

# 住宅價格에 內在된 大氣質의 價格測定

- 空間計量經濟模型을 이용한 接近 -

金 鍾 元\*

〈 目 次 〉

- |                      |            |
|----------------------|------------|
| I. 序論                | IV. 實證分析結果 |
| II. 理論的 模型 및 資料      | V. 結論      |
| III. 空間時差 模型의 經濟的 意味 |            |

## 요 약

본 연구는 기존의 特性價格技法(hedonic price technique)에 空間개념을 도입한 계량경제모형을 이용하여 분석하였다. 이 공간시차모형은 기존의 모형과 달리 특성변수의 변화에 따른 直·間接效果를 동시에 포착할 수 있는 장점을 가지고 있다. 또한 공간시차모형의 회귀진단 및 가설검정 결과는 공간시차모형이 적합한 것으로 나타났다. 이 경우 공간시차를 고려하지 않은 OLS 회귀분석 결과의 계수들은 편기추정(biased)된 동시에 효율적(efficiency)이지 못하다는 것이다. 회귀

\* 국토개발연구원 책임연구원

분석 결과는 주택에 자본화된 대기오염에 대한 潛在價格(marginal implicit price)은 주택평균가격의 약 1.5% 정도인 것으로 추정된다.

## I. 序 論

特性價格分析技法에 의한 環境이나 快適性を 추정하는 연구는 Ridker & Henning(1967) 이후 지금까지 연구의 대상이 되고 있다. 초기의 특성가격분석기법에 대한 논쟁은<sup>1)</sup> Rosen(1974)의 이론적 모델에 의해서 상당부분 해결되었으나, Rosen 이후 특성가격분석에 대한 연구는 크게 함수의 형태(functional form), 식별(identification), 통계적 효율성(statistical efficiency), 그리고 편익 추정의 문제등을 중심으로 행하여져 왔다.

經濟理論이 특성가격분석에서는 함수의 형태에 대한 어떤 제약이나 이론적인 뒷받침을 제공하지 못함으로써 Bender et al. (1978)이 속성수요(attribute demand) 추정에서 Box-Cox변환을 시도한 이후 Box-Cox변환을 이용한 연구(Cropper et al. (1988), Rasmussen and Zuehlke(1990) etc.)가 많이 수행되어왔다. 그러나 Cassel and Mendelsohn (1985)은 연구의 목적이 특성가격함수를 이용하여 한 특성변수의 잠재가격을 추정하는데 있을 경우, Box-Cox함수형태를 이용한 계수들의 값의 추정은 전체적인 적합도는 향상시킬 수 있으나 특정한 하나의 변수의 정확도는 떨어질 수 있다는 점을 지적하였다. 또 다른 연구들은 특성가격함수의 형태는 분석대상 자료의 여건, 지역적·문화적 여건등을 고려하여 선정되어야 한다고 보여 주고있다(Cropper et al. (1988); Hur and Kwak (1997)).

다른 하나는 識別(identification)에 대한 연구가 되어왔다. 즉, 연립방정식 체계내에서 특성가격함수로부터 어떻게 특성가격변수(Z)와 다른 뉴머레이

---

1) 논쟁의 자세한 내용은 Anderson & Crocker(1972), Freeman(1971), Polinsky & Shavell (1975), 그리고 Small(1975)을 참조

(numeraire) 재화에 대한 마살리안 수요함수의 계수를 추정하느냐는 것이다<sup>2)</sup>. 또다른 식별의 문제는 Rosen의 이단계 접근(two-step approach)과 관련하여 Brown & Rosen(1982)이 지적했듯이, “Rosen의 함정(pitfall)”을 피하기 위하여 함수형태에 대한 제약에 대한 연구가 수행되었다. Witte et al(1978), Palmquist(1984), 그리고 Diamond & Smith(1985)는 Rosen의 함정을 다수의 시장이나 시계열자료를 이용하여 피할 수 있었으며, Harrison & Rubinfeld(1978)는 공급함수를 고정된 것으로 가정하고 식별 문제를 피할 수 있었지만, 모든 연구들은 McConnell & Phipps(1987)가 정의한 식별 문제를 피하지는 못했다.

통계적 효율성문제와 관련하여서는 오차항과 잠재가격이 서로 상관관계를 가짐으로 인해서 추정량의 편기성을 극복하기위하여 Mendelsonh(1984)은 이단계 최소자승법(2SLS), Bartik(1987a)은 대변수방법, McConnell & Phipps(1987) 그리고 Horowitz(1987)는 최우추정법을 권고하였다.

다음으로는 편익추정과 관련하여서는 Quigley(1982, 1986)는 GCES 효용함수를 이용하여 需要函數를 도출하였고, Blomquist & Worley(1981)는 모든 소비자의 동일 선호도와 소득수준을 가정하여 소비자의 willingness-to-pay(WTP) 추정을 시도하였고, Harrison & Rubinfeld(1978)도 공급측면이 단기적으로 고정된 것으로 가정하고 소득과 汚染水準을 설명변수로하여 대기오염수준 감소에 따른 WTP를 추정하였다. 이상에서 보듯이 전통적인 특성가격분석기법은 함수형태, 식별의 문제, 편익추정상의 문제등에 초점을 맞추어 왔지만, 주택가격의 공간적인 특성을 고려하지는 않았다. 단지, Dubin(1988, 1992)이 오차항이 공간적으로 상관관계에 있다는 점에 주안하며, 공간자기상관관계(spatial autocorrelation)를 모델에 명시적으로 다룬 연구와, Can(1990, 1992)이 Dubin과는 달리 실제 부동산시장에서는 이웃의 주택가격자체가 내집가격에 하나의 변수로 작용할 수 있다는 가정하에, 공간시차 모형에 대한 시도가 있었다.<sup>3)</sup> 그러나 이들의 연구는 계량경

2) 보다 자세한 내용은 McConnell & Phipps(1987) 참조

3) Dubin의 연구는 주택가격의 공간관계(spatial association)를 공간시차에 대한 검증없이 수행

제학적인 의미에서만 접근하였을 뿐 두 모델의 경제학적인 의미를 간과하고 있다. 또한 이러한 공간개념을 바탕으로 한 環境을 포함하는 특성가격분석에 관한 연구가 지금까지 수행되지 않았다.

이 점에 주안하여 본 연구는 공간시차모형(spatial lag model)을 적용한 환경 변수의 변화에 따른 편익을 추정하고자 하였으며, 또한 이 공간시차모형의 경제적인 의미를 파악하는데 주안점을 두고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이론적 모형과 실증연구에 필요한 자료와 이 자료의 공간적인 특성을 모형에 반영시킬 수 있는 공간 가중치 행렬과 대기오염자료의 空間的 補間(spatial interpolation)을 다루고 있다. 제3장에서는 이 공간시차모형의 경제적인 의미를 파악할 수 있는 이론적 규명을 시도하였으며, 제4장은 회귀진단(regression diagnostics) 절차를 통하여 모형의 적합성을 검증함과 동시에 분석결과를 제시한다. 제5장은 요약 및 결론부분으로 구성되어 있다.

