

教育用 類似 注文形 비디오에 대한 支拂意思額 分析: 强健한 準母數的 推定法の 適用을 中心으로*

劉昇勳** · 李在基***

논문 초록

흔히 영에서 검색(檢索)되는 지불의사액 응답자료에 최소자승법을 적용하여 지불 의사액 방정식을 추정하게 되면 일치추정량을 얻지 못한다. 이 경우에 널리 사용되는 토빗 모형의 최우추정법 추정치 역시 오차항의 동분산 및 정규성 가정이 만족되지 않으면 일치추정량이 되지 못한다. 교육용 유사주문형 비디오 서비스에 대한 지불의사액 서베이 자료를 이용하여 이 두 가지 가정을 검정한 결과 유의하게 기각되었다. 따라서 본 논문에서는 토빗 모형에 대한 대안으로 강건한 준모수적 추정법인 검색 절대편차법과 대칭절삭 최소자승법을 적용할 것을 제안한다. 아울러 추정계수의 공분산 행렬 추정과 정형검정에 대한 체계적인 접근방법을 제시하고 응용한다. 정형검정의 결과 강건한 준모수적 추정법이 모수적 토빗 모형보다 유의하게 우수함을 확인할 수 있었다.

핵심주제어: 지불의사액, 토빗 모형, 준모수적 추정법

경제학문헌목록 주제분류: C2, L8

* 본 연구에 대한 동기를 부여해 주신 고려대학교 경제학과 박승준 교수님과 추정법에 대해 자상한 설명을 아끼지 않으신 서울대학교 경제학부 류근관 교수님께 감사드린다. 심사과정에서 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원 두 분께도 감사드린다.

** 고려대학교 경제연구소 연구위원

*** 호서대학교 경제통상지역학부 조교수

I. 서론

소비자의 행동에 대한 서베이로부터 얻어지는 미시경제적 자료의 모형화는 종종 표본내의 영(零)의 관측치 때문에 복잡해진다(유승훈·곽승준·김태유, 1999; Yoo and Yang, 2000). 재화나 용역에 대한 지불의사액(willingness-to-pay: WTP) 자료도 예외는 아니다. 이것은 특정 재화나 용역에 대해 적지 않은 개인들이 지불할 의사가 없기 때문이다. 본 연구에서 사용한 신제품에 대한 WTP 자료의 경우도 전체 응답자의 26.2%가 영의 WTP를 밝혔다. 영의 응답자료는 연구결과의 내적 일관성(internal consistency)의 검증으로서 그리고 평균 WTP 추정치 산정에 대한 기초로서 WTP 방정식을 추정하고자 할 때 문제가 될 수 있다(Alvarez-Farizo et al., 1999). 즉 영에서 檢索(censored)된 WTP 자료에 대한 최소자승(least squares: LS) 추정치는 비일치적일 것이다(Tobin, 1958). 이를 고려하기 위해서는 제한종속변수(limited dependent variable) 모형의 한 형태인 토빗(Tobit) 모형이 널리 사용된다.

토빗 모형의 추정치를 얻기 위해서는 통상 최우추정법을 적용한다. 그런데 최우추정법을 적용하기 위해서는 오차항의 분포에 대해 강한 가정을 해야 한다. 다시 말해서, 최우추정법에 근거한 토빗 모형은 오차항의 동분산성(homoscedasticity)과 정규성(normality)을 가정한다. 만약 이 두 가지 가정이 만족되지 않으면, 최우추정치(maximum likelihood estimate: MLE)는 마찬가지로 일치 추정량이 되지 못한다(Abramowitz and Schmidt, 1981, 1982; Robinson, 1982). 일반적으로 경제이론은 오차항의 분포나 분산의 구조에 대해 별다른 정보를 제시하지 못하기 때문에, 우도함수에 대한 가정은 대단히 민감한 문제일 수 있다. III절에서 자세히 설명될 정형검정(specification test) 결과에 따르면 동분산성과 검색 정규성(censored normality) 가정이 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하게 기각되었다. 따라서 토빗 모형을 사용하기 위해 요구되는 가정은 너무 강하여 만족되기 어렵다고 할 수 있다.

따라서 본 논문은 다음과 같은 두 가지 목적을 가지고 있다. 첫째는, 케이블 TV(CATV) 유사 주문형 비디오 서비스 중 교육용 수요의 결정요소를 분석하는 것이다. 이로부터 아직 시장에서 거래되지 않는 잠재적 제품에 대해 소비자의 평가결과를 얻어내고 적절한 시장전략을 수립할 수 있을 것이다. 이러한 WTP 자료의 분석은 오차항이 알려지지 않은 형태의 이분산성을 가지거나, 정규분포의 가정을 위

반할 수 있기 때문에 새로운 추정법을 실험해 볼 기회도 제공하였다. 따라서 두번째 목표는 서베이로부터 얻어지는 영에서 검색된 WTP 자료를 이용하여 WTP 방정식을 추정하는 데 있어서 강건하고(robust) 일치적인 추정량의 사용을 검토하는 것이다. 이를 위하여 본 연구에서는 토빗 모형을 검정하여 토빗 모형이 적절하지 않을 때 이를 준모수적으로(semiparametric) 재정형화(re-specification) 한 후 준모수적 모형과 토빗 모형을 보다 엄밀하게 비교하는 체계적인 접근방법을 제시한다. 특히, 본 연구에서는 준모수적 모형으로 Powell(1984)이 제안한 검색 최소절대편차법(censored least absolute deviations: CLAD)과 Powell(1986)이 제안한 대칭절삭 최소자승법(symmetrically-trimmed least squares: STLS)을 고려한다.

이후의 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저 II절에서는 평가대상 신제품과 사전평가(pre-test) 방법인 WTP 서베이 기법에 대해 설명하고, 추정할 WTP 모형의 이론적 배경을 살펴본다. III절에서는 연구에 사용될 자료와 이에 대한 예비검정 결과를 제시한다. IV절에서는 두 가지 준모수적 추정방법을 검토하며, V절에서는 WTP 방정식 추정결과와 이에 대한 논의를 제시한다. 마지막 절은 결론으로 할애하였다.

II. 평가대상, 사전평가 방법, WTP 모형

1. 평가 대상

멀티미디어 컴퓨터와 정보통신의 영향으로 인한 컴퓨터 인프라의 급격한 변화는 교육시스템을 확장하는 것 이상의 많은 역할을 할 것이다. 기술의 진보로 교실은 더욱 더 접근이 용이해지고 효과적으로 변하고 있다. 현재 우리나라에서는 초등학교부터 대학교육까지 대부분의 교육이 교실에서 이루어지고 있다. 이러한 방식은 매우 오랜 기간 동안 유지되어 왔으며 앞으로도 당분간 가장 보편적인 지배적 형태로 남을 것이다. 그러나 대다수의 중학생과 고등학생들은 방과 후 과외수업에 많은 시간과 돈을 투자한다. 한국교육개발원에 따르면 약 52.3%의 중학생과 33.4%의 고등학생이 과외수업을 받고 있으며 과외시장 규모는 1995년 우리나라 국민소득의 6%에 달한다고 한다.

