

주택가격 결정인자의 공간적 다양성 모델링

장영옥*

Modelling Spatial Variation of Housevalue Determinants

Youngok Kang*

요약 : 주택은 여러 가지 요인들의 집합체로 구성되기 때문에 해도너 기법을 이용하여 개개요인들의 주택에 내재된 가격을 혼시화하고자 하는 연구가 많이 수행되었다. 그러나 이러한 요인들은 서로 상호작용할 수 있으며, 공간적으로 변화할 수 있다는 것을 설명하는데 한계를 가지고 있다. 본 연구는 서울시의 공동주택을 대상으로 주택가격에 영향을 미치는 결정요인들이 공간적으로 다양하게 변화함을 모델링하고자 하였다. 주택가격에 영향을 미치는 인자들간의 상호작용을 밝히기 위해 Casetti의 확장형 회귀분석방법을 사용하였다. 본 연구의 주요결과를 살펴보면 다음과 같다. 초기모델에서는 서울의 공동주택가격을 추정함에 있어 주택규모, 균린환경 특성, 그리고 강남의 재건축아파트 여부가 주요 요인으로 작용하였다. 그러나 이러한 특성들은 도심, 부도심, 강과의 인접성 여부라는 접근성변수에 따라 서로 다르게 상호작용하고 있었다. 주택의 규모가 작은 공동주택은 도심이나 부도심까지의 거리에 따른 주택가격의 변동이 거의 없었으나, 주택의 규모가 큰 공동주택은 부도심에 가깝고, 강에 인접 할수록 주택가격은 크게 상승하였다. 반면 부도심에서 거리가 먼 지역에서는 자가주택과 아파트 비율의 변화에 따른 주택가격의 변동이 심하지 않았으나, 부도심에서 가까운 지역에서는 자가주택과 아파트의 비율이 높은 지역에 위치한 공동주택일수록 주택가격은 크게 상승하였다. 모델의 잔차분석에서는 강남, 이촌동, 목동등의 대형평수 아파트들이 과소추정되고 있음을 나타내어 하부주택시장별로 서로 다른 주택가격모형을 적용할 필요성이 있음을 시사하고 있었다.

주요어 : 주택가격 추정, 확장형 모형, 해도너 함수, 매개변수간 공간적 상호작용, 잔차도 분석, 지리정보시스템

Abstract : Lots of characteristics such as dwelling, neighborhood, and accessibility characteristics affect to the housevalue. Many researches have been done to identify values of each characteristic using hedonic technique. However, there is a limit to identify interaction of each characteristic and variation of each characteristic among the accessibility context. This paper has implemented the Expansion Method research paradigm to model the housevalue determination process in the city of Seoul. The findings of this paper have revealed the presence of contextual variations in the housevalue determination process. The initial model for housevalue reveals that as F_1 increases (i.e., larger the number of rooms/bathrooms, larger parking space) and/or F_2 increases (i.e., higher owner occupied housing units, higher apartment housing units) and/or F_3 increases, (i.e., higher the ratio of higher than college graduated households, 8 school zone, older housing units) the estimated housevalue increases. However, the above relationships drift across their respective contexts. The houses which have negative F_1 value, the housevalue does not fluctuate according to the distance to the city center or subcenters. However, the houses which have positive F_1 value, the closer to the subcenters or shorter to the river, the higher the estimated housevalues. On the other hand, in areas far from the subcenters, the estimated housevalues does not fluctuate much according to the corresponding F_2 level. In areas close to the subcenters, the estimated housevalues vary tremendously according to the F_2 value. In the residual analysis, it is revealed that large apartment which are located in Kangnam, IchongDong, MokDong are underestimated. This paper has contributed to our understanding of the housevalue determination process by providing an alternative conceptualization to the traditional approach.

Key Words : Estimation of Housevalue, Expansion Method, Hedonic Regression, Spatial Interaction between Determinants, Residual analysis, GIS

* 서울시정개발연구원 도시정보연구센터 연구위원 (Research Fellow, Center for UIS, Seoul Development Institute) ykang@sdri.re.kr

1. 서론

도시내 주택가격에 대한 연구는 도시를 연구하는 학자들에게 관심의 대상이 되는 주제이다. 도시내 거주지역의 문화와 주택가격에 대한 설명은 '교환모형 (trade-off)' 이라 불리우는 도시토지이용 이론으로부터 시작되었다. 이 이론은 가구주는 그들의 거주지를 선택함에 있어 접근성과 공간에 대한 요구를 교환한다는 것에 기초하고 있다. 즉 저소득층 가구들은 교통비용을 줄이고, 고용장소에 가까운 곳에 입지하기 위해 상대적으로 값비싼 도심 지역의 아파트나 밀도가 높은 주거지역에 거주하며, 상대적으로 고소득층은 도심으로부터 거리가 먼 접근성이 떨어지는 곳에 보다 넓은 공간을 사용하며 거주한다는 것이다. 입지지대의 유일한 결정인자는 교통비용의 절감이었다. 이 모델에서는 토지지대가 주택가격을 결정짓는 유일한 인자이기 때문에 도심으로부터 거리가 증가할수록 주택가격은 상대적으로 감소하는 것을 암묵적으로 내포하고 있다.

교환모형에 기초한 주택가격에 대한 이론은 도심에 대한 접근성과 주택공간으로 설명되었다. 그러나 오늘날 주택가격을 결정하는 것은 접근성, 주거공간에 대한 수요외에도 소음, 공해, 조망등 환경요인, 균린환경 특성등 다양한 요인들이 작용할 수 있다는 것을 제시하고 있으며. 다양한 요인들의 주택가격에 내재되어 있는 비용을 계량화하는 수단으로 혜도닉 가격기법이 널리 활용되고 있다 (Rosen, 1974). 주택이란 주택자체의 구조적 특성, 주택이 위치한 주변의 균린환경 특성, 주택의 상대적 위치에 대한 입지적 특성등 효용성을 발생하는 일련의 집합으로 구성되어 있기 때문에 각각이 고유의 가격을 갖는 주택(dwelling)특성들로 구성되는 혜도닉 가격으로 세분화 될 수 있다는 것이다.

혜도닉 가격기법을 이용하여 주택가격 결정요소를 분석하는 일반적 접근방법은 다변량적인 프레임워크를 사용하는 것이다. 이러한 방식의 모델들은 주택가격에 영향을 미치는 요소들은 도시 전지역에 동일하게 중요하다는 것을 가정하고 있다. 즉 분석에 사용되는 변수들은 다른 값을 가질 수 있지만 변수들간의 연관성정도는 연구지역 전역에 항상 일정하다는 것을 가정하고 있다. 그러나 주택가격을 설명하는 변수들간의 관계가 도시 전 지역

에 대해 동일하다고 가정하는 것은 주택가격의 공간적 다양성에 대한 설명을 빼뜨릴 가능성이 있다. 즉 주택가격에 대한 연구는 혜도닉 주택가격 기법을 사용하여 사회적 특성¹⁾에 초점을 둔 연구들이 주를 이루었으며, 접근성 변수들도 주요한 설명인자로 사용되었지만 이들 두 요소(사회적 특성과 접근성 요소)가 상호 영향을 미칠 수 있다는 것을 간과하고 있다는 것이다. 예를 들어 주택가격에 대한 사회적 특성의 영향은 접근성이라는 환경하에 다양하게 작용할 수 있다. 즉 같은 사회적·물리적 요인을 갖는 주택이라 하더라도 다양한 기능을 갖는 도시내 결절점까지의 접근성에 따라 주택가격이 다양할 수 있다는 점이다. 예를 들어 고소득층 주택이라 하더라도 도심에 위치한 것은 도심이 갖는 소음, 공해등 부(-)적인 요소들 때문에 외곽에 위치한 고소득층 주택가격보다 낮을 수 있다.

본 연구의 목적은 주택가격 결정요인의 공간적 다양성을 설명하고자 한다. 즉 도시공간적 관점에서 사회적 특성과 접근성 요소는 상호작용하며 이러한 상호작용이 주택가격에 얼마나 영향을 미치는가를 서울의 공동주택을 대상으로 모델링하고자 한다. 이러한 특정요소간의 상호작용을 밝히기 위해 Casetti의 확장모형(Expansion Method)을 사용하였다 (Casetti, 1973, 1986).

