

헤도닉 가격모형을 이용한 개인컴퓨터의 비시장 속성에 대한 가치추정*

Applying Hedonic Price Model to Analyzing Non-market Characteristic of Personal Computer

신 승 식** ·곽 승 준*** ·유 승 훈****

〈目 次〉

I. 서 론	Ⅲ. 실증분석 및 결과
Ⅱ. 모 형	Ⅳ. 결 론

<Abstract>

The purpose of this study is to test whether prices of personal computers reflect their varying degrees of non-marketable characteristics including after-sales service. This purpose is carried out using the hedonic price model. In this paper, we estimated 74 functional forms of hedonic price model using the quadratic Box-Cox transformation function and selected one based on the three criteria: expected signs, the statistical significance of estimated coefficients, and goodness of fit in terms of root-mean-square-percentage-error. In this study, we found that as the after-sales service level increases the price of the personal computer increases. This result is consistent with the hypothesis that the less after-sales service offered with a personal computer, the less consumers are willing to pay for the personal computer, when all else remain constant. This finding shows that since the market works indirectly to influence pricing, the need to rely on consumer protection legislation to guarantee after-sales service is lessened. This study also found that after-sales service supported by each personal computer producer is not a free service, thus produces have a profit incentive for providing after-sales service.

Key words: Hedonic price model, After-sales service, Box-Cox transformation

* 이 논문은 두뇌한국21사업(Brain Korea 21 Project)에 의하여 지원되었음을 밝힌다. 본 논문이 여러 가지 측면에서 유의하게 개선될 수 있도록 유익한 논평을 해 준 익명의 심사위원 두 분께 감사드린다.

** 한국해양수산개발원 해사정책연구실 DB팀장

*** 고려대학교 경제학과 교수

**** 고려대학교 경제연구소 연구위원

I. 서론

헤도닉 가격모형(hedonic price model)은 1967년에 Ridker(1967)가 고전적 지대이론에서 나타난 결과를 이용하여 대기질이나 수질과 같은 환경적 속성의 개선에 의해 야기되는 토지의 경제적 편익을 추정하기 위한 모형으로 그 원형이 처음 제시되었다. Ridker(1967)는 대기오염과 같은 환경변수와 토지가격이 서로 함수적인 관계를 갖는다는 점과 이 함수적 관계를 이용하여 향후 오염 발생시 토지가격의 변화를 예측할 수 있다는 점, 그리고 이 토지가격의 변화를 통해 개별 가계의 후생변화를 정확히 예측할 수 있다는 점 등에 대해 언급하였다. 그 후 이 이론은 Rosen(1974)에 의해 헤도닉 가격모형으로 완성되었으며, 1980년대 이후 식별문제(identification)와 함수형태의 설정 등과 같은 이론적 개선이 지속적으로 이루어졌다.

Brown and Rosen(1982)은 Rosen(1974)에 의해 제시된 초기의 모형이 2단계 추정시 식별문제를 야기할 수 있다는 주장을 처음으로 제기하였으며, Mendelsohn(1984, 1985), Bartik(1987), Quigley(1982) 등은 헤도닉 가격모형에서 식별문제를 해결하기 위해 새로운 방법의 2단계 추정법을 제공하였다. 또한 헤도닉 가격모형의 함수형태에 대해서는 Goodman(1978)에 의해 처음으로 Box-Cox 변환 모형이 제시된 이후 Halvorsen and Pollakowski(1981)와 Cassel and Mendelsohn(1985), Cropper et al.(1988) 등에 의해 헤도닉 가격모형에서 특정한 함수형태는 중요시되지 않으며, 속성에 대한 잠재적 한계가격의 추정치를 올바르게 추정할 수 있도록 2차의 Box-Cox 변환을 통해 가변적인 함수형태를 설정해야 할 필요성이 강조되었다. 또한 Freeman(1993)은 헤도닉 가격모형의 함수형태(오

목, 불룩, 혹은 선형의 여부)는 각기 다양한 재화시장의 헤도닉 가격구조를 반영할 수 있기 때문에 헤도닉 가격모형에서 함수형태는 무관하다고 주장하였다. 이러한 방법론에 입각하여 Hur and Kwak(1997)은 서울의 주택시장에 대한 헤도닉 가격모형을 미국, 일본 및 홍콩의 주택시장모형과 비교해본 결과 헤도닉 가격모형의 함수형태는 시장의 역사, 문화 및 경제발전의 단계에 따라 다르게 나타날 수 있음을 보였다.

한편 초기의 헤도닉 가격모형은 주택 및 토지의 거래 수반되는 대기질 및 수질과 같은 환경재의 지불 의사 추정에만 주력하였으나, 최근에는 자동차의 안전성에 대한 가치 추정(Asher, 1992), 포도주의 저장 가치 추정(Nerlove, 1995) 등과 같이 비환경적인 비시장재의 가치추정에도 이용되고 있어, 그 적용 범위가 폭넓게 확대되고 있다.

본 연구에서는 현시된(revealed) 자료를 통해 비시장재화의 가치를 간접적으로 추정하는 대표적 방법론인 헤도닉 가격모형을 이용하여 소비자들이 PC 구매시 각 속성, 특히 애프터서비스(A/S)에 지불하려는 가치를 추정하고자 한다. 지금까지 헤도닉 가격모형을 이용한 비시장재의 가치추정 연구가 함수형태에 대한 관심은 소홀한 채 가치의 추정에만 집중되어 있다는 점을 고려하여, 본 논문에서는 PC 구매시 A/S의 지불 가치를 추정하는 한편 이의 함수형태를 결정하는 데에 노력을 기울였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 모형에 대해 논의한다. PC의 여러 속성에 대해 언급한 다음, 헤도닉 가격모형의 추정을 위한 함수형태에 대해 소개한다. III장에서는 다양한 함수형태에 대한 실증분석을 다룬다. 최적의 함수형태를 선별한 후 비시장 속성에 대한 가치를 추정하였다. 마지막 장은 결론으로 할애하였다.

II. 모 형

1. 개인컴퓨터(PC)의 속성

잠재적으로 PC의 가격차이를 유발하는 속성은 매우 다양할 것으로 판단된다. 예를 들면 중앙처리장치(CPU)의 속도, 모니터의 크기, PC의 형태(데스크탑인가 혹은 노트북PC인가 여부), 하드디스크의 용량 등과 같은 선택사항의 물리적인 차이 등이 PC에 영향을 미치는 속성변수로 포함될 수 있다. 본 연구에서는 PC의 가격에 영향을 미치는 요인을 보다 확장하여 제조업체의 A/S 차이가 PC의 가격에 반영되는가를 조사한다.

PC의 구매시 모니터, 하드디스크 용량 등의 관찰 가능한 많은 속성들과 달리 A/S와 같은 요소는 구매 시점에 관찰되지 않는 속성이다. 소비자는 이러한 정보를 얻기 위해 소문에 의존하거나, 방송매체, 소비자 단체의 연구 등 다양한 채널을 동원하지만 일반적으로 이러한 정보는 쉽게 얻어지거나 폭넓게 이용될 수 있는 실정의 것이 아니다.