## II. 理論的 模型 및 資料

이 연구에서는 실제 부동산시장의 가격형성을 반영시킬 수 있는 이론적모형을 설정하고, 이론적 모형에서 설정된 가정들은 가설검정을 통해서 규명하고자 하였다. 여기에 설정된 가설은 실제 부동산 시장에서의 주택가격은 기존의 특성가격변수들 이외에 이웃의 주택가격자체가 내집의 주택가격형성에 중요한 하나의 변수라는 것이다. 計量經濟學的 의미에서는 時計列模型에 있어서 시차연산자(lag operator)와 유사하지만, 시계열모형은 그 영향이 한 방향( $P_{t-1} \rightarrow P_t$ )이지만 공간에서 그 영향이 양방향( $P_1 \leftrightarrow P_2$ )이라는 점이 다른 점이라고 할 수 있다. 공간시차의 이런 양방향성으로 인하여 기존의 시계열분석의 틀을 사용할 수 없게 된다. 경제적인 의미에서 공간시차모형은 주택가격의 溢出效果(spill-over effects)를 포착할

---

하였다는 점과, Can의 경우는 공간시차만을 대상으로 하여 지리학에서 이분산을 다루는 하나의 방법인 공간확산방법(spatial expansion method)을 이용하여 분석하였다.

수 있으며, 이웃의 주택가격의 가중합(weighted sum)이 하나의 설명변수 역할을 한다.

### 1. 理論的 模型

일반적인 형태의 공간시차 주택특성가격분석모델은 다음과 같다.

$$P = \rho WP + x_1 \beta_1 + x_2 \beta_2 + x_3 \beta_3 + \varepsilon \quad (1)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \Omega)$$

여기서  $P$ 는  $(n \times 1)$  주택가격벡터를 나타내고  $W$ 는  $(n \times n)$  공간가중치행렬 (spatial weight matrix),  $x_1$ 은 주택특성가격변수의 벡터,  $x_2$ 는 이웃특성가격변수의 벡터,  $x_3$ 는 환경변수의 벡터,  $\varepsilon$ 는 오차항을 나타낸다고 하자.

위의 공간시차모형에서 보듯이 모형의 오른쪽에 종속변수의 존재로 인하여 오차항과 종속변수(WP)가 서로 연관(correlated)되어 있다. 즉,  $E[(WP)_i \varepsilon_i] = E[(W(r - \rho \omega)^{-1} \varepsilon)_i \varepsilon_i] \neq 0$ , 그리고  $E(ee') = (r - \rho \omega)^{-1} \Omega (r - \rho \omega)^{-1}$ , 여기서  $e = (r - \rho \omega)^{-1} \varepsilon$ 이다. 그러므로 OLS를 이용한 계수의 추정은 편기(biased)될 뿐만 아니라 효율적 (efficiency)이지 못함을 의미한다. 이 경우 時計列模型에서는 GLS나 EGLS를 이용하여 不偏推定量을 구할 수 있지만 空間時差模型은 오차량의 양방향성 때문에 GLS나 EGLS 방법을 이용할 수 없고, 대안으로는 최우법 (MLE)이나 대변수(IV)를 이용하는 방법이 있을 것이다<sup>4)</sup>. 최우법의 경우 오차항의 정규성 가정하에서 수행되는 반면, 대변수방법은 強健性推定量(robust estimator)이기 때문에 오차항에 대한 정규성 가정이 필요없게 된다. 이 대변수방

4) 시차계수( $\rho$ )와 설명변수( $\beta$ )를 동시에 구할 수 있는 방법이 요구되므로 인해 기존의 통계패키지로는 이 문제를 해결할 수 없으므로 인해, 실증분석에서는 이러한 공간시차 모형을 위하여 개발된 SpaceStat(1995)을 이용하였다.

법은 바람직한 대변수를 찾는 것이 결정적인 관건이며, 본 연구에서는 1계차 공간 시차독립변수(WX)를 대변수로 하는 대변수방법을 이용하였다<sup>5)</sup>.

한편 공간모델설정에 대한 검정(specification test)은 라그랑제 승수(LM) 테스트에 의해서 공간시차에 대한 귀무가설( $H_0: \rho=0$ )과 오차항의 정규성검정(normality)을 할 수 있다.<sup>6)</sup>

## 2. 資料의 空間的 處理

본 연구의 실증분석에 이용된 자료는 국토개발연구원의 국민주거상태 및 주거의 식조사(1993) 중에서 서울의 자가소유가구자료<sup>7)</sup>와 서울시정개발연구원(1994)에서 분석한 20개 조사지점(monitring station)에 대한 년 평균 SO<sub>2</sub> 및 NO<sub>2</sub>에 대한 대기오염자료를 주 자료원으로 이용하였다. 여기에 이용된 자가가구는 609가구이며, 이들 가구는 서울시의 22개구에서 고르게 추출되었으나, 주택의 위치는 78개 洞으로 밖에 파악되지 않고 있다.

### ① 住宅資料의 空間的 配分

현 주택자료의 空間的 配分을 위하여 같은 洞에 있는 가구들은 洞의 중심(centroid)부터 균등하게 분포되어 있는 것으로 가정하고 洞間 거리는 각 洞의 중심으로 부터의 거리로 나타내었다. 이 가정은 모든 가구원의 개인정보를 최대한 활용하기 위해서이다. 만약 각 洞에 있는 가구원을 종합한(aggregate) 경우, 표본의 많은 개인정보를 상실함과 동시에 각 洞에서 추출된 표본수가 동일하지 않으므로 인해서 심각한 편기(bias)와 이분산(heterogeneity) 문제등이 야기된다. 위의 가정하에 일반적으로 주택들사이의 공간적 상호관계의 정도는 거리와 역으로

5) 공간시차모형에서 대변수의 선정에 관한 자세한 내용은 Kelejian & Robinson(1993)을 참조.

6) 보다 상세한 검정 방법과 절차에 관해서는 Anselin(1988b)을 참조.

7) 총 1,560가구(전세자 포함)가 설문조사의 대상이었지만 전세자와 부실응답자를 제외한 자가소유 609가구가 분석의 대상임.

비례하는 것으로 가정하고, 이 개념을 바탕으로 다음과 같은 空間加重值行列을 구하였다<sup>8)</sup>.

<표 1> 공간가중치 행렬

공간 가중치 행렬	설 정 기 준
WS-1	두 관측치 사이의 거리가 2km 미만이면 wij=1, else wij=0
WS-2	두 관측치 사이의 거리가 3km 미만이면 wij=1, else wij=0
WS-3	두 관측지 사이의 거리가 4km 미만이면 wij=1, else wij=0
WS-4	두 관측지 사이의 거리가 5km 미만이면 wij=1, else wij=0
WS-5	두 관측지 사이의 거리가 7km 미만이면 wij=1, else wij=0
WS-6	두 관측지 사이의 거리가 9km 미만이면 wij=1, else wij=0
WS-7	두 관측지 사이의 거리가 10km 미만이면 wij=1, else wij=0
WSIV1	wij=1/dij
WSIV2	wij=1/dij <sup>2</sup>

- a) 모든 가중치 행렬은 행방향으로 표준화(row-standardized) 하였음. 행방향으로의 표준화는  $i^{th}$ 행의 합은  $\sum_{j=1}^N N_j W_{ij} = 1$ , 여기서  $N_j$ 는  $j^{th}$ 동(block)의 표본수를 나타냄.
- b) Row-standardized weight matrix의 상세한 기술적인 설명에 대해서는 Anselin (1992) 참조

