

## 조건부가치측정법을 이용한 제주도 지하수 수질개선에 대한 지불의사액 추정<sup>†</sup>

박정규\* · 이찬희\*\*

**요약** : 본 연구는 최근 지하수의 오염이 사회적 이슈가 되고 있어 다양한 수질개선 정책 사업을 추진하고 있는 제주도의 지하수 수질개선에 대한 편익 측정을 목적으로 한다. 조건부가치측정법을 이용하여 제주도 주민을 대상으로 설문을 진행하여 542명의 응답 자료를 분석하고 16개의 모델을 활용하여 각 평균 지불의사액을 추정하였다. 이중경계 양분모형의 추정 결과, 가구당 연 28,008원의 지불의사가 있는 것으로 확인되었으며, 모형에 따라 최소 17,762원, 최대 37,416원의 지불의사가 추정되었다. 제주도 지하수 수질개선에 따른 연간 총 편익을 약 86억 6천만 원으로 추정하였으며 지불의사에 영향을 미친 사회경제학적 요인들을 탐구하였다. 본 연구는 제주도의 특수한 수자원 환경에 대한 이해를 도와 환경개선 정책 마련을 위한 기초 자료가 될 것으로 기대한다.

**주제어** : 제주도, 지하수, 수질개선, 조건부가치측정방법, 지불의사액

**JEL 분류** : Q51, Q53, Q57

접수일(2022년 11월 1일), 게재확정일(2022년 11월 22일)

<sup>†</sup>본 논문은 한국지질자원연구원 기본사업(22-3214)의 재원으로 수행된 연구입니다.

\* 한국지질자원연구원 책임연구원, 제1저자(e-mail: jxpark@kigam.re.kr)

\*\* 서울대학교 환경대학원 박사과정, 교신저자(e-mail: chjoa803@snu.ac.kr)

# Estimating Willingness-to-pay for the Ground Water Quality Improvement in Jeju Island Using Contingent Valuation Method<sup>†</sup>

Jungkyu Park\* and Chanhee Lee\*\*

**ABSTRACT :** The purpose of this study is to estimate the economic benefit of improving ground water quality in Jeju Island, where groundwater pollution has recently become a social issue and various water quality improvement projects are being promoted. By applying the contingent valuation method, an online survey was conducted on Jeju Island residents to analyze the response data of 542 respondents and estimate the mean willingness to pay using 16 models. The estimation of the double-bounded dichotomous choice model confirmed that each household was willing to pay 28,008 won per year, with the willingness to pay estimated at a minimum of 17,762 won and a maximum of 37,416 won based on different models. The total annual benefit for Jeju Island's ground water quality improvement was estimated to be about 8.66 billion won , and socioeconomic factors influencing willingness-to-pay were investigated. This study is expected to serve as a foundation for the development of environmental improvement policies by assisting in the understanding of Jeju Island's unique water resource environment.

**Keywords :** Jeju Island, Ground water, Water improvement, Contingent valuation method, Willingness-to-pay

---

Received: November 1, 2022. Accepted: November 22, 2022.

<sup>†</sup>This study is supported by basic research project (22-3214) of KIGAM.

\* Principal Researcher, Korea Institute of Geoscience and Mineral Resources, First author (e-mail: jxpark@kigam.re.kr)

\*\* Ph.D. Candidate, Seoul National University, Corresponding author (e-mail: chjoa803@snu.ac.kr)

## 1. 서론

제주도는 타 시도와 달리 상수도의 97.1%, 농업용수의 96.6% 등 대부분의 수자원을 지하수에 의존하고 있다. 최근 인구의 증가, 관광객의 증가, 개발의 증가 등의 영향으로 지하수의 이용량이 2021년 65만 7,000m<sup>3</sup>/day 수준으로 지난 10년 동안 50% 이상 증가하고 있으며 이러한 지하수 이용량 증가는 제주도 서부 해안지역 등 일부 지역의 해수침투를 유발하여 고염분의 지하수로 인한 농작물의 피해를 일으킨다. 또한 제주도 중산간의 축산분뇨 무단배출, 화학 비료 등 농업용 질소질 비료 과다사용, 중산간 일대 무분별한 액비 살포 등의 영향으로 직접적인 지하수 오염이 최근 사회적 이슈가 되고 있으며 특히 질산성 질소 오염 문제가 지속적으로 제기되고 있다.

위와 같은 지하수 오염 문제를 관리·개선하기 위하여 제주도는 제주연구원 지하수센터, 농어촌공사 등과 함께 다목적 지하수 수질측정망 운영, 지하수 관정의 상부 보호공 등 지하수 오염방지시설 설치, 지하수 취수허가량 조정, 지하수 관정의 오염방지 그라우팅 등 다양한 정책 사업을 추진해 오고 있으며 한국지질자원연구원 등 정부출연 연구기관과 함께 효과적인 수질 개선을 위한 기술개발 등 종합적인 노력을 기울이고 있다. 이와 같은 제주도의 지하수 수질 개선을 위한 정책 사업의 추진은 환경적 측면에서 필수적이다. 그러나 예산제약으로 인하여 국가 및 지자체의 정책 사업은 시급성, 효과성 등 사업 추진의 타당성이 확보되어야 한다. 국가 또는 지방정부의 예산이 투입되는 제주도의 지하수 수질개선을 위한 정책사업 추진의 타당성 및 정당성의 확보를 위해서는 편익 추정이 필수적이다.

