이 있을 수 있다(이상일, 2004). 이러한 변동은 국지적 동질성(spatial homogeneity)을 평가하는데 유용한 Local Geary's C(Anselin, 1995)를 이용하여 측정할 수 있다. 식은 [식 5]와 같다.

Local Geary's C는 참조지역과 주변 지역들을 서로 직접 비교하여 그 차이에 의해 통계량이 결정된다. 전체지역의 평균이 아닌 참조 지역과 이웃들간에 평균적인 차이를 추산함으로서 배타적으로 국지적 동질성을 측정한다.

$$c_i = (1/m_2) \sum_j w_{ij} (z_i - z_j)^2$$

$$z_i = x_i - \bar{x}$$

$$z_j = x_j - \bar{x}$$

$$m_2 = \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2$$

[식 5]

- $n$ : 공간단위 수
- $w_{ij}$ : 공간가중치 행렬
- $x_i$ :  $i$ 지역 관측치
- $x_j$ :  $j$ 지역 관측치
- $\bar{x}$ : 전체지역에 대한  $x$ 의 평균

#### IV. 서울시 아파트가격의 추이

일반적으로 서울시 아파트가격 불균등은 강남권과 강북권간의 가격 차이내지, 강남3구<sup>4)</sup>와 그 외 지역들간의 가격 차이로 알려져 있다. 이에 따라 본 연구는 서울시, 강남3구, 강북3구<sup>5)</sup>의 아파트가격 변화를 중심으로 분석기간을 구분하고, 이들의 아파트가격 변화를 살펴본다. 좀 더 세부적인 아

파트가격 변화는 자치구별 아파트가격과 행정동별 아파트가격 변화를 통해 알아본다.

서울시, 강남3구, 강북3구, 서울시 각 자치구, 각 행정동에 속하는 원(原)아파트가격 자료에 세대수를 가중하여 각각의 아파트 m<sup>2</sup>당 가격을 구하였다.

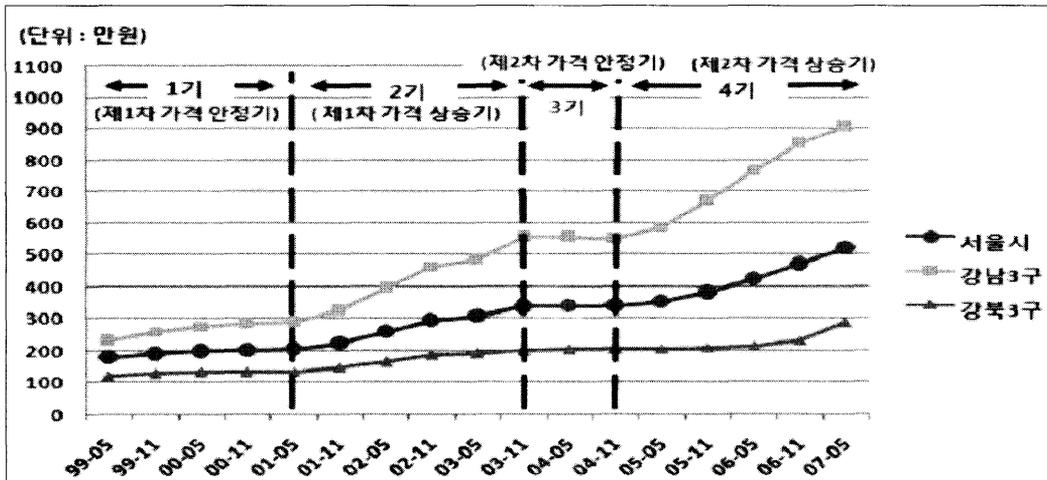
### 1. 서울시, 강남3구, 강북3구의 아파트가격의 추이

1999년 5월과 2007년 5월 사이, 서울시 아파트가격은 전반적으로 상승하는 경향을 보인다(그림 2). 이는 크게 4기간으로 구분할 수 있다. 제1기는 1999년 5월부터 2001년 5월까지로서 비교적 안정된 상태를 보인 기간이고, 제2기는 가격이 상승하는 경향을 보인 2001년 5월부터 2003년 11월까지이다. 2003년 11월 이후 약 1년간은 가격 변화가

거의 없는 안정기로서 제3기로 구분할 수 있다. 제4기는 2004년 11월 이후로 아파트가격이 급격히 상승한 기간이다.

이와 같이 1999년 5월부터 2007년 5월까지의 서울시 아파트가격의 추이에는 각각 2번의 가격안정기와 가격상승기가 있었다. 본 연구는 제1기를 제1차 가격안정기, 제2기를 제1차 가격상승기, 제3기를 제2차 가격안정기, 제4기를 제2차 가격상승기라 명명한다.

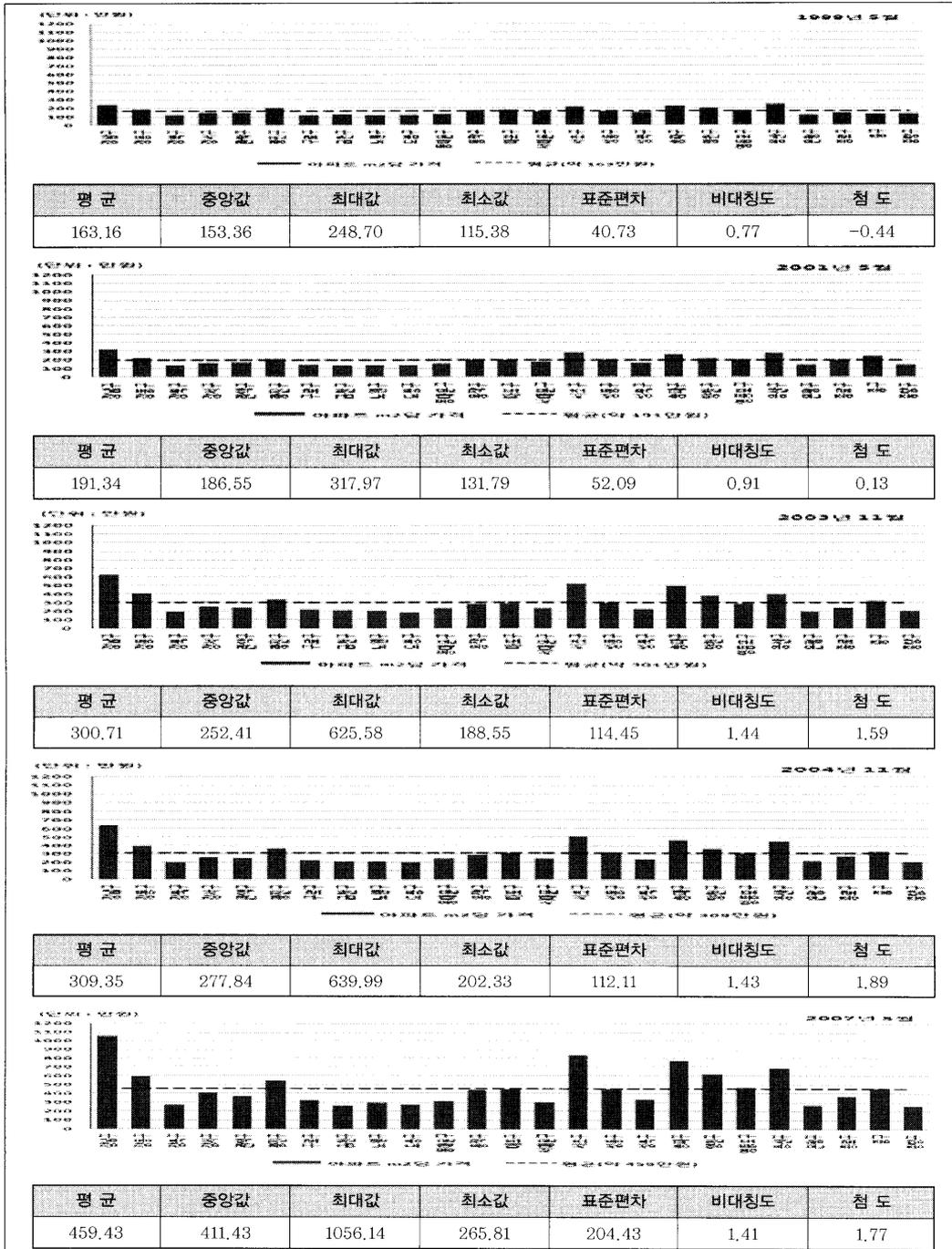
강남3구와 강북3구의 경우, 강남3구는 서울시 전체와 유사한 경향을 보인다. 그러나 강북3구는 다르다. 제1차, 제2차 가격안정기에는 서울시 전체와 비슷한 경향을 보이지만 제1차, 제2차 가격상승기에는 서울시 전체나 강남3구에 비해 가격 변화가 미비하다. 특히 제2차 가격상승기에 속하는 2004년 11월부터 2006년 5월 사이 서울시 전체와 강남3구의 가격 상승은 다른 시기들에 비해 컸음에도



(그림 2) 서울시, 강남3구, 강북3구의 아파트 m<sup>2</sup>당 가격

4) 강남구, 서초구, 송파구

5) 강북구, 노원구, 도봉구



〈그림 3〉 자치구별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격

불구하고 강북3구는 거의 상승하지 않았다.

