pISSN: 1226-7147, eISSN: 2383-9171
https://doi.org/10.17208/jkpa.2019.11.54.6.80
Journal of Korea Planning Association Vol.54, No.6 (2019)
대한국토·도시계획학회지 「국토계획」 제54권 제6호 pp.80-88

제약 및 비제약 헤도닉가격모형의 주택내재가치 비교연구

Comparing the Housing Implicit Prices of Restricted and Unrestricted Hedonic Price Models

서원석*
Seo, Wonseok

Abstract

The purpose of this study was to understand the implicit prices of hedonic price model in terms of restricted and unrestricted functional forms and to review the rationality of model selection. To this end, the implicit prices of each functional form were compared through case study after reviewing the outlines of functional forms and implicit prices. The empirical case study confirmed that a double linear box-cox model with different transformation parameters for dependent and independent variables appeared to be relatively feasible. However, this study also confirmed that the conformity of restricted models (excluding linear functional form) and unrestricted models did not differ significantly. This showed that it did not necessarily have to select the double linear box-cox model for the value analysis. The Hedonic price model varies in the functional form. However, the difference between the analysis results is not significant because it has a formalized framework. In this respect, the choice of the functional form in the use of the hedonic price model needs to be determined by the researcher's rational judgment by considering the various characteristics of the housing market, such as the variable structure, analysis target and area, and spatial characteristics, rather than blindly following the objective indicators.

키워드 헤도닉가격모형, 내재가치, 함수형태, 제약모형, 비제약모형
Keywords Hedonic Price Model, Implicit Price, Functional Form, Restricted Model, Unrestricted Model

Ⅰ. 서 론

주택은 일반재화와 마찬가지로 시장에서의 거래를 통해 가격이 결정되는 시장재라고 할 수 있다. 그러나 이와는 구분된 비시장적 특성도 포함하고 있는데, 주택을 구성하고 있는 다양한 물리적·사회적 요소의 시장가격이 형성되어 있지 않은 비시장재(non-market goods)의 성격이 있다는 점이다. 이러한 특성은 시장거래 가격의 객관성이 부족하고, 시장 외 요인에 의해 가격 변동이 쉽게 일어나게 됨으로써 주택가격의 본질 및 본원적 가치를 파악하기 어렵게 만드는 원인이 된다. 이는 시장가격의 왜곡이 일반재화보다 크게 나타날 수 있어 주택가격에 대한 신뢰가 떨어지게 되는 원인으로 작용하게 된다.

이와 같은 문제의 해결을 위해 학계에서는 비시장재 가치추정을 통한 주택의 적정가격을 파악하기 위해 노력하였다. 헤도닉가격모형(hedonic price model)은 비시장재의 가치추정을 위해 보편적으로 사용되는 분석방법으로 주택에 대한 적정가치뿐 아니라 건설, 환경, 부동산 등 다양한 분야에서 비시장재 가치를 평가하기 위한 도구로 이용되고 있다(이용만, 2008; 조민서 외, 2011).

회귀모형의 기본 가정인 등분산성(homoscedasticity), 선형성(linearity), 정규성(normality), 독립성(independence)을 바탕에 둔 OLS(ordinary least squares) 기반의 헤도닉가격모형은 공간특성을 가진 주택의 가치를 추정할 때 발생하는 공간적 자기상

* Associate Professor, Chung-Ang University (Corresponding Author: wseo@cau.ac.kr)

관(spatial autocorrelation) 및 공간적 이분산성(spatial heterogeneity)을 해결하는 데 어려움이 있다(김성우·정건섭, 2010). 그런데도 헤도닉가격모형이 보편적으로 사용되는 이유는 대안으로 사용되는 비모수적 추정방법이 가진 가설검정의 어려움, 설명변수에 따른 표본 증가의 필요성, 더미(dummy)변수에 대한 효과 추정의 문제(박헌수, 2001)가 존재하고, 비모수 추정방법과 비교해 추정결과의 편의성(bias)이 크지 않으며, 분석결과에 대한 해석이 편리하기 때문이다(Cassel and Mendelsohn, 1985). 이와 함께 박스콕스(box-cox)와 같이 종속변수와 독립변수에 우도비(likelihood ratio)를 최대화하는 변환모수(transformation parameter)값을 헤도닉가격모형에 적용함으로써 모형적합도를 높일 수도 있다(Cropper et al., 1988; 서원석, 2010).

이러한 측면에서 헤도닉가격모형은 주택가치 분석에 지속적으로 사용되고 있으며, 다양한 연구를 통해 모형의 기본원리 및 함수형태가 설명된 바 있다(박헌수, 2001; Lim and Ko, 2003; 이용만, 2008; 서원석, 2010; 김성우·정건섭, 2010). 그러나 여전히 어떠한 함수형태를 사용하는 것이 합리적인지에 대해서는 많은 논란이 있는데, 독립변수의 형태(Cassel and Mendelsohn, 1985; Seo and von Rabenau, 2011), RSS(residual sums of squares)의 비교(Rao and Miller, 1971; Seo, 2018), 변환모수의 비제약화(Freeman, 2003; 서원석, 2010) 등을 통해 적절한 함수형태를 사용하게 된다.

이와 더불어 헤도닉가격모형의 가장 중요한 기능인 내재가치 비교를 통해 모형의 적절성을 평가할 수도 있다. 이 경우 박스콕스 모형은 종속·독립변수의 변환모수(λ, θ)를 특정 값으로 제약하지 않는 함수형태라는 점에서 모형적합도가 가장 높다고 할 수 있는데, 이와 기타 모형의 내재가치 비교를 통해 그 편차를 확인한다면 함수선택 기준에 대한 합리성을 제고할 수 있을 것으로 보인다.