공공정책의 관점에서 볼 때에도, 만일 PC의 가격에 A/S의 차이가 반영되지 않는다면 소비자보호라는 문제가 발생할 수 있다. 이 경우 PC제조업체는 위의 추가적인 속성을 제공하는 데 따른 비용을 적절히 회수할 수 없기 때문에 소비자들이 향후 겪을 수 있는 잠재적 고장을 해결해 주기 위해 A/S를 제공하려는 유인이 줄어들 가능성이 크다. 반면에 만일 PC가격에 제조업체의 A/S 차이를 적절히 반영한다면 소비자는 향후 발생할 잠재적인 고장에 대한 우려를 버릴 수 있어 이에 관한 논란은 줄어들 것으로 판단된다.

한편 기업의 경우 자신의 PC를 생산 및 판매하는

데 있어서 어느 부문을 중점적으로 개발하고 홍보해야 할 것인가를 결정해야 할 필요성에 직면한다. 즉 소비자들이 PC의 각 구성요소에 대해 부여하는 중요도를 파악하여 이것이 PC가격에 미치는 영향을 정확히 판단할 수 있다면, 차후의 개발모델은 이 부분에 중점을 두어 생산될 수 있을 것이다. 그러나 중앙처리장치(CPU)의 처리속도나 모니터의 크기 등에 대해서는 부품별로 일정한 시장이 형성되어 있는 데 반해 A/S와 같은 비시장재의 경우 시장 형성의 부재로 소비자들이 여기에 부여하는 가치가 어느 정도인가를 파악하기 힘든 상황이다. 따라서 제조업체가 향후 제품의 성능을 향상시키기 위해 R&D에 투자를 할 것인가, 혹은 마케팅 전략을 위해 A/S의 향상에 주력할 것인가의 여부도 결정하기 힘든 실정이다.

본 연구에서는 PC의 속성을 여러 개로 분리한 후 이들 각각의 속성에 대한 가치를 추정하였다. 여기서 사용된 가격은 각각의 PC에 대해 고시된 가격이 아니라 소비자가 구매시 실제 지불한 가격을 사용하였다. 따라서 소비자가 할인기간에 PC를 구입했거나 혹은 비정상적인 유통경로로 싸게 구입했다고 하더라도 이 부분이 모두 고려될 수 있어 소비자의 PC에 대해 실제 지불하려는 가치를 충분히 반영할 수 있었다.

2. 추정모형을 위한 함수형태의 설정

Rosen(1974)에 의해 헤도닉 가격모형에 대한 이론적 기초가 제공된 이후 1970년대 중반 이후부터 이를 이용한 실증분석은 활발히 이루어졌다. 그러나 가치의 추정을 위해 주로 사용된 함수형태는 선형함수, 이차함수, log-log함수, 반log(semi-log)함수¹⁾, 지수함수

1) 여기서 반 log함수는 log-linear함수, 혹은 linear-log함수를 나타낸다.

등이었으며, 함수형태를 결정하기 위해 2차의 Box-Cox 변환함수가 이용된 것은 비교적 최근의 일이다.

현재까지 헤도닉 가격모형에서 함수형태가 어떠한 것이 되어야 하는가를 규정하는 특별한 기준은 없으며, 사용된 함수형태가 경제이론과 부합될 경우 큰 문제는 야기하지 않는 것으로 판단된다. 경제이론에 따르면 헤도닉 가격함수는 개인의 선호와 공급자의 가격 혹은 이윤함수에서 파생된 하나의 균형관계이다. 따라서 이 균형관계를 유지하기 위한 유일한 제약은 비시장재화가 하나의 재화로 간주될 때, 헤도닉 가격함수의 1계 도함수는 양수가 되어야 한다는 것이다. 또한 한계효용이 체감되며 이에 따른 개인의 한계지불의사도 체감된다고 가정하면 헤도닉 가격함수의 2계 도함수는 음수가 되는 것이 바람직하다.²⁾

헤도닉 가격함수에 대한 초기의 연구자들은 여러 개의 함수형태를 가정하였으며, 적합도(goodness-of-fit)의 기준 하에서 하나를 선택하였다. 따라서 헤도닉 가격함수의 연구에 있어서는 여러 개의 함수형태를 하나의 가변적인 함수로 나타낼 필요성에 직면하였으며, Goodman(1978)은 종속변수에 대해 다음과 같은 Box-Cox 변환을 통하여 처음으로 헤도닉 가격함수를 가변함수화하였다.

$$p[\lambda] = \frac{p^\lambda - 1}{\lambda} \quad (1)$$

여기서 λ 는 함수형태를 나타내는 파라미터로, $\lambda=1$ 인 경우 이 식은 단순한 선형함수를 나타내며 λ 가 0에 근접할수록 헤도닉 가격함수는 반 로그(semi-log)

형태가 된다.

한편 Halvorsen and Pollakowski(1981)는 헤도닉 가격함수의 형태를 결정하는 데 있어서 종속변수만을 변환하는 것은 제한적이라고 판단하고 종속변수와 설명변수가 모두 Box-Cox 형태를 갖는 2차식의 변환 형태를 제시하였다. 이 경우 헤도닉 가격함수는 선형이나 반로그 형태와 같은 단순한 형태는 아니며, λ 가 0 또는 1과 상당히 다를 수 있다는 점을 암시하였다.³⁾

$$p[\lambda] = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \cdot z_i^{[\beta]} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij} \cdot z_i^{[\beta]} \cdot z_j^{[\beta]} \quad (2)$$

여기서 i 와 j 는 속성을 나타내며, 각각의 표시는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} p[\lambda] &= (p^\lambda - 1)/\lambda && \text{for } \lambda \neq 0 \\ p[\lambda] &= \ln p && \text{for } \lambda = 0 \\ z_i^{[\beta]} &= (z_i^\beta - 1)/\beta && \text{for } \beta \neq 0 \\ z_i^{[\beta]} &= \ln z_i && \text{for } \beta = 0 \end{aligned}$$

Box-Cox 함수의 보다 일반적인 형태는 설명변수 각각에 대해서 서로 다른 변환을 허용하는 것이며, 이는 식 (2)의 2차 Box-Cox 변환을 다음과 같이 확장하는 것이다.

$$p[\lambda] = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \cdot z_i^{[\beta_i]} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij} \cdot z_i^{[\beta_i]} \cdot z_j^{[\beta_j]} \quad (3)$$

2) 헤도닉 가격함수의 2계 도함수는 음수가 되는 것이 바람직하지만 반드시 그런 것은 아니다. 2계 도함수의 부호는 대상 재화의 특성에 의해 달라질 수 있으며, 헤도닉 가격모형의 일반적인 특성으로부터 유도될 수는 없다. 참고로 Rosen(1974)은 2계 도함수가 양수인 헤도닉 가격함수를 예시하였다.
 3) 그러나 Cassel과 Mendelsohn(1985)은 헤도닉 모형을 이용하여 후생 분석을 실행할 경우 문제가 되는 것은 헤도닉 가격함수의 적합도가 아니라 속성에 대한 잠재적 한계가격의 추정치라는 점을 지적하였다.