하지만 현재까지 제주도 지하수 수질 개선의 편익을 추정한 연구는 신호중 외(2011)에는 전무한 실정이며, 이마저도 2010년에 현지조사가 이루어져 시의성이 크게 떨어진 다. 지난 10여년간 제주도의 지하수 오염은 가속화되어왔기 때문이다. 특히, 2017년 제주시 한림읍에서 발생한 축산분뇨 무단배출 사건은 제주 사회에 분노를 일으켰으며, 지하수는 지표수와 달리 한 번 오염되면 자연적으로 회복하는 데 수십년 이상의 기간이 소요된다는 점에서 큰 우려를 자아냈다(박종준, 2020). 지하수의 오염이 가속화되면서 수질 개선에 대한 도민들의 관심과 선호가 크게 달라진 시점에서 편익을 재추정하려는 시도가 반드시 필요하다. 본 연구는 큰 지하수 오염 사건 발생 이후에 제주도민들의 수질

개선 편익을 추정한 첫 연구라는 점에서 학술적 의의를 지닌다.

본 연구에서는 제주도 지하수의 수질을 일정 수준으로 개선하는 경우 수혜자가 느끼는 편익을 다양한 모델로 측정한다. 먼저 지하수, 하천, 상수도 등 수자원의 수질개선과 관련한 주민 편익에 대한 기존 연구를 분석하고 비시장재화의 가치평가에 널리 활용되고 있는 조건부가치측정법(Contingent Valuation Method, CVM)을 적용하여 다양한 모델을 구축하여 제주도 지하수 수질개선에 따른 지불의사액(Willingness-To-Pay, WTP)을 도출한다. 기존연구를 활용하여 하천, 수돗물 등 타 수자원의 수질개선에 대한 지불의사액과의 제주도 지하수 수질개선의 지불의사액과 비교하고, 제주도 전체 가구로 확대하여 총 편익을 측정하여 지하수 수질개선 사업 등 정책 사업에 대한 시사점을 제시한다.

## II. 선행연구

조건부가치측정법을 활용하여 국내 수자원 수질개선에 대한 편익을 측정한 주요 연구는 <표 1>과 같다. 하천과 수돗물 등 대부분 지표수를 연구대상으로 하였고 지하수를 대상으로 한 연구는 신호중 외(2011), 유승훈·이주석(2010)과 김홍석 외(2008) 등 소수이다.

신호중 외(2011)의 연구에서는 제주도 지하수의 위협에 따른 보전적 측면에서 제주도민이 느끼는 편익을 측정하였다. 시장설계를 위하여 위협요인에 대한 관리 정책으로 지하수 함양을 위한 중산간 지역의 건강한 산림면적 유지 및 개선, 지하수량 확보를 위한 지하수 함양 면적 유지, 지하수 수질 안정성 확보를 위한 농약 및 비료사용량 감소, 청정 이미지 유지 등을 제시하였다. 지불의사액 추정결과 1회 11,023원, 제주도민 전체 가구로 확대하여 총 편익 약 24억 원으로 추정하였다. 반면 유승훈·이주석(2010)은 수도권 500가구를 대상으로 ‘지하수오염방지기술 개발사업’에 대한 지불의사액을 조사했으며 지역은 특정하지 않았다. 연평균 가구당 759원의 지불의사액이 있는 것으로 추정하여 이를 대한민국 전체로 확장해 편익을 계산했다. 김홍석 외(2008) 역시 제주도의 지하수 등 지역을 특정하지 않았다. 후대에 물려줄 토양과 지하수의 유산가치를 측정하기 위하여 현재 우리나라에 오염되어 있는 지역을 정화하기 위한 오염정화기술의 도입을 시장으로 설계하여 전국 95명을 대상으로 설문을 수행하여 월 5,654원으로 지불의사액을 측

정하였다. 이상 지하수를 대상으로 하는 세 연구는 편익의 측정을 위한 시장설계, 지불 주기, 표본추출 등 설문 설계가 상이하여 제주도 지하수의 수질개선 편익을 체계적으로 논의하기는 어렵다.

특히 <표 1>에서 하천 및 수돗물의 수질개선 편익의 측정을 위한 개선상황 설계가 1급수, 음용가능, 수영가능, 낚시 가능 등 수질 등급 등으로 나타난 바와 달리 신효중 외(2011)에서는 지하수의 수질 및 수량의 지속적 관리 및 보전을 개선상황으로 설계하여 특정 수준의 수질개선에 따른 편익보다는 더욱 상위 개념의 시장을 목표로 하였고, 김홍석 외(2008)에서는 양수처리 기술을 적용하여 지하수 오염지역을 정화하여 지역 주민 삶의 질을 향상하는 것을 개선상황으로 설계하여 수질 자체가 아니라 수질개선을 위한 기술에 초점을 맞추었다. 따라서 하천, 수돗물의 수질개선에 따른 지불의사액과의 직접적인 비교가 어렵다. 하천의 수질개선에 대한 지불의사액은 물가상승률을 반영해 2021년 기준으로 2,948원/월~12,874원/월, 수돗물의 수질개선에 대한 지불의사액은 2,117원/월~5,849원/월 수준으로 기존 연구에 따르면 하천에 비하여 수도요금 인상 등과 결부되어 사회적으로 더욱 민감할 수 있는 수돗물의 수질개선에 더욱 낮은 지불의사를 보인다.