본 연구는 모두 5장으로 구성되었다. 1장은 서론으로 연구의 배경을 설명하였고, 2장에서는 혜도닉 가격기법을 포함하여 주택가격 추정에 관한 기존의 연구들을 검토하였으며, 3장에서는 연구방법론과 본 연구에서 활용된 연구자료를 설명하였다. 주택가격 함수 추정 및 함수의 잔차에 대한 해석을 포함한 자료 분석결과는 4장에 기술되었으며, 5장에서는 본 연구의 시사점과 향후 연구과제를 제안하였다.

2. 주택가격 추정에 관한 연구

지가나 주택가격에 대한 연구는 Brigham(1965)과 Pendleton(1965)의 연구로부터 시작되었다고 볼 수 있다. 미국의 로스엔젤레스와 워싱턴시의 지가와 주택가격의 결정요인에 대한 그들의 연구는 주택가의 결정요인과 외부효과의 비용을 산출하는

해도닉 기법을 사용하여 통계적 연구를 시작하게 하는 계기가 되었다. 특히 많은 관찰값과 변수를 통·제하는 방법으로서 다변량 회귀분석을 사용하게 하는 모태가 되었다 (Evans & Beed, 1986). 이러한 다변량 분석을 이용한 주택가격의 분석은 학문적으로 로젠(Rosen, 1974)에 의해 체계화되었으며 그래의 대부분 주택특성 연구는 이로부터 출발한다고 볼 수 있다. 해도닉 가격 기법은 소비자가 주택을 선택할 때 주택 그 자체보다는 주택이 보유하는 주택특성을 선택한다는 해도닉 가설에 근거하고 있다. 해도닉 가격기법은 주택가격을 결정하는 주택특성들로 구성된 해도닉 가격함수를 추정해 낸 후, 관심이 되는 특성에 대한 역수요 함수를 통하여 주택관련 특성의 변동에 의한 비용 또는 편역을 계산해내는 방법이다 (이범희, 1997). 해도닉 가격기법은 주택과 같이 이질성이 강한 재화의 가격을 추정하는데 있어서 개별주택의 차별화를 가능하게 하며, 또한 주택의 질적특성들의 시장가치를 추정하는 방법으로 주택가격을 종속변수로 하고 주택특성을 독립변수로 하는 다중회귀분석 (Multiple Regression Analysis) 방법이다.

Heikkila(1989)는 지가와 주택가격의 결정요인에 대한 많은 연구들이 진행되어 왔으며, 특히 해도닉 가격 모델의 틀을 사용하고 있다고 지적하였다. 해도닉 기법은 "... 한 생산품내에 연계되어 있는 서로 다른 특성을 차별화하여 내재되어 있는 가격을 측정할 수 있는 방법이다. 예를 들면, 주택은 방의 수와 토지규모등과 같은 특성들로 구성된 상품이다. 원칙적으로 방과 토지규모의 서로 다른 조합을 만들 수 있는 충분한 수의 모델이 있다면, 다양한 특성의 함수로 구성된 모델의 가격구조에 대한 이해를 돋는 내재된 가격간 관계를 예측하는 것이 가능하다. 이 함수에서 특성들에 대한 반영은 내재된 가격에 대한 정보를 제공하는 것이 된다."고 설명하고 있다.

주택가격 또는 주거용 지가에 영향을 미치는 요인들은 대개 주택특성, 균린환경 특성, 그리고 접근성의 3가지 특성들로 구성된다. 주택가격이나 주거용 지가에 대한 연구들은 초기에는 주거용 지가의 결정요인이 무엇인지를 확인하려는 연구 (Brigham, 1965)로 부터, 지가의 공간적 분포 및 시계열적 변화분석(Yeates, 1965; McDonald &

Bowman, 1979) 그리고 80년대 후반 들어서는 다핵 도시에서는 단핵도시 모델과는 상이하게 다양한 부도심 또는 고용중심지로의 접근성이 중요시 된다는 연구 (Edel & Sclar, 1975; Smith, 1978; Bender & Hwang, 1985; Heikkila & et. al, 1989; McDonald & McMillan, 1990; Waddell & et. al, 1993; Burnell, 1985)가 많이 수행되었다. 최근에는 다양한 요인들이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구들이 수행되고 있는데, 예를 들면 지하철 건설이 주택가격에 미치는 영향분석 (Bajic, 1983), 산림의 존재 또는 산림정책이 주택가격에 미치는 영향 (Kim & Johnson, 2002), 소음감소정책의 영향 (Becker & Lavee, 2003; Wilhelmsson, 2000), 역사적 보존지구가 주택가격에 미치는 영향 (Leichenko, Coulson & Listokin, 2001), 교육적으로 좋은 균린환경을 만들기 위해 지불되는 주택가격의 분석 (Gibbons, 2003)등이 연구되는가 하면 자가주택뿐 아니라 임대주택시장에서의 주택가격에 영향을 미치는 요인에 대한 분석(Hoesli, Thion & Watkins, 1997), 저소득층 가구들의 도시기반시설에 대한 지불의사비용(Crane, Daniere & Harwood, 1997), 그리고 노인인구들의 주택구매비가 상대적으로 높아 노인계층을 위한 주택구매 정보 제공이 필요하다는 내용 (DeBoer, 1985)에 이르기 까지 주택에 관련된 다양한 특성들이 주택가격에 어떻게 내재되어 있는 가를 분석하기 위해 해도닉 가격함수가 활용되고 있다. 이들 연구와 함께 일련의 연구에서는 해도닉 가격함수가 한 도시내의 주택시장에 전체적으로 적용되는 것이 아니라 하부주택시장, 또는 지역적으로 서로 다른 해도닉 가격함수모델이 적용될 필요성이 있다는 연구들 (Kang, 1994; Adair, Berry & McGreal, 1996; Branas-Garza, Cosana & Presley, 2002; Adair, McGreal, Smyth, Cooper & Ryley, 2000)도 수행되어 공간적 다양성을 모델링화 할 필요성이 제기되고 있기도 하다.

한편 우리나라에서는 1980년대 중반부터 주택가격이 폭등하면서 주택문제가 심각한 사회문제로 대두되었고, 이 시기를 기점으로 주택가격에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다. 국내의 주택가격에 대한 연구는 1990년대 초반기는 주로 주택이 갖고 있는 물리적인 특성과 그 당시의 사회적 관심사였던 학군 및 도심과의 거리와 같은 접근성에 대한

것이었다 (송명규, 1992). 중반기 및 후반기에 들어서는 환경에 대한 관심도가 높아지면서 주변 환경의 오염정도 및 수변, 산의 조망에 대한 연구 (배수진, 2000; 최종일 · 심승훈, 2002; 최내영 · 양성돈, 2003)로 흐름이 변화하였고 최근에는 재건축의 영향 (이상경 · 신우진, 2001), 최적의 함수모형 찾기 (허세림 · 꽈승준, 1994; 박현수, 2001; 임윤환, 2002)등의 연구가 진행되고 있다.

3. 연구방법 및 자료

1) 연구방법

주택가격 결정인자의 공간적 다양성 모델링은 Casetti (1973, 1986, 1991)가 제시한 확장형 회귀분석모형을 사용하였다. 확장형모형(expansion method)은 어떠한 환경(context)하에서 변화하는 기능적 관련성을 밝혀내고자 하는 연구의 패러다임이며, 그러한 질문에 대한 답을 제시하는 연구방법론이기도 하다 (Casetti, 1973; 1986; 1991; Jones and Casetti, 1992). 연구패러다임으로서 확장형 모형은 매개변수의 변화를 확인할 수 있는 개념적 기초를 제공한다. 확장형 모형은 이론적으로 탄탄하게 무장된 관련성이라는 것도 어떠한 환경하에서의 상호관련성이이라는 보다 복잡한 이론적 구조를 밝혀내는 기초가 되어야 한다는 것을 제안한다. 말하자면 확장형모형은 무변동성이라는 진제는 거의 보장되지 않으며, 상호관련성의 변화는 고려되어야 하고, 관찰되어야 하며 이론적으로 테스트되어야 한다는 것이다.

기술로서 확장형모형은 단순한 초기모델로부터 보다 복잡한 최종모델을 만드는 과정을 체계화하여 제시하고 있다. 이것은 다음과 같은 단계를 거친다.