따라서 본 연구는 헤도닉가격모형의 제약 및 비제약 함수형태를 이해하고, 이들 모형의 내재가치를 비교함으로써 헤도닉가격모형 함수선택에 대한 합리성을 살펴보는 데 그 목적을 두고 있다.

Ⅱ. 헤도닉가격모형의 이해

주택가격은 해당 주택을 구성하는 다양한 개별요소의 합계가치라고 할 수 있다. 그러나 다른 재화와는 달리 개별요소에 대한 시장가치가 존재하지 않아 이를 추정하기 위해서는 다양한 통계분석 방법을 이용할 수밖에 없다. 헤도닉가격모형은 이와 같은 비시장재 가치를 평가하는 데 있어 대표적인 분석기법이라고 할 수 있다(이용만, 2008; 서원석, 2010).

헤도닉가격모형은 1922년 Haas의 연구로부터 시작되었다는 주장이 있지만, 보편적인 인정을 받지 못하는 것으로 보이며, 1926년 Wallace가 수행했던 농지가격 평가연구를 그 시초로 보는 경향이 있다(Colwell and Dilmore, 1999). 그러나 헤도닉(hedonic)이란 용어를 처음 사용하면서 헤도닉모형을 이용해 가치평가를 수행한 연구자는 Court(1939)이며, 대체로 이때부터 헤도닉가격모형이 시작되었다고 알려져 있다(이용만, 2008).

이후 Rosen(1974)에 의해 함수형태가 수요자에 따라 달라지지 않는다는 점이 밝혀지면서 재화의 가격은 해당 재화의 양적 속성들의 특성에 의해 추정될 수 있다는 점이 명확해졌다(이용만, 2008). 구체적으로, 헤도닉모형에서 주택가격은 해당 주택이 가지고 있는 구조적 특징, 외부환경, 외부요소와의 접근성과 같은 개별요소에 대한 비시장가치의 합으로 구성된다는 특징이 있다고 본다. 이를 다시 표현하자면 일반적인 수요자가 지불할 수 있는 각 개별요소의 최대 지불의사 합계가 주택가격이 된다는 것이다(Rosen, 1974; 서원석, 2010). 이는 곧 수요자가 최대 지불의사를 통해 자신의 효용(U)을 극대화한다고 볼 수 있으며, 다음과 같은 함수로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} &Max\ U(x_1, x_2, \psi) \\ &\text{s.t. } Y = P_h(x_1, x_2) + P_h\psi \end{aligned} \tag{1}$$

여기서 x_i는 i번째 주택재화의 속성을, ψ는 기타 속성을, P_h는 주택가격을 나타낸다. 이때 제약조건은 소득 Y를 최대로 활용해 주택재화를 구입함으로써 효용의 극대화가 이루어진다는 의미를 가지고 있다. 결국 수식 (1)은 i번째 주택재화에 대한 최대 지불금액은 $U(x_1,x_2,\psi)$에 의해서 결정된다는 것을 설명하고 있으며, 최대화 문제는 x_1,x_2 그리고 ψ을 포함하는 라그랑지 함수(L)의 1계 조건식을 통해 다음과 같이 표현된다.

$$L = U(x_1, x_2, \psi) + \gamma(P_h(x_1, x_2)) + P_h(\psi - Y) \tag{2}$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_1} = \frac{\partial U}{\partial x_1} + \gamma P_{hx_1} = 0 \tag{3}$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_2} = \frac{\partial U}{\partial x_2} + \gamma P_{hx_2} = 0 \tag{4}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \psi} = \frac{\partial U}{\partial \psi} + \gamma P_{h\psi} = 0 \tag{5}$$

따라서 수식 (3), 수식 (4) 그리고 수식 (5)를 기초로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\gamma = \frac{U_{x_1}}{U_{x_2}} = \frac{P_{hx_1}}{P_{hx_2}} \tag{6}$$

$$\gamma = \frac{U_{x_1}}{P_{hx_1}} = \frac{U_{x_2}}{P_{hx_2}} = \frac{U_{\psi}}{U_{h\psi}} \tag{7}$$

여기서 γ는 라그랑지 승수이다. 이 함수식은 결과적으로 최적화 상태를 나타내는데, 수요자가 각각의 주택속성을 수식 (7)에

해당하는 만큼 구매할 수 있다는 것을 의미한다. 즉, 관찰된 주택가격은 다양한 구성요소에 대한 수요자의 최대효용을 위한 최대 지불가능 금액의 합계라는 것이다. 이 가격은 또한 판매자에게 있어서도 매매가 가능한 최소판매금액의 의미를 내포하고 있으므로 헤도닉가격은 수요자와 판매자 간 균형가격이라고 할 수 있다(Butler, 1982; Palmquist, 1991). 이러한 기본전제를 바탕으로 한 일반적인 주택가격 구조는 다음 수식 (8)과 같이 나타낼 수 있다(Wallace, 1996).

$$P = P(x_1, x_2, x_2 \cdots, x_n) \tag{8}$$

여기서 x_i는 주택가격(P)에 영향을 미치는 특성으로 앞에서 설명한 바와 같이 주택가격은 해당 주택을 구성하는 내부요인 및 근린환경을 포함하는 외부요인들에 대한 수요자 지불의사의 합계라고 할 수 있다(Can, 1990).