한편, 아파트가격 상승 정도를 보면, 1999년 5월 부터 2007년 5월사이 서울시 전체는 약 340만원 (1999. 5. 약 178만원, 2007. 5. 약 519만원) 상승하였다. 이를 지역적으로 나누어 살펴보면 강남3구는 약 674만원(1999. 5. 약 231만원, 2007. 5. 약 905만원)이 상승하였으며, 강북3구는 약 169만원(1999. 5. 119만원, 2007. 5. 288만원)이 상승하였다.

## 2. 자치구별 아파트가격의 추이

앞서, 1999년 5월부터 2007년 5월까지 서울시 아파트가격의 변화에는 각각 2개의 가격안정기와 가격상승기가 있었으며, 각 기간의 구분 시점은 2001년 5월, 2003년 11월, 2004년 11월임을 확인하였다. 이러한 기간의 구분 시점을 중심으로 자치구별 아파트가격의 변화를 살펴보면 <그림 3>과 같다.

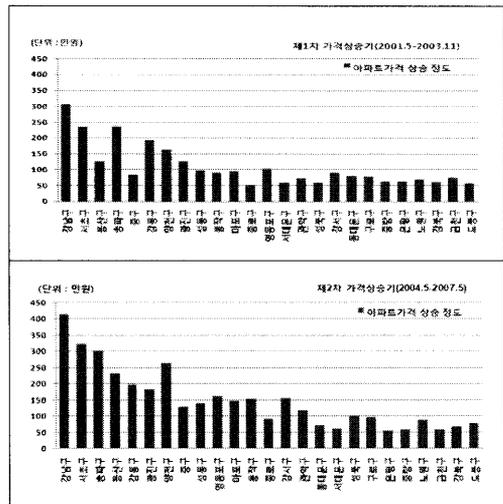
이는 기간 구분시점별 자치구의 아파트 m<sup>2</sup>당 가격을 나타낸 것이다. 시간이 지남에 따라 자치구간 아파트가격의 차이가 커졌음을 알 수 있다. 그 차이는 제1차·제2차 가격상승기에 확대되었으며, 제1차 가격상승기보다 제2차 가격상승기에 더욱 커진 것으로 나타났다. 제1차 가격상승기에는 강남구, 강동구, 서초구, 송파구, 양천구의 아파트가격 상승정도가 다른 자치구들에 비해 크며, 제2차 가격상승기에는 강남구, 서초구, 송파구, 양천구, 용산구의 아파트가격 상승정도가 상대적으로 크다. 그리고 이들 기간의 표준편차가 제1·2차 가격안정기의 거의 두 배나 크다. 이러한 면들을 종합해 볼 때, 서울시의 아파트가격 상승이 지역에 따라 차별적으로 이루어졌음을 알 수 있다. 한편, 제1차·제2차 가격안정기에는 자치구별 아파트가격

이 거의 변화가 없는 것으로 나타났다.

아파트가격 상승기에 아파트가격이 높은 지역들의 상승 정도가 낮은 지역들에 비해 더 크다는 것은 <그림 4>에서 알 수 있다. 두 그래프는 제1차, 2차 가격상승기의 시작 시점인 2001년 5월과 2004년 5월의 자치구별 아파트가격을 기준으로 내림차순으로 정렬한 각 자치구의 가격 상승 정도를 나타낸 것이다.

제1차 가격상승기에는 용산구와 중구를 제외하고 강남구부터 마포구까지 아파트가격의 상위 9개 자치구의 상승 정도가 오른쪽으로 갈수록 작아지며, 그보다 낮은 아파트가격을 보이는 자치구들의 상승정도는 영등포구, 강서구와 같은 몇몇 자치구를 제외하고는 거의 비슷하다. 제2차 가격상승기는 약간의 등락은 있으나 전반적으로 대부분의 자치구들이 높은 아파트가격일 보이는 지역일수록 상승정도가 크게 나타났다.

한편, 제2차 가격안정기에는 아파트가격이 높은 서초구, 송파구, 강동구, 양천구와 같은 지역들의



<그림 4> 가격상승기의 자치구별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격 상승 정도



자료의 변동에 의한 불균등 변화 여부를 판단할 수 있음을 의미한다.

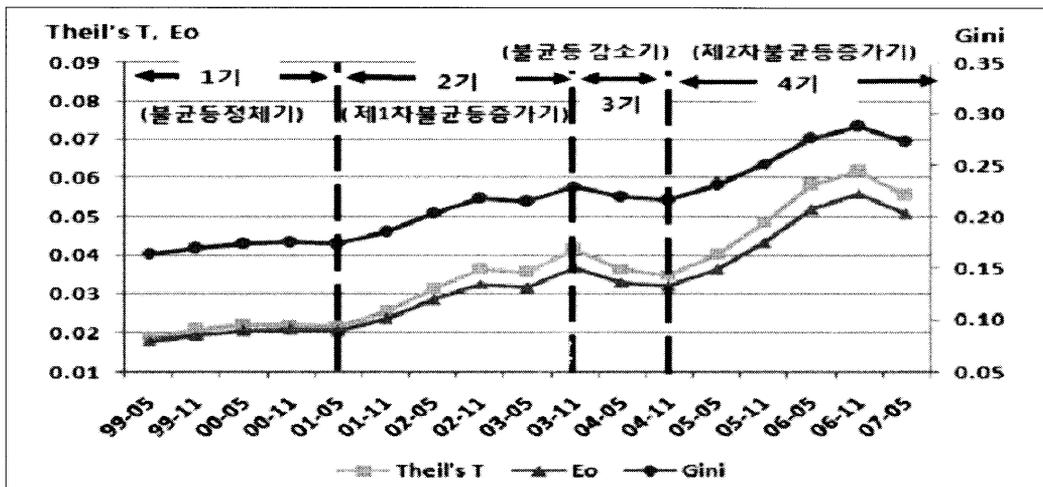
이에 따라 각 시점의 분석 자료에서 50개를 간격으로 250개부터 450개 중 추출할 수 있는 최대 개수만큼 행정동 자료를 추출하여 위와 같이 시물레이션 하였다. 그 결과 지니계수, Theil's T, 일반화된 엔트로피 지수 모두가 모든 시점의 신뢰구간이 겹치지 않는 것으로 나타났다. 이는 지니계수, Theil's T, 일반화된 엔트로피 지수에 의해 측정된 분석기간(1999.5 -2007.5)동안의 아파트가격 불균등 변화가 자료의 변동에 의해서가 아닌 실제로 변한 것임을 의미한다. 따라서 아파트가격 불균등의 추이에 대한 본 연구의 분석 결과는 통계적으로나 실질적으로 의미가 있다고 할 수 있다.

〈그림 7〉은 분석기간 동안의 서울시 아파트가격 불균등의 변화를 나타낸 것이다. 이를 통해 아파트가격 불균등이 전반적으로 증가하고 있으며, 그 추세는 아파트가격과 유사함을 알 수 있다. 아파트가격 상승기에는 불균등이 증가하는 경향을 보이며, 아파트가격 안정기에는 불균등이 정체하거나 감소하는 것으로 나타났다. 이는 아파트가격이 높은 지역들의 각 기간별 아파트가격 변화가 커서 아파트가격 변화와 불균등의 추이가 유사하게 나타나는 것으로 사료된다.

이에 따라 아파트가격 추이와 같이 불균등의 변화도 크게 4기간으로 구분할 수 있다. 첫 번째 기간은 제1차 가격안정기인 1999년 5월과 2001년 5월 사이이다. 이 기간에 Theil's T는 0.0185에서 0.0218로, 일반화된 엔트로피 지수는 0.0178에서 0.0204로, 지니계수는 0.1635에서 0.1734로 다소 증가하였으나 그 정도가 다른 기간에 비해 미비하다. 따라서 본 연구는 이 기간을 불균등 정체기라 한다.

제1차 가격상승기(2001.5-2003. 11)와 제2차 가격상승기(2004.11-2007.5)에는 불균등도가 증가한 것으로 나타났다. 제1차 가격상승기에 Theil's T는 0.0218에서 0.0415로, 일반화된 엔트로피지수는 0.0204에서 0.0367로, 지니계수는 0.1734에서 0.2300으로 증가하였다. 제2차 가격상승기에는 Theil's T는 0.0350에서 0.0554로, 일반화된 엔트

로프 지수는 0.0178에서 0.0204로, 지니계수는 0.1635에서 0.1734로 다소 증가하였으나 그 정도가 다른 기간에 비해 미비하다. 따라서 본 연구는 이 기간을 불균등 정체기라 한다.



〈그림 7〉 행정동별 아파트 m²당 가격 불균등

로피 지수는 0.0320에서 0.0506로, 지니계수는 0.2164에서 0.2732로 증가하였다. 이에 따라 제1차 가격상승기를 제1차 불균등증가기로, 제2차 가격상승기를 제2차 불균등증가기로 구분한다.

