

Article

개별여행비용법을 이용한 바다 유어 낚시의 소비자 잉여추정

표희동^{1*} · 박철형² · 정진호¹¹부경대학교 해양산업경영학부²부경대학교 경제학부

(608-737) 부산광역시 남구 대연3동 599-1

Estimating Consumer Surplus for Recreational Sea Fishing using Individual Travel Cost Method

Hee-Dong Pyo^{1*}, Cheol-Hyung Park², and Jin-Ho Chung¹¹Division of Marine Business and Economics²Division of Economics

Pukyong National University, Busan 608-737, Korea

Abstract : This paper aims at estimating consumer surplus for recreational sea fishing in Tongyeong coastal area using individual travel cost method. A Poisson model (PM), a negative binomial model (NBM), a truncated Poisson model (TPM), and a truncated negative binomial model (TNBM) are applied for individual travel cost method in order to account characteristics of count data (non-negative discrete data.) The survey was conducted for 462 inshore anglers using personal interview method in Tongyeong during July and October 2007. Respondents were asked about how often they do fishing, travel costs, catch, income, and so on. Because of over-dispersion problem in PM and TPM, NBM and TNBM were considered to be more appropriate statistically. All parameters estimated are statistically significant and theoretically valid. As the results based on TNBM, consumer surplus per trip was estimated to be 183,486 won, total consumer surplus per person and per year 3,399,658 won, and the marginal effect of consumer surplus on % changes in catch rate is 185,372 won.

Key words : individual travel cost method, Truncated Negative Binomial Model (TNBM), consumer surplus for recreational sea fishing, over-dispersion, count data

1. 서 론

경제발전에 따른 지속적인 소득증대와 함께 여가시간의 외연적 확대를 의미하는 주5일 근무제도의 본격적인 도입과 최근의 웰빙(well-being)을 추구하는 문화의 확산은 국민에게 레저활동에 대한 관심과 수요를 증대시키고 있다. 레저활동에 대한 국민의 수요는 주어진 여가시간을 전제로 사회인구적 특성과 사회변화, 레저활동대상의 환경적 성격 등에 의하여 결정적인 영향을 받는다.

이 연구의 대상인 바다 유어 낚시는 해양을 이용하는 야외 레저활동 중의 하나로 우리나라의 전국바다 유어 낚시의 인구는 2000년 66.7만 명에서 2006년에는 230.5만 명으로 약 3.45배의 급속한 증가추세를 보이고 있는 것으로 나타났다(해양경찰청 2007). 이와 같이 유어 낚시와 관련된 레저산업은 꾸준한 수요의 증가에 힘입어 그 산업적 규모나 성격의 변화를 통하여 전통적인 어업과 함께 사회경제적으로 중요한 산업의 형태로 전환되고 있다.

유어 낚시에 대한 관심과 수요의 증대 및 최근 이슈가 되고 있는 낚시면허제 등의 낚시관리제도 도입에 대한 필요성이 제기되고 있는 시점에서 유어 낚시산업에 대한 관

*Corresponding author. E-mail : pyoh@pknu.ac.kr

리제도를 산업적인 측면에서 체계적으로 정비하기 위해서는 먼저 유어 낚시행위의 주체가 되는 낚시인들에 대한 이용형태와 어떠한 요인이 유어 낚시의 수요에 영향을 미치는지에 대한 분석이 필요하다. Loomis *et al.*(1999)에 의하면 미국에서의 유어 낚시에 대한 소비자 잉여추정에 대한 연구는 2000년 이전에도 109건에 이른다고 보고하였다. 하지만, 국내는 바다낚시이용자를 대상으로 설문조사를 실시하기 어려운 점과 유어 낚시에 대한 수요가 부족함으로 인해 이와 같은 연구는 거의 전무한 상태이다.

가산자료를 이용한 개별여행비용모형(Individual Travel Cost Method)은 지역여행비용모형(Zonal Travel Cost Method)에서 충족할 수 없는 응답자 개개인의 속성을 반영할 수 있어 1990년대 중반 이후 주목을 받고 있다(한과 조 2006). 따라서 이 논문은 국내 처음으로 통영지역의 바다 유어 낚시 이용자를 대상으로 가산자료모형(count data model)을 이용한 소비자 잉여를 추정한 것으로 그 의의가 있다. 구체적으로 이 논문에서는 종속변수가 되는 출조 빈도가 가산자료인 점을 고려하여 포아송회귀모형과 음이항모형, 절단된 포아송모형과 절단된 음이항모형을 적용하고, 이들 모델 중 통계적으로 더욱 적합한 모델을 판별하고, 유어 낚시에 대한 수요함수를 도출하고, 유어 낚시의 소비자잉여를 추정한다.