이와 같은 선행연구 분석을 통하여 본 연구에서는 제주도 지하수 수질개선의 가상시장에 대하여 응답자의 이해가 명료할 수 있도록 설정하고 타 지역 수질개선 연구와의 비교, 타 수자원과의 비교를 위하여 1회성이 아닌 지속적인 지불을 가정한 지불의사액을 도출하고자 하였다. 또한 지불의사액 도출을 위한 모델로 단일경계양분모형과 이중경계양분모형을 동시에 적용하는 등 최대한 다양한 모델을 고려하였고 설문조사의 유효성을 위하여 모집단의 이질성을 고려하며 신뢰수준과 정확도를 확보하기 위하여 노력하고자 하였다.

〈표 1〉 국내 수자원 관리의 CVM 선행연구

측정 대상	저자 (계재연도)	대상지역 (표본 수)	개선상황	지불의사액	
하천	한강	신영철 (1997)	서울시 (1,858가구)	수영 가능 6,850원/월	
	만경강	엄영숙 (2001)	전주, 익산, 군산, 김제, 완주 (800명)	수영 가능 5,212원/월	
				농업용수, 낚시 가능 3,280원/월	
	만경강	김장욱 외 (2003)	전주, 익산, 군산, 김제, 완주 (800명)	낚시 가능 (3급수)	4,394원/월
	낙동강	이주석 외 (2007)	부산, 대구, 포항, 구미, 창원 (650가구)	1급수	2,466원/월
	북한강 (상류)	신효중 외 (2009)	서울, 인천, 경기 (1,379가구)	고탁도 물 방지	3,091원/월
강 (녹조저감)	오희균 외 (2015)	제주도 제외 전국 (1,745가구)	녹조 저감	2,710원/월	
수돗물	울산시	김재홍 (2001)	울산 (1,003명)	음용 가능 1,535원 <sup>1)</sup> /월	
	서울시	유승훈·홍필기 (2007)	서울 (500가구)	음용 가능 3,989원/월	
	울산시	곽소윤·유승훈 (2012)	울산 (400가구)	언급 없음 1,611원/월	
	부산시	표희동·추재욱 (2014)	부산 (665가구)	음용 가능 3,025원/월	
지하수 등	토양·지하수 수질	김홍석 외 (2008)	전국 (95명)	오염 정화 기술 도입 5,654원/월	
	지하수	유승훈·이주석 (2010)	수도권 (500가구)	오염도 감소 759원/년	
	제주도 지하수	신효중 외 (2011)	제주 (600명)	지하수 보전 11,023원(1회)	

1) 김재홍(2001)은 가구 평균 지불의사금액이 톤당 102.3원인 것으로 추정하여 월 사용량 15톤 기준(김재홍, 2001에서 사용한 기준치)으로 가구당 월별 지불의사액을 계산함.

### III. 연구방법

#### 1. 조건부가치측정법의 이론적 배경<sup>2)</sup>

조건부가치측정법은 후생경제학에 이론적 근거를 두며 편익 추정은 개인 수준에서 공공재의 양 또는 질의 변화와 동등한 수준의 소득순(net) 변화를 측정하고 전체 모집단으로 확대하여 전체 편익을 추정할 수 있다.

개인 수준(또는 가구 수준)의 선호 함수에서  $x$ 를 사적재화 벡터,  $q$ 를 공공재화의 질을 나타내는 벡터라고 할 때, 개인의 선호 함수를  $u(x, q)$ 로 나타낼 수 있다. 개인은 사적재화인  $x$ 를 통제할 수 있지만 외생적인  $q$ 는 개인이 통제할 수 없다. 예를 들어, 지하수 사용량( $x$ )은 개인이 결정할 수 있지만 지하수의 수질( $q$ )은 공적으로 결정된다.  $x$ 의 가격을  $p$ 라고 하고 개인이 본인의 소득수준  $y$ 에서 효용을 극대화한다고 할 때, 간접 효용 함수  $V(p, q, y)$ 는 다음의 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$V(p, q, y) = \{\max_x u(x, q) | p \cdot x \leq y\} \quad (1)$$

위 효용수준을 달성하기 위해 식 (2)와 같이 필요한 최소한의 지출액을 지출함수  $m(p, q, u)$ 으로 나타낼 수 있다.

$$m(p, q, u) = \min_x \{p \cdot x | u(x, q) \geq u\} \quad (2)$$

이때, 지하수의 수질이  $q$ 에서  $q^*$ 로 개선되는 상황을 가정하면 이때 개인의 지불의사액(WTP)은 식 (3)과 같이 이 공공재의 개선과 동등한 수준의 소득 금액이 된다.

$$V(p, q^*, y - WTP) = V(p, q, y) \quad (3)$$

WTP를 지출함수에 관한 표현하면 다음 식 (4)와 같다.

2) 조건부가치측정법의 이론적 배경은 Haab and McConell(2002)의 논의를 따라 작성함.

$$WTP = m(p, q, u) - m(p, q^*, u) \quad (4)$$

지하수 수질이  $q^*$ 로 개선된 상황에서는 효용수준  $u$ 가 더 쉽게 달성되므로  $u$ 를 만족하기 위한 최소지출액은  $m(p, q^*, u)$ 로 더 작아질 것이다. 수질 개선 전의 최소 지출액과의 차이만큼이 개인의 지불의사액으로 이해할 수 있다. 식 (4)에 지하수의 수요를 0으로 만들 만큼 높은 가격 수준을  $p^*$ 라고 할 때,  $m(p^*, q, u)$ 와  $m(p^*, q^*, u)$ 를 더하고 빼주면 식 (5)와 같이 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned} WTP &= m(p, q, u) - m(p, q^*, u) + m(p^*, q, u) - m(p^*, q, u) \\ &\quad + m(p^*, q^*, u) - m(p^*, q^*, u) \\ &= [m(p^*, q^*, u) - m(p, q^*, u)] - [m(p^*, q, u) - m(p, q, u)] \\ &\quad + [m(p^*, q, u) - m(p^*, q^*, u)] \end{aligned} \quad (5)$$