Cropper et al.(1988)은 위의 2차 Box-Cox 변환을 이용하여 메릴랜드 주 발티모어 지역의 주택시장을 분석하였다. 이들은 개별 효용함수의 모수와 함수형태, 개인에 대한 기호의 차이를 반영하는 속성의 분포를 구체화한 후 주택에 대한 다양한 속성의 묶음에 대해 가장 높은 지불의사를 갖는 개인에게 판매된 주택시장의 균형을 나타내는 과제를 수행하였다. 이들은 헤도닉 가격함수에 주택의 모든 속성이 포함될 때, 선형 및 이차의 Box-Cox 변환이 잠재적 한계가격을 가장 정확히 제공하였음을 보였다. 이들은 또한 중요 변수를 생략하거나 다른 대리변수를 사용하는 등 여러 가지 잘못된 헤도닉 가격함수에 대한 실험에서도 선형의 Box-Cox 변환이 가장 정확한 추정치를 나타낸다는 점을 발견하였다.

한편 Hur and Kwak(1997)은 서울의 주택시장에 대한 헤도닉 가격함수의 추정에서 기존의 주택시장에 대한 헤도닉 모형의 함수형태는 시장의 역사, 문화 및 경제발전의 단계에 따라 변할 수 있다는 가정 하에, 올바른 헤도닉 가격함수를 추정하기 위해서는 1단계로 지역시장에 대한 연구가 선행되어야 하며 2단계에서는 1단계의 결과를 효과적으로 통합하는 가변적 함수형태를 구분하여야 한다고 하였다. 이들은 서울의 주택시장에 대한 헤도닉 가격함수의 추정에서 다음과 같은 2차의 Box-Cox 변환을 사용하였으며, 13개의 함수형태에 대한 적합성 검정을 위해 제곱근평균제곱오차(root mean square error)와 로그우도비검정법(log-likelihood ratio test)을 이용하였다.

$$P(\theta) = a_0 + \sum_{i=1}^N a_i X_i(\lambda_i) + \sum_{j=1}^N b_j X_j(\lambda_j) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N c_{ij} X_i(\lambda_i) X_j(\lambda_j) \quad (4)$$

$$\text{where } P(\theta) = \begin{cases} \frac{(P^\theta - 1)}{\theta}, & \text{for } \theta > 0 \\ \ln(P), & \text{for } \theta = 0 \end{cases}$$

$$X_{i,j}(\lambda_i, \lambda_j) = \begin{cases} \frac{(X_{i,j}^{\lambda_i, \lambda_j} - 1)}{\lambda_i, \lambda_j}, & \text{for } \lambda_i, \lambda_j > 0 \\ \ln(X_{i,j}), & \text{for } \lambda_i, \lambda_j > 0 \end{cases}$$

여기서 X_i (X_j)는 주택의 i 번째(j 번째) 속성이며, θ , λ_1 , λ_2 는 Box-Cox 변환 파라미터를 나타낸다. 앞에서 언급한 바와 같이 (4)식은 Box-Cox 변환 파라미터의 값에 대한 제약을 통해 선형, 반 로그(semi-log), 이중

로그(double-log), 트랜스로그(trans-log) 및 기타 여러 형태의 Box-Cox 모형으로 전환될 수 있으며, 파라미터의 값이 0 또는 1로 주어지지 않을 경우 다음과 같이 우도함수의 극대화 과정을 통해 이를 추정하였다.

$$L(\theta, \lambda_1, \lambda_2) = -\frac{1}{2} N \log \sigma^2(\theta, \lambda_1, \lambda_2) + (\theta - 1) \sum_{i=1}^N \log P_i \quad (5)$$

N : 표본의 수

σ^2 : 변환된 자료의 OLS 추정 분산치

P_i : 관측된 주택가격

PC구매시 A/S에 대한 지불의사액을 헤도닉 소유 가격 모형으로 추정하기 위해서 본 연구에서는 2절에서 설명한 2차의 Box-Cox 모형을 이용하여 적절한 함수형태를 찾고자 하였으며 다음과 같이 설명변수를 3개의 그룹으로 분리하였다. 첫 번째 그룹(X_1)은 PC의 속성을 나타내는 변수로 CPU, HARD, RAM, MT, A/S이고, 두 번째 그룹(X_2)은 PC의 구매시점을 나타내는 YEAR, 그리고 세 번째 그룹(X_3)은 더미변

수의 속성을 나타내는 DESKTP, SND, TV, CD이다. 앞서 지적하였듯이, Freeman(1993)은 헤도닉 소유가격 모형의 함수형태(오목, 볼록, 혹은 선형의 여부)가 서로 다른 주택시장의 헤도닉 가격구조를 반영할 수 있기 때문에 형태와는 무관하다고 주장하였다. 따라서 본 논문에서는 다음과 같은 2차의 Box-Cox 변환 모형을 이용하여 선형모형, 로그모형 및 Box-Cox 모형 등 다양한 함수형태를 추정하였다.⁴⁾

$$P(\theta) = a_0 + \sum_{i=1}^N a_i X_i(\lambda_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N c_{ij} X_i(\lambda_i) X_j(\lambda_j) + a_3 X_3 \quad (6)$$

$$\text{where } P(\theta) = \begin{cases} \frac{(P^\theta - 1)}{\theta}, & \text{for } \theta > 0 \\ \ln(P), & \text{for } \theta = 0 \end{cases}$$

$$X_i(\lambda_i) = \begin{cases} \frac{(X_i^{\lambda_i} - 1)}{\lambda_i}, & \text{for } \lambda_i > 0 \\ \ln(X_i), & \text{for } \lambda_i = 0 \end{cases}$$

실제의 추정에서는 종속변수, 첫 번째 그룹의 변수, 두 번째 그룹의 변수에 대해서 각각 $\theta, \lambda_1, \lambda_2$ 라는 Box-Cox 파라미터를 부여하고, C_{ij} 가 0일 경우와 0이 아닐 경우에 대해 각각 이들이 1 또는 0일 경우, 0과 1이 아닐 경우로 구분하여 추정한다. 각각의 경우의 수를 모두 고려한 결과 전체의 추정방정식은 74개에 달한다.⁵⁾

하여 PC구매시 A/S에 대한 소비자의 지불의사액을 추정하고자 한다. 이를 위해 PC통신 하이텔 이용자 1,500명을 대상으로 자신이 보유한 PC에 대해 설문 조사를 하였으며, 적정 지불의사액의 추정을 위해 74개의 함수형태를 고려하였다.

III. 실증분석 및 결과

본 장에서는 앞서 언급된 헤도닉 가격모형을 이용

1. 자료의 수집 방법

헤도닉 가격모형을 이용하여 비시장재화의 가치를 추정하기 위해서는 시장에서 현시된 자료가 필요하다. 따라서 PC 구매시 A/S에 대한 소비자의 지불의사

4) 한편, 헤도닉 가격모형의 준모수적(semi-parametric) 추정법에 대해서는 average derivative estimation을 이용한 Lee et al.(2000)과 least absolute deviations estimation을 이용한 Yoo(2001) 등을 참고할 수 있다.

5) 74개의 추정식은 $c_{ij} = 0$ 의 경우 37개와 $c_{ij} \neq 0$ 의 경우 37개로 구성되어 있다. 자세한 경우의 수는 [부록 1]을 참조하기 바란다.

액 추정을 위해서도 개별 구매자의 PC 구매가격 및 PC의 사양에 대한 자료와 함께 각 PC 제조업체의 A/S에 대한 정보가 필요하다.