② 大氣汚染資料의 空間的 補間

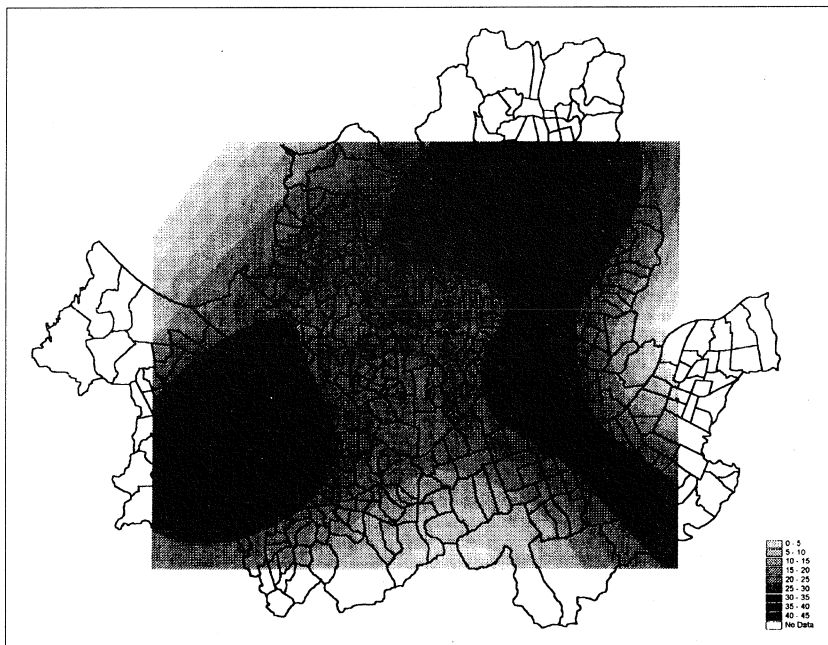
대기오염측정소에서 관측된 자료와 78개동의 주택표본추출지점이 일치하지 않으므로 인해 대기오염자료를 어떻게 공간적으로 배분하느냐가 하나의 과제이다. 공간적배분에는 추세곡면다항식 방법(polynomial trend surface), 크리깅(kriging) 등이 있으나, 본 연구에서는 GIS기법을 이용한 추세곡면기법과 유사한 spline interpolator 기법을 이용하였다. 이 방법을 이용하여 대기오염관측소의 관측값을 전체 서울시에 오염수준을 공간적으로 보간하였다. 이 기법은 대기오염이나 토양오염과 같이 측정지점의 오염도를 이용하여 공간적으로 汚染度를 補間하는데 유

8) 공간가중치 행렬설정에 대한 문제는 아직 학문적으로 논쟁의 대상이 되고 있으나, 최선의 방법은 자료의 성격, 가능한 방법, 경제적 이론에 부합되는 것이 바람직함. 자세한 논의는 Cliff와 Ord(1981)이나 Anselin(1988a) 참조

용한 방법으로 알려져있다.

이상의 주택자료와 대기오염자료, 그리고 공간가중치 행렬을 이용하여 제4장에서 실증분석을 하고자 한다.

<그림 1> SO<sub>2</sub>의 공간적 보간 (spline interpolation)(1993)

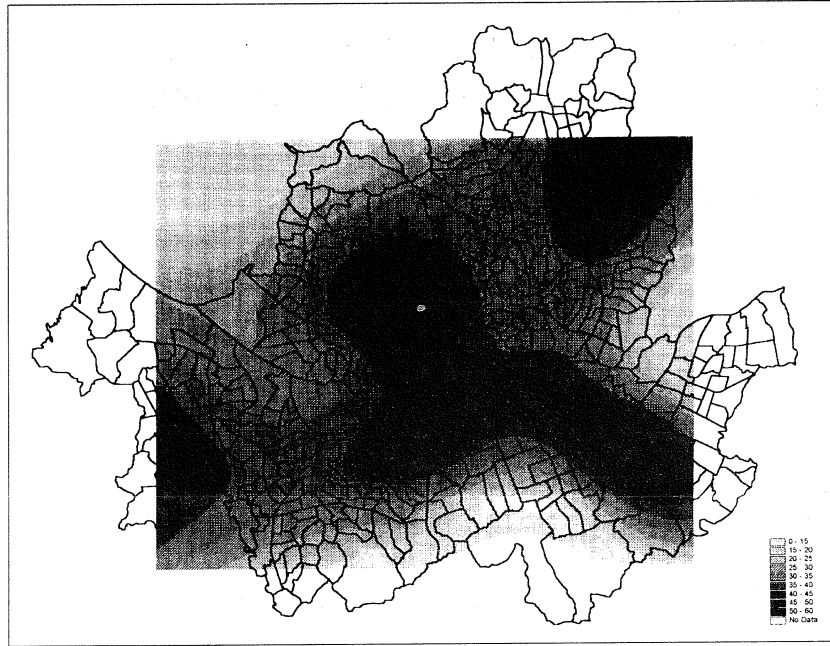


### III. 空間時差模型의 經濟的 意味

주택과 같이 공간적으로 입지한 자료의 분석은 계량회귀분석시 특별한 고려를 요한다. 공간적으로 배열된 자료를 이용한 회귀분석은 그러한 공간적 패턴을 모델



<그림 2> NO<sub>2</sub>의 공간적 보간 (spline interpolation)(1993)



설정시 고려하지 않을 경우 분석결과는 편기되거나 잘못된 해석을 초래할 수 있다 (Anselin & Griffith (1988)). 실제 부동산시장의 경우 주택의 매매시 주택의 입지요건 이외에 이웃의 주택가격이 가격결정에 중요한 변수로 작용하고 있다. 그러므로 전통적인 특성가격 분석방법처럼 주택가격이 단지 개별특성변수들에 의해서 결정되어 진다는 가정하에 분석한 결과는 잘못된 추정량을 구할 우려가 있고 또한 이는 실제의 부동산시장의 가격형성 메카니즘을 반영할 수 없다는 것이다. 이런점에서 공간시차모형은 주택 1의 가격은 이웃의 주택들의 가중합을 ( $P_1 = \alpha(w_{11}P_1 + w_{12}P_2 + \dots + w_{1n}P_n)$ ) 주택가격 결정과정의 하나의 변수로 모형속에 명확히 포함시킴으로 인해 실제 주택시장의 가격형성을 모형에 반영할 수 있다는 점과, 이로인해 주택가격의 일출효과를 고려할 수 있는 장점을 가지고 있다. 즉 공간시차모형을 이용하여 하나의 특성변수의 변화에 따른 주택가격에 미치는 직접

적인 효과뿐만 아니라 공간시차행렬을 통하여 간접적인 효과도 동시에 파악할 수 있는 장점을 가지고 있다.

住宅特性變數의 한계적 변화에 따른 주택가격에 내재된 잠재가격(marginal implicit price)의 의미를 살펴보기 위해 다음과 같이 공간시차모형을 정의하자.

$$P = [I - \rho W]^{-1} X\beta + \nu \quad (2) 9$$

여기서 P는 (n×1) 열벡터 (I-ρW)<sup>-1</sup>는 (n×n) 역행렬, X는 (m×k) 행렬, β는 (k×1) 열벡터 ν는 오차항으로써(n×1) 열벡터이다.

