

반복매매모형을 활용한 서울시 도시공간구조 변화분석

이 창 무* · 김 진 유**

Emergence of a New CBD in Seoul

- Application of a Modified Repeat Sales Model -

Chang-Moo Lee* · Jin-Yoo Kim**

요약 : 서울은 1970년대 후반 한강 이남지역이 개발되기 시작한 이래, 도시공간구조가 지속적으로 변해왔다. 최근에 이루어진 서울시 도시공간구조에 대한 연구들은 고용밀도내지 인구밀도, 지가 등을 자료로 도심(CBD)과 부도심을 식별함으로써 서울시가 다핵구조화 되어 있다는 결과를 제시하고 있다. 물론, 부도심의 위치와 수는 연구마다 다소 차이는 있으나, 서울시가 다핵구조를 가지고 있다는 데에는 공통된 견해를 보이고 있다. 그런데, 선행연구의 이러한 다핵구조에 대한 실증적인 분석에도 불구하고, 이러한 결과들이 도시공간구조변화의 시계열적인 변화과정을 보여주기에 다소 미흡한 면이 없지 않다. 즉, 기존의 연구들은 자료의 부족 내지 방법론의 부재로 인하여 대부분 횡단면분석(cross-sectional analysis)을 통해 결과를 도출하였는 바, 그 정의상 횡단면분석을 통해서도 도시공간구조의 동적인 변화(dynamics)를 파악하기에는 한계가 있다. 본 연구에서는 이러한 횡단면분석이 가지는 한계를 극복하기 위하여, 최근 McMillen(2003)에 의해 제안된 수정 반복매매모형(modified repeat sales model)을 수정보완하여 도시공간구조의 동적변화를 분석하였다. 또한, 중심지의 절대적인 영향력을 파악하기 위해서는 특성감안가격함수(hedonic price model)를 이용하였다. 공간구조변화의 분석에 사용된 주요자료는 11년간의 월별아파트가격자료와 3개의 주요 중심(도심, 강남, 여의도)으로부터의 거리자료이다. 추정결과는 서울의 기존도심(the traditional CBD)이 쇠퇴하고 있으며, 동시에 강남부도심이 새로운 CBD로 성장하고 있음을 실증적으로 보여준다.

주제어 : 도시공간구조, 반복매매모형, 주택가격, 주택가격경모형

ABSTRACT : Seoul has experienced rapid structural changes since the southern suburban area was developed in the late 1970s. Recently, some studies identify the center and subcenters by employment or population density gradients. However, the results are not enough to fully show dynamic changes due to the lack of data and methodology. For example, they commonly use cross-sectional approach such as the hedonic price model in which observations on dynamic changes is limited. In order to overcome the limit, this study uses time-series house price data and a modified repeat sales model to investigate the change of spatial structure of Seoul. Estimation results strongly support the emergence of a new CBD in Seoul. In other words, the estimated gradients show that the center of Seoul has been moved to a new born subcenter,

* 한양대학교 도시공학과 교수(Professor, Department of Urban Planning, Hanyang University)

** 한양대학교 도시공학과 박사 수료(Ph. D. candidate, Hanyang University)

Kang-Nam, from the traditional CBD. The subcenter has been growing rapidly, whereas the old CBD has been weakened over the past decade.

Key Words : urban spatial structure, repeat sales model, house price, distance gradient, seoul

I. 서론

도시성장과 함께 도시공간구조는 지속적으로 변화한다. 이러한 공간구조의 변화는 도시정책의 변화를 요구하게 되며, 이에 따라 공간구조의 변화에 대한 연구는 국내·외에서 꾸준히 이루어져 왔다. 예를 들어, 단핵도시에서 다핵도시로의 전이는 통근패턴에 영향을 줌으로써, 기존에 달성하고 있던 효율성을 확보하기 위해서는 토지이용 및 교통체계의 변화가 필연적으로 수반되어야 한다.

도시공간구조에 관한 대부분의 국내·외 선행연구는 횡단면 분석을 통해 정태적인 상황을 설명하는 데에 그치고 있으며, 최근 들어 2개의 시점을 고려함으로써 단선적으로나마 시계열적인 변화를 설명하려고 시도한 바 있다(전명진, 2003). 그러나, 2개 이상의 시점을 고려한다고 하더라도 횡단면 분석의 특성상 시계열적 변화특성을 파악하는 데에는 한계가 있다. 즉, 양 시점간의 차이를 보여줄 뿐 시간에 흐름에 따른 변화양상을 파악하지 못함으로써, 두 시점간의 차이가 지속적인 변화로 일어난 것인지, 아니면 어느 일정 시점 이후 급격한 변화에 의해 나타난 일시적인 현상인지를 밝히는 데에는 부적절한 측면이 있다.

예를 들어, 최근의 주택가격에 대한 연구들에서는 강남주택가격의 급등현상을 투기, 이자

율 하락 등과 같은 비공간적 요인에 의한 일시적인 현상으로 보는 견해가 있다. 그러나, 공간구조관련 연구에서는 이미 강남부도심이 빠른 속도로 성장하고 있음을 시사하고 있다(전명진, 2003). 그런데, 이 현상이 일시적인 것인지, 지속적인 강남부도심의 성장에 의한 자연스러운 것인지는 시계열분석(time-series analysis)을 통해야만 비로소 명확히 확인할 수 있다.

본 연구에서는 McMillen(2003)이 사용한 수정반복매매모형(modified repeat sales model)을 서울시의 상황(다핵도시구조)에 맞게 수정 보완하여 새로운 모형을 설정하고, 주택가격경사계수(house price gradient)의 상대적인 변화를 관찰함으로써 도시공간구조변화를 확인하고자 한다. 또한, 이를 통해 기존의 도시공간구조연구에서 주요 중심지로 인식되었던 도심, 강남, 여의도(영등포) 등 3개 중심지의 상대적인 크기를 확인함으로써, 서울시 공간구조상에서 '강남부도심'이 새로운 CBD로 부상하고 있음을 밝히고자 한다. 궁극적으로는, 현재의 아파트가격의 공간분포는 상당부분 도시구조의 변화에 기인하고 있다는 가설을 검증하는 것이 본 연구의 목적이다.

