

非線型 豫算制約에서의 需要 分析: 서울市 家政用 上水道 需要를 中心으로*

金 演 培** · 金 泰 由***

논문 초록 | 본 연구에서는 비선형 예산제약 상황 중의 하나인 누진요금제도하에서의 가정용 상수도 수요를 구조적 최우추정법을 이용하여 분석하였다. 구조적 최우추정법은 누진요금하에서의 수요 결정 과정별로 교란항의 원천이 미치는 영향의 차이를 명시적으로 고려한 추정방법이다. 추정을 위해 사용한 자료는 1997년부터 1998년 사이의 서울시 가정용 상수도 수요자료이다. 추정된 가격 탄력성은 -0.816, 소득 탄력성은 0.148 이다. 또한 가구 소득별 분석결과를 보면, 소득이 낮은 가구가 높은 가구보다 더 가격 변화에 민감함을 알 수 있었다.

핵심 주제어: 비선형 예산제약, 구조적 최우추정법, 상수도 수요

경제학문헌목록 주제분류: Q2

* 유익한 논평을 해주신 심사원에게 감사 드립니다.

** 한국전자통신연구원, 경제분석연구팀, 선임연구원, e-mail: ykim@etri.re.kr

*** 서울대학교 대학원 협동과정 기술정책 전공 교수, e-mail: tykim@smu.ac.kr

I. 序論

상품의 가격이 상품의 사용량 또는 수요량에 따라 일정하지 않고 변화하는 비선형 예산제약(non-linear budget constraints)의 상황은 우리 주위에 적지 않게 있다. 가장 대표적으로 전력과 수도의 가격체계에서 자주 나타나는 구간요금제도(block rates)이다. 국내 전력과 수도의 경우에는 누진요금(increasing block rates) 제도가 사용되고 있는데, 이것은 전력과 수도의 사용량에 따르는 요금이 사용량이 늘어남에 따라 높아지는 가격체계이다. 또한 누진세금 하에서의 임금 체계도 세금을 제외한 시간 당 임금이 노동 공급량에 따라 변화하기 때문에 비선형 예산제약의 한 예가 될 수 있다(Hausman, 1985, p. 1256).

이러한 비선형 예산제약 상황은 수요분석에 있어 여러 가지 논의를 불러일으키고 있는데, 이를 구간요금체제를 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 소비자가 한계가격(marginal price)¹⁾에 반응하는가, 아니면 평균가격(average price; 총비용/사용량)에 반응하는가의 문제이다. 완전정보와 합리적 소비자의 가정에 따르면 구간요금 제도하에서의 소비자는 한계가격에 반응해야 할 것이다. 그러나 현실적으로 사용되고 있는 구간요금제도는 그 형태가 매우 복잡하기 때문에, 소비자들이 사용량에 따라 변화하는 한계가격을 정보비용(information cost) 없이 제대로 인식하기는 어려우며, 따라서 소비자들은 오히려 단순한 평균가격에 반응할 수 있다는 것이다(Nisewiadomy and Molina, 1991, p. 352). Opaluch(1982), Shin(1985), Nisewiadomy and Molina(1991), 김연배·김태유(2001) 등의 연구는 구간요금제도 하에서의 상수도 또는 전력 수요를 대상으로 이 부분에 대한 계량경제적 검정(test)을 한 것이다. 분석결과를 보면 국가와 시기 그리고 요금제도(increasing block rates or decreasing block rates) 등에 따라 결과가 다름을 보여주고 있다.

다음으로 수요추정에 관한 계량경제적 논의가 있다. 가격이 사용량에 따라 변화하는 상황에서는 일반 최소 자승법(ordinary least square method)이 추정치에 편의(bias)를 일으킬 가능성이 크다. 왜냐하면 가격변수가 교란항에 대해 통계적으로 독립적이지 못하기 때문이다. 그래서 이 문제를 해결하기 위해 다양한 도구 변수 추정법(instrumental variable method)이 사용되어 왔다(Dellner, Chicoine,

1) 구간요금의 경우, 각 사용구간별 요금이 사용량에 따르는 한계가격이 된다.

and Ramamurthy, 1986; Nieswiadomy and Molina, 1989).

다른 한편으로는 교란항의 원천(source)의 구분에 관한 논의가 있다. 일반적으로 교란항은 두 가지의 서로 다른 원천을 가지고 있다고 할 수 있다. 하나는 소비자 개인들의 선호차이에서 발생하는 교란항(heterogeneous preference error, ϵ)이고 다른 하나는 예상치 못한 여러 원인으로 최적수요량을 실제로 수요하지 못하거나(optimization error) 자료 구득 과정에서 발생하는 교란항(measurement error)이다(7) (Burtless and Hausman, 1978, p. 1115). 수요량에 상관없이 상품의 가격이 일정한 일반적 상황에서는 이 두 가지의 교란항을 구분하는 것이 큰 의미가 없으며, 일반적 수요 추정방법을 사용하면 될 것이다. 그러나 구간요금제도의 상황에서는 이 두 가지 교란항의 구분이 매우 중요해 질 수 있다. 구체적으로 소비자가 소비구간(block)을 선택(결정)하는데는 heterogeneous preference error만이 영향을 미치고 최종적 수요량을 결정하는 데에만 optimization error 또는 measurement error가 영향을 미친다는 것이다.