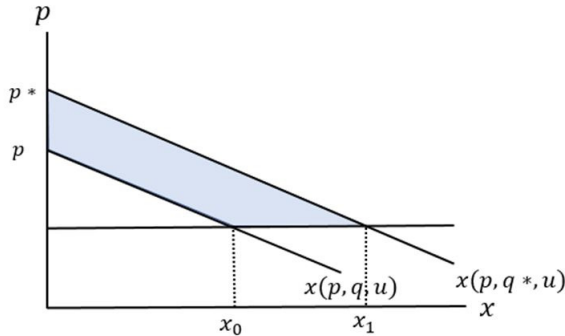
Shephard's lemma에 의하여 위 식 (5)를 다음 식 (6)과 같이 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} WTP &= \int_p^{p^*} x(p, q^*, u) dp \\ &\quad - \int_p^{p^*} x(p, q, u) dp + [m(p^*, q, u) - m(p^*, q^*, u)] \\ &= \int_p^{p^*} [x(p, q^*, u) - x(p, q, u)] dp + [m(p^*, q, u) - m(p^*, q^*, u)] \end{aligned} \quad (6)$$

위 식 (6)을 활용하여 다음 <그림 1>과 같이 후생효과를 나타낼 수 있으며 그 효과는 값  $p$ 와  $p^*$  사이의 보상 수요곡선을 적분한 Hicks의 보상 변화(compensation variation)와 같다. 식 (6)에서  $\int_p^{p^*} [x(p, q^*, u) - x(p, q, u)] dp$ 는 <그림 1>의 사다리꼴 음영 부분으로서 사용가치(use value)를 나타내고 비사용가치(Non-use value)는 수요가 없으므로 ( $x = 0$ )  $y$ 축 위의  $\overline{pp^*}$ 으로 나타낼 수 있다.



〈그림 1〉 공공재의 변화에 따른 후생효과



출처: 한국개발연구원(2012) 참고하여 저자 작성.

## 2. 실증연구 절차

본 연구는 전체적으로 조건부가치측정법의 대표적인 가이드라인으로 활용되고 있는 NOAA Blue Ribbon panel 가이드라인인 Arrow et al.(1993), JAERE 가이드라인인 Johnston et al.(2017)과 한국개발연구원(2012)를 따라서 진행하였다.

경제적 가치 평가의 대상, 가상시장의 시나리오 설정, 지불 관련 사항 등에 대하여 경제학 및 환경재 가치평가 전문가들의 자문을 받아 설문지 설계와 검증을 수행하고 Johnston et al.(2017)의 가이드라인에 따라 2022년 4월 제주도 현지 주민을 대상으로 초점집단면접(Focus group interview, FGI)을 3회 수행하여 지불수단, 지불빈도, 시나리오 서술 등 세부적인 사항들을 결정하였다. 한편 개방형 질문으로 40명에 대해 사전 조사를 진행하여 지불의사액(WTP) 금액 분포에서 15~85% 범위 내에서 6개의 초기 제시금액을 설정하였다.<sup>3)</sup> 이와 같이 전문가 자문, FGI 및 사전조사를 통해 설문지를 최종 확정하였고 Cochran(1977)에 따라 표본의 크기를 결정하여 2022년 4월 말~5월 초 제주도 권역별 인구 및 연령 비례할당추출방식으로 본 설문조사를 진행하여 결과를 도출하였다. 시나리오에는 질산성 질소 농도를 나타낸 제주도 지도를 제공하여 응답자들의 이해를 도왔으며 Arrow et al.(1993)의 가이드라인에 따라 가구의 소득이 제한되어 있음을 상기시키는 문구를 추가하였다. 또, “귀하 가구에서는 ‘제주 지하수 수질개선을 위한 부담금’

3) 개방형 설문으로 최종 확정된 초기제시금액은 3,000원, 5,000원, 8,000원, 10,000원, 15,000원, 30,000원이다.

으로 연간 A원을 지불할 의사가 있으십니까?”라고 지불의사를 물었다. 설문 설계 내용은 <표 2>와 같다.

<표 2> 설문 설계 내용

	내 용
추출방법	연령, 지역, 성별 비례할당추출
조사방법	온라인 설문조사
모집단	제주도 거주민
표본수	542명
지불수단	세금(제주도 지하수 수질 개선을 위한 부담금)
유도방법	이중경계 양분선택형
대상 재화	제주도 지하수
대상 재화의 변화 수준	지하수 내 질산성 질소의 연평균 농도가 지속적으로 수질기준을 만족
설문내용	지하수 이용 현황과 지하수에 대한 인식, 지하수 수질 개선에 대한 지불의사, 사회경제학적 특성

### 3. 추정 모형

본 연구에서는 Hanemann(1984)이 제안한 효용격차모형(utility difference model)을 이용하여 제주도 지하수 수질개선에 따른 평균 지불의사액을 추정하였다. Bishop and Heberlein(1979)이 양분선택형 질문을 통해 지불의사를 조사하는 방법을 최초로 적용한 후 Hanemann(1984)이 기본 모형을 구축하였고 McFadden(1974)이 개발한 확률효용 모형(random utility model)에 기반하여 모수의 추정과 해석이 가능하도록 양분형 조건 부가치측정의 응답을 수식화하였다(Haab and McConell, 2002).

