

시민지불의사에 기초한 태화강 수질개선의 사회적 편익

김재홍*

Social Benefits of Improved Water Quality at the Taehwa River
Based on Citizen's Willingness - to - Pay

Jae Hong Kim

국문요약	■
ABSTRACT	■
I. 서론	■
II. 기존의 연구	■
III. 연구방법	■
IV. 모형추정결과	■
V. 결론 및 정책 시사점	■
VI. 참고문헌	■
부록	■

국문요약

본 연구는 이중양분선택형 조건부가치측정법을 이용하여 태화강 수질개선의 편익에 대한 울산시민의 지불의사를 계량화하였다. 이변량 프로빗 모형으로 추정된 태화강 수질개선의 편익은 가구당 월평균 3,458.5원(표준편차 1,553.4원)으로 추정되어 울산광역시 전체로는 연평균 147.6억 원(140.4억 원~155.5억 원)에 이른다. 이러한 추정치는 태화강 수질을 개선하지 않을 경우의 수질오염으로 인한 사회적 비용 또는 수질개선에 의한 사회적 편익에 해당한다. 본 연구는 태화강 수질개선의 사회적 편익을 화폐가치로 추정함으로써 다양한 태화강 수질 개선사업의 타당성 검정을 위한 비용편익분석의 기초 자료로 활용될 수 있을 것이다. 또한 방법론적 측면에서 표본선택모형을 이용하여 이중양분선택형 설문을 이용한 조건부가치 측정법에서 발생 가능한 두 응답 간 상호의존성 유무를 검정하였으며, 본 연구에서 사용한 자료에서는 지속성 가설, 정박가설, 비용기대가설, 긍정응답가설, 프레임가설 등 모든 종류의 두 응답 간 상호의존성이 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

■ 주제어 ■ 태화강 수질개선, 사회적 편익, 조건부가치측정법, 이변량 프로빗 모형, 표본선택모형, 상호의존성

Abstract

This study evaluates citizen's willingness-to-pay for the benefits from improved water quality of the Taehwa river in Ulsan, Korea, using a contingent valuation method with double-bounded dichotomous choice. The estimation results of the bivariate probit model shows the amounts of willingness-to-pay are monthly 3,458.5 Korean Won per household and yearly 14,760 million Korean Won for total households in Ulsan, Korea. These estimates are equivalent to the social values of improved water quality of the Taehwa river. This study also tests the inter-dependence between two answers, which may occur in the responses of the questions for the double-bounded dichotomous choice, and all the null hypotheses on the inter-dependence are rejected in this study.

■ Keywords ■ improved water quality, social benefit, contingent valuation method, bivariate probit model, sample selection model, inter-dependence

I 서 론

태화강은 울산광역시 시가지를 관통하는 하천연장 11.28km의 국가하천이다. 태화강의 수질은 2004년 울산광역시의 생태도시선언과 더불어 울산의 환경개선지표의 역할을 하고 있다. 태화강의 수질은 각종 태화강 수질개선사업의 성과로 2005년 말 현재 상류지역은 1급수, 하류지역은 2~3급수 수준으로 개선되었다. 현재 화학적 산소요구량(BOD)이 평균 2.7ppm 수준인 태화강 하류를 수영 등 물놀이가 가능한 BOD 2ppm 수준으로 개선하기 위해서는 하류의 주요염원인 생활하수의 직접 유입을 막기 위한 하수차집관거 및 가정오수관 연결사업이 완결되어야 하며, 주기적인 하상준설이 필요하다.

<표1>에서 보는 것처럼 태화강 상류의 수질은 BOD 기준으로 2000년에 1.8ppm으로 최고치를 기록한 이후 점차로 낮아져서 2005년 말 현재 0.8ppm으로 1급수 수질을 유지하고 있다. 2000년 초까지 태화강 상류지역에서는 인구증가로 인하여 생활하수유입이 증가하였으나 상류의 인구집적 지역인 언양, 범서지역에 하수차집관과 가정오수관 연결 사업을 계속 진행하였고 2004년 10월에 태화강 상류지역과 대곡댐 상류지역에서 발생하는 생활오수, 공장폐수, 축산폐수 등을 차집 처리하는 언양수질개선사업소가 준공됨으로써 2005년 말 현재 태화강 상류지역은 1급수를 유지할 수 있게 되었다. 태화강 하류의 수질은 BOD 기준으로 1996년 11.3ppm으로 최고치를 기록한 이후 1997년부터는 점차로 개선되어 2005년 말 현재 평균 2.7ppm을 보이고 있다. 태화강 하류의 수질개선은 1995년 용연하수처리장의 준공·가동과 더불어 중구, 남구 및 북구 일부지역에서 발생하는 생활하수와 공장폐수 차집관 부설사업, 오수 분류식 하수관거 부설사업 등이 진행되어 왔기 때문이다. 1995년부터 시작된 가정오수관 연결공사는 2005년 말 현재 93.5%가 완료되었으나 일부 오수가 여전히 태화강 하류로 유입되고 있기 때문에 태화강 하류 도심구간에서는 3급수 이상의 수질을 보이고 있다. 그러나 가정오수관 연결 사업이 완료되는 2008년 이후에는 태화강 하류에서도 2급수 이하의 수질을 유지할 수 있게 될 것이다(울산광역시, 2006).

표1 태화강의 연도별 BOD 기준 수질(ppm) 현황¹⁾

구분	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
상류	1.5	1.8	1.3	1.8	1.5	1.8	1.7	1.6	1.3	1.0	0.8
하류	9.8	11.3	10.0	7.8	3.9	4.9	5.5	4.5	2.7	3.2	2.7

자료: 울산광역시(2006), 「환경백서」, <표 Ⅲ-5-12> 재구성

태화강 하류의 평균 수질은 2005년 말 현재 2.7ppm이지만 도심구간의 시작인 삼호교에서부터 구시가지 입구인 태화교 구간의 수질은 2급수 이하를 유지하고 있으며, 2004년 여름에는 전국체전을 기념하여 태화강에서 전국규모의 수영대회를 개최하기도 하였다. 또한 최근에는 연어가 태화강으로 회귀하고 있으며, 상류지역에서는 수달의 서식이 발견되기도 하였다. 그러나 인구밀집지역인 태화교에서부터 학성교까지는 BOD 4.0ppm 수준으로 수질이 급격히 악화되는 경향을 보이고 있다. 이에 따라 울산시민들의 태화강 수질에 대한 인식은 여전히 나쁜 것으로 나타나고 있다. <표2>에서 보는 것처럼 설문응답자 286명 중 54.5%가 태화강 수질이 나쁜 것으로 인식하고 있으며 10.1%만이 양호한 것으로 응답하고 있다.

표2 울산시민의 태화강 수질 인식정도

구분	매우 나쁘다	나쁘다	보통이다	양호하다	계
응답자(%)	47 (16.4%)	109 (38.1%)	101 (35.3%)	29 (10.1%)	286 (100.0%)

그러나 “수영을 비롯한 모든 종류의 물놀이가 가능한 수준”으로 태화강 수질을 회복시키기 위하여 월 500원에서 5,000원까지 기록된 카드를 무작위로 제시하여 그 금액을 태화강 수질개선부담금으로 지불할 용의가 있는가에 대한 질문에서는 응답자 286명 중 59.4%인 170명이 지불의사가 있는 것으로 나타나 태화강 수질개선의 효용가치가 있으며, 또한 태화강 수질개선을 위한 직접 참여 의사가 비교적 높은 것으로 판단된다.

환경재의 가치는 환경질 개선에 의해 직접 또는 간접으로 영향을 받는 모든 개인들의 환경질 개선 효과에 부여하는 화폐가치의 합으로 정의될 수 있으며, 이러한 화폐가치의 합은

1) 태화강 상류의 오염도는 지천교, 신복교, 삼정교, 구수교, 망성교, 구영교, 효성연양공장 앞, 삼호교 아래의 오염도를 평균한 수치이며, 상류의 오염도는 삼호교, 태화교, 학성교, 명촌교의 오염도를 평균한 수치이다.

주어진 환경질 개선에 의한 시민의 총 편익으로 간주할 수 있다. 이러한 시민편익은 환경질 개선에 대한 시민의 지불의사금액으로 측정될 수 있다. 불확실성을 고려하지 않는 경우에 환경질 개선 편익은 특정 환경재의 사용가치와 비사용가치(존재가치)로 분류할 수 있다. 하천 수질개선으로 발생하는 시민의 편익을 Mitchell and Carson(1989)의 분류에 따라 유형화하면 <표3>과 같다.