여기서 A=[I-ρW]<sup>-1</sup> 이라고 가정한다. 이 경우 식(2)는 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} P_1 \\ P_2 \\ \vdots \\ P_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \vdots & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \vdots & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \\ \vdots \\ \nu_n \end{bmatrix} \quad (3)$$

이 경우 하나의 열벡터(x<sub>k</sub>)에 의한 주택가격에 의한 행렬 미분은 다음과 같다.

$$\frac{\partial P}{\partial x_k} = \begin{bmatrix} \frac{\partial P_1}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial P_1}{\partial x_{2k}} & \cdots & \frac{\partial P_1}{\partial x_{nk}} \\ \frac{\partial P_2}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial P_2}{\partial x_{2k}} & \cdots & \frac{\partial P_2}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial P_n}{\partial x_{1k}} & \frac{\partial P_n}{\partial x_{2k}} & \cdots & \frac{\partial P_n}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix}$$

$$\frac{\partial P}{\partial x_k} = \begin{bmatrix} \beta_k a_{11} & \beta_k a_{12} & \cdots & \beta_k a_{1n} \\ \beta_k a_{21} & \beta_k a_{22} & \cdots & \beta_k a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_k a_{n1} & \beta_k a_{n2} & \cdots & \beta_k a_{nn} \end{bmatrix} = \beta_k \cdot A = \beta_k \cdot [I - \rho W]^{-1} \quad (4)$$

9) 위의 식은 P=ρWP+Xβ+ε에서 공간시차를 좌변으로 옮기면 P(I-ρW)=Xβ+ε이 된다. 양변에 (I-ρW)-1를 곱하면 P=(I-ρW)<sup>-1</sup>×β+ν 여기서 ν=(I-ρW)<sup>-1</sup>ε이다.

위의  $\partial p / \partial x'_k$ 은 바로 자코비언(Jacobian) 행렬을 나타내며, 전통적인 선형모형에서는 하나의 특성변수( $x_k$ )의 한계적 변화에 따른 주택가격에 내재된 가격이  $\beta_k$ 이지만 공간시차모형에서는  $\beta_k (I - \rho W)^{-1}$ 로 나타난다. 자코비언 행렬의 경제적 의미를 살펴보기 위하여 방정식(3)의 첫 번째 행을 살펴보자. 지역1의 주택가격은 지역1의 하나의 특성가격의 변화에 의해 영향을 받을 뿐만 아니라 다른 지역의 특성가격의 변화도 지역1의 주택가격에 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 즉, 지역1의 주택가격에 대한 총 효과는 직접적인 영향( $\partial p / \partial x'_{1k}$ )과 간접효과( $\sum_{i=2} \partial P_i / \partial x_{1k}$ )를 합한 것이 된다. 예를 들면 지역1의 대기오염수준의 변화가 지역1의 주택가격에 직접적인 영향을 미침과 동시에 타지역의 대기오염 수준의 변화도 또한 간접적(induced)으로 지역1의 주택가격에 영향을 미치는 것을 나타낸다.

여기서 우리는 row-standardized 공간가중치 역행렬( $(I - \rho W)^{-1}$ )의 각 행의 합이  $1/(1 - \rho)$ 가 됨을 알 수 있다<sup>10)</sup>. 그러므로 공간시차모형에서는 한 주택특성변수의 한계변화에 따른 잠재가격은  $\beta_k \cdot \frac{1}{1 - \rho}$ 이다(선형함수의 경우).<sup>11)</sup> 이  $1/(1 - \rho)$ 는 무한기하과정의 합( $1 + \rho + \rho^2 + \rho^3 + \dots$ )이므로, 주택가격에 대한 한 특성변수에 대한 총 효과(amplified effect)를 "空間乘數(spatial multiplier)"라고 말할 수 있다.

공간시차모형과 전통적인 특성가격모형과의 가장 큰 차이점은 다음과 같이 요

$$\begin{aligned}
 10) \text{ proof : } (I - \rho W)^{-1} \cdot i &= [I + \rho W + (\rho W)^2 + (\rho W)^3 + \dots] \cdot i \\
 &= [I + \rho W + \rho^2 W(W \cdot i) + \rho^3 W \cdot W(W \cdot i) + \dots] \\
 &= i + \rho i + \rho^2 i + \rho^3 i \dots \\
 &= (1 + \rho + \rho^2 + \rho^3 + \dots) i \\
 &= \left( \frac{1}{1 - \rho} \right) i \text{ 여기서 } I \text{는 } (n \times n) \text{ 단위 행렬이고}
 \end{aligned}$$

$W$ 는  $(n \times n)$  row-standardized 가중치행렬,  $i$ 는 모든 항이 '1'인  $(n \times 1)$  열벡터이다.

11) 다른함수형태에 따른 잠재가격은 다음과 같다

선형-로그함수 :  $\beta_k \cdot (1/(1 - \rho)) \cdot (1/x_k)$  (여기서  $x$ 는 하나의 특성변수)

로그-선형함수 :  $\beta_k \cdot (1/(1 - \rho)) \cdot P$  (여기서  $P$ 는 주택가격)

로그-로그함수 :  $\beta_k \cdot (1/(1 - \rho)) \cdot (P/x_k)$

약할 수 있다. 계량경제학적인 측면에서는 만약 귀무가설 ( $H_0: \rho=0$ )이 기각된다면 이는 관련변수의 누락(omitting a relevant variable)을 의미하며, 이로 인한 각변수의 추정된 결과는 편기되거나 일관되지 (biased and inconsistent) 못하게 되며, 또한 오차항의 분산이 부정확하게 추정됨으로 인하여 이에 바탕을 둔 신뢰구간이나 가설검정이 잘못된 해석을 초래할 수 있다는 점이다. 한편, 경제학적인 측면에서는 공간시차모형에서는 하나의 변수의 한계변화에 따른 직접적인 효과뿐만 아니라 이웃의 주택가격의 가중합이 하나의 설명변수로 반영됨에 따라 간접적인 효과(neighborhood effects)를 동시에 포착할 수 있다는 측면에서 전통적인 특성가격모형과 큰 차이점이 있다고 할 수 있다.

#### IV. 實證分析

空間時差模型의 함수형태는 Box-Cox 변환의 특수한 경우인 선형(linear-linear), 준로그(log-linear, linear-log), 로그(log-log) 함수에 한정하여 분석하였다. 공간시차를 포함한 비선형 Box-Cox 변환의 경우, 공간시차계수( $\rho$ )와 Box-Cox 변환계수( $\lambda$ )를 동시에 찾아야 하는데, 유일한 방법은 grid search를 이용하여 이론적으로 가능하지만, 고려 대상인 9개의 공간가중치 행렬과 그에 따른 Box-Cox 변환계수의 조합은 결과를 도출하기 위한 중간과정이 매우 비효율적인 점과<sup>12)</sup> Cassel & Mendelsohn(1985)이 주장하였듯이 Box-Cox 변환이 전체적인 적합도는 증가시킬 수 있으나 환경변수와 같은 개별계수의 정확도는 떨어질 수도 있다는 점등을 감안하였다.

초기 모델설정을 위하여 4개의 주택특성변수(연면적, 방의 수, 목욕탕의 수, 건축년수), 6개의 접근성관련 특성변수(도심, 시장, 병원, 중·고등학교, 버스정류장, 지하철, 인근공원까지의 접근도), 환경변수(SO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub>), 그리고 5개의 더

12) 보다 상세한 설명에 대해서는 Kim(1997) 참조

미변수(사용연료형태, 부엌형태, 욕실형태, 주택형태, 소득계층)를 이용하였다(부록1 참조).

