

## 시공간자기회귀모형을 이용한 서울 아파트가격지수 추정에 관한 연구

### A Study on the Estimation of Seoul Apartment Price Index Using Spatiotemporal Autoregression Model

박현수(중앙대학교 도시및지역계획학과 부교수)

김정훈(국토연구원 책임연구원)

#### Abstract

The estimation of the housing price index has mainly been studied in a traditional way of the regression analysis. When spatial and temporal effects are disregarded in the model, however, those effects lead to distort and mislead parameter estimates and statistical inference. This article addresses spatio-temporal autocorrelation in apartment price using OLS, temporal autoregressive model, spatial autoregressive model and spatio-temporal autoregressive model in 225 apartment complexes.

Using 8,822 observations on apartment price in the southern Seoul from 1994 to 2003, this article demonstrates the substantial benefits obtained by modeling the spatial as well as the temporal dependence of the data. Specifically, the spatiotemporal autoregression with thirteen variables reduced root mean squares error (RMSE) by 71.6% relative to an indicator-based model with twenty-nine variables.

주제어: 시공간자기회귀모형, 헤도닉 가격모형, 주택가격지수

Keywords: Spatial-temporal autoregressive model, hedonic price model, housing price index

#### 1. 서론

주택가격지수는 주식시장에서 종합주가지수와 같은 역할을 수행한다. 그러나 주택가격지수는 종합주가지수와는 달리 실제 거래된 자료에 기초하여 작성되는 것이 아니라 감정평가 가치 또는 부동산정보제공기관에서 제공하는 시세가격<sup>1)</sup>에 기초하여 작성됨으로써 실거래 가격에 의한 가격지수와 차이가 있다. 또한 주택가격지수는 표준 주택에 대한 가격수준의 변화로서 정의할 수 있다. 시간에 따라 주택의 특성들이 변화할 경우 이들이 주택가격에 미치는 영향을 고려하여 지수를 구하여야 한다.

현재 우리나라에서는 국민은행이 지역별, 주택유형별로 표본을 선정하여 라스페이

1) 시세가격은 주택을 매도하고자 하는 사람이 받고자 하는 가격, 즉 호가(asking price)를 일정기간에 대해서 부동산정보제공업체가 집계하여 발표하는 것을 의미한다.

레스(Laspeyres) 방식으로 주택가격지수를 작성하여 발표하고 있다. 이 지수는 수시로 주택매매가격을 조사함으로써 산정되며, 주택시장의 동향 파악과 관련 정책의 입안에 도움이 되고 있다. 그러나 이 지수는 주택이 가지고 있는 주요 특성변수들과 주택가격에 대한 관계와 특성변수들이 가지는 잠재가격(implicit price)의 시간적 변화 등에 관한 정보를 제공하지 못하고 있다.

본 논문에서는 주택가격지수를 추정하는 방법에 대해서 고찰하여 본 다음 주택 가격에 영향을 미치는 시간과 공간효과를 모형에서 규정한 다음 서울 일부지역 아파트에 대해 가격지수를 추정하고자 한다. 주택 가운데 아파트를 선택한 이유는 현재까지 우리나라 부동산 투자대상 가운데 가장 선호되고 있는 점과 타 부동산에 비해 비교적 시공간자료를 수집하기가 용이하기 때문이다. 아파트 가격지수를 추정하기 위하여 서울 한강 이남 11개 구 지역에 위치하고 있는 300세대 이상의 아파트 단지를 대상으로 1994년부터 2003년까지 분기별 자료를 사용하였다.<sup>2)</sup> 자료가 가지고 있는 시간과 공간효과를 고려하고 아파트의 가격형성요인에 중요하게 영향을 미치는 여러 특성변수들의 시장가치를 파악하기 위하여 여러 유형의 헤도닉 가격모형(hedonic price model)을 규정(model specification)하고, 시공간 자료를 이용하여 모수들을 추정한 다음, 추정된 모형을 통해 임의의 시간과 공간에 대하여 아파트가격지수와 그 변동률을 추정한다. 실증분석을 위하여 ArcView와 ArcInfo 등과 같은 GIS 도구를 이용하여 대상 아파트의 위치를 지도화(mapping)하고 아파트 가격에 영향을 미치는 공간효과들을 GIS 도구에서 제공하는 공간분석방법을 이용하여 공간정보들 간의 위상(topology) 정보를 분석함으로써 다양한 공간정보를 구축하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 주택가격지수에 대한 이론적인 고찰을 살펴본 다음, 제3절에서는 시공간자기회귀모형의 개요와 구조, 모수의 추정방법과 추정된 모형을 이용하여 가격지수 추정방법에 대해서 살펴본다. 제4절에서는 분석에 사용한 자료에 대한 설명과 시공간 가중치 행렬의 설정과 시공간 가격모형의 추정, 임의로 선정된 3개의 아파트에 대하여 가격지수와 변동률 추정에 대한 실증분석을 제시하고 제5절에서 본 논문의 결론을 내린다.

## 2. 주택가격지수 이론적 고찰

주택가격지수는 표준주택에 대해 가격동향을 시간대별로 지수화하여 나타낸 것이다. 주택가격지수의 기본적인 목적은 관심대상 주택의 가격 변화를 하나의 대표치로 나타내는 데 있다. 하지만 주택이 가지고 있는 이질성 때문에 주택의 가격 변화를 하나의 지수로 나타내는 것이 쉽지 않다. 주택이 가지고 있는 여러 특성들이 가격에 미치는 영향을 헤도닉 가격모형(hedonic price model)을 이용하여 추정함으로써 이러한 문제를 해

2) 아파트 단지규모를 300세대 이상을 선택한 것에는 특별히 이론적 근거는 없으나, 2003년 9월 정부에서 발표한 부동산대책 가운데 재건축 소형의무평수에 대한 규제는 300세대 이상 아파트 단지에 대해 적용한 바 있다.

결하고 있으나 주택의 특성들과 가격이 시간과 장소에 따라서 변화하는 경우 이들 효과들을 통제하면서 가격지수를 구하는 것은 쉽지 않다. 예를 들어 시간효과에 대해서 살펴보면, 투입자재의 가격, 소비자의 소득수준, 기호, 주택 건설 기술 등은 시간이 지남에 따라 변화한다. 따라서 주택가격지수를 구하기 위해서는 이들 특성들이 시간이 지남에 따라서 주택 가격에 미치는 영향을 통제하면서 지수를 구하여야 한다.

또한, 우리나라에서는 가격지수를 추정하기 위해서는 시장에서 거래되는 실거래 가격에 대한 자료가 필요한데 현재 우리나라에서는 실거래 가격에 대한 정보를 구하기가 쉽지 않다.

현재 국내에서 사용되고 있는 주택가격지수는 대부분 종합주가지수 방식에 입각하여 산정하고 있다. 국민은행에서 발표하고 있는 도시주택가격동향지수는 전국적으로 표본을 선정하여 종합주가지수 방식의 일종인 라스파이레스(Laspeyres) 방식을 적용하여 작성하고 있다. 이 방식은 상대적으로 계산방식이 간단하고 하부시장의 지수를 다양하게 산출할 수 있다는 장점이 있지만 기본적으로 시장 내 스톡(stock) 변동이 없다는 가정에 기초한다. 따라서 주택시장에서 끊임없이 멸실과 신규 공급이 발생하고 시장에 신규 공급되는 주택의 질이 급격히 향상되어 가는 경우에는 적용이 어렵다. 동일한 스톡에 대해서만 가격지수를 산정하는 경우 시장 내 스톡변동에 대한 영향을 파악할 수가 없으며, 스톡 변동을 보정하는 경우 기존 주택가격지수에 새로 산정한 주택가격지수를 접속한다면 주택의 총자산가치 변동을 제대로 측정할 수 없다.<sup>3)</sup> 이외에도 고가 주택의 가격변동이 저가 주택의 가격변동 보다 상대적으로 크게 지수산정에 영향을 미친다(허세림,곽승준, 1997).