Ⅲ. 변환함수 및 내재가치 추정

1. 제약헤도닉모형

주택가격과 해당 주택의 구성요소는 일반적으로 선형관계가 있다고 간주하는데, 선형관계에 기반한 헤도닉가격모형은 수식 (8)을 바탕으로 다음과 같이 표현할 수 있다(Rosen, 1974).

$$P^{(\lambda)} = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i^{(\theta)} + \epsilon \tag{9}$$

where,

P = Housing price

α = Regression intercept

β_i = Regression coefficients

x_i = Independent variables, such as housing structures, neighborhood environments and other characteristics

ϵ = Error term

λ = Transformation parameter (dependent variable)

θ = Transformation parameter (independent variable)

여기서 종속변수와 독립변수의 변환모수(λ, θ)는 각각 아래 수식 (10) 및 수식 (11)과 같은 조건을 가지게 된다(Halvorsen and Pollakowski, 1981).

$$P^{(\lambda)} = \begin{Bmatrix} \dfrac{P^{\lambda}-1}{\lambda}, & when\lambda \neq 0 \\ \log(P), & when\lambda = 0 \\ P, & when\lambda = 1 \end{Bmatrix} \tag{10}$$

$$x^{(\theta)} = \begin{Bmatrix} \dfrac{x^{\theta}-1}{\lambda}, & when\theta \neq 0 \\ \log(x), & when\theta = 0 \\ x, & when\theta = 1 \end{Bmatrix} \tag{11}$$

이때 선형헤도닉가격모형은 변환계수를 $\lambda = \theta = 1$로 제약하게 되므로 종속변수와 독립변수는 자체 값을 그대로 가지게 되며, 다음과 같은 함수로 간략히 표현할 수 있다.

$$P = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i + \epsilon \tag{12}$$

위 수식을 바탕으로 수식 (13)과 같이 선형모형의 내재가치($\partial P / \partial x_i$)를 도출할 수 있다. 여기서 내재가치란 주택을 구성하는 개별요소에 대한 수요자의 지불의사 금액이라고 할 수 있으며, 시장에서 거래되는 시장가격이 아닌 잠재된 지불가능 금액이라는 점에서 암묵가격 또는 잠재가격으로도 불린다(Can, 1990; 정금호, 2003). 이는 독립변수 1단위 변화(증가)에 따른 종속변수의 가격변화를 의미한다.

$$\frac{\partial P}{\partial x_i} = \beta \tag{13}$$

선형모형은 해석이 편리하며, 사용하기 쉽다는 장점이 있으나 종속변수와 독립변수가 선형관계에 있다고 간주하기 때문에 복합적이고 다차원적인 사회현상에 부합하는 모형인지에 대한 논란이 있다(이용만, 2008). 따라서 이에 대한 대안으로 종속변수의 변환모수(λ)를 0으로 제약하는 준로그(semi-log) 또는 λ와 θ를 모두 0으로 제약하는 이중로그(double-log) 변환을 통해 비선형에 가까운 사회현상을 선형관계로 해석하게 된다.

준로그모형은 수식 (9)를 바탕으로 수식 (10)과 수식 (11)을 적용해 수식 (14)와 같이 도출할 수 있으며, 회귀계수(β)는 독립변수 1단위 변화에 따른 가격변화율(%)로 해석된다. 이중로그모형 역시 같은 방법을 적용해 수식 (15)와 같이 도출할 수 있으며, 회귀계수는 독립변수에 대한 가격의 탄력성이 된다. 단 더미변수의 경우 로그를 취할 수 없기 때문에 0과 1로 정의하는 대신 1과 2로 정의한 후 로그를 취해주거나 로그변환에서 제외하는 방법을 사용하게 된다. 이때 더미변수의 회귀계수는 탄력성을 의미하지 않는다(이용만, 2008).

$$\log(P) = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i + \epsilon \tag{14}$$

$$\log(P) = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \log(x_i) + \epsilon \tag{15}$$

선형모형의 내재가치 도출과정을 준로그모형에 적용해 내재가치를 구하면 수식 (16)과 같이 도출되는데, 해석은 선형모형의 내재가치와 동일하게 독립변수 1단위 변화에 따른 종속변수의 가격변화가 된다. 이때 $\bar{P}$는 평균주택가격을 의미한다. 단 독립변수가 더미형태를 가지는 경우 내재가치는 수식 (17)과 같은 방법을 통해 구하게 된다(Halvorsen and Palmquist, 1980; Seo and von Rabenau, 2011).

$$\frac{\partial P}{\partial x_i} = \beta \times \bar{P} \tag{16}$$

$$\frac{\partial P}{\partial x_i} = (\exp(\beta) - 1) \times \bar{P} \tag{17}$$

이중로그모형의 내재가치 역시 준로그모형과 같은 방법을 통해 구하게 되며, 해석은 선형 및 준로그모형과 동일하다. 여기서 $\bar{X}_i$는 각 독립변수의 평균을 의미한다.

$$\frac{\partial \bar{P}}{\partial \bar{X}_i} = \beta \times \frac{\bar{P}}{\bar{X}_i} \tag{18}$$

단 더미변수의 경우 로그를 취할 수 없어 로그변환에서는 제외되며, 이 경우 준로그모형의 더미형태와 같아지게 되므로 수식 (17)과 같은 방법에 따라 내재가치를 구할 수 있다.

2. 비제약헤도닉모형

변환모수를 제한하는 제약헤도닉모형은 해석이 편리하지만, 추정결과에 대한 오차는 여전히 존재하게 된다(Goodman, 1978). 이러한 단점을 해결하기 위해 변환모수 값을 제한하지 않는 비제약모형인 박스콕스(box-cox)모형이 제안되는데, 박스콕스를 사용할 경우 0과 1로 값을 제한하는 제약헤도닉모형에 비해 비교적 정확한 추정결과를 확보할 수 있다(Box and Cox, 1964; Cropper et al., 1988; Freeman, 2003).