표3 하천 수질개선의 편익 유형

편익 유형	편익 범주	편익 소범주	예
사용가치	직접사용가치	강물 흐름 이용	수상위락활동, 낚시, 항해
		강물 이전 사용	생활용수, 농업용수, 산업용수
	간접사용가치	심미적 편익	강변위락활동, 조망
		생태계 유지	위락활동제고, 생태계 유지제고
비사용가치 (존재가치, 수동적 사용가치)	대리소비		관련된 사람들의 소비
			일반 대중의 소비
	청지기		자연환경의 보존(고유가치)
			다음 세대에 물려줌(유증가치)

자료: 신영철(1997), p74의 <표1> 인용

<표3>에서 열거한 하천 수질개선의 편익을 고려하여 태화강의 수질이 모든 종류의 물놀이 가능한 2급수 수준으로 개선될 때 얻게 되는 시민의 편익은 울산시민의 생활과 관련하여 낚시, 뱃놀이, 수영 등의 강변 레크리에이션 및 수상스포츠 활동가능 및 산책, 나들이, 자연경관감상 등 강변 위락활동 제고를 통한 직접사용가치의 향상뿐만 아니라 자연환경 및 생태계 보존 그리고 이를 통한 자연자산의 다음 세대 유증 등의 비사용가치의 제고를 들 수 있다.

본 연구에서는 울산 도심을 관통하는 태화강의 수질개선으로부터 울산시민들이 얻게 되는 편익을 이중양분선택형 조건부가치측정법을 이용하여 태화강 수질개선의 사회적 편익을 시민지불의사금액의 형태로 추정한다. 추정된 지불의사금액 총액은 울산광역시가 태화강의 수질개선을 위하여 투자해야 할 비용 산출의 기초 자료가 될 수 있을 뿐만 아니라 향후 태화강 수질개선과 관리를 위한 자원충당 계획의 지표로 활용될 수 있다. 또한 본 연구에서는 방법론 측면에서 이중양분선택형 조건부가치측정법을 이용할 경우 발생 가능한 두 응답 간 상호의존성 검정의 방법을 제시하고 이를 실증적으로 검정한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 본 연구와 관련된 기존 문헌을 고찰하고, 제Ⅲ절에서는 본 연구에서 이용하는 이중양분선택형 조건부가치측정법의 분석모형과 추정방법, 두 응답 간 상호의존성의 검정방법, 그리고 계량분석을 위한 자료에 대하여 기술한다. 제Ⅳ절에서는 상호의존성 검정을 위한 표본선택모형의 추정결과와 이변량 프로빗모형의 추정치로부터 태화강 수질개선의 사회적 편익을 평가한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 연구결과를 간략히 요약하고 정책시사점을 제시한다.

Ⅱ 기존의 연구

국내외에서 상수도, 호수, 해안, 하천 등 수질개선의 경제적 가치를 평가하는 많은 연구가 수행되었다. 그러나 국내에서 하천 수질개선의 사회적 편익을 측정한 연구는 현재까지 5편에 불과하며 그 중 4편이 한강을 대상으로 했으며 나머지 1편은 만경강을 대상으로 하고 있다. 하천 수질개선의 경제적 가치를 측정한 선행연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

조승국·신철오(2005)은 컨조인트분석법을 이용하여 서울시민을 대상으로 한강 수질개선의 속성별 경제적 편익을 추정하였으며, 추정결과는 여가·관광 속성을 한 단계 증가시키는 데 대한 지불의사금액은 1,735원, 서식하는 생물종의 다양성을 더 확보하는 데 대한 지불의사금액은 1,915원, 한강수질개선에 따른 서울시 전체의 연평균 경제적 편익의 크기는 약 2조 7,500억 원으로 나타났다.

엄영숙(2001)은 조건부가치측정법을 활용하여 만경강 수질개선의 편익을 추정하였다. 이 연구에서는 지불의사를 유도하기 위하여 이중양분선택형 질문법을 사용하였으며 만경강 수질을 수영 가능 수준으로 개선시키는 데 대한 지불의사는 5,171원~5,212원, 농업용수와 낚시 가능 수준으로 개선시키는 데 대한 지불의사 3,136원~3,280원보다 통계적으로 유의하게 크게 나타나 범위효과 검정을 통과하는 것으로 조사되었다.

김광임 외(1999)는 양분선택형 조건부가치측정법을 이용하여 수질오염으로 북한강과 한강분류의 수변에서 여가활동을 하지 못하게 되는 것을 회피하기 위한 이용자들의 지불의사와 한강 수계의 식수로서의 이용가치를 계량화하였다. 추정결과 한강수계에서 여가활동을 함에 따른 1인당 1회 방문의 여가용 이용가치는 4,768~5,468원이었으며, 식수로서의 이용가치는 가구당 월 7,800원으로 추정되었다.

신영철(1997)은 한강의 수질을 수영을 비롯한 모든 종류의 물놀이가 가능한 수준으로 개선할 경우 서울시 가구의 편익을 이중양분선택형 조건부가치측정법을 이용하여 추정하였으며, 추정결과 가구당 월 평균 지불의사금액은 6,650원이었으며, 가구원 1인당 소득이 1만 원 증가하는 경우 15원을 더 지불할 의사가 있는 것으로 나타났다.

이기호·곽승준(1996)은 한강, 낙동강, 금강, 영산강 등 4대강의 수질을 수영이 가능한 수준으로 개선시키려 할 때 국민들이 지불하고자 하는 금액을 양분선택형 조건부가치측정법으로 추정하였다. 추정결과 한강의 수질개선에 대한 지불의사액은 1인당 5,930.8원으로 나타났고, 소득이 1만 원 증가할 때 42.19원을 추가로 부담할 용의가 있는 것으로 나타났다. 한편 4대강 전체의 수질개선에 대한 지불의사금액은 1인당 5,960원이었고 소득 1만 원 증가 시 37.11원의 추가지불의사가 있는 것으로 나타났다. 이 연구는 하천 수질개선의 가치를 평가한 국내 최초의 연구라는 점에서 의의가 있으나, 낙동강 폐놀유출사건 직후의 연구라는 점에서 지불의사금액은 과대평가된 것으로 판단된다.

III 연구방법

1. 조건부가치측정법(CVM: Contingent Valuation Method)

1) 조건부가치측정법의 이론적 기초

조건부가치측정법(CVM)은 시장이 존재하지 않는 환경자원을 포함한 공공재의 가치를 측정하기 위하여 시장이 존재하는 것처럼 가설적인 조건(가상시장)을 만들어 특정 공공재를 소비할 경우 지불하고자 하는 가격(WTP: willingness-to-pay)이나 혐오재에 대한 보상 가격(WTA: willingness-to-accept)을 면접을 통하여 수요곡선을 도출하고, 이를 추정하여 환경자원의 가치를 측정하는 방법이다(김선희 외, 2004; 김재홍, 2006).

조건부가치측정법은 측정하고자 하는 공공재 또는 환경재의 가치에 대한 지불의사를 응답자로부터 직접 도출하는 것을 특징으로 한다. 조건부가치측정법에서는 직접적으로 환경재의 개선 혹은 신규공급에 대한 가치를 지불의사의 형태로 구할 수 있기 때문에 효용함수에 대한 일반적인 가정이나 수요함수의 도출과정을 거치지 않고 지출함수에서 직접 Hicks 보상잉여함수(Hicksian compensating surplus function)를 소득보상함수 형태로 도출할

수 있다(김종대 · 조문기, 2005; 신영철, 1997). Hicks의 보상잉여(CS: compensating surplus)는 식(1)과 같이 표현된다.

$$CS = E(p, q_0; U_0, Q, T) - E(p, q_i; U_0, Q, T) \quad (1)$$

식(1)에서 p 는 시장재화들의 가격벡터, q_0 는 특정 환경재의 개선 또는 신규공급 이전의 수준, q_i 는 특정 환경재의 개선 또는 신규공급수준, U_0 는 최초의 효용수준, Q 는 다른 환경재의 공급수준, T 는 개인적 특성과 선호를 의미하는 벡터이다.

식(1)에서 $E(p, q_0; U_0, Q, T)$ 는 다른 조건이 일정할 때 최초의 환경질 수준 q_0 에서 U_0 의 효용을 얻기 위해 지출하는 응답자의 최소 지출수준 Y_0 이며, $E(p, q_i; U_0, Q, T)$ 는 환경질 수준이 q_0 에서 q_i 로 변화하고 주어진 다른 조건들이 일정할 때 최초의 효용수준인 U_0 을 유지하도록 하는 최소지출수준 Y_i 이다. 그러므로 특정 환경재의 환경질 변화에 따른 Hicks 보상잉여는 환경질 변화에 대한 응답자의 지불의사금액(WTP)이 되며, 이는 Y_0 와 Y_i 의 차이로 표현된다. 그리고 최초의 효용수준 U_0 은 $V(p, q_0; Y_0, Q, T)$ 와 같이 간접효용함수로 표현될 수 있다. 그러므로 환경질 개선에 대한 지불의사금액은 다음의 식(2)와 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} WTP(q_i) &= CS = E(p, q_0; U_0, Q, T) - E(p, q_i; U_0, Q, T) \\ &= Y_0 - E(p, q_i; V(p, q_0; Y_0, Q, T), Q, T) \\ &= f(p, q_0, q_i, Y_0, Q, T) \end{aligned} \quad (2)$$

그러나 제한적이더라도 대체재가 존재하거나 기존의 공급에 대한 소비수준이 다를 경우 특정 환경재의 개선 혹은 신규공급에 대한 지불의사는 대체재나 기존 환경재의 소비수준 및 소비행태에 따라 달라질 수 있다.