- (i) 초기모델의 일부 혹은 전체 매개변수를 선택 한다.
- (ii) 일부 혹은 전체 매개변수는 확장형 변수들의 함수로 전환하여 확장형 방정식으로 재 정의된다.
- (iii) 확장된 매개변수들을 초기모델에 대체하여 최종모델을 생성한다.

Casetti의 확장형 모형은 많은 경험적 연구에서 공간적, 그리고 시간차원의 상호관련성을 관찰하는데 사용되어져 왔다. 확장형 모형을 적용한 연구결과들에 대한 문헌고찰은 Casetti의 1986년 연구 (Casetti (1986)) 와 Casetti 와 Jones의 1987년, 1992년 연구 (Casetti and Jones, 1987; Jones & Casetti, 1992)에 잘 정리되어 있다.

확장형 회귀모형을 사용한 본 연구의 연구절차는 다음과 같다.

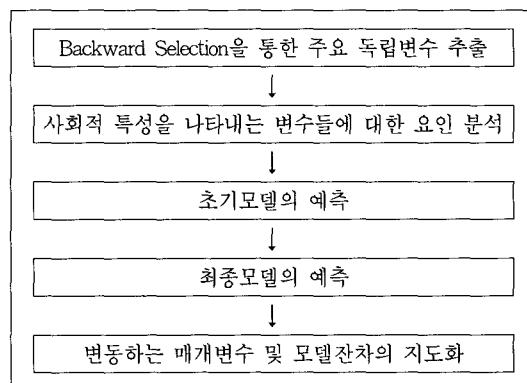


그림 1. 연구절차

1단계: 후방선택(backward selection)을 통한 회귀분석을 실시한다. 이 과정은 초기에 모든 독립변수를 포함한 회귀분석을 실시한 후 다음의 단계에서 가장 낮은 t값을 갖는 변수를 제거하여 모델에 포함된 모든 변수의 개수가 95% 이상의 중요도를 갖을 때까지 계속한다.

2단계: 접근성변수를 제외한 사회변수에 대하여 각각 베리黠스 회전된 요인분석을 실시한다. 즉 후방선택에 의한 회귀분석 이후 남아있는 사회변수에 대해 요인분석을 실시한다.

3단계: 이 단계에서 주택가격은 앞에서 얻은 요인의 함수로 나타내어지며 초기 모델의 매개변수는 다변량 회귀분석 프로그램에 의해 추정되어진다.

4단계: 초기모델을 도심 및 각종 서비스를 제공하는 결절점까지의 거리의 함수로 확장시킨다. 그리고 확장된 매개변수는 초기모델에 대치되어 최종모델을 만들게 된다.

5단계: 최종모델은 후방선택과정을 통한 회귀분석방법을 통해 추정된다. 중요하지 않은 독립변수의 제거수준은 첫 번째 단계에서 나온 것과 동일하다.

6단계: 변동하는 매개변수를 지도화하고 해석하며 모델의 적합도가 지역에 따라 얼마나 차이가 나는지를 공간적으로 나타내기 위해 잔차도를 작성한다.

2) 연구지역 및 연구자료

본 연구에서는 서울시를 대상으로 연구를 수행하였으며, 종속변수인 공동주택 가격은 부동산 114에서 제공하는 2002년 하반기 서울시 공동주택 매매가를 기준으로 하였다. 주택가격 특성의 공간적 다양성을 모델링하기 위한 독립변수는 크게 주택 특성, 균린환경 특성, 그리고 접근성을 나타내는 3 가지 유형의 변수들이 사용되었으며, 이에 대한 설명은 표 1과 같다. 독립변수로 사용된 공동주택 매매가는 서울시 전체 아파트 단지의 내용을 포함하며, 하나의 아파트단지라 하더라도 평형에 따라 가격형성에 차이가 있을 수 있기 때문에 평형별로 모두 산출하였다. 부동산 114에서 제공하는 자료가

운데 독립변수로 사용되는 화장실, 준공년도, 가구당 주차대수, 용적률등의 자료가 누락된 데이터는 분석에서 제외되어 전체적으로 포함된 레코드 수는 3048개이다.

주택특성 분석에 활용된 독립변수는 화장실수, 방수, 주택노후도, 단지규모, 가구당 주차대수, 용적률의 자료가 사용되었으며, 이는 모두 부동산 114에서 제공하는 자료이다. 균린환경 특성으로는 자가주택비율, 아파트 비율, 대학교육이상 학력자비율등이 사용되었는데, 이를 자료는 통계청에서 제공하는 2000년 인구 및 주택센서스의 동별자료를 이용하여 공동주택이 위치하고 있는 행정동의 값을 포함하도록 하였다. 그리고 8학군 여부는 더미 변수로서 강남구 또는 서초구인 지역과 그 외 지역이 나뉘어진다. 공동주택의 접근성을 나타내는 변수로는 도심 및 부도심까지의 거리, 강과의 인접여부가 포함되었다. 기본적으로 모든 거리 특정은 서울시의 2002년 가로망 자료를 이용하여 공동주택 단지로²⁾ 부터 목적지점까지 가로망을 따르는 거리를 계산하였다. 도심은 시청을 기준으로 하였으며, 부도심은 강남역, 영등포, 청량리를 대상으로 하였다. 강과의 인접여부는 한강, 안양천, 탄천, 양

표 1. 주택가격 모형에 사용된 변수의 종류와 내용

구 분	변수명	단 위	변수에 대한 설명
주택 특성	공동주택 매매가격	만원	상한가와 하한가의 평균
	화장실수	개	욕실겸 화장실 수
	평수	평	
	방수	개	
	주택노후도	년	2002년을 기준으로 건축 경과 년도
	단지규모	세대	총 세대수
	세대당 주차대수	대	
	용적률	%	
독립 변수 환경 특성	자가주택비율	%	동별 자가주택 비율
	아파트비율	%	동별 아파트비율
	대학교육이상 학력자비율	%	동별 전문대출 이상 학력자 비율
	8학군(강남, 서초구) 여부	더미	8학군:1, 나머지:0
	도심까지의 거리	Km	해당 공동주택단지에서 시청까지 거리
접근성	부도심까지의 거리	Km	해당 공동주택단지에서 가까운 부도심 (강남, 영등포, 청량리) 까지 거리
	강과의 인접여부	더미	한강, 안양천, 탄천, 양재천, 중랑천으로부터 500m범위내에 있는 지의 여부, 더미변수 (500m 내:1, 그 외지역:0)

재천, 중랑천에 대한 500m 베퍼를 정하고, 이 범위 내의 지역과 기타지역을 구분하였다(그림 2~5).

4. 분석결과

1) 자료분석

표 1에 기술된 자료를 이용하여 3.1절에 기술된 방법에 따라 자료를 분석하였다. 3.1절의 1단계에서와 같이 후방회귀분석방법을 사용하여 공동주택 매매가격을 설명하는데 95%이상의 중요도를 갖는 비접근성변수를 선별하였다. 11개 독립변수가운데 3개의 변수가 제외되었으며, 그 결과 선별된 비접근성 변수는 화장실수, 방수, 주택노후도, 세대당 주차대수, 자가주택비율, 아파트비율, 대학교육이상 학력자 비율, 8학군 여부 등 8개 독립변수이다.

8개 독립변수에 대해 주성분분석이 수행되었다.