종합주가지수 방식에 의한 주택가격지수 추정은 주택이 지니고 있는 특성들과 주택 가격과의 관계를 고려하지 못한다. 이에 대해서 헤도닉 가격모형(hedonic price model)은 주택을 물리적, 인문·사회적, 지역적 특성 등 다양한 특성을 지닌 복합적인 재화라고 보고 주택의 가치는 이들 개별 특성들에 대한 가치<sup>4)</sup>의 합이다. 주택 특성의 개별가치는 시장에서 관찰될 수 없기 때문에 이를 헤도닉 가격모형을 이용하여 부동산의 특성 변수들과 가격사이의 관계를 다중회귀분석(multiple regression)으로 분석한다. Knight, Dombrow, and Sirmans (1995)는 헤도닉 가격함수모형을 사용하여 주택가격지수를 추정하는 과정에서 표본추출, 모형에서 주요 변수들의 누락, 함수형태의 선택, 그리고 주택특성들의 내재된 가치들이 가지는 계열상관 등의 문제들을 지적하고 있다.

반복매매모형(repeat sales model)은 헤도닉 가격모형의 변형으로 시간의 경과에 따른 주택의 구조특성변수들이 변화하지 않고 고정되어 있다는 가정 하에 주택가격지수를 산출하는 모형이다(Bailey, Muth and Nourse, 1963; Case and Shiller, 1987, 1989; Mark and Goldberg, 1984; Palmquist, 1982; Shiller, 1991). 이 방법은 다소 비현실적인 가정이지만 주택특성변수들을 모형으로부터 제거함으로써 모형설정과정에서의 오류를 줄이는

3) 스톡의 변동시점에서 발생한 총자산가치의 변동에 따른 지수의 변동을 막기 위하여 국민은행에서는 5년마다 신규병행조사를 통한 링크방식으로 지수를 과거지수로서 보정하고 있다.

4) 이들 가치를 주택특성들이 지니는 잠재가격(implicit price)라고도 한다.

점에서 장점이지만 표본을 선택하는 과정에서 반복적으로 또는 빈번하게 매매되는 주택은 불량주택일 가능성이 많으므로 주택시장의 모집단을 올바르게 대표할 수 없는 문제가 있다(Clapp and Giaccotto, 1992). 또한 주택특성들의 잠재가격이 시간에 따라 변화할 수 있다는 점이 간과되고 있다(Case, Pollakowski and Wachter, 1991).

Knight, Dobrow and Sirmans(1995)는 반복매매모형과 헤도닉 가격모형의 약점을 보완한 변동모수모형 (varying parameter model)을 제시하였다. 반복매매모형과 헤도닉 가격모형에서는 주택 특성변수들의 잠재가격이 시간의 경과에 따라 일정하다고 가정하고 있는 반면, 변동모수모형은 잠재가격의 변화를 반영하고 있다. 헤도닉 가격모형이 매매시점에 대한 더미변수를 포함하고 있는 반면, 변동모수모형은 각 매매시점에서 주택매매가격을 주택특성변수들에 대하여 회귀시킴으로써 주택가격지수를 산출한다. 이와 같이 변동모수모형은 시간의 경과에 따른 주택특성변수들의 가격변화를 감안하고 있다는 특징을 갖지만, 함수형태는 헤도닉 가격모형의 변형이기 때문에 모형설정 오류로 인한 모수의 추정치의 편향 가능성을 여전히 가지고 있다.

헤도닉 가격모형을 이용하여 주택가격을 추정한 연구결과들을 보면 많은 경우 가격변동의 80% 이상을 모형에서 설명하고 있다. 가격변동 가운데 여전히 모형으로 설명하지 못하는 부분은 시간효과(time effects)와 공간효과(spatial effects)를 모형에서 적절하게 다루지 못해 발생한다(박현수, 2001). 특히, 최근에는 부동산 자료들이 가지고 있는 공간자기상관(spatial autocorrelation)이 중요한 문제로 부각하고 있다(Pace, 1995). Meese and Wallace(1991)와 Wallace (1996)는 모수적 방법과 비모수적 방법인 국지가중회귀(locally weighted regression) 방법으로 주택가격지수를 추정한 결과 지역별로 가격지수에 있어 상당한 차이가 있는 것으로 나타나 여러 지역의 자료들을 통합(pooling)하여 도시 전체의 주택가격지수를 산정하는 방법에 신중을 기할 필요가 있다고 주장하고 있다.

### 3. 모형

다음의 시공간자기회귀과정(spatio-temporal autoregressive process)을 가정하자.

$$(1) \quad (I - W)Y = X\beta + \varepsilon,$$

여기서  $Y$ 는 종속변수에 대한  $N \times 1$  관측치 벡터이며,  $X$ 는 독립변수들의  $N \times k$  관측치 행렬을 나타낸다.  $\beta$ 는  $k \times 1$  모수벡터이며,  $\varepsilon$ 은 독립적이고, 정규분포를 하는  $N \times 1$  오차항 벡터로서 각각의 오차항은 평균이 0이고 분산이  $\sigma^2$ 이다.

시공간 가중행렬(spatio-temporal weight matrix)  $W$ 은 대각선 원소들은 모두 0이다<sup>5)</sup>. 또한, 비음(nonnegative)의 원소만을 가지며  $W$ 의 각 열의 합은 1인 선형필터(linear filters)를 가정한다. 자료들은 시간에 따라 관측을 하였다고 가정하고 그 구조는

5) 이는 각각의 관측치가 자기 자신을 예측하는 것을 방지하기 위해서이다.

강하삼각행렬(strictly lower triangular matrix)이다.  $W$ 를 이전 관측치들 사이의 공간관계와 시간관계를 규정하는 행렬인  $S$ 와  $T$  행렬로 분해한 후 다음과 같이 일반적인 형태로 표현할 수 있다(Pace et al., 1998).

$$(2) \quad W = \rho_S S + \rho_T T + \rho_{ST} ST + \rho_{TS} TS.$$

일반적으로  $ST$ 와  $TS$ 는 같지 않는데 이는 공간을 먼저 필터링을 하고 다음으로 시간에 대해 필터링을 한 결과는 반대의 경우와 다른 결과를 가져올 수 있기 때문이다<sup>6)</sup>.

모형추정에 앞서 시공간효과를 나타내는 모든 변수(예를 들어  $TY$ ,  $SY$ ,  $STY$ )들을 전체 표본에 대해 구성된 다음 실제 모형 추정과정에서는 일부 초기의 관측치들 이들 변수 값들에서 제외시켜야 한다. 이는 초기의 매매된 인근 주택들을 선택을 통해서 부동산 가격을 시공간모형을 이용하여 추정할 경우 처음에는 매우 좋지 않은 결과를 가져오기 때문이다.

시공간자기회귀모형은 통상최소자승법(OLS)을 사용하게 되면 추정량의 편이(bias)가 생기는데 이를 보정하기 위해 간접최소자승법(Instrumental Variables Estimation; IVE), 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation; MLE), 2단계최소자승법(Two Stage Least Square Estimation; 2SLS), 적률추정법(Method of Moments) 등을 사용한다. 본 논문에서는 최우추정법을 사용하기로 한다. 즉, 오차항( $\varepsilon$ )의 정규분포 가정을 이용하여 로그우도함수(Log-Likelihood Function)를 구하면 다음과 같다.<sup>7)</sup>

$$(3) \quad \ln L = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - W| - \frac{1}{2} \frac{e'e}{\sigma^2}$$

여기서  $e = (I - W)Y - X\beta$ 이며,  $|I - W|$ 은 자코비안(Jacobian)으로서 관측되지 않는  $\varepsilon$ 을 관측이 가능한  $Y$ 로 변수변환을 하는 과정에서 확률밀도함수(probability density function)의 총합이 1이 되도록 사용한 것이다. 하지만 본 논문에서는 설정한  $T$ 와  $S$ 는 하삼각행렬의 성질과 이들 행렬들의 대각선 원소들이 모두 0이라는 성질에 따라, 행렬  $TS$ 와  $ST$ 는 역시 삼각행렬들이며, 대각선 원소들은 모두 0이다. 따라서  $(I - W)$  행렬의 행렬식, 즉 자코비안은 1이며, 따라서 자코비안의 로그값은 0이다.