〈표 2〉는 네가지의 함수형태중 MLE 기법을 이용한 준로그함수(log-linear) 추정 결과이다. 여기서는 거리에 따른 9가지의 공간 가중치행렬들 중에서 가장 적합도가 높은 2km, 3km, 4km 등의 세가지 경우만 제시하였다. 다른 함수 형태에 따른 분석결과는 (부록2)에 게재하였다. 분석결과는 모든 변수의 부호는 환경변수인 NO<sub>2</sub> 경우는 제외하고 기대부호(hypothetical sign)와 일치하는 것으로 나타나고 있다.

특히, 더미변수(DHOUS, DINCOM, DFUEL), 모든 주택특성변수(TFLSP, NMRMS, NMBATH, HSAGE) 두 가지의 접근도를 나타내는 특성변수(ACSSCH 및 ACSPRK), 그리고 하나의 환경변수(MSO2T)는 통계적으로 5% 수준에서 유의한 것으로 나타나고 있다. 환경변수의 하나인 이산화탄소(MNO2T)의 경우, 기대와는 달리 주택가격과 正의 관계있는 것으로 나타나고 또한, 통계적 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 NO<sub>2</sub>가 SO<sub>2</sub>와는 달리 눈으로 볼 수 없는 점, 그리고 자동차 배출가스에 의해서 발생하는 국지적이 아닌 먼 오염원이란 점, 자동차에 의한 오염은 주거입지를 바꿈으로서 피할 수 있는 것이 아닐수도 있다는 점, 그리고 '93년 현재로서는 NO<sub>2</sub>의 오염수준이 년평균 환경기준을 초과하지 않으므로 인해 심각성이 덜 할 수도 있다는데서 그 원인을 찾을 수 있겠다.

공간시차모형에서 적합도에 대한 적절한 측정수단으로는 Sq. Corr(squared correlation), LIK(value of log likelihood), AIC(akaike information criteria), 또는 SC(schwartz criterion) 등이 있다. 일반적으로 Sq. Corr와 LIK의 값이 클 수록, 그리고 AIC와 SC의 값이 적을수록 적합도가 높은 것으로 해석할 수 있다. 이 기준에 따르면 9개의 공간가중치행렬중에서 주택간 거리가 4km 이내인 공간가중치 행렬이 가장 적합도가 높은 것으로 나타나고 있다. 또 공간시차계수( $\rho$ )는 1%의 통계적 유의수준에서 의미 있게 나타나고 있다.

한편, 공간시차모형에 대한 회귀진단결과를 보면, 이분산에 대한 Breusch-Pagan 검정통계량을 귀무가설( $H_0: E\{\epsilon_i^2\} = \sigma^2$ )을 기각할 수 없는 것으로 나타난

<표 2> 로그-선형모형의 最尤推定量

변 수	2KM	3KM	4KM
W-PRVAL	0.292 (0.049) ***	0.346 (0.063) ***	0.470 (0.068) ***
CONSTANT	12.63 (0.96) ***	11.62 (1.228) ***	9.28 (1.316) ***
DHOUS	0.112 (0.040) ***	0.1245 (0.040) ***	0.1300 (0.040) ***
DINCOM	0.159 (0.040) ***	0.163 (0.040) ***	0.154 (0.040) ***
DKIT	0.0183 (0.079)	-0.0139 (0.080)	-0.0106 (0.079)
DTOILT	0.0506 (0.098)	0.0599 (0.098)	0.075 (0.098)
DFUET	0.181 (0.057) ***	0.187 (0.057) ***	0.170 (0.056) ***
TFLSP	0.0112 (0.0008) ***	0.0111 (0.0008) ***	0.0112 (0.013) ***
NMRMS	0.0785 (0.013) ***	0.0782 (0.013) ***	0.078 (0.013) ***
NMBATH	0.0837 (0.03) ***	0.0838 (0.03) ***	0.083 (0.03) ***
HSAGE	-0.005 (0.0022) **	-0.005 (0.0022) **	-0.005 (0.0022) **
DSTCBD	-0.0003 (0.001)	-0.00026 (0.001)	-4.5444E-06 (0.001)
ACSMRK	-0.0017 (0.003)	-0.00037 (0.0033)	-0.00054 (0.0033)
ACSHPT	-0.0034 (0.0023)	-0.00349 (0.0023)	-0.00374 (0.0023)
ACSSCH	-0.006 (0.002) ***	-0.0058 (0.002) ***	-0.0057 (0.002) ***
ACSBUS	-0.0015 (0.0033)	-0.0017 (0.0034)	-0.0016 (0.0033)
ACSSUB	-0.0022 (0.0017)	-0.0024 (0.0018)	-0.0024 (0.0017)
ACSPRK	-0.0025 (0.0015) *	-0.0026 (0.0015) *	-0.0029 (0.0015) *
MNO2T	-0.0097 (0.003) ***	-0.0100 (0.003) ***	-0.0077 (0.003) **
MNO2T	0.0321 (0.055)	0.0375 (0.056)	0.0218 (0.0559)
Sq. Corr.	0.6263	0.6238	0.6278
LIK	-268.449	-271.721	-267.062
AIC	576.899	583.442	574.123

주 : \*\*\* : 1%에서 유의함 \*\* : 5%에서 유의함  
 \* : 10%에서 유의함 ( ) : Z-값

다. 그리고 공간오차종속성 (spatial error dependence) 에 대한 라그랑주승수 검정 통계량도 귀무가설 (no spatial dependence) 을 기각할 수 없는 것으로 나타난다. 13) 그러므로 서울시의 주택가격의 공간시차변수를 설명변수의 하나로 편입

13) LM통계량은 다음과 같다.

(incorporate) 한 공간시차회귀모형이 타당한 모형임을 입증하고 있다.

<표 3> 로그-선형 추정량에 대한 회귀진단 통계량

거 리	2km		3km		4km	
	VALUE	PROB	VALUE	PROB	VALUE	PROB
B-P Test for Heteroskedasticity	0.9989	0.3175	0.7436	0.3884	0.6615	0.4160
LM Test on Spatial Error Dependence	2.1720	0.1405	1.2369	0.2660	0.1434	0.7048

최종 함수형태 및 변수의 선정은 다중공선성문제, 각 함수형태의 경제적의미, 변수의 유의성을 종합적으로 반영하여 결정하였다. 이의 절차를 간략히 소개하면 다음과 같다. 모든 설명가능변수를 포함한 회귀모형에 대한 다중공선성 검증결과<sup>14)</sup>는 선형 및 준로그함수(log-linear)는 다중공선성 문제(eigenvalue: 0.02, condition number; 23.5)가 없는 것으로 나타나나, 로그함수(log-log)의 경우는 다중공선성이(eigenvalue: 0.002, condition number 69.2) 심각한 것으로 나타나고 있다. 각 함수의 경제적의미를 보면, 선형함수의 경우 특성변수의 한계 변화에 따른 주택에 내재된 가격이 항상 일정하다는 점이 비현실적이다. 준로그(log-linear) 나 로그(log-log) 함수의 경우는 특성변수의 변화에 따른 내재된 가격이 주택가격이나 주택가격과 특성변수의 비에 달려있는 것으로 나타나, 보다 합리적인 함수형태인 것으로 판단되나, 로그함수형태의 경우 多重共線性的의 심각성을 반영하여 준로그함수형태를 최종 함수형태로 선정하였으며, 또한 최종변수의 선정은 변수간에 다중공선성의 문제가 없으므로 각 변수의 t-값과 기대부호를 기준으로 최종적으로 선정하였다.