이후, II 장에서는 공간구조에 관한 선행 연구를 살펴보고, III 장에서는 본 연구에서 사용할 수정반복매매모형과 주택특성감안가격모형을 설정하며, IV 장에서는 분석에 사용되는 자

료의 구성과 기초통계를 통해 기본적인 자료의 성격을 파악한다. V장에서는 추정결과를 통해 지난 10년간의 서울시 도시공간구조변화를 살펴보고, VI장에서는 정책적 시사점을 도출한다.

II. 선행연구

도시공간구조에 대한 연구는 Muth(1969)와 Mills(1972) 이래 지가, 인구밀도, 주택가격 등을 기준으로 도심 및 부도심을 식별함으로써 이루어져왔다. 본 논문과 관련된 주요 해외연구를 살펴보면, Plaut & Plaut(1998)는 주택가격경사함수를 추정하여 이스라엘의 하이파시(市)에 3개의 주거중심이 존재함을 주장하고 있다. Craig & Ng(2001)은 고용밀도함수를 이용하여 휴스턴(Houston)이 5~6개의 고용부도심을 가지고 있음을 보여주었다. 위의 연구들이 1개의 시점만을 연구대상으로 한 것과는 달리 서로 다른 시점에서의 공간구조의 비교를 통해 시계열적 변화를 설명하려는 연구도 시도되어 왔다. Gorden, et al.(1986)은 Los Angeles를 대상으로 인구 및 고용밀도경사모형을 추정함으로써 1970년에 45개, 1980년에 58개의 인구중심지를 식별하였다. 그러나, 이러한 연구들은 한 시점 또는 몇 개의 단절된 시점에서의 횡단면분석결과를 토대로 도시공간구조의 변화를 설명하려고 하였다는 한계가 있다. 즉, 동태적인 변화(dynamic change)를 설명하기에

는 한계를 가지고 있다.

한편, 국내에서는 서울 및 수도권이 성장함에 따라 서울시의 도시공간구조에 대한 연구 또한 꾸준히 이루어져 왔으며, 그 주요 결과는 서울시가 다핵(multi-nuclei)화 또는 다중심(multi-centric)화¹⁾되어가고 있다는 것이다. 최근의 연구를 보면, 하성규·김재익(1992)은 서울시와 경기도를 대상으로 1987년에 조사한 상주인구조조사자료를 가공한 '수도권 통근·통학의 통행실태 조사보고'를 이용하여 직주불일치 현상을 연구하는 과정에서 부도심을 식별하였다. 그들은 '직업밀도'를 기준으로 1도심과 7부도심(용산, 동대문-청량리, 신촌, 여의도, 영등포, 구로, 강남)을 식별하였다. 전명진(1995)은 1991년 '총사업체조사보고서' 상의 '고용자수'를 이용하여 유발통근밀도를 비교함으로써, 1개의 도심(CBD)과 6개의 부도심(강남, 영등포, 마포, 동대문1, 동대문2, 송파)을 식별하였다. 최근에는 비모수적 방법을 통해 1981년 1996년 고용밀도를 분석하여 각각 4개(1981: 구로, 천호, 상봉, 미아)와 6개(1996: 수유, 영등포, 강남, 상봉, 화곡, 성내)의 부도심을 식별하였다(전명진, 2003). 그는 이 결과를 토대로 1980년대 초에 서울시가 이미 다핵구조화 되었음을 주장하였으며, 강남이 이 기간 사이에 매우 큰 부도심으로 성장하였음을 강조하고 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 도시공간구조에 관한 연구는 국내·외에서 꾸준히 이루어져오

1) 일반적으로는 다핵화와 다중심화는 구별없이 사용하고 있으나, 구체적으로 구분한다면, 다핵도시(Multi-nuclei city)는 기존 도심(CBD)의 기능 중 일부만이 부도심에 특화되어 있는 경우에 해당되고, 다중심도시(Multi-centric city)는 부도심에 기존 도시의 대부분의 기능들이 복제된 형태로 존재하는 경우에 해당된다.

고 있으나, 주로 횡단면적인 분석(cross-section analysis)에 그치고 있다는 한계를 드러내고 있으며, 이는 자료의 부족이나 방법론의 부재에서 초래된 결과로 보인다. 그러나, 최근 McMillen(2003)은 표준반복매매모형(the standard repeat sales model)을 확장하여 공간구조의 시계열적 변화를 분석할 수 있는 새로운 모형을 제시하였다. 이에 대해서는 본 연구에 사용될 모형을 도출하는 단계인 다음 장에서 상세히 다루도록 한다.

Ⅲ. 수정반복매매모형 및 특성감안가격함수

본 논문에서는 서울 도시공간구조의 시계열적 변화를 분석하기 위해 수정반복매매모형(the modified repeat sales model)과 특성감안가격함수(the hedonic price model) 등 2개의 모형을 사용한다. 수정반복매매모형의 경우 각 중심에서부터의 거리경사계수(distance gradients)의 상대적인 변화를 추정하는 데에 사용되며, 특성감안가격함수는 각 시점에서의 거리경사계수의 실제값을 추정하기 위해 사용된다.

전통적으로, 대부분의 연구에서는 거리경사계수를 추정하기 위해 Hedonic모형을 사용해왔다. 그러나, Hedonic모형의 경우 '각 중심에서부터의 거리'를 나타내는 변수 이외의 주택가격을 결정하는 주요 변수들을 통제변수(control variable)로 도입해야 한다는 전제조건이 충족되어야 한다. 즉, 통제변수 중 주요한 변수가 생략될 경우 그에 따른 변수생략편의(missing variable bias)가 생길 수 있기 때문이다. 예를

들어, 도심으로부터의 거리가 멀어질수록 주택규모가 감소하는 한 도시가 있다고 하자. 또한, 주택의 크기가 작아짐에 따라 주택가격이 하락하는 효과가 있다고 하자. 이런 도시를 대상으로 한 Hedonic모형에서 주택의 크기(size)가 독립변수에서 제외된 경우, 도심으로부터의 거리에 따른 주택가격의 하락비율의 추정치는 실제값보다 지나치게 과장(overestimate)될 수 있다. 따라서, 기존 연구에서처럼 Hedonic모형을 이용하여 거리경사계수를 추정할 경우, 통제변수에 따라 그 결과가 상이하게 도출될 가능성이 크다. 또한, 주요한 통제변수를 관찰할 수 없는 경우에는 추정결과에 대한 신뢰도가 심하게 손상될 수도 있다.