이러한 수요 결정 과정별로 교란항의 원천이 미치는 영향의 차이를 명시적으로 고려한 추정방법으로 구조적 최우추정법(structural maximum likelihood procedure)이 있다. 이 방법은 교란항 원천의 구분을 통해, 구간요금제도에서의 소비자의 소비구간 선택 과정과 최종 수요결정의 과정을 동시에 모형화한 방법론이다. 따라서 전반 가격체계의 변화, 즉 구간 수를 늘리거나 줄이는 경우, 각 구간별 요율이 차등적으로 변화하는 경우 등에도 수요가 어떻게 변화하는지를 구조적으로 분석할 수 있는 장점이 있다(Herriges and King, 1994, p. 421). 구조적 최우추정법은 Burtless and Hausman(1978)에 의해 소개되었고, 노동공급함수 추정에 사용되었다. Herriges and King(1994)과 Hewitt and Hannamen(1995)은 이 방법을 각각 누진 요금 하에서의 가정용 전력과 상수도 수요 분석에 사용하였다.

본 연구에서는 구조적 최우추정법을 이용하여 서울의 가정용 상수도 수요를 추정하고자 한다. 사용된 자료는 1998년에 시행한 서울시 가구별 설문자료이다. 국내 상수도 수요는 매년 증가하고 있음에도 불구하고, 환경문제, 재정문제, 부지선정 문제 등에 의한 댐 추가 건설의 한계로 물 부족 문제가 점차 심각해지고 있는 상황이다. 또한 UN은 이미 한국을 물 부족 국가로 지정하고 있다. 따라서 이제는 기존의 공급위주의 수자원 정책을 탈피하고, 수요관리정책을 적극적으로 시행할 필요가 있으며, 이를 위해서는 가정용 상수도 수요구조에 대한 정확한 정보를 얻는 것이

매우 시급한 일이라고 생각한다. 본 연구에서는 추정된 계수 값을 이용하여 상수도 수요의 가격 및 소득 탄력성을 구하였다. 또 여러 가지 형태의 상수도 가격체계의 변화가 가구 소득별로 미치는 영향의 차이를 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 비선형 제약하에서의 수요분석에 관한 일반 이론을 누진요금 경우의 상수도 수요를 중심으로 정리하였고 제Ⅲ절에서는 추정에 사용된 자료에 대한 설명을 하였다. 실증분석결과는 제Ⅳ절에 제시하였고, 결론은 제Ⅴ절에 정리하였다.

Ⅱ. 非線型 制約下에서의 需要 理論 - 累進 料金 制度

본 절에서는 누진요금제도하에서의 상수도 수요에 관한 일반 이론과 추정방법론을 정리하고자 한다. 먼저 누진요금하에서의 상수도 총 지불 요금은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$c = p_k(x - x_{k-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} p_i(x_i - x_{i-1}) + FC, \quad \text{if } x_{k-1} \leq x \leq x_k \quad (1)$$

여기서 x 는 상수도 수요량, p_i 는 i 번째 구간에서의 한계가격 ($p_i < p_{i+1}$), x_i 는 i 번째 구간의 상한값(사용량), FC 는 고정비용(기본요금), 그리고 $x_0 = 0$, $x_K = \infty$ 을 의미한다.

그러면 소비량 x 가 $x_{k-1} \leq x < x_k$ 인 경우 소비가구의 예산제약은 다음과 같이 비선형(nonlinear; piecewise-linear) 예산제약의 형태가 된다.

$$p_k(x - x_{k-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} p_i(x_i - x_{i-1}) + FC + G \leq Y \quad (2)$$

여기서 G 는 다른 재화에 대한 지출을 나타내고, Y 는 소득을 의미한다.

식 (2)는 다음 식 (3)과 같이 변경할 수 있고

$$p_k x + G \leq Y - FC - \sum_{i=1}^{k-1} (p_i - p_{i+1}) x_i \quad (3)$$

이때,

$$d_k = -FC - \sum_{i=1}^{k-1} (p_i - p_{i+1}) x_i \quad (4)$$

를 차이변수(difference variable)라 정의하면, 소비가구가 구간 k 를 선택한 경우의 소비자의 효용극대화 문제는 가격 p_k 와 소득 $Y + d_k$ 하에서 최적 소비량 $x(x_{k-1} \leq x < x_k)$ 를 선택하는 문제가 된다.

$x(p_k, Y + d_k)$ 를 가격 p_k 와 소득 $Y + d_k$ 에서의(일반적) 수요함수(효용극대화 수요량; 이하 '조건부 수요 함수'라고 하자. Hausman(1979)은 비선형 예산 제약에서, 전체 예산 제약 집합이 누진요금에서와 같이 볼록 집합(convex sets)인 경우, 만약 어느 k 번째 구간에서든지 $x_{k-1} < x(p_k, Y + d_k) < x_k$ 의 조건이 만족된다면, $x = x(p_k, Y + d_k)$ 가 유일한 최종해가 된다는 것을 증명하였다(경우 ①). 또한 $x_{k-1} < x(p_k, Y + d_k) < x_k$ 를 만족하는 경우가 없고 어느 k 번째 구간에서 $x(p_k, Y + d_k) \geq x_k \geq x(p_{k+1}, Y + d_{k+1})$ 를 만족하게 된다면, 최종 유일해는 $x = x_k$ 임을 증명하였다(경우 ②). 따라서 누진 요금 하에서의 효용극대화 과정은 다음과 같은 식으로 요약될 수 있다.