시공간자기회귀모형에서는 시차(temporal lags) 구조를 나타내는  $T$ 와 공차(spatial lags) 구조를 나타내는  $S$ 를 사용하기 때문에 추정된 모형을 이용하면 시간과 공간에 따라 변화하는 가격표면(price surface)을 생성할 수 있다. 이는 공간표면의 임의의 점에서 시간에 따라 변화하는 주택가격지수를 추정할 수 있을 뿐만 아니라 특정 시간에 있어 원하는 위치의 주택가격의 공간표면을 만들 수 있다. 임의의 위치에서의 종속변수와 독립변수를 각각  $Y_{*t}$ 와  $X_{*t}$ 라 하면 이를 수식으로 나타내면 다음 식과 같다.

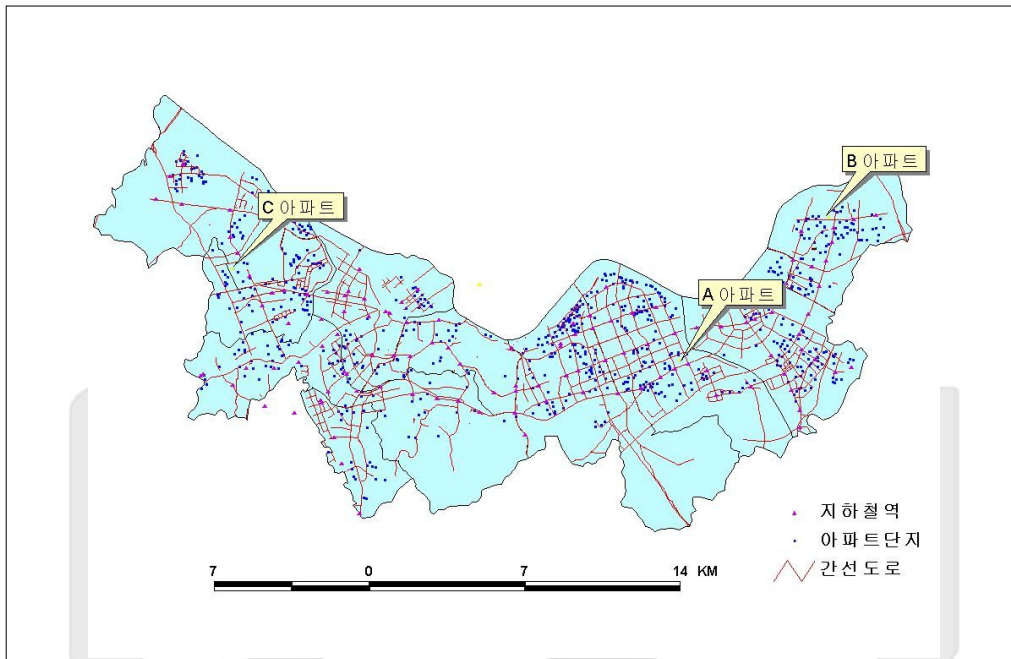
$$(4) \quad \hat{Y}_t = \hat{\Phi}_T TY_{*t} + \hat{\Phi}_S SY_{*t} + \hat{\Phi}_{ST} STY_{*t} + X_{*t} \hat{\beta}$$

#### 4. 실증분석

6) 이에 대한 자세한 내용은 Pace et al. (1998) 참조.

7) 모형 구조와 추정방법 등에 대해서는 Anselin(1988) 참조.

본 논문에서는 서울 한강이남 11개 구에 위치하고 있는 300 세대 이상 아파트 단지를 대상으로 하였다. 아파트 매매가격은 1994년 1분기부터 2003년 4분기까지 아파트 시세자료를 이용하였다. 시세자료는 「부동산뱅크」 자료를 활용하였다. <그림 1>은 분석대상 아파트의 분포를 보여주고 있다. 그림에서 임의로 선정한 A, B, C 아파트에 대해 매매가격지수와 가격지수변동률을 추정하기로 한다.



<그림 1> 분석대상 아파트 위치도

본 논문에서 사용한 아파트 매매가격은 현재 실거래 가격을 구할 수 없어 호가 (asking price) 자료를 사용하였다. 부동산 시장이 상승하는 국면과 하락하는 국면에서 호가와 실거래 가격의 차이는 서로 다른 양상을 보일 수 있다. 하지만 패널자료를 이용할 경우 비록 한 시점에서 호가와 실거래 가격은 차이가 있지만 두 시점간의 가격지수의 변동률은 차이가 적게 나타날 것이다.

아파트 가격에 영향을 미치는 물리적 변수로서는 평형, 건물연수를 사용하였다. 많은 연구에서는 방수도 설명변수로 사용하고 있으나 이는 평형과 상관성이 높기 때문에 본 논문에서는 포함하지 않았다.<sup>8)</sup> 건물연수는 실제연수에서 5를 뺀 것의 절대 값에 마이너스(-) 부호를 붙인 것으로 정의하였다. 이는 초기 일정기간(예를 들어 5년 동안) 동안은 아파트 가격이 상승하지만 그 이후로는 건물연수가 오래될수록 아파트 가격이 하락할 것이라는 가정에 기초하였다.

현관출입문 구조와 고층 아파트와 같은 물리적 요인은 더미변수로 사용하였다. 현

8) 실제로 방수를 포함하여 분석한 경우 통상최소자승법에서는 통계적으로 유의성이 있으나 시공간자기회귀모형에서는 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다.

관출입문 구조는 복도식을 기준으로 하였으며, 고층아파트는 5층 이상 아파트를 기준으로 하였다. 또한 건물연수가 20년 이상이면서 5층 이하 아파트는 일반적으로 용적률이 낮고 토지지분이 많아 재건축 수요가 높을 것으로 판단하여 이를 반영하기 위하여 재건축 더미변수를 사용하였다. 이외에도 난방방식과 사용하는 난방연료 유형을 기준으로 더미변수들을 사용하였다. 난방방식은 개별난방을 기준으로 중앙집중과 지역난방에 대해 각각 더미변수를 사용하였으며, 사용연료는 기름을 사용하는 경우와 도시가스를 사용하는 경우로 구분하였다.

입지적 요인으로는 (부)도심과의 거리, 주요 도로와의 거리, 초등학교까지의 거리, 지하철까지의 거리, 상업시설, 상가, 공원시설, 관공서 그리고 주변시설들에 대한 접근성 등을 고려할 수 있다. 그러나 대부분의 입지적 요인 변수들은 연도별로 그 입지특성이 달라질 수 있어 측정상의 오류가 존재할 수 있다. 예를 들어 지하철역과의 거리의 경우 실제 지하철이 개통되기 이전에 이미 지하철 개통에 대한 기대가 아파트 가격에 영향을 미치기 때문에 지하철역에 대한 접근성을 측정하는 과정에서 측정오차가 발생한다. 따라서 본 논문에서는 비교적 측정오차가 적은 부도심과의 거리만을 분석에 사용하였다.<sup>9)</sup> 부도심은 영등포구 여의도동과 강남구 테헤란로 중심지역으로 가정하였다.<sup>10)</sup> 마지막으로, 주변 생활 편의시설이 아파트 가격에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 아파트 단지규모를 사용하였다.