$LM_{ERR} = (e' We/s^2) / \{tr(W'W+W2) - tr(W'W+W2)(I-\rho W)^{-1}var(\rho)\}$ , 여기서 e는 최우추정량의 잔차,  $s^2$ 은 분산을, tr은 행렬의 트레이스(trace)를 의미한다. 이 통계량은 점근적으로(asymptotically)  $\chi^2(1)$  분포를 한다. 보다 자세한 설명은 Anselin(1988a)를 참조바람.

14) 다중공선성검증을 위하여 고유근(eigenvalue)과 condition index을 이용하였다.

<표 4> MLE와 IV 추정량의 비교

변 수	MLE (4km)	IV
W-PRVAL	0.474 (6.908)***	0.585 (5.78)***
CONSTANT	9.321 (7.085)***	7.184 (3.69)***
DHOUS	0.129 (3.264)***	0.132 (3.28)***
DINCOM	0.157 (3.877)***	0.142 (3.34)***
DFUET	0.186 (3.672)***	0.186 (3.65)***
TFLSP	0.011 (13.99)***	0.011 (13.77)***
NMRMS	0.078 (5.75)***	0.078 (5.65)***
NMBATH	0.083 (2.724)***	0.084 (2.73)***
HSAGE	-0.005 (-2.523)**	-0.005 (-2.62)**
ACSHPT	-0.004 (-1.933)*	-0.004 (1.98)**
ACSSCH	-0.005 (-2.873)***	-0.005 (-2.67)***
ACSSUB	-0.0026 (-1.626)	-0.0026 (-1.62)
ACSPRK	-0.003 (-2.076)**	-0.003 (-2.03)**
MSO2T	-0.007 (-2.646)***	-0.006 (-1.92)***

주 : \*\*\* : 1%에서 유의함 \*\* : 5%에서 유의함

\* : 10%에서 유의함 ( ) : Z-값

<표 5> MLE에 대한 회귀진단 통계량

거 리	4km cut-off weight matrix	
	VALUE	PROB
통 계 량		
B-P Test for Heteroskedasticity	0.4797	0.4885
LM Test on Spatial Error Dependence	0.0556	0.8135

최종적으로 추정된 MLE 추정량 (4km 이내인 공간가중치행렬) 및 회귀진단 통계량은 <표 4> 및 <표 5>와 같다. 공간시차모형의 경우 설명변수로서 시차변수 (lagged dependent variable)의 존재는 內生化 (endogeneity) 또는 同時性 (simultaneity) 문제를 다룰 필요가 있다. 이런 점에서 최우법에의한 추정량이 강건한(robust) 추정량인지를 알아보기 위하여 IV추정방법(2SLS)과 비교하여보았다. <표 4>의 결과는 공간시차계수( $\rho$ )를 제외하고 MLE 계수의 통계적 유의성



과 추정값들이 IV추정량 계수와 크게 상이하지 않으므로 최우법에 의한 추정량을 강건추정량(robust estimator)<sup>15)</sup>라고 할 수 있다.

그러므로, <표4>에 제시된 最尤法에 의한 추정량을 바탕으로 대기오염수준의 변화에 따른 주택가격에 내재된 환경가치를 다음과 같이 구할 수 있다.

로그-선형함수의 경우 대기오염수준의 변화에 따른 주택가격의 변화는  $\frac{\partial PRVAL}{\partial MSO2T} = \beta_1 [I - \rho W]^{-1} \cdot F$ , 여기서  $\beta_1$ 는 SO<sub>2</sub> 변수의 계수(0.007),  $\rho$ 는 공간시차계수(0.473),  $[I - \rho W]^{-1}$ 은 (609 × 609) 역행렬, 그리고 P는 (609×1) 주택가격의 열벡터이다.

위의 방법에 따라 산정된 대기오염수준의 한계적 변화에 따라 주택가격에 내재된 가격은 2.95백만원 정도로 나타나고 있다. 또한 이 값은 주택시장이 균형상태에 있다는 가정하에서 주택소유자의 WTP(willingness-to-pay)로 간주할 수 있다. 이는 표본의 주택가격이 평균 194.5백만원인 점을 감안하면, 주택가격의 1.5% 정도를 차지하는 것으로 분석된다. 여기서 한가지 고려할 사항은 추정된 잠재가격은 오염감소에 따른 해마다의 편익이 아니라 주택가격에 資本化된 가격이란 점이다. 왜냐하면, 대기오염감소에 따른 편익은 주택소유자가 살고 있을 동안에 누릴 수 있는 혜택과 주택을 매매할 때 받을 수 있는 環境權利金과 같은 개념의 現在價値를 합산한 값이기 때문이다. 한편 공간시차를 고려한 모형과 공간시차가 없는 것으로 가정한 robust OLS 추정량과 비교하여보았다. 그 결과는 공간시차를

<표 6> 대기오염 수준의 감소에 따른 잠재가격의 비교

(단위 : 백만원)

공간시차모형 (MLE)	OLS Robust
2.95	2.52

15) Robust estimator는 모델설정의 오류(model misspecification)에 민감하지 않는 추정량을 의미하므로, 오차항의 정규성에 대한 검정없이 효율적으로 추정할 수 있는 방법이다. 보다 자세한 내용은 Judge et al(1988) 참조바람.

고려하지않는 OLS 추정량이 약 15%정도 과소 추정되는 것으로 나타나고있다. 16)

## V. 結 論

住宅과 같이 자료가 空間的 特性을 띠고 있는 경우에 공간계량경제학 측면에서는 공간시차나 공간오차와 같은 방법으로 모델화 할 수 있다. 계량경제학적 측면에서는 두 모델이 유사하나, 경제학적 의미에서는 큰 차이점이 있다. 공간오차 모형은 오차항의 공간상관관계를 명시적으로 고려함으로써, 기존의 설명변수의 설명력을 높이는 수준에서 그치지만, 공간시차모형은 본 연구에서 보듯이 하나의 특성변수의 변화에 따른 직·간접효과를 空間乘數를 통해서 포착할수 있다는 장점이 있다. 지금까지 대기오염의 변화에 따른 직·간접효과를 포함한 한계편익을 추정하는 연구가 없었으므로, 方法論의 改善이란 점에서 기여할 수 있을것으로 기대된다. 여기에서 이용된 공간계량모형은 자료가 공간적인 속성을 띠고있을 경우, 예를들면 혐오시설의 입지에 따른 주택이나 토지가격의 공간적 상관관계나 지역별 R&D 투자의 공간적 분석등에 유용한 방법론이 될 수 있을 것이다.

한편 이 연구에서 다루지 못한 대기오염수준의 변화에 따른 需要函數의 추정은 시계열자료나 다수의 주택시장자료 (multiple market)를 이용하여 추정할 수 있을 것이며, 또한 Box-Cox 변환을 통한 비선형 공간계량모형도 가치있는 연구가 될 것이다. 여기서 분석된 결과를 개선시킬수 있는 방법론은 公共政策의 수행에 유용한 자료를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

16) 여기서 한가지 주의할 것은 OLS 추정량이 항상 과소추정되는 것은 아니라는 점이다. 왜냐하면, 편기추정된 계수값이 클때는 직·간접효과를 포함하는 공간시차모형보다 과대추정될 가능성도 있다는 점이다.