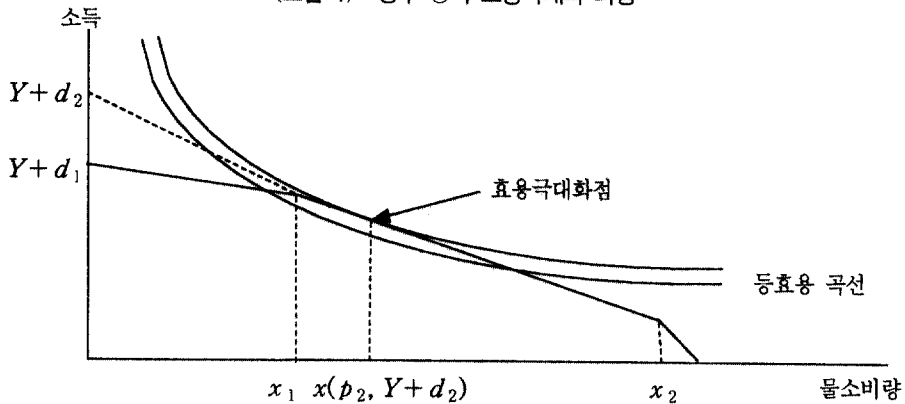
$$x = \begin{cases} x(p_k, Y + d_k), & \text{if } x_{k-1} < x(p_k, Y + d_k) < x_k \\ x_k, & \text{if } x(p_k, Y + d_k) \geq x_k \geq x(p_{k+1}, Y + d_{k+1}) \end{cases} \quad (5)$$

실증분석을 위해서는 교란항에 대한 고려가 추가되어야 할 것이다. 일반적으로 교란항은 두 가지의 서로 다른 원천(source)을 가지고 있다고 할 수 있다. 하나는 소비자 개인의 선호차이에서 발생하는 교란항(heterogeneous preference error, ε)이고 다른 하나는 예상치 못한 여러 원인으로 최적수요량을 실제로 수요하지 못하거나(optimization error) 자료 구득과정에서 발생하는 교란항(measurement error)이다(η). 수요량에 상관없이 상품의 가격이 일정한 일반 상황에서는 이 두 가지의 교란항을 구분하는 것이 큰 의미가 없으며, 일반 추정방법을 사용하면 될 것이다.

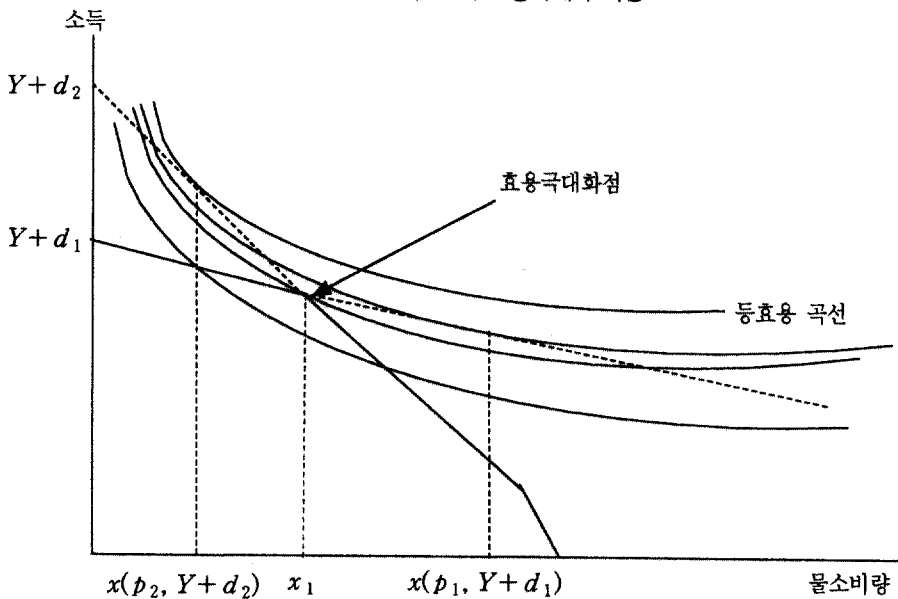
그러나 본 연구에서와 같은 누진요금제도의 상황에서는 이 두 가지 교란항의 구분이 매우 중요해 질 수 있다.