반면, 반복매매모형의 경우 통제변수의 생략으로 인한 오류를 원천적으로 배제하므로 이러한 변수생략편의를 염려할 필요가 없게 된다. 즉, 반복매매모형의 경우 동일한 주택에 대해 각각 다른 시점에서의 매매가격을 기준으로 하므로, 2개의 매매시점이 주택특성을 바꿀 만큼 길지 않을 경우 주택특성은 동일하다는 가정을 받아들일 수 있기 때문이다. 예를 들어, 동일한 아파트의 경우 크기, 방 수 등 대부분의 주택구조변수가 시간에 따라 거의 변하지 않으므로 특성이 동일하다는 가정은 적절할 것이다.

McMillen(2003)은 위와 같은 점에 착안하여, Chicago를 대상으로 주택가격경사계수의 시계열적인 변화를 분석하였다. 그는 표준반복매매모형에 시간더미(time dummy)와 도심으로부터의 거리의 상호작용항(interaction term)

을 도입하여 다음 식 (1)과 같이 모형을 설정하여 상대적인 가격경사계수(relative price gradients)를 추정하였다.

$$\log V_{it} - \log V_{is} = \delta_{0t} - \delta_{0s} + (\delta_{1t} - \delta_{1s})u_i + \delta_4(A_{it} - A_{is}) + \epsilon_{it} - \epsilon_{is} \quad (1)$$

식 (1)은 도심으로부터의 거리에 따른 주택 가격하락 계수를 추정하기 위해 McMillen (2003)에 의해 제안된 수정반복매매모형이다. 여기서, V_{it} (V_{is})는 주택 i 의 t (s)시점에서의 가격을 나타내며 ($s < t$), u_i 는 도심으로부터 주택 i 까지의 거리를 나타낸다. $(\delta_{1t} - \delta_{1s})u_i$ 는 시간 더미와 거리변수의 상호작용항이다. A_{it} (A_{is})는 각각의 매매시점에서의 주택연령을 나타낸다.

여기서, $\delta_{11} = 0$ 으로 놓게되면 $\delta_{12} \dots \delta_{1t}$ 는 $t=0$ 인 시점에 대한 상대적인 도심가격경사계수(CBD price gradient)가 된다. 즉, 상대적으로 도심으로부터의 거리에 따른 주택가격하락율이 감소했는지 증가했는지를 알 수 있는 일종의 지수(index)라고 할 수 있다. 예를 들어, $\delta_{12} \dots \delta_{1t}$ 이 음(-)의 부호를 가지면서 지속적으로 감소한다면, 도심으로부터의 거리에 따른 가격하락율이 시간에 따라 더욱 증가한다고 해석할 수 있으며, 동시에 도심의 영향력이 증가하고 있다고 해석할 수 있다.

그런데, 본 연구는 서울시의 3개의 중심²⁾

(도심, 강남, 여의도)에 대한 상대적인 중심성의 크기를 비교하고자 할 뿐만 아니라, 자료 또한 실제매매가격자료가 아닌 것을 감안할 때, 위 식 (1)은 수정될 필요가 있다.

우선, 본 연구에서는 3개의 중심지의 주택가격에 대한 영향력을 비교하는 것이 목적이므로 식 (1)에 강남과 여의도로부터의 거리를 고려한 상호작용항이 추가되어야 한다. 즉 $(\delta_{1t} - \delta_{1s})u_{CBDi}$ 를 도심으로부터의 거리를 고려한 상호작용항이라 본다면, $(\delta_{2t} - \delta_{2s})u_{KBDi}$ 와 $(\delta_{3t} - \delta_{3s})u_{YBDi}$ 가 각각 강남과 여의도로부터의 거리에 따른 가격하락효과를 보기 위해 추가되어야 한다.

한편, 본 연구의 자료가 매월 정기적으로 조사된 아파트 가격자료라는 점을 고려할 때, 위 식 (1)의 연령의 차이(age difference)에 대한 항은 모형에서 제외되어야 한다. McMillen (2003)의 경우, 서로 다른 시점에서의 실제매매가격 자료를 사용하였으므로, 매우 다양한 기간이 존재하여 시간더미와의 상관관계가 높지 않다. 그러나, 본 연구의 경우, 실제매매가격이 아닌 일정시점에 조사된 가격이므로 2개의 시점간 간격이 매우 일정하게 나타난다. 따라서, 연령차이항을 독립변수로 포함시킬 경우, 완전 다중공선성(perfect multicollinearity)이 나타나게 되므로 본 연구에서는 연령차이항을 제거하도록 한다.

2) 본 연구에서는 3개의 주요 중심으로 도심, 강남, 여의도(영등포)를 고려하였는 바, 이에 대해서는 이견이 있을 수 있으나, 서울시를 대상으로 한 기존 도시공간구조연구에서 대부분 위 3개의 중심을 공통적으로 식별하고 있다. 전명진(1995, 2003), 김창석·우명제(2000).

$$\begin{aligned} \log(V_{it}/V_{is}) = & \delta_{0t} - \delta_{0s} + (\delta_{1t} - \delta_{1s})u_{CBDi} \\ & + (\delta_{2t} - \delta_{2s})u_{KBDi} + (\delta_{3t} - \delta_{3s})u_{YBDi} \\ & + \epsilon_{it} - \epsilon_{is} \end{aligned} \quad (2)$$

결과적으로, 본 연구에서는 식 (2)와 같이 3개의 중심지의 주택가격에 대한 영향력을 추정하기 위한 3중심 상호작용항과 시간대미로 구성된 재수정반복매매지수모형을 구성하였다.³⁾

위의 수정반복매매모형은 가격경사계수의 상대적인 변화(relative change)는 추정할 수 있는 반면, 각 시점별 계수의 실제값(absolute value)은 추정할 수 없는 한계가 있다. 그런데, 본 연구의 경우 상대적인 중심성의 변화와 더불어 절대적인 중심성의 크기가 연구대상기간 동안 어떻게 변하였는지도 중요한 관심사항일 수 있다. 즉, 지난 10년간의 각 중심지의 영향력의 변화로 인해 결과적으로 현재 도심을 대체할만한 부도심이 존재하는지의 여부를 확인하는 것 또한 중요한 연구목적이다.