주성분분석은 다중공선성문제를 피할 수 있을 뿐 아니라 3.1절의 2단계에서 설명되었듯이 변수들에 대한 설명을 용이하게 해준다. 주성분분석결과 요

표 2. 베리막스 회전된 요인 분석 결과

변수	요인1	요인2	요인3	요인에 의해 설명된 분산의 비율
화장실수	.858			.738
방수	.726			.618
노후도			.614	.604
세대당 주차대수	.683			.478
자가주택비율		.910		.828
아파트비율		.861		.780
고학력자 비율			.675	.837
8학군 여부			.845	.742
각 요인별 분산비율	31.719	24.519	14.083	70.320

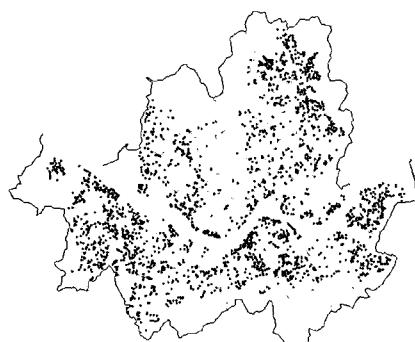


그림 2. 공동주택 위치

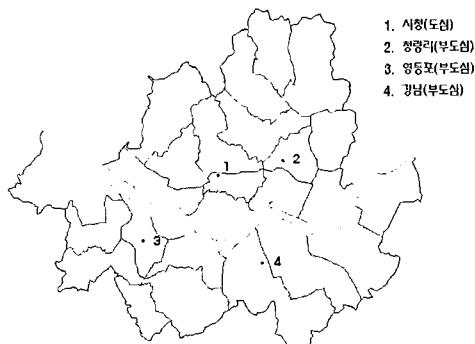


그림 3. 도심 및 부도심 위치

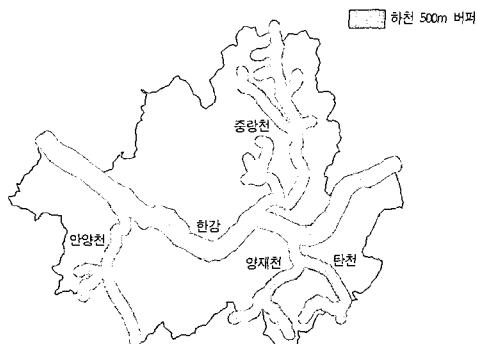


그림 4. 주요 강으로부터 500미터내



그림 5. 도로망

인접수가 1이상인 요인은 3개가 추출되었으며 전체 변량의 70%를 설명해주었다. 베리막스 회전결과 생성된 요인들은 표 2와 같다.

각 요인을 살펴보면 첫 번째 요인은 방수, 화장실수, 세대당 주차대수 등 주택의 규모와 관련된 특성을 나타내고 있으며, 두 번째 요인은 자가주택 비율과 아파트비율로 공동주택이 속해있는 해당지역의 균린특성을 나타내고 있다. 세 번째 요인은 고학력자 비율, 8학군여부, 그리고 주택의 건립년도 등 강남지역의 고학력자 지역 및 주택의 노후도를 나타내고 있다. 각 요인을 보다 상세히 살펴보면 첫 번째 요인은 방수와 화장실수, 세대당 주차대수에 정의 부하를 보이고 있다. 따라서 이 요인은 공동주택의 규모가 크고, 주차대수가 넓은 공동주택과 주택의 규모가 작고 세대당 주차대수도 작은 공동주택을 분리하고 있다. 두 번째 요인은 자가주택 비율과 아파트비율에 정(+)의 부하를 보이고 있다. 이는 자가주택이 많고 아파트가 많은 지역에 위치한 공동주택과 전세나 월세등이 많고, 아파트가 아닌 단독, 연립등이 많은 지역에 위치한 공동주택을 분리하고 있다. 세 번째 요인은 고학력자 비율과 8학군에 정(+)의 부하를 보이고 있으며, 주택의 노후도에도 정(+)의 부하를 보이고 있다. 주택의 노후도에 (+)의 방향을 보이는 것은 재건축의 영향으로 강남을 중심으로 재건축아파트들의 특성을 나타낸다.³⁾ 세 번째 요인은 강남의 재건축 아파트들과 그렇지 않은 아파트들을 분리하고 있다.

2) 공동주택가격 모델

(1) 초기모델

2002년 서울의 공동주택 매매가를 추정하기 위한 초기모델은 다음과 같이 생성되었다.

$$\begin{aligned} y &= 34033.677 + 15324.083 F_1 + 4163.609 F_2 \\ &\quad + 14471.527 F_3 \end{aligned} \quad ①$$

$$R^2 = .735$$

①식의 F_1 의 매개변수는 첫 번째 요인과 공동주택 매매가와의 관계를 나타낸다. F_1 값이 +인 공동주택은 주택의 규모가 크고 세대당 주차대수도 많은 주택을 나타낸다. 이런 상황에서 F_1 값이 한 단위 증가함에 따라 공동주택가격은 15,324만원 증가한다. F_1 값은 최소값이 -2.57이며, 최대값은 5.16

이다. ①식의 F_2 의 매개변수는 두 번째 요인과 공동주택 매매가와의 관계를 나타낸다. F_2 값은 자가주택과 아파트의 비율이 높은 지역에 위치한 공동주택에서 높게 나타낸다. 이런 상황에서 F_2 값이 한 단위 증가함에 따라 공동주택가격은 4,163만원 증가한다. F_2 값은 최소값이 -2.44이며, 최대값은 2.60이다. ①식의 F_3 의 매개변수는 세 번째 요인과 공동주택 매매가와의 관계를 나타내는데, F_3 값이 +인 공동주택은 고학력자가 많고 8학군인 지역에 위치하며, 주택의 건축년도가 오래된 공동주택으로 강남의 재건축 아파트를 나타낸다. 이런 상황에서 F_3 값이 한 단위 증가함에 따라 공동주택가격은 14,471만원 증가한다. F_3 값은 최소값이 -1.50이며, 최대값은 3.14이다. 매개변수의 값에서도 차이가 나듯 공동주택 매매가는 F_1 의 값 변화에 가장 민감하게 반응하며, F_3 도 F_1 과 거의 유사한 크기인 반면 F_2 의 변화에는 상대적으로 덜 민감한 것으로 나타나고 있다.

(2) 최종모델

공동주택 매매가에 대한 최종 모델은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y &= 27911.591 + 0.540 D_1 + 2426.517 D_3 \\ &\quad + 14629.190 F_1 + 0.288 F_1 D_1 - 0.826 F_1 D_2 + \\ &\quad 6588.384 F_1 D_3 \\ &\quad + 3175.724 F_2 + 0.363 F_2 D_1 - 0.453 F_2 D_2 - \\ &\quad 867.058 F_2 D_3 \\ &\quad + 2343.397 F_3 + 0.721 F_3 D_1 + 0.680 F_3 D_2 + \\ &\quad 3714.042 F_3 D_3 \end{aligned} \quad ②$$

$$R^2 = .789$$

초기모델 $y=f(F)$ 는 각 매개변수(a들)에 대해 다음과 같이 확장되었다.

$$y = f(F) = a_0 F_0 + a_1 F_1 + a_2 F_2 + a_3 F_3 \quad ③$$

$$a_0 = 27911.591 + 0.540 D_1 + 2426.517 D_3 \quad ④$$

$$a_1 = 14629.190 + 0.288 D_1 - 0.826 D_2 + 6588.384 D_3 \quad ⑤$$

$$a_2 = 3175.724 + 0.363 D_1 - 0.453 D_2 - 867.058 D_3 \quad ⑥$$

$$a_3 = 2343.397 + 0.721 D_1 + 0.680 D_2 + 3714.042 D_3 \quad ⑦$$

④번 식의 a_0 함수는 사회적 특성이 존재하지 않을 경우에 추정된 주택가격을 나타내는데, 여기서 추정된 주택가격은 접근성 변수들에 따라 수정되었다. 여기에서 매개변수의 값이 양의 값을 갖는다는 것은 도심으로의 거리(D_1)가 증가할 수록 추정된 주택가격은 상승하며, 강으로부터의 500미터내에 위치한 공동주택의 경우는 강으로부터 500미터

를 벗어난 지역보다 추정된 주택가격이 높다는 것을 의미한다.(D4)

⑤번 식의 a_1 함수는 첫 번째 요인과 주택가격 간의 관계가 접근성이라는 환경하에서 어떻게 변하는지를 보여주고 있다. 첫 번째 요인과 주택가격간의 관계는 도심으로 부터의 거리, 부도심으로 부터의 거리, 그리고 강에 대한 인접성 확보여부라는 접근성변수 모두에서 유의미한 것으로 나타나고 있다. 이러한 관계는 그림 6~8까지 나타나고 있다. 일반적인 추세는 F_1 의 값이 증가함에 따라 추정된 주택가격은 상승한다. 그림 6을 보면 F_1 값이 음인 공동주택(상대적으로 방이 적고, 화장실 수도 작으며, 주차시설이 충분치 않은 단지를 나타냄)에서는 도심으로 부터의 거리에 따른 주택가격의 영향이 거의 없으나, F_1 값이 양인 공동주택(상대적으로 방수, 화장실 수가 많으며, 단지내 주차