박스콕스는 일반적으로 종속변수에만 비제약 변환모수를 적용하거나 양변에 비제약 변환모수를 적용하는 선형박스콕스(linear box-cox)와 2차함수 형태를 사용하는 이차박스콕스(quadratic box-cox)[1]로 구분된다. 일반적으로 가장 유연성이 높은 이차박스콕스를 사용하는 것이 모형적합도 측면에서 합리적인 것으로 보이지만, 회귀분석의 변수누락 문제가 존재하는 한 선형박스콕스가 더 나은 모형적합도를 보이는 것으로 알려져 있다(Cropper et al., 1988). 이와 더불어 독립변수의 구조, 사용방법 및 해석의 복잡성 등도 선형박스콕스가 더 광범위하게 사용되는 근거가 되고 있다(Palmquist, 1991; Chen et al., 2002; Freeman, 2003; Fulcher, 2003).

이러한 측면에서 본 연구는 종속변수에만 비제약 변환모수를 사용하는 선형박스콕스모형과 종속변수와 독립변수 모두 비제약 변환계수를 적용함으로써 높은 유연성을 확보할 수 있는 이중선형박스콕스모형을 중심으로 비제약모형을 설명하고자 한다.

종속변수에만 제약되지 않는 변환계수를 적용하는 선형박스콕스모형은 아래와 같이 표현된다(Chen et al., 2002). 이때 θ값은 1로 고정되기 때문에 비제약헤도닉모형의 제약함수형태로 불린다(Sakia, 1992; Bender et al., 1980).

$$P^{(\lambda)} = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i^{(\theta)} + \epsilon \tag{19}$$

λ는 일반적으로 -2에서 +2 사이의 범위에서 다음과 같은 MLE(maximum loglikelihood estimation(M))값을 만족하는 모수를 가지게 된다(Emerson and Stoto, 1983; Swanson et al., 2000; 서원석, 2010).

$$\mathrm{M}(\lambda) = -(\frac{n}{2})\ln\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2\right] + (\lambda - 1)\sum_{i=1}^{n}\ln(x_i) \tag{20}$$

이때 n은 관측치의 수를, y_i는 i에 대한 변환된 관측치 값을, $\bar{y}$는 변환된 관측치의 평균값을, x_i는 원래의 관측치 i값을 의미한다.

선형박스콕스모형의 내재가치는 Jordan et al.(1985) 및 Blackley et al.(1984)의 이중선형박스콕스모형 내재가치 도출과정을 바탕으로 아래 수식 (21)과 같이 구할 수 있으며, 해석은 제약헤도닉모형의 내재가치 해석방법과 동일하다.

$$\frac{\partial \bar{P}}{\partial \bar{X}_i} = \beta(\frac{1}{\bar{P}^{\lambda-1}}) \tag{21}$$

반면 Lutzenhiser and Netusil(2001) 및 서원석(2010)은 다음과 같은 방법을 이용해 선형박스콕스모형의 내재가치를 도출한 바 있다.

$$\frac{\partial \bar{P}}{\partial \bar{X}_i} = \left\{(\frac{1}{\lambda})\left[\lambda(\alpha + \sum_{i=1}^{n}\beta_i \bar{X}_i) + 1\right]^{(\frac{1}{\lambda}-1)}\right\}\lambda\beta_i \tag{22}$$

다음으로 종속변수와 독립변수 모두 비제약 변환모수를 적용해 유연성을 높인 이중선형박스콕스는 수식 (23)과 같이 나타낼 수 있으며, $\lambda \neq \theta \neq 0$ 또는 $\lambda = \theta \neq 0$의 전제조건을 가진다(Bender et al., 1980; Jordan et al., 1985; Sakia, 1992; Lansford and Jones, 1995a, 1995b).

$$P^{(\lambda)} = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i^{(\theta)} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j Z_j + \epsilon \tag{23}$$

여기서 γ_j는 회귀계수를, Z_j는 더미변수를 의미하며, 변환모수 λ와 θ는 MLE(M) 최대화를 위한 파라미터 값이라고 할 수 있다. MLE는 다음 수식 (24)와 같이 표현할 수 있다. 여기서 σ^2는 오차 분산추정치(error variance estimate)를, ′은 치환(transposition) 값을 의미한다(Lansford and Jones, 1995a).

$$\begin{aligned} M(\lambda,\theta) = &-\frac{n}{2}[\log(2\pi)] - \frac{n}{2}\log\left[\sigma^2\right] \\ &-\frac{1}{2\sigma^2}\sum(P^\lambda - \beta X^\theta - \gamma D)' \\ &(P^\lambda - \beta X^\theta - \gamma D) + (\lambda - 1)i'\log(P) \end{aligned} \tag{24}$$

이중선형박스콕스모형의 내재가치는 다음과 같이 구할 수 있으며(Spitzer, 1984; Jordan et al., 1985), 해석은 앞선 모형들의 내재가치 해석방법과 같다.

$$\frac{\partial \bar{P}}{\partial \bar{X}_i} = \beta\left(\frac{\bar{X}_i^{\theta-1}}{\bar{P}^{\lambda-1}}\right) \tag{25}$$

한편 Lansford and Jones(1995a, 1995b)는 이중선형박스콕스모형 내재가치를 수식 (26)의 방법을 이용해 도출한 바 있다.

$$\frac{\partial \bar{P}}{\partial \bar{X}_i} = \frac{1}{\lambda}\left[\lambda(\alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i^\theta + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j D_j) + 1\right]^{\frac{1}{\lambda}-1} \lambda \beta_i x_i^{\theta-1} \tag{26}$$

Ⅳ. 헤도닉가격모형 함수별 내재가치 비교

1. 자료 및 변수

본 연구는 제약 및 비제약 헤도닉가격모형 함수별 내재가치 비교를 위해 2017년 실제로 매매된 서울지역 아파트실거래 자료를 이용해 실증분석을 수행하였다. 이를 위해 기존 선행연구에서 확인된 바와 같이, 헤도닉모형에서 변수의 누락문제가 존재할 때 종속변수와 독립변수에 각각 비제약 변환모수를 적용함으로써 가장 높은 모형유연성을 확보할 수 있는 이중선형박스콕스를 기준으로 기타 함수를 비교·검토하였다. 이를 통해 직접적인 모형적합도 비교가 어려운 제약 및 비제약 헤도닉가격모형을 간접적으로 비교함으로써 모형적용에 대한 이해를 제고할 수 있을 것으로 판단된다.