따라서, 본 연구에서는 가격경사계수의 실제값을 추정하기 위해 특성감안가격함수(hedonic price model)를 이용하기로 한다. 물론 앞서 언급한 바 있듯이, 특성감안가격함수를 사용할 경우 변수생략편의가 발생할 위험이 수반된다. 그러나, 특성감안가격함수가 실제 경사계수를 추정하기 위한 이용가능한 최적의 모형이므로 이를 사용하기로 한다.

$$\begin{aligned} \log V_i = & \delta_0 + \delta_1 u_{CBDi} + \delta_2 u_{KBDi} + \delta_3 u_{YBDi} \\ & + \beta X + \epsilon_{it} - \epsilon_{is} \end{aligned} \quad (3)$$

위 식 (3)에서 계수 $\delta_1, \delta_2, \delta_3$ 는 각각 도심, 강남, 여의도로부터의 거리에 따른 가격경사계수이다. 서로 다른 시점에서 식 (3)의 각 계수를 추정하여 비교함으로써 각 중심지의 위계를 파악할 수 있다. 예를 들어, 도심으로부터 거리에 대한 계수가 연구 대상기간동안 음(-)에서 양(+)로 변화했고, 동일 기간동안 강남으로부터의 거리에 대한 계수가 양(+)에서 음(-)로 전환되었다고 가정해보자. 이런 경우, 과거에는 도심이 주택가격에 영향을 미치는 주요중심지였던 반면, 현재에 와서는 강남이 새로운 중심지로 자리하고 있음을 알 수 있다.

결론적으로, 본 연구에서는 각 중심지 주택가격에 미치는 영향력의 시계열적인 변화를 파악하기 위해 재수정반복매매모형을 구성하고, 주요 시점에서의 중심지간의 영향력의 비교를 통해 서울시의 중심지 체계의 변화를 파악하기 위해 실제 가격경사계수를 추정할 수 있는 특성감안가격함수를 도입하였다.

IV. 자료 및 기초통계

본 연구를 위해서는 크게 2개의 자료가 사용 되는 바, 하나는 1993년 1월부터 2004년 1월까지의 월단위 서울시 아파트 매매가격자료⁴⁾이

3) McMillen(2003)이 사용한 모형과 구별하기 위하여, 본 연구에서 사용한 모형은 '재수정반복매매모형(the remodified repeat sales model)'으로 명명하였다.

4) 아파트 가격자료는 분석기간을 확대하기 위해 '부동산114'와 '부동산뱅크'의 자료를 병합하여 사용하였으며, 실제 사용한 가격은 '하한가'와 '상한가'의 '산술평균'을 사용하였다.

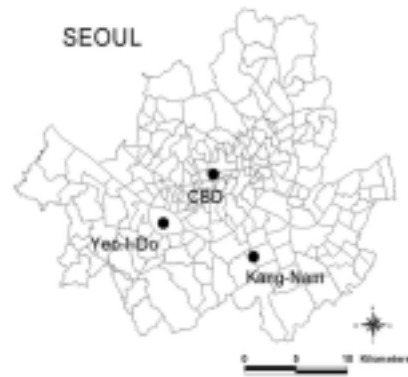
고, 다른 하나는 3개의 중심(도심, 강남, 여의도)으로부터 각 아파트가 소재한 동(洞)까지의 거리자료이다.

아파트 가격자료는 매매가격, 주소, 평형, 동일단지내 동일평형세대수 등의 변수로 이루어져 있으며, 133개월동안 조사된 월별 자료이다. 앞서 언급한 대로, 반복매매모형을 적용하기 위해서는 실제거래가격자료(real transaction data)가 필요하나, 현실적으로 이러한 자료는 구득이 불가능하므로 이를 대체할 수 있는 월별 조사자료를 사용한다.

〈그림 1〉에서 볼 수 있듯이, 각 중심을 대표할 만한 1개의 지점을 선정하는 데에는 여러 가지 대안이 있을 수 있으나, 본 연구가 서울 전체를 공간적 범위로 하고 있어 각 중심지 내에서 어떤 지점을 기준으로 하는가는 전체적인 연구결과에 유의미한 영향을 미치지 않을 것이라 판단된다. 이에, 본 연구에서는 도심 및 강남, 여의도 부도심을 대표하는 지점으로 각각 시청, 여의도동의 무게중심점, 강남역으로 설정하였다. 또한 각 아파트의 소재지의 경우 행정동(行政洞)을 기준으로 구분하였으며, 각 아파트와 3개의 중심과의 거리는 아파트 소재동의 중심점과의 직선거리(air distance)를 측정하여 구하였다. 이 때에는 GIS프로그램인 Arc/Info를 사용하여 각 행정동의 중심점(centroid)을 찾고 각 중심과의 거리를 계산하였다.

위 2개의 자료를 연결한 결과, 각 아파트별로 133개의 아파트 가격, 3개의 중심지로부터

의 거리, 평형, 세대수 등의 항목이 구성되었다. 각 아파트에 대해 위 4개 항목 중 하나라도 없는 경우에는 분석표본에서 제외하였다. 결과적으로, 본 연구에서는 총 122,608쌍⁵⁾의 가격자료가 분석에 이용되었다.