일반적으로 소비자별 선호의 차이가 존재하기 때문에 우리가 설정한 조건부 수요 함수 형태 $x(p_k, Y + d_k)$ 는 모든 소비자에게 동일하게 적용될 수는 없다. 따라서 우리는 $x(p_k, Y + d_k) + \varepsilon$ 와 같은 형태로 heterogeneous preference error를 추가하여

〈그림 1〉 경우 ①의 효용극대화 과정



〈그림 2〉 경우 ②의 효용극대화 과정



소비자별 선호 차이를 반영하였다. 그럴 경우, heterogeneous preference error는 $x_{k-1} < x(p_k, Y + d_k) + \varepsilon < x_k$ 그리고 $x(p_k, Y + d_k) + \varepsilon \geq x_k \geq x(p_{k+1}, Y + d_{k+1}) + \varepsilon$ 에서와 같이 각 소비자의 최적 소비량 선택 과정에 영향을 미치게 된다. 그러나 optimization error와 measurement error는, 최적 수요량을 결정한 후 예상치 못한 여러 원인으로 최적 수요량을 실제로 사용하지 못하거나, 분석자가 사용자료로 얻는 과정에서 발생하는 에러이기 때문에 그 자체의 성격상 각각의 소비자의 효용극대화 과정이 끝난 후 즉 효용극대화점이 결정된 후 그것이 실현될 때 발생하는 교란항이다. 이러한 교란항의 성격 차이에 의한 영향은 다음 식 (6)을 통해 더욱 명확히 확인할 수 있다. ε 과 η 가 정규분포(normal distribution)를 따른다고 가정하고, 교란항을 첨가하여 식 (5)를 다시 쓰면 다음과 같이 된다.

$$x = \begin{cases} x(p_k, Y + d_k) + \varepsilon + \eta, & \text{if } x_{k-1} < x(p_k, Y + d_k) + \varepsilon < x_k \\ x_k + \eta, & \text{if } x(p_k, Y + d_k) + \varepsilon \geq x_k \geq x(p_{k+1}, Y + d_{k+1}) + \varepsilon \end{cases} \quad (6)$$

$$\text{cov}(\varepsilon, \eta) = 0, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad \eta \sim N(0, \sigma_\eta^2)$$

$$\text{var}(\varepsilon + \eta) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2, \quad \text{cov}(\varepsilon + \eta, \varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\text{corr}(\varepsilon + \eta, \varepsilon) = \rho = \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2}}$$

이렇게 수요 결정 과정별로 교란항의 원천이 미치는 영향의 차이를 명시적으로 고려한 추정방법이 구조적 최우추정법(structural maximum likelihood procedure)이다. 이 방법은 교란항 원천의 구분을 통해, 구간요금제도 하에서의 소비자 소비구간 선택 과정과 최종 수요결정의 과정을 동시에 모형화한 방법론이다. 따라서 전반 가격체계의 변화, 즉 구간 수를 늘리거나 줄이는 경우, 각 구간별 요율이 차등적으로 변화하는 경우 등에도 수요가 어떻게 변화하는지를 구조적으로 분석할 수 있는 장점이 있다.

실증분석을 위해 조건부 수요함수 $x(p_k, Y + d_k)$ 의 형태를 다음과 같이 가정하자.

$$\ln x = \ln x(p_k, Y + d_k) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_x + \alpha_2 \ln(Y + d_k) + Z\delta + \varepsilon \quad (7)$$

여기서 Z 는 사회경제적변수, α 와 δ 는 추정 파라메타이다.

그러면 소비가구의 선택 과정은 다음과 같이 된다.

$$\ln x = \begin{cases} \ln x(p_1, Y+d_1) + \varepsilon + \eta, & \text{if } \ln x(p_1, Y+d_1) + \varepsilon < \ln x_1 \\ \ln x_1 + \eta, & \text{if } \ln x(p_1, Y+d_1) + \varepsilon \geq \ln x(p_{k+1}, Y+d_2) + \varepsilon \\ \vdots & \\ \ln x(p_k, Y+d_k) + \varepsilon + \eta, & \text{if } \ln x_{k-1} < \ln x(p_k, Y+d_k) + \varepsilon < \ln x_k \\ \ln x_k + \eta, & \text{if } \ln x(p_k, Y+d_k) + \varepsilon \geq \ln x_k \geq \ln x(p_{k+1}, Y+d_{k+1}) + \varepsilon \\ \vdots & \\ \ln x(p_K, Y+d_K) + \varepsilon + \eta, & \text{if } \ln x_{K-1} < \ln x(p_{1+K}, Y+d_K) + \varepsilon \end{cases} \quad (8)$$

이때 추정을 위한 우도함수(likelihood function)는 다음과 같이 설정된다.

$$\begin{aligned} L = & \int_{-\infty}^{\ln x_1 - \ln x(p_1, Y+d_1)} f_{(\varepsilon+\eta, \varepsilon)}(\ln x - \ln x(p_1, Y+d_1), \varepsilon) d\varepsilon \\ & + \int_{\ln x_1 - \ln x(p_1, Y+d_1)}^{\ln x_1 - \ln x(p_2, Y+d_2)} f_{(\eta, \varepsilon)}(\ln x - \ln x_1, \varepsilon) d\varepsilon \\ & \quad \vdots \\ & + \int_{\ln x_{k-1} - \ln x(p_k, Y+d_k)}^{\ln x_k - \ln x(p_k, Y+d_k)} f_{(\varepsilon+\eta, \varepsilon)}(\ln x - \ln x(p_k, Y+d_k), \varepsilon) d\varepsilon \\ & + \int_{\ln x_k - \ln x(p_k, Y+d_k)}^{\ln x_k - \ln x(p_{k+1}, Y+d_{k+1})} f_{(\eta, \varepsilon)}(\ln x - \ln x_k, \varepsilon) d\varepsilon \\ & \quad \vdots \\ & + \int_{\ln x_{K-1} - \ln x(p_K, Y+d_K)}^{\infty} f_{(\varepsilon+\eta, \varepsilon)}(\ln x - \ln x(p_K, Y+d_K), \varepsilon) d\varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

여기서 $f(\cdot)$ 는 밀도함수(density function)를 의미한다.