2) 조건부가치측정법의 설문방법

조건부가치측정법의 설문 접근방법으로는 개방형(open-ended question), 경매법(bidding games), 지불카드형(payment card format), 가상순위형(contingent ranking), 양분선택형(dichotomous choice question) 등 다양한 방법이 존재한다(김재홍, 2006; 이해춘 외, 2004; 김승우 외, 2003; Frykblom, 1997 참조). 본 연구에서 채택한 양분선택법은 일반적인 시장거래와 가장 유사한 시나리오를 구성할 수 있는 방법으로 최근 공공재의 가치측정에

가장 활발하게 적용되고 있으며, NOAA(National Oceanic and Atmospheric Administration)의 1993년 보고서에서 가장 바람직한 방법으로 권고한 방법이다(이선희 외, 2004). 양분선택형 접근방법으로는 단일양분선택법, 이중양분선택법 등이 일반적으로 사용되고 있으며 로짓모형, 프로빗모형 등을 통하여 개인의 지불의사금액이 추정된다. 단일양분선택법은 폐쇄형 투표법(closed-ended referendum)으로도 불리며, 이 방법은 응답자로 하여금 주어진 지불의사금액에 “예” 또는 “아니오” 중의 하나만 답하면 되는 방식을 취하고 있다. 이 방법은 미리 설정된 몇 가지의 지불의사금액 중 하나를 응답자에게 제시하며 각 금액은 균등한 수의 응답자에게 배당되어야 한다. 양분선택법은 응답자의 선택과정을 단순화시켜 줌으로써 응답률을 높인다는 장점이 있다. 또한 예비설문을 통하여 적절한 지불의사금액을 설정하기 때문에 지불의사금액의 과다한 변이가 나타날 가능성이 적다. 그러나 이 방법으로 수집된 금액들은 응답자의 지불의사금액이라기보다는 그것을 추정하기 위한 간접지표이기 때문에 통계적 신뢰성을 확보하기 위해서 많은 표본수가 필요하다. 이러한 문제점을 극복하기 위해서 Hanemann(1985), Carson(1985) 등이 제안하고 Hanemann et al.(1991)에서 적용된 방법이 이중양분선택법이며 본 연구에서 적용하는 방법이다. 이 방법은 단일양분선택법처럼 응답자에게 미리 설정된 금액 중 무작위로 도출된 하나의 금액에 대하여 지불의사를 질문한 후 응답자가 수락하면 일반적으로 처음 금액의 2배를 제시하여 수락여부를 질문하고, 처음 제시된 금액에 수락하지 않으면 처음 제시금액의 1/2을 제시하여 수락여부를 질문하는 방법이다. 이 방식은 단일양분선택법에 비하여 적은 비용으로 필요한 수준의 표본수를 확보할 수 있는 장점이 있다. 한편, Langford et al.(1996)은 삼중경계 양분선택법을 제안하고 다중경계 양분선택법의 가능성을 주장하고 있다. Hanemann and Kanninen(1996)은 삼중경계 양분선택법의 경우 추정치의 편의나 효율성의 개선효과보다 응답효과(reference effect)를 일으킬 가능성이 크므로 바람직하지 못하다고 지적한 반면, Bateman et al.(2001)은 삼중양분선택법을 적용할 경우 내부적 일관성이 있으며 모형의 효율성이 증진된다고 주장하고 있다(이해춘 외, 2004). 이중양분선택법이 응답 간 상호의존성에 의한 편의를 발생시킬 가능성이 존재하지만 통계적 신뢰성을 확보하기 위한 표본수 및 제시금액구간을 증가시킨다는 점과 1차 제시금액 설계의 오류 시에도 정정이 가능하다는 점에서 단일양분선택법보다 우수한 측면이 있으며 삼중양분선택 등 다중양분선택법보다 평균자승오차(mean square error)의 관점에서 우월하기 때문에 본 연구에서는 이중양분선택법을 사용하며, 이중양분선택법에서 발생 가능한 응답 간 상호의존성에 의한 편의를 검정한다.

2. 자료(Data)

본 연구의 조사 모집단은 울산광역시의 전 가구로 설정하였고, 울산광역시 5개 구·군 및 읍·면·동의 인구규모에 따른 집락표본추출법(cluster sampling)을 이용하여 286명의 표본을 추출하였으며, 설문조사는 1:1 대면조사를 통하여 실시되었다.2) 우편회수 방법에서 나타나는 높은 비회수를 및 무응답률, 전화설문방법에서의 높은 부적절한 응답률 때문에 Mitchell and Carson(1989) 및 Arrow et al(1993) 등 CVM 분석가들은 보다 적절한 지불 의사를 측정하기 위해서는 조사자가 응답자의 거주지에서 1:1로 대면 조사할 것을 권장하고 있다. 설문조사는 조건부가치측정법 설문조사 훈련을 거친 울산대학교 행정학과와 가정관리학과 대학원생들이 담당하였으며, 울산광역시 남구 주민 30명을 대상으로 1차례 예비조사를 거쳐 2004년 12월에 본 조사를 실시하여 286매의 유효 설문지를 회수하였으며, 2005년 2월에 코딩을 완료하였다. 응답자의 인적사항은 다음의 <표4>와 같다.

표4 설문조사 응답자의 인적특성

(단위: 인, %)

변 수	구 분					
	성 별	남	여		계	
	118 (41.3)	168 (58.7)		286 (100.0)		
결 혼 여 부	기혼		미혼		계	
	153 (53.5)		133 (46.5)		286 (100.0)	
연 령	20대	30대	40대	50대 이상	계	
	111 (38.8)	87 (30.4)	62 (21.7)	26 (9.1)	286 (100.0)	
교 육 수 준	중졸 이하	고퇴-고졸	전문대졸	대졸 이상	계	
	13 (4.5)	97 (33.9)	20 (7.0)	156 (54.5)	286 (100.0)	
가 구 소 득	150만 미만	150만-250만	250만-350만	350만 이상	계	
	27 (9.5)	75 (26.4)	79 (27.8)	103 (36.3)	286 (100.0)	
거 주 지	남구	중구	동구	북구	울주군	계
	111 (38.8)	76 (26.6)	42 (14.7)	35 (12.2)	22 (7.7)	286 (100.0)

2) 350부의 설문지를 울산광역시 5개 구군의 인구비례로 남구 113부, 중구 76부, 동구 61부, 북구 43부, 울주군 57부를 할당하였으며, 각 구군별 읍면동 인구비례로 다시 설문지를 할당하였음. 총 회수율은 81.7%였으며, 중구와 남구에서는 할당 대비 면접회수율이 98.9%였으나 동구, 북구, 울주군 등 도시외곽지역의 경우에는 교통관계로 면접이 어려워 할당대비 면접회수율이 61.5%에 그침.

대상재화는 태화강 하류의 수질개선이며 수질개선의 정도는 현재 낚시 또는 뱃놀이 정도가 가능한 3~4급수 수준에서 수영을 비롯한 모든 종류의 물놀이가 가능한 수준인 2급수 이상으로 개선하는 것으로 설정하여 설문지에 명시하였다.

지불수단은 수질개선부담금으로 표현하였다. 수질개선부담금은 실제로 가구에 부과되고 있지는 않지만 명칭자체가 수질개선을 위해 지불하는 것이라는 의미를 응답자에게 잘 전달할 수 있을 뿐만 아니라 기존의 연구(신영철, 1997)에서 응답자들이 이 용어를 생소하게 느끼지 않는다는 것을 소규모 집단조사에 확인 바 있기 때문에 본 연구에서도 이를 이용하였다.

지불의사 유도방법으로는 지불의사금액을 명시한 지불카드를 무작위로 배정하여 1단계에서 제시된 카드의 금액에 지불의사가 있다고("예") 응답하면 2단계에서는 1단계 금액의 2배를 제시하고, 1단계 제시금액에 지불의사가 없는("아니오") 경우에는 1단계 제시금액의 1/2에 해당하는 금액을 제시하여 "예" 또는 "아니오"의 응답을 하도록 하는 이중양분선택형을 이용하였다. 그러므로 두 번의 지불의사 응답결과는 [예, 예], [예, 아니오], [아니오, 예], [아니오, 아니오]의 4개 그룹으로 나타나게 된다. 본 연구에서 분석하는 태화강 수질개선의 편익을 측정하기 위하여 수질개선부담금으로 지불카드에 제시한 지불의사금액은 가구당 월 500원, 1,000원, 1,500원, 2,000원, 2,500원, 3,000원, 4,000원, 5,000원으로 하였다. 그러므로 2번째 질문에서 나타나는 제시금액은 최소 250원, 최대 10,000원의 분포를 가지게 된다.

지불카드에 제시된 금액은 1999년 울산지역환경기술개발센터(김재홍 외, 1999)에서 수행한 개방선택형 설문조사의 결과와 조건부가치측정법을 이용하여 하천수질의 사회적 편익을 조사한 기존 연구에서 제시된 금액을 준거기준으로 책정되었다. 기존의 연구에서는 제시된 금액이 가구당 또는 응답자 개인당 월 10,000원 이상이 제시되기도 하였으나, 1999년 태화강 수질개선에 대한 지불의사를 묻는 개방형 설문조사에서 5,000원보다 높은 지불의사를 표시한 응답자는 전체 응답자 989명 중 3.2%로 낮게 나타났기 때문에 현실성을 고려하여 본 연구에서는 첫 번째 제시금액의 최대치를 5,000원으로 두 번째 제시금액의 최대치를 10,000원으로 하였다.³⁾

3) 1999년도 태화강 수질개선에 대한 개방선택형 설문문의 금액당 지불의사는 다음과 같다.