이러한 문제에 대해 CATV 산업에서는 광범위하게 설치되어 있는 네트워크 시스템을 통해 교육용 유사 주문형 비디오(educational near video-on-demand: ENVOD) 서비스의 제공을 고려하고 있다. 원래 주문형 비디오(VOD)는 고객들의 요구에 따라 원하는 동화상을 실시간으로 제공하는 것인데 이를 위해서는 소비자들이 자신의 요구를 전달하는 고가의 장비를 갖추어야 하므로 경제성이 없어 아직 실용화되고 있지 못하다. 이에 대해 여러 채널을 확보하여 짧은 시간간격으로(예를 들어 10분) 계속해서 동화상을 보내게 되면 소비자는 최대 10분의 대기시간만으로 원하는 동화상을 볼 수 있는데 이를 유사 주문형 비디오(NVOD)라고 한다. 이렇게 NVOD는 소비자와 방송국 사이의 실제적인 상호작용 없이 비디오의 일반적인 역할을 수행하게 된다. 따라서 ENVOD 서비스는 이러한 NVOD를 교육에 특화시킨 일종의 응용 방송이라 할 수 있다.^{1) 2)}

종합유선방송국(system operator: SO)이 프로그램 제작업체(program provider: PP)가 제작한 내용을 각 소비자에게 다음의 과정을 거쳐 송출하게 된다. 주로 수도권에 위치한 PP는 압축된 프로그램을 한국통신이 보유한 무궁화위성을 이용하여 전국 각지에 위치한 SO에게 제공하며 각 SO는 압축해독기를 이용하여 압축을 풀어 프로그램을 소비자에게 여러 개의 채널을 통해 제공한다. 따라서 이 ENVOD 사업은 PP, SO, 한국통신, 압축기와 압축해독기를 생산 및 보급하는 몇 개의 방송관련 벤처기업이 참여하는 대형사업으로 일종의 방송 신제품 제공사업이 된다.³⁾

2. 사전평가 방법

CATV 방송의 최고경영자와 시장설계자들은 아직 시장에서 평가받지 못한 ENVOD 사업의 잠재적 시장가치에 대한 사전평가를 필요로 한다. 이를 위해 여러 방법을 고려할 수 있다. 예를 들면 소비자 의향조사(buyer intentions surveys), 선호

1) ENVOD는 다음의 세 가지 점에서 일반적인 교육시스템과 차이가 있다. ENVOD를 이용하는데 있어서 학생들은 비교적 자유롭게 수업시간을 선택할 수 있다. 또한 학생들은 적어도 한번 이상 반복하여 수업을 들을 수 있다. 마지막으로 일반 ENVOD의 서비스 이용료는 과외비용의 1/5 이하이다.

2) 기술적인 측면에 대해서는 Taso and Huang(1998)을 참고할 수 있다.

3) ENVOD 사업에 대한 보다 자세한 내용을 위해서는 한국케이블TV방송국협의회(1998)를 참고할 수 있다.

회귀모형 (preference regression models), 그리고 다른 여러 가지 선호 분석방법이 신제품의 설계나 사전 시장평가를 위한 조사에서 사용될 수 있다(Urban and Hauser, 1993). 그러나 Cameron and James(1987)는 비시장 환경재에 대한 사회적 가치를 평가하는 기법인 조건부 가치측정법(contingent valuation method: CVM)이 다른 사전 시장평가 방법을 보완하는 수단으로 유용하게 사용될 수 있다고 제안했다.⁴⁾

그들은 덧붙여서 CVM이 WTP를 유도하는 데 이상적으로 적합하며 따라서 특정 재화에 대한 수요가 가격변화에 따라 민감하게 영향을 받아야 하는 등 필요한 여러 가지 요건을 잘 보장한다고 지적하였다. 게다가 CVM은 개인의 선호에 바탕을 둔 미시경제학의 전통적인 개념에 부합한다(Fisher, 1996). CVM은 WTP 서베이 기법이라고도 불리는데 그 이유는 개인이 어떤 비시장재화에 대해 지불하고자 하는 최대한의 금액이 그 재화에 대한 개인의 가치의 척도라는 논리에 근거하고 있기 때문이다.

3. WTP 모형

각 개인의 최적 WTP는 소득제약하의 효용극대화 문제의 틀 내에서 유도될 수 있다. 즉, 각 개인은 다음과 같이 예산제약하에서 효용을 극대화한다.

$$\max_{y, Z} [U(y, Z; h) \mid y + Z \leq m] \quad (1)$$

여기서, $U(\cdot)$ 는 효용함수, y 는 WTP, Z 는 모든 다른 지출, h 는 개인특성을 나타내는 벡터, m 은 소득이다. 효용함수 $U(\cdot)$ 가 연속이고 준 오목(quasi-concave)이면 최적 WTP는 개인특성을 포함한 여러 가지 변수의 함수로 표현될 수 있다(Willig, 1976). 이러한 WTP의 결정요소들을 x 라 하고 선형 WTP 함수를 가정하면, 각 개인 $i = 1, \dots, N$ 에 대해 최적 WTP y_i^* 는 다음과 같이 쓸 수 있다.

4) 조건부 가치측정법에 대한 자세하고 광범위한 논의를 위해서는 Mitchell and Carson(1989)을 참고할 수 있다.

$$y_i^* = x_i' \beta + u_i \quad (2)$$

여기서 β 는 추정해야 할 모수벡터이며 u_i 는 오차항이다. 비음제약이 없는 상태에서의 효용극대화 결과인 식(2)는 잠재(latent) WTP를 나타낸다. 그러나 현실적으로, 각 개인의 선택은 비음제약하에서 이루어지므로 모서리 해가 발생할 수 있다.

모서리 해를 허용하는 대표적인 방법의 하나는 토빗 모형을 이용하는 것이다. 관측된 WTP를 y_i , 잠재 WTP를 y_i^* 라 하고 토빗 모형을 표현하면 다음과 같다.

$$y_i = \max \{y_i^*, 0\} = \max \{x_i' \beta + u_i, 0\} \quad (3)$$

여기서 u_i 는 평균이 0이고 표준편차가 σ 인 정규분포를 따른다.

III. 자료와 예비검사

1. 자 료

ENVOD 서비스에 대한 WTP 자료와 분석에 사용된 변수들은 1998년 4월에서 5월 사이에 부산에서 실시된 가구 서베이에 근거하고 있다.⁵⁾ 이 서베이는 교육과 관련된 CATV 서비스를 다루고 있으므로 인터뷰 대상자로는 중학교나 고등학교에 다니는 아이를 가진 부모를 무작위로 선택하였다. 설문전문회사에 소속된 전문가의 도움으로 설문지를 가능한 한 이해하기 쉽도록 만들고자 하였으며, 사람들이 얼마나 이해하는지를 확인하기 위해 실험가구를 선택하여 설문지의 내용을 검증하였다. 최종 설문지에는 실사를 맡은 부산지역 종합유선방송국 마케팅팀의 전문가들로부터 들은 조언과 실험가구의 결과를 반영했다.