이제 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation Method)을 사용하여 누진요금 하에서의 수요를 추정할 수 있다.

Ⅲ. 자료

실증분석을 위한 자료를 얻기 위해 우리는 1998년 10월, 서울시 가구를 대상으로 하는 설문을 실시하였다. 이 가구들은 무작위로 뽑힌 것이다. 설문을 통해 얻은 자료는 월별²⁾ 상수도 사용량, 각 가구의 소득, 거주자수, 집의 건축연도, 단독주택 여부 등의 사회경제적 변수를 포함한다. 정확한 상수도 사용량을 얻기 위해, 사용량에 대한 정확한 기록이 남아 있는 경우의 사용량 자료³⁾만을 분석에 사용하였다. 우리는 또한 가구 당 개별 사용량 자료 즉 가구별로 독립된 수도 계량기의 자료만을 분석에 사용하였다. 따라서 아파트와 같은 공동주택의 공동시설을 위한 공동사용량 자료는 분석에서 제외하였다.

유효한 설문대상이 된 가구 수는 240가구이며, 설문을 통해 우리는 1997년 4월부터 1998년 8월까지의 사용량 자료를 얻을 수 있었고, 이 횡단면과 시계열 자료를 혼합(pooling)하여 분석에 사용하였다. 총 분석 자료 수는 710개이다.⁴⁾

〈표 1〉은 분석기간 동안의 서울 상수도 요금체계를 나타낸 것이고 〈표 2〉는 추정을 위한 변수의 정의를 나타낸 것이다. 〈표 3〉은 각 변수의 기초 통계량을 표시한 것이다. 추정에 있어 우리는 상수도 요금과 하수도 요금을 결합한 요금체계를 사용하였는데, 하수도 요금도 상수도 사용량에 따라 요금을 지불해야 하기 때문이다. 기본료의 경우에는 각 가정의 수도관의 지름에 따라 요금이 다르다. 모든 가격 변수는 소비자물가지수(95=100)를 사용하여 실질화하였다.

RESIDENTS변수는 거주자 수가 물 소비에 미치는 영향을 파악하기 위해 포함된 변수이다. 인간의 기본 생활을 영위하기 위해서는 사람별로 일정량의 물소비가 필수적이다. 따라서 거주자의 수가 증가할수록 물 수요가 증가한다고 예상할 수 있다. CONYR는 가구 건물의 건축 연도가 물 수요에 미치는 영향을 분석하기 위해 포함된 변수이다. 즉 최근에 건축된 건물일수록, 보다 효율적 물소비를 유도하는 건축 설계

2) 서울시의 경우 일반적으로 수도요금 산정 기간은 한 달이다.

3) 구체적으로, 상수도요금 영수증 또는 관리비 내역서에 있는 상수도 사용량 자료를 의미한다.

4) 240가구를 pooling하여 710개의 pooling sample이 나온 이유는 가구별로 동일한 수의 sample을 뽑지 않았고 설문결과 대답한 sample은 모두 추정에 사용하였기 때문이다. 심사자가 지적한 대로 이렇게 balanced 되지 않은 상태로 pooling 되었다면 특정가구의 자료가 상대적으로 많이 이용됨으로써 발생할 수 있는 문제가 있을 수 있다. 다만 가구별 sample의 수가 대부분 3~4개에 집중되어 있었기 때문에(82%) 큰 문제는 없다고 생각한다.

및 설비로 물수요에 음(-)의 영향을 미친다고 예상할 수 있다. DETOWN 변수는 단독주택과 다른 공동주택의 물 사용량 차이를 반영하기 위해 포함된 변수이다. 아파트와 같은 공동주택의 경우에는 공동시설의 물 사용에 대해서는 각 가정에 있는 단독 계량기로 사용량이 기록되는 것이 아니라 공동 계량기로 사용량이 기록된다. 따라서 단독(독립) 계량기의 사용량 자료만을 분석대상으로 하고 있는 본 연구의 경우에는,

〈표 1〉 분석기간의 상·하수도 요금체계

기간	~ 10 / 1997			
가격체계		요금(원/m ³)		
	사용구간 (m ³ /month)	상수도	하수도	종합
	0 <~ 10	0	0	0
	10 <~ 15	180	0	180
	15 <~ 20	180	60	240
	20 <~ 30	220	60	280
	30 <~ 40	460	165	625
	40 <~ 50	540	165	705
	50 +	770	330	1100
자료의 수	60			
기간	11 / 1997 ~ 8 / 1998			
가격체계		요금(원/m ³)		
	사용구간 (m ³ /month)	상수도	하수도	종합
	0 <~ 10	190	0	190
	10 <~ 15	240	0	240
	15 <~ 20	240	60	300
	20 <~ 30	270	60	330
	30 <~ 40	460	165	625
	40 <~ 50	540	165	705
	50 +	770	330	1100
자료의 수	650			

주: "a <~ b"는 a보다는 크고 b보다는 작거나 같다는 것을 의미함.