0원	500원	1,000원	2,000원	3,000원	4,000원	5,000원	7,000원	10,000원 이상	계
385 (38.9%)	82 (8.3%)	234 (23.7%)	104 (10.5%)	82 (8.3%)	4 (0.4%)	66 (6.7%)	1 (0.1%)	31 (3.1%)	989 (100.0%)

한편, 남구 주민 30명에 대한 예비설문조사에서 500원, 1,000원, 2,000원, 3,000원, 4,000원, 5,000원으로 명시된 지불카드에 5명씩 할당하여 설문하였으며, 이 중 3,000원 이상 금액의 제시에 대한 응답결과는 다음 표와 같다.

3. 분석모형과 추정방법

이중양분선택형 조건부가치측정법을 사용할 경우, 응답자에게 제시된 금액에 대한 지불 의사를 질문할 때 1차 질문과 2차 질문 각각에서 관찰되지 않은 응답자의 내재 지불의사금액을 각각 w_{1i}^* , w_{2i}^* 라고 두면, 두 내재 지불의사금액 간의 일반적인 상관관계를 허용하는 이변량 정규분포모형(bivariate normal distribution model)은 다음의 식(3)과 같다.

$$\begin{aligned} w_{1i}^* &= X_{1i}B_1 + \epsilon_{1i} \\ w_{2i}^* &= X_{2i}B_2 + \epsilon_{2i} \end{aligned} \tag{3}$$

식(3)에서 오차항 ϵ_{1i} , ϵ_{2i} 은 이변량 정규분포(bivariate normal distribution)를 따른다고 가정하며(즉, $(\epsilon_{1i}, \epsilon_{2i}) \sim BVN(0, 0, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$), X_{1i} , X_{2i} 는 각각 1차 질문과 2차 질문에서의 설명변수(제시금액을 제외한 다른 변수는 동일) 벡터, B_1 , B_2 는 회귀계수 벡터를 의미한다 (박용치, 2002; 신영철, 1997). 일반적으로 단일양분선택형 질문에서는 분석의 편의를 위하여 로짓분포모형을 사용하는 경향이 높지만 로짓분포는 이변량 분포함수를 설정하기 어렵기 때문에 이중양분선택형을 이용하는 본 연구에서는 이변량 정규분포함수를 가정하는 이변량 프로빗모형을 사용하여 지불의사를 추정한다. Cameron and Quiggin(1994)에 제시된 식(3)의 추정방법은 다음과 같다.

이중양분선택형 지불의사 유도방법에서는 응답자의 첫 번째 응답과 두 번째 응답에서의 내재 지불의사금액인 w_{1i}^* 와 w_{2i}^* 를 직접 관찰할 수는 없으며, 제시금액에 대한 양분선택적 응답결과만을 얻을 수 있다. 즉, 첫 번째 제시금액(t_{1i})에 지불의사가 있으면 $w_{1i} = 1$, 없으면 $w_{1i} = 0$ 이고, 두 번째 제시금액(t_{2i})에 지불의사가 있으면 $w_{2i} = 1$, 없으면 $w_{2i} = 0$ 이므로, 두 응답의 결과는 $(w_{1i}, w_{2i}) = (1, 1), (1, 0), (0, 1), (0, 0)$ 의 4

1차 질문						2차 질문					
3,000원		4,000원		5,000원		6,000원		8,000원		10,000원	
예	아니오	예	아니오	예	아니오	예	아니오	예	아니오	예	아니오
3	2	2	3	2	3	1	2	1	1	0	2

경우가 발생한다. 응답자가 첫 번째 제시금액에 지불의사가 있고 두 번째 제시금액에도 지불의사가 있는 ($w_{1i} = 1$ and $w_{2i} = 1$)인 경우에 응답자의 내재 지불의사금액이 관찰될 확률은 다음의 식(4)와 같다.

$$\begin{aligned}
 P(w_{1i} = 1, w_{2i} = 1) &= P(w_{1i}^* \geq t_{1i}, w_{2i}^* \geq t_{2i}) \\
 &= P(X_{1i}B_1 + \epsilon_{1i} \geq t_{1i}, X_{2i}B_2 + \epsilon_{2i} \geq t_{2i}) \\
 &= P(\epsilon_{1i} \geq t_{1i} - X_{1i}B_1, \epsilon_{2i} \geq t_{2i} - X_{2i}B_2) \\
 &= P(z_{1i} \geq \frac{(t_{1i} - X_{1i}B_1)}{\sigma_1}, z_{2i} \geq \frac{(t_{2i} - X_{2i}B_2)}{\sigma_2})
 \end{aligned} \tag{4}$$

여기서 $z_{1i} (\frac{\epsilon_{1i}}{\sigma_1})$ 와 $z_{2i} (\frac{\epsilon_{2i}}{\sigma_2})$ 는 $(z_{1i}, z_{2i}) \sim BVN(0, 0, 1, 1, \rho)$ 인 표준 이변량 정규분포확률밀도함수에 따른다. $g(z_{1i}, z_{2i})$ 를 표준 이변량 정규분포확률밀도함수라 두면 $g(z_{1i}, z_{2i}) = [1/(2\pi(1-\rho^2)^{1/2})]exp[-(2-2\rho^2)^{-1}(z_1^2 - 2\rho z_1 z_2 + z_2^2)]$ 이다. 이와 같은 방법으로 $(w_{1i}, w_{2i}) = (1, 0), (0, 1), (0, 0)$ 인 경우에도 응답자의 내재 지불의사금액이 관찰될 확률을 정의할 수 있다. 이에 따라 식(4)의 이변량 프로빗모형의 로그우도함수(log likelihood function)은 다음의 식(5)로 정의된다.

$$\begin{aligned}
 LogL &= \sum_i [(w_{1i}w_{2i})\log(\int_{t_{1i}}^{\infty} \int_{t_{2i}}^{\infty} g(z_{1i}, z_{2i})dz_{2i}dz_{1i}) \\
 &\quad + (1-w_{1i})w_{2i}\log(\int_{-\infty}^{t_{1i}} \int_{t_{2i}}^{\infty} g(z_{1i}, z_{2i})dz_{2i}dz_{1i}) \\
 &\quad + w_{1i}(1-w_{2i})\log(\int_{t_{1i}}^{\infty} \int_{-\infty}^{t_{2i}} g(z_{1i}, z_{2i})dz_{2i}dz_{1i}) \\
 &\quad + (1-w_{1i})(1-w_{2i})\log(\int_{-\infty}^{t_{1i}} \int_{-\infty}^{t_{2i}} g(z_{1i}, z_{2i})dz_{2i}dz_{1i})]
 \end{aligned} \tag{5}$$

식(5)의 로그우도(log likelihood)를 최대로 하는 B_1 와 B_2 그리고 σ_1, σ_2, ρ 를 최우추정법(MLE: maximum likelihood estimation)으로 추정한다. 응답자의 기대지불의사금액(expected WTP)은 주어진 특성변수값에서 응답자에게 제시된 지불의사금액에 확률밀도함

수(pdf)를 곱한 값을 최대제시가격까지 수치적분하여 계산한다. 즉, $b \in S$ 가 응답자에게 주어진 지불의사금액을 나타내는 제시금액 변수이고 $f(b)$ 를 $F(b|s) = P(j=1)$ 에 대응하는 확률밀도함수(pdf)로 놓으면 $E(WTP)$ 는 다음의 식(6)으로 계산된다.

$$\begin{aligned} E(WTP) &= \int_0^{b_{\max}} x f(x) dx \\ &= b_{\max} - \int_0^{b_{\max}} F(x) dx \\ &= \int_0^{b_{\max}} [1 - F(x)] dx \end{aligned} \quad (6)$$

식(6)에서 b 는 제시금액, $F(\cdot)$ 는 이변량 누적정규확률밀도함수를 의미한다. 본 연구에서는 <표5>에 제시된 것처럼 일반적인 이변량 프로빗모형(모형1)과 함께 $B_1 = B_2$ 의 제약 조건을 준 모형(모형2), 두 응답 간의 상호독립성($\rho = 0$)을 가정한 모형(모형3)을 추정하여 모형 간의 동일성 여부를 우도비 검정법(log likelihood ratio test)을 이용하여 검정한다.

표5 이변량 프로빗 분석모형

분석모형	모형의 성격	제약	귀무가설
모형1	이변량 정규분포모형	제약 없음	
모형2	회귀계수 동일 제약 이변량 정규분포모형	$B_1 = B_2$	모형2=모형1
모형3	두 응답 간의 독립성 제약 이변량 정규분포모형	$\rho = 0$	모형3=모형1

이중양분선택형 설문은 단일 양분선택형보다 세밀한 구간정보를 얻을 수 있기 때문에 이론적으로 단일 양분선택형보다 효율적인 지불의사금액의 추정이 가능하다. 그러나 이중 양분선택형 조건부가치측정이 효율적이기 위해서는 두 번의 응답이 서로 독립적으로 이루어져야 하는 전제가 충족되어야 한다(박주현, 2003). 즉, 1차 질문과 2차 질문에 응답하는 과정에서 두 응답 간에 상호의존성이 존재할 경우 다양한 편의가 발생할 수 있다(신영철, 1998). 그러므로 이중 양분선택형 조건부가치측정법에서는 두 번의 응답 간의 상호의존성의 정도를 검정하고, 만일 상호의존성이 존재한다면 이에 의한 편의를 최소화하여 지불의사금액을 추정하여야 한다.