공간이 많은 공동주택)에서는 도심으로 부터의 거리가 먼 공동주택의 주택가격이 더 높게 나타나고 있다. 반면 부도심까지의 거리와의 관계에서는 F_1 값이 음인 공동주택에서는 미약하기는 하나 부도심으로부터 멀수록 주택가격이 높게 나타나지만 F_1 값이 양인 공동주택에서는 부도심에 가까울수록 주택가격은 높게 나타나고 있다. 즉 주택의 규모가 큰 공동주택은 부도심과의 접근성이 주택가격에 영향을 미치지만, 소형주택의 경우 부도심에 가까운 곳보다 일정거리 떨어진 곳의 공동주택이 높은 가격을 형성하고 있다. 한편 F_1 값이 음인 공동주택에서는 강으로의 인접성 여부가 주택가격에 크게 영향을 미치지 않으나 F_1 값이 양인 공동주택에서는 강에 인접한 지역의 주택가격이 그렇지 않은 지역보다 높게 나타나고 있다. 즉 주택규모가 상대적으로 큰 공동주택은 도심에서는 멀고, 부도심과

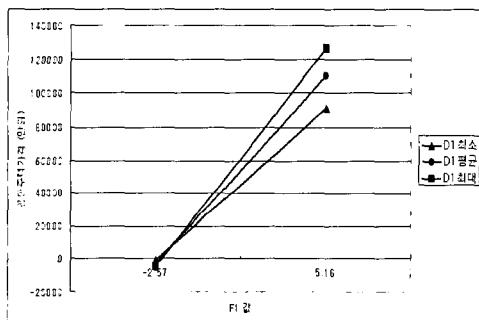


그림 6. 주택가격 추정에 대한 F_1 과 D_1 (도심까지 거리)간 상호작용 효과(D_1 최소: 1.9 Km, 평균: 11.6Km, 최대:19.6Km)

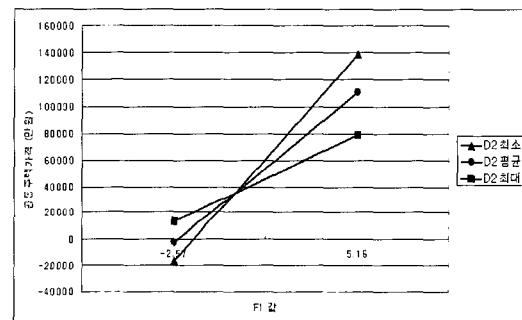


그림 7. 주택가격 추정에 대한 F_1 과 D_2 (부도심까지 거리)간 상호작용 효과(D_2 최소: 0.3 Km, 평균: 6.6Km, 최대:14.0Km)

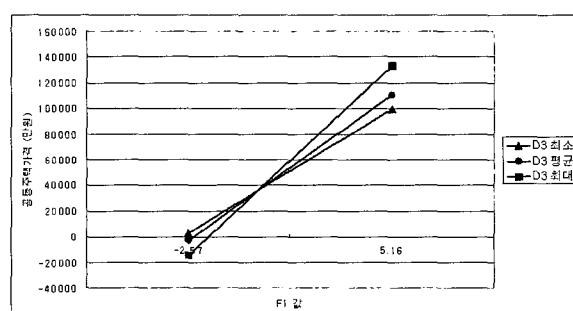


그림 8. 주택가격 추정에 대한 F_1 과 D_3 (강과 인접성여부)간 상호작용 효과(D_3 최소: 0 (강에서 500m외곽), 최대:1(강에서 500m이내))

는 가까우며 강이라는 환경적 요소에 접근한 지역에 위치한 공동주택일수록 주택가격이 높게 나타난 반면, 주택규모가 작은 공동주택은 도심까지의 거리에 따른 가격변화는 많지 않으나 부도심이나 강에서 일정거리 떨어진 공동주택의 가격이 오히려 약간 높게 나타나고 있다. 그런데 F_1 과 3가지 접근성변수들 간 상호작용이 추정된 주택가격에 미치는 탄력성은 F_1 값이 적은 지역보다는 F_1 값이 높은 지역에서 더욱 높게 나타났다. 즉 F_1 값이 높은 지역에서 상대적으로 접근도에 따른 주택가격의 변화가 높은 것으로 나타났다.

⑥번 식의 a_2 함수는 두 번째 요인과 주택가격간의 관계가 접근성이라는 환경하에서 어떻게 변하는지를 보여주고 있다. 두 번째 요인과 주택가격간의 관계도 도심으로 부터의 거리, 부도심으로 부터의 거리, 그리고 강에 대한 인접성 확보 여부라는 접근성변수에 따라 모든 관계가 유의미하게 변하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 관계는 그림 9~11까지 나타나고 있다. 일반적인 추세는 F_2 값이 증가함

에 따라 추정된 주택가격은 상승한다. F_2 값이 음인 공동주택 (상대적으로 자가주택과 아파트비율이 낮은 지역에 위치한 공동주택)에서는 미약하지만 도심에 가까울수록 주택가격이 높게 나타나나, F_2 값이 양인 공동주택(상대적으로 자가주택의 비율과 아파트 비율이 높은 지역에 위치한 공동주택)에서는 도심에서 멀수록 공동주택의 주택가가 더 높게 나타나고 있다. 도심과의 거리관계에서 보면 도심에서 가까운 지역에서는 F_2 값의 변화에 따른 주택가격의 변동이 거의 없으나, 도심에서 거리가 먼 지역에서는 F_2 값이 증가함에 따라 주택가격은 큰폭으로 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 서울에서 도심에 근접한다는 것이 균린환경 측면에서는 주택가격에 부(-)적 요소로 작용함을 나타내는 것이라 볼 수 있다. 반면 부도심까지의 거리라는 환경하에서 F_2 값과 주택가격간 변화는 F_2 값이 음인 공동주택에서는 부도심으로의 거리가 멀수록 주택가격이 높게 나타나지만 F_2 값이 양인 공동주택에서는 부도심으로의 거리가 가까울수록 주택가격

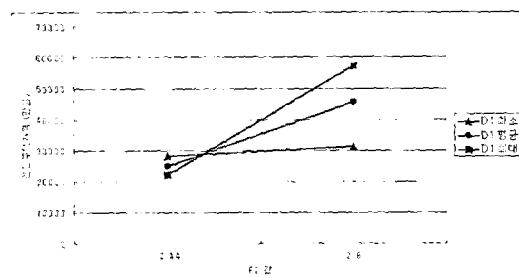


그림 9. 주택가격 추정에 대한 F_2 와 D1(도심까지 거리)간 상호작용 효과(D1 최소: 1.9 Km, 평균: 11.6Km, 최대:19.6Km)

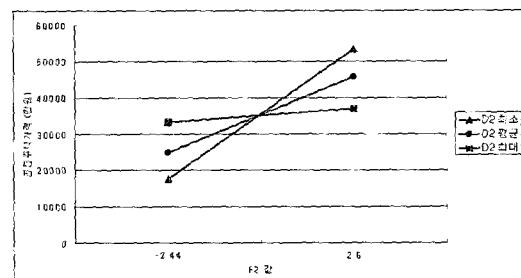


그림 10. 주택가격 추정에 대한 F_2 와 D2(부도심까지 거리)간 상호작용 효과(D2 최소: 0.3 Km, 평균: 6.6Km, 최대:14.0Km)

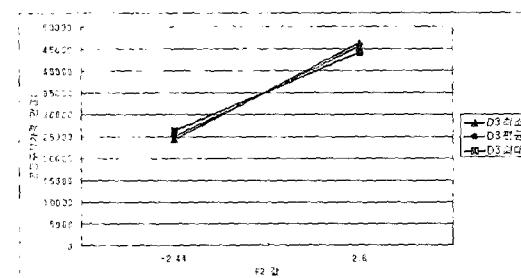


그림 11. 주택가격 추정에 대한 F_2 와 D3(강과의 인접성 연부)간 상호작용 효과(D3 최소: 0 (강에서 500m이상), 평균: 1 (강에서 500m이내))

은 높게 나타나고 있어, 서울이 다핵도시로 바뀌어 도심으로의 접근성보다 부도심으로의 접근성이 보다 중요해졌음을 나타내는 것이라 볼 수 있다. F_2 와 강과의 접근성 여부간의 관계는 중요한 비중을 차지하고 있지는 않다. 주택가격 형성에 있어 강과의 근접성 확보가 주택규모와는 중요하게 작용한 반면 균린환경 특성을 설명할 때는 거의 중요하지 않게 나타난 것은 자료의 분석단위와 관련이 있는 것으로 보인다. 첫 번째 요인으로 축약된 주택규모 특성은 개별주택단위의 자료를 사용한 반면, F_2 의 균린환경 특성, 즉 자가주택과 아파트 비율은 행정동단위의 자료로 해당동에 있는 공동주택을 평균값으로 묶어 해석하기 때문에 강과의 접근성 영향력이 미미해진 것으로 분석된다.