다만 본 연구의 분석결과가 함수별 모형적합성을 설명하는 절대적인 기준으로 활용되기보다는 추정치의 편차를 확인하는 데 목적을 두고 있음을 밝힌다.

제약 및 비제약 헤도닉가격모형의 내재가치 추정 및 비교에 사용한 아파트실거래 자료는 총 2만 9,091건이었으며, 동일한 조건하에 분석된 결과를 통해 변환함수별로 도출된 주택속성의 잠재

Table 1. Variables and descriptive statistics

Variable Description				Descriptive Statistics			
Variable	Name	Description	Unit	MIN	MAX	MEAN	STD
Dependent	PRICE	Apartment real transaction price	KRW 10,000	10000	335000	50451.94	22459.81
Apartment Structure	AREA	Exclusive supply area	m^2	25.32	244.73	76.27	25.09
	FLOOR	Transacted floor	Number	1	64	9	5.77
	ROOM	Number of rooms	Number	1	6	2.9	.63
Complex Characteristics	YEAR	Apartment age	Number	1	49	18.30	8.18
	HHOLD	Total housing units in a complex	Unit	9	5,540	1,100.51	1,010.10
	ENT	Entrance system (1=Terraced entry 0=other)	Dummy	0	1	.66	.47
	HEAT	Heating type (1=individual heating 0=other)	Dummy	0	1	.55	.50
Accessibility	METRO	Distance to nearest subway station	Meter	46.24	2,560.95	548.05	332.83
	PARK	Distance to nearest park	Meter	25.50	3,557.04	1,011.73	716.84
	ELEMENT	Distance to nearest elementary school	Meter	14.87	2,479.35	313.43	186
	MID	Distance to nearest middle school	Meter	57.28	2,531.98	431.90	260.42
	HIGH	Distance to nearest high school	Meter	66.37	2,590.46	681.11	431.29
Location Characteristics	PUBLIC	Distance to nearest public housing	Meter	1	5,981	1564.79	1261.27
	GANG	Location in Gangnam areas*	Dummy	0	1	.14	.35

Note: *Gangnam-gu, Seocho-gu, Songpa-gu

가치를 상호비교하였다.

실증분석에는 아파트구조(apartment structure), 단지특성(complex characteristics), 근린접근성(accessibility), 입지특성(location characteristics)에 포함되는 14개 변수를 사용하였다. 모든 변수는 VIF(variance inflation factor)값이 최대 3.5를 넘지 않아 다중공선성(multicollinearity)으로 인한 과대추정 문제는 없는 것으로 나타났다.

종속변수로 사용된 실거래가격은 평균 6억 원이었으며, 최솟값은 1억 원, 최댓값은 33억5000만 원이었다(〈표 1〉 참조).

독립변수는 먼저 아파트구조에는 전용면적(AREA), 거래층수(FLOOR), 방 개수(ROOM), 건축연한(YEAR), 총세대수(HHOLD), 현관구조(ENT), 난방방식(HEAT)이 포함되었다. 평균 전용면적은 76.3m^{2}이었으며, 거래층수는 평균 9층으로 나타났다. 방 개수는 일반적인 수준인 평균 3개였으며, 건축연한은 18.3년이었다. 단지규모를 나타내는 총세대수는 9세대에서 5,540세대까지 다양하였으며, 평균은 1,101세대로 파악되었다. 현관구조는 계단식이 대부분(66%)를 차지하고 있었으며, 난방방식은 개별난방이 기타 방식(지역난방, 중앙난방)보다 좀 더 많은 것으로 나타났다.

근린접근성에는 가까운 전철역까지의 거리(METRO), 가까운 공원까지의 거리(PARK), 가까운 초중고등학교까지의 거리(ELEMENT, MID, HIGH)가 사용되었는데, 각각 평균 548m, 1,012m, 313m, 432m, 681m로 파악되었다.

마지막으로 입지특성에는 공공주택 인접성(PUBLIC)과 서울 강남지역 아파트시장의 특수성을 고려해 강남3구 입지여부(GANG)를 포함하였다.

2. 내재가치 비교검토

함수별 내재가치를 분석한 결과 전체적인 모형적합도는 R^2 기준 .731에서 .762로 대체로 본 연구에서 사용한 독립변수가 종속변수인 아파트가격을 잘 설명하고 있는 것으로 나타났다. 다만 기본함수형태인 선형모형의 경우 유일하게 일부 변수에서(예, ROOM) 통계적인 유의성(10% 유의수준 기준)이 확인되지 않았다(〈표 2〉 참조).