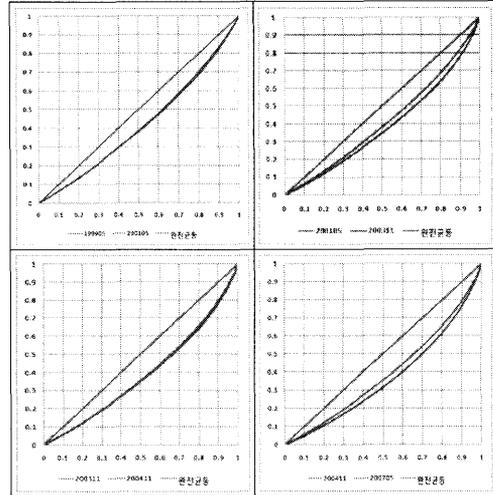
제2차 가격안정기인 2003년 11월과 2004년 11월 사이에 Theil's T는 0.0415에서 0.0350로, 일반화된 엔트로피 지수는 0.0367에서 0.0320로, 지니계수는 0.2300에서 0.2164로 감소하였다. 따라서 이 기간을 불균등 감소기라 한다.

한편, 위의 불균등 지수들이 전반적인 경향은 유사하나 각기 다른 특징을 포착하여 불균등도를 측정하여 Theil's T나 일반화된 엔트로피 지수에 비해 지니계수의 변동이 작게 나타났다. 이에 따라 로렌츠 곡선<sup>6)</sup>을 통해 불균등의 전반적인 경향을 재확인하였다(그림 8).

전반적으로는 시간이 지남에 따라 아파트 행정동별 m<sup>2</sup>당 가격의 불균등이 커진 것을 알 수 있다.

기간별로 보면, 불균등정체기에는 로렌츠 곡선이 거의 변화가 없다. 불균등 측정지수들이 차이를 보이기 시작한 제1차 불균등증가기에는 전체적으로 모든 분포에서 불균등이 커진 것으로 나타났다. 특히, 분포의 오른쪽으로 갈수록 그 정도가 심해진다. 이는 아파트가격이 낮은 지역들간의 가격 차이보다 높은 지역들간의 가격 차이가 더욱 커졌음을 의미한다. 제1차 불균등증가기와 마찬가지로 제2차 불균등증가기에는 전체적으로 모든 분포에서 불균등 정도가 커진 것으로 나타났다. 불균등안정기에는 로렌츠 곡선은 거의 변화가 없다.

로렌츠 곡선에서 주목할 점은, 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격의 분포 전체적으로 불균등도가 증가하



〈그림 8〉 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격 분포의 변화

고 있지만, 그 중에서도 특히 상대적으로 아파트 가격이 높은 지역들간의 불균등이 커지고 있다는 것이다. 이는 서울시 아파트가격 불균등이 아파트 가격이 높은 지역과 낮은 지역들간의 문제만이 아니라 가격이 높은 지역들간의 불균등 또한 중요함을 보여준다.

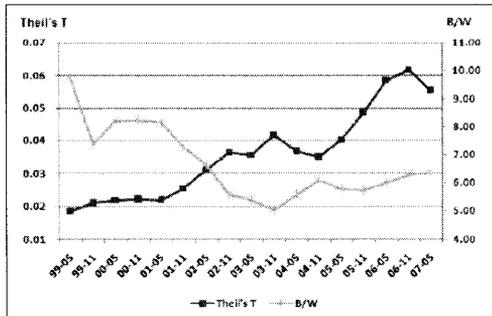
그러나 로렌츠 곡선으로는 분포상 불균등도의 변화와 대략적인 아파트가격 분포의 변화만을 파악할 수 있을 뿐, 그 변화 정도는 알 수는 없다. 이는 그룹간 불균등의 그룹내 불균등에 대한 비율(B/W)로 파악할 수 있다. 이것은 분포의 군집에 보다 큰 비중을 두면서 분포의 변동이 지수 값의 변동으로 나타날 수 있도록 설계되었다(신동균·전병유, 2005). B/W는 그룹내내 아파트 m<sup>2</sup>당 가격의 산포도와 각 그룹의 평균간의 거리를 이용하여 그룹들내 아파트 m<sup>2</sup>당 가격의 차이에 대한 그

6) 로렌츠 곡선 그래프에서 Y축은 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격의 누적비율을 나타내며, X축은 행정동의 누적비율을 의미한다.

룹들간의 평균적인 거리를 측정한다(Zhang and Kanbur, 2001).

본 연구는 행정동을 아파트가격에 따라 5개 그룹으로 분류하였다. B/W측정값의 변화는 <그림 9>와 같다. 불균등 기간과 일관된 관계를 보이지는 않는다. 그러나 B/W 추이는 2003년 11월을 기점으로 두 구간으로 나눌 수 있다. 2003년 11월 이전은 B/W의 값이 감소하는 경향을 보이며, 그 이후에는 증가하는 경향을 보인다.

기간별로 보면, 불균등정체기에 B/W는 1999년 5월과 2000년 5월 사이에 상대적으로 큰 폭의 변동을 보였고 그 이후에는 변화가 없다. 제1차 불균등 증가기에는 B/W값이 8.1478에서 5.0091로 크게 하락하였고, 불균등감소기에 오히려 B/W값이 5.0091에서 6.0662로 증가하였다. 제2차 불균등증가기에는 2004년 11월(6.0662)과 2005년 11월(5.7286) 사이에 다소 하락하였지만, 그 이후 2007년 11월에 B/W값이 6.3806로 완만한 상승세를 보였다. 이러한 전반적인 추세를 볼때, 5개 그룹별 아파트가격 평균을 중심으로 이루어진 군집 정도는 불균등정체기에는 1999년 11월을 중심으로 큰 변동을 보이다가 2000년 5월 이후에는 그 수준이 유지되었고, 제1차 불균등증가기에는 급격히 하락



<그림 9> 5개 그룹의 군집도 변화

하였고, 그 이후 불균등 감소기와 제2차 불균등 증가기를 거치면서 완만하게 상승하고 있다고 판단된다.

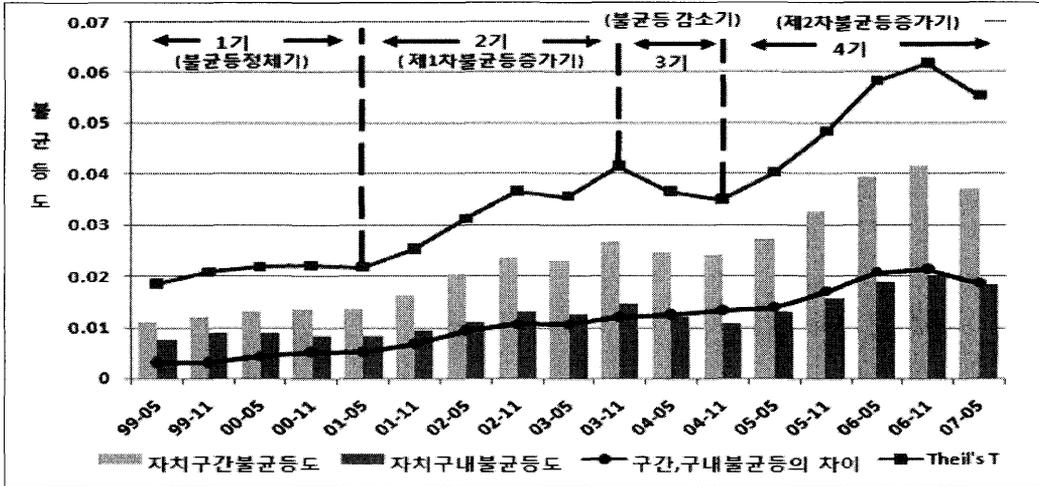
여기에서 주목할 점은 전반적으로 B/W값이 높다는 것이다. B/W값이 가장 높았던 1999년 5월에는 9.7248이었으며, 가장 낮았던 2003년 11월에도 5.0091에 달했다. 이는 기본적으로 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격의 분포는 국지적인 평균을 중심으로 높은 군집성을 보임을 의미한다. 또한 그 만큼 그룹내 아파트가격의 유사성은 높으며, 그룹간 평균의 차이는 크다는 것을 나타낸다.

## 2. 아파트가격 불균등에 대한 지역의 기여도

아파트가격 불균등의 시계열적인 변화에 대한 지역의 기여도는 '자치구' 라는 행정구역 단위를 중심으로 살펴보았다.

아파트가격 불균등에 대한 자치구의 기여도는 불균등을 자치구간 불균등과 자치구내 불균등으로 분해함으로써 파악할 수 있다. 자치구간 불균등이라는 것은 행정동이 특정 자치구에 속함으로서 기대되는 아파트가격간의 불균등을 말하며, 자치구별 평균적인 행정동 아파트 m<sup>2</sup>당 가격을 비교하여 측정한다. 자치구내 불균등은 동일 자치구내에 존재하는 행정동간의 아파트가격 차이로 발생하는 불균등을 말하며, 자치구내 행정동간 아파트가격의 유사성으로 해석할 수 있다.