이중양분선택형 조건부가치측정법에서 발생 가능한 두 응답 간의 상호의존성(특히 2번째 응답의 첫 번째 응답에 대한 종속성)에 관한 가설은 지속성 가설(persistent hypothesis), 정박가설(anchoring hypothesis), 비용기대가설(cost expectation hypothesis), 긍정응답 가설(yea-saying hypothesis), 프레임가설(framing hypothesis) 등이 있다(Chien et al, 2005; Bulte et al., 2005; 박주현, 2003, 박용치 2002, 신영철, 1998).

지속성 가설은 응답자가 연속된 두 질문에 동일하게 답하는 경향이 있다는 가설이다. 응답자는 첫 번째 질문에 “예”라고 답하면 두 번째 질문에서도 계속 “예”라고 답하는 경향이 있으며, 첫 번째 질문에서 지불의사를 거부한 응답자는 두 번째의 더 낮은 지불금액에 대한 질문에서도 지불의사가 없는 것으로 답하는 경향이 있기 때문에 정확한 지불의사측정에 편익이 발생할 수 있다는 가설이다. 정박가설은 응답자가 첫 번째 제시된 지불요구금액을 기준으로 자신의 지불용의금액을 조정한다는 가설이다. 즉, 응답자는 첫 번째 질문에 포함된 지불요구금액을 닻(anchor)처럼 여기고 자신의 지불용의금액을 그 쪽 방향으로 조정하여 첫 번째 질문에 “예”라고 답한 응답자는 두 번째 질문에서 자신의 지불용의금액을 낮추고, “아니오”라고 답한 응답자는 높이는 경향 때문에 편익이 발생한다는 가설이다. 비용기대가설은 응답자는 첫 번째 제시된 지불요구금액을 평가대상 환경재의 진정한 가치로 여긴다는 가설이다. 그러므로 응답자는 두 번째 단계에서 제시되는 어떤 수준의 지불요구금액에 대해서도 “아니오”로 답하는 경향이 크기 때문에 편익이 발생한다는 가설이다. 긍정응답가설은 첫 번째 질문에서 “예”라고 긍정적인 답을 한 응답자는 자신이 약속한 지불의무감에 충실하려는 심리가 있기 때문에 설령 자신의 이익과 다소 상충이 되어도 두 번째 질문에서도 긍정적인 답을 유지한다는 가설이다. 이 가설은 지속성가설과 유사하지만 지속성가설과의 차이는 첫 번째 질문에서 “아니오”라고 부정적인 답을 한 경우에는 두 번째 단계에서도 반드시 부정적인 답을 한다고 가정하지 않는다는 점이다. 프레임가설은 응답자 자신이 처한 마지막 상태를 선택의 기준점으로 삼으며, 또한 선택의 결과에 의해서 예상되는 이익과 손실에 따라 위험에 대한 태도가 달라진다는 가설이다. 이 가설에 의하면 첫 번째 질문에서 “예”라고 답한 응답자는 두 번째 단계에서는 손실을 피할 수 없기 때문에 위험 회피를 위하여 두 번째 질문에 “아니오”라고 답할 가능성이 높다. 그러나 첫 번째 질문에서 “아니오”라고 답한 응답자는 판단의 기준점을 조정할 필요가 없기 때문에 두 번째 질문에서 “예” 또는 “아니오”라고 답할 확률은 첫 번째 질문에서와 동일하다.

국내 연구의 경우 신영철(1998)은 이중양분선택형 CV 질문에서 정박효과의 추정방법에 대한 검토와 추정결과의 의미를 다양하게 논의하고 있으며, 박용치(2002)는 정박가설을 검정하기 위하여 상기 식(3)을 변형하여 다음의 식(7)을 이변량 프로빗모형으로 추정하였다.

$$\begin{aligned} w_{1i}^* &= X_i B_1 + \epsilon_{1i} \\ w_{2i}^* &= \delta w_1 + X_i B_2 + \epsilon_{2i} \end{aligned} \quad (7)$$

박용치(2002)의 추정결과 $\delta = -0.265$ ($t = 2.52$, $p = 0.0117$)로 나타나 부호는 음의 값이며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타나, 첫 번째 응답결과가 두 번째 응답자의 내재 지불의사금액에 음의 영향을 미치는 정박효과가 유의한 것으로 분석하고 있다.

박주현(2003)은 이중양분선택형 질문에서 나타나는 응답 간 상호의존성에 관한 5가지 가설을 검정하기 위하여 박용치(2002)의 모형을 확장하고 두 응답의 지불의사금액이 절편계수에 의해서만 차이가 난다는 가정(절편 외의 다른 회귀계수는 동일하다는 제약) 하에 다음의 식(8)을 이변량 프로빗모형으로 추정하였으며, 그 결과는 모든 가설을 기각하는 것으로 나타나 적어도 그가 사용한 동강보존가치 조사에서는 응답 간 종속성이 없는 것으로 분석되었다.

$$\begin{aligned} w_{1i}^* &= \beta_0 + X_i \beta_1 + \epsilon_{1i} \\ w_{2i}^* &= \beta_0^H w_{1i} + \beta_0^L (1 - w_{1i}) + X_i \beta_1 + \epsilon_{2i} \end{aligned} \quad (8)$$

그러나 식(7)과 식(8)에서 ϵ_{1i} 와 ϵ_{2i} 가 서로 독립이 아니라면 두 번째 응답의 지불의사금액 추정함수에 내재 지불의사가 아닌 w_{1i} (0 또는 1)을 직접 삽입할 경우 추정식 회귀계수의 일치성(consistency)을 보장할 수 없다(Maddala, 1983; Kim, 1994).⁴⁾ 또한 박주현(2003)에서는 1차 응답과 2차 응답에서의 회귀계수가 절편을 제외하고는 동일하다는 제약을 두었으나 실제로 회귀계수가 동일하다는 가정을 보장할 수도 없다. 그러므로 본 연구에서는 이러한 추정상의 문제점을 해결하고 두 응답 간의 상호의존성을 직접 검정하기 위하여 다음의 식(9)와 같은 표본선택모형을 이용한다.⁵⁾

4) 실제로 식(7)과 식(8)에서 w_{1i} 대신 w_{1i}^* ($= \Pr(w_{1i}^* > 0)$)이 삽입되어야 보다 정확한 모형이 되며, 또한 1차 설문결과에 따라 2차 설문의 결과가 두 가지로 나누어지기 때문에 2차 설문에 대한 응답자는 무작위로 선발되지 않으며 1차 응답 결과에 의존하게 된다. 그러므로 표본선택모형이 2차 응답결과가 1차 응답결과에 의존하는가에 대한 검정할 수 있는 근거가 된다(Maddala, 1983; Kim, 1994; Greene, 1993을 참조할 것).

5) 한편 두 응답 간 상호의존성을 표본선택모형으로 검정할 경우 신영철(1998), 박용치(2002), 박주현(2003)의 모형에서보다 응답자에 대한 정보를 제약하는 경향이 있기 때문에 이중양분선택형 설문의 장점인 상대적으로 많은 정보의 획득이라는 측면을 제약하는 문제점이 있다. 그러나 표본의 크기가 충분히 큰 경우에는 정보 제약의 문제점이 표본선택모형으로 이중 양분선택형 CV 질문 자료의 편의에 대한 검토가 가능하다.

$$\begin{aligned}
 w_{1i}^* &= X_i B_1 + \epsilon_{1i} \\
 w_{2Yi}^* &= \gamma_Y \Phi(X_i B_1) + X_{2Yi} B_{2Y} + \epsilon_{2Yi} \\
 w_{2Ni}^* &= \gamma_N \Phi(-X_i B_1) + X_{2Ni} B_{2N} + \epsilon_{2Ni}
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

여기서

$$w_{2Y} = 1 \text{ if } (w_{2Y}^* > 0 | w_1 = 1), w_{2Y} = 0 \text{ otherwise}$$

$$w_{2N} = 1 \text{ if } (w_{2N}^* > 0 | w_1 = 0), w_{2N} = 0 \text{ otherwise}$$

$\Phi(\cdot)$: 정규분포의 누적밀도함수(CDF)

식(9)의 추정결과에 따라 <표6>과 같은 가설 검정이 가능하다.