〈표 2〉 변수의 정의

변수	정의
WATER	월 상수도 사용량(m^3)
INCOME	월 가구 수입(10,000원)
FC	월 기본요금(원)
RESIDENTS	거주자 수(명)
CONYR	(건물의 건축년도)-1900
DETOWN	더미변수, 거주자 소유의 단독주택인 경우, 1

〈표 3〉 변수들의 통계량

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
WATER	22.02113	8.73708	5.5	60
INCOME	207.0178	67.78116	67.32031	471.24216
FC	1163.001	411.907	1007.69	3371.89
RESIDENTS	3.77042	0.78561	2	7
CONYR	88.47183	7.06797	70	97
DETOWN	0.17746	0.38233	0	1

공동주택의 사용량이 단독주택의 사용량보다 상대적으로 작다고 예상할 수 있다. 또한 서울의 경우 일반적으로 대부분의 단독주택 세입자는 건물의 일부를 빌려 사용하고 있기 때문에 단독주택 소유의 거주가구보다 상수도 사용량이 작다고 예상할 수 있다. DETOWN 변수는 이러한 차이들을 반영한 것이다.

다음 〈표 4〉와 〈표 5〉는 관측치들의 물 사용구간별 분포와 소득분포별 평균 물 사용량을 나타낸 것이다. 물 사용 구간별 분포를 보면 $10 < \sim 20$ 구간과 $20 < \sim 30$ 구간에 가장 많은 관측치가 집중되어 있음(83%)을 알 수 있으며 다음으로 $30 < \sim 40$ 구간에서 66개의 관측치가 발견됨을 알 수 있다. 소득분포별 평균 물 사용량을 보면 전반적으로 소득이 증가할수록 물 사용량이 증가하는 경향을 보여주고는 있으나 월평균 200만 원 이상에서는 소득 구간별로 큰 차이를 보이고 있지 않음을 알 수 있다. 이는 소득이 물 사용량에 영향을 미치는 변수일 수는 있으나 영향력의 크기는 상대적으로 크지 않을 수 있음을 예상하게 하는 자료이다.

〈표 4〉 물 사용구간별 분포

사용구간(m ³ /month)	sample 수
0 <~ 10	30
10 <~ 20	325
20 <~ 30	265
30 <~ 40	66
40 <~ 50	13
50 +	11
합계	710

〈표 5〉 소득분포별 평균 물 사용량

소득(10,000원)	평균 물 사용량(m ³ /month)
~100	16.64
100 <~ 200	20.91
200 <~ 300	23.14
300 <~ 400	23.08
400 +	25.58

IV. 실증 분석 결과

〈표 6〉은 추정결과를 나타낸 것이다. 거주자 수와 DETOWN변수의 추정계수는 예상대로 양(+)의 부호를 보여주고 있고 통계적으로 유의하다. 소득과 차이(difference) 변수의 합에 대한 추정치도 양의 부호를 보여주고 있고 통계적으로 유의함을 보여주었다. 가격에 대한 추정계수도 예상대로 음(-)의 부호를 보여주고 있고 통계적으로도 유의하다. heterogeneous preference error와 optimization error의 표준편차의 추정치도(σ_ϵ , σ_η) 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있다.⁵⁾

5) 심사자가 계절에 따라 물 수요량이 차이가 있을 것이므로 이를 고려하는 계절 더미변수를 분석에 포함하여야 한다는 지적을 하였다. 우리는 계절 더미 변수 즉 여름에 대한 더미변수 등을 포함한 분석을 시도하였었다. 그러나 추정결과, 더미변수에 대한 계수 추정치가 유의하지 않았고 다른 계수 추정치를 포함한 전반적 유의성도 개선되지 않았다. 그래서 우리는 계절 더미변수를 추정결과에서 제외하였다. 하지만 위에서 언급한 더미변수를 넣는 방법 이외에, 계

〈표 6〉 추정결과

변수	추정계수	t 통계량
Constant	8.5989	2.6388
$\ln(Y + d)$	0.2339	2.6017
$\ln(p)$	-1.2967	-2.0251
RESIDENTS	0.1524	3.5746
CONYR	-0.0023	-0.6580
DETOWN	0.4717	3.6432
σ_ϵ	0.3474	3.3085
σ_η	0.2935	10.1376
Log likelihood	-285.1240	

추정결과를 보면 가격에 대한 수요 탄력성은 -1.2967이다. 그러나 이 값은 단지 조건부 수요함수의 추정치 일 뿐이다. 가격 또는 소득의 변화에 대한 최종 수요의 반응정도를 분석하기 위해서 Hewitt and Hanneman (1995)에서 제시된 방법을 따랐다. 먼저 초기의 가격체계에서의 수요 기대값을 구하고, 다음으로 각 구간의(한계)가격을 1% 상승시킨 새로운 가격체계에서의 수요 기대값을 구한 다음, 두 값 사이의 변화율을 구하는 것이다. 수요 기대값을 구하는 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 E = & x(p_1) \int_0^\infty \int_0^{x_1/x(p_1, Y+d_1)} \eta^* \epsilon^* f_{\epsilon^*}(\epsilon^*) f_{\eta^*}(\eta^*) d\epsilon^* d\eta^* \\
 & + x_1 \int_0^\infty \int_{x_1/x(p_1, Y+d_1)}^{x_1/x(p_2, Y+d_2)} \eta^* f_{\epsilon^*}(\epsilon^*) f_{\eta^*}(\eta^*) d\epsilon^* d\eta^* \\
 & \quad \vdots \\
 & + x(p_k) \int_0^\infty \int_{x_k/x(p_k, Y+d_k)}^{x_k/x(p_{k+1}, Y+d_{k+1})} \eta^* \epsilon^* f_{\epsilon^*}(\epsilon^*) f_{\eta^*}(\eta^*) d\epsilon^* d\eta^* \\
 & + x_k \int_0^\infty \int_{x_k/x(p_k, Y+d_k)}^{x_k/x(p_{k+1}, Y+d_{k+1})} \eta^* f_{\epsilon^*}(\epsilon^*) f_{\eta^*}(\eta^*) d\epsilon^* d\eta^* \\
 & \quad \vdots
 \end{aligned} \tag{10}$$