불균등은 Theil's T를 이용하여 분해하였으며, 그 결과는 <그림 10>과 같다. 자치구간 불균등과 자치구내 불균등의 시계열적인 변화는 Theil's T의 추세와 유사하다. 그러나 서울시 아파트가격 불균등에 있어 자치구간 불균등 정도가 자치구내 불균등 정도보다 크며, 그 차이가



〈그림 10〉 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격의 자치구간, 자치구내 불균등

전반적으로 꾸준히 증가하는 경향을 보인다. 이는 아파트가격 불균등이 변화하는데 있어 자치구간 불균등이 기여한 바가 자치구내 불균등보다 크며, 상대적으로 자치구내 행정동간 아파트 가격은 유사해지고 그만큼 자치구 각각의 평균적인 행정동 아파트가격간의 차이가 커지고 있음을 의미한다.

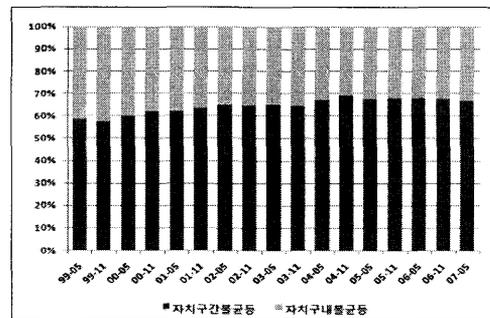
또한, Theil's T의 약 60%-70%가 자치구간 불균등에 기인한다(그림 11). 자치구간 불균등의 기여도는 1999년 5월 58.48%에서 2004년 11월 69.03%까지 완만히 상승하였으며, 그 후에는 그 수준이 유지되고 있다.

이상에서 살펴본 바를 종합하면, 기본적으로 서울시 아파트가격 불균등에 있어 자치구가 기여하는 바는 매우 크며, 8년(1999.5-2007.5)동안 자치구간, 자치구내 불균등도 모두 커졌지만 상대적으로 자치구내 행정동들의 아파트가격은 유사해지고 그만큼 자치구간 아파트가격의 차이가 확대되면서 서울시 아파트가격 불균등도가 커져 왔음을 알

수 있다.

자치구간 불균등도는 자치구 각각의 평균적인 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격과 전체 평균을 비교하여 얻은 수치들의 총합이다. 따라서 합산 전 수치를 통해 자치구별 기여도를 파악할 수 있다. 전체 평균을 기준으로 이보다 자치구의 평균 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격이 크면 양의 기여도, 작으면 음의 기여도를 보이게 된다. 〈그림 12〉는 이를 나타낸 것이다.

자치구간 불균등에 있어 강남구가 기여하는 바



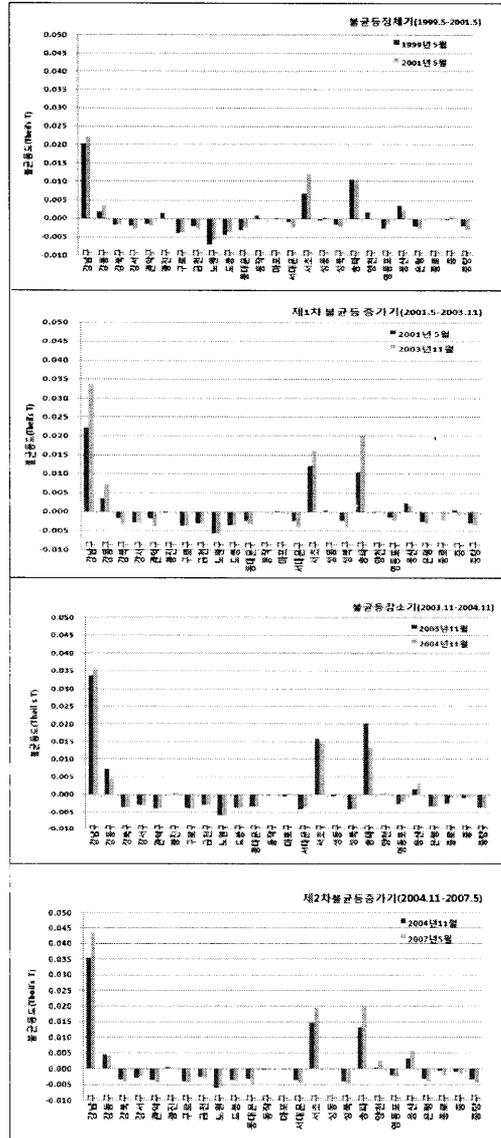
〈그림 11〉 자치구간, 자치구내 불균등 기여도

가 가장 크며, 그 다음이 서초구, 송파구이다. 기여도는 작지만, 이들과 더불어 강동구, 용산구가 꾸준히 양의 기여도를 보이고 있다. 그 외 지역들 대부분은 음의 기여도를 보이며, 그 정도는 작다. 음의 기여도를 보이는 지역들 중에서 노원구의 기여도가 가장 크지만, 그 외 강북3구로 일컫는 강북구, 도봉구는 구로구, 금천구, 관악구, 강서구 등의 자치구들과 비슷한 수준이다.

기간별로 자치구간 불균등의 변화를 야기한 지역을 살펴보면, 불균등정체기에는 송파구에 의해 자치구간 불균등이 다소 변화하였고 제1차 불균등증가기는 강남구, 송파구, 서초구, 강동구에 의해, 불균등감소기는 송파구에 의해, 제2차 불균등증가기는 강남구, 서초구, 송파구에 의해 변한 것으로 나타났다. 이를 통해, 강남구, 서초구, 송파구에 의해 서울시 아파트가격 불균등이 변화되고 있음을 알 수 있다. 이는 서울시 아파트가격 변화에 있어 이들 지역의 영향력이 절대적으로 크기 때문에 당연한 결과일 수 있다.

자치구내 불균등에 대한 자치구들의 기여도를 보면 강북구, 구로구, 금천구, 도봉구, 은평구, 중랑구 지역들의 기여도가 다른 지역들에 비해 상대적으로 작다(그림 13). 이는 자치구내 행정동들은 유사한 아파트가격을 보임을 의미한다. 이에 반해, 강남구, 송파구, 서초구, 강동구, 양천구의 기여도가 높은 것으로 나타났다. 이들 지역은 동일 자치구내 속하는 행정동간에도 아파트가격 상승이 차별적으로 이루어진 것이다.

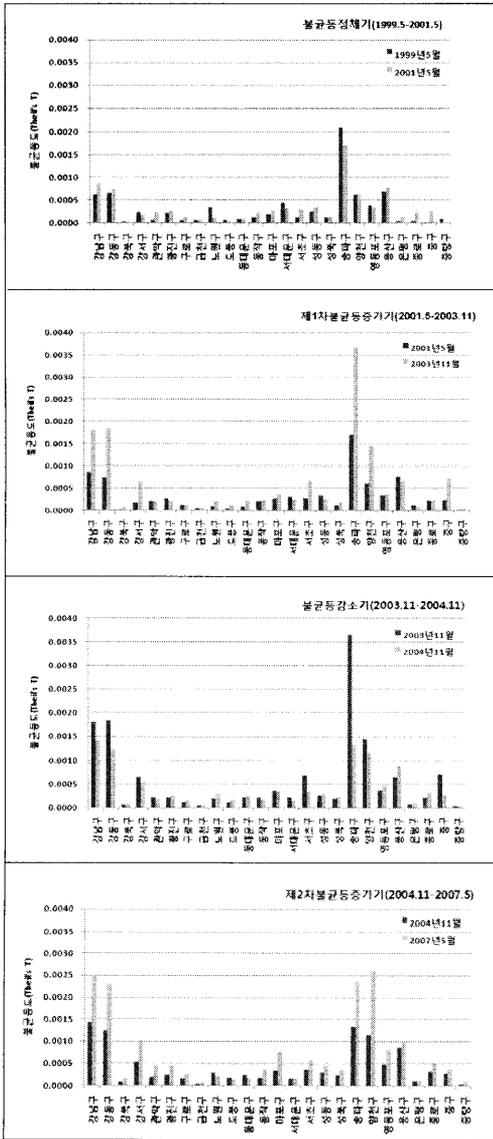
한편, 서초구는 다른 강남3구들과 조금 다른 경향을 보인다. 강남구와 송파구는 자치구내 불균등 기여도가 크며 기간별로 큰 차이를 보인다. 특히, 송파구는 자치구내 불균등 변화에 지대한 영향을 주고 있다. 이에 반해, 서초구는 이들 지역에 비해



〈그림 12〉 자치구간 불균등에 대한 자치구별 기여도

자치구내 불균등에 대한 기여도와 기간별 불균등도 차이가 적다.

기간별로 자치구내 불균등의 변화를 야기한 지역을 살펴보면, 불균등정체기에는 송파구에 의해



〈그림 13〉 자치구내 불균등에 대한 자치구별 기여도

변한 것으로 나타났다. 제1차 불균등증가기는 강남구, 강동구, 강서구, 서초구, 송파구, 양천구, 중구에 의해 변했으며, 특히 송파구의 기여도 크게 증가하였다. 불균등감소기는 강남구, 강동구, 서초

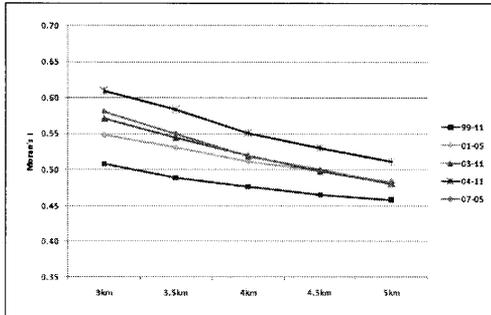
구, 송파구, 중구의 기여도가 감소하였으며, 이중 송파구는 2003년 11월 기여도의 0.37배 수준으로 작아진 것으로 나타났다. 마지막으로 제2차 불균등증가기는 강남구, 강동구, 강서구, 마포구, 송파구, 양천구에 의해 불균등도 증가한 것으로 나타났다. 특히, 강남구, 강동구, 송파구, 양천구의 기여도 상승 정도가 크다.