2. 여행비용법의 이론적 배경

여행비용법

여행비용법(travel cost method)은 시장기구가 존재하지 않는 자연자원의 가치를 평가하는 가장 대표적인 방법의 하나로 비시장재인 관광지 또는 문화유적지 등의 환경재의 가치를 그 환경재와 관련되어 있는 시장에서의 소비행위에 연관시켜 간접적으로 측정하는 조사연구기법으로서 광범위하게 이용되고 있다(Ward and Beal 2000). 특히 유어 낚시와 같은 야외 레크레이션 자원의 가치를 평가하는데 널리 사용되고 있다.

여행비용법(TCM)은 일반적으로 종속변수에 따라 크게 지역여행비용법과 개별여행비용법으로 구분할 수 있다. 지역여행비용법은 여행 목적지를 중심으로 미리 나누어 둔 공간단위(zone)가 분석에 이용되는데, 이 공간단위는 목적지와 거리 기준을 하여 나누어진다. 이를 통하여 지역에 따른 여행비용과 방문객 비율과의 관계를 추정하고, 이에 기초하여 추가되는 여행비용과 방문횟수와의 관계를 나타내는 수요곡선을 도출하여 대상 자원에 대한 경제적인 편익을 평가하는 것이다. 한편, 개별여행비용법은 개인의 방문횟수를 종속변수로 하여 여행비용이나 방문지의 속성 등을 설명변수로 사용함으로써 수요함수를 도출하고 그 결과를 바탕으로 대상 자원의 경제적인 가치

를 추정하는 것이다.

응답자들을 지역별로 통합하여 분석하는 지역여행비용법은 지역 내 개인들의 행동특성이 모두 동일하다고 가정하고 있다. 그러나 현실적으로 이러한 가정을 충족시키기에는 무리가 있기 때문에 이러한 가정을 하지 않는 개별여행비용법이 더 효과적이라는 주장이 있다(Bergstrom and Cordell 1991). 뿐만 아니라 개별여행비용법은 통계적 효율성이나 개인행동을 모형화하는 데 있어서의 이론적 일관성, 임의의 지역구분으로 인해 발생하는 편의회피 등의 장점을 갖고 있다. 특히, 정수(integer)이며 0에서 절단된 형태의 자료특성을 갖는 개별여행수요를 다룰 수 있는 통계적인 방법들을 이용할 수 있게 됨으로써 개별수요모형이 많이 사용되고 있다(Ward and Loomis 1986; Creel and Loomis 1990; Yen and Adamowicz 1993; Curtis 2002). 우리나라와 같이 전체 인구의 절반 정도가 수도권에 집중되어 있고, 다른 지역도 대도시 편중되어 있는 특수한 경우에는 여러 개의 등거리 지역의 확보가 어렵기 때문에 이 연구에서는 개별여행비용법을 적용한다.

여행비용법을 이용한 국내의 연구는 개별여행비용법보다 지역여행비용법을 적용한 사례가 상대적으로 훨씬 많았지만(송 2004, 송(2004), 이(2004), 이와 한(2004), 한과 조(2004) 박(2005), 유와 양(2005), 한과 조(2006), 소와 이(2007) 및 허와 이(2007) 등과 같이 최근에는 개별여행비용법을 활용한 연구가 많이 증가하고 있다. 2000년 이후 최근 바다 유어 낚시와 관련되어 개별여행비용법을 적용한 국외의 연구는 김(2005), Curtis(2002), Shrestha *et al.*(2002), O'Neil and Faddy(2003) 및 Pradhan and Leung (2006) 등이 있다.

특정 기간의 방문수요는 자연자원 수요에 대한 가격지표로 여행비용, 자연자원이 가지고 있는 가치속성, 그리고 소득, 성별, 나이, 교육 등의 사회경제적 변수에 영향을 받는다. 따라서 특정 자연자원에 대한 방문수요함수는 다음의 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y = f(X, \phi, \varepsilon) \quad (1)$$

Y 는 해당 관광지로의 여행횟수를 나타내는 종속변수($1 \times n$ 벡터)이고, X 는 앞서 언급한 독립변수들의 행렬이다. 또한 ϕ 는 모수 벡터(vector)이고 ε 오차항을 나타내는 벡터이다. 여기서 몇 가지 통계적인 가정이 충족된다면 TCM의 수요함수를 추정하기 위해서 통상적인 최소제곱추정법(OLS)이 사용될 수 있다. 그러나 개별여행수요모형의 종속변수는 개인의 여행횟수이며 따라서 비음정수로 제한되어 있다는 특징을 가지므로 통상적인 최소자승법을 이용한 회귀분석은 편의(bias)를 발생시킬 수 있다.