⑦번 식의 a_3 함수는 세 번째 요인과 주택가격 간의 관계를 보여주고 있으며, 이러한 관계는 그

림 12~14>에 나타나고 있다. 일반적인 추세는 F_3 의 값이 증가함에 따라 추정된 주택가격은 가파르게 상승하고 있다. F_3 값이 음인 공동주택(가구주의 학력이 상대적으로 낮으면서 8학군이 아닌 지역, 그리고 주택의 노후정도가 심하지 않은 공동주택)에서는 도심으로부터의 거리에 따른 주택가격의 영향이 거의 없으나, F_3 값이 양인 공동주택(가구주의 학력이 상대적으로 높으면서 강남인 지역, 주택의 노후도가 높은 공동주택)에서는 도심으로부터의 거리가 멀수록 공동주택 주택가격은 높아지는 것으로 나타나고 있다. 이러한 관계는 부도심까지의 거리라는 환경하에서도 동일하게 나타나고 있다. 즉 F_3 값이 음인 공동주택에서는 부도심으로부터의 거리에 따른 주택가격의 영향이 거의 없으나, F_3 값이 양인 공동주택에서는 부도심으로부터 거리가 면 공동주택의 주택가격이

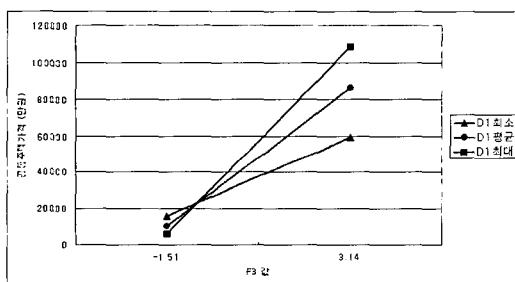


그림 12. 주택가격 추정에 대한 F_3 와 D1(도심까지 거리)간 상호작용 효과(D1 최소: 1.9 Km, 평균: 11.6Km, 최대: 19.6Km)

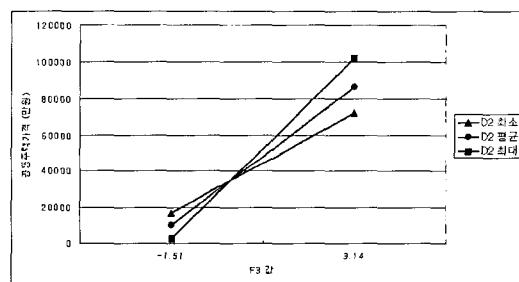


그림 13. 주택가격 추정에 대한 F_3 와 D2 (부도심까지 거리)간 상호작용 효과(D2 최소: 0.3 Km, 평균: 6.6Km, 최대: 14.0Km)

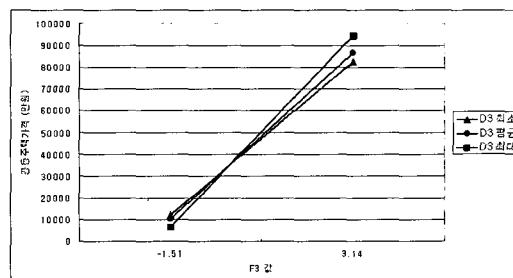


그림 14. 주택가격 추정에 대한 F_3 와 D3(강과 인접성 여부)간 상호작용 효과(D3 최소: 0 (강에서 500m외곽), 최대: 1 (강에서 500m이내))

더 높게 나타나고 있다. 세 번째 요인은 강남을 중심으로 한 재건축 아파트들을 차별화시켜 나타내고 있는데 이러한 지역은 현재 반포, 잠실, 서초, 청담, 압구정, 대치동등에 위치하고 있어 부도심과의 접근성과는 무관하게 나타나며, 강남역에서 일정거리 이상 떨어져 있기 때문에 오히려 부도심에서 멀수록 가격이 높게 나타나는 것으로 해석된다. 한편 F_3 값이 음인 공동주택에서는 강과의 인접성 여부가 크게 영향을 미치지 않으나 F_3 값이 양인 공동주택에서는 강과 인접한 지역의 주택가격이 그렇지 않은 지역보다 약간 높게 나타나고 있다. F_3 와 3가지 접근성 변수들간 상호작용이 추정된 주택가격에 미치는 탄력성은 F_3 값이 (-)인 지역에서는 거리에 따른 주택가격 탄력성이 거의 존재하지 않는 반면 F_3 값이 높은 지역에서는 거리의 증가에 따른 탄력성이 큰 것으로 나타나고 있다.

3) 잔차분석

본 절에서는 주택가격 추정 모델링에서 주택가격을 추정한 값과 실제 매매가간의 차이를 표준화 시킨 표준화 잔차를 지도화하여 주택가격 추정에 관련된 공간적 분포나 변이를 살펴보자 한다. 전체적으로 표준화된 잔차가 -1이하이거나 +1을 넘는 즉 과대추정되었거나 과소추정된 공동주택의 수는 전체 주택수의 약 21.87%에 달한다. 그럼 15~18⁴⁾에 나타나 있듯이 모델의 표준화된 잔차가 -3 이하이거나 -3~-1사이인 공동주택. 즉 모델에서 과대추정된 공동주택은 공간적으로 편기된 양상을 보이지는 않으며, 공동주택 분포와 유사하게 서울의 전지역에 고루 분포되어 있다. 그러나 표준화된 잔차가 1~3의 값을 갖는 공동주택, 즉 모델에서 과소추정된 공동주택의 분포는 목동, 여의도, 서초구, 강남구, 용산구 이촌동 지역 및 강북의 일부지역에 나타나는 것을 볼 수 있으며, 특히 잔차