부산시 각 지역 종합유선방송국의 직원 중에서 30여 명을 선발하여 설문조사원으로 하였으며, 이들을 대상으로 2회에 걸쳐 설문조사에 대한 반나절의 집중적인 교

5) 연구에 사용된 설문지는 지면의 제약 때문에 본 논문에 포함되지 않았다. 그러나 설문지가 필요한 독자는 첫번째 저자에게 요청할 수 있다.

〈표 1〉 변수의 정의와 표본 기초통계량

변수명	정 의	평 균	표준편차
WTP	ENVOD 서비스에 대한 WTP (단위: 10,000원)	3.234	3.537
INTEREST	자녀의 교육에 대한 응답자의 관심 정도 (1 = 매우 작음; 2 = 작음; 3 = 보통; 4 = 큼; 5 = 매우 큼)	3.892	0.789
SATISFY	현 학교교육에 대한 응답자의 만족 정도 (1 = 매우 작음; 2 = 작음; 3 = 보통; 4 = 큼; 5 = 매우 큼)	3.351	0.737
NEED	응답자가 자녀에게 과외교육이 필요하다고 생각하는 정도 (1 = 매우 작음; 2 = 작음; 3 = 보통; 4 = 큼; 5 = 매우 큼)	2.569	0.870
HELP	응답자가 생각하기에 자녀에게 ENVOD 서비스가 유용한 정도 (1 = 매우 작음; 2 = 작음; 3 = 보통; 4 = 큼; 5 = 매우 큼)	3.485	0.673
EXTRA	응답자의 자녀가 과외수업을 받고 있는지에 대한 더미 변수 (0 = 아님; 1 = 맞음)	0.527	0.527
CATV	응답자가 케이블 TV 방송을 시청하는지에 대한 더미 변수 (0 = 아님; 1 = 맞음)	0.255	0.437
EBS	응답자의 자녀가 교육용 방송을 시청하고 있는지에 대한 더미 변수 (0 = 아님; 1 = 맞음)	0.122	0.327
AGE	응답자의 나이	43.244	3.951
EDUCATION	교육수준 (1 = 최저부터 9 = 최고)	6.136	1.396
INCOME	세후 월별 가구 총 수입 (단위: 10,000원)	220.070	283.748

육을 진행하였다. 조사대상 가구의 선정은 조사대상 지역을 할당받은 설문조사원이 해당 지역 내에서 가구를 임의로 선택하여 방문하는 식으로 이루어졌다. 만약 선택된 가구에 아무도 없으면 오른쪽으로 다섯번째 집을 방문하였다. 설문조사과정은 일대일 면접이었으며 인터뷰 끝에 응답자의 전화번호를 물어 임의로 추출된 가구에 대해 서베이 감독자들은 조사원들이 일을 제대로 했는지 확인전화를 하였고 몇 가지 질문을 다시 해서 응답자들의 대답에 일관성이 있는지를 점검하고 응답이 빠진 항목에 대해 다시 질문을 하여 답을 얻었다.

서베이 결과 총 440개 자료를 구할 수 있었다. 그런데 13개 자료는 중요한 항목에 대한 응답이 빠지는 등 답변의 성실성에 문제가 있다고 판단하여 최종적으로는

427개의 자료를 이용하였다. 427명의 응답자 중 112명(26.2%)의 응답자가 영의 WTP를 밝혔다.⁶⁾ 이 점은 본 연구에서 다루는 자료에 바로 검색의 문제가 존재함을 의미한다. 연구에 사용된 변수의 정의와 표본 통계량은 <표 1>에 정리되어 있다.

2. 예비검사

서론에서 간략하게 논의했던 것처럼, 토빗 추정치는 오차항에 대한 가정에 민감하다. 특히, 오차항에 이분산성이 존재하거나 정규성 가정이 위배되면 추정치는 일치추정량이 되지 못한다. 이 문제를 검토하기 위해 본 논문에서는 오차항의 이분산성과 비정규성을 검정한다. 우선 토빗 MLE 추정결과로부터 오차항이 동분산을 가진다는 귀무가설을 검정하기 위해 Breusch and Pagan(1980)의 라그랑지 승수(Lagrangian multiplier: LM) 검정을 이용한다. 이때 토빗 모형 오차항의 분산을 이분산성을 고려하여 정형화하면 다음과 같다.

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 \exp(x_i' \alpha) \quad (4)$$

여기서 동분산이란 귀무가설은 ' $\alpha = 0$ (단, 상수항은 제외)'이며, x_i 는 상수항을 포함하여 <표 1>에서 정의된 변수들이다. 지수함수로 정형화한 것은 분산은 양수라는 일반적 조건을 보장하기 위해서이다. LM-통계량은 토빗 모형의 추정계수로부터 쉽게 계산할 수 있으며, 귀무가설하에서 점근적으로 자유도 10의 χ^2 분포를 따른다. LM-통계량의 계산결과는 107.63으로 유의수준 1%에서 임계치 23.21보다 여유있게 크므로 동분산의 귀무가설은 기각된다.⁷⁾

6) 본 연구에서 사용한 개방형(open-ended) 질문보다는 폐쇄형(close-ended) 질문을 사용하여 WTP 응답을 유도하는 것이 응답자의 인식 부담을 감소시키면서 전략적 행동을 방지할 수 있는 장점이 있다. 하지만 폐쇄형 질문을 이용하여 신뢰할 만한 결과를 얻기 위해서는 통상 1,000개 이상의 표본이 요구되는데 본 연구의 예산은 이를 허용하지 않았다. 더군다나 Mitchell and Carson(1989)은 응답자에게 친숙한 재화에 대해서는 개방형 질문을 사용하는 것도 무방하다는 지적을 하고 있으므로 과외, 학원 등의 사교육비를 지출하고 있는 가계에 비교적 친숙한 재화인 ENVOD 서비스에 대해 개방형 질문으로 WTP를 유도한 것은 연구결과의 신뢰성을 해칠 정도로 큰 문제가 있어 보이지는 않는다.

7) 본 논문에서 제시된 모든 결과에 대한 추정은 여러 개의 모듈로 나누어 이루어졌으며, 사용된 컴퓨터 소프트웨어는 Aptech Systems, Inc.가 개발한 GAUSS for Windows NT/95 Version

다음으로 오차항의 정규성 여부를 검정한다. 한 가지 유용한 방법은 다른 분포에 정규분포를 포함시킨 후에 정규성 여부에 대해 검정하는 것이다. 이를 위해 Ruud (1986)는 정규 누적분포함수를 다음과 같이 개조할 것을 제안하였다.

$$\Pr(u_i < t) = F(t) = \Phi(t + \gamma_0 + \gamma_1 t^2 + \gamma_2 t^3) \quad (5)$$

여기서 $\Phi(\cdot)$ 는 단변량 표준정규 누적분포함수이다. Chesher and Irish(1987)는 일반화된 잔차(generalized residuals)에 근거하여 토빗 모형의 정규성을 검정할 수 있는 LM-검정법을 개발하였는데, 이것은 바로 식(5)에서 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ 을 검정하는 것이다.⁸⁾ 일반화된 잔차는 다음과 같으며 상수항에 대한 로그우도함수의 1계 미분값으로 계산될 수 있다.

$$e_i = \frac{1}{\sigma^2} \left[z_i(y_i - x_i' \beta) - (1 - z_i) \sigma \left(\frac{\phi(x_i' \beta / \sigma)}{1 - \Phi(x_i' \beta / \sigma)} \right) \right] \quad (6)$$

여기서 z_i 는 $y_i > 0$ 이면 1이고 그렇지 않으면 0이며, $\phi(\cdot)$ 는 단변량 표준정규 확률밀도함수이다. 이 일반화된 잔차는 분포에서 검사를 허용하는 u_i 의 추정치로서, 토빗 모형의 1계 필요조건으로부터 $E(e_i) = 0$ 의 성질이 만족됨을 확인할 수 있다.