수요연구에서 직면하는 또 다른 특성은 종속변수가 '0'인 표본이 표집대상에서 제외되는 경우가 종종 발생한다

는 점이다. 주로 방문수요연구를 위한 현장설문조사를 할 경우 발생한다. 예컨대, 관광지의 방문수요연구는 현장방문을 통해 사용빈도를 조사함으로써 수행된다. 표본의 특성과 관련하여 이러한 경우를 표본절단(sample truncation)이라고 하는데, 그 이유는 적어도 한 번 이상 해당시설을 이용한 응답자만이 조사대상에 포함되기 때문이다. 수요조사가 본 연구에서와 같이 표본절단을 수반하는 경우 이를 내부화할 수 있는 추정방법이 요구된다.

이 연구에서는 유어 낚시객의 출조 횟수인 종속변수가 비음정수(non-negative integer)인 점을 고려하여 포아송모형, 음이항모형의 가산자료모형을 사용한다. 뿐만 아니라 비유어 낚시객의 의사결정을 보정할 수 있는 절단된 포아송모형과 절단된 음이항모형이 비교·분석된다.

가산자료모형(Count Data Model)

포아송모형(Poisson Model)

포아송모형은 가산자료의 회귀 분석이나 범주형 자료를 분석하기 위해 일반적으로 이용되는 모형으로 무작위적이고 독립적으로 사건이 발생할 때 일정한 시간 또는 공간 내에서 '0'을 포함한 사건 발생횟수와 이에 따른 확률분포를 의미한다. 특정시간 동안 특정사상이 발생했던 평균을 근거로 하여 특정사상의 발생횟수에 대한 포아송분포의 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$\Pr(Y_i = k_i | X_i) = F_{poisson} = \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{k_i}}{k_i!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

위 식에서 Y_i 는 i 번째 응답을, k_i 는 Y_i 가 취할 수 있는 비음정수 값으로서 여행방문횟수를, λ_i 는 추정되어야 하는 포아송 모수로서 여행방문 발생횟수의 평균과 분산을 나타낸다. 식 (2)을 회귀식 형태로 확장하면 다음과 같다.

$$\lambda_i = \exp(X_i \beta) \quad (3)$$

위의 식 (3)에서 X_i 는 측정된 변수의 벡터를, β 또한 벡터로서 추정되어야 할 미지의 모수를 나타낸다. 지수형태를 취함으로써 적절한 분포를 위해 요구되는 λ_i 의 비음조건이 유지될 수 있다.

포아송 분포는 특성상 다음의 두 가지를 가정한다.

첫째, 평균과 분산이 같음을 가정한다. 즉, $E(Y_i | X_i) = \lambda_i = \text{var}(Y_i | X_i)$.

둘째, 단위시간이나 공간 내에서 특정사상이 발생할 확률은 나머지 단위들에 대하여 독립적이다.

음이항모형(Negative Binomial Model)

포아송모형이 가산자료의 분석에 일반적으로 사용되는 모형이기는 하지만 현실의 자료는 분산이 평균을 초과하는 이른바 과산포(overdispersion)가 나타나는 경우가 많기

때문에 평균과 분산이 동일하다는 포아송 모형의 가정이 비현실적이다. 즉, 포아송모형은 실제적인 응용에서 모형측정의 효율성이 감소되며, 모델적용과 결과 해석 및 계수에 대한 통계적 검정의 신뢰성에 문제가 발생한다.

과산포 문제는 일반적으로 가산자료에서 관찰되지 않은 이질성이 존재하거나 또는 영('0')의 빈도가 과다할 경우 발생한다(Cameron and Trivedi 1998). 특히 관광과 같은 레크레이션 수요모형에서는 조건부 분산이 평균을 초과하는 과산포 문제가 자주 나타나기 때문에 포아송 분포를 적용하기 어려운 점이 많다. 따라서 가산자료의 과산포 문제를 해결하기 위한 접근방법으로 음이항모형이 자주 사용되고 있다. 음이항 모형은 포아송 모수에 오차항을 결합시킴으로써 구축된다.

$$\lambda^* = E(Y_i | X_i, \varepsilon_i) = \lambda_i \varepsilon_i \quad (4)$$

위의 식에서 λ_i 는 포아송 모수를, ε_i 는 오차항을 의미한다. 따라서 음이항분포의 확률밀도 함수는 다음과 같다.

$$\Pr(Y_i = k | X_i) = F_{NB} = \frac{T(k + \alpha^{-1})}{T(k + 1)T(\alpha^{-1})} * (\alpha \lambda_i)^k [1 + \alpha \lambda_i]^{-(k + \alpha^{-1})}, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

식 (5)에서 α 는 과산포 모수로서 모형 내에서 독립변수의 계수와 함께 추정된다. 음이항 분포의 평균과 분산은 각각 다음의 식 (6)과 같이 나타나게 된다.

$$E(Y_i | X_i) = \lambda_i, \quad \text{Var}(Y_i | X_i) = \lambda_i(1 + \alpha \lambda_i) \quad (6)$$

위 식에서 α 는 과산포 모수로서 모형 내에서 독립변수의 계수와 함께 추정되는데, α 가 영(0)이면 과산포가 존재하지 않으므로 포아송 모형이 사용 가능하게 되지만 $\alpha > 0$ 일 경우 분산이 평균(λ_i)를 초과하게 되므로 과산포를 허용하는 모형을 얻게 된다. 따라서 α 가 0이 아닌 경우에는 과산포가 존재하므로 포아송 모형보다 음이항 분포의 사용이 더욱 적합하게 된다. Cameron and Trivedi (1986)는 가산자료의 과산포검정을 위한 다양한 방법을 제시하였다.