표6 본 연구에서의 두 응답 간 상호의존성 가설 검정 조건

가설	지속성가설	정박가설	비용기대가설	긍정응답가설	프레임가설
조건	$\gamma_Y > 0$ $\gamma_N < 0$	$\gamma_Y < 0$ $\gamma_N > 0$	$\gamma_Y < 0$ $\gamma_N < 0$	$\gamma_Y > 0$ $\gamma_N = 0$	$\gamma_Y < 0$ $\gamma_N = 0$

IV 모형추정결과

1. 두 응답 간 상호의존성 검정

본 연구에서는 태화강 수질개선이라는 환경재를 가치측정의 대상재화로 설정하였다. 상기한 것처럼 태화강의 수질은 도심유입 구간까지는 2급수 이하를 유지하지만 도심을 통과하면서 생활하수의 유입으로 3~4급수 수준으로 악화되기 때문에 울산 도심을 통과하는 모든 구간의 태화강 수질을 수영을 비롯한 모든 종류의 물놀이가 가능한 수질로 개선하는 것을 대상재화의 공급수준으로 설정하였다.

본 연구에서는 이중양분선택형 조건부가치측정법을 이용한다. 이 방법은 사전에 다양한 지불금액을 기입한 카드를 무작위로 선택하여 응답자에게 제시한 다음 그 금액에 지불의사가 있다고 응답하면 두 번째 질문에서는 첫 번째 금액의 2배를 제시하여 지불의사를 질문하고, 첫 번째 제시금액에 지불의사가 없는 응답자에게는 두 번째 질문에서 첫 번째 제시금액의 1/2을 제시하여 지불의사를 유도한다. 한편 제시금액이 태화강의 수질개선을 위하여 사용된다는 의미를 응답자에게 전달하기 위하여 제시금액의 지불수단은 수질개선부담금으로 설정하였다.

제Ⅲ절에서 상세히 기술하고 있는 것처럼 이중양분선택형 질문은 단일 양분선택형 질문에 비하여 많은 장점을 가지고 있으나 두 응답 간의 상호의존성에 의한 추정의 편의가 발생할 수 있는 단점이 있다. 이러한 두 응답 간의 상호의존성을 검정하기 위하여 식(9)의 2단계 프로빗 표본선택모형을 이용한다.

각 모형에 설정된 독립변수는 성별, 결혼여부, 연령, 교육수준, 가구소득(단위 만원), 월평균 태화강변 방문횟수, 태화강 수질 인식도, 태화강 접근도, 제시금액, 표본선택변수 등으로 구성되어 있다. 태화강 수질 인식도는 “매우 나쁘다”가 1점, “매우 양호하다”가 5점인 5단계 리케르트척도를 사용하였으며, 태화강 접근도는 태화강과 인접한 중구와 남구를 1, 그 외 지역을 0으로 처리하였다. 모형에 사용된 변수의 설명 및 기술통계량은 <표7>에 요약되었다.

표7 태화강 수질개선 지불의사 추정 모형의 변수 설명 및 기술통계량

변수	설명	평균	표본편차	최소값	최대값
성별	남자=1, 여자=0	0.413	0.493	0	1
연령	만나이	34.566	9.821	18	64
결혼여부	기혼=1, 미혼=0	0.535	0.500	0	1
교육수준	총 교육년수	14.206	2.159	9	16
소득수준	월평균 가구소득(10만원)	32.007	17.185	5	150
방문횟수	태화강변 월 방문횟수	1.731	4.292	0	30
수질인식도	매우나쁨=1, 매우좋음=5	2.392	0.879	1	4
접근도	남구, 중구=1, 그 외=0	0.661	0.474	0	1
1차 제시금액	1차 제시금액(천원)	2.313	1.359	0.5	5
2차 제시금액	2차 제시금액(천원)	2.604	1.990	0.25	10
표본선택변수y	1차 긍정응답 표본선택변수	0.660	0.208	0.104	0.975
표본선택변수n	1차 부정응답 표본선택변수	0.585	0.230	0.139	0.967
1차 선택	예=1, 아니오=0	0.549	0.498	0	1
2차 선택	예=1, 아니오=0	0.517	0.501	0	1

2단계 프로빗 표본선택모형의 추정결과는 <표8>에 제시되어 있다. <표8>에서 보는 것처럼 1차 질문에 대한 응답결과를 프로빗 모형으로 추정한 결과, 소득수준, 접근도, 제시금액

의 회귀계수가 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, 가구소득이 높을수록 태화강 수질개선에 대한 지불의사가 높은 것으로 나타났고, 태화강에 접한 중구와 남구주민은 다른 지역주민에 비하여 높은 지불의사를 보이고 있으며, 제시금액이 높을수록 지불의사가 낮은 것으로 추정되었다.

표8 태화강 수질개선에 대한 지불의사 2단계 프로빗 표본선택모형 추정결과

변 수	w_1^*	2단계 표본선택모형 추정	
		w_{2Y}^*	w_{2N}^*
	회귀계수 (t 값)	회귀계수 (t 값)	회귀계수 (t 값)
절편	0.3220 (0.374)	0.0419 (0.013)	0.8263 (0.406)
성별	-0.0217 (-0.124)	-0.2200 (-0.933)	-0.0310 (-0.123)
연령	0.0029 (0.234)	-0.0144 (-0.860)	-0.0156 (-0.848)
결혼여부	0.0579 (0.266)	0.2674 (0.866)	0.4082 (1.357)
교육수준	-0.0133 (-0.302)	-0.0126 (-0.200)	-0.0547 (-0.774)
소득수준	0.0147 (2.646)**	-0.0149 (-0.724)	0.0201 (0.892)
방문횟수	0.0107 (0.523)	-0.0037 (-0.120)	0.0228 (0.673)
수질인식도	0.1263 (1.322)	-0.1342 (-0.572)	-0.0190 (-0.088)
접근도(남구,중구=1)	0.3900 (2.163)**	-0.0492 (-0.076)	0.3027 (0.504)
제시금액	-0.5007 (-7.463)**	-0.1014 (-0.252)	-0.4992 (-0.338)
표본선택변수(γ)		2.8432 (0.596)	0.4751 (0.108)
Log-Likelihood	-157.734	-85.046	-84.610
Chi-Square	78.267**	47.039**	9.604
goodness of fit	0.199	0.217	0.054
표본수	286	157	129

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함, ** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함

그러나 1차 질문에서 “예”라고 응답한 응답자를 대상으로 2차 질문에서의 지불의사를 추정한 결과(w_{2Y}^*)와 1차 질문에서 “아니오”라고 응답한 응답자를 대상으로 2차 질문에서의 지불의사를 추정한 결과(w_{2N}^*)에서는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 설명변수는 없는 것으로 나타났다. 또한 w_{2Y}^* 와 w_{2N}^* 모두에서 표본선택변수의 회귀계수는 양의 부호를 가지지만 통계적으로 유의하지 않기 때문에 $\gamma = 0$ 의 귀무가설을 기각할 수 없다.

표9 두 응답 간 상호의존성 가설 검정

가 설	지속성가설	정박가설	비용기대가설	긍정응답가설	프레임가설
조 건	$\gamma_Y > 0$ $\gamma_N < 0$	$\gamma_Y < 0$ $\gamma_N > 0$	$\gamma_Y < 0$ $\gamma_N < 0$	$\gamma_Y > 0$ $\gamma_N = 0$	$\gamma_Y < 0$ $\gamma_N = 0$
가설검정	기각	기각	기각	기각	기각

그러므로 <표9>에 요약된 것처럼 적어도 울산주민을 대상으로 한 태화강 수질개선에 대한 지불의사를 조사한 본 연구 자료에서는 두 응답 간의 상호의존성은 없는 것으로 나타났다. 그러나 상기한 다양한 편익이 혼재되어 나타날 가능성이 상존하며, 표본선택모형으로 이러한 다양한 편익을 충분히 검정하기에는 한계가 있기 때문에 향후 이중양분선택법을 사용할 경우 두 응답 간 상호의존성을 검정할 수 있는 다양한 방법론이 필요할 것이다.

2. 태화강 수질개선을 위한 지불의사금액 추정

태화강 수질개선을 위한 지불의사금액 추정을 위한 모형은 이변량 정규분포를 가정하는 식(3)의 이변량 프로빗 모형을 사용하였으며, 각 모형의 추정결과는 <표10>과 같다.

제약조건이 없는 이변량 프로빗모형을 이용한 [모형1]의 추정결과, 1차 응답에서는 가구 소득과 제시금액은 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이것은 소득수준이 높을수록 제시된 지불금액에 대한 지불의사가 높으며, 높은 금액을 제시할수록 지불의사는 낮아진다는 것을 의미한다. 태화강에의 접근도는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데, 이것은 태화강에의 접근도가 높을수록 지불의사가 높은 것을 의미한다. 접근도가 지불의사에 영향을 준다는 것은 설정된 환경재인 태화강의 수질개선의 편익이 거주지역에 따라 차이가 난다는 것을 의미한다. 이러한 환경개선 편익의 지역성은 Sutherland(1982)와 Stenger and Willinger(1998)의 연구결과에서 나타난 것과 마찬가지로 응답자들이 태화강 수질개선의 편익을 사용가치를 중심으로 파악하고 있다는 것을 간접적으로 설명한다.⁶⁾

6) Sutherland(1982)는 미국의 워싱턴주, 아이다호주, 오레곤주에 위치한 179개 수자원 관련 여가활동(캠핑, 낚시, 보트놀이, 수영) 장소를 대상으로 한 연구결과 접근성이 높은 지역의 잠재적 편익이 접근성이 낮은 지역보다 수질과 시설의 개선에 따른 잠재적 편익은 높은 것으로 조사되었다. 지하수 수질보전의 가치를 조건부가치측정법으로 추정한 Stenger and Willinger(1998)의 연구에서도 오염지역 거주자는 제시된 환경보전프로그램에 대해 비 오염지역 거주자에 비하여 지불의사금액이 높은 것으로 나타나 환경개선의 지역적 편익차이를 보여 주고 있다.