이때 LM-통계량은 오차항이 검색된 정규분포를 따른다는 귀무가설하에서 자유도 2의 χ^2 -분포를 따르며, 잔차의 첨도(skewness)와 왜도(kurtosis)를 살펴보는 성격을 가진다(Greene, 1997). 계산된 검정통계량은 412.89인 반면 유의수준 1%에서의 임계치는 9.21로 검색 정규성의 귀무가설도 마찬가지로 여유있게 기각되었다. Nelson(1981)이 지적한 바와 같이 특정 원인에 관한 사전적인 추측(speculation) 없이 편의(bias)의 근거를 구분해내는 것은 쉽지 않지만, 위의 검정결과를

3. 2. 3과 TSP international이 개발한 TSP 4. 4를 선택적으로 이용하였다. 분석에 사용된 자료를 필요시에는 첫번째 저자에게 요청할 수 있다.

8) γ_0 은 분포의 중앙값(median)이 0에서 떨어진 정도를 나타내며, γ_1 과 γ_2 는 비정규성을 일반화시키는 역할을 한다. 따라서 $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ 을 만족하면 표준적인 모형이 된다. 그런데 모형 내에 상수항을 포함시키면 γ_0 은 더 이상 식별되지 않는다. 따라서 본 연구에서와 같이 모형 내에 상수항을 포함시키게 되면 $\gamma_0 = 0$ 란 표준화 제약이 요구되므로 결국 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ 을 검정하게 되는 것이다.

볼 때 토빗 MLE는 비일치성이란 문제에 대해 두 가지 원인을 가지고 있다는 점은 분명해 보인다.

IV. 준모수적 추정법

1. 준모수적 추정법의 필요성

지금까지 논의한 바와 같이, 현재 우리는 토빗 MLE 모형을 이용하여 ENVOD 서비스에 대한 WTP 자료를 분석하는 데 있어서 이분산성과 비정규성이란 두 가지 어려움에 직면해 있다. 먼저 이분산성에 대해 생각해 보면, 이분산성을 반영한 이분산 토빗 모형의 추정을 생각해 볼 수 있다. 실제로 이분산성이 독립변수의 여러 가능한 집합에 의존하는 이분산 토빗 모형을 추정하였다. 그러나 결과는 선택된 독립변수 집합에 따라 변했으며, 일부 계수는 사전적인 기대와 달리 통계적으로 유의하지 못했다. 또한 이분산성의 문제를 고려하기 위해 임의로 선택된 변수들은 추가적인 문제를 일으킬 수 있다. 따라서 이분산 토빗 모형을 추정하는 것보다는 좀더 적은 가정을 요구하는 강건한 방법을 적용하는 것이 더 적절할 것이다. 두번째로, 비정규성 문제를 해결하는 하나의 방법으로 정규분포가 아닌 다른 분포의 사용을 고려해 볼 수 있다. 하지만 다른 특정 분포를 가정하는 것이 반드시 이 문제를 해결한다는 보장은 없으며 경우에 따라서는 문제를 더욱 복잡하게 만들 수 있다. 따라서 보다 적은 수의 가정을 요구하는 방법이 더 설득력이 있을 것이며, 이러한 점에 있어서 바람직한 대안은 이분산성과 비정규성의 가정에 대해 강건한 새로운 준모수적 추정법을 사용하는 것이다.

토빗 MLE 모형에 대안으로서 두 개의 준모수적 추정법이 개발되었다. 첫번째는 Powell(1984)이 제안한 검색 최소절대편차법인 CLAD이며, 두번째는 Powell(1986)이 제안한 대칭절삭 최소자승법인 STLS이다. 이 두 가지 추정법으로부터 얻을 수 있는 추정량은 모두 미지의 이분산성과 검색 종속변수를 가지는 다양한 종류의 오차항 분포에 대해 일치적이며 점근적으로 정규분포를 따른다. 따라서 본 연구에서는 이 두 개의 추정법을 이용한다.⁹⁾

2. CLAD와 STLS

먼저 CLAD를 적용한다. 표본크기 T 에 대한 CLAD 추정량 $\hat{\beta}_{CLAD}$ 는 β 에 대해 가능한 값들의 집합인 B 에 대해 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{CLAD} &= \arg \min_{\beta \in B} \sum_{i=1}^T |y_i - \max(x_i' \beta, 0)| \\ &= \arg \min_{\beta \in B} \sum_{i=1}^T I(x_i' \beta > 0) |y_i - x_i' \beta|\end{aligned}\quad (7)$$

여기서 $I(\cdot)$ 는 괄호 안의 식이 참이면 1의 값을 가지고 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 인디케이터 함수이다. $\hat{\beta}_{CLAD}$ 는 선형계획법(linear programming: LP)을 통해 구할 수 있으며 일치성과 점근적 정규성에 대해서는 Powell(1984)을 참고할 수 있다. 본 연구에서는 특히 $\hat{\beta}_{CLAD}$ 를 구하기 위해 Buchinsky(1994)가 제안한 반복적 LP 알고리즘을 사용한다. 이 알고리즘의 기본적인 아이디어는 만약 사전에 우리가 $x_i' \beta_{CLAD} > 0$ 인 관측치의 집합을 알고 있다면, 이 관측치들은 추정에서 제외시킬 수 있다는 것이다. 그런데 이 관측치의 집합을 사전에 알지 못하므로 반복적 LP 알고리즘은 $\hat{\beta}_{CLAD}$ 를 반복적 방법으로 구한다. 특정 j 번째 반복단계에서의 해인 $\hat{\beta}_{CLAD}^j$ 는 다음 단계에서 제외될 관측치의 집합을 정한다. $j+1$ 번째 반복단계는 $x_i' \hat{\beta}_{CLAD}^j \leq 0$ 인 관측치에 대해서만 LP 알고리즘을 사용하여 시행된다. 두 번의 연속된 반복단계에서 제외된 관측치의 집합이 같을 때 수렴은 달성된다. 실제 추정에서는 두 번의 연속된 반복단계에서의 추정치 차이의 절대값이 어느 기준치 이하이면 수렴을 달성하는 것으로 한다. 그 구체적인 절차는 다음과 같다.