### 3. 아파트가격 불균등과 공간분포 패턴

아파트가격의 불균등이 어떠한 공간분포 패턴을 보이면서 변화해 왔는지는 주변지역 아파트가격과의 공간연관성을 통해 살펴볼 수 있다. 이는 서울시내 행정동의 아파트가격이 주변지역 아파트가격과 유사한 정도를 정량적으로 측정할 수 있는 공간연관성 지수를 통해 파악할 수 있다.

분석에 앞서, 공간적 주변지역의 범위를 정해야 한다. 두 단위 지역이 경계선을 공유하는지에 의해 결정되는 이진연결성(binary connectivity)으로 주변지역을 결정하는 것이 통용되고 있으나(안재성 외, 2006), 본 연구 자료에는 아파트가격 정보가 없는 지역들이 있어 이진연결성으로 주변지역을 정의할 경우 섬과 같이 주변지역이 없는 행정동이 존재하게 된다. 이에 따라 본 연구는 이진연결성으로 주변지역을 정의할 수는 없다. 거리에 기반하여 주변지역을 정의할 경우에도 문제가 있다. 서울시 최외곽 경계와 관련된 경계효과(boundary effect)가 존재하기 때문이다. 따라서 본 연구는 한 지역과 다른 지역의 중심점간의 거리가 임계거리 이내에 포함되면 주변지역으로 간주하는 방식을 취한다.

임계거리는 설정에 따라 공간연관성 지수의 값은 달라지므로, 이에 대한 확인 작업이 필요하다. 〈그림 14〉는 분석기간별 구분시점을 중심으로 이



〈그림 14〉 임계거리에 따른 Moran's I값의 변화

를 나타낸 것이다. 2001년 11월부터 2002년 11월 까지 서초구 양재제2동의 주변지역을 정의할 수 있는 최소거리가 약 2.9km임에 따라 최소 임계거리를 3km로 하였다.

임계거리가 커질수록 모든 시점에서 Moran's I 값은 작아지고 있다. 이는 가까운 지역끼리는 아파트가격이 유사하지만 멀어질수록 유사한 정도가 낮아짐을 의미한다. 낮아지는 정도는 모든 거리에서 비슷하게 나타났다. 따라서 본 연구에서는 경계 효과를 최소화할 수 있는 3km를 임계거리로 한다. 이는 2001년 11월과 2002년 11월 사이를 제외한 시점에서는 주변지역을 정의할 수 있는 최소거리가 2km와 2.6km사이이기 때문이기도 하다.

아파트가격 불균등이 어떠한 공간분포 패턴을 보이면서 변화해 왔는지는 전역적 측면과 국지적 측면으로 살펴볼 수 있다. 전역적 측면은 서울시 전체적인 공간연관성 정도를 파악하는 것으로 Moran's I를 사용한다.

〈그림 15〉는 이를 나타낸 것이며, 신뢰수준 99%

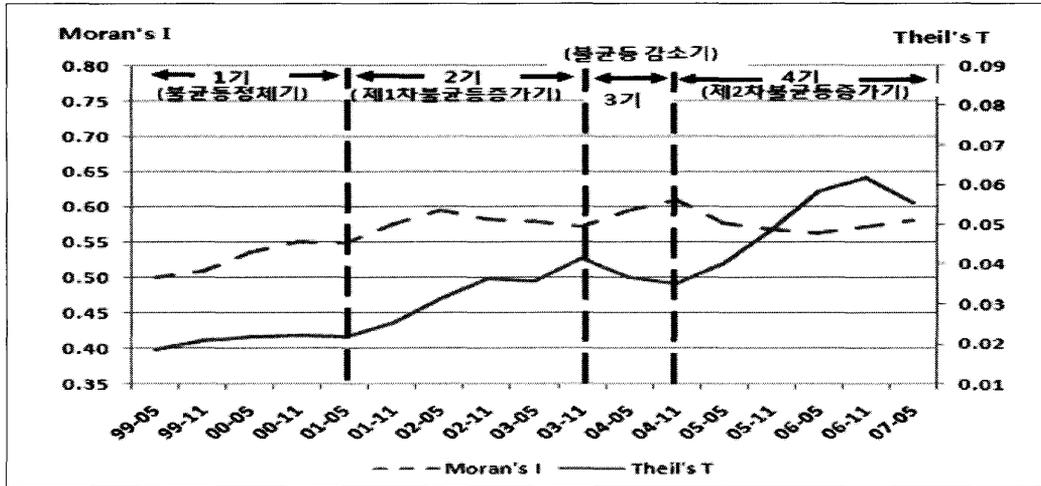
에서 유의미하다. 이를 보면, Moran's I는 1999년 5월 0.5003에서 2007년 5월 0.5806으로 상승하였다. Moran's I값의 상승은 서울시 전체적으로 주변지역과의 유사성이 커졌음을 의미하며, 아파트가격이 유사한 지역들이 군집화 되고 있음을 보여 준다. 즉, 아파트가격이 높은 지역의 주변에는 아파트가격이 높은 지역들이, 아파트가격이 낮은 지역의 주변에는 아파트가격이 낮은 지역들이 존재하며 이들 아파트가격간의 유사성이 시간이 지남에 따라 증가되고 있다는 것이다.

Theil's T와 Moran's I의 관계는 전반적으로 2004년 11월까지의 양의 관계를 보인다. 이 기간에는 불균등이 상승하는 동안 아파트가격의 공간적인 유사성 또한 강화되었음을 알 수 있다. 이는 서울시내에 아파트가격이 높은 지역들의 군집과 아파트가격이 낮은 지역들의 군집이 공존하며, 이들 각각의 군집도가 강화된 것으로 해석할 수 있다. 또한 이는 아파트가격이 지역에 따라 상이해지는 경향이 강화되고 있음을 의미한다.

기간별로 보면, 불균등이 증가하는 경향을 보인다. 2002년 5월부터 2003년 11까지의 제1차 불균등증가기와 2004년 11월부터 2006년 5월까지의 제2차 불균등증가기에 주변지역과의 유사성은 약화된 것으로 나타났다. 이는 불균등도는 커졌지만 공간분포상의 군집은 완화되었음을 의미한다. 불균등감소기(2003.11-2004.11)에는 불균등도는 감소하였지만 공간분포상의 군집은 오히려 강화된 것으로 나타났다.

2006년 5월 이후에 주변지역과의 유사성은 커지

7) 많은 공간분석 기술들은 연구 중인 공간적 프로세스 또는 현상들이 공간상에 연속됨을 가정한다. 그러나 사실상 연구가 실행가능하도록 하기 위해 연구지역의 경계(boundary)를 항상 정의해야 한다. 경계가 정의되면, 그 경계를 넘어서는 관측들은 고려되지 않게 되고, 관측치나 지리적 현상들의 공간적 관계가 연구지역의 경계나 가장자리(edge)에서 잘릴 수 있다. 이에 따라 공간분석 기술이 산출한 결과는 공간적 연속성이라는 가정에 의해 왜곡 될 수 있다. 경계효과는 이러한 왜곡을 의미한다(Griffith and Amrhein, 1983; Wong and Lee, 2005).



〈그림 15〉 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격 불균등과 전역적 공간연관성

는 경향을 보이고, 상승세를 보이던 불균등도는 2006년 11월을 기점을 하락하였다. 불균등도의 변화에 따라 2006년 11월을 기점으로 기간을 구분해야 하지만 구분하기에는 기간이 짧아 본 절에서는 논외로 한다.

이상에서 살펴본 기간별 불균등과 공간연관성의 관계를 표로 정리하면 [표 2]와 같다.

아파트가격 불균등 변화와 관련된 국지적인 공간분포 양상은 모란 산포도의 개념에 따른 주변지역 아파트가격과의 공간연관 관계 유형을 중심으로 살펴볼 수 있다. 주요시점별로 이를 살펴보면, [표 3]과 같다. Low-Low관계를 보이는 행정동이

54%에서 63%정도이며, High-High관계는 22%에서 25%, 그 외는 Low-High관계, High-Low관계를 보이는 행정동은 존재하나 상대적으로 그 수가 적다. 전반적으로 Low-Low관계를 보이는 행정동이 많아지는 경향을 보인다.