절단된 포아송모형(Truncated Poisson Model)

여행수요모형의 중요한 문제 중 하나인 자료수집 방법은 여러 가지 제약으로 인해 주로 현장 설문조사하여 자료를 얻게 된다. 관광지에 방문한 사람들만을 대상으로 하는 현장조사의 표본은 1,2,3,...으로 표현하고, 대상 관광지에 방문하지 않은 사람들은 표본에 포함하지 않게 되므로 모형의 종속변수인 여행횟수는 0에서 절단된다. 관광수요를 위한 현장 설문조사는 특정 방문횟수를 $k^* > 0$ 일 때이다. Shaw(1988)에 의하면, 전체 모집단 내의 i 번째 사람의

밀도함수를 $f(k|X_i)$ 라고 할 경우 현장의 모집단에 있는 같은 관찰자에 대한 밀도함수는 다음과 같다.

$$\Pr(Y_i=k|X_i) = \frac{k \cdot f(k|X_i)}{\sum_{t=0}^{\infty} t \cdot f(k|X_i)}, \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (7)$$

식 (7)에서 조건부 밀도함수 $f(k|X_i)$ 가 포아송 분포를 갖는다고 가정할 경우 현장표본의 밀도함수, 즉 절단된 포아송(Truncated Poisson)모형의 확률분포는 다음 식 (8)과 같다.

$$\Pr(Y_i=k|X_i) = F_{TP} = \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{k-1}}{(k-1)!}, \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad (8)$$

위의 절단된 포아송모형에 있어서 조건부 평균과 분산은 각각 다음 식 (9)와 같다.

$$E(Y_i|X_i) = \lambda_i + 1, \quad \text{var}(Y_i|X_i) = \lambda_i \quad (9)$$

절단된 음이항모형(Truncated Negative Binomial Model)

종속변수가 과산포를 보일 경우 표준 포아송 모형에서 조건부 평균과 분산이 같다는 가정은 모형설정의 오류를 발생시킨다. 표본절단 가산자료가 과산포를 보일 경우 평균 λ_i 와 과산포 모수 α_i 를 포함하는 음이항 분포를 갖는 밀도함수, 즉 절단된 음이항모형을 선택함으로써 과산포 문제를 해결할 수 있다.

$$\Pr(Y_i=k|X_i) = F_{TNB} = \frac{k \cdot \Gamma(k + \alpha^{-1})}{\Gamma(k+1) \Gamma(\alpha^{-1})} \cdot (\alpha \lambda_i)^k [1 + \alpha \lambda_i]^{-(k + \alpha^{-1})}, \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad (10)$$

절단된 음이항모형의 조건부 평균과 분산은 각각 다음과 같다.

$$E(Y_i|X_i) = \lambda_i + 1 + \alpha_i \lambda_i, \quad \text{var}(Y_i|X_i) = \lambda_i(1 + \alpha_i + \alpha_i \lambda_i + \alpha_i^2 \lambda_i) \quad (11)$$

위의 식에서 보듯이 $\alpha_i > 0$ 일 경우 분산이 평균을 초과하게 되므로 과산포를 허용하는 모형을 얻게 된다. 한편, 식 (10)의 절단된 음이항모형에서 $\alpha_i = 0$ 일 경우 본 모형은 식 (8)의 절단된 포아송모형으로 수렴된다.

3. 분석자료 및 분석결과

조사방법 및 분석자료

개별여행비용법의 연구에서 많이 이용되는 설문은 개별 면담조사법으로 비용과 시간이 많이 소요된다는 단점이 있지만 응답자가 설문목적 및 설문내용을 충분히 이해할

수 있고 응답률이 높은 장점을 가지고 있다. 설문지의 설계 및 작성은 사전조사 및 시험조사를 통하여 수정작업의 과정을 거친 후 최선의 선택이 되도록 하였으며, 설문은 사전훈련을 거친 조사요원을 통하여 이루어졌다.

이 연구에서 유어 낚시인구의 사회경제학적 특성에 따른 출조 빈도함수의 추정에 사용된 자료는 통영지역 낚시 어선을 이용하는 유어 낚시객을 대상으로 무작위추출법(Random Sampling)을 적용하였으며, 2007년 7월과 10월 중에 조사된 총 462명의 표본을 분석대상으로 하였다.