본 연구에서는 우리나라의 통계 여건상 이러한 자료의 수집이 불가능하다고 판단하여, 실제 PC소유자를 대상으로 구매가격과 PC 사양 및 A/S에 대해 설문조사를 실시하였다. PC통신의 이용자는 기본적으로 PC를 보유해야 하기 때문에 PC통신 하이텔의 이용자를 설문대상으로 하였으며, 1997년 8월 24일과 25일 양일간 하이텔의 텔리리서치를 통해 1,500명에 대해 직접 설문을 시도하였다. 하이텔의 텔리리서치는 한 화면에 하나의 문항만을 보여주고 여기에 답을 해야 다음 문항으로 넘어가기 때문에 전체 질문을 보고 대답을 미리 구성할 수 없으며, PC통신에 접속한 임의의 이용자를 대상으로 설문을 시도하였기 때문에 확실적인 표본추출이 가능하다고 판단되었다. 대상자 1,500명 가운데 설문에 성실히 답한 응답자는 1,345명이었으며 이들을 대상으로 분석을 시도하였다.

2. 설문 내용

설문의 내용은 기본적으로 헤도닉 가격모형을 구성하기 위한 설명변수의 확보를 목적으로 하였으며, 자신이 보유한 PC의 구매 시기(YEAR), 구매가격⁶⁾(PRICE), 제조업체(MAKER), IBM호환여부(IBM), 데스크탑인가 노트북인가의 여부(DESKTP), 구매당시 해당 PC업체의 A/S수준 등과 같은 외부적인 속성과 함께, 구매 PC의 CPU등급(CPU), 내장된 하드디스크의 용량(HARD), 내장된 RAM의 용량(RAM), CD-

ROM드라이브의 배속수(CD), 모뎀의 전송속도(MODEM), 모니터의 인치수(MT), 사운드카드의 내장여부(SND), PC상에서 TV시청이나 동화상 편집가능여부(TV) 등을 설문하였다.

여기에서 CPU는 386급 이하에서 펜티엄 166급 이상까지 6단계의 선택을 제시하였고, 구매시기(YEAR)는 1993년 이후로 한정하였다.⁷⁾ PC제조업체(MAKER)는 현재 국내에서 사용가능한 제품을 9개 분류에 의해 선택하도록 하였으며, RAM과 CD-ROM, MODEM등은 현재의 수준을 그대로 써넣도록 하였고 설치되지 않은 경우 0으로 표시하도록 하였다. 또한 IBM 호환여부(IBM), 데스크탑인가의 여부(DESKTP), 사운드카드의 내장여부(SND), TV 시청이나 동화상 편집여부(TV) 등은 더미변수로서 예의 경우 1, 아니오의 경우 0으로 표시하도록 하였다.

3. 설명변수의 구성

각각의 PC는 CPU, 모니터의 인치수, RAM의 용량 및 하드디스크의 용량 등과 같은 속성의 집합으로 구성된다. 소비자가 PC를 구매할 때 이들이 구매하는 것은 이와 같은 속성들의 묶음이다. 소비자는 이들 속성에 대해 선호를 갖는다고 가정한다. 각각의 소비자에게는 자신이 구매하는 속성의 결합에 대해 지불하려는 최대의 금액이 존재하며, 이 지불의사는 속성의 묶음뿐 아니라 소비자의 소득과 선호에도 좌우된다.

PC의 생산자는 다음의 두 가지 의사결정에 직면한다. 하나는 어떠한 속성 묶음을 생산하는가 이고 다

6) 만일 구매이후에 부품을 추가하였을 경우 이를 포함시키도록 요구하였다.

7) 통상적인 PC의 싸이클이 3~4년인 점을 고려하였으며, 1993년 이전의 구매제품은 286급 이하가 대부분 이어서 기술구조상 질문된 장치의 탑재가 불가능한 경우가 많아 실질적인 비교가 될 수 없다고 판단했기 때문이다.

른 하나는 얼마나 많은 PC를 생산해야 하는가 이다. 생산자는 요소가격, 자신의 생산함수, 생산되는 PC의 수, 여러 속성 묶음의 각각에 대한 시장가격 등에 직면하여 자신의 이윤을 극대화하는 속성 묶음을 선택한다. 따라서 생산자의 공급함수(offer function)는 생산된 PC에 대해 공급자가 수용할 수 있는 최소 가격을 나타낸다.

시장균형은 지불함수와 공급함수의 접점이며 시장에서 관측되는 가격은 이 접점의 집합이다. 즉 소비자가 각 속성에 대해 지불하는 가격은 생산자가 각 속성에 대해 수용하려는 금액과 일치한다. 따라서 헤도닉 방정식은 수요와 공급에 대한 영향을 모두 고려한 하나의 축약형(reduced form) 방정식이다. 이 연구에서는 이 접점 혹은 잠재가격의 집합을 헤도닉 가격 방정식으로 추정하려는 것이다.

본 연구의 헤도닉 가격방정식에서 사용된 종속변수는 PC에 대해 실제 지불한 가격이며, 설명변수는 예상되는 PC의 속성들이다. 여기에서 PC의 속성은 단지 물리적 속성뿐 아니라 소비자의 효용함수에 고려될 수 있는 모든 것이 포함될 수 있다. 즉 PC의 경우 CPU, 하드디스크 용량, 모니터의 크기, 모뎀의 전송속도 등과 같은 물리적 속성 외에도 A/S 등과 같은 속성도 PC 구매시 소비자의 효용함수에 고려된다는 것이다.

본 연구에서는 물리적 속성을 나타내는 설명변수로 중앙처리장치의 용량(CPU), 하드디스크의 용량(HARD), 장착된 메모리의 크기(RAM), 모니터의 크기(MT), 데스크탑인가의 여부(DESKTP)⁸⁾, 사운드카드 장착 여부(SND), TV시청가능 여부(TV) 등을 이용하였으며, 구입연도가 PC 가격에 미치는 영향을 고려하기 위해 구입연도(YEAR)도 사용하였다.

그러나 여기서 사용된 설명변수가 PC 구매시 선택 가능한 모든 속성은 아니다. 즉 모뎀(MODEM)의 경우 설문 대상이 PC통신 이용자이며, 이들의 경우 PC통신을 위해서는 모뎀의 설치가 필수적이어서 본 분석에서는 PC의 속성변수에서 모뎀을 제외시켰다.⁹⁾ 또한 응답자의 94%가 IBM 호환기종이었으며, IBM 호환여부(IBM)가 가격에 영향을 미치지 않는 것으로 판단되어 설명변수에서 IBM도 제외하였다. 그러나 생략된 변수가 A/S와 상관되지 않는 한 주된 관심사인 A/S의 추정치를 편의(bias)시키지는 않을 것으로 판단된다.