분석결과를 살펴보면, 먼저 비교의 기준으로 삼았던 이중선형

Table 2. Results of statistical analysis

Variable	Restricted Functional Forms						Unrestricted Functional Forms			
	Linear		Semi-Log		Double-Log		Linear Box-Cox		Double Linear Box-Cox	
	Coefficient	IP	Coefficient	IP	Coefficient	IP	Coefficient	IP	Coefficient	IP
Constant	22206.59*	-	10.251*	-	8.630*	-	31.76467*	-	21.12805*	-
AREA	450.003*	450	.007*	353.16	.708*	468.34	0.0585891*	372.77	0.7756588*	439.80
FLOOR	158.547*	158.55	.002*	100.90	.024*	134.54	0.0187708*	119.43	0.0492245*	115.56
ROOM	283.766	283.77	.046*	2320.79	.048*	835.07	0.3011682*	1916.17	2.26E-01*	1126.27
YEAR	-636.89*	-636.89	-.014*	-706.33	-.218*	-601.01	-0.1076557*	-684.96	-0.4704825*	-689.06
HHOLD	4.629*	4.63	6.374E-5*	3.22	.071*	3.25	0.0005381*	3.42	0.0374942*	3.60
ENT	3318.81*	3318.81	.127*	6832.05	.070*	3658.18	0.9206761*	5857.76	0.3777774*	3821.82
HEAT	-5750.90*	-5750.90	-.090*	-4342.34	-.066*	-3222.32	-0.7414381*	-4717.37	-0.4541989*	-4594.95
METRO	-6.870*	-6.87	.000*	0.00	-.094*	-8.65	-0.0011874*	-7.55	-5.63E-02*	-8.61
PARK	-3.038*	-3.04	-6.526E-5*	-3.29	-.043*	-2.14	-0.0005057*	-3.22	-2.80E-02*	-2.85
ELEMENT	-1.994*	-1.99	-2.093E-5*	-1.06	-.027*	-4.35	-0.0001755*	-1.12	-1.56E-02*	-3.46
MID	2.666*	2.67	3.319E-5*	1.67	.014*	1.64	0.0002889*	1.84	0.0123102*	2.20
HIGH	-4.289*	-4.29	.000*	0.00	-.038*	-2.81	-0.0007929*	-5.04	-0.0300738*	-3.98
PUBLIC	2.961*	2.96	5.487E-5*	2.77	.033*	1.06	0.0004338*	2.76	0.0345227*	2.63
GANG	26322.41*	26322.41	.447*	28435.43	.404*	25115.17	3.599729*	22903.13	2.169919*	21952.19
λ	1		0		0		.191		.148	
θ	1		1		0		1		.335	
Adj-R^2	.731		.737		.750		.744		.762	
Log likelihood	-		-		-		-308894.38		-307817.43	

Note 1: IP=Implicit Price
Note 2: * indicates Significance at 1% level

Table 3. Comparison of restricted and unrestricted functional forms

Variable	Linear	Semi-Log	Double-Log	Linear Box-Cox	Double Linear Box-Cox
AREA		▼	▲		
FLOOR	▲	▼			
ROOM	■	▲	▼		
YEAR		▲	▼		
HHOLD	▲	▼			
ENT	▼	▲			
HEAT	▲		▼		
METRO		▼	▲		
PARK		▲	▼		
ELEMENT		▼	▲		
MID	▲		▼		
HIGH		▼		▲	
PUBLIC	▲		▼		
GANG		▲			▼

Note1: ▲ The highest implicit value
Note2: ▼ The lowest implicit value
Note3: ■ No statistical significance at 10% level

박스콕스모형은 λ가 .148, θ가 .335로 비선형의 원형을 가지는 것으로 나타났다. 로그우도비는 -307817.43으로 종속변수에만 변환모수 값을 비제약한 선형박스콕스(log likelihood = -308894.38)에 비해 모형적합도가 높은 것으로 확인되었다. 수정된 회귀계수 값 역시 .762로 가장 높은 값을 가져 기존 선행연구 결과를 뒷받침하는 결론을 도출하였다.

이를 중심으로 기타 모형을 비교·검토해보면, 제약헤도닉모형은 이중로그모형(λ = 0, θ = 0)의 수정된회귀계수(Adj-R^2) 값이 .750으로 가장 높아 선형모형(λ = 1, θ = 1)이나 준로그모형(λ = 0, θ = 1)에 비해 모형적합도가 높은 것으로 나타났다. 내재가치에 있어서도 제약모형 중 개별변수 값의 변동성이 상대적으로 작게 나타나 추정결과의 중위성이 비교적 높다는 점을 확인하였다.

다만 준로그모형 역시 모형적합도 및 개별변수의 변동성 측면에서 이중로그모형과 큰 차이를 보이지 않았는데, 이는 더미형 독립변수가 많이 포함된 자료를 사용하는 경우 준로그모형이 적합하다는 기존 선행연구의 주장(Linneman, 1980; Cassel and Mendelsohn, 1985; Seo and von Rabenau, 2011)도 타당하다는 것을 뒷받침하는 결과라고 할 수 있다. 그러나 일부 변수에서 유일하게 통계적 유의성이 나타나지 않은 선형함수의 경우 적합도 측면에서 가장 낮은 모형임을 확인하였다.

이에 비해 박스콕스모형은 전체적으로 가장 안정된 결과를 보여주고 있는 것으로 확인되었다. 특히 이중선형박스콕스모형은 R^2와 MLE에서 가장 높은 모형적합도를 보여주었을 뿐만 아니라 개별변수 내재가치 값에 있어서도 변수 간 변동성이 가장 낮게 나타났다. 이는 이중선형박스콕스모형이 가장 적절하다는 기존 선행연구의 주장(Cropper et al., 1988)이 우리나라 주택시장의 가치를 분석하는 데도 무리 없이 적용될 수 있음을 보여주는 결과라고 할 수 있다(〈표 3〉 참조).

다만 회귀계수 값의 해석이 비교적 명확한 제약헤도닉모형과는 달리 비제약헤도닉모형은 변환모수가 0 또는 1에 가깝지 않은 이상 내재가격 또는 탄력도를 이용해 결과를 해석해야 한다는 점에서 반드시 박스콕스를 사용해야 하는지에 대한 고민은 필요할 것으로 보인다. 실제로 기존 박스콕스의 모형적합도가 가장 높다는 기존 연구결과에도 불구하고 변환계수가 1 또는 0에 가까울 경우 제약모형과 큰 차이가 없다는 점(민웅기, 2006; 서원석, 2010), 제약모형 추정계수가 가진 직관적 해석가능성, 더미형태의 변수가 포함될 경우 준로그모형의 적합도가 상대적으로 높다는 점 등을 이유로 제약모형이 많이 사용되고 있다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 주택가치 분석에 일반적으로 사용되고 있는 헤도닉가격모형의 가장 중요한 기능인 내재가치를 변환함수별로 비교함으로써 분석방법에 따른 가치체계를 이해함과 동시에 모형 선택에 대한 합리성을 살펴보고자 하였다. 이를 위해 제약(선형, 준로그, 이중로그)모형과 비제약(선형박스콕스, 이중선형박스콕스)모형의 함수형태 및 내재가치 추정방법을 고찰한 후 서울 주택시장을 사례지역으로 개별 속성에 대한 내재가치를 비교·검토하였다.