-
- 9) WTP 서베이로부터 얻게 되는 검색자료에 CLAD 또는 STLS를 적용한 연구는 그리 많지 않다. 이러한 점에서 본 논문은 아직 시장화되지 않은 신제품에 대한 WTP를 강건한 준모수적 접근방법을 이용하여 분석하였다는 의의를 가지고 있다. 참고로 미국경제학회에서 발행되는 경제학문헌 데이터베이스인 EconLit 및 관련 문헌을 검색한 결과 CLAD를 적용한 Yoo et al. (2000)와 STLS를 적용한 Kwak et al. (1997)의 두 개 논문만을 찾을 수 있었다. 두 연구 결과에 따르면, 준모수적 추정법은 모수적 추정법에 비해 추정결과를 유의하게 개선시키는 것으로 분석되었다.

- 1단계: β 의 초기 추정치를 구하기 위해 전체 표본에 대해 CLAD 추정을 한다.
- 2단계: 1단계에서 구한 β 의 추정치를 이용하여 예측값이 음수인 관측치들을 누락시킨 다음 새로운 표본에 CLAD 추정을 하여 β 의 새로운 추정치인 $\hat{\beta}$ 을 구한다.
- 3단계: 2단계에서 구한 $\hat{\beta}$ 을 새로운 초기 추정치로 사용하여 전체 표본에 대해 추정치의 변화가 없을 때까지, 즉 수렴할 때까지 2단계를 반복한다.

CLAD 모형에서 점근적 공분산 행렬을 추정하는 데에는 여러 가지 방법이 있다. 예를 들어, 차수통계 추정량(order statistic estimator; Chamberlain, 1994), 부트스트랩 추정량(bootstrap estimator; Buchinsky, 1995), 커널 추정량(kernel estimator; Powell, 1984) 등이 있다.¹⁰⁾ 특히 부트스트랩 추정량을 얻는 데에는 세 가지 방법이 있다. 처음 2개의 방법은 $\hat{\beta}_{CLAD}$ 의 점근적 공분산 행렬의 형태에 대해 근본적으로 다른 가정에 근거하여 부트스트랩 기법을 사용한다. 디자인 행렬(design matrix) 부트스트랩 추정량을 구하는 첫번째 방법은 보다 일반적인 조건하에서 점근적 공분산 행렬의 일치추정량을 제공하는 반면, 오차 부트스트랩 추정량인 두번째 방법은 독립성 조건하에서만 일치추정량을 가져온다. 세번째 부트스트랩 추정량은 시그마 부트스트랩 추정량인데 공분산 행렬의 일부분만 부트스트랩 기법을 이용하여 추정한다.

공분산 행렬의 일치추정량을 얻기 위해, 본 논문에서는 이러한 다섯 가지의 추정량 중에서 디자인 행렬 부트스트랩 추정량을 사용한다. 이것은 다양한 현실적인 시나리오하에서 다섯 개의 추정량을 평가하기 위해 Buchinsky(1995)가 몬테카를로(Monte Carlo) 실험을 한 결과, 디자인 행렬 부트스트랩 추정량이 일반적인 경우를 포함하여 오차항이 독립변수에 독립적이지 않은 상황에서도 가장 바람직했기 때문이다. 따라서 디자인 행렬 부트스트랩 기법은 $\hat{\beta}_{CLAD}$ 에 대한 점근적 공분산의 일치추정량을 가져오는데, 이 추정량은 잔차가 독립적으로 분포한다는 가정의 위배에 대해 강건하다. 이 추정량 $\hat{\Omega}$ 은 다음과 같이 표현된다.

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R (\hat{\beta}_{CLAD}^j - \bar{\beta}_{CLAD})(\hat{\beta}_{CLAD}^j - \bar{\beta}_{CLAD})' \quad (8)$$

10) 보다 자세한 내용에 대해서는 Buchinsky(1998)를 참고할 수 있다.

여기서 $\bar{\beta}_{CLAD} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R \hat{\beta}_{CLAD}^j$ 이며 R 은 재표본추출(re-sampling)의 반복횟수이다.

본 연구에서 사용하는 두번째 준모수적 추정량은 STLS 추정량이며, 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{\beta}_{STLS} = \arg \min_{\beta \in B} \sum_{i=1}^T I(x_i' \beta > 0) [\min(y_i, 2x_i' \beta) - x_i' \beta]^2 \quad (9)$$

여기서 B 는 β 에 대한 모수공간(parameter space)이다. 이 추정량은 종속변수를 절삭함으로써 구해지므로, 잔차는 $(-x_i' \beta, x_i' \beta)$ 상에서 분포하게 된다. $\hat{\beta}_{STLS}$ 의 일치성과 점근적 정규성의 증명에 대해서는 Powell(1986)을 참고할 수 있다.

STLS 추정량은 CLAD 추정량에 대해서 사용했던 절차와 유사한 반복적인 과정을 통해 구한다. STLS 추정량을 구하는 절차는 다음과 같이 요약될 수 있다.

1단계: β 의 초기 추정치를 구하기 위해 전체 표본에 대해 LS 추정을 한다.

2단계: 1단계에서 구한 β 의 추정치를 이용하여, 예측값이 음수이면 관측치를 누락시키고 종속변수의 값이 예측값보다 2배 이상 크면 종속변수의 값을 $2x_i' \beta$ 로 설정한 새로운 표본에 대해 LS 추정을 하여 β 의 새로운 추정치인 $\hat{\beta}$ 을 구한다.

3단계: 2단계에서 구한 $\hat{\beta}$ 을 전체 표본에 대해 새로운 초기 추정치로 사용하여 추정치의 변화가 없을 때까지, 즉 수렴할 때까지 2단계를 반복한다.

STLS 추정량의 공분산 행렬은 CLAD의 경우인 식(8)과 마찬가지로 자료를 R 번 반복하여 복원추출하는 디자인 행렬 부트스트랩 기법을 사용하여 계산된다. 이러한 부트스트랩 절차를 사용함으로써 잔차가 동일하게 분포한다는 가정의 위배에 대해 강건한 공분산 행렬을 얻을 수 있게 된다.

V. 추정결과 및 이에 대한 논의

1. WTP 방정식 추정결과

CLAD 및 STLS 추정량을 얻기 위해, 두 번의 연속적인 반복단계에서 모든 모수의 추정치 차이의 절대값이 10^{-5} 이하가 되면 수렴하는 것으로 하였으며 $R = 5,000$ 으로 하였다. 그 결과 CLAD 추정량은 24번째 반복단계에서, STLS 추정량은 이의 2배인 48번째 반복단계에서 수렴하였다. <표 2>는 각각 최소자승법(LS), 토빗 MLE(Tobit), 검색 최소절대편차법(CLAD), 대칭절삭 최소자승법(STLS)에 의한 WTP 방정식의 추정결과를 보여주고 있다. Wald-통계량을 통해 살펴보면, 추정된 방정식들은 모두 통계적으로 유의하게 0과 다르다. 즉, 응답자들은 전반적으로 ENVOD 서비스에 대한 조건부 시장을 받아들였으며, 평균적으로 매월 일정한 금액을 ENVOD 서비스의 이용에 대해 지불하고자 하였다. 물론 이 지불의사는 개인의 특성과 관심사에 따라 변하는 것으로 분석되었다.