아래는 Hanemann(1984)와 Hanemann(1991)에 근거하여 본 연구에서 적용한 계량경제학적 모형을 소개한다.

#### 1) 단일 양분선택모형

$G(B; \theta)$ 를 제시금액(bid) B일 때 모수  $\theta$ 를 갖는 누적분포함수(Cumulative Distribution Function, CDF)함수라고 할 때, 제시금액을 지불할 의사에 대해 ‘아니오’라고 응

답할 확률과 ‘예’라고 응답할 확률을 각각 다음과 같은 수식으로 나타낼 수 있다.

$$\Pr(\text{no} | B) = \Pr(WTP < B) = G(B; \theta), \quad (7)$$

$$\Pr(\text{yes} | B) = \Pr(WTP \geq B) = 1 - G(B; \theta) \quad (8)$$

이때 (7), (8)로부터  $G(B; \theta)$ 는 개인의 실제 최대 지불의사금액(WTP)의 누적분포함수(CDF)가 됨을 알 수 있다.  $i$ 번째 응답자에게 제시된 금액을  $B_i$ 라고 할 때,  $N$ 명의 응답자들에 대한 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \{ I_i^Y \ln [1 - G(B_i; \theta)] + I_i^N \ln G(B_i; \theta) \} \quad (9)$$

$I_i^Y$ 과  $I_i^N$ 은 지표함수(indicator function)로 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{cases} I_i^Y = 1, \text{ if } (i\text{번째 응답자의 응답}) = \text{yes}, 0 \text{ otherwise} \\ I_i^N = 1, \text{ if } (i\text{번째 응답자의 응답}) = \text{no}, 0 \text{ otherwise} \end{cases} \quad (10)$$

본 연구에서는  $G(B; \theta)$ 의 오차항이 정규분포(normal distribution)를 따른다고 가정하여 프로빗 모형으로 추정하였다.

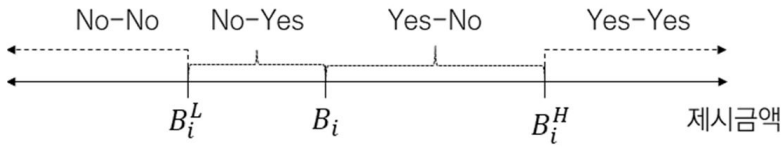
## 2) 이중 양분선택모형

이중경계 양분선택모형(Double bounded dichotomous choice, DBDC)은 지불의사를 두 번 질문한다.  $i$ 번째 응답자에게 첫 번째로 제시된 금액을  $B_i$ 라고 했을 때, 두 번째 제시금액은 응답자의 첫 번째 응답에 의해 결정된다. 응답자가 첫 번째 금액에 ‘예’라고 응답했을 때는 두 번째는 더 큰 제시금액( $B_i^H > B_i$ )을 질문 받는다. 본 연구에서는 두 배의 금액( $B_i^H = 2B_i$ )이 제시된다. 한편, 응답자가 첫 번째 제시금액에 대해 ‘아니오’라고 응

답했을 때 두 번째 제시금액은 더 작은 금액이 된다( $B_i^L < B_i$ ). 본 연구에서는 첫 번째 금액의 절반인 금액을 제시하였다( $B_i^L = \frac{1}{2}B_i$ ).

이중 양분선택모형에서는 첫 번째와 두 번째 응답을 종합하여 총 4가지 응답이 가능하다. 두 응답의 조합을 제시금액에 대해 도식화시켜보면 <그림 2>와 같으며 각 응답의 유형을 식 (11)~(14)와 같이 함수로 나타낼 수 있다.

<그림 2> 이중 양분선택모형의 응답 구간



$$\Pr(\text{yes} - \text{yes} | B_i) = \Pr(WTP \geq B_i \text{ and } WTP \geq B_i^H) = 1 - G(B_i^H; \theta), \quad (11)$$

$$\Pr(\text{no} - \text{no} | B_i) = \Pr(WTP < B_i \text{ and } WTP < B_i^L) = G(B_i^L; \theta), \quad (12)$$

$$\Pr(\text{yes} - \text{no} | B_i) = \Pr(B_i \leq WTP < B_i^H) = G(B_i^H; \theta) - G(B_i; \theta), \quad (13)$$

$$\Pr(\text{no} - \text{yes} | B_i) = \Pr(B_i^L \leq WTP < B_i) = G(B_i; \theta) - G(B_i^L; \theta), \quad (14)$$

식 (11)과(12)에서 두 번째 제시금액은 단일 양분선택모형에서의 응답의 하한값(lower bound)을 더 낮추고 상한값(upper bound)을 더 높이는 역할을 한다. 식 (13)과(14)는 응답자의 관측되지 않은 실제 지불의사액에 상한값과 하한값을 부여하는 역할을 한다. 단일경계 양분선택모형과 마찬가지로 각 응답을 다음 식 (15)과 같이 지표함수로 나타낼 수 있으며 N명의 응답자들에 대한 로그우도함수는 식 (16)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{cases} I_i^{YY} = 1, \text{ if } i\text{번째 응답자의 응답} = \text{yes} - \text{yes}, 0 \text{ otherwise} \\ I_i^{YN} = 1, \text{ if } i\text{번째 응답자의 응답} = \text{yes} - \text{no}, 0 \text{ otherwise} \\ I_i^{NY} = 1, \text{ if } i\text{번째 응답자의 응답} = \text{no} - \text{yes}, 0 \text{ otherwise} \\ I_i^{NN} = 1, \text{ if } i\text{번째 응답자의 응답} = \text{no} - \text{no}, 0 \text{ otherwise} \end{cases} \quad (15)$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \{ I_i^{YY} \ln [1 - G(B_i^H; \theta)] + I_i^{YN} \ln [G(B_i^H; \theta) - G(B_i; \theta)] + I_i^{NY} \ln [G(B_i; \theta) - G(B_i^L; \theta)] + I_i^{NN} \ln G(B_i^L; \theta) \} \quad (16)$$