<표 1>은 분석에서 사용한 변수들에 대한 기초통계를 보여주고 있다. 아파트 평당 매매가격은 평균 819.7만원이다. 가장 비싼 아파트는 평당 3,740만원, 가장 값싼 아파트는 평당 250만원으로 나타났다. 평균적으로 34.6평형, 아파트 연수 15.6년으로 나타났다. 가장 오래된 아파트는 33년이 경과하였다. 단지규모는 692세대이며, 가장 세대수가 많은 단지는 6,000세대이다. 현관출입문의 구조는 계단식이 38%이며, 90%의 아파트가 5층 이상 고층아파트이다. 5층 미만이면서 건물연수가 20년 이상인 재건축대상 아파트는 4%를 차지하고 있다. 난방방식은 지역난방이 59%, 중앙집중이 24%이다. 개별난방은 17%를 차지하고 있다. 연료방식은 대부분의 도시가스이며, 기름보일러 경우는 전체 3%에 불과한 것으로 나타났다. 마지막으로 분석대상의 아파트들은 평균적으로 부도심과는 5.5km 정도 떨어져 있다.

9) 많은 변수들을 모형에서 추정하였지만 시공간자기회귀모형에서 통계적으로 유의성이 대부분 없는 것으로 나타났다.

10) 부도심을 식별하기 위하여 고용밀도를 이용하여 분석한 사례로서 McDonald(1987), Giuliano and Small (1991), 전명진(2003) 등의 연구가 있다. 본 논문에서는 부도심의 식별 자체가 주된 연구주제가 아니기 때문에 선행연구들을 참조하여 임의적으로 부도심을 가정하여 실증분석에 사용하기로 한다.

〈표 1〉 기초통계 (8,123 관측치)

변수	설명	평균	표준편차	최소값	최대값
매매가격	백만원	819.75	387.54	250.0	3740.0
평형	평	34.60	11.77	11.0	69.0
아파트 연수	년	15.65	5.64	5.0	33.0
단지규모	100 세대	6.92	7.90	0.66	60.0
부도심과의 거리	km	5.51	2.49	0.26	11.77
출입문구조	복도식=1, 계단식=0	0.38	-	-	-
고층아파트	5층이상=1, 기타=0	0.90	-	-	-
중앙집중난방	중앙집중=1, 기타=0	0.24	-	-	-
지역난방	지역난방=1, 기타	0.59	-	-	-
연료방식	기름=1, 기타=0	0.03	-	-	-
재건축	건물연수 20년이상 5 층미만 1, 기타0	0.04	-	-	-

자료: 부동산뱅크. 1994년부터 2003년 3, 6, 9, 12 월 기준

모형 추정에 앞서 시공간 필터인  $T$ ,  $S$ ,  $ST$  행렬을 설정하여야 한다. 시간효과를 나타내는  $T$  행렬은 동일한 아파트에 대해 일년 전까지의 아파트 시세를 반영하도록 설정하였다. 모든 분기를 동일한 가중치를 적용하기보다 가까운 분기일수록 가중치를 많이 부여하도록 하였다. 공간효과를 나타내는  $S$  행렬을 설정하기 위하여 먼저, 아파트 좌표를 이용하여 아파트들 간의 거리를 구한 다음 이를 이용하여 일정거리(예를 들어 3km) 이내에 위치하고 있는 인근 아파트들을 거리제곱의 역수를 가중치로 부여하도록 공간가중치행렬을 작성하였다. 인근 아파트 단지를 선택하였더라도 평형이 다를 경우 평당 가격에 차이가 크기 때문에 인근 아파트가 유사한 평형일 경우는 가중치를 많이 주고, 평형의 차이가 클 경우는 가중치를 적게 주어 평형간 차이에 대한 평당 아파트가격의 변화를 고려하였다. 또한 주변지역 아파트 가격이 분석대상 아파트 가격에 평균적으로 미치는 영향을 파악하기 위하여 행을 기준으로 공간가중치 행렬을 표준화(row standarization)하였다.

아파트 가격모형에서 종속변수인 아파트 평당 매매가격<sup>11)</sup>은 자연대수로 변환하였으며 설명변수들은 평형을 제외한 대부분 변수들은 자연대수를 취하지 않고 모형에 포함으로써 로그-선형(log-linear) 형태의 함수를 가정하여 모형을 추정하였다. 평형을 독립 변수에 추가한 것은 평형에 따른 가격 프리미엄 유무를 알아보기 위해서였다. 평형 역시 종속변수와 마찬가지로 자연대수로 변환하여 사용하였다.

추정결과는 <표 2>와 같다. 통상최소자승법(OLS)에서는 시간 효과를 고려하기 위하여 1995년부터 2003년까지 9개의 더미변수를 사용하였으며, 공간효과를 고려하기 위하여

11) 종속변수로 전체가격을 사용하고 종속변수로서 평수를 사용할 경우와 종속변수로 평당가격을 사용하는 경우 모형추정결과에 큰 차이는 없다. 하지만 종속변수를 전체가격을 쓸 경우 설명변수인 평수가 종속변수의 변동의 대부분을 설명하기 때문에 통계적으로 유의성이 매우 높고 결정계수가 매우 높아지는 경향이 있다. 특히 평형 규모에 대한 프리미엄이 존재하지 않는 경우에는 평형에 의해서 아파트 가격의 거의 대부분의 변동이 설명되기 때문에 결정계수가 매우 높아지기 때문에 다른 변수들에 의한 아파트 가격변동의 요인을 파악하기가 어려워지는 문제가 있다(박헌수 외 2003).

서는 영등포구를 제외한 10개의 구에 대해 더미변수를 사용하였다. 아파트가격을 추정한 결과 결정계수는 0.7941으로 비교적 높게 나타났다. 평균자승오차근(RMSE)는 0.1887로 추정오차가 평당 121만원으로 나타났다.<sup>12)</sup> 시간효과를 9개의 연도별 더미변수 대신 시간가중행렬인  $T$  행렬을 이용하여 최근까지의 아파트 시세를 설명변수를 추가하여 최우추정법(MLE)으로 추정된 자기회귀(Autoregressive; AR) 모형의 경우 결정계수가 0.9607로 OLS에 비해 21.0% 증가한 것으로 나타났으며, 평균자승오차근은 0.0824으로 추정오차가 평당 108만원으로 OLS방법에 비해 56.3% 감소한 것으로 나타났다.

반면 시간효과를 고려하지 않고 공간효과만을 고려한 공간자기회귀(Spatial Autoregressive; SAR) 모형의 경우는 오히려 OLS 방법보다 모형의 적합도가 떨어지는 것을 알 수 있다. 이는 자료들이 가지는 있는 공간상관(spatial correlation)보다 계열상관(serial correlation)이 아파트 매매가격에 더 크게 영향을 미치는 것을 의미한다. 즉, 현재시점의 주변 아파트 매매가격보다 대상 아파트의 최근 매매 가격이 설명력이 높은 것을 의미한다. 시간과 공간효과를 모두 고려한 시공간자기회귀(Spatio-Temporal Autoregressive; STAR) 모형의 경우 결정계수는 0.9834로 OLS 방법에 비해 23.8% 증가하였고, 추정오차는 평당 105만원으로 71.6% 감소한 것으로 나타났다. 추정량의 부호는 대체적으로 예상한 결과를 보여주고 있으며 추정방법에 따라 부호의 변화는 없으므로 나타나 추정방법에 따른 편기(bias)는 없는 것으로 나타났다. 따라서 이후 추정결과에 대한 해석은 시공간자기회귀모형에 대해서 기술하기로 한다.

평형이 1% 증가함에 따라 평당 아파트 가격은 0.01% 증가하는 것으로 나타나 분석 대상 아파트 시장은 여전히 평형에 대한 프리미엄이 존재하는 것으로 나타났다. 부도심과의 거리는 1km 멀어질수록 0.8% 아파트 가격이 하락하는 것으로 나타났다. 단지규모는 100세대 증가할 때 아파트 평당 가격은 0.3% 증가하는 것으로 나타나 단지규모가 클수록 각종 편의시설 이용이 용이하기 때문에 선호하는 것으로 나타났다.