실증사례 연구결과 종속변수와 독립변수에 각각 다른 변환모수를 적용하는 이중선형박스콕스모형이 적합도 측면에서 가장

유의하다는 결과를 도출하였다. 이러한 점에서 기존 선행연구에서 주장했던 바와 같이 변수누락 현상이 필연적일 수밖에 없는 회귀모형 기반의 분석구조 속에서 이중선형박스콕스모형은 가장 타당성이 높은 것으로 보인다. 그러나 본 연구는 이와 동시에 선형모형을 제외한 제약모형 및 기타 박스콕스모형의 적합도가 큰 차이를 보이지 않는다는 점도 확인하였다. 이는 곧 가치분석에 있어 반드시 이중박스콕스모형을 고집할 필요가 없다는 사실을 보여주는 결과라고 할 수 있다.

전술한 바와 같이 헤도닉가격모형은 함수형태가 다양하다. 하지만 정형화된 틀을 가지고 있는 관계로 분석결과의 차이는 크지 않다(이용만, 2008). 이러한 측면에서 헤도닉가격모형 사용 시 함수의 선택은 모형적합도를 맹목적으로 따르기보다는 분석자료가 가진 구조, 분석대상, 공간적 특징 등 주택시장이 가진 다양한 특징을 고려한 연구자의 합리적 판단에 의해 결정될 필요가 있다.

본 연구는 헤도닉모형의 함수형태별 모형적합도를 비교하는 것이 아닌 선행연구를 통해 모형적합성이 가장 높게 나타난 이중선형박스콕스를 바탕으로 기타 함수형태의 내재가치를 비교해봄으로써 제약 및 비제약모형의 이해를 제고하려는 목적하에 진행되었다. 본 연구결과를 바탕으로 향후 추정용 자료와 비교용 자료의 비교, d-statistics의 비교 등과 같은 방법을 통해 제약 및 비제약모형의 모형적합도를 직접적으로 비교·분석하는 추가적인 연구가 이루어진다면 모형적용에 대한 타당성을 더 잘 살펴볼 수 있을 것으로 보인다.

주1. 이차박스콕스(quadratic box-cox)모형의 원형은 다음과 같다(Bender et al., 1980; Halvorsen and Pollakowski, 1981; Cropper et al., 1988; Guldmann, 1989).

$$P^{(\lambda)} = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i^{(\theta)} + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} x_i^{\theta} x_j^{\theta}$$

인용문헌
References

1. 김성우·정건섭, 2010. "부산 아파트 실거래가를 이용한 전통적 헤도닉모형과 공간계량모형간의 적합도에 관한 비교 연구", 「부동산학연구」, 16(3): 41-55.
   Kim, S.U. and Chung, K.S., 2010. "Comparative Study of the Fitness between Traditional OLS Models and Spatial Econometrics Models Using the Real Transaction Housing Price in the Busan", *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 16(3): 41-55.
2. 민웅기, 2006. "공시지가에 영향을 미치는 토지특성에 관한 연구 –전주시 덕진구를 중심으로", 「주거환경논문집」, 4(1): 99-113.
   Min, W.G., 2006. "A Study of a Land Special Quality Effect on Posted Land Price –Focused on Duckjin-Gu in Jeonju City", *Residential Environment*, 4(1): 99-113.
3. 박헌수, 2001. "모수적방법과 준모수방법에 의한 주택가격 함수 추정에 관한 연구", 「국토계획」, 36(4): 153-165.
   Park, H.S., 2001. "A Parametric and Semiparametric Estimation of the Housing Price Function in Seoul", *Journal of Korea Planning Association*, 36(4): 153-165.
4. 서원석, 2010. "박스콕스 모형을 이용한 주변지 환경이 주택 매매 가격에 미치는 영향 연구", 「국토계획」, 45(2): 179-191.
   Seo, W.S., 2010. "Effects of Surrounding Land Environments on Housing Resale Prices Using Box-Cox Model", *Journal of Korea Planning Association*, 45(2): 179-191.
5. 이용만, 2008. "헤도닉 가격 모형에 대한 소고", 「부동산학연구」, 14(1): 81-87.
   Lee, Y.M., 2008. "A Review of the Hedonic Price Model", *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 14(1): 81-87.
6. 정금호, 2003. "도심 가로개선 목표설정을 위한 가치측정과 지불의사금액에 관한 연구", 「대한건축학회논문집 계획계」, 19(2): 149-155.
   Chung, K.H., 2003. "A Study on the Value Measurement for the Goal and the WTP of Street Improvement in CBD", *Journal of the Architectural Institute of Korea Planning & Design*, 19(2): 149-155.
7. 조민서·정삼화·김태훈, 2011. "특성가격모형의 분석결과를 종합한 주택가격 결정요인에 관한 연구", 「주택연구」, 19(4): 49-78.
   Jo, M.S., Jung, S.H., and Kim, T.H., 2011. "A Study on Characteristics of Determining Housing Price Based on the Results of Hedonic Price Model", *Housing Studies Review*, 19(4): 49-78.
8. Bender, B., Gronberg, T., and Hwang, H., 1980. "Choice of Functional Form and the Demand for Air Quality", *The Review of Economic and Statistics*, 62(4): 638-643.
9. Blackley, P., Follain, J., and Ondrich, J., 1984. "Box-Cox Estimation of Hedonic Models: How Serious Is the Iterative OLS Variance Bias?", *The Review of Economic and Statistics*, 66(2): 348-353.
10. Box, G. and Cox, D., 1964. "An Analysis of Transformations", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 26(2): 211-252.
11. Butler, R., 1982. "The Specification of Hedonic Indexes for Urban Housing", *Land Economics*, 58: 97-108.
12. Can, A., 1990. "The Measurement of Neighborhood Dynamics in Urban House Prices", *Economic Geography*, 66: 254-272.
13. Cassel, E. and Mendelsohn, R., 1985. "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment", *Journal of Urban Economics*, 182: 135-142.
14. Chen, G., Lockhart, R.L., and Stephens, M., 2002. "Box-Cox Transformations in Linear Models: Large Sample Theory and Tests of Normality", *The Canadian Journal of Statistics*, 30(2): 1-59.
15. Colwell, P. and Dilmore, G., 1999. "Who Was First? An Examination of an Early Hedonic Study", *Land Economics*, 75(4): 620-626.
16. Court, A., 1939. "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples", in *The Dynamics of Automobile Demand*, 99-117. New York: The General Motors Corporation.