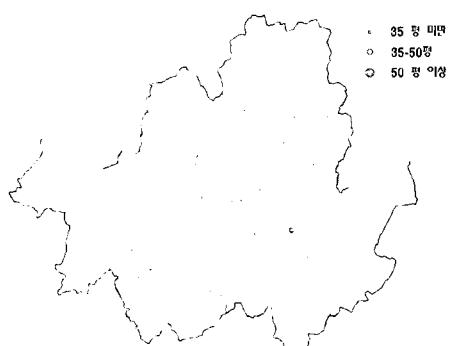


그림 15. 잔차 -3 이하인 공동주택

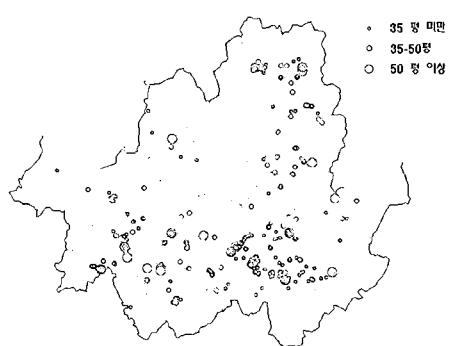


그림 16. 잔차 -3 ~-1 인 공동주택

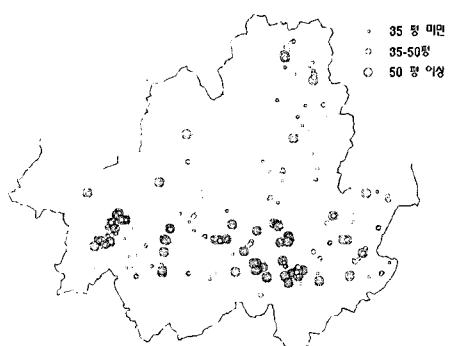


그림 17. 잔차 1~3 인 공동주택

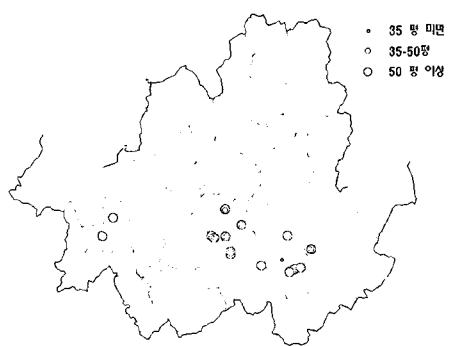


그림 18. 잔차 3 이상인 공동주택

표 3. 공동주택 잔차 분포

구분	잔 차					
	-3이하	-3~-1	-1~+1	1~3	3이상	전체
35평 이하	1	211	1746	117	2	2077
	50.0	59.3	73.4	43.7	4.8	68.1
	0.0	10.2	84.1	5.6	0.1	100.0
35~ 50평	1	121	492	70	3	687
	50.0	34.0	20.7	26.1	7.1	22.5
	0.1	17.6	71.6	10.2	0.4	100.0
50평 이상	0	24	42	81	37	284
	0	6.7	6.0	30.2	88.1	9.3
	0.0	8.5	50.0	28.5	13.0	100.0
전 체	2	356	2380	268	42	3048
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	0.1	11.7	78.1	8.8	1.4	100.0

표 중의 숫자는 상단이 주택수, 중단이 해당잔차의 평형별 비율, 하단이 평형별 잔차비율임.

가 +3이상으로 많이 과소평가된 공동주택, 즉 모델에서 추정된 가격보다 실제 가격이 많이 높은 공동주택은 서초, 강남, 송파, 용산, 목동일부지역에 집중적으로 분포하고 있어 소위 강남, 이촌동, 목동의 아파트 가격이 높은 것을 모델에서 다 추정하지 못한 것으로 해석된다. 또한 평형별로도 잔차의 차이를 보이고 있는데 소형평수는 상대적으로 잔차가 -1~+1 사이의 범주에 많이 분포되어 있는 반면, 중대형평수는 상대적으로 잔차가 -3~-1사이, 즉 모델에서 과대평가된 주택이 많으며, 대형평수인 경우는 다른 평형에 비해 1~3 또는 3이상인 잔차를 보이는 주택이 많아 과소추정된 주택이 많음을 알 수 있다(표 5). 이는 공동주택가격 모델링에 활용된 자료에서도 나타나듯 소형평형의 자료가 전체 데이터의 68%정도로 소형평형 위주로 적합도가 높게 추정되었으며, 대형평형의 주택가격이 소형평형에 비해 상대적으로 많이 높기 때문에 중대형평형은 오히려 과소추정된 것으로 해석된다.

5. 결론

도시내 주택가격의 공간적 분포에 대한 연구는 주택의 크기와 내부구조등에 따른 주택자체의 요소, 주택이 위치한 균린지역의 사회·경제적 환경,

주택이 위치한 곳으로부터 다른 주요지점까지의 접근성요소등 다양한 요인들에 의하여 결정되기 때문에 다변량 회귀분석에 의해 각 요소의 가격을 개별화시키는 헤도닉특성 분석(hedonic housing technique)에 의한 방법을 주로 사용하여 왔다. 최근에 헤도닉 특성 분석방법은 환경오염, 조망권등의 기준의 주택가격 특성분석에서 많이 표현해 내지 못하였던 요소들의 잠재가치를 표현하는데 많은 연구가 이루어지고 있다. 그러나 헤도닉특성분석에 의한 주택가격연구는 몇몇 접근성 요소를 고려하고 있기는 하나 공간적 다양성 설명에는 한계가 있으며, 주택가격형성에 있어 주택의 사회적 특성들과 접근성요소들이 상호작용하여 주택가격에 영향을 미칠 수 있다는 점은 잘 설명하지 못하고 있다.

본 연구에서는 주택가격에 영향을 미치는 상호작용적 요소를 모델링하기 위해 첫째로 확장모형(expansion method)을 사용하였으며, 두 번째로는 모델의 잔차를 지도화하여 모델링의 결과를 공간적으로 살펴볼 수 있도록 하였다. 확장모형(expansion method)은 단순한 모델구조에 복잡한 환경(contexts)을 접목시킬 수 있는 철학적 사고이자 하나의 방법론이며 많은 경우에 있어 단순한 모델과 복잡한 현실간의 괴리를 좁힐 수 있는 과학적 도구를 제공한다.

본 연구에서 확장모형(expansion method)을 이용하여 주택가격에 영향을 미치는 사회적특성들이 접근성환경하에서 다양하게 변화함을 확인하였다. 즉 초기모델에서는 방수, 화장실수, 세대당 주차장 수등 주택의 규모가 크고, 자가주택 및 아파트비율이 높은 지역, 그리고 8학군이면서 고학력자비율이 높은 지역에 위치한 노후주택일수록 주택가격이 상승하는 것으로 나타났다. 그러나 주택규모가 큰 공동주택은 도심에서 멀수록, 그리고 부도심에서 가까울수록 주택가격이 상승하나 주택규모가 작은 공동주택은 도심이나 부도심까지의 접근성이라는 것이 주택가격에 큰 영향을 미치지 못하고 있었다. 해당지역의 균린환경 특성을 나타내는 자가주택과 아파트의 비율 변화에 따른 주택가격변화에 있어서도 자가주택과 아파트비율이 높은 지역에 위치한 공동주택은 도심에서 멀고 부도심에 가까울수록 가격이 높게 형성되는 반면, 자가주택과 아파트

비율이 낮은 지역에 위치한 공동주택은 도심과의 접근성 영향력을 거의 없으며, 부도심에서는 일정 거리 떨어진 곳이 노하려 높은 가격대를 형성하고 있었다. 또한 고학력층의 비율이 낮고, 8학군이 아니며, 주택이 노후하지 않은 공동주택은 도심이나 부도심으로의 접근성이 주택가격에 미치는 영향력이 낮은 반면, 고학력층의 비율이 높고 8학군 지역에 위치하며, 주택의 노후도가 높은 공동주택은 도심이나 부도심으로부터 멀수록, 그리고 강과 인접 할수록 주택가격은 높게 나타났다.

잔차도분석을 통해 모델의 적합성정도가 낮은 공동주택의 위치를 가시화하였는데 모델이 과대평 가한 공동주택은 대개 서울전역에 고르게 분포하며, 상대적으로 중대형 평형에 많았으며, 모델이 과소평가한 공동주택은 서초, 강남, 송파, 목동 및 용산구 이촌동 일부지역으로 특히 이들지역의 대형평수가 과소추정된 것으로 나타났다. 이는 서울의 공동주택가격 형성에 있어 소위 강남지역과 목동지역, 용산구 이촌동지역의 대형평수들이 모델에서 추정하는 것 이상의 높은 가격이 형성되어 있음을 알 수 있었다.

본 연구에서도 나타나듯 서울의 주택시장은 대형평형, 특히 강남, 이촌동, 목동등의 대형평형은 다른 주택시장과는 다른 하부주택시장을 형성하고 있는 것으로 판단되어, 하부주택시장별로 서로 다른 모형을 정립할 필요성이 있는 것으로 보인다. 또한 본 연구에 있어 균린환경특성은 행정동별로 집합된 (aggregate) 자료를 사용하고, 주택특성은 주택단위의 자료를 사용함으로서 균린환경 특성이 주택가격에 미치는 영향은 상대적으로 적게 추정되었는데, 이들의 영향이 실제적으로도 작은 것인지 혹은 자료의 특성에 의한 것인지에 대한 추가 연구가 필요한 것으로 보인다.

註

- 1) 사회적특성이라 함은 주택특성과 균린환경 특성을 지칭함.
- 2) 부동산 114에서 제공하는 해당주택의 지번을 이용하여 지번자료를 편집지적에 매치시켜 분석.
- 3) 서울의 공동주택 가격형성에 있어 주택의 건축경과년수 가 주택가격에 밀접한 영향을 미치지는 않으나 주택건축경과년수가 건축법에서 구정하고 있는 재건축 가능연

수가 지나면 일부 용적률이 낮은 아파트는 가격이 큰 폭으로 상승하는 현상이 일어나고 있다.