4. 추정결과

여기서 A/S는 각 제조업체의 A/S를 나타내는 지표이며 설문조사를 바탕으로 작성되었다. 즉 1,345명의 응답자에게 PC 구매 당시 자신이 구매한 PC의 A/S

8) 익명의 심사위원이 지적한 바와 같이, PC에서 노트북과 데스크탑은 크게 다른 특성을 가지고 있다. 노트북의 경우 사용자가 직접 수리하는 것이 거의 불가능한 반면에, 데스크탑의 경우 많은 사용자가 쉽게 수리하며 또한 부품을 구하기고 수월하기 때문이다. 또한 노트북과 데스크탑은 비슷한 성능을 가진다 하더라도 그 가격 차이는 큰 편이다. 따라서 이 둘을 분리하여 분석하는 것이 보다 적절할 것이다. 하지만 노트북 사용자는 79명에 불과하여, 노트북 사용자만의 자료를 이용하여 헤도닉 가격함수를 추정하기에는 자료의 수가 비교적 작았다. 한편 데스크탑 사용자만의 자료를 이용하기에는 전체 자료 중 노트북 사용자의 자료를 사용하지 못하는 문제가 있었다. 따라서 본 연구에서는 더미변수를 사용함으로써 노트북과 데스크탑의 특성 차이를 반영하고자 한다. 노트북과 데스크탑 PC 사용자에 대한 충분한 자료를 확보하여 헤도닉 가격함수를 분리하여 추정하고 그 결과를 비교하는 작업은 추후의 과제로 돌린다.

9) 최근 인터넷 사용을 계기로 PC에서 중요한 장비로 부각되고 있는 모뎀의 장착여부를 고려하지 못한 것은 본 연구의 결과를 해석하는 데 있어서 주의를 요망하고 있다. 따라서 향후 PC 통신에 접속한 사용자만을 대상으로 하는 설문이 아닌 보다 확장된 설문을 통해 수집된 자료를 이용하여 헤도닉 가격모형 분석이 추가적으로 이루어져야 할 것이다.

〈표 1〉 설문에 기초한 각 제조업체의 연도별 A/S 수준

제 조 업 체 명	1993	1994	1995	1996	1997
청계천 및 용산	3.289	3.770	3.416	3.732	3.830
대 우	-	3.750	3.714	3.875	5.750
삼 보	4.667	5.056	4.308	4.893	5.174
삼 성	4.750	5.063	5.057	5.521	5.378
LG	4.000	4.333	5.000	5.231	5.000
현 대	3.667	-	3.500	4.000	2.667
외 제	6.000	3.500	5.200	4.333	5.111
자체제작	4.200	3.600	3.529	4.038	3.944
기 타	3.345	3.957	3.978	4.198	4.417

주: 1) A/S가 가장 낮은 수준은 0, 가장 높은 수준은 7

수준을 물은 뒤 제조업체와 연도별로 이를 평균하였으며, 결과는 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1>에 따르면 1997년에 A/S가 가장 높은 제조업체는 대우, 가장 낮은 곳은 현대였으며, 청계천 및 용산의 제품은 지속적으로 평균수준(3.5대)을 유지하였다. 전반적으로 대기업에서 제조한 PC의 A/S 수준이 높은 수준을 나타내었다. 한편 PC구매시 A/S의 가치를 추정할 경우 예상되는 설명변수의 부호는 <표 2>에 제시되어 있다. CPU, HARD, RAM, MT는 수치가 증가할수록 상위기종이며, 처리능력이 향상되므로 PC가격에 (+)요인으로 작용할 것이다. 또한 사운드카드(SND)나 TV영상편집카드(TV)의 경우에도 추가시 PC의 기능이 향상되므로 PC 가격에 (+)요인으로 작용할 것으로 판단된다. 제조업체의 A/S 수준도 제품구매의 (+)요인으로 작용할 것이다.

한편 구입년도(YEAR)의 경우 경험상 PC의 가격은 기능의 향상에도 불구하고 기술의 발전으로 가격이 하락되어온 추세를 감안하여 PC 구매의 (-)요인으로 판단된다. 또한 데스크탑 PC의 경우 노트북 PC에 비

해 가격이 저렴하므로 DESKTOP의 부호도 (-)가 될 것으로 판단된다. 그러나 CD-ROM 드라이브(CD)의 경우 배속이 증가할수록 PC의 기능이 향상되어 가격 상승요인이 발생하는 반면, 최근 CD-ROM 드라이브의 제조기술이 급속도로 향상됨에 따라 배속대비 가격이 급속 하락하는 추이를 보이고 있어 가격 상승요소와 가격 하락요소의 상충으로 정확한 부호의 추정이 어려운 실정이다.

각 변수의 평균치에 의하면 설문대상자 1,345명의 PC 구입년도는 평균적으로 1993년 6월경으로 판단된다. PC의 구매가격은 평균 212만원이었으며 94.2%가 IBM호환기종이었고 노트북PC 보유자는 6%에 불과하였다. 한편 보유한 PC의 CPU의 평균치는 3.35로서 응답자의 PC 기종은 평균적으로 펜티엄 75~100 수준이었으며, 하드디스크(HARD)는 평균 1.36GB를 채용하였다. PC에 탑재된 램(RAM)은 20.87MB였고, 장착된 CDROM드라이브는 평균 6배속이었다. 또한 탑재한 모뎀의 평균 전송속도는 25.3 Kbps이고 모니터(MT)는 평균 14.8인치였으며, 사운드카드(SND)가 내장된 PC

〈표 2〉 변수의 기초통계량

변 수 명	평 균	표 준 편 차	최 소	최 대	예 상 부 호
구입연도(YEAR)	95.522	1.274	93	97	(-)
구매가격(PRICE)	211.959	91.829	80	2250	
IBM호환(IBM)	0.942	0.234	0	1	
데스크탑(DESKTP)	0.941	0.237	0	1	(-)
CPU	3.354	1.434	1	6	(+)
하드디스크(HARD)	1362.178	1097.245	20	13000	(+)
보유 램(RAM)	20.880	15.672	1	256	(+)
시디롬(CD)	6.059	5.392	0	32	?
모뎀 속도(MODEM)	25.262	12.290	0	64	
모니터(MT)	14.813	1.755	8	32	(+)
사운드카드(SND)	0.874	0.332	0	1	(+)
TV 및 동화상(TV)	0.295	0.456	0	1	(+)
A/S 수준(AS)	4.093	0.629	2.667	6.000	(+)

는 응답자의 87.4%, TV카드나 동화상 편집카드가 내장된 PC는 응답자의 29.5%에 달했다. 자신이 구매한 PC의 구매당시 A/S의 수준은 7점 만점에 평균 4.09로서 보통 이상의 A/S를 기대했던 것으로 판단된다.

74개의 모형에 대한 추정은 각각의 Box-Cox 추정식에 대한 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 이용하였다.¹⁰⁾ 초기값은 $\theta, \lambda_1, \lambda_2$ 의 경우 임의의 값을 설정하였고 설명변수의 경우 OLS 추정치를 사용하였다. 74개의 모형으로부터 최적의 모형을 선정하기 위한 기준으로 본 연구에서는 계수의 통계적 유의성이 확보된 모형을 대상으로 적합도 검정을 실시하였다.

적합도 검정법으로는 RMS 퍼센트 오차(RMS%E, root-mean-square percentage error)와 로그우도비검정법을 이용하였으며, 최종적으로 RMS%E값이 가장 낮은 값을 선정하였다.¹¹⁾ <표 3>의 7개의 추정식에 대한 적합성 검정을 위해 로그우도비값을 해당되는 χ^2 분포에 의해 검정한 결과 모형 (3)과 모형 (11)은 5%의 유의수준에서 벗어나는 것으로 판명되었다. 또한 최적의 함수 형태를 추출하기 위해 5%의 유의수준에 부합되는 나머지 5개의 추정식에서 RMS%E 값이 가장 작은 모형¹²⁾을 선정한 결과 모형 (31)이 0.05467로 가장 낮아 본 연구에서 요구하는 함수형태인 것으로 판명되었다.