건물연수도 평당 가격에는 양(+)의 효과를 보이고 있으며 통계적으로 유의성은 있는 것으로 나타났다. 이는 아파트가 5년까지는 시간이 경과할수록 아파트 가격은 올라가지만 5년 이후부터는 건물이 오래될수록 아파트 평당 가격이 낮아지는 것을 알 수 있다.<sup>13)</sup>

12) 종속변수는 자연대수를 취하였기 때문에 이를 원래의 가격수준으로 나타내기 위해서는 지수(exp)로 변환을 하여야 한다.

13) 분석에 사용한 건물연수는 실제 건물연수에서 5를 뺀 다음 절대 값에 부호를 붙인 것으로 건물연수가 5년일 때 0으로 최대 값을 가진다.

〈표 2〉 실증분석 결과

변수	통상최소자승법	시간자기회귀모형	공간자기회귀모형	시공간자기회귀모형
	(OLS)	(TAR, ML)	(SAR, ML)	(STAR, ML)
상수항	5.533 (0.035)**	-0.001 (0.020)	1.904 (0.068)**	-0.003 (0.027)
평형	0.210 (0.008)**	-0.016 (0.004)**	0.171 (0.008)**	0.011 (0.002)**
부도심과의 거리	-0.049 (0.002)**	0.000 (0.001)	-0.017 (0.001)**	-0.008 (0.003)**
단지규모	0.084 (0.003)**	0.001 (0.001)	0.056 (0.002)**	0.003 (0.001)**
건물연수	0.071 (0.008)**	0.047 (0.003)**	0.058 (0.006)**	0.008 (0.002)**
고층아파트	-0.235 (0.011)**	0.016 (0.005)**	-0.229 (0.010)**	-0.011 (0.002)**
복도식	-0.161 (0.006)**	-0.008 (0.002)**	-0.135 (0.005)**	0.001 (0.001)
중앙집중난방	0.126 (0.008)**	0.004 (0.004)	0.109 (0.008)**	0.001 (0.002)
지역난방	0.163 (0.008)**	0.005 (0.004)	0.123 (0.008)**	-0.003 (0.002)
기름보일러	-0.108 (0.013)**	-0.009 (0.006)*	-0.139 (0.013)**	-0.002 (0.004)
1995년	0.039 (0.010)**	-	0.076 (0.021)**	-
1996년	0.072 (0.010)**	-	0.023 (0.008)**	-
1997년	0.211 (0.010)**	-	0.066 (0.012)**	-
1988년	0.076 (0.010)**	-	0.000 (0.010)	-
1999년	0.090 (0.010)**	-	0.005 (0.011)	-
2000년	0.206 (0.011)**	-	0.052 (0.011)**	-
2001년	0.279 (0.011)**	-	0.092 (0.012)**	-
2002년	0.570 (0.011)**	-	0.184 (0.011)**	-
2003년	0.768 (0.011)**	-	0.259 (0.013)**	-
강남구	0.264 (0.009)**	0.032 (0.004)**	-	-
강동구	0.303 (0.022)**	0.017 (0.009)**	-	-
강서구	0.106 (0.019)**	0.020 (0.008)**	-	-
관악구	-0.049 (0.018)**	0.005 (0.008)	-	-
구로구	-0.141 (0.017)**	0.013 (0.007)**	-	-
금천구	0.001 (0.022)	0.002 (0.008)	-	-
동작구	-0.024 (0.015)	0.031 (0.007)**	-	-
서초구	0.230 (0.009)**	0.018 (0.004)**	-	-
송파구	0.190 (0.014)**	0.022 (0.006)**	-	-
양천구	-0.078 (0.013)**	0.020 (0.006)**	-	-
재건축	0.078 (0.014)**	0.014 (0.006)**	-	-0.002 (0.004)
공간효과(SY)	-	-	0.610 (0.010)**	0.837 (0.010)**
시간효과(TY)	-	0.990 (0.003)**	-	0.997 (0.003)**
시공간효과(STY)	-	-	-	-0.830 (0.012)**
결정계수	0.7941	0.9607	0.7775	0.9834
Log-L	2020.4	8750.7	2468.1	12248.0
AIC	-3989.8	-17457.4	-4894.2	-24468.0
DW	1.8409	0.8557	1.9739	1.9463
RMSE	0.1887	0.0824	0.1786	0.0536

주: 1. ( )안은 표준오차임. AR, SAR, STAR 모형의 표준오차는 부트스트랩(bootstrap) 방법을 200회 반복하여 표준오차를 구하였음.

2. \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함

5층 미만의 저층아파트는 고층아파트에 비해 1.1% 아파트 가격이 높게 나타나고 있다. 반면 재건축 더미변수의 경우는 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이는 재건축 프리미엄은  $TY$ 와  $STY$  변수에 의해 이미 최근 아파트 매매가격에 반영되었기 때문에 재건축 더미변수에 의한 추가적인 설명력이 없는 것으로 나타났다. 예를 들어 재건축이 추진되고 있는 아파트의 경우에 프리미엄은 1분기 전 가격 ( $TY$ )에 이미 반영되어 있다. 나머지 현관출입문의 구조, 난방방식과 사용연료 등은 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다.

추정한 STAR 모형을 이용하여 특정 아파트에 대한 가격지수를 식 (4) 식을 이용하여 추정하였다. 본 논문에서는 세 개의 아파트를 임의로 추출하여 아파트가격지수 14)와 가격지수 변동률을 구하기로 한다. 먼저 <표 3>은 임의로 추출된 아파트의 기초 자료를 제시하고 있다.

<표 3> 아파트 현황

아파트명	구	평형	건물연수	방수	층수	출입문구조	난방방식	사용연료	세대수(000)
A 아파트	강남구	31평형	25년	3개	14층	복도식	지역난방	도시가스	4.4
B 아파트	강동구	13평형	25년	2개	5층	계단식	개별난방	도시가스	3.0
C 아파트	강서구	43평형	12년	4개	15층	계단식	중앙난방	도시가스	0.4

주: \* 2003년 기준

<그림 2>는 선정된 아파트 단지에 대한 아파트 가격지수와 가격지수 변동률을 보여주고 있다. 그림에서 굵은 실선은 개별 아파트 단지에 대한 아파트 가격지수를 나타낸다. 가는 점선은 개별 아파트와 유사한 속성을 가지고 있는 지역(구) 아파트들을 택하여 지수를 구한 것이다. 가는 실선은 시간과 공간효과를 더미변수를 이용하여 통상최소자승(OLS) 방법에 의해 지수를 추정한 것이며, 굵은 점선은 시간과 공간효과를 가중행렬을 이용하여 시공간자기회귀(STAR) 모형으로 추정한 결과이다.

먼저 지수의 추이를 보면 대체로 IMF 외환위기 시기였던 1997년 하반기부터 아파트 가격이 하락하였지만 1998년 하반기부터는 아파트 가격이 상승하기 시작하면서 현재까지 지속적으로 아파트 가격이 상승하고 있다.

개별 아파트에 대해서 살펴보면, 먼저 A 아파트의 경우 개별 가격지수와 지역 가격지수는 시기에 따라 차이가 있으며 그 차이의 크기도 변하고 있다. 여기서 “지역”이라는 것은 A 아파트가 속해 있지 강남구를 의미한다. 그림에서 보면 2001년 2분기를 기준으로 처음에는 개별 가격지수가 지역 가격지수보다 낮았으나 2001년 2분기 이후부터는 개별 가격지수가 지역 가격지수보다 높으며 그 차이가 점점 커지고 있다. 이것은 최근 A 아파트가 주변 지역에 비해 가격이 높게 형성되어 나타난 것으로 재건축에 대한 프리미엄으로 볼 수 있다. STAR 모형을 이용하여 추정한 가격지수는 개별 가격지수의 변화를 잘 나타내주고 있다. 반면 OLS에 의해 추정한 가격지수는 개별 가격지수와 상당한 차이가 존재한다.