<표 2>의 추정결과를 이용하여 응답자의 특성 또는 관심사가 ENVOD 서비스에 대한 WTP에 미치는 영향을 살펴볼 수 있다. 즉 응답자가 자녀의 교육에 좀더 많은 관심을 가지고 있다면, 서비스에 대한 WTP는 좀더 높을 것이다. 현재 이루어지는 학교교육에 만족하는 응답자라면, 다른 사람에 비하여 더 낮은 WTP를 보일 것이다. 응답자가 학교수업 외의 과외수업이 필요하다고 느끼면 느낄수록 WTP는 높아질 것이다. ENVOD 서비스가 그들의 자녀에게 얼마나 유용한지에 대해 더 긍정적인 견해를 갖는 응답자는 그렇지 않은 사람에 비해 더 높은 금액을 지불하려고 할 것이다. 자녀가 과외수업을 받고 있는 응답자의 WTP는 그렇지 않은 응답자의 WTP보다 클 것이다. 만약 응답자가 CATV 방송에 가입된 경우라면 WTP는 비가입자보다 클 것이다. 만약 응답자의 자녀가 EBS를 시청한다면, 그렇지 않은 응답자보다 더 큰 WTP를 가질 것이다. 그러나 응답자의 나이는 WTP와 음의 상관관계를 갖는다. 교육수준이 높은 응답자의 WTP는 그렇지 못한 사람의 것보다 크다. 마지막으로, 소득은 WTP에 양의 영향을 미친다. 이러한 결과를 기초로 하여, CATV 산업은 이 서비스의 제공과 관련된 많은 유용한 시사점을 얻을 수 있으며, 적절한 시장 전략을 마련할 수 있을 것이다.

이제 추정결과에 근거하여 추정법에 대해 살펴본다. 먼저 LS 추정결과와 토빗 추

정결과를 비교하면, LS 추정계수의 표준오차가 토빗 추정계수의 표준오차보다 항상 작다. 이것은 LS 모형이 0의 응답을 0이라는 점(point) 자료로 사용하는 반면에 토빗 모형은 0의 응답을 0보다 작다는 구간(interval) 자료로 사용하므로 그만큼 불확실성이 증가하여 효율성의 손실을 보기 때문이다. 하지만 0의 응답이 0에서 검색된 자료의 경우에는 비록 효율성의 희생이 있더라도 추정계수의 일치성을 위해 LS 모형보다는 토빗 모형을 적용하는 것이 적절할 것이다.

〈표 2〉 WTP 방정식의 추정 결과

변 수*	LS	Tobit	CLAD	STLS
상수항	-6.9476 (2.1845)	-11.7260 (2.8199)	-6.4632 (3.9906)	-11.3269 (7.0510)
INTEREST	0.5476 (0.1992)	0.6554 (0.2529)	0.4007 (0.3018)	0.5558 (0.3708)
SATISFY	-0.3754 (0.2037)	-0.4937 (0.2612)	-0.4555 (0.2430)	-0.4587 (0.3236)
NEED	0.3559 (0.1832)	0.3780 (0.2325)	0.5052 (0.2502)	0.5618 (0.2948)
HELP	2.2250 (0.2279)	3.4684 (0.3155)	2.5160 (0.4754)	3.2274 (1.5422)
EXTRA	0.2184 (0.2924)	0.4080 (0.3697)	0.1234 (0.4035)	0.3206 (0.5167)
AGE	-0.0427 (0.0380)	-0.0631 (0.0482)	-0.0898 (0.0582)	-0.0693 (0.0860)
CATV	0.5606 (0.3798)	0.7065 (0.4769)	0.5238 (0.5920)	0.6029 (0.8583)
EBS	1.2576 (0.4983)	1.7959 (0.6157)	1.1659 (0.6574)	0.7382 (1.9899)
EDUCATE	0.2926 (0.1102)	0.3160 (0.1423)	0.2828 (0.1732)	0.4738 (0.2741)
INCOME	0.0013 (0.0005)	0.0017 (0.0007)	0.0034 (0.0031)	0.0007 (0.0027)
Wald 통계량**	535.7 (0.000)	1,037.7 (0.000)	307.3 (0.000)	240.5 (0.000)

주: * 변수는 〈표 1〉에 정의되어 있음.

** 귀무가설은 '모든 추정계수가 0'이며 p 값을 괄호 안에 표시하였다.

추정치 아래의 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차임. LS 추정치의 표준오차는 White(1980)의 이분산-일치 추정량(heteroscedasticity-consistent estimator)을 이용하여 계산하였다. 토빗 추정치의 표준오차는 로그우도 함수의 분석적 2계도 함수를 사용하여 계산하였으며, CLAD와 STLS 추정치의 표준오차는 디자인 행렬 부트스트랩 방법을 이용하여 계산하였다.

다음으로 토빗 추정계수와 CLAD 또는 STLS 추정계수를 비교해 보면, 마찬가지로 전자의 표준오차가 후자의 표준오차보다 거의 대부분 작음을 알 수 있다. 이것도 예상했던 것이다. 앞에서 논의했듯이 본 연구에 사용된 자료의 경우, 토빗 모형에서 동분산과 정규성 가정이 모두 만족되지 않았다. 즉 토빗 모형의 효율성은 동분산과 정규성이란 적절하지 못한 제약적 가정을 하여 일치성을 잃게 됨으로써 얻게 되는 반대급부일 수 있다. 물론 CLAD나 STLS 추정은 동분산과 정규성이란 제약적인 가정을 하지 않아 일치성을 얻음으로써 효율성을 희생하게 된다. 이렇게 효율성과 일치성은 일종의 상충(trade-off) 관계에 있다. 따라서 모수적 토빗 모형과 준모수적 CLAD 또는 STLS 중에서 어느 것을 선택할 것인가의 문제는 이 상충관계를 고려하여 다루는 것이 바람직할 것이다. 다음 항에서는 이 검정방법과 그 결과에 대해 논의한다.

2. 모수적 모형 대 준모수적 모형에 대한 정형검정

앞에서도 언급하였듯이 CLAD와 STLS에 의한 계수 추정치들의 통계적 유의도는 토빗 모형에 비해 매우 낮으며 그 부호도 토빗 추정치와 다르지 않다. 이 점은 토빗 모형 대신에 다소 복잡한 CLAD나 STLS 모형을 도입한 원래의 취지를 약하게 만드는 것으로 볼 수도 있다. 따라서 모수적 토빗 모형의 추정결과가 준모수적 CLAD 또는 STLS 추정결과와 유의하게 다른지를 확인하는 절차가 필요하다. 만약 유의하게 다르지 않다면 구태여 복잡한 준모수적 추정법을 도입할 필요가 없기 때문이다.