설문조사의 질문내용은 성별, 연령, 현 거주지, 월평균 소득, 학력, 가족원수 등의 인구통계학적 자료 및 개인만족도, 낚시여행시간, 낚시여행비용, 1일 평균어획량, 1년 출조 횟수 등의 항목으로 구성되었다. 설문대상자의 인구통계학적 특징을 살펴보면 아래 Table 1에서 나타나는 바와 같이 성별은 남성이 97.6%, 여성이 2.4%의 비율로 통영지역의 유어 낚시객은 남성이 대부분이 차지하고 있었으며, 연령은 40대가 209명, 45.2%로 가장 높게 나타났으며, 다음으로 30대가 186명으로 40.3%, 50대가 (13.7%) 순으로 나타났다. 이는 유어 낚시 출조의 비용과 관련하여 연령별 소득 및 기회비용이 영향을 미쳤을 것으로 생각한다. 결혼 유무는 기혼이 85.5%, 미혼이 14.5%로 설문대상자 중 기혼인 경우가 높은 비율을 차지하고 있다.

이 연구에서 모형의 추정에 적용된 변수들에 대한 설명과 이들의 요약 통계량은 Table 2와 Table 3과 같다. 종속변수는 지난 1년 동안에 통영지역을 대상으로 유어 낚시에 출조한 출조 횟수(COUNT)이고, 설명변수는 자연자원 수요에 대한 가격지표인 출조자 1인 1일당 경비(D_COST)를 비롯한 소득(INCOME), 출조 경험(EXPER) 및 조획률(CATCH) 등 4개의 변수이다. 이들 변수 이외에도 독립변수로 채택될 가능성이 있는 다양한 독립변수의

Table 1. Demographic characteristics of respondents

	Items	Frequencies (person)	Rate (%)
SEX	Male	451	97.6
	Female	11	2.4
	Total	462	100
AGE	Less than 20	1	0.2%
	20~29	19	4.1%
	30~39	186	40.3%
	40~49	209	45.2%
	50~59	45	9.7%
	More than 60	2	0.4%
	Total	462	100
MARRIAGE	Married	395	85.5
	Single	67	14.5
	Total	462	100

Table 2. Definition of variables

Variables	Definition
COUNT	Dependent variable: fishing frequencies
INCOME	Monthly income(unit: million won)
EXPER	fishing careers(unit: year)
D_COST	travel cost+opportunity cost(unit: won/day)
CATCH	catch(unit: kg)

Table 3. Summary statistics of variables

Variables	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
COUNT	18.528	19.237	1	150
INCOME	310.421	143.284	0	700
EXPER	12.512	7.529	0	40
D_COST	127,268	38,744	39,125	309,312
CATCH	2.253	2.029	0	20

조합을 통한 추정이 시도되었으나 그 밖의 변수들은 추정의 결과를 향상시키지 못하였다. D_COST는 1일당 왕복 여행비용에 월소득의 1/3에 해당하는 시간의 기회비용을 추가한 것이다.¹⁾

가산자료모형의 추정결과

아래의 Table 4는 포아송 및 음이항 모형의 추정결과를 보여준다. 포아송 모형의 경우 모든 변수들이 1%의 수준에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 하지만, 음이

Table 4. Estimates using count data models

Variables	Poisson model	Negative binomial model
CONSTANT	2.977227 (.0422454)***	2.891277 (.1495048)***
INCOME	.0006366 (.0000943)***	.0006376 (.0003298)*
EXPER	.0242452 (.0013494)***	.0268394 (.0054758)***
D_COST	-5.62E-06 (3.63E-07)***	-5.22E-06 (1.20E-06)***
CATCH	.051657 (.0043138)***	.0527783 (.0186315)**
Alpha		.6280997 (.0425485)***
Log likelihood	-4003.1849	-1783.2188
Likelihood ratio	709.81	4439.93***

Note) The numbers in parentheses are standard errors, and ***, ** and * indicate statistically significant at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

항모형의 추정결과 과산포모수인 α 역시 1%의 수준에서 유의적인 것으로 나타나 포아송모형에는 과산포 현상이 존재함을 알 수 있다. 따라서 포아송 모형의 모든 독립변수들이 유의적인 것으로 나타난 것은 과산포현상에 따라 표준 오차들이 과소평가됨으로써 유의성에 과대평가가 발생한 것으로 해석할 수 있다. 로그우도값(Log likelihood)이나 우도비검정값(Likelihood Ratio)을 평가하더라도 포아송모형 보다는 음이항모형이 보다 적절한 모형임을 확인할 수 있다. 단지 음이항모형에서는 소득(INCOME)은 10%의 수준에서, 어획량(CATCH)은 5%의 수준에서 유의적이고, 나머지 변수는 1%의 수준에서 유의한 것으로 나타나 모든 독립변수들은 출어횟수에 영향을 주고 있는 것으로 보인다.