절별로 그룹을 나누어 추정을 분리해서 하는 등 다른 방법들을 전반적으로 시도해서 분석해보는 것도 필요할 것이다. 우리는 이러한 점에서 본 논문의 한계가 있음을 인정한다.

$$+ x(p_K) \int_0^\infty \int_{x_K/x(p_K, Y+d_K)}^\infty \eta^* \varepsilon^* f_{\varepsilon^*}(\varepsilon^*) f_{\eta^*}(\eta^*) d\varepsilon^* d\eta^*$$

$$\eta^* = \exp(\eta) \quad \text{and} \quad \varepsilon^* = \exp(\varepsilon)$$

$$\eta^* \sim LN(0, \sigma^2_\eta) \quad \text{and} \quad \varepsilon^* \sim LN(0, \sigma^2_\varepsilon)$$

소득 탄력성의 경우에도 마찬가지로 방법으로 구하였다. 설명변수 들의 표본평균 (sample mean)에서의 탄력성 값은 가격탄력성은 -0.816이고 소득탄력성은 0.148 이 나왔다. 가격과 소득 탄력성 모두 조건부 수요함수의 탄력성 보다 작음을 알 수 있다. 소득탄력성 값이 매우 작은 이유는 첫째, <표 4>에서 보는 바와 같이 소득이 물 사용량에 미치는 영향력의 크기가 그리 크지는 않기 때문일 뿐만 아니라, 둘째, 장기적으로 소득이 변화함에 따라 변동할 수밖에 없는 거주자수, 건축년도, 단독주택여부 등을 외생변수로 추가하여 추정을 하였기 때문에 여기서의 소득탄력성은 장기탄력성이라고 보기는 어렵기 때문이기도 하다.

각 구간 한계가격의 동일한 1% 증가의 효과는 가구 소득별로 차이를 보고 주고 있는데, 이것을 <표 7>에 나타내었다. <표 7>은 소득이 낮은 가구가 높은 가구보다 더 가격 변화에 민감함을 보여 주고 있다. 이것은 일반 경제이론에 부합되는 결과이다. 즉, 낮은(높은) 소득 가구의 경우 전체 상수도 비용이 전체 지출에서 차지하는 비중이 상대적으로 높기(낮기) 때문이다. 또한 이러한 결과는 동일한 비율의 상수도 요금 인상은 낮은 소득의 가구에게 상대적으로 높은 부담을 추가적으로 유발함을 보여주고 있다.

<표 7> 한계가격 1% 증가시의 효과

소득(10,000원)	수요변화율(%)
~100	- 0.915
100 <~ 150	- 0.923
150 <~ 200	- 0.872
200 <~ 250	- 0.805
250 <~ 300	- 0.779
300 <~ 400	- 0.784
400 +	- 0.689
표본 전체	- 0.833

〈표 8〉 높은 사용량 구간 가격 인상시의 효과

소득 (10,000 원)	수요변화율(%) (20m' 이상 구간의 한계가격 1% 증가)	수요변화율(%) (25m' 이상 구간의 한계가격 1% 증가)
~100	-0.265	-0.078
100 < ~ 150	-0.348	-0.117
150 < ~ 200	-0.440	-0.177
200 < ~ 250	-0.493	-0.223
250 < ~ 300	-0.490	-0.228
300 < ~ 400	-0.513	-0.243
400 +	-0.501	-0.275
표본 전체	-0.457	-0.198

다음으로 높은 사용량 구간의 가격 상승의 순수 효과를 분석하기 위해 월 20m' 이상 구간의 (한계)가격만을 1% 인상시키는 경우와 월 25m' 이상 구간의 가격만을 1% 인상시키는 경우가 수요에 미치는 영향을 분석해 보았다. 분석 결과는 〈표 8〉에 나타내었다. 결과를 보면 두 경우 모두 물 수요 감소율이 소득이 증가하면서 증가하는 모습을 보여주고 있다. 이는 소득이 높을수록 상수도 사용량이 높다는 점을 고려하면 예상된 결과라고 할 수 있다. 그러나 전체 물 수요량(표본 전체)의 감소는 모든 구간의 가격을 1% 상승시킨 경우보다는 매우 적다고 할 수 있다. 이것은 전체 표본의 약 29% 정도의 가구만이 월 25m' 이상의 물을 소비하고, 약 50% 정도의 가구가 월 20m' 이하의 물 소비량을 보여주고 있기 때문이다. 즉 높은 사용량 구간 위주의 가격 상승은 낮은 소득 가구의 부담을 덜어줄 수 있는 방법이긴 하지만, 상당히 높은 가격 인상이 필요함을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구에서는 비선형 예산제약 상황 중의 하나인 누진요금제도하에서의 가정용 상수도 수요를 구조적 최우추정법을 이용하여 분석하였다. 구조적 최우추정법은 누진요금에서의 수요 결정 과정별로 교란항의 원천이 미치는 영향의 차이를 명시적으로 고려한 추정방법이다. 추정을 위해 사용한 자료는 1997년부터 1998년 사이의 서울시 가정용 상수도 수요자료이다. 실증 분석 결과를 보면, 가격 탄력성은 -0.816 , 소득 탄력성은 0.148 정도임을 보여주고 있다. 또 모든 구간(한계)가격의 동일한 비율 증가의 효과를 보면, 소득이 낮은 가구가 높은 가구보다 더 가격 변화에 민감함을 보여 주고 있다.