모수적 모형과 준모수적 모형에 대한 보다 일반적이고 엄밀한 비교를 위해, 본 논문에서는 Melenberg and van Soest(1996)의 연구에서 제시된 Hausman(1978) 유형의 정형검정(specification test)을 수행한다. 이 검정법은 두 추정결과가 구조적으로 차이가 있는지를 검정하고 있기 때문에, 다른 용어로 동일성 검정(equality test)이라고도 불린다. 이 검정은 귀무가설하에서는 일치적이고 효율적이지만 대립가설하에서는 비일치적인 추정량과 귀무가설과 대립가설하에서는 일치적이지만 귀무가설하에서는 비효율적인 추정량을 필요로 한다. 여기서 전자는 토빗 추정량, 후자는 CLAD 추정량 또는 STLS 추정량에 해당된다. 따라서 귀무가설은 '모수적 토빗 추정치는 일치적이다'가 된다. 반면에 대립가설은 '적절한 모형은 준모수적 모형이다'에 해당한다. 우리는 다음과 같은 Wald-통계량을 설정할 수 있다.

$$W = (\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{Semi})' \Lambda^{-1} (\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{Semi}) \quad (10)$$

여기서, Λ 는 $(\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{Semi})$ 의 공분산 행렬이며 $\hat{\beta}_{Semi}$ 는 $\hat{\beta}_{CLAD}$ 또는 $\hat{\beta}_{STLS}$ 에 해당한다.¹¹⁾ 이 통계량은 K 가 $Var(\hat{\beta}_{Tobit} - \hat{\beta}_{Semi})$ 의 位數(rank)일 때 자유도 K 의 χ^2 분포를 따른다. CLAD 및 STLS 추정량에 대해 계산된 통계량은 각각 28.10과 40.22이다. 자유도가 11일 때 유의수준 1%에서의 임계치는 24.72임을 감안할 때, '모수적 모형이 적절하다'는 귀무가설을 여유있게 기각할 수 있다. 즉, 이 검정 결과의 결과는 토빗 모형의 추정결과가 CLAD 또는 STLS 추정결과와는 유의하게 다르다는 점을 나타내는 것으로, 토빗 모형보다는 CLAD 또는 STLS 모형을 이용하는 것이 적절함을 보여주고 있다. 이 사실은 검색과 관련된 오차항에 이분산이 존재하고 정규분포의 가정이 위배되는 상황에서 모수적 추정량을 준모수적 추정량으로 바꾸는 것이 얼마나 큰 영향을 미칠 수 있는지를 보여주는 흥미로운 증거가 된다.

3. WTP 추정치

WTP 서베이를 수행하는 가장 중요한 목적 중에 하나는 현재 시장에서 거래되지 않아 가치에 대한 정보를 얻을 수가 없는 새로운 제품에 대한 소비자의 기대가치를 측정하는 것이다. 마지막 단계로 <표 2>에서 구한 각 방정식에 대해 <표 1>에서 제시된 변수의 표본 평균값을 이용하여 추정된 WTP의 조건부 평균값을 <표 3>에 제시하였다.

추정된 평균 WTP의 값이 영과 통계적으로 다른지를 검정하기 위해 2개의 통계적 기법을 이용한다. 우선 <표 3>에 평균 WTP 근방에서의 95% 신뢰구간을 제시하였다.¹²⁾ 이 신뢰구간이 영을 포함하고 있지 않다면 평균 WTP는 영보다 통계적으로 크다고 할 수 있다. 다음으로 평균 WTP 추정치가 영과 다르다는 가설을 검정하기 위해 Wald-통계량과 이에 대한 p -값을 계산하여 <표 3>에 제시하였다. 이 두 가지 검정결과는 모두 평균 WTP가 영과 통계적으로 유의하게 다를 것을 보여주고 있다.

11) Λ 의 표본 추정치(sample version)는 귀무가설하에서 $Var(\hat{\beta}_{Semi}) - Var(\hat{\beta}_{Tobit})$ 으로 추정된다.

12) 95% 신뢰구간은 델타법(delta method)으로 계산된 표준오차를 사용하여 도출하였다. 델타법에 대한 보다 자세한 내용에 대해서는 Greene(1997, pp. 278~280)을 참고할 수 있다.

〈표 3〉 ENVOD 서비스에 대한 평균 WTP 추정값

구 분	LS	Tobit	CLAD	STLS
평균(원)	32,342	24,307	25,774	24,591
표준오차*	1,484	1,933	2,281	9,149
95% 신뢰구간	29,433~35,251	20,519~28,095	21,304~30,244	6,660~42,524
Wald 통계량**	475.25	158.16	127.72	7.22
(p-값)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.007)

주: * 추정된 평균 WTP에 대한 표준오차는 델타법(delta method)으로 계산되었다. 델타법에 대한 보다 자세한 내용에 대해서는 Greene(1997, pp. 278~280)을 참고할 수 있다.

** 귀무가설은 '평균 WTP 추정값이 영이다'가 된다.

토빗, CLAD, STLS 추정량에 근거하여, ENVOD 서비스에 대한 월 평균 WTP를 계산한 결과는 각각 24,307원, 25,774원, 24,591원이다. 이 값들은 LS 추정량에 근거한 원 자료의 값인 32,342원보다 작다. 이러한 점에서 원 자료의 평균 WTP는 실제값을 과대 추정한 것으로 볼 수 있을 것이다. 마지막으로 〈표 3〉의 결과를 이용하여 CLAD와 STLS의 추정결과를 비교할 수 있다. CLAD와 STLS는 모두 준모수적 추정법으로, 통상적인 방법으로 추정결과를 비교하는 것은 쉽지 않다. 더군다나 월 평균 WTP 추정값의 차이도 유의하지 않다. 하지만 월 평균 WTP 추정값의 표준오차를 비교해 보면 각각 2,281원, 9,149원으로 CLAD의 경우가 현저하게 작다. 이것은 본 연구에서 사용한 자료의 경우에는, 효율성의 관점에서 CLAD 추정이 STLS 추정보다 더 나은 추정결과를 가져온다는 것을 의미한다.

VI. 결 언

응답자에게 금액을 진술하도록 하는 설문조사로부터 얻어지는 WTP의 값은 보통 영에서 검색된다. 영에서의 관측치를 다루는 통상적인 계량경제모형인 토빗 모형의 추정을 위해서는 통상 최우추정법과 같은 모수적 추정기법을 적용하는데, 오차항이 이분산성을 가지거나 정규분포를 따르지 않을 때에는 이로부터 얻어지는 추정량은 일치적이지 못하게 된다. 이러한 문제는 ENVOD 서비스에 대한 WTP 자료를 분석하는 본 연구에서도 발견되었다. 따라서 이에 근거하여 여러 가지 추론을 하거나

관련된 시사점을 내오는 것은 바람직하지 않게 된다.

그러나 Powell (1984) 과 Powell (1986) 이 각각 제안한 CLAD와 STLS 추정기법은 이러한 부담에 대해 대단히 강건하며 검색자료의 구조를 허용한다. 본 논문에서는 토빗 모형을 검정하여 토빗 모형이 적절하지 않을 때 이를 CLAD와 STLS 모형과 같이 준모수적으로 재정형화한 후 준모수적 모형과 토빗 모형을 보다 엄밀하게 비교하는 체계적인 접근방법을 제시하였다. 실증연구 결과, 준모수적 모형은 모수적 모형에 결부된 암묵적 제약을 완화시키면서도 정형검정을 유의수준 1%에서 통과하였다. 즉 동분산과 정규성이 위배되는 상황에서 토빗 모형을 적용하면 동분산과 정규성 가정을 하지 않는 준모수적 모형을 이용할 때와 유의하게 다른 결과를 가져온다는 것이다.