절단된 가산자료모형의 추정결과

앞에서 지적한 바와 같이 비유어 낚시객의 의사결정을 모형에 보정할 수 있는 절단된 가산자료의 적용이 반드시 고려되어야 한다. Table 5는 절단된 포아송모형과 음이항 모형의 추정결과를 보여준다. 절단된 모형에서도 포아송 모형의 경우 모든 변수들이 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 그러나 음이항모형의 추정결과 과산포모수인 α 역시 1%의 수준에서 유의적인 것으로 나타나 절단된 포아송모형에는 과산포현상이 존재함을 알 수 있다. 따라서 절단된 포아송모형의 독립변수들이 유의적인 것으로 나타난 것은 과산포현상에 따라 표준 오차

Table 5. Estimates using truncated count data models

Variables	TPM	TNBM
Constants	2.977239 (.0422468)***	2.862076 (.1612523)***
INCOME	.0006367 (.0000943)***	.0006722 (.0003561)*
EXPER	.0242454 (.0013494)***	.0279126 (.0059164)***
D_COST	-5.62E-06 (3.63E-07)***	-5.45E-06 (1.29E-06)***
CATCH	.051657 (.0043138)***	.0545267 (.0200793)**
Alpha		.7287784 (.0606128)***
Log likelihood	-4003.1824	-1771.928
Likelihood ratio	709.82	4462.51

Note) The numbers in parentheses are standard errors, and ***, ** and * indicate statistically significant at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

¹⁾일반적으로 선행연구들에서는 기회비용은 많은 경우 소득의 1/2 혹은 적은 경우 1/4을 적용하고 있다(송과 류 2005). Hagerty and Moeltner(2005)는 이용자의 구체적인 운전비용을 도입할 것을 제안하고 있다.

들이 과소평가됨으로써 유의성에 과대평가가 발생한 것이라고 할 수 있다. 절단된 모형에서도 일반적인 가산자료모형의 경우와 마찬가지로 로그우도값(Log likelihood)이나 우도비검정값(Likelihood Ratio)에 의하면 절단된 포아송 모형 보다는 절단된 음이항모형이 보다 적합한 모형임을 확인할 수 있다.

한편, 일반적인 가산자료모형과 절단된 가산자료모형을 로그우도값(Log likelihood)이나 우도비검정값(Likelihood Ratio)의 측면에서 평가하면 아주 미세하게 절단된 모형에서 이들 값이 향상된 것을 확인할 수 있다. 물론 이와 같은 통계량들의 미세하기 짝이 없는 변화만을 통해서 평가한다면 절단된 모형의 적용은 반드시 필요한 것으로만 보이지 않는다. 그러나 통계량을 통한 모형의 평가 이전에 이론적으로 분명히 종속변수의 원인에 질적점이 존재한다는 것은 엄연한 사실이므로 절단된 가산자료 모형의 적용은 반드시 이루어져야 할 절차로 보아야 한다.

절단된 음이항모형의 독립변수들 역시 절단되지 않은 음이항모형과 동일하게 음이항모형에서는 소득(INCOME)은 10%의 수준에서, 어획량(CATCH)은 4%의 수준에서 유의적이고, 나머지 변수는 1%의 수준에서 유의한 것으로 나타나 모든 독립변수들은 출어횟수에 영향을 주고 있는 것으로 보인다.

4. 소비자잉여의 추정

소비자잉여의 추정방법

Hellerstein and Mendelsohn(1993)은 가산자료의 모형에서 추정된 수요함수로부터 소비자잉여를 추정할 수 있는 방법을 소개하고 있다. 수요모형의 소비자잉여(Consumer Surplus: CS)는 다음의 식 (12)를 통하여 추정할 수 있다.

$$E(CS) = \frac{E(y_i|x_i)}{-\beta_p} = \frac{\hat{\lambda}_i}{-\beta_p} \tag{12}$$

여기서 $\hat{\lambda}_i$ 는 평균절조횟수, β_p 는 출조 경비의 추정계수를 나타낸다. 따라서 1회 출조당 소비자잉여는 단순히 $1/-\beta_p$ 로 나타낼 수 있다.

한편, 자연자원의 가치속성의 변화에 따른 소비자잉여의 변화는 가치속성변수(q)의 변화에 따른 출조횟수(y_i)의 변화분($\partial E(y_i)/\partial q_i$)을 식 (12)에 대입하여 구할 수 있다.

즉, $\Delta E(CS)$ 는 다음의 식 (13)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta E(CS) = -\frac{\partial E(y_i)/\partial q_i}{\beta_p} \tag{13}$$

여기서, $\partial E(y_i)/\partial q_i$ 는 포아송모형과 음이항모형의 종속변수의 평균

즉, $\lambda_i = E[y_i|q_i] = e^{\beta q_i}$ 이므로 $\partial E(y_i)/\partial q_i$ 는 $\lambda_i \beta q_i$ 가 된다.