다음으로 높은 사용량 구간의 가격 상승의 순수효과를 분석해 보았다. 분석 결과는 물 수요 감소율이 소득이 증가하면서 증가하는 모습을 보여주고 있다. 그러나 전체 물 수요량의 감소는 상대적으로 매우 적다고 할 수 있다. 즉 높은 사용량 구간 위주의 가격 상승은 낮은 소득 가구의 부담을 덜어줄 수 있는 방법이지만, 상당히 높은 가격 인상이 필요함을 알 수 있다.

이러한 결과를 동일 자료를 이용하여 분석한 김연배·김태유(2001)의 결과와 비교하는 것이 필요하다. 서론에서 언급하였듯이, 김연배·김태유(2001)는 누진요금제도하에서 소비가구가 한계가격에 반응하는가 아니면 평균가격에 반응하는가를 실증적으로 검정한 것이다. 검정 결과는, 서울시 상수도의 경우에는 한계가격보다 평균가격에 반응한다는 것이었다. 그러나 이 결론은 본 연구에서 중요시한 교란항 원천의 구분을 전혀 고려하지 않은 방법론을 사용하여 나온 결론이다. 마찬가지로, 본 연구의 방법론은 사전적으로 완전정보와 합리적 소비자의 가정 하에서 즉 한계가격에 반응한다는 가정 하에서 모형을 설정하고 추정을 한 시도이다. 따라서 김연배·김태유(2001)에서 중요시한 정보비용의 문제는 전혀 고려하고 있지 못하다. 종합적으로 보면 두 방법론 모두 한계를 가지고 있으며, 차후에는 이러한 두 가지 중요한 측면을 동시에 고려한 방법론의 개발이 필요하다고 할 수 있다.

■ 참고 문헌

1. 김연배 · 김태유, "Price Perception under Increasing Block Rates: The Case of Residential Water Demand," 『자원 · 환경경제 연구』, 제10권, 2호, 2001, pp. 161~172.
2. Burtless, G. and J. A. Hausman, "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment," *Journal of Political Economy*, 1978, pp. 1103~1130.
3. Deller, S. C., D. L. Chicoine and G. Ramamurthy, "Evidence on the specification of Price in the Study of Domestic Water Demand," *Land Economics*, 1986.
4. Hausman, J. A., "The Econometrics of Labor Supply on Convex Budget Sets," *Economic Letters*, 1979, pp. 171~174.
5. ———, "The Econometrics of Nonlinear Budget Set," *Econometrica*, 1985.
6. Herriges, J. A. and K. K. King, "Residential Demand for Electricity under Inverted Block Rates: Evidence from a Controlled Experiment," *Journal of Business and Economic Statistics*, 1994, pp. 419~430.
7. Hewitt, J. A. and W. M. Hanemann, "A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing," *Land Economics*, 1995, pp. 173~192.
8. Nieswiadomy, M. L. and D. J. Molina, "Comparing Residential Water Demand Estimates on the Decreasing and Increasing Block Rates Using Household Data," *Land Economics*, Vol. 65, 1989, pp. 280~289.
9. ———, "A Note on Price Perception in Water Demand Models," *Land Economics*, 1991, pp. 352~359.
10. Opaluch, J. J., "Urban Residential Demand for Water in the U.S.: Further Discussion," *Land Economics*, 1982, pp. 224~227.
11. Shin J. S., "Perception of Price when Price Information is Costly: Evidence from Residential Electricity Demand," *Review of Economics and Statistics*, 1985, pp. 591~598.

Demand Analysis of Nonlinear Budget Constraints : The Case of Residential Water Demand in Seoul

Yeonbae Kim* · Tai-Yoo Kim**

Abstract

In this paper, we analyze consumer response under increasing block rates (one of cases when non-linear budget sets occur) using microeconomic data set for water consumption in the city of Seoul. To estimate the demand under increasing block rates, we use the structural maximum likelihood estimation method, which simultaneously considers the determination of the segment of the piecewise linear budget constraint and usage decision in each segment. The estimated price and income elasticities are -0.816 and 0.148, respectively. The results also show that the lower income households are more responsive to price change than higher income households.

Key Words: non-linear budget constraints, structural maximum likelihood estimation, water demand

* Deputy Manager, Economic Analysis Team, ETRI

** Professor, Techno-Economics and Policy Program, Seoul National University