〈그림 1〉 도심(CBD) 및 강남, 여의도 부도심

〈표 1〉 기초통계분석결과

변 수	평 균	표준편차	최소값	최대값
1993년 1월 가격 (1,000원)	223,585.0	142,590.2	51,500.0	875,000.0
2004년 1월 가격 (1,000원)	343,186.7	258,380.7	62,500.0	3,250,000.0
세대수* (세대)	144.4	219.1	1	4020
분양평형* (평)	33.4	12.7	7.0	99.0
CBD로부터의 거리* (km)	9.5	4.0	1.8	19.4
강남으로부터의 거리* (km)	10.2	4.7	1.4	22.5
여의도로부터의 거리* (km)	9.6	5.8	0.0	21.8

주) *: 2004년 1월 기준

5) 반복매매모형에서는 시점이 다른 2개의 가격자료가 필요하므로, “쌍”으로 표현하였다.

연구에 사용된 자료의 기초통계분석결과는 <표 1>에 정리하였다. 2004년 1월 평균 아파트 가격은 343,187천원으로 1993년 1월 평균 아파트 가격 223,585천원에 비해 약 1.53배 수준으로 증가했다. 2004년 1월 기준으로 볼 때, 분석에 사용된 아파트들은 소재 행정동을 기준으로 도심로부터는 약 9.5 km 떨어져 있으며, 각 부도심, 강남 및 여의도로부터는 각각 10.2 km, 9.6 km 떨어져 있는 것으로 나타난다. 분양평형을 기준으로 한 아파트규모를 보면 7평형에서 99평형까지 다양하게 나타나고 있으며, 평균평형은 33.4평형으로 일반적으로 전용면적 25.7평의 분양평형과 매우 유사한 수준이다. 세대수의 경우 1세대⁶⁾부터 4,020세대로 아주 편차가 크므로 향후 모수의 추정 시 이러한 편차에 의해서 발생할 수 있는 추정오차를 제거할 필요성이 강하게 제기된다.

V. 추정결과

제Ⅲ장의 식 (2)를 통해 계수(가격경사계수)를 추정하기 위해서는 총 399개의 상호작용항이 필요하다. 즉, 133개의 시간더미와 3개의 중심지와의 거리변수의 상호작용항은 각 중심지별로 133개가 필요하므로 모형에서는 시간더미 133개를 포함하여 총 532개의 독립

변수가 사용되었다.

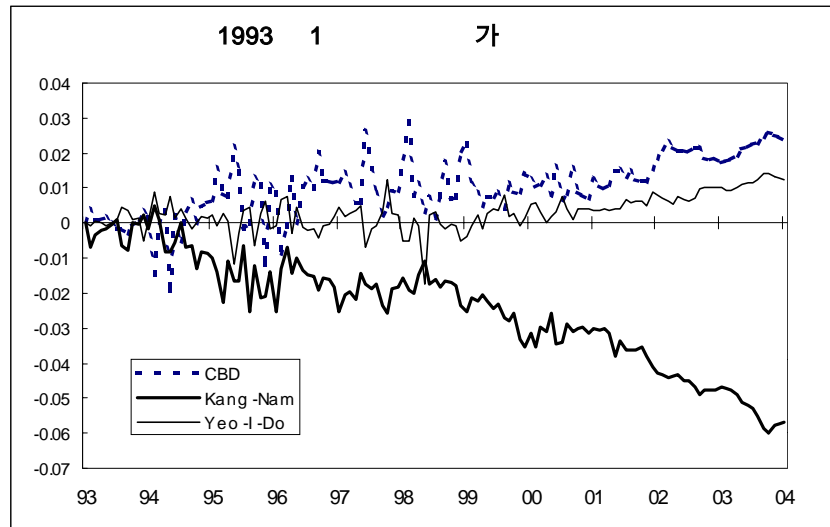
한편, 본 연구에서는 OLS(ordinary least squares estimation)추정이 아닌 가중최소자승법(WLS; weighted least squares estimation)을 사용하였는데, 이는 근본적으로 본 연구에 사용된 가격자료가 실제 거래가격자료가 아닌 것에 기인한다. 즉, 조사된 가격자료는 동일단지의 동일평형대별로 조사되었는데, 각 평형별로 세대수가 상이하므로 이를 무시할 경우 1세대를 대표하는 가격과 100세대를 대표하는 가격이 동일한 비중으로 지수산정에 반영되는 문제점이 발생한다. 즉, 가격지수의 목적은 시장에 존재하는 다양한 주택의 대표가격을 설정하고 그 대표가격의 변동을 추정하는 것이므로 하나의 가격으로 표현되는 조사단위의 실제 주택재고량을 의미하는 세대수(the number of households)를 가중치로 사용한 가중최소자승법(WLS)을 사용하였다.⁷⁾

추정결과⁸⁾는 독립변수들이 아파트가격의 변화를 잘 설명하고 있는 것을 보여준다. 즉, 설명력(R^2)은 0.8465로서 매우 높은 편이며, F값도 1275.04로 매우 높아 모형이 통계적으로 유의함으로 보여준다. 각 중심지로부터의 거리에 대한 상대적인 가격경사계수(각 상호작용항의 계수)는 기준시점의 값인 0(zero)에 대한 상대값이므로, 1993년에 가까운 전반기에는 0

6) 본 연구에 사용된 자료중 세대수가 10미만인 경우가 다소 존재하는데 이런 경우는 일반적인 '아파트'가 아니라 소위 '빌라'형태의 공동주택이다. 본 연구의 경우 보다 풍부한 시계열 데이터를 구축하기 위하여 이러한 자료를 제거하지 않고 분석에 사용하였다.

7) 추정과 관련하여 공간자기상관(Spatial Autocorrelation)의 검증이 동반되어야 한다는 주장이 있을 수 있으나, 실제 '공간자기상관'에 대한 보정의 문제는 학자마다 판단이 상이하다고 보여짐. 특히, 통계적인 엄밀도의 수준에서 공간자기상관에 대한 보정이 어느 정도 추정의 효율성을 증가시키는가에 대하여는 아직 일치된 견해를 보이고 있지 않다고 판단됨. 따라서, 공간자기상관에 대한 보정이 실질적으로 중요한 추정결과의 차이를 발생시키는 것으로 보아 통계분석에 의무사항으로 합의되어 받아들여지기에는 이르다고 보고 생략하였다.