소비자잉여의 추정결과

Table 6에서는 4개의 모형에 대한 1회 출조당 소비자잉여, 총소비자 잉여, 어획률의 변화에 따른 소비자 잉여의 변화를 나타낸다. 가장 적합한 절단된 음이항모형의 추정결과에 의하면 1인 1일 출조당 소비자 잉여는 18만 3천 원으로 나타났다. 1인당 연간 출조 횟수의 평균을 곱하여 나타난 1인당 연간 총소비자 잉여는 340만 원으로 추정되었으며, 어획률 1kg의 변화에 따른 유어 낚시객의 총소비자 잉여의 변화는 185,372원인 것으로 나타났다.

5. 결 론

이 논문에서는 통영지역의 유어 낚시객을 대상으로 여행비용모형을 적용한 바다 유어 낚시활동의 수요함수를 도출하고, 소비자 잉여를 추정하였다. 구체적인 모형은 설문조사 자료의 특성상 가산자료모형인 포아송모형과 음이항 모형을 사용하였으며, 비유어 낚시객의 의사결정을 모형에 보정할 수 있는 절단된 가산자료모형을 적용하였다.

모형분석 결과 가산자료모형과 절단된 가산자료모형 양쪽 다 과산포가 존재하는 것으로 나타나 음이항 모형이 포아송 모형보다 적합한 것으로 나타났다. 추정된 변수들의 계수들을 보면 비용을 제외하고는 전부 양수로 나타나 기대했던 부호를 나타냄으로써 이론적 타당성을 갖고 있을 뿐만 아니라 통계적으로도 상당히 유의적인 것으로 나타났다. 소득이 높을수록 출조 횟수가 증가하는 것으로 볼 때 통영지역의 유어 낚시활동이 경제학적인 개념으로 정상적인 것으로 평가된다. 절단된 음이항 모형의 결과를 바탕으로 추정하여 볼 때 1인 1회 출조당 소비자 잉여는 183,486원, 1인당 연간 총소비자 잉여는 340만 원으로 추정되었다. 또한, 유어 낚시에서 중요한 결정요인인 어획률의 변화에 따른 총소비자 잉여의 변화분석에서는 어획률이 증가함에 따라 185,372원의 소비자 잉여가 증가하는

Table 6. Economic value of recreational sea fishing

(Unit : won)

	PM	NBM	TPM	TNBM
Consumer surplus per trip	177,936	191,571	177,936	183,486
Consumer surplus per person and per year	3,296,822	3,549,452	3,296,822	3,399,658
Marginal consumer surplus to % changes in catch rate	170,304	187,334	170,304	185,372

것으로 추정되었다.

이와 같은 추정결과는 Loomis *et al.*(1999)의 기존연구 결과분석(meta-analysis)에 의거 조사된 미국의 유어 낚시 가치치(1996년 기준)인 1인 1일 32.83달러보다 훨씬 높은 가치이고, Shrestha *et al.*(2002)가 추정한 Brazilian Pantanal의 유어 낚시 가치치인 \$86.35-\$138.91보다도 높은 가치이지만, 최근에 연구(김 2005)된 미국 멕시코만 Red Grouper 유어 부문에 대한 1인 1회 출조당 소비자잉여(\$179.5)와는 아주 유사하다. 또한, 어획물 1kg의 증가에 대한 소비자잉여는 185,372원이 증가하는 것으로 분석되었는데, 이는 바다목장화사업 등과 같은 자원회복계획을 통해 자원량이 증가하여 어획물이 증가한다면 바다 유어 낚시의 경제적 가치가 크게 향상될 수 있음을 암시한다. 이처럼 바다 유어 낚시가 주요한 위락활동으로 부상하고 있고, 그 경제적 가치가 외국의 경우에 비해서도 상당한 수준을 나타내고 있는 바와 같이 해양 레크리에이션에 대한 합리적인 관리방안을 수립하는 것이 필요함을 여실히 보여주고 있다. 뿐만 아니라 이와 같은 연구분석결과는 우리나라에서 논란이 되고 있는 바다목장화사업의 경제적 타당성 분석을 하는 데 있어서 유용한 자료로 활용될 수 있을 것이다. 결론적으로 천혜의 해양자원을 이용한 바다생태관광과 바다목장사업을 통한 바다 유어 낚시 등이 어울린 어촌활성화방안을 적극적으로 검토함으로써 전통적인 어업의 한계를 극복할 수 있는 새로운 방향을 제시할 수 있을 것이다.

사 사

이 논문은 해양수산부 “통영바다목장화사업 경제성평가분석연구”에 대한 일부분이지만, 이 논문의 내용이 해양수산부의 공식적인 견해가 아니고, 저자들의 의견이다. 이 논문을 위한 연구비를 제공하여 준 해양수산부에 감사하고, 이 논문의 심사와 토론에 시간을 할애하여 주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다.