B 아파트의 경우는 1999년 3분기 이전에는 가격지수는 상당히 안정되어 왔다. 특히 IMF 외환위기에서도 큰 영향이 없었다. 그러나 1999년 3분기 이후에는 가격지수가 지속적으로 상승하고 있다. 이는 재건축이 가시화되면서, 강남지역에 아파트 가격의 급등과 결부되면서 재건축에 대한 프리미엄이 가격에 반영된 결과이다. A 아파트와 비교하여 보면 전 기간에 걸쳐서 B 아파트 가격지수는 아파트가 속해 있는 강동구의 지역 가격지수에 비해 가격수준이 전체적으로 높게 형성되어 있으며, 최근 들어서 그 차이는 점점 더 커지고 있다. 추정방법에 있어서는 STAR 모형에 의한 가격지수의 추정은 실제 가격

14) “아파트 가격지수”는 이후부터 간단히 “지수”로 나타낸다.

지수와 큰 차이가 없으나 OLS에 의한 가격지수는 실제 가격지수를 과소 추정하고 있다.

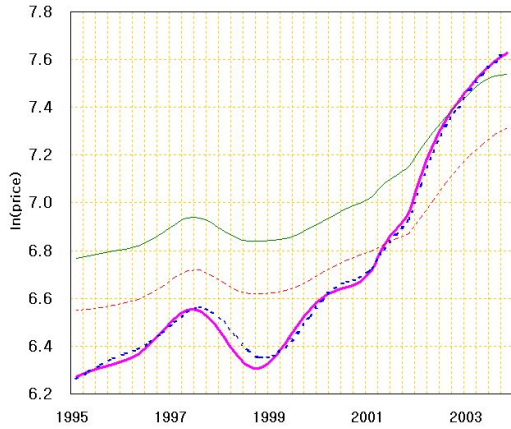
C 아파트의 가격지수는 A 아파트 가격지수와 비슷한 패턴을 보이고 있다. 1997년 1분기를 정점으로 IMF 외환위기 때에는 가격이 하락하다가 1999년 1분기에 와서 아파트가격이 상승곡면으로 전환되면서 현재까지 가격이 지속적으로 상승하고 있다. C 아파트는 앞서 A와 B 아파트와는 달리 개별 가격지수와 지역 가격지수 간에 큰 차이가 없다. 다소의 차이는 있지만 1997년까지는 지역 가격지수보다 개별 가격지수가 다소 높은 수준을 보이고 있다가 IMF 외환 위기 이후부터 2002년 전반기까지는 반대로 지역 아파트 가격지수가 개별 아파트 가격지수보다 높게 형성되어 오고 있다. 최근에는 두 지수간의 차이가 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 또한 A 아파트와 B 아파트와는 달리 C 아파트 경우 OLS에 의한 가격지수의 추정치가 STAR 모형에 의한 가격지수보다 높으며, 그 격차는 시간이 지남에 따라 계속 커지고 있는 것을 알 수 있다. 이는 C 아파트는 실 수요자 위주로 가격이 오래전부터 형성되어왔기 때문에 강서구의 주변 아파트에 비해 상대적으로 아파트 가격상승요인이 많지 않았기 때문이다.

<그림 2>의 우측은 아파트 가격지수 변동률을 보여주고 있다. 먼저 A 아파트의 가격지수 변동률(그림에서 굵은 실선)을 살펴보면 IMF 외환위기 기간인 1997년 하반기부터 1998년 하반기를 제외하고는 모든 분기에서 아파트 가격이 상승하였다. 아파트 가격지수의 변동률은 시기에 따라 차이가 많다. IMF 외환위기 때에는 분기에 -1% 이상 하락하였지만 최근 2001년 4분기에는 2%이상 가격이 상승하였다. 특히, 2000년 상반기까지는 가격지수 변동률은 일정한 주기를 가지고 변화하고 있지만 그 이후부터는 가격지수 변동률의 주기가 매우 불규칙하다. 즉, 2000년 상반기까지는 대체로 2년 6개월 정도의 주기를 가지고 가격지수가 변동하였지만 2000년 하반기부터 2002년 상반기까지는 주기가 1년 정도로 짧아졌다. 특히 2001년 4분기에 2.2% 정도의 가격지수가 급등한 이후 계속하여 변동률이 급감하여 2003년 4분기에는 0.5% 수준까지 변동률이 떨어졌다. 이는 최근 정부의 각종 부동산 대책이 주로 강남지역의 부동산 가격 안정화를 위하여 강남지역에 집중하여 이루어져 왔으며 이러한 정부의 대책들이 어느 정도 효과를 발휘하고 있는 것을 알 수 있다.

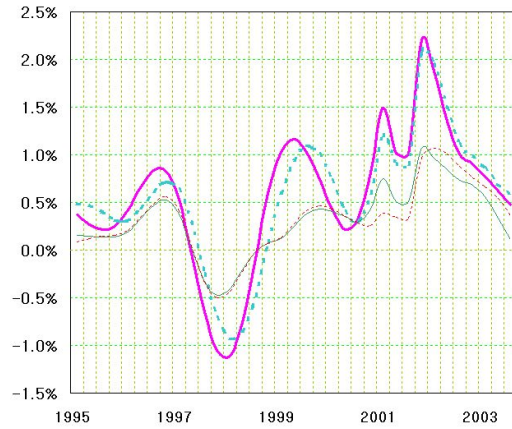
STAR 모형에 의한 가격지수 변동률 추정은 실제가격 변동률을 잘 반영하고 있다. 그러나 OLS 방법과 지역 가격지수를 이용하여 변동률을 추정할 경우 아파트에 투자하려는 시장참여자에게 왜곡된 정보를 제공할 수 있다. A 아파트의 경우 STAR 모형에 의해 가격지수를 추정하는 것 보다 OLS와 지역 가격지수 변동률은 실제 가격지수 변동률 보다 낮게 추정하고 있다. 이러한 경우 대부분의 위험기피자인 부동산 투자자에게 투자에 따른 위험을 실제보다 낮게 판단하게 정보를 제공하게 된다.

A 아파트 가격지수 변동률에 비해 B 아파트 가격지수 변동률은 변동폭이 큰 것이 특징이다. A 아파트의 경우 가격지수 변동률은 일정한 주기(business cycle)를 보이고 있으나 B 아파트의 경우는 전 기간에 걸쳐 가격지수 변동율의 주기(business cycle)를 찾아보기 어렵다.