8) <부록> 참조



〈그림 2〉 상대가격경사계수의 시계열적 변화추이

과 가까운 값⁹⁾이 도출되고, 2004년에 가까운 시점일수록 0에서 멀어지는 추세를 보인다.

〈그림 2〉는 도출된 회귀계수를 기초로 각 중심지로부터의 거리가 아파트가격에 미치는 영향의 상대적인 크기의 변화를 그래프로 나타낸 것이다. 3개의 각 중심지별로 상이한 변화 양상을 보이고 있으나, 크게 2개의 변화로 분류할 수 있다. 하나는 도심과 여의도부도심의 영향력 약화이며, 다른 하나는 강남부도심의 영향력 강화이다. 〈그림 2〉에서 보는 바와 같이, 도심 및 여의도의 경사계수는 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있는 반면, 강남의 경사계수는 지속적으로 하락하고 있다. 그런데, 주택가격경사모형의 정의 상 경사계수가 하락하면 중심지의 영향력이 확대되고 있는 것으

로 판단할 수 있으므로, 강남부도심의 주택가격에 대한 영향력이 지속적으로 강화되고 있음을 알 수 있다.

보다 중요한 결과는 강남의 영향력의 성장 속도가 도심이나 여의도의 쇠퇴속도에 비해 상당히 빠르다는 사실이다. 강남의 가격경사계수는 133개월동안 0에서 -0.057로 감소한 반면, 도심의 경우 0에서 0.024로 증가하였다. 다시 말해, 도심의 영향력이 약화되는 속도보다 약 2.4배 빠른 속도로 강남의 영향력이 증대했음을 알 수 있다. 이러한 결과는 강남부도심이 도심의 영향력의 크기를 절대적인 수준에서도 넘어섰을 가능성이 있음을 시사하고 있다. 즉, 중심지의 영향력을 주택가격의 공간분포로만 판단한다면, 강남이 이미 기존 도심(the

9) 1993년과 가까운 전반기에는 가격경사계수값이 0이 아니라는 귀무가설을 기각하지 못한다. 반면, 최근으로 올수록 가격경사계수값은 통계적으로 유의(즉, 0과 같지 않음)한 것으로 나타난다. 그런데, 일반적인 회귀분석결과에서의 계수값의 해석과는 달리 본 연구에서 사용한 반복매매모형의 경우, 제1기의 계수값을 0으로 고정시킨 상태에서 그 이후의 계수값의 상대적인 변화를 보고 있으므로 제1기에 가까운 시점에서 계수값이 0에 가깝게 나타나는 것은 당연한 결과이다. 반면, 제1기에서 멀어질수록 계수값이 0과 차이날 가능성은 증가하므로 후반부에서는 당연히 통계적으로 0과 같지 않다는 결과가 도출된다. 따라서, 본 연구에서는 각 상호작용항의 계수값이 비록 0과 같다는 귀무가설을 기각하지 못하더라도 이를 결과해석에 사용하였다.

traditional CBD)을 대체할 만한 새로운 중심지가 되었을 가능성을 배제할 수 없는 것이다.

본 연구에서는 이를 확인하기 위해, 앞서 제Ⅲ장에서 언급한 대로 특성감안가격함수를 이용하여 1993년 1월과 2004년 1월을 기준으로 각 중심별 가격경사계수의 실제값을 추정하였다. <표 2>에 제시되어 있는 바와 같이 총 6개의 모형을 통해 각 중심지의 실제 영향력의 크기를 추정하였다.

<표 2>를 통해 확인할 수 있듯이, 1993년과 2004년 사이에 일어난 가장 큰 변화는 도심의 가격경사계수가 음(-)에서 양(+)으로 변화하는 동안, 강남의 가격경사계수는 더욱 감소하였다는 점이다. 즉, '모형4'를 통해 판단하면, 2004년 현재 서울시의 3개 주요 중심지를 비교

할 경우, 오직 강남부도심만이 주택가격에 긍정적인 영향을 미치고 있는 중심지임을 알 수 있다. 반면 1993년에는 도심 또한 강남과 함께 주택가격에 긍정적인 영향을 미치는 중심지였다. 그러나, 2004년의 결과를 보면 도심은 더 이상 주택가격을 설명함에 있어 중심지로서의 역할을 하고 있지 못하며, 오히려 도심과 멀어질수록 주택가격이 상승하는 이른바 '역중심(inverse center)'¹⁰⁾이 되었다는 것을 알 수 있다.

모형에 하나의 거리변수만을 넣은 경우에도, 위와 같은 중심지 영향력의 변화는 동일한 방향으로 나타난다. 즉, '모형2'와 '모형5'를 비교하면 도심의 가격경사계수가 -0.0157에서 -0.0105로 증가한 것으로 나타나 도심의 영향

<표 2> 특성감안가격함수 추정결과

독립변수	추정 계수 (표준오차)					
	1993			2004		
	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
CBD부터의 거리 (km)	-0.0190* (0.0076)	-0.0157** (0.0039)		0.0105** (0.0028)	-0.0107** (0.0026)	
강남으로부터의 거리 (km)	-0.0253** (0.0061)		-0.0352* (0.0044)	-0.0670** (0.0019)		-0.0569** (0.0018)
여의도로부터의 거리 (km)	0.0126** (0.0040)			0.0150** (0.0017)		
분양평수 (km)	0.0073** (0.0011)	0.0061** (0.0011)	0.0074** (0.0011)	0.0013** (0.0008)	0.0016 (0.0010)	-0.0005** (0.0008)
상수항	6.4127** (0.0537)	6.3734** (0.0579)	6.4239** (0.0537)	7.3108** (0.0362)	6.9878** (0.0436)	7.5270** (0.0331)
R ²	0.284	0.147	0.260	0.381	0.010	0.326
Adj. R ²	0.274	0.141	0.255	0.380	0.009	0.326
F-value	29.80	26.08	29.80	336.36	11.33	530.15

주: 종속변수는 아파트평당가격의 로그값. * 유의수준 0.05, ** 유의수준 0.01.