10) 최우추정법을 적용하는 데 있어서 GAUSS의 OPTIMUM 라이브러리를 이용했으며, 최적화 알고리즘으로는 BFGS(Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno)를 이용하였다.

11) $RMS\%E = 100\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{Y_i^f - Y_i^a}{Y_i^a} \right\}^2}$, 여기서 Y_i^a 는 실제값을, Y_i^f 는 Box-Cox 추정치를 나타내며, N 은 표본의 수이다.

12) 즉 값과 추정치와의 편차가 가장 작은 모형을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 PRICE^{-0.2917} = & 1.9389 + 0.0266 \cdot CPU^{-0.2917} + 0.0334 \cdot HARD^{-0.2917} \\
 & + 0.0266 \cdot RAM^{-0.2917} + 0.2561 \cdot MT^{-0.2917} \\
 & + 0.1497 \cdot AS^{-0.2917} - 0.1497 \cdot LN(YEAR) \\
 & - 0.0429 \cdot DESKTP + 0.0351 \cdot SND \\
 & + 0.0088 \cdot TV - 0.0007 \cdot CD
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

〈표 3〉 2차의 Box-Cox 모형에서 계수의 통계적 유의성이 확보된 모형

변수명	모형(3)	모형(5)	모형(11)	모형(15)	모형(27)	모형(31)	모형(33)
상수항	-5.2845 (-1.66)	-346.1101 (-5.09)	4.4630 (45.76)	2.9910 (12.68)	2.3278 (17.09)	1.9389 (13.09)	2.0670 (10.01)
CPU	10.0765 (3.49)	25.2229 (2.67)	0.0267 (2.67)	0.0776 (2.36)	0.0167 (2.08)	0.0266 (2.86)	0.0276 (2.12)
HARD	0.0086 (2.85)	7.0542 (1.67)	0.0001 (2.53)	0.0312 (2.12)	0.0078 (2.00)	0.0334 (1.78)	0.0332 (1.75)
RAM	0.9052 (4.46)	16.6062 (3.25)	0.0034 (4.87)	0.0692 (3.91)	0.0173 (2.61)	0.0266 (3.16)	0.0307 (2.88)
MT	7.5288 (5.67)	139.1559 (5.64)	0.0316 (5.66)	0.5404 (6.31)	0.1378 (3.88)	0.2561 (5.38)	0.2873 (4.42)
AS	25.4656 (8.05)	102.3790 (5.68)	0.1171 (8.24)	0.4785 (7.65)	0.1229 (4.04)	0.1498 (4.44)	0.1775 (3.53)
YEAR	-10.9914 (-2.03)	-54.6066 (-6.91)	-0.0832 (-8.23)	-0.2224 (-8.12)	-0.0649 (-4.65)	-0.0478 (-3.95)	-0.0691 (-3.04)
DESKTP	-42.5246 (-3.88)	-45.8353 (-4.01)	-0.1811 (-4.71)	-0.1966 (-4.96)	-0.0494 (-3.56)	-0.0429 (-3.42)	-0.0532 (-2.52)
SND	35.7651 (4.84)	32.9836 (4.28)	0.1845 (7.08)	0.1665 (6.23)	0.0447 (3.58)	0.0351 (3.43)	0.0451 (2.62)
TV	12.6698 (2.32)	12.2281 (2.21)	0.0476 (2.50)	0.0430 (2.23)	0.0106 (2.05)	0.0088 (1.99)	0.0110 (1.65)
CD	-1.3415 (-2.25)	-1.3877 (-2.44)	-0.0034 (-1.68)	-0.0042 (-2.14)	-0.0011 (-2.41)	-0.0007 (-1.67)	-0.0010 (-3.84)
θ	1	1	0	0	-0.2528	-0.2917	-0.2461
λ_1	1	0	1	0	0	-0.2917	-0.2461
λ_2	1.6382	0	1	0	-0.2528	0	-0.2461
RMS%E	13.4510	13.8842	0.3097	0.3163	0.0708	0.0547	0.0739
Log-likelihood	2.98	-39.67	15224.76	15196.39	1002.62	971.47	964.25

모형 (31)은 종속변수와 첫 번째 그룹의 변수에 대해서는 동일한 Box-Cox 파라미터를 설정하고 두 번째 그룹의 변수는 로그를 취한 모형이다. 모형의 추정 결과 CD의 부호는 음으로 판정되어 기능향상에 대한 가격 상승요인보다 기술발달에 따른 가격 하락요인이 더 큰 것으로 판명되었다. 그 외의 변수는 부호가 예상과 모

두 일치하였으며, 각 계수의 추정치는 HARD와 CD를 제외하고 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난 반면 HARD와 CD의 경우 10%에서 유의한 것으로 나타났다. 한편 각 설명변수의 변화가 PC 구매가격에 미치는 영향을 알기 위해 각 설명변수의 탄력성을 다음의 세 가지 방식에 의해 추정하였다.

● $PRICE^\lambda = \dots + \beta \cdot HARD^\lambda + \dots$ 의 형태

$$\begin{aligned} \beta &= \frac{d(PRICE^\lambda)}{d(HARD^\lambda)} = \frac{\lambda \cdot PRICE^{\lambda-1} d(PRICE)}{\lambda \cdot HARD^{\lambda-1} d(HARD)} \\ &= \left(\frac{PRICE}{HARD} \right)^\lambda \frac{d(PRICE)HARD}{d(HARD)PRICE} \end{aligned} \tag{8}$$

$$\therefore \eta = \frac{d(PRICE)HARD}{d(HARD)PRICE} = \beta \cdot \left(\frac{PRICE}{HARD} \right)^\lambda$$

● $PRICE^\lambda = \dots + \beta \cdot LN(YEAR) + \dots$ 의 형태

$$\begin{aligned} \beta &= \frac{d(PRICE^\lambda)}{dLN(YEAR)} = \frac{\lambda \cdot PRICE^{\lambda-1} d(PRICE)}{d(YEAR)/(YEAR)} \\ &= \lambda \frac{d(PRICE)YEAR}{d(YEAR)PRICE} \end{aligned} \tag{9}$$

$$\therefore \eta = \frac{d(PRICE)HARD}{d(HARD)PRICE} = \frac{\beta}{\lambda \cdot PRICE^\lambda}$$

● $PRICE^\lambda = \dots + \beta \cdot SND + \dots$ 의 형태

$$\beta = \frac{d(PRICE^\lambda)}{d(SND)} = \frac{\lambda \cdot PRICE^{\lambda-1} d(PRICE)}{d(SND)} \tag{10}$$

$$\therefore \eta = \frac{d(PRICE)SND}{d(SND)PRICE} = \frac{\beta \cdot SND}{\lambda \cdot PRICE^\lambda}$$