참 고 문 헌

1. 국토개발연구원, 『국민주거상태 및 주거의식조사』, 1993.
2. 서울시정개발연구원, 『서울市 大氣汚染 特性 研究』, 1994.
3. Anderson, Robert J., Jr., and Thomas D. Crocker, "Air Pollution and Residential Property Values: A Reply," *The Review of Economics and Statistics* 54, 1972, pp. 470-473.
4. Anselin, Luc, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988a.
5. Anselin, Luc, "Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity," *Geographical Analysis* 20, 1988b, pp. 1-17.
6. Anselin, Luc, *SpaceStat Tutorial: A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data*, Regional Research Institute, West Virginia University, 1992.
7. Anselin, Luc, *SpaceStat VERSION 1.80*, Regional Research Institute, West Virginia University, 1995a.
8. Anselin, Luc and D.A. Griffith, "Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis?" *Papers, Regional Science Association* 65, 1988, pp. 11-34.
9. Bartik, Timothy J., "The Estimation of Demand Parameters in Hedonic Price Models," *Journal of Political Economy* 95, 1987, pp. 81-88.
10. Blomquist, Glenn and Lawrence Worley, "Hedonic Prices, Demands for Urban Housing Amenities, and Benefit Estimates," *Journal of Urban Economics* 9, 1981, pp. 212-221.
11. Brown, James N., and Harvey S. Rosen., "On the Estimation of Structural Hedonic Price Models," *Econometrica* 50, 1982, pp. 765-768.
12. Can, Ayse, 1990, "The Measurement of Neighborhood Dynamics in Urban House Prices," *Economic Geography* 66, 1990, pp. 254-272.
13. Can, Ayse., "Specification and Estimation of Hedonic Housing Price Models," *Regional Science and Urban Economics* 22, 1992, pp. 453-474.
14. Cassel, Eric and Robert Mendelsohn., "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment," *Journal of Urban Economics* 15, 1985, pp. 135-142.
15. Cliff, A. and J. Ord., *Spatial Processes, Models and Applications*. London: Pion, 1981.
16. Cropper, M.L., L.B.Deck, and Kenneth E.McConnell, "On the Choice of

- Functional Form for Hedonic Price Function,” *The Review of Economics and Statistics* 70, 1988, pp. 668-675.
17. Diamond, Douglas B. and Barton A. Smith, “Simultaneity in the Market for Housing Characteristics,” *Journal of Urban Economics* 17, 1985, pp. 280-292.
  18. Dubin, Robin A., “Estimation of Regression Coefficients in the Presence of Spatially Autocorrelated Error Terms,” *The Review of Economics and Statistics* 70, 1988, pp. 466-474.
  19. Dubin, Robin A., “Spatial Autocorrelation and Neighborhood Quality,” *Regional Science and Urban Economics* 22, 1992, pp. 432-452.
  20. Freeman, A. M. III, “Air Pollution and Property Values: A Methodological Comment,” *Review of Economics and Statistics* 53, 1971, pp. 415-416.
  21. Harrison, David. Jr. and Daniel L. Rubinfeld, “Hedonic Housing Prices and The Demand for Clean Air,” *Journal of Environmental Economics and Management* 5, 1978, pp. 81-102.
  22. Hur, Serim and Seung-Jun Kwak, “The Choice of Functional Form and Variables in the Hedonic Price Model in Seoul,” *Urban Studies* 34, 1997, pp. 989-998.
  23. Judge, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, H. Lutkepohl, and T. C. Lee, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. 2<sup>nd</sup> ed.*, New York: John Wiley & Sons, 1988.
  24. Kelejian, H. H. and D. P. Robinson, “A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model,” *Papers in Regional Science* 72, 1993, pp. 297-312.
  25. Kim, Chongwon, “Measuring the Benefits of Air Quality Improvement: A Spatial Hedonic Approach,” Unpublished Ph.D. Dissertation, West Virginia University, 1997.
  26. McConnell, K. E. and T. T. Phipps, “Identification of Preference Parameters in Hedonic Models: Consumer Demands with Nonlinear Budgets,” *Journal of Urban Economics* 22, 1987, pp. 35-52.
  29. Palmquist, Raymond B., “Estimating The Demand for The Characteristics of Housing,” *The Review of Economics and Statistics* 66, 1984, pp. 394-404.
  30. Polinsky, A. M., and Steven Shavell, “The Air Pollution and Property Value Debate,” *The Review of Economics and Statistics* 57, 1975, pp. 100-104.
  31. Quigley, John M., “Nonlinear Budget Constraints and Consumer Demand: An Application to Public Programs for Residential Housing,” *Journal of Urban*

- Economics* 12, 1982, pp. 177-201.
32. Rasmussen, David W. and Thomas W. Zuehlke, "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions," *Applied Economics* 22, 1990, pp. 431-438.
  33. Ridker, Ronald G. and John A. Henning, "The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution," *The Review of Economics and Statistics* 49, 1967, pp. 246-257.
  34. Rosen, Sherwin M., "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy* 82, 1974, pp. 34-55.
  35. Small, K. A., "Air pollution and Property Values: Further Comment," *Review of Economics and Statistics* 57, 1975, pp. 105-107.
  36. Witte, Ann D., Howard J. Sumka, and Homer Erekson, "An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An Application of Rosen's Theory of Implicit Markets," *Econometrica* 47, 1979, pp. 1151-1173.

<부록 1> 변수의 정의

PRVAL	주택가격
TFLSP	주택의 연면적
NMRMS	방의 수
NMBATH	목욕탕의 수
HSAGE	건축 년수
DKIT	부엌형태에 따른 더미변수(현대식=1, 재래식=0)
DTOILT	화장실형태에 따른 더미변수(현대식=1, 재래식=0)
DFUEL	사용연료형태에 따른 더미변수(석유, 가스=1, 연탄=0)
DHOUS	주택형태에 따른 더미변수(단독주택=1, 아파트=0)
DINCOM	이웃의 소득수준에 따른 더미변수(고소득층, 고·중소득층=1, 중간이하 =0)
DISTCBD	도심까지의 거리(시간)
ACSMRK	시장까지의 거리(시간)
ACSHPT	종합병원까지의 거리(시간)
ACSBUS	버스정류장까지의 거리(시간)
ACSSUB	지하철역까지의 거리(시간)
ACSPRK	근린공원 및 체육시설까지의 거리(시간)
MSO2T	SO <sub>2</sub> 수준 (unit : ppb)
MNO2T	NO <sub>2</sub> 수준 (unit : ppb)