- 4) 그럼 12~14는 국민주택규모이하, 중대형(35~50), 대형 평수를 나누어 지도화하였는데, 이는 주택가격을 같은 단지라 하더라도 평형이 다른 것은 별도로 추정하였기 때문이다. 즉 공간적으로는 같은 위치에 입지한다 하더라도 평형별 모델링 결과가 다를 수 있기 때문에 지도에서는 평형별 차이를 나타내기 위해 평형별로 그룹화 하여 잔차를 나타내었다.

文獻

- 강영옥, 1995, “GIS를 이용한 주택가 분석모델에 관한 연구,” 한국 GIS학회지, 3(1), 65-80.
- 고원용, 2000, 도시주거환경이 공동주택가격에 미치는 영향, 연세대학교 대학원 박사학위논문.
- 김명호, 1994, 주택가격결정요인에 관한 연구, 단국대학교 대학원 박사학위논문.
- 박현수, 2001, “모수적방법과 준모수방법에 의한 주택가격 합수추정에 관한 연구,” 국토계획, 36(4), 153-165.
- 배수진, 2000, 주택가격에 내재한 녹지의 가격측정에 관한 연구, 서울대학교 환경대학원 석사학위논문.
- 서경천 · 이성호, 2001, “공간적 자기회귀모델과 토지시장분할에 의한 효율적 지가추정에 관한 연구,” 국토계획, 36(4), 77-94.
- 서울시정개발연구원, 1998, 서울시 중심지체계 변화 전망.
- 송명규, 1992, “학군의 질과 명성이 주택가격에 미치는 효과에 관한 실증적 연구,” 지역사회개발연구, 17(1), 91-106.
- 이범희, 1997, 혜도낙 기법을 이용한 환경오염의 사회적 비용측정에 관한 연구, 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 이상경 · 신우진, 2001, “재건축 가능성이 아파트가격에 미치는 영향,” 국토계획, 36(5), 101-110.
- 임윤환, 2002, 공간자기회귀모형에 의한 공동주택가격합수 추정에 관한 연구, 서울시립대학교 대학원 석사학위논문.
- 하성규, 1999, 주택정책론, 박영사.
- 허세림 · 꽈승준, 1994, “혜도낙가격기법을 이용한

- 주택특성의 잠재가격 추정," 주택연구, 2(2), 27-42.
- 최내영 · 양성돈, 2003, "주거지역 균린환경에서 발생하는 양과 부의 외부효과의 상쇄현상에 관한 연구," 국토계획, 38(1), 137-148.
- 최종일 · 심성훈, 2002, "서울시 아파트 가격에 대한 대기질의 영향," 자원 · 환경 경제연구, 11(2), 261-278
- Adair, A. S., Berry, J.N., and McGreal, W.S., 1996, Hedonic modelling, housing submarkets and Residential valuation, *Journal of Property Research*, 13, 67-83.
- Adair, A., McGreal, S., Smyth, A., Cooper, J., and Ryley, T., 2000, House prices and accessibility: the testing of relationships within the Belfast urban area, *Housing Studies*, 15(5), 699-716.
- Bajic, V., 1983, The effects of a new subway Line on housing prices in metropolitan Toronto, *Urban Studies*, 20, 147-158.
- Becker, N. and Lavee, D., 2003, The benefits and costs of noise reduction, *Journal of Environmental Planning and Management*, 46(1), 97-111.
- Bender, B. and Hwang, H.S., 1985, Hedonic housing price indices and secondary employment Centers, *Journal of Urban Economics*, 17, 90-107.
- Branas-Garza, P., Cosano, J. R., and Presley, J. R., 2002, The north-south divide and house price Islands: the case of Cordova(Spain), *European Journal of Housing Policy*, 2(1), 45-63.
- Brigham, E.F., 1965, The determinants of residential land values, *Land Economics*, 41(4), 325-334
- Burnell, J.D., 1985, Industrial land use, externalities, and residential location, *Urban Studies*, 22, 399-408.
- Casetti, E., 1973, Testing for spatial-temporal trends: an application to urban population density trends using the expansion method, *Canadian Geographer*, 17(2), 127-137.
- _____, 1986, The dual expansion method: an application for evaluating the effects of population growth on development, *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, 16(1), 29-39.
- _____, 1991, The investigation of parameter drift by expanded regressions: generalities, and a 'family-planning' example," *Environment and Planning A*, 23,1045-1061.
- Crane, R., Daniere, A., and Harwood, S., 1997, The contribution of environmental amenities to low-income housing: a comparative study of Bangkok and Jakarta, *Urban Studies*, 34(8), 1495-1512.
- DeBoer, L., 1985, Resident age and housing search: evidence from hedonic residuals, *Urban Studies*, 22, 445-451.
- Edel, M. and Sclar, E., 1975, The distribution of real estate value changes: metropolitan Boston, 1870-1970, *Journal of Urban Economics*, 2, 366-387.
- Evans, A.W. and Beed, C., 1986, Transport costs and urban property values in the 1970s, *Urban Studies*, 2, 105-117.
- Freeman, A.M., 1979, The hedonic price approach to measuring demand for neighborhood characteristics, *Studies in Urban Economics ed.* by Segal, D. Academic Press.
- Gibbons, S., 2003, Paying for good neighbours: estimating the value of an implied educated community, *Urban Studies*, 40(4), 809-833.
- Heikkila, E., Gordon, P., Kim, J.I., Peiser, R.B., and Richardson, H.W., 1989, "What happened to the CBD-distance gradient?: land values in a polycentric city," *Environment and Planning A*, 21, 221-232.
- Hoesli, M., Thion, B., and Watkins, C., 1997, A hedonic investigation of the rental value of apartments in central Bordeaux, *Journal of Property Research*, 14, 15-26.
- Jones, J. P. and Casetti, E. eds., 1992, *Applications of the Expansion Method*, Routledge, New York.
- Kang, Youngok, 1994, *An Empirical Study of Housevalue and Population Density by Expanded Regressions*, Ph.D. Dissertation, The Ohio State University.

- Kim, Y. and Johnson, R.L., 2002, The impact of forests and forest management on neighboring property values, *Society and Natural Resources*, 15, 887-901.
- Lacaster, K. J., 1966, A new approach to consumer theory, *Journal of Political Economy*, 74, 132-156.
- Leichenko, R. M., Coulson, E. and Listokin, D., 2001, Historic preservation and residential property values: an analysis of Texas cities, *Urban Studies*, 38(11), 1973-1987.
- Mather, P.M., 1975, *Computational Methods of Multivariate analysis in Physical Geography*, Wiley, London.
- McDonald, J.F. and Bowman, H.W., 1979, Land value function: a reevaluation, *Journal of Urban Economics*, 6, 25-41.
- McDonald, J.F. and McMillan, D.P., 1990, Employment subcenters and land values in a polycentric urban area: the case of Chicago, *Environment and Planning A*, 22, 1561-1574.
- Rosen, Sherwin, 1974, Hedonic prices and implicit market: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Smith, B.A., 1978, Measuring the value of urban amenities, *Journal of Urban Economics*, 5, 370-387.
- Unwin, D. J., 1975, *An Introduction to Trend Surface analysis: Concepts and Techniques in Modern Geography* 5, Gepabstracts, Norwich.
- Waddel, P., Berry, B.J., and Hoch, I., 1993, Housing price gradients: the intersection of space and built form, *Geographical Analysis*, 25(1), 5-19.
- Wilhelmsson, M., 2000, The impact of traffic noise on the values of single-family houses, *Journal of Environmental Planning and Management*, 43(6), 799-815.
- Yeates, M. H., 1965, Some factors affecting the spatial distribution of Chicago land values, *Economic Geography*, 41, 57-70.
- _____, 1990, *The North American City*, Fourth Edition, Harper & Row Publishers, New York.

최초투고일 04. 09. 20

최종접수일 04. 12. 21

교신 : 강영옥, 100-250 서울특별시 서초구 서초동 서울시정개발연구원 도시정보 연구센터보 연구센터(이메일: ykang@sdi.re.kr, 전화: 02-2149-1300, 팩스: 02-2149-1319)

Correspondence : Youngok Kang, Center for UIS, Seoul Development Institute(ykang@sdi.re.kr, phone : 02-2149-1300, fax: 02-2149-1319)