준모수적 모형은 그 추정법이 다소 복잡하기 때문에 널리 사용되지 못했다. 하지만 현재에는 관련 문헌의 증가와 컴퓨터 프로그램의 발전으로 쉽게 추정될 수 있다. 따라서, 준모수적 모형은 영의 WTP를 가진 비실험적 미시경제 자료를 다루는데 있어서 이론적으로 우수할 뿐만 아니라 실용적이다. 특히 이 모형은 추정에 있어서 오차항에 대해 대단히 제약적일 수 있으며 심지어 불필요하기까지 한 모수적인 가정을 하지 않으면서 추정계수의 일치성과 점근적 정규성을 보장해 주기 때문에 영의 관측치를 가진 WTP 자료를 분석하는 데 보다 유연하게 활용될 수 있는 유용성을 가진다.

■ 참고 문헌

1. 유승훈·곽승준·김태유, "양분선택형 조건부 가치추정모형에서의 영(零)의 응답자료 처리: 이변량 모형을 이용하여," 『환경경제연구』, 제 8권 제 1호, 1999. 9, pp. 1~17.
2. 한국케이블TV방송국협회, "케이블TV망을 이용한 교육 NVOD 사업," 1998. 10.
3. Abrazamar, A. and P. Schmidt, "Further Evidence of the Robustness of the Tobit Estimator to Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 17, 1981, pp. 253~258.
4. ———, "An Investigation of the Robustness of the Tobit Estimator to Non-Normality," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 1055~1063.
5. Alvarez-Farizo, B., N. Hanley, R. E. Wright, and D. MacMillian, "Estimating the Benefits of Agri-Environmental Policy: Econometric Issues in Open-ended Contingent Valuation Studies," *Journal of Environmental Planning and Management*, Vol. 42, 1999, pp. 23~43.

6. Breusch, T. and A. Pagan, "The LM Test and Its Applications to Model Specifications in Econometrics," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 1980, pp. 239~254.
7. Buchinsky, M., "Changes in the U.S. Wage Structure 1963~1987: Application of Quantile Regression," *Econometrica*, Vol. 62, 1994, pp. 405~458.
8. ———, "Estimating the Asymptotic Covariance Matrix for Quantile Regression Models: A Monte Carlo Study," *Journal of Econometrics*, Vol. 65, 1995, pp. 109~154.
9. ———, "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline of Empirical Research," *Journal of Human Resources*, Vol. 33, 1998, pp. 88~126.
10. Cameron, T. A. and M. D. James, "Estimating Willingness-to-pay from Survey Data: An Alternative Pre-Test Market Evaluation Procedure," *Journal of Marketing Research*, Vol. 24, 1987, pp. 389~395.
11. Chamberlain, G., "Quantile Regression, Censoring, and the Structure of Wage," in C. Sims(ed.), *Proceeding of the Sixth World Congress of the Econometric Society*, Cambridge University Press, 1994.
12. Chesher, A., "The Information Matrix Test," *Economics Letters*, Vol. 13, 1983, pp. 45~48.
13. Chesher, A. and M. Irish, "Residual Analysis in the Grouped Data and Censored Normal Linear Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 34, 1987, pp. 33~62.
14. Fisher, A. C., "The Conceptual Underpinnings of the Contingent Valuation Method," in D. J. Bjornstad and J. R. Kahn(eds.), *The Contingent Valuation of Environmental Resources*, Edward Elgar, 1996, pp. 19~37.
15. Greene, W. H., *Econometric Methods*, 3rd ed., Prentice-Hall, 1997.
16. Hausman, J., "Specification Test in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp. 1251~1271.
17. Horowitz, J. L., "Bootstrap-Based Critical Values for the Information Matrix Test," *Journal of Econometrics*, Vol. 61, 1994, pp. 395~411.
18. ———, "Bootstrap Methods in Econometrics: Theory and Numerical Performance," in D. M. Kreps and K. F. Wallis(eds.), *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications Seventh Word Congress Volume III*, Cambridge University Press, 1997.
19. Kwak, S. J., J. Lee, and C. S. Russell, "Dealing with Censored Data from Contingent Valuation Surveys: Symmetrically-Trimmed Least Squares Estimation," *Southern Economic Journal*, Vol. 63, 1997, pp. 743~750.
20. Lancaster, T., "The Covariance Matrix of the Information Matrix Test," *Econometrica*, Vol. 52, 1984, pp. 1051~1053.
21. Melenberg, B. and A. van Soest, "Parametric and Semi-parametric Modeling of Vacation Expenditures," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, 1996, pp. 59~76.
22. Mitchell, R. C. and R. T. Carson, *Using Surveys to Public Goods: The Contingent Valuation Method*, Resources for the Future, 1989.
23. Nelson, F., "A Test for Misspecification in the Censored Normal Model," *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp. 1317~1329.
24. Orme, C., "The Small-sample Performance of the Information Matrix Test," *Journal of*

- Econometrics*, Vol. 46, 1990, pp. 309~331.
25. Powell, J. L., "Least Absolute Deviations for Censored Regression Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 25, 1984, pp. 303~325.
 26. ———, "Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models," *Econometrica*, Vol. 54, 1986, pp. 1435~1460.
 27. Robinson, P. M., "On the Asymptotic Properties of Estimators of Models Containing Limited Dependent Variables," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 27~41.
 28. Ruud, P., "Consistent Estimation of Limited Dependent Variable Models Despite Misspecification of the Distribution," *Journal of Econometrics*, Vol. 32, 1986, pp. 157~187.
 29. Taso, S. L. and Y. M. Huang, "Making a Cost-Effective Storage Server for Broadcasting Digital Video Services," *IEEE Transactions on Broadcasting*, Vol. 44, 1998, pp. 300~309.
 30. Tobin, J., "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables," *Econometrica*, Vol. 26, 1958, pp. 24~36.
 31. Urban, G. L. and J. R. Hauser, *Design and Marketing of New Products*, 2nd ed., Prentice-Hall, 1993.
 32. White, H., "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 817~838.
 33. Willig, R. D., "Consumer Surplus without Apology," *American Economic Review*, Vol. 66, 1976, pp. 587~597.
 34. Yoo, S. H. and C. Y. Yang, "Dealing with Bottled Water Expenditures Data with Zero Observations: A Semiparametric Specification," *Economics Letters*, Vol. 66, 2000, pp. 151~157.
 35. Yoo, S. H., S. J. Kwak, and T. Y. Kim, "Dealing with Zero Response Data from Contingent Valuation Surveys: Application of Least Absolute Deviations Estimator," *Applied Economics Letters*, Vol. 7, 2000, pp. 181~184.