10) 역중심(inverse center): Plaut & Plaut(1998)가 소개한 개념으로, 멀어질수록 주택가격이 상승하는 중심지가 있다고 하면, 그것을 기존의 중심지(normal center)의 개념과 반대되는 역중심(inverse center)으로 정의하였다.

력이 감소했음을 알 수 있으며, 이는 '모형1'과 '모형4'를 통해 파악한 경향과 동일한 것이다. 또한 '모형3'과 '모형6'을 통해서 강남의 가격경사계수를 비교하면, 1993년에 -0.0352 에서 2004년에 -0.0569 로 감소하여 결과적으로 강남의 영향력이 증가하였다. 한 가지 주목할 만한 결과는 도심과 강남으로부터의 거리를 단일 변수로 도입하는 경우 모두 음의 가격경사계수가 추정되나 도심 및 강남에 대한 거리변수를 함께 도입하는 경우(모형1과 모형4) 1993년도에 유지되었던 도심거리변수의 음의 방향성이 2004년에는 소멸되었다는 것이다. 이는 구도심이 지닌 주택가격형성에 대한 중심성이 크게 손상되었을 가능성을 보여준다.

결론적으로, 주택가격에 미치는 영향력을 기준으로 볼 때, 강남부도심은 1993년에 이미 기존 도심의 영향력을 능가하였으며, 2004년에는 주택가격에 긍정적인 영향을 미치는 유일한 중심으로 성장하였음을 알 수 있다. 또한 영향력의 동태적 변동과정을 살펴볼 때 강남의 (신)도심으로서의 성장은 최근 형성된 일시적인 현상이 아니라 1990년대 초반부터 지속적으로 이루어진 누적적인 변화의 결과물이라고 할 수 있다.

VI. 결론

본 연구는 기존의 도시공간구조관련연구에서 미흡했던 시계열적 변화(dynamics of urban spatial structure)의 분석을 시도하였으며, 분석의 자료 또한 국내에서 사용한 바가 없는 주택가격(house price)을 이용하였다. 그동안 서

울시의 도시공간구조에 대한 연구는 지속적으로 이루어져왔다. 그러나, 연구자료 및 연구방법론의 한계로 인하여 횡단면적인 분석에 만족할 수밖에 없었던 것이 사실이다. 또한, 시계열적인 변화를 시도한 경우에도 지가나 인구밀도를 이용하였는데, 이 2개의 자료는 본 연구에서 사용한 주택가격과는 성격이 다르다고 할 수 있다. 즉, 주택가격은 입지적 어메니티가 지닌 시장가치를 직접적인 시장가격으로 판단할 수 있다는 장점이 있다. 이런 의미에서 그 측정에 모호성이 배제될 수 없는 지가나 토지이용패턴을 기술하는 인구밀도에 비하여 포괄적인 시장가치를 측정할 수 있다. 따라서, 본 연구에서는 이 같은 기존 연구의 한계를 극복하고자 수정반복매매모형과 특성감안가격합수를 이용하여 133개월(1993년 1월부터 2004년 1월)간의 주택가격의 공간분포 변화를 기준으로 시계열적인 공간구조변화를 분석하였다.

연구의 주요결과는 두 가지로 요약되는 바, 지난 10년간 강남부도심의 영향력이 지속적으로 성장한 반면 도심(CBD)의 영향력은 감소했다는 사실과, 주택가격의 공간분포를 기준으로 판단할 경우, 2004년 현재 강남부도심은 더 이상 부도심이 아닌 새로운 CBD로서의 역할을 하고 있다는 사실이다. 본 연구에서 사용한 수정반복매매모형의 추정결과를 보면, 강남부도심과의 거리에 따른 주택가격하락율은 매우 높아진 반면, 기존 CBD와 거리가 멀어질수록 주택가격이 상승하는 '역중심(inverse center)' 현상이 나타나고 있다. 더욱 중요한 추세는 강남이 성장하는 속도가 기존 CBD가 쇠퇴하는 속도보다 2배이상 빠르다는 사실이다. 즉, 이러

한 추세를 지속할 경우 강남부도심은 더욱 그 영향력이 확대되어 서울시 전체의 구조가 강남을 중심으로 재편될 가능성도 배제할 수 없다.

강남부도심의 성장과 기존 도심의 쇠퇴는 정책적으로 시사하는 바가 크다. 첫째, 강남지역의 주택가격 상승을 단지 투기나 교육과 같은 비공간적인 요인으로 설명하면서 일시적인 현상으로 판단해서는 안된다는 점이다. 왜냐하면, 이를 일시적인 것으로 보고 대응할 경우 그 정책적 효과는 기대하기 어려울 것이기 때문이다. 본 연구결과가 시사하듯이 공간구조의 변화가 상당부분 강남주택가격의 상승에 기여했고 또한 일시적인 것이 아니라 10년이상 지속된 변화의 결과라면, 주택가격안정화 정책은 도시계획적 차원에서 재고(再考)되어야 한다. 예를 들어, 기존 도심을 재활성화하여 자연스럽게 강남주택의 수요의 일부가 도심 주변으로 옮겨가도록 하는 정책이 필요할 것이다.

둘째, 강남부도심의 CBD로서의 성장은 교통정책에 있어서도 중요한 시사점을 제공한다. 현재까지 강남은 도심에 비해 상대적으로 교통체계정비의 관심 대상이 되지 못했다. 예를 들어, 현재의 서울시의 주요시책 중 '교통시스템개편'에 관한 내용을 보면, '도심교통체계의 개선'이 주요사안임을 알 수 있다. 그러나, 점차 강남부도심의 영향력이 커지고 있으며, 실제로도 교통수요가 급격히 증가하고 있다. 따라서, 이러한 강남의 성장에 적절하게 대응하지 못할 경우 현재의 도심과 같은 교통문제가 재현될 수 있다. 그러므로, 현재 도심에 집중되어 있는 교통정책의 관심 중 많은 부분은 장기적으로 강남부도심에 모아져야 할 것이다.