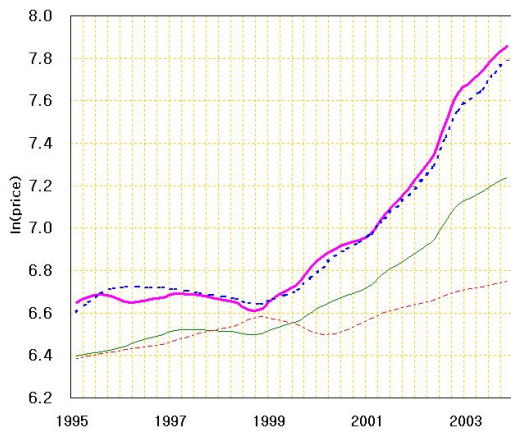
A 아파트 가격지수



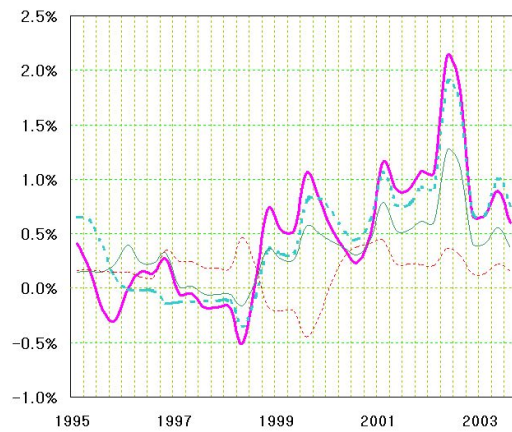
A 아파트 가격지수 변동률



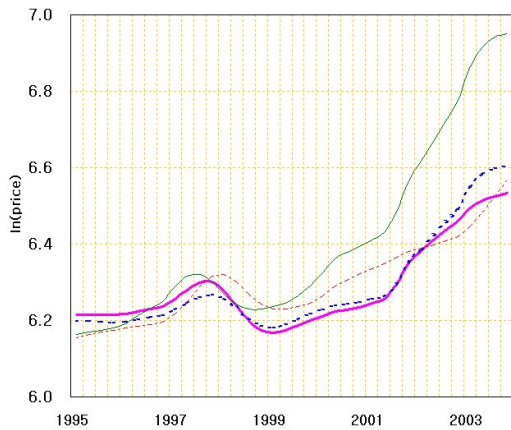
B 아파트 가격지수



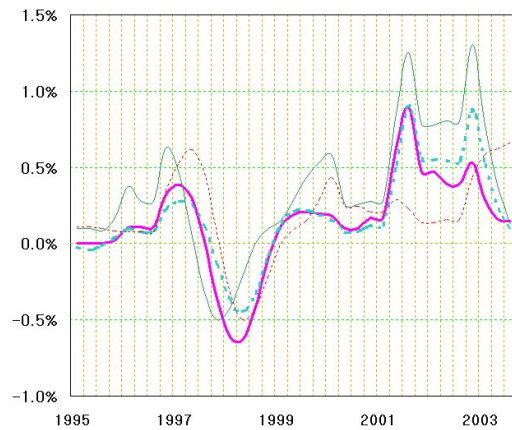
B 아파트 가격지수 변동률



C 아파트 가격지수



C 아파트 가격지수 변동률



<그림 2> 아파트 가격지수와 가격지수변동률

굵은실선: 개별 가격지수 (실제)    가는점선: 지역 (구) 가격지수  
 굵은점선: STAR 가격지수        가는실선: OLS 가격지수

1999년까지는 B 아파트 가격지수 변동률이 평균적으로 0에 가깝지만 1999년 이후부터는 매 분기마다 양(+)의 값을 가지면 아파트 가격이 상승하였다. 2002년 2분기에는 무려 2.13%로 급등하였지만 다음 2분기 뒤에는 0.67% 수준으로 아파트 가격지수의 변동률이 낮아졌다. 또한, B 아파트의 가격지수 변동률은 지역 가격지수 변동률과 많은 차이를 보이고 있다. 강동구 가격지수는 1998년까지는 가격지수 변동률이 양(+)의 값을 갖다가 1999년 기간에는 변동률이 음(-)의 값을 가지면서 2000년 전반기까지 강동구 지역 아파트 가격이 하락하였다. 반면 같은 기간에 B 아파트 가격은 상승하는 것으로 나타났다. 2000년 1분기 이후부터는 지역 아파트 가격과 B 아파트의 가격이 모두 상승하고 있지만 가격변동률의 크기에는 차이가 있다. 이는 재건축 아파트가 일반 아파트에 비해 상대적으로 가격상승폭이 크다고 볼 수 있다. OLS 방법과 지역 가격지수에 의해 추정된 가격지수 변동률은 실제 가격지수 변동률보다 낮게 추정되는 것은 앞서 기술하였던 A 아파트와 마찬가지로 부동산 시장 참여자에게 투자에 따른 위험을 실제보다 낮게 판단하게 정보를 제공하게 되는 문제가 있다. 반면 STAR 모형에 의한 아파트 가격지수 변동률의 추정은 실제 변동률을 잘 추정하는 것으로 나타났다.

C 아파트 가격지수 변동률의 특징을 보면 A 아파트와 같이 2000년까지는 나름대로 가격지수 변동률의 주기성을 보이고 있으나 2001년 이후에는 주기가 불규칙하게 나타나고 있다. 가격지수 변동률을 살펴보면 1997년 1분기를 정점으로 IMF 외환위기에는 큰 폭으로 아파트 가격이 하락하여 1998년 1분기와 2분기에는 -0.6% 정도의 하락하였다. 그 이후 1999년에 와서야 아파트 가격이 서서히 상승하기 시작하였으나 상승폭은 0.2% 수준에서 2001년 1분기까지 완만한 상승세를 유지하였다. 2001년 이후부터는 아파트 가격이 계속 상승하고 있으나 그 상승폭은 분기마다 큰 변동을 보이고 있으나 최근에는 상승폭이 낮아지고 있다. 또한, 지수를 작성하는 방법에 따라 지수의 크기가 매우 상이한 결과를 보이는 것이 특징이다. 가장 두드러진 특징은 OLS에 의한 가격지수 변동률이 IMF 외환위기 기간을 제외하고는 실제 변동률과 STAR 모형에 의한 가격지수 변동률 추정치보다 변동 폭이 매우 크다. 지역 가격지수 변동률 역시 OLS 가격지수 변동률보다는 변동 폭이 크지 않지만 2001년까지는 실제 변동률과 STAR 모형에 의한 변동률 추정치보다 변동이 큰 것을 알 수 있다. 하지만 2001년 이후부터는 반대로 지수의 변동 폭이 낮다가 최근 들어서 다시 변동 폭이 커지고 있다.

부동산 시장을 건전하게 육성하기 위해서는 부동산 시장에 대한 정확한 정보를 제공하여야 한다. 부동산이 지니고 있는 시간과 공간효과를 모형에서 반영하고 있는 STAR 모형을 이용하여 아파트 가격지수와 그 변동률을 추정하는 경우 여타 OLS에 의한 방법이나 지역 가격지수와 그 변동률을 추정하는 경우보다 실제 변동률과의 오차가 매우 적다.

## 5. 결론

본 논문에서는 아파트 매매가격에 대한 시공간 자료를 가지고 시간과 공간효과를 더미변수를 이용한 전통적 회귀모형에서 발생할 수 있는 시공간 자기상관 문제를 해결하고자 하였다. 이를 위해 시간효과를 고려한 자기회귀모형, 공간효과를 고려한 공간자기회귀모형, 시공간효과를 동시에 고려한 시공간자기회귀모형을 사용하여 아파트 가격지수와 가격지수의 변동률에 대한 실증분석을 하였다.

서울 한강이남 11개 구에 소재하고 있는 225개 아파트 단지 8,822개 시공간 자료를 사용하여 실증분석을 한 결과 시공간 효과를 고려한 STAR 모형이 시공간 효과를 더미변수로 처리하는 OLS 방법에 비해 결정계수는 23.8% 상승하였으며, 추정오차는 71.6% 감소함으로써 모형의 적합도가 크게 개선되었다. 실제로 OLS 방법에 의해 아파트 가격에서 시공간 효과를 효과적으로 다루기 어려울 뿐만 아니라 이들을 제대로 다루지 못하였을 경우 오차 항이 시공간적으로 서로 상관됨에 따라 헤도닉가격함수의 추정결과에 영향을 미치게 된다. 특히, 시공간효과를 모형에서 제대로 반영하지 않을 경우 아파트 헤도닉 가격함수 모형에서 모수들은 상향추정(over estimation)되기 때문에 유의할 필요가 있다.

아파트에 대한 헤도닉 가격모형을 추정할 임의로 선택한 세 개의 아파트 단지에 대한 매매가격지수와 가격지수 변동률을 세 개의 방법에 대해서 비교분석을 하여 보았다. 첫 번째 방법은 현재 부동산정보제공업체가 주로 사용하는 방법으로 아파트 가격모형을 전혀 고려하지 않고 단순히 아파트가 속한 구에 유사한 아파트를 선택하여 이를 지수화하는 방법이며, 두 번째 방법은 시간과 공간효과를 더미변수를 사용하여 통상최소자승법으로 헤도닉 가격함수를 추정하는 방법, 마지막으로 시공간 자기회귀모형을 이용하여 헤도닉 가격함수를 추정하는 방법을 적용하였다. 그 결과 첫 번째와 두 번째 방법은 대상 아파트가 가지고 있는 시간과 공간적인 효과를 제대로 파악하지 못함에 따라 실제 아파트 매매가격지수와 가격지수 변동률 간에 차이가 큰 것을 알 수 있다. 반면 시공간자기회귀 모형에 의한 아파트 가격지수와 변동률은 선택된 아파트 모두 정확성이 높게 나타났다.