표10 태화강 수질개선에 대한 이변량 지불의사금액 모형 추정결과

변 수		모형 1	모형 2	모형 3
1차 응답	절편	0.1967 (0.216)	0.8133 (1.228)	0.3220 (0.374)
	성별	-0.5596 (-0.304)	-0.0792 (-0.551)	-0.0217 (-0.124)
	연령	0.00357 (0.263)	-0.0056 (-0.627)	0.0029 (0.234)
	결혼여부	0.0544 (0.234)	0.1910 (1.119)	0.0579 (0.266)
	교육수준(년)	-0.0070 (-0.157)	-0.0228 (-0.637)	-0.0133 (-0.302)
	소득수준(10만 원)	0.0128 (2.135)**	0.0103 (2.412)**	0.0147 (2.646)**
	방문횟수(회)	0.0120 (0.562)	0.0135 (0.884)	0.0107 (0.523)
	수질인식도	0.1397 (1.386)	0.0801 (1.172)	0.1263 (1.322)
	접근도	0.3691 (1.929)*	0.3287 (2.133)**	0.3900 (2.163)**
	제시금액(천원)	-0.4765 (-6.775)**	-0.4237 (-10.722)**	-0.5007 (-7.463)**
2차 응답	절편	1.3109 (1.541)		1.2253 (1.499)
	성별	-0.1096 (-0.650)		-0.1124 (-0.684)
	연령	-0.0131 (-1.171)		-0.0159 (-1.395)
	결혼여부	0.3200 (1.559)		0.3436 (1.670)*
	교육수준(년)	-0.0363 (-0.792)		-0.4042 (-0.959)
	소득수준(10만 원)	0.0082 (1.749)*	상동	0.0065 (1.405)
	방문횟수(회)	0.0150 (0.783)		0.0146 (0.767)
	수질인식도	0.0355 (0.432)		0.0024 (0.027)
	접근도	0.2932 (1.613)		0.2497 (1.461)
	제시금액(천원)	-0.3818 (-7.600)**		-0.2339 (-5.223)**
$\rho(1,2)$		0.5442 (3.589)**	0.5941 (4.511)**	0.0
로그우도		-331.388	-334.159	-336.840
표본수		286	286	286

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함, ** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함

[모형1]의 2차 응답 추정결과는 제시금액이 5% 수준에서, 소득수준이 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 한편 1차 응답과 2차 응답에서 설명변수의 회귀계수가 동일하다는 제약을 준 [모형2]의 추정결과는 소득수준, 접근도, 제시금액이 모두 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 1차 응답과 2차 응답이 서로 독립적이라는 제약을 준 [모형3]의 1차 응답 추정결과는 [모형2]의 결과와 동일하게 소득수준, 접근도, 제시금액이 모두 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났으나, 2차 응답 추정결과에서는 제시금액은 5% 수준에서 유의하였으며, 10% 수준에서 기혼의 경우 미혼보다 지불의사가 높은 것으로 나타났다.

<표11>의 우도비 검정에서 5% 유의수준에서 [모형1]과 [모형2]가 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없으나, [모형1]과 [모형3]이 동일하다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. [모형1]과 [모형3]이 동일하지 않다는 것은 첫 번째 응답과 두 번째 응답에서 응답자의

내재 지불의사가 독립적이지 않다는 것을 의미하기 때문에 단일 양분선택형 질문을 독립적으로 두 번 한 것과 같은 [모형3]의 추정결과는 지불의사금액 추정을 왜곡할 수 있는 것으로 판단된다. [모형2]는 기본적으로는 이변량 모형이지만 첫 번째 응답과 두 번째 응답의 내재 지불의사에 영향을 주는 설명변수들의 회귀계수가 다르지 않다는 제약을 준 모형이며, 우도비 검정결과 [모형1]과 동일한 것으로 추정된다. 그러므로 이중 양분선택형 질문을 이용한 본 연구에서는 평균 지불의사금액을 추정하기 위하여 [모형1] 대신에 계산 편리를 위하여 [모형2]의 추정결과를 사용하여도 평균 지불의사금액의 편의는 발생하지 않는다고 할 수 있다.

표11 모형 간의 우도비 검정결과

귀무가설	$2(LR_{ur} - LR_r)$	5% 유의수준 기각임계치	가설검정
[모형1]=[모형2]	2.771	$\chi^2_{0.05}(df = 10) = 18.31$	기각할 수 없음
[모형1]=[모형3]	5.452	$\chi^2_{0.05}(df = 1) = 3.84$	기각

<표12>에서는 [모형2]의 추정결과에 근거하여 울산시민들이 울산 도심을 통과하는 태화강의 수질이 수영을 비롯한 모든 종류의 물놀이를 할 수 있는 수준으로 개선될 때 지불하고자하는 지불의사금액의 평균과 95% 신뢰구간을 요약하고 있다. 태화강 수질개선부담금의 형태로 지불의사를 유도한 지불의사금액은 개념상 태화강 수질개선에 의하여 울산시민이 얻게 되는 최소 수준의 편익이라고 해석해도 무방할 것이다. 태화강 수질개선에 대한 지불의사금액은 가구당 월평균 3,458.5원(표준편차 1,553.4원)으로 추정되어 태화강 수질개선의 편익은 가구당 연평균 41,502.0원(39,338.4원 ~ 43,662.0원), 울산광역시 전체(2004년 12월 말 기준 356,143가구)로는 연평균 147.6억 원(140.4억 원 ~ 155.5억 원)에 이른다.

표12 울산시민의 태화강 수질개선에 대한 지불의사금액

대상	시간 단위	평균 지불의사금액	95% 신뢰구간	
			하위금액	상위금액
개별 가구	월	3,458.5원	3,278.2원	3,638.5원
	년	41,502.0원	39,338.4원	43,662.0원
울산시 전체 가구	월	123억 원	11.7억 원	12.96억 원
	년	147.6억 원	140.4억 원	155.5억 원

우리나라의 주요 하천의 수질개선에 대한 지불의사금액 추정 연구는 이기호·곽승준(1996), 신영철(1997), 김광임 외(1999), 엄영숙(2001) 등이 있으며 각 연구에서 추정된 가구당 월평균 지불의사금액은 <표13>과 같다.

표13 기존 연구의 하천 수질개선에 대한 가구 당 월평균 지불의사금액

연구자	대상	연구년도	지불의사금액	2005년 현재가격
이기호·곽승준	한강	1996	5,931원	8,266원
신영철	한강	1997	6,650원	8,828원
김광임 외	한강	1999	5,118원	6,052원
엄영숙	만경강	2001	5,192원	5,955원

<표13>에서 보는 것처럼 기존연구에서 추정된 지불의사금액을 물가지수를 감안한 2005년도 현재가격으로 계산하면 서울시와 수도권 주민의 한강 수질개선에 대한 가구당 월평균 지불의사금액은 6,052원 ~ 8,828원이며, 만경강의 경우 5,955원으로 추정되었다. 울산시민을 대상으로 한 본 연구에서 태화강 수질개선에 대한 추정된 월평균 지불의사금액은 3,458.5원으로 기존연구의 추정치보다 낮은 것으로 나타났다. 이러한 이유는 본 연구의 설문에서는 태화강 수질개선에 의한 비사용가치에 대하여 충분한 설명을 하지 않았으므로 태화강 수질개선의 대리소비가치, 환경보존의 고유가치, 다음 세대에게 물려줄 자산이라는 유증가치 등과 같은 비사용가치(존재가치)와 강변위락활동, 하천생태계 유지와 같은 간접사용가치에 대한 편익이 충분히 고려되지 않았기 때문인 것으로 판단된다. 실제로 지불의사 추정결과에서 태화강과 인접한 지역주민들의 지불의사가 태화강까지의 접근도가 떨어지는 지역주민보다 높게 추정되었다는 점에서 본 연구의 추정결과는 태화강 수질개선의 비사용가치와 간접사용가치가 하향 추정된 것으로 사료된다.