위와 같이, 본 연구는 의미있는 정책적 시사점을 제공하고 있으나, 또한 한계를 가지고 있는 것도 사실이다. 예를 들면, 강남의 도심으로의 부상에 대한 요인분석이 이루어지지 못했다는 점이다. 특히나 최근에 관측된 강남지역의 급격한 아파트가격상승에 대하여 투기적인 요인에 대한 우려가 있음을 감안할 때 본 분석의 결과가 강남의 부상이 최근에 이루어진 일시적인 현상이 아니라 장기적인 누적과정을 통한 결과임을 보여준다고 하더라도 약간은 시장기본가치보다 과추정된 결과가 도출되었을 가능성도 배제할 수 없을 것이다. 이에 대해 좀더 정제되고 요인에 대한 심층적인 분석이 필요하다고 사료되며, 이를 향후 연구과제로 남기고자 한다.

참고문헌

- 김창석·우명제, 2000, "서울시 중심지 설정과 중심지 특성에 관한 연구", 대한국토·도시계획학회, 「국토계획」, 제35권 제1호, 17~29.
- 박헌수·조주영, 1999, "서울대도시권 고용밀도 추정에 관한 연구", 대한국토·도시계획학회, 「국토계획」, 제34권 제5호, 151~161.
- 이창무·김병욱·이현, 2002, "반복매매모형을 이용한 아파트 매매가격지수", 「부동산학연구」, 제8집 제2호, 부동산분석학회, 1~19.
- 전명진, 1995, "다핵도시공간구조하에서의 통근행태", 대한국토·도시계획학회, 「국토계획」, 제31권 제2호, 223~236.
- 전명진, 2003, "비모수적 방법을 통한 서울의 고용중심지 변화 분석", 대한국토·도시계획학회, 「국토계획」, 제38권 제3호, 69~70.
- 조명호·임창호, 2001, "수도권 도시공간구조의 분석", 대한국토·도시계획학회, 「국토계획」, 제36권 제7호, 183~195.

- 하성규 · 김재익, 1992, “주거지와 직장의 불일치현상에 관한 연구”, 대한국토 · 도시계획학회, 「국토계획」, 제27권 제1호, 51~71.
- Craig, Steven G. and Pin T. Ng., 2001, “Using Quantile Smoothing Splines to Identify Employment Subcenters in a Multicentric Urban Area”, *Journal of Urban Economics* 49, 100~120.
- DiPasquale, Denise and William C. Wheaton, 1996, *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall, New Jersey.
- Gordon, P., Richardson H. W., Wong H. L., 1986, “The Distribution of Population and Employment in a Polycentric City: the Case of Los Angeles”, *Environment and Planning A* 16, 161~173.
- McMillen, Daniel P. 2003, “The Return of Centralization to Chicago: Using Repeat Sales to Identify Changes in House Price Distance Gradients”, *Regional Science and Urban Economics* 33, 287~304.
- Mills, E. S., 1972, *Studies in the Structure of the Urban Economy*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Muth, R. F., 1969, *Cities and Housing*, University of Chicago Press, Chicago.
- Plaut, Pnina Ohanna and Steven E. Plaut, 1998, “Endogenous Identification of Multiple Housing Price Centers in Metropolitan Areas”, *Journal of Housing Economics* 7, 193~217.

원 고 접 수 일 : 2004년 2월 26일

최종원고채택일 : 2004년 3월 13일

〈부록〉

i) 식(2)의 WLS추정결과 요약

표본수: 122,608

R-Square: 0.8465

Adj. R-Square: 0.8458

F-value: 1275.14

ii) 중심지별 상대주택가격경사계수 추정결과

년 월	도 심(CBD)		강 남		여 의 도	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
1993. 1.	0.0*	-	0.0*	-	0.0*	-
1993. 7.	-0.00144	0.00401	0.00090	0.00320	0.00083	0.00214
1994. 1.	0.00181	0.00383	-0.00164	0.00312	0.00048	0.00167
1994. 7.	-0.00549	0.00225	0.00008	0.00119	0.00395	0.00156
1995. 1.	0.00624	0.00310	-0.00995	0.00203	0.00229	0.00169
1995. 7.	-0.00182	0.00211	-0.00625	0.00145	0.00369	0.00132
1996. 1.	0.00887	0.00261	-0.02520	0.00116	-0.00076	0.00093
1996. 7.	0.01236	0.00280	-0.01496	0.00161	-0.00195	0.00149
1997. 1.	0.01193	0.00280	-0.02517	0.00128	0.00468	0.00148
1997. 7.	0.01549	0.00251	-0.01860	0.00152	-0.00154	0.00101
1998. 1.	0.01829	0.00212	-0.01583	0.00131	-0.00525	0.00108
1998. 7.	0.00100	0.00179	-0.01611	0.00122	0.00304	0.00105
1999. 1.	0.02282	0.00169	-0.02527	0.00117	-0.00386	0.00104
1999. 7.	0.00882	0.00147	-0.02290	0.00096	0.00383	0.00084
2000. 1.	0.01274	0.00123	-0.03125	0.00087	0.00535	0.00070
2000. 7.	0.00654	0.00091	-0.03392	0.00080	0.00750	0.00060
2001. 1.	0.01258	0.00111	-0.03032	0.00086	0.00378	0.00066
2001. 7.	0.01316	0.00140	-0.03632	0.00088	0.00665	0.00079
2002. 1.	0.01817	0.00133	-0.04301	0.00088	0.00808	0.00079
2002. 7.	0.02047	0.00135	-0.04493	0.00089	0.00631	0.00080
2003. 1.	0.01711	0.00126	-0.04676	0.00087	0.01023	0.00077
2003. 7.	0.02233	0.00126	-0.05309	0.00087	0.01135	0.00076
2004. 1.	0.02396	0.00127	-0.05689	0.00087	0.01233	0.00077

주: 각 년도에 12개월에 해당하는 12개의 계수가 추정되었으나, 지면의 한계를 고려하여 본 표에는 각년도 1월 및 7월의 추정계수값만을 수록하였음.

* 기준시점(1993. 1.)의 주택가격경사계수는 0(zero)으로 고정시켰음.