본 논문에서 아파트 가격지수와 변동률을 예측하는데 있어 시·공간효과를 모형에서 명시적으로 다룸으로써 다음의 기대효과를 얻을 수 있다. 첫째, 인근의 최근에 매매된 부동산들로부터 구한 시공간정보를 이용하여 원하는 시간과 위치의 부동산 가격을 예측하는 방법을 제시하고, 시공간효과가 부동산가격에 미치는 영향을 실증적으로 추정할 수 있는 방법을 제공함으로써 부동산 시장을 체계적으로 분석하고 이를 통한 합리적인 부동산 정책에 활용될 수 있다. 실증분석을 통해 살펴 본 바와 같이 본 논문에서 제안한 모형은 실제 아파트 가격수준과 가격변동률을 추정하는데 있어 여타 방법에 비해 정확성이 높다. 본 연구에서 사용한 아파트 가격정보가 실거래 가격이 아니라 아파트 매도자가 받기를 희망하는 호가(asking price)인 단점이 있지만 향후 주택거래신고제 등 부동산 거래에 대한 실거래 정보가 수집될 경우 본 논문에서 제시한 결과를 활용할 수 있을 것이다. 이제 일부지역에 대해 주택거래신고제가 실시되고 있고 향후 주택거래신고제가 확대될 경우 부동산 거래정보가 체계적으로 데이터베이스로 구축될 전망이기 때문

에 향후에는 이들 데이터베이스를 효율적으로 활용하는 방안과 주택거래신고제에 따른 주택거래신고금액에 대해 해당 주택에 대한 가격지수 추정치를 이용함으로써 주택거래 신고금액의 적정성 평가분야에 활용이 가능할 것이다.

둘째, 추정된 시공간자기회귀모형을 통해 시간과 장소에 따른 가격표면(price surfaces)을 손쉽게 생성함으로써 특정 위치에서 시간에 대한 아파트 매매가격지수와 주어진 시점에서 공간에 대한 아파트 매매가격지수를 추정할 수 있다. 특히, 장래 예측에도 활용이 가능함으로써 현재 정부가 추진하고 있는 부동산조기경보체계 구축에 활용이 가능할 것이다.

셋째, 시간과 공간에 대한 다양한 부동산 가격지수를 제공함으로써 부동산시장에 대해 합리적인 투자지표를 제시할 수 있다. 실증분석에서 보았듯이, 개별 아파트의 매매 가격지수와 그 변동률은 현재 많은 인터넷 부동산정보제공업체들이 제시하는 지역에 대한 아파트의 매매가격지수와 변동률과 차이가 있다. 이러한 차이는 지역마다 다르다. 예를 들어, 개별 아파트의 매매가격 변동률보다 지역 아파트의 변동률이 낮게 추정된 경우 개별아파트에 대한 변동률에 대한 정보가 아닌 주변 지역아파트 변동률에 대한 정보만을 제공할 경우 시장에 참여하는 주체들에게 개별아파트에 대한 실제가격변동률이 아니라 낮게 추정된 주변 지역아파트 변동률에 대한 정보를 잘못 받아들여 투자를 결정하게 된다. 이는 부동산 시장을 활성화시키기 위해서는 긍정적인 면이 있지만 자칫 부동산 시장에 대하여 일반 투자자들에게 위험성을 낮게 평가된 왜곡된 정보를 제공함으로써 부동산시장의 가열을 조장할 수 있는 부정적인 측면이 있다.

본 논문의 한계는 첫째, 추정오차들이 가지고 있는 시공간 자기상관을 고려하지 못하였다. 둘째, 설명변수들이 가지고 있는 이분산성(heteroscedasticity) 문제와 시공간 요소를 고려하지 못하였다. 마지막으로 시간에 따라 모수의 추정치가 일정하다는 다소 비현실적인 가정 하에서 분석을 하였다. 또한 본 논문에서 사용한 아파트 매매가격은 실거래 정보를 구득하기 어려운 상황에서 호가자료를 사용하였다. 향후 실거래 가격정보를 추정할 수 있는 모형 개발이 필요하다.

## 참고문헌

- 박현수. 2003. "시공간자기회귀모형을 이용한 서울 아파트 가격의 추정". 「국토연구」 제38권 pp95-106.
- 박현수·정수연·노태욱. 2003. "공간계량경제모형을 이용한 아파트가격과 공간효과분석". 국토계획 38(5)
- 박현수. 2001. "준모수방법에 의한 주택가격지수 추정에 관한 연구". 「부동산학연구」 제7권 제1호: pp1-16.
- 전명진 (1996), "서울시 도심 및 부도심의 성장과 쇠퇴: 1981-1991년간의 변화를 중심으로," 국토계획 31(2): 33-35.
- 허세립·곽승준. 1997. "한국주택시장에서의 주택가격지수 산출방법에 관한 연구." 주택연구, 5(1): 1-18.
- 한국토지공사. 2001. 「부동산 시장정보 조사분석 수행방안에 관한 연구」. 성남: 한국토지공사
- Anselin, L. 1988. 「Spatial Econometrics: Methods and Models, Dordrecht: Kluwer Academic」.

- Anselin, L. and S. Hudak. 1992. "Spatial Econometrics in Practice: A Review of Software Options," *Journal of Regional Science and Urban Economics* 22, 509-536.
- Bailey, M.J., R.F. Muth and H.O. Nourse. 1963. "A Regression Method for Real Estate Price Index Construction," *Journal of the American Statistical Association* 58: 933-942.
- Case, B., H.O. Pollakowski and S.M. Wachter. 1991. "On Choosing Among House Price Index Methodologies," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 19: 286-307.
- Case, K.E. and R.J. Shiller. 1987. "Prices of Single-Family Homes Since 1970: New Indexes for Four Cities," *New England Economic Review* 45-56.
- Case, K.E. and R.J. Shiller. 1989. "The Efficiency the Market for Single Family Homes," *American Economic Review* 79: 125-137.
- Clapp, J.M. and C. Giaccotto. 1992. "Estimating Price Indexes for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods," *Journal of the American Statistical Association* 87: 300-306.
- Cressie, N.A.C. 1993. *Statistics for Spatial Data*. 2nd ed. New York: Wiley.
- Knight, J.R., J.Dombrow, and C.F. Sirmans. 1995. "A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes," *Real Estate Economics*, 23: 187-205.
- Mark, J.H. and M.A. Goldberg. 1984. "Alternative Housing Price Indexes: An Evaluation," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 12: 36-49.
- Meese, R. and N. Wallace. 1991. "Nonparametric Estimation of Dynamic Hedonic Price Models and the Construction of Residential Housing Price Indices." *AREUEA Journal* 19: 308-332.
- Pace, R.K. 1995. "Parametric, Semiparametric, Nonparametric Estimation of Characteristic Values within Mass Assessment and Hedonic Pricing Models," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 11: 195-217.
- Pace, R.K., R. Barry, J.M. Clapp and M. Rodriguez. 1998. "Spatio-Temporal Autoregressive Models of Neighborhood Effects" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1):15-33.
- Palmquist, R.B. 1982. "Measuring Environmental Effects on Property Values Without Hedonic Regressions." *Journal of Urban Economics* 11: 333-247.
- Shiller, R.J. 1991. "Arithmetic Repeat Sales Estimators." *Journal of Housing Economics* 1: 110-126.
- Wallace, N. 1996. Hedonic-Based Price Indexes for Housing: Theory, Estimation, and Index Construction." *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* 1: 34-48.