PC의 구매가격에 대한 각 속성의 기여도를 비교하기 위해, (8), (9), (10)식을 이용하여 추정된 탄력성의 절대값을 <표 4>에 제시하였다. 이 결과에 따르면 구입 연도(YEAR)의 탄력성이 0.7822으로 가장 높다. 이는 PC의 지속적인 제조의 기술개선에 따라 실질적인 가격 하락 효과가 나타났던 것으로 판단된다. 다음으로는 구

매하는 PC가 노트북인가 혹은 데스크탑인가의 여부 (DESKTP)로 탄력성이 0.6605으로 나타났으며, 모니터의 크기(MT)와 사운드카드의 탑재여부는 탄력성이 각각 0.5565와 0.5014로 세 번째와 네 번째로 크다. 그러나 예상과는 달리 CPU나 탑재된 RAM의 용량(RAM), 하드디스크의 용량(HARD), TV카드의 탑재여부 등은

〈표 4〉 각 설명변수별 탄력성 추정치

변 수 명	탄 력 성($ \eta $)	
	값	순 위
CPU	0.0892	6
HARD	0.0194	10
RAM	0.0523	8
MT	0.5565	3
AS	0.4736	5
YEAR	0.7822	1
DESKTP	0.6605	2
SND	0.5014	4
TC	0.0423	9
CD	0.0718	7

상대적으로 낮은 탄력성을 보여주고 있다.¹³⁾

한편 A/S의 정도는 PC구매가격을 결정하는 5번째 요인으로 나타났으나 탄력성이 0.47361로 그 외의 요인과 큰 차이를 보이고 있어 PC구매가격을 결정하는 중요한 요인의 하나임을 알 수 있다. 이 결과에 따르면 소비자들은 A/S가 현재보다 1% 개선될 경우 PC의 구매가격을 현재보다 0.47% 더 지불할 의사가 있음을 알 수 있다.

그러나 <표 4>를 통하여 알 수 있는 점은 PC구매 가격에 영향을 주는 1위에서 3위까지의 요인은 PC의 제조업체의 영역 밖에 있는 반면 A/S는 PC 제조업체의 노력에 의해 충분히 영향을 미칠 수 있는 부분이란 점이다. PC의 가격이 반도체의 기술 향상에 의해 연도별로 하락한다거나 데스크탑 PC가 노트북PC에 비해 가격이 낮은 점, 그리고 소비자가 큰 모니터를

선택할 때 가격이 상승하는 것은 현실 여건상 불가피한 PC제조업체의 영역 밖에 있는 반면 A/S는 절대적으로 PC 제조업체의 능력에 좌우되는 것이기 때문이다. <표 4>에서 보는 바와 같이 PC에 대한 소비자의 지불의사는 CPU의 속도나 하드디스크의 크기 및 탑재된 RAM의 용량과 같은 일반적인 요인에는 크게 의존하지 않기 때문에 이런 부분으로 자사제품을 홍보하는 것은 자사의 매출증대를 위해 플러스요인은 되지 않을 것이며 A/S 수준의 증대가 판매의 핵심이라고 판단된다.

IV. 결 론

본 연구의 가장 중요한 목적은 비시장재화에 대한

13) RAM, HARD는 정량적인 변수이지만 SND는 정성적인 변수이므로 이 변수들에 대한 탄력성을 직접 비교하는 것은 문제가 있다. 따라서 SND 변수가 사운드 카드의 설치유무를 의미하는 더미변수가 아닌 속도나 용량을 나타내는 변수로 사용되어야 정확한 비교 및 해석이 가능할 것이다.

간접적 가치추정 방법인 헤도닉 가격모형을 이용하여 PC 구매시 각종 속성에 대한 지불의사를 추정하는 것이었다. 특히 본 연구에서 관심을 둔 것은 PC 구매자가 PC의 구입시 비시장 속성의 하나인 A/S에 어느 정도의 관심을 기울이는가 하는 점이었다. 이러한 연구는 헤도닉 가격이론의 방법론적 측면과 실무적 측면에서 몇 가지 시사점을 가진다.

먼저 방법론적인 측면에서 본 연구는 두 가지 시사점을 가진다. 첫째, 환경재의 가치평가를 위해 주택시장을 위주로 형성되었던 모형을 보다 확장하여 처음으로 PC시장을 대상으로 A/S의 가치를 추정하였으며, 이의 추정과정에서 헤도닉 가격모형의 함수형태를 구분하였다는 점에 큰 의의가 있다.

둘째, A/S라는 비시장 속성뿐만 아니라 PC의 가격을 결정하는 여러 가지 속성을 분석하기 위해 임의로 선택된 함수형태를 사용하는 대신에 유연한 것으로 알려진 2차의 Box-Cox 함수를 이용하였다. 아울러 여러 가지 다양한 제약을 부여한 74개의 함수형태를 최우추정법에 의해 추정하였으며, 부호와 계수의 통계적 유의성이 확보된 7개의 모형에 대해 RMS%E와 로그우도비검정을 통해 1개의 모형을 최종적으로 선택하였다. 이러한 절차는 함수형태를 선택하는 데 있어서 임의성을 배제하고 유연한 함수형태를 운용하여 객관적 기준에 따라 적절한 함수형태를 취하는 구조를 취하고 있다.

본 연구의 결과에는 실무적 측면의 중요한 시사점도 존재한다. 연구결과에 따르면 PC에 대한 소비자의 지불의사는 기존의 예상과는 달리 CPU의 속도나 탑재된 하드디스크 및 RAM의 용량보다는 모니터의 크기나 데스크탑PC인가의 여부, 그리고 제조업체의

A/S수준에 크게 의존한다는 점을 알 수 있었다. 그러나 모니터의 크기나 데스크탑PC인가의 여부는 소비자의 이용 행태에 따라 결정되므로 PC 제조업체의 영역 밖에 존재하지만 A/S의 수준은 전적으로 제조업체의 영역 안에 있기 때문에 PC판매의 증대를 위해서는 가장 중요시 해야 할 점이라고 생각된다. 따라서 PC 제조업체가 자사 PC에 대한 소비자의 관심을 끌기 위해서는 CPU나 탑재된 하드디스크 및 RAM의 용량 등과 같은 PC의 사양보다는 A/S 등과 같은 자사의 이미지 제고가 필요하다고 생각된다.

본 연구에서는 개별 소비자의 PC 구매에 대한 국내 자료의 부족으로 인해 PC통신 하이텔의 이용자 1,500명을 대상으로 설문조사를 통해 이루어졌으며, 이 가운데 실효응답자 1,345명의 응답을 분석하였다. 따라서 본 연구는 아직 파일럿(pilot) 연구에 가깝기 때문에 추가적인 연구를 통해 다음의 두 가지 내용들이 보완되어야 할 것이다. 첫째, 하이텔 가입자만을 분석하였기 때문에 헤도닉 가격모형의 최종적 목적인 후생분석이 불가능했다. 즉 A/S의 증가에 따라 전체 PC 소유자의 편익이 어느 정도 증가하는 지에 대해서는 분석할 수 없었다는 것이다. 이를 위해서는 서울지역과 부산지역의 PC 구매자 혹은 하이텔 이용자와 천리안 이용자 등과 같은 격리된 시장에 대한 각각의 설문을 통해 헤도닉 함수의 식별문제를 해결해야 한다. 그러나 PC의 경우 동일한 제조업체가 동일 품목에 대해 전국적인 판매를 실시하므로 서울과 부산이 큰 차이를 보일 것으로 판단되지 않았으며, 하이텔 이용자의 평균 52%가 다른 PC통신도 이용한다는 점을 감안하면 하이텔과 천리안에 대한 설문자체도 중복설문의 문제점이 발생할 소지가 컸기 때문이었다.¹⁴⁾ 향후 설

14) 또한 하이텔 이외의 PC통신 사업자는 데이터베이스 상에서 설문조사서비스를 제공하지 않기 때문에 두개 이상의 PC통신 설문이 불가능했다.