〈그림 16〉는 [표 3] 중에서 주변지역과의 유사성이 통계적(신뢰수준 95%)으로 유의한 공간연관 관계 유형의 변화를 나타낸 것이다. 여기에서 주목할 점은 Low-Low관계의 행정동 비중과 불균등도의 추이가 유사하다는 점이다. Low-Low의 행정동 비중이 불균등정체기에는 거의 변화가 없으며, 제1차, 제2차 불균등상승기에 커지고, 불균등감소기

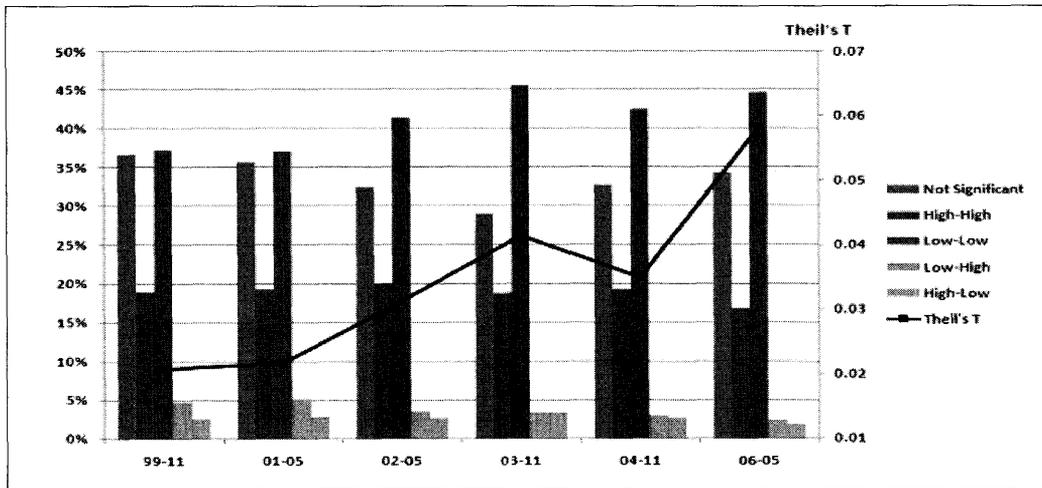
[표 2] 기간별 불균등과 전역적 공간연관성의 변화

불균등	기간	불균등정체기 (01.5-03.11)	제1차 불균등증가기 (01.5-03.11)		불균등감소기 (03.11-04.11)	제2차 불균등증가기 (04.11-07.5)	
	변화	변화없음	증가		감소	증가	
전역적 공간 연관성	시점	99.5-01.5	01.5 -02.5	02.5 -03.11	03.11-04.11	04.11- 06.5	06.5- 07.5
	변화	증가	증가	감소	증가	감소	증가

[표 3] 주요 시점별 공간연관 관계 유형의 변화

(단위 : %)

기간	불균등정체기		제1차 불균등증가기		불균등감소기		제2차 불균등증가기	
시점	1999년 11월	2001년 5월	2002년 5월	2003년 11월	2004년 11월	2006년 5월		
High-High	23.61	24.61	23.29	22.10	24.50	25.33		
Low-Low	53.61	53.61	59.76	62.72	59.02	59.17		
Low-High	11.11	53.89	7.06	6.25	6.90	9.17		
High-Low	11.67	11.14	9.88	8.93	9.58	6.33		



(그림 16) 주요시점별 공간연관 관계 유형의 변화 (신뢰수준 95%)

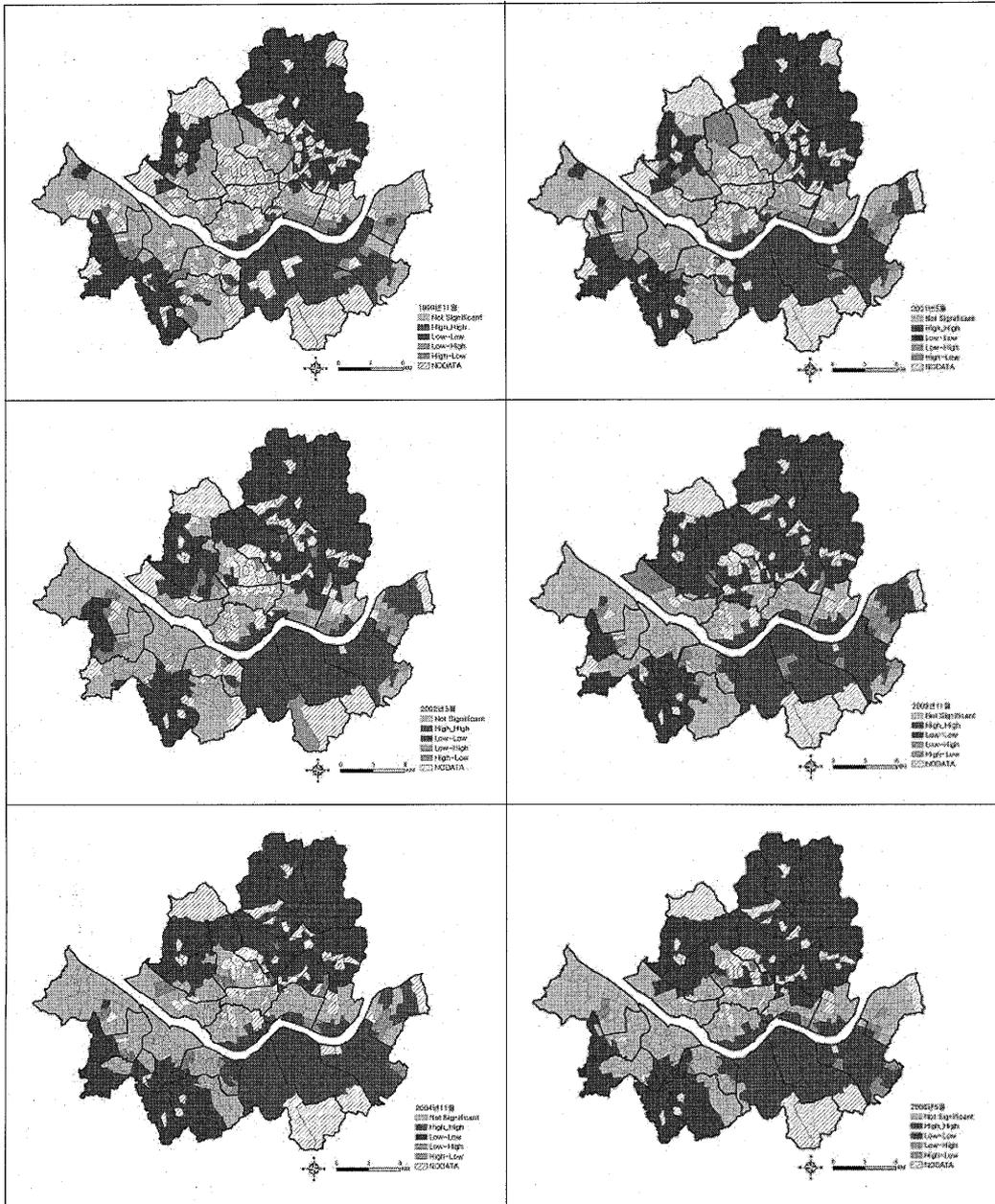
에는 작아지는 것으로 나타났다. 이는 불균등증가기에 아파트가격이 상승하는 경향을 보이는데, 이때 아파트가격이 높은 지역들의 상승 정도가 낮은 지역들에 비해 크기 때문에 상대적으로 낮은 아파트가격을 보이는 지역들이 많아지기 되는 것으로 해석된다.

거의 변화가 없던 High-High관계의 행정동의 비중은 제2차 불균등증가기를 거치면서 2.34% 하락한 것으로 나타났다. 이로 인해 전역적 Moran's I 값이 감소한 것으로 보인다.

공간연관 관계 유형의 공간분포는 (그림 17)과 같다. 통계적으로 유의미한 High-High관계, Low-

Low관계의 행정동들이 대체로 자치구 경계를 따라 각각 군집을 형성하고 있다. 그리고 1999년 5월의 공간분포와 2006년 5월의 공간분포를 보면 그러한 군집들이 지속되고 있다. 이는 공간적으로 아파트가격 불균등이 지속되고 있음을 의미한다.

High-High관계를 보이는 행정동들은 강남구, 서초구, 송파구에 집중되어 군집을 형성하고 있다. 그 외 지역은 강동구와 한강에 인접해 있는 용산구, 성동구, 광진구에 속하는 몇몇 행정동들 뿐이다. 이 지역들 외에 High-High관계를 보이는 행정동은 없으며, 강동구와 성동구, 광진구에 속하는 행정동만이 동적이다.



(그림 17) 공간연관 관계 유형의 공간분포 (신뢰수준 95%)

Low-Low관계를 보이는 행정동들은 금천구, 구로구 일대와 강북구, 도봉구, 노원구, 중랑구 일대

에 위치하며 군집을 이루고 있다. 금천구, 구로구 일대에 형성된 군집은 거의 변화가 없다. 이에 반

해 강북구, 도봉구, 노원구, 중랑구를 중심으로 형성된 군집의 공간범위는 제1차 불균등 증가기를 거치면서 확장된 것으로 나타났다. 2001년 5월에는 통계적으로 유의하지 않은 성북구, 서대문구, 동대문구에 위치한 행정동들이 2003년 11월에 Low-Low관계를 보이게 된 것이다. 이로 인해 제1차 불균등 증가기에 통계적으로 유의하지 않은 행정동의 비중은 낮아지고, Low-Low관계를 보이는 행정동의 비중이 커진 것으로 보인다.