V 결론 및 정책 시사점

본 연구는 이중양분선택형 조건부가치측정법을 이용하여 태화강 수질개선의 편익에 대한 울산시민의 지불의사를 계량화하였다. 이변량 프로빗 모형으로 추정된 태화강 수질개선

의 편익은 가구당 월평균 3,458.5원(표준편차 1,553.4원)으로 추정되어 울산광역시 전체(2005년 12월말 기준 356,143가구)로는 연평균 147.6억 원(140.4억 원 ~ 155.5억 원)에 이른다. 이러한 추정치는 태화강 수질을 개선하지 않을 경우의 수질오염으로 인한 사회적 비용이거나 수질개선에 의한 사회적 가치에 해당한다. 울산은 우리나라 산업발전의 중추적 역할을 담당하였으나 그 과정에서 공해도시로 낙인이 찍혀 왔다. 그러나 2004년에 울산광역시는 “생태도시울산(Eco-Polis Ulsan)”선언과 더불어 공해도시에서 환경도시로 거듭나기 위한 노력을 경주하고 있다. 태화강의 수질개선은 “생태도시울산”의 주요 지표로서의 역할을 담당하며, 이를 위하여 생활오수와 산업폐수의 태화강 유입을 막기 위한 차집관거 설치 및 가정오수관 연결, 하수종말처리장의 증설, 하천준설사업, 태화강생태계 복원사업 등 태화강 수질개선을 위한 다양한 사업들이 진행되고 있다.

이러한 측면에서 본 연구는 태화강 수질개선으로부터 얻게 되는 사용가치 측면에서의 사회적 편익을 화폐가치로 추정함으로써 다양한 태화강 수질 개선사업의 타당성 검정을 위한 비용편익분석의 기초 자료로 활용될 수 있을 것이다. 또한 방법론적 측면에서 이중양분선택형 설문을 이용한 조건부가치측정법에서는 1차 질문과 2차 질문에 응답하는 과정에서 두 응답 간에 상호의존성이 존재할 경우 다양한 편익이 발생할 수 있다. 본 연구에서는 이중양분선택형 조건부가치측정법에서 발생 가능한 두 응답 간 상호의존성을 검정하는 기존 방법의 문제점을 지적하고 두 개의 양분선택형 종속변수를 가진 표본선택모형을 이용한 검정 방법을 제시하였다. 본 연구에서 사용한 자료에서는 지속성 가설, 정박가설, 비용기대가설, 긍정응답가설, 프레임가설 등 모든 종류의 두 응답 간 상호의존성이 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

참고문헌

- 김광임 외. 1999 「수질오염의 사회적 비용 계량화 연구-한강수계를 중심으로」 한국환경정책·평가연구원
- 김선희 외. 2004. 「국토개발사업의 환경가치 평가기준과 적용에 관한 연구-담과 도로사업을 중심으로-」 국토연구원
- 김승우 외 7인. 2003. 「환경경제학-이론과 실제-」 서울: 박영사
- 김재홍 외. 1999. 「울산지역 환경정책 결정과정에서의 시민의사 반영과 환경민원 해결을 위한 정책대안 연구 및공단지역 주민건강 조사연구」 울산지역환경기술개발센터
- 김재홍. 2006. 「환경자원의 경제적 가치와 환경오염의 사회적 비용」 서울: 집문당
- 김종대, 조문기. 2005. "조건부가치평가를 활용한 공공사업의 경제적 타당성 분석" 「자원·환경경제연구」 14(1): 101-134.
- 박용치. 2002. "가상상황 가치평가연구에서 출발점 편익의 검토" 「조사연구」 3(2): 47-76.
- 박주현. 2003. "양분형 조건부가치평가에서 응답간 상호종속성에 대한 가설 검증" 「자원·환경경제연구」 12(1): 137-156.
- 신영철. 1997. "이중 양분선택형 질문 CVM을 이용한 한강 수질개선 편익 추정" 「환경경제연구」 6(1): 171-192.
- 신영철. 1998. "이중양분선택형 CV 질문에서 정박효과 검토" 「자원경제학회지」 8(2): 51-73.
- 엄영숙. 2001. "만경강 수질개선 편익측정을 위한 조건부가치평가에 있어서 범위효과 분석" 「자원·환경경제연구」 10(3): 387-412.
- 울산광역시. (2003, 2004, 2005, 2006). 「울산환경백서」
- 이기호, 곽승준. 1996. "수질개선의 화폐적 가치평가: CVM과 구분효과" 「자원경제학회지」 6(1): 87-109.
- 이해춘, 정현식, 김태영. 2004. "3중 양분선택·개방형 CVM을 이용한 수도권 대기질의 편익가치" 「자원·환경경제연구」 13(3): 387-415.
- 조송국, 신철오. 2005. "한강수질개선의 속성별 경제적 편익-컨조인트 분석법을 이용하여-" 「자원·환경경제연구」 14(3): 655-672.
- Arrow, K., R. Solow et al. 1993. *Report for the NOAA Panel on Contingent Valuation*. Washington D. C.: NOAA.
- Bateman, I. J. et al. 2001. "Bound and Path Effects in Double and Triple Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation" *Resource and Energy Economics*. 23: 191-213.

- Bulte, E. et al. 2005. "The Effect of Varying the Causes of Environmental Problems on Stated WTP Values: Evidence from a Field Study" *Journal of Environmental Economics and Management* 49(2): 330-342.
- Cameron, T.A. and J. Quiggin. 1994. "Estimating Using Contingent Valuation Data from a Dichotomous Choice with Follow-Up Questionnaire" *Journal of Environmental Economics and Management* 27(3): 218-234.
- Carson, R.T. 1985. *Three Essays on Contingent Valuation*, PhD Thesis, University of California at Berkeley.
- Chien, Y-L., C.J. Huang, D and Shaw. 2005. "A General Model of Starting Point Bias in Double-Bounded Dichotomous Contingent Valuation Survey" *Journal of Environmental Economics and Management*. 50: 362-377.
- Frykblom, P. 1997. "Hypothetical Question Modes and Real Willingness to Pay" *Journal of Environmental Economics and Management* 34: 275-287.
- Greene, W.H. 1993. *Econometric Analysis*. NY: Macmillan.
- Hanemann, W.M. 1985. "Some Issues in Continuous and Discrete Response Contingent Valuation Studies" *Northeast Journal of Agricultural Economics*. 14: 5-13.
- Hanemann, W.M. and B. Kanninen. 1996. "The Statistical Analysis of Discrete-Response vs Data" Working Paper No. 798. Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, San Diego.
- Hanemann, W.M., Loomis, J.B. and B. Kanninen. 1991. "Statistical Efficiency of Double-bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation" *American Journal of Agricultural Economics*. 73: 1255-1263.
- Kim, J.H. 1994. "Residential Mobility Intention by Tenure Type in Korea" *Journal of Social Science*. 4(2): 1-22.
- Langford, I.H., Bateman, I.J. and H.D. Langford. 1996. "A Multilevel Modelling Approach to Triple-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation" *Environmental and Resource Economics*. 7: 197-211.
- Maddala, G.S. 1983. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, NY: Cambridge University Press.
- Mitchell, R.C. and R.T. Carson. 1989. *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*. Washington, D.C.: Resources for the Future.
- Stenger, A. and M. Willinger. 1998. "Preservation Value for Groundwater Quality in a Large Aquifer: A Contingent-Valuation Study of the Alsatian Aquifer" *Journal of Environmental Management* 53: 177-193.
- Sutherland, R.J. 1982. "A Regional Approach to Estimating Recreation Benefits of Improved Water Quality" *Journal of Environmental Economics and Management* 9: 229-247.

부 록

※ 다음은 태화강에 관련된 질문입니다.

1. 귀하는 여가를 즐기기 위하여 태화강변에 1달에 몇 번 정도 방문하십니까? ()회
2. 귀하는 울산시내를 관통하는 태화강의 현재 수질이 어느 정도라고 생각하십니까?
 ① 매우 나쁘다 ② 나쁘다 ③ 보통이다 ④ 양호하다 ⑤ 매우 양호하다

※ 다음 내용을 읽어 보시고 답해 주십시오.

태화교로부터 울산 시내를 관통하는 태화강 하류의 현재 수질은 낚시 또는 뱃놀이가 가능한 3급수 또는 4급수 수질을 보이고 있습니다. 태화강 하류의 수질을 “수영을 비롯한 모든 종류의 물놀이가 가능한 수준”인 2급수 이하의 맑은 물로 회복시킬 수 있는 계획을 실행하려면 많은 예산이 필요합니다. 울산광역시 가구들이 이러한 태화강의 수질개선을 필요하다고 생각하여 부담하고자 하는 금액이 해당 계획에 투입되는 비용을 증당한다면, 울산광역시에서는 이 계획을 즉각 실행할 수 있습니다.

울산지역 태화강의 수질을 “수영을 비롯한 모든 종류의 물놀이가 가능한 수준”의 맑은 물로 회복되는 것이 귀하와 귀하의 가족에게 얼마나 이익을 줄 수 있을 지를 생각해 보십시오.

3. 태화강의 맑은 물 회복으로 귀하와 귀하의 가족이 얻게 될 만족도를 생각할 때, 귀하의 가정은 이 계획이 실행되도록 하기 위하여 ()원을 수질개선부담금으로 내실 의향이 있습니까? ()
 ① 예 ② 아니오 ※(태화강)카드에서 1장을 선택
- 3-1. 3번 문항에서 “예”라고 응답하셨다면 3번 문항에서 제시한 금액의 2배인 ()원을 수질개선부담금으로 내실 의향은 있습니까? () ① 예 ② 아니오
- 3-2. 3번 문항에서 “아니오”라고 응답하셨다면 3번 문항에서 제시한 금액의 1/2배인 ()원을 수질개선부담금으로 내실 의향은 있습니까? () ① 예 ② 아니오