참고문헌

김도훈. 2005. 여행비용모형 분석을 통한 유어 활동의 경제적 가치 추정. *수산경영논집*, **36**, 121-134.
 박철형. 2005. 유어 낚시인구의 사회경제학적 특성과 출조빈도함수의 추정에 관한 연구. *수산경영논집*, **36**, 81-101.
 소국섭, 이희찬. 2007. 절단된 포아송모형을 활용한 골프수요 영향요인연구. *한국관광학회지 「관광학연구」*, **31**, 9-27.
 송운강. 2004. 경포 해수욕장의 경제적 가치추정: 가산자료모형을 이용한 개인여행비용분석. *한국관광학회지 「관광학연구」*, **28**, 11-26.

송운강, 류환경. 2005. TCM의 여행비용변수에 대한 논의. *관광연구저널*, **19**, 125-137.
 유승훈, 양창영. 2005. 가산자료모형을 이용한 해양오염사고 발생횟수의 분석. *해양정책연구*, **20**, 33-56.
 이희찬. 2004. 주5일 근무제가 관광수요에 미치는 영향: 가산자료 관광수요모형의 적용. *한국관광학회지 「관광학연구」*, **28**, 43-61.
 이희찬, 한진영. 2004. 전시관람수요의 결정요인: 절단된 가산자료모형의 적용. *한국관광학회지 「관광학연구」*, **28**, 307-326.
 한상현, 조광익. 2004. 모형적합도 검정을 통한 여행비용모형 추정에 관한 연구: 역사유산 관광자원을 중심으로. *한국관광학회지 「관광학연구」*, **28**, 145-168.
 한상현, 조광익. 2006. 산악 국립공원의 비시장가치 추정에 관한 연구: 주왕산 국립공원에 대한 개인별 여행비용모형의 적용. *관광연구*, **21**, 113-129.
 해양경찰청. 2007. 해양경찰백서. 해양경찰청.
 허윤정, 이승래. 2007. 가산자료모형을 이용한 송정해수욕장의 경제적 가치추정: 비수기 해수욕장의 가치추정. *수산경영논집*, **38**, 79-101.
 Bergstrom, J.C. and H.K. Cordell. 1991. An Analysis of the demand for and value of outdoor recreation in the United States. *J. Leis. Res.*, **23**, 67-86.
 Cameron, A.C. and P.K. Trivedi. 1986. Econometric models based on count data: Comparisons and applications of some estimators and tests. *J. Appl. Econom.*, **1**(1), 29-53.
 Cameron, A.C. and P.K. Trivedi. 1998. Regression analysis of count data. Cambridge University Press, Cambridge. 411 p.
 Creel, M. and J. Loomis. 1993. Theoretical and empirical advantages of truncated count data estimators for analysis of deer hunting in California. *Am. J. Agr. Econ.*, **72**(2), 434-441.
 Curtis, J.A. 2002. Estimating the demand for salmon angling in Ireland. *Econ. Social Review*, **33**(3), 319-332.
 Hagerty, D. and K. Moeltner. 2005. Specification of driving costs in models of recreation demand. *Land Econ.*, **81**(1), 127-143.
 Hellerstein, D. and R. Mendelsohn. 1993. A theoretical foundation for count data models. *Ame. J. Agr. Econ.*, **75**, 604-611.
 Loomis, J.B., R. Rosenberger, and R.K. Sjrestha. 1999. Updated estimates of recreation values for the RPA program by assessment region and use of meta-analysis for recreation benefit transfer. Colorado State University, Final Report for the USDA Forest Services. 66 p.
 O'Neil, M.F. and M.J. Faddy. 2003. Use of binary and truncated negative binomial modelling in the analysis of recreational catch data. *Fish. Res.*, **60**, 471-477.

- Pradhan, N.C. and P. Leung. 2006. A Poisson and negative binomial regression model of sea turtle interaction in Hawaii's longline fishery. *Fish. Res.*, **78**, 309-322.
- Shaw, D. 1988. On-site sample's regression: Problems of non-negative integers, truncation, and endogeneous selection. *J. Econom.*, **37**(2), 211-223.
- Shrestha, R.K., A.F. Seidl, and A.S. Moraes. 2002. Value of recreational fishing in the Brazilian Pantanal: A travel cost analysis using count data models. *Ecol. Econ.*, **42**, 289-299.
- Ward, F.A. and D.J. Beal. 2000. Valuing nature with travel cost models: A manual. Edgar Elgar, Cheltenham. 255 p.
- Ward, F.A. and J.B. Loomis. 1986. The travel cost demand model as an environmental policy assessment tool: A review of literature. *J. Agr. Resource Econ.*, **11**(2), 164-178.
- Yen, S.T. and W.L. Adamowicz. 1993. Statistical properties of welfare measures from count-data models of recreation demand. *Rev. Agr. Econ.*, **15**(2), 203-215.

Received Feb. 25, 2008

Revised May 9, 2008

Accepted May 19, 2008