17. Cropper, M., Deck, L., and McConnell, K., 1988. "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions", *The Review of Economics and Statistics*, 70(4): 668-675.

18. Emerson, J. and Stoto, M., 1983. "Transforming Data", in *Understanding Robust and Exploratory Data Analysis*, edited by Hoaglin, D., Mosteller, F., and Tukey, J., 97-128. New York: John Wiley.

19. Fulcher, C., 2003. "Spatial Aggregation and Prediction in the Hedonic Model", Ph.D Dissertation, North Carolina State University, Raleigh, NC.

20. Freeman, A., 2003. *The Measurements of Environmental and Resource Values: Theory and Methods*, New York, NY: RFF Press.

21. Goodman, A., 1978. "Hedonic Prices, Prices Indices and Housing Markets", *Journal of Urban Economics*, 5: 471-484.

22. Guldmann, J.M., 1989. "Capacity Cost Allocation in the Provision of Urban Public Services: The Case of Gas Distribution", *Growth and Change*, 20(2): 1-18.

23. Haas, G., 1922. "A Statistical Analysis of Farm Sales in Blue Earth County, Minnesota, as a Basis for Farm Land Appraisal", Masters Thesis, The University of Minnesota.

24. Halvorsen, R. and Palmquist, R., 1980. "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equation", *American Economic Review*, 70(3): 474-475.

25. Halvorsen, R. and Pollakowski, O., 1981. "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations", *Journal of Urban Economics*, 10: 37-49.

26. Jordan, J., Shewfelt, R., Prussia, S., and Hurst, W., 1985. "Estimating Implicit Marginal Prices of Quality Characteristics of Tomatoes", *Southern Journal of Agricultural Economics*, 17(2): 139-146.

27. Lansford, N. and Jones, L., 1995a. "Marginal Price of Lake Recreation and Aesthetics: An Hedonic Approach", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 27(1): 212-223.

28. Lansford, N. and Jones, L., 1995b. "Recreational and Aesthetic Value of Water Using Hedonic Price Analysis", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 20(2): 341-355.

29. Lim, Y. and Ko, Y., 2003. "Estimating the Value of Traffic Noise in Buchen New Town", *Proceedings of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, 4: 1495-1505.

30. Linneman, P., 1980. "Some Empirical Results on the Nature of the Hedonic Price Function for the Urban Housing Market", *Journal of Urban Economics*, 8(1): 47-68.

31. Lutzenhiser, M. and Netusil, N., 2001. "The Effect of Open Spaces on A Home's Sale Price", *Contemporary Economic Policy*, 19(3): 291-298.

32. Palmquist, R., 1991. "Hedonic Methods", in *Measuring the Demand for Environmental Quality*, edited by Braden, J.B. and Kolstad, C.D., 77-120. Amsterdam: North-Holland.

33. Rao, P. and Miller, R., 1971. *Applied Economics*, Belmont, CA: Wadsworth Publishing Company.

34. Rosen, S., 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55.

35. Sakia, R., 1992. "The Box-Cox Transformation Technique: A Review", *The Statistician*, 41: 169-178.

36. Seo, W., 2018. "Does Neighborhood Condition Create a Discount Effect on House List Prices: Evidence from Physical Disorder", *Journal of Real Estate Research*, 40(1): 70-87.

37. Seo, W. and von Rabenau, B., 2011. "Spatial Impacts of Microneighborhood Physical Disorder on Property Resale Values in Columbus, Ohio", *Journal of Urban Planning and Development*, 137(3): 337-345.

38. Spitzer, J., 1984. "Variance Estimates in Models with the Box-Cox Transformation: Implications for Estimation and Hypothesis Testing", *The Review of Economics and Statistics*, 66(4): 645-652.

39. Swanson, D., Tayman, A., and Barr, C., 2000. "A Note on the Measurement of Accuracy for Subnational Demographic Estimates", *Demography*, 37: 193-201.

40. Wallace, H., 1926. "Comparative Farmland Values in Iowa", *Journal of Land and Public Utility Economics*, 2: 385-392.

41. Wallace, N., 1996. "Hedonic Based Price Indexes for Housing: Theory, Estimation, and Index Construction", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3: 24-48.

Date Received	2019-07-24
Reviewed(1st)	2019-09-08
Date Revised	2019-09-23
Reviewed(2nd)	2019-10-16
Date Accepted	2019-10-16
Final Received	2019-10-22