문기법의 개선이나 시장을 명확히 구분할 수 있는 기준이 설정될 경우 두 시장에 대한 2단계 추정을 통해 A/S의 개선에 따른 사회적 후생의 증대 정도를 추정할 수 있을 것이다.

두 번째 한계점은 본 연구에서 사용된 각 제조업체별 A/S의 수준 자체도 설문에 의존했다는 사실이다. 이는 각 PC 제조업체별 연도별 A/S 수준에 대한 자료를 발견하지 못한데 기인한 것이지만, 설문을 오해한 사람들은 제조업체의 A/S 수준보다는 해당 업체의 이미지나 주관적인 가치가 개입될 가능성도 있어 연구 결과가 편의될 가능성도 있다는 점이다. 향후 각종 소비자 단체와 같은 민간 감시기구나 소비자 보호원과 같은 국가기구에서 각 상품의 A/S에 대한 보다 체계적인 자료가 발행된다면 연구의 결과는 크게 개선될 수도 있을 것이다.

참 고 문 헌

- Asher, C. C. (1993), "Hedonic Analysis of Reliability and Safety for New Automobiles", *Journal of Consumer Affairs*, Vol. 26, No. 2, pp. 377-396.
- Bartik, T. J. (1987), "The Estimation of Demand Parameters in Hedonic Price Models", *Journal of Political Economics*, Vol. 95, No. 1, pp. 81-88.
- Cassel, E. and R. Mendelsohn (1985), "The Choice of function Forms for Hedonic Price Equations: Comment", *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, No. 2, pp. 135-142.
- Cropper, M. L., L. B. Deck and K. E. McConnell (1988), "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 4, pp. 669-675.
- Cropper, M. L., L. B. Deck, N. Kishor and K. E. McConnell (1993), "Valuing Product Attributes Using Single Market Data: A Comparison of Hedonic and Discrete Choice Approaches", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 2, pp. 225-232.
- Epple, D. (1987), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 1, pp. 59-80.
- Freeman, A. M. (1993), *The Measurement of environmental and Resource Values: Theory and Methods*, Resources for the Future, Washington, D. C.
- Goodman, A. C. (1978), "Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets", *Journal of Urban Economics*, Vol. 5, No. 4, pp. 471-484.
- Halvorsen, R. and H. O. Pollakowski (1981), "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equation", *Journal of Urban Economics*, Vol. 10, No. 1, pp. 37-49.
- Hur, S. and S. -J. Kwak (1997), "The Choice of Functional Form and Variables in the Hedonic Price Model in Seoul", *Urban Studies*, Vol. 34, No. 7, pp. 989-998.
- Lave, L. B. and E. P. Seskin (1977), *Air Pollution and Human Health*, The Johns Hopkins University Press for Resources for the Future, Baltimore, MD.
- Lee, J., S. -J. Kwak and J. A. List (2000), "Average Derivative Estimation of Hedonic Price Models", *Environmental and Resource Economics*, Vol. 16, pp. 81-91.

- McConnell, K. E. (1986), *The Damages to Recreational Activities from PCBs in New Bedford Harbor*, Report prepared by Industrial Economics, Inc., Cambridge, Mass., for the Ocean Assessment Division, National Ocean and Atmospheric Administration.
- Mendelsohn, R. (1984), "Estimating of Structural Equations of Implicit Markets", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4, pp. 673-677.
- Mendelsohn, R. (1985), "Identifying Structural Equations with Single Market Data", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3, pp. 525-529.
- Mudoch, J. C. and M. J. Thayer (1988), "Hedonic Price Estimation of Variable Urban Air Quality", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 15, No. 2, pp. 143-146.
- Nerlove, M. (1995), "Hedonic Price Function and the Measurement of Preference: The Case of Swedish Wine Consumer", *European Economic Review*, Vol. 39, No. 9, pp. 1697-1716.
- Palmquist, R. B. (1991), "Hedonic Methods", in J. B. Braden and C. D. Kolstad, eds., *Measuring the Demand for Environmental Improvement*, Elsevier, Amsterdam.
- Ridker, R. G. (1967), *Economic Cost of Air Pollution: Studies in Measurement*, Praeger, New York.
- Rosen, S (1974), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Production Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, pp. 34-55.
- Yoo, S. -H. (2001), "A Robust Estimation of Hedonic Price Models: Least Absolute Deviations Estimation", *Applied Economics Letters*, Vol. 8, No. 1, pp. 55-58.

[부록 1] Box-Cox 파라미터의 제약 부과에 따른 모형의 구분

모형번호($c_{ij} = 0$)	모형번호($c_{ij} \neq 0$)	θ	λ_1	λ_2	비 고
1	38	1	1	1	
2	39	1	1	0	
3	40	1	1	λ_2	
4	41	1	0	1	
5	42	1	0	0	
6	43	1	0	λ_2	
7	44	1	λ_1	1	
8	45	1	λ_1	0	
9	46	1	λ_1	λ_2	$\lambda_1 = \lambda_2$
10	47	1	λ_1	λ_2	$\lambda_1 \neq \lambda_2$
11	48	0	1	1	
12	49	0	1	0	
13	50	0	1	λ_2	
14	51	0	0	1	
15	52	0	0	0	
16	53	0	0	λ_2	
17	54	0	λ_1	1	
18	55	0	λ_1	0	
19	56	0	λ_1	λ_2	$\lambda_1 = \lambda_2$
20	57	0	λ_1	λ_2	$\lambda_1 \neq \lambda_2$
21	58	θ	1	1	
22	59	θ	1	0	
23	60	θ	1	λ_2	$\theta = \lambda_2$
24	61	θ	1	λ_2	$\theta \neq \lambda_2$
25	62	θ	0	1	
26	63	θ	0	0	
27	64	θ	0	λ_2	$\theta = \lambda_2$
28	65	θ	0	λ_2	$\theta = \lambda_2$
29	66	θ	λ_1	1	$\theta = \lambda_1$
30	67	θ	λ_1	1	$\theta \neq \lambda_1$
31	68	θ	λ_1	0	$\theta = \lambda_1$
32	69	θ	λ_1	0	$\theta \neq \lambda_1$
33	70	θ	λ_1	λ_2	$\theta = \lambda_1 = \lambda_2$
34	71	θ	λ_1	λ_2	$\theta = \lambda_1 \neq \lambda_2$
35	72	θ	λ_1	λ_2	$\theta \neq \lambda_1 = \lambda_2$
36	73	θ	λ_1	λ_2	$\theta \neq \lambda_2 = \lambda_1$
37	74	θ	λ_1	λ_2	$\theta \neq \lambda_1 \neq \lambda_2$

주: 0은 선형(linear), 1은 로그를 나타냄