Low-High관계의 행정동들은 High-High관계를 보이는 지역들과 인접해 있다. 주로 동적인 High-High관계의 지역들로, 송파구, 강동구, 성동구, 광진구에 속하는 일부 행정동이 이 유형에 속한다.

High-Low관계의 행정동들은 Low-Low관계를 보이는 행정동들의 군집 주변에 위치해 있다.

앞에서 설명하였듯이, Low-Low관계와 High-High관계는 자기지역과 주변지역의 아파트가격이 유사한 지역이다. 그러나 이러한 관계를 보이는 행정동들의 군집이라고 해서 군집내 변동이 존재하지 않는 것은 아니다(이상일, 2004). 따라서 서울시 아파트가격의 국지적 동질성을 살펴볼 필요가 있다. 이는 공간연관성 지수인 Local Geary's C로 측정할 수 있다.

(그림 18)은 신뢰수준 95%에서 유의미한 Local Geary's C값을 보인 행정동을 나타낸 것이다. 자기지역의 아파트가격과 주변지역 아파트가격의 차이가 큰 행정동들은 2006년 5월 양천구 신정제1동과 신정제6동, 강동구 고덕제2동과 둔촌제1동을 제외하곤 High-High관계를 보이는 군집내에서 존재하고 있다. 이는 앞 절에서 살펴본 아파트가격이 높은 강남구, 서초구, 송파구가 구내불균등에 대한 기여도가 높다는 것과 일치한다.

기간별로 보면, 불균등정체기부터 불균등감소기

까지, 전반적으로 주변지역 아파트가격과 유의미한 차이를 보이는 행정동들이 거의 변화가 없다. 그러나 송파구의 경우, 불균등정체기에는 5개에서 3개의 행정동으로 감소하였고, 제1차 불균등증가기에는 3개에서 5개로 증가하였으며 잠실제1동과 잠실제3동의 표준화된 Local Geary's C값이 각각 3.39배, 2.45배 커졌다. 그리고 불균등감소기에는 5개에서 1개의 행정동으로 감소한 것으로 나타났다. 이를 통해 송파구가 자치구내 불균등 변화에 영향을 준 지역임을 재확인할 수 있다.

제2차 불균등증가기에는 강남구에서 주변지역 아파트가격과 유의미한 차이를 보이는 행정동 수가 1개에서 5개로 증가한 것으로 나타났다.

한편, 자치구간, 자치구내 불균등 기여도와 전역적 공간연관성의 관계를 살펴보면 (그림 19)와 같다. 전반적으로 전역적 공간연관성과 자치구간 불균등의 상대적 기여도가 유사한 경향을 보인다. 이는 서울시 전체적으로 주변지역 아파트가격과의 유사성과 자치구간 불균등의 상대적 기여도간의 정적인 관계가 있음을 의미한다. 이를 통해, 주변지역 아파트가격과의 유사성에 양의 기여를 하는 Low-Low, High-High관계가 자치구간 불균등과 정적인 관계를 맺고 있음을 예상할 수 있다.

서울시 아파트가격의 공간분포에서도 이를 확인할 수 있다. 자기지역과 주변지역간의 정적인 관계를 의미하는 Low-Low와 High-High관계를 보이는 지역들이 자치구 경계를 따라 연속적인 분포하고 있다. 따라서 이러한 관계를 보이는 행정동의 변화가 해당 자치구의 평균에 영향을 주게 되고 결과적으로 이는 자치구간 불균등에 영향을 주게 될 것이다.

그러나 Low-Low관계를 보이는 행정동들은 강북구, 도봉구, 노원구, 중랑구와 같이 자치구간 불균

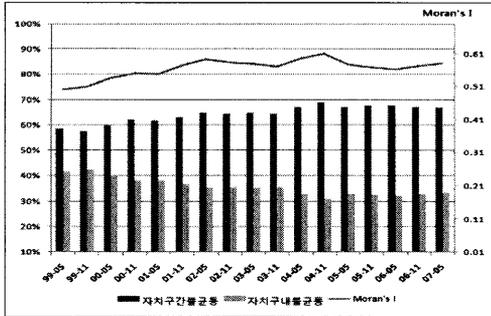


〈그림 18〉 행정동별 아파트 m<sup>2</sup>당 가격의 국지적 동질성 (신뢰수준 95%)

등에 대한 기여도가 낮은 지역에 위치해 있으며, 이들 지역의 기여도는 8동년 동안 거의 변화지 않

았다. 따라서 Low-Low관계의 행정동들이 서울시 아파트가격의 자치구간 불균등의 변화에 영향을

주었으리라 보기는 힘들다.



〈그림 19〉 자치구간·자치구내 불균등 기여도와 전역적 공간연관성

Low-High관계와 High-Low관계를 보이는 행정동들은 분산되어 있으며, 이들은 주변지역과의 부적인 관계를 의미한다. 따라서 이들은 구내불균등에 영향을 주게 될 것이다. 그러나 자치구간 불균등의 경우, Low-High 관계를 보이는 행정동들은 용산구, 강동구, 광진구에 주로 위치하고 있다. 이 지역들은 다른 자치구들과 마찬가지로 자치구간 불균등에 기여하는 바가 강남구, 서초구, 송파구에 비해 상대적으로 매우 작다. 그러므로 이들이 자치구간 불균등 변화에 영향을 주었다고 보기는 힘들다. High-Low관계의 행정동이 속한 자치구들도 자치구간 불균등에 대한 기여도가 작으므로 이들이 자치구간 불균등에 영향을 주었다고 보기는 어렵다. 또한 High-Low관계의 행정동들이 속한 자치구들은 자치구내 불균등에 대한 기여도도 낮다. 따라서 이 관계의 행정동들이 자치구내 불균등 변화에도 영향을 주었다고 보기 어렵다.

그러나 국지적 이질성을 보이는 행정동은 대부분 High-High관계를 보이는 행정동이기 때문에 이들 지역은 자치구간 불균등뿐만 아니라 자치구내 불균등의 변화에도 기여하는 것으로 보인다.

따라서 서울시 아파트가격 불균등 변화는 High-High관계, Low-High관계, 국지적 이질성을 보이는 행정동에 의해 발생한 것으로 보인다.

## VI. 요약 및 결론

IMF 외환위기 이후, 급속한 아파트가격 상승으로 인한 문제들이 사회적으로 이슈화되면서 아파트가격 불균등에 대한 연구들이 이루어졌다. 그러나 기존 연구들은 공간을 고려하지 않으며 행정구역간의 평균 3.3m<sup>2</sup>당 가격을 단순 비교하거나 지니계수와 같은 불균등 측정지수 값으로 요약하는 기술적 분석에 그치고 있다. 본 연구는 이러한 아파트가격 불균등에 대한 기존 접근방식의 한계 인식에서 출발하였다. 이를 극복하기 위해 공간을 고려하는 접근 방식을 도입하여 기존에는 파악하지 못한 아파트가격 불균등의 공간적인 측면을 분석하는 것을 목적으로 하였다. 구체적으로 1999년 5월부터 2007년 5월까지의 서울시 아파트가격 불균등의 추이를 살펴보고 이에 대한 지역이 기여하는 바와 아파트가격 불균등이 어떠한 공간분포 양상을 보이면서 변화해 왔는지를 파악하였다.

연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 서울시 아파트가격 불균등은 전반적으로 확대되고 있으며, 아파트가격 변화와 유사한 추이를 보인다. 아파트가격 안정기에는 불균등이 정체하거나 감소하고, 가격상승기에는 불균등도 증가하였다. 이는 아파트가격 상승이 공간에 따라 차별적으로 이루어졌기 때문이다.

1999년 5월부터 2007년 5월까지의 아파트가격 불균등 추이를 4기간으로 구분할 수 있다. 제1기는 1999년 5월부터 2001년 5월까지로 불균등이 다소

증가하지만 그 정도가 미비하다. 제2기는 2001년 5월과 2003년 11월 사이로 불균등이 증가하였으며, 제3기는 2003년 11월과 2004년 11월 사이로 불균등이 감소하였고, 제4기는 2004년 11월 이후로 불균등이 다시 증가하는 경향을 보인다. 따라서 본 연구는 제1기를 불균등정체기, 제2기를 제1차 불균등증가기, 제3기를 불균등감소기, 제4기를 제2차 불균등증가기라 명명하였다.

둘째, 전반적으로 서울시 아파트가격 불균등에 있어 자치구가 기여하는 바는 60%-70%로 자치구 내 행정동간에 비해 매우 크다. 불균등정체기에서 불균등감소기까지 자치구간 불균등의 기여도는 58.48%(1999. 5)에서 69.03%(2004. 11)로 완만히 상승하다가, 그 이후에는 그 수준을 유지되고 있다. 본 연구의 시간적 범위인 1999년 5월과 2007년 5월 사이, 자치구간 불균등과 자치구내 불균등 모두 증가하였지만, 상대적으로 자치구내 행정동들의 아파트가격은 유사해지고 자치구간 아파트가격 차이가 커지면서 서울시 아파트가격 불균등이 확대된 것으로 나타났다. 자치구간, 자치구내 불균등 모두에 기여하는 바가 큰 지역은 강남구, 서초구, 송파구이다.