### 3) 스파이크 모형

본 연구에서는 ‘No-No’ 응답자에게 1원도 지불할 의사가 전혀 없는지 추가 질문을 제시하여 단일 양분, 이중 양분과 더불어 스파이크(spike) 모형을 추가로 추정하였다. 어떤 형태의 지불의사 함수 형태도 도입 가능하며 통계적으로 유의하도록 추정할 수 있도록 Haab and McConell(2002)이 제안한 스파이크 모형을 활용하였다(한국개발연구원, 2012).

스�파이크 모형에서  $I_i^{NN}$ 은  $I_i^{NNY}$ 와  $I_i^{NNN}$ 으로 나뉘어지며, 지표함수(indicator function)는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{cases} I_i^{NNY} = 1, \text{ if } (i\text{번째 응답자의 응답}) = \text{no} - \text{no} - \text{yes}, 0 \text{ otherwise} \\ I_i^{NNN} = 1, \text{ if } (i\text{번째 응답자의 응답}) = \text{no} - \text{no} - \text{no}, 0 \text{ otherwise} \end{cases} \quad (17)$$

$i$ 번째 응답자에게 제시된 금액을  $B_i$ 라고 할 때,  $N$ 명의 응답자들에 대한 단일 양분선택모형의 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \{ I_i^Y \ln [1 - G(B_i; \theta)] + (I_i^{NY} + I_i^{NNY}) \ln [G(B_i^L; \theta) - G(0; \theta)] + I_i^{NNN} \ln G(0; \theta) \} \quad (18)$$

한편, 이중 양분선택모형의 로그우도함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \{ I_i^{YY} \ln [1 - G(B_i^H; \theta)] + I_i^{YN} \ln [G(B_i^H; \theta) - G(B_i; \theta)] + I_i^{NY} \ln [G(B_i; \theta) - G(B_i^L; \theta)] + I_i^{NNY} \ln [G(B_i^L; \theta) - \ln G(0; \theta)] + I_i^{NNN} \ln G(0; \theta) \} \quad (19)$$

#### IV. 실증분석 결과

##### 1. 설문응답자의 기술통계량

설문은 제주도 지하수 수질개선에 따른 응답자의 지불의사액에 영향을 줄 수 있는 성별, 연령, 제주도 거주기간, 거주지역, 소득, 학력 수준 등 응답자에 대한 기초조사와 일반적인 환경에 대한 인식수준 및 제주도의 지하수에 대한 인식 조사를 포함하여 제주도 지하수 수질개선에 따른 가상시장에 대한 지불의사액을 조사하였다. 설문 응답자 전체 542명에 대한 응답자 기초조사 및 환경인식과 관련한 기술 통계량은 <표 3>과 같다.

<표 3> 설문응답자(N=542) 주요 기술통계량(지불저항응답자 포함)

변수	정의	평균	표준편차	최소	최대	
성별	여성 = 1, 남성 = 0	0.53	0.50	0	1	
연령	만 50 ~ 70세 = 1, 만 19 ~ 49세 = 0	0.37	0.48	0	1	
거주기간	제주도 거주년수	32.78	18.77	0.8	70	
거주지	북	북부 거주 = 1, 이외 = 0	0.60	0.49	0	1
	남	남부 거주 = 1, 이외 = 0	0.21	0.41	0	1
	동	동부 거주 = 1, 이외 = 0	0.08	0.26	0	1
	서	서부 거주 = 1, 이외 = 0	0.11	0.32	0	1
지하수이용	지하수 직접 이용 = 1, 상수도만 이용 = 0	0.36	0.48	0	1	
소득	~ 299 가구 전체 월평균 소득 300만 원 미만 = 1, 이외 = 0	0.29	0.45	0	1	

〈표 3〉 설문응답자(N=542) 주요 기술통계량(지불저항응답자 포함) (계속)

변수	정의	평균	표준편차	최소	최대
소득	300~599 가구 전체 월평균 소득 300만 원~600만 원 미만=1, 이외=0	0.47	0.50	0	1
	600~ 가구 전체 월평균 소득 600만 원 이상=1, 이외=0	0.24	0.43	0	1
가구원 수	본인 포함 함께 살고 있는 가족 수	3.08	1.33	1	7
학력 수준	4년제 대학교 졸업 이상=1, 이외 교육 수준=0	0.64	0.48	0	1
오염인식	지하수의 최근 수질을 ‘오염되었다’고 인식=1, 이외=0	0.27	0.44	0	1
친환경행동	지하수 수질환경 개선을 위해 친환경 행동을 항상 실천함=1, 이외=0	0.11	0.31	0	1
오염기여	본인이 지하수 수질 악화에 기여했다고 생각함=1, 이외=0	0.60	0.49	0	1

## 2. 제주도 주민의 환경 및 제주 지하수에 대한 인식 현황

제주도 지하수 수질에 대한 주민의 관심을 조사한 결과 약 64% 수준으로 ‘관심 있는 편’ 또는 ‘매우 관심이 있음’으로 응답하였다. 상수도의 97.1%, 농업용수의 96.6% 등 대부분의 수자원을 지하수에 의존하고 있는 제주도의 상황과 달리 지하수 수질에 대한 주민의 관심이 낮은 것으로 보인다. 수질 현황의 인식에 대해서는 약 40%의 응답자들이 지하수 수질을 비교적 깨끗한 것으로 인식하고 있으며 중립적인 답변 34%를 포함하여 약 74%가 제주도의 수질에 큰 문제가 없다고 인식하고 있다. 하지만 제주도 지하수 수질개선의 필요성에 대해서는 약 86%가 필요하다고 응답하여 지하수의 수질과 관계없이 수질개선에 대한 요구는 높게 나타났다.