<부록 2> 선형함수(linear-linear)의 최우추정량

변 수	2KM	3KM	4KM
W-PRVAL	0.262(0.049)***	0.346(0.061)***	0.441(0.067)***
CONSTANT	-71.36(43.17)*	-85.82(43.68)**	-109.39(43.41)**
DHOUS	-2.646(8.70)	-1.165(8.71)	0.118(8.65)
DINCOM	35.68(8.805)***	35.295(8.832)***	33.49(8.743)***
DKIT	0.237(17.26)	-4.473(17.27)	-2.659(17.14)
DTOILT	18.16(21.32)	19.32(21.32)	20.11(21.16)
DFUET	17.191(12.35)	18.490(12.36)	17.353(12.16)
TFLSP	3.134(0.174)***	3.118(0.174)***	3.124(0.173)***
NMRMS	11.60(2.96)***	11.4094(2.96)***	11.64(2.94)***
NMBATH	25.49(6.622)***	25.56(6.625)***	25.20(6.579)***
HSAGE	-0.475(0.489)	-0.538(0.491)	-0.526(0.488)
DSTCBD	-0.006(0.251)	0.0008(0.251)	0.077(0.249)
ACSMRK	0.0019(0.717)	0.279(0.720)	0.265(0.713)
ACSHPT	-0.662(0.498)	-0.739(0.4999)	-0.800(0.495)
ACSSCH	-1.188(0.441)***	-1.119(0.443)**	-1.09(0.440)**
ACSBUS	1.138(0.734)	1.160(0.734)	1.274(0.729)*
ACSSUB	0.274(0.388)	0.198(0.389)	0.171(0.386)
ACSPRK	-0.775(0.335)**	-0.772(0.335)***	-0.804(0.333)**
MISO2T	-3.13(0.705)***	-3.106(0.711)***	-2.586(0.726)***
MNO2T	25.13(12.14)**	26.28(12.15)**	22.104(12.18)*
Sq. Corr.	0.6524	0.6501	0.6533
LIK	-3543.50	-3543.29	-3539.29
AIC	7127.00	7126.58	7118.58

주 : \*\*\* : 1%에서 유의함 \*\* : 5%에서 유의함

\* : 10%에서 유의함 ( ) : Z-값

선형함수 추정량에 대한 회귀진단 통계량

거 리	2km		3km		4km	
	VALUE	PROB	VALUE	PROB	VALUE	PROB
B-P <sup>adj</sup> Test for Heteroskedasticity	13.185	0.0002	11.742	0.0006	12.318	0.0004
LM Test on Spatial Error Dependence	3.843	0.0499	5.992	0.0143	1.6379	0.2006

住宅價格에 內在된 大氣質의 價格測定

<부록 3> 선형-로그함수의 최우추정량

변 수	2KM	3KM	4KM
W-PRVAL	0.237(0.049)***	0.308(0.061)***	0.395(0.067)***
CONSTANT	-406.24(61.34)***	-427.4(62.35)***	-463.5(63.18)***
DHOUS	-18.92(8.66)**	-17.77(8.65)**	-16.11(8.62)*
DINCOM	24.64(8.83)***	23.73(8.84)***	22.98(8.78)***
DKIT	3.902(16.94)	-0.33(16.91)	1.365(16.84)
DTOILT	26.26(20.92)	27.06(20.89)	28.012(20.79)
DFUET	7.075(12.09)	8.792(12.09)	7.242(12.02)
TFLSP	183.84(10.39)***	183.18(10.38)***	183.27(10.34)***
NMRMS	2.645(13.71)	1.911(13.69)	2.32(13.64)
NMBATH	52.57(11.48)***	52.71(11.45)***	52.276(11.42)***
HSAGE	6.63(4.53)	6.577(4.52)	6.147(4.52)
DSTCBD	-2.17(6.79)	-1.840(6.78)	-0.111(6.76)
ACSMRK	7.392(7.75)	10.092(7.76)	9.803(7.72)
ACSHPT	-4.99(5.94)	-6.06047(5.95)	-6.5296(5.92)
ACSSCH	-3.67(5.431)**	-12.84(5.43)**	-13.13(5.41)**
ACSBUS	15.097(7.429)**	14.975(7.416)**	16.04(7.391)**
ACSSUB	6.791(5.782)	6.50(5.77)	5.844(5.75)
ACSPRK	-13.61(5.329)**	-13.40(5.32)**	-13.78(5.31)***
MNO2T	-77.06(16.17)***	-75.38(16.28)***	-66.3(16.81)***
MNO2T	35.99(12.77)***	36.73(12.74)***	32.73(12.82)**
Sq. Corr.	0.6699	0.6680	0.6700
LIK	-3532.48	-3531.15	-3529.14
AIC	7104.96	7102.30	7098.29

주 : \*\*\* : 1%에서 유의함 \*\* : 5%에서 유의함

\* : 10%에서 유의함 ( ) : Z-값

선형-로그함수 추정량에 대한 회귀진단 통계량

거 리	2km		3km		4km	
	VALUE	PROB	VALUE	PROB	VALUE	PROB
B-Pa) Test for Heteroskedasticity	11.589	0.0006	9.8555	0.0017	10.223	0.0013
LM Test on Spatial Error Dependence	0.5273	0.4677	2.5837	0.1079	1.1183	0.2902

<부록 4> 로그-로그함수 모형의 최우추정량

변 수	2KM	3KM	4KM
W-PRVAL	0.254(0.041)***	0.297(0.053)***	0.412(0.058)***
CONSTANT	11.72(0.847)***	10.90(1.078)***	8.648(1.175)***
DHOUS	-0.033(0.032)	-0.025(0.033)	-0.019(0.032)
DINCOM	0.0505(0.033)	0.0533(0.034)	0.045(0.032)
DKIT	0.033(0.064)	0.0065(0.064)	0.0088(0.064)
DTOILT	0.088(0.079)	0.0954(0.080)	0.1079(0.0792)
DFUET	0.088(0.046)	0.0951(0.046)	0.0808(0.046)
TFLSP	0.876(0.039)***	0.873(0.039)***	0.875(0.039)***
NMRMS	0.120(0.052)**	0.121(0.052)***	0.117(0.052)**
NMBATH	0.129(0.043)***	0.129(0.043)***	0.131(0.043)***
HSAGE	-0.0038(0.017)	-0.0037(0.017)	-0.0073(0.017)
DSTCBD	-0.021(0.025)	-0.019(0.026)	-0.014(0.025)
ACSMRK	-0.0064(0.0295)	0.0044(0.029)	0.0026(0.029)
ACSHPT	-0.0277(0.022)	-0.0281(0.022)	-0.0308(0.022)
ACSSCH	-0.0664(0.0206)***	-0.65(0.0208)***	-0.065(0.0206)***
ACSBUS	-0.0008(0.028)	-0.0049(0.028)	-0.0034(0.028)
ACSSUB	-0.0208(0.021)	-0.0218(0.022)	-0.0217(0.021)
ACSPRK	-0.0428(0.020)**	-0.0492(0.020)**	-0.046(0.020)**
MSO2T	-0.250(0.060)***	-0.259(0.061)***	-0.211(0.062)***
MNO2T	0.0596(0.048)	0.0659(0.048)	0.0482(0.048)
Sq. Corr.	0.7575	0.7547	0.7576
LIK	-139.537	-143.113	-137.448
AIC	319.074	326.226	314.896

주 : \*\*\* : 1%에서 유의함 \*\* : 5%에서 유의함  
 \* : 10%에서 유의함 ( ) : Z-값

로그-로그 추정량에 대한 회귀진단 통계량

거 리	2km		3km		4km	
	VALUE	PROB	VALUE	PROB	VALUE	PROB
B-P Test for Heteroskedasticity	1.9259	0.1652	1.8360	0.1754	1.5238	0.2170
LM Test on Spatial Error Dependence	2.2771	0.1312	3.0794	0.0541	2.1579	0.1418