셋째, 불균등정체기에서 불균등감소기까지 불균등이 상승하는 동안 아파트가격의 공간적 유사성은 강화된 것으로 나타났다. 이때 서울시내에 아파트가격이 높은 지역들의 군집과 아파트가격이 낮은 지역들의 군집이 공존하며, 이들 각각의 군집도가 강화되었다. 불균등감소기 이후에는 불균등이 커지면서 주변지역 아파트가격과의 유사성이 낮아졌으며, 2006년 11월쯤 불균등은 감소하고 유사성이 상승하는 경향을 보였다.

넷째, 국지적으로는 공간연관 관계 유형 중 Low-Low관계, High-High관계를 보이는 행정동들이 대체로 자치구 경계를 따라 군집해 있다. High-High관계의 행정동들은 강남구, 송파구, 서초구에 위치하고, 자가지역과 그 주변지역 아파트가격의 차이가 커서 국지적 변동을 보이는 행정동 대부분도 여기에 속한다. Low-Low관계의 행정동들은 금천구, 구로구 일대와 강북구, 노원구, 도봉구 일대에 위치하며 군집을 이루고 있다. 강북구, 노원구, 도봉구 일대의 군집은 제1차 불균등증가기를 거치면서 공간범위가 확대되었다. High-Low관계의 행정동들은 Low-Low 군집 주변에, Low-High관계의 행정동들은 High-High 군집 주변에 분산되어 위치하고 있다. 그리고 서울시 아파트가격 불균등 변화는 High-High관계, Low-High관계, 국지적 변동을 보이는 행정동에 의해 발생한 것으로 나타났다.

본 연구는 아파트가격 불균등 연구에 있어서 시도되지 않았던 분해분석과 공간통계기법을 이용하여 기존에는 파악하지 못했던 아파트가격 불균등에 대한 지역이 기여하는 바와 공간분포 변화 양상 파악하였다. 이에 따라 본 연구는 사회과학의 방법론에 있어서의 공간을 고려한 접근방법의 타당성을 보였다는데 그 의의가 있다.

참고문헌

류연택, 2006, "한국 도시 주택 매매가 및 전세가 변화율의 공간적 불균등(1986-2000)", 한국도시지리학회지, 9(3), pp.139-151.

박현수·안지아, 2005, "공간중속성을 이용한 아파트 가격의 공간효과에 관한 연구", 부동산학연구, 11(2), pp.119-128.

박현수·김찬호, 2007, "공간자기회귀모형의 근린가중치형별 적용에 관한 연구", 국토계획, 42(2), pp.179-193.

박희석, 2007, "서울시 아파트가격 급등 추이 및 시사점", 서울정책포커스, 51, pp.1-15.

변필성, 2007, "공간계량경제모델링 : 지리학의 제1법칙과 공간회귀모델", 국토, 304, pp.111-119.

신동균·전병유, 2005, "소득 분포의 양극화 추이", 노동경제논집, 28(3), pp.77-109.

안재성·이양원·박기호, 2006, "지역분석을 위한 시계열 공간연관성 탐색도구", 한국GIS학회지, 14(1), pp.163-176.

이근호, 2006, 강남과 강북지역 아파트 가격비교에 관한연구, 광운대학교 경영대학원 석사학위 논문.

이상일, 2004, "미국의 지역별 소득분포의 시그마-수렴에 대한 탐색적 공간자료분석", 한국도시지리학회지, 7(1), pp.79-95.

임업, 2003, "How Important is Spatial Dependence in Explaining Regional Income Convergence? Evidence from the U.S. BEA Economic Areas", 국토계획, 38(2), pp.229-242.

장영희·용해경, 2004, "서울시 강남북지역간 주택시장 불균형 현상 분석", 주택연구, 12(1), pp.27~43.

정건섭·이상엽, 2007, "주택하위시장 구분방법과 정책적 시사점", 정책분석평가학회보, 17(1), pp.193-216.

최명섭·김의준·박정욱, 2003, "공간중속성을 고려한 서울시 아파트 가격의 공간 영향력", 지역연구, 19(3), pp.61-80.

최은영, 2004a, 서울의 거주지 분리 심화와 교육환경의 차별화, 서울대학교 대학원 박사학위 논문.

\_\_\_\_\_, 2004b, "서울의 학력집단별 거주지 분리와 아파트 가격의 차별화", 한국지역지리학회지, 10(3), pp.592-605.

\_\_\_\_\_, 2006, "차별화된 부의 재생산 공간, 강남의 형성 - 아파트가격의 시계열 변화(1989~2004년)를 중심으로 -", 한국도시지리학회지, 9(1), pp.33-45.

한주연, 1999, "주택 가격 변화의 지역별 추세에 관한 연구", 지리·환경교육, 7(2), pp.711-734.

\_\_\_\_\_, 2000, "주택 가격 변화에 있어서의 도시별 격차", 대한지리학회지, 35(5), pp.717-729.

\_\_\_\_\_, 2002, "도시 공간 구조의 양극화 현상에 관한 연구 : 주택 가격 변화의 공간적 분포에 대한 분석을 중심으로", 한국도시지리학회지, 5(1), pp.65-81.

Anselin, L., 1995, Local Indicators of Spatial Association-LISA, Geographical Analysis, 27(2), pp.93-115.

Basu, S., and Thibodeau, T. G., 1998, Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices, The Journal of Real Estate Finance and Economics, 17(1), pp.61-85.

Cowell, F. A., 1995, Measuring Inequality, London: New York: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

\_\_\_\_\_, 2000, Measurement of Inequality, in Atkinson, A. B., and Bourguignon, F. (eds), In Handbook of income distribution, New York; Amsterdam: Elviesier.

Fan, C. C., and Casetti, E., 1994, The spatial and temporal dynamics of US regional income inequality, 1950-1989, Annals of Regional Science, 28(2), pp.177-196.

Forrest, D., 1991, An Analysis of House Price Differentials between English Regions, Regional Studies, 25(3), pp.231-238.

Gillen, K., Thibodeau, T. G., and Wachter, S., 2001, Anisotropic Autocorrelation in House Prices, The Journal of Real Estate Finance and Economics, 23(1), pp.5-30.

- Griffith, D. A., and Amrhein, C. G., 1983, An evaluation of correction techniques for boundary effects in spatial statistical analysis: traditional methods, *Geographical Analysis*, 15(4), pp.352-360.
- Jenkins, S. P., 1995, Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86. *Economica*, 62, pp.29-63.
- Lee, S., 2001, Spatial Association Measures for an ESDA-GIS Framework: Developments, Significance Tests, and Applications to Spatial-temporal Income Dynamics of U.S. Labor Market Areas, 1969-1999, Ph.D. Dissertation, The Ohio State University.
- Lopez-Bazo, E., Vaya, E., Mora, A. J., and Surinach, J., 1999, Regional economic dynamics and convergence in the European Union, *Annals of Regional Science*, 33(3), pp.343-370.
- Moran, P., 1948, The Interpretation of Statistical Maps, *Journal of Royal Statistical Society*, 10(2), pp.243-251.
- Myles, J., and Picot, G., 2000, Accounting for Neighborhood Inequality: Economic Segregation, Income Inequality and the Neighborhood Distribution of Income, Ottawa: Statistics Canada.
- Reuter and Ulrich., 2004, The Effects of Intra-regional Disparities on Regional Development in China: Inequality Decomposition and Panel-Data Analysis, *Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings*, Econometric Society.
- Rey, S. J., 2001, Spatial empirics for economic growth and convergence, *Geographical Analysis*, 33(3), pp.195-214.
- \_\_\_\_\_, 2004, Spatial Analysis of Regional Income Inequality, In Goodchild, M., and Janelle, D. (eds), *Spatially Integrated Social Science: Examples in Best Practice*, Oxford: Oxford University Press, pp.280-299.
- Rey, S. J., and Montouri, B. D., 1999, US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies*, 33(2), pp.143-156.
- Sen, A., 1997, *On Economic Inequality*, Oxford: Clarendon Press; New York: Oxford University Press.
- Shorrocks, A., and Wan, G., 2005, Spatial decomposition of inequality, *Journal of Economic Geography*, 5, pp.59-81.
- Wong, D. W. S., and Lee, J., 2005, *Statistical Analysis of Geographic Information with ArcView GIS And GIS*, Hoboken, N.J. : John Wiley & Sons, Inc.
- Yamamoto, D., 2008, Scales of regional income disparities in the USA, 1955-2003. *Journal of Economic Geography*, 8, pp.79-103.
- Zhang, X., and Kanbur, R., 2001, What Difference Do Polarization Measures Make? An Application to China, *Journal of Development Studies*, 37(3), pp.85-98.
- Zhaohan, S., Herrmann-Pillath, C., Du, J., Xiao, T., Li, K., and Pan, J., 2006, The Evolution of Regional Disparities in China, 1993-2003 : A Multi-Level Decomposition analysis, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=949072>.