제주도 지하수의 오염에 대해서는 다양한 원인 중 축산업(축산분뇨 배출, 액비살포 등) 및 농업 활동, 건축행위 및 개인하수처리시설의 증가를 주요한 원인으로 판단하고 있으며 오염 기여에 대해서는 60%가 스스로 오염의 원인자로 밝혔다. 또한 오염의 피해에 대하여는 생태계 파괴에 대한 우려가 56%로 나타나는 한편 지역경제 손실, 농산물의 질 하락 등에 대한 우려는 약 8%로 우수한 환경 생태계에 큰 가치를 부여하고 있는 것으로 보인다.

### 3. 지불저항응답 처리

전체 542명의 응답자들 중 ‘아니오~아니오’라고 답한 응답자는 158명으로 전체 표본의 29%였으며, 디브리핑 질문에서 ‘지불의사가 0’이라고 답한 응답자는 19.6%에 해당하는 106명이었다. KDI 예비타당성조사를 포함해 국내 대부분의 조건부가치측정 실증연구에서 공공사업에 대해 응답자들의 60~70%가 지불의사가 전혀 없다고 보고한 것에 비하면 상당히 낮은 수치이다(엄영숙, 2015). 이는 일반적인 공공투자사업에 비해 지하수의 수질 개선 사업이 제주도 도민 가구의 후생에 전혀 기여하지 못하거나 수질 개선 사업에 완전히 무관심한 가구의 비율이 낮음을 의미한다. 또한, 지불의사가 없는 이유에 대해 후속 질문을 하여 지불저항응답을 판별한 결과, 총 78명(전체의 14.4%)이 지불저항응답자에 해당하는 것으로 나타났다(<표 4>).

<표 4> zero-bids 식별 결과

구분	선택 문항	빈도 (명)	비중 (%)	구분
1	부담금을 지불하기에는 금전적으로 여유가 없어서	14	2.6	지불의사 0
2	수질개선은 나에게 별로 중요하지 않거나 내 관심의 대상이 아니다	3	0.6	지불의사 0
3	수질개선 사업을 대체할 다른 시설이나 방법이 충분히 있다	6	1.1	지불의사 0
4	우리 사회에는 지하수 수질개선보다 훨씬 더 중요한 문제가 많으므로	2	0.4	지불의사 0
5	우리 가구는 수질개선 사업의 혜택을 보지 못한다	3	0.6	지불의사 0
합계: ‘실제 지불의사액 0’		28	5.2	
6	판단할 만한 충분한 정보가 주어져 있지 않다	4	0.7	지불저항
7	정부의 사업계획을 믿을 수 없다	3	0.6	지불저항
8	지하수 수질이 크게 개선될 것 같지 않다	4	0.7	지불저항
9	제주도는 이미 납부한 세금이나 재원으로 이 문제를 해결해야 한다	50	9.2	지불저항
10	내가 아니라 오염자가 비용을 지불해야 한다	16	3.0	지불저항
11	다른 방법으로 수질개선을 해야 한다	1	0.2	지불저항
합계: ‘지불저항응답’		78	14.4	

주: 표의 ‘비중’은 전체 표본인 542명을 100%로 했을 때 차지하는 비중을 의미함.



‘지불의사 0’이라고 응답을 했음에도 불구하고 수질개선사업으로 인해 얻는 편익은 실제로 0이 아닐 수 있으므로 조건부가치측정 연구에서는 일반적으로 지불저항응답을 한 관측치를 제거한 뒤, 지불의사액 모형을 추정한다. 하지만 지불저항이 체계적으로 발생하는 경우 지불저항응답을 한 관측치를 일괄적으로 제거하면 선택편의(selection bias)가 발생할 수 있다(김강수·오형나, 2011). 따라서 본 연구에서는 프로빗 모형을 구축하여 지불저항응답이 사회경제학적 변수의 영향을 받아 체계적으로 발생하는지 검증하였다. <표 5>는 지불저항응답 여부를 종속변수로 하는 ‘지불저항응답모형’과 지불저항응답 여부와 상관없이 지불의사가 0인 응답 모두를 포함하는 zero-bids 여부를 종속변수로 하는 ‘zero-bids 모형’이다. 지불저항응답모형에서는 모든 변수의 추정치가 유의수준 10% 수준에서 유의미하지 않은 것으로 나타나 지불저항응답이 사회경제학적 변수에 의해 체계적으로 발생하지 않음을 보여준다. 그러나 zero-bids 모형에서는 성별과 지역 등 일부 변수에서 유의미한 결과가 나타나 실제 지불의사가 0인 응답이 체계적으로 발생하고 있음을 확인하여 실증분석에서는 지불저항응답을 제거한 모형과 포함한 모형을 모두 고려하였다.

<표 5> 지불저항응답과 zero-bids에 대한 프로빗 모형 추정 결과

변수	지불저항응답모형		zero-bids 모형	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
성별				
남성	ref.		ref.	
여성	-0.21	(0.14)	-0.38***	(0.13)
연령				
50대 미만	ref.		ref.	
50, 60대	0.19	(0.17)	0.09	(0.16)
제주 거주년수	-0.00	(0.00)	-0.01	(0.00)
거주 지역				
북부	ref.		ref.	
남부	0.05	(0.18)	-0.02	(0.17)
동부	0.12	(0.26)	-0.06	(0.25)
서부	0.25	(0.21)	0.46**	(0.19)
지하수 이용	0.16	(0.14)	0.15	(0.14)

<표 5> 지불저항응답과 zero-bids에 대한 프로빗 모형 추정 결과 (계속)

변수	지불저항응답모형		zero-bids 모형	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
소득				
300만 원 미만	ref.		ref.	
300~600만 원	-0.04	(0.17)	0.05	(0.15)
600만 원 이상	-0.13	(0.21)	-0.13	(0.20)
가구원 수	0.06	(0.06)	0.03	(0.05)
교육 수준				
무학~전문대	ref.		ref.	
대학교 졸업	0.03	(0.15)	-0.13	(0.14)
오염 인식	0.05	(0.16)	-0.11	(0.15)
환경행동	0.04	(0.22)	-0.19	(0.21)
오염 기여	0.04	(0.14)	-0.02	(0.13)
상수	-1.34***	(0.29)	-0.59**	(0.26)
관측치	542		542	
log-likelihood	-217.97		-256.70	
LR- $Chi^2$	10.67		22.31	
Prob > $Chi^2$	0.024		0.073	

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 있음을 나타냄.

2) 괄호는 표준오차(standard error)를 나타냄.

3) ref.는 기준 범주(reference category)를 의미함.

#### 4. 지불의사액 추정 결과

평균 지불의사금액을 추정하기 위하여 단일 양분과 이중 양분, 저항응답자의 포함 여부, 지불거부자 포함 여부, 지불의사함수의 분포(선형 또는 지수)<sup>4)</sup> 등 기준을 활용하여 총 16개의 모형으로 분석하였다. 누적분포함수  $G(B; \theta)$ 의 오차항의 분포에 대해 정규 분포를 따른다고 가정하여 프로빗 모형으로 추정하였다.

각 모형에 대한 지불의사액 추정치는 <표 6>, <표 7>과 같다. 16개 모형에 대해 최소 평균 지불의사액은 17,762원, 최대는 37,416원으로 추정되었다. 한국개발연구원 공공투자관리센터(PIMAC)는 2015년에 발표한 가이드라인(한국개발연구원, 2015)에서 단

4) Haab and McConell(2002)에 따르면 일반적으로 선형 지불의사함수가 주로 사용되나 연구자가 양의 지불의사액을 지지할 타당한 이유를 갖고 있다면 지불의사가 지수분포를 따른다고 가정하여 양의 지불의사만 나타나도록 제한하여 추정할 수 있음

일 양분선택모형의 지수지불의사함수 형태를 사용하고 Haab and McConell의 spike모형(지불거부자 제외 모형)을 사용하되 지불저항자를 모두 0의 지불의사액을 가진 것으로 포함하여 추정하는 방법을 권고해 예비타당성조사에서 따르고 있다. 이 방법으로 추정된 평균 WTP는 <표 6>의 (h) 모형이다. 한편, 최근 조건부가치측정방법을 사용한 학술연구에서는 (a)과 (i)번 모형을 각각 또는 함께 제시하는 경우가 일반적이다.

<표 6> 단일 양분모형 WTP 추정 결과

모형 구분	저항응답자 제외		저항응답자 포함	
	mean WTP	95% C.I.	mean WTP	95% C.I.
선형	(a) 26,664	[20,566, 32,763]	(e) 20,005	[15,650, 24,361]
지수	(b) 29,427	[15,245, 43,609]	(f) 18,002	[11,218, 24,786]
스파이크선형	(c) 28,622	[21,323, 35,921]	(g) 24,501	[18,253, 30,749]
스파이크지수	(d) 36,995	[14,522, 59,469]	(h) 31,669	[12,431, 50,906]

<표 7> 이중 양분모형 WTP 추정 결과

모형 구분	저항응답자 제외		저항응답자 포함	
	mean WTP	95% C.I.	mean WTP	95% C.I.
선형	(i) 28,008	[21,114, 34,883]	(m) 21,108	[16,075, 26,141]
지수	(j) 29,410	[15,435, 43,386]	(n) 17,762	[11,429, 24,094]
스파이크선형	(k) 29,587	[21,709, 37,466]	(o) 25,327	[18,583, 32,072]
스파이크지수	(l) 37,461	[14,532, 60,389]	(p) 32,067	[12,440, 51,694]

본 연구에서는 (a)과 (i)를 기본 모형으로 택하여 지불의사함수의 점근적 분포를 시뮬레이션하기 위해 최대우도함수의 점근적 속성을 이용하는 Krinsky and Robb (1986)의 방법을 사용하여 신뢰구간을 추정하였다. 5,000번의 부트스트래핑을 시행하여 구한 지불의사액의 몬테 카를로(Monte Carlo) 시뮬레이션 추정치를 <표 8>과 같이 구할 수 있다. 또한 비모수적 추정 방법인 Turnbull 하한 추정치를 함께 제시하였다.

〈표 8〉 Krinsky &amp; Robb 신뢰구간 추정 결과

구분	평균 WTP	95% 신뢰구간	
		하한값	상한값
모형(a) 단일 양분	26,664	21,798	35,839
모형(i) 이중 양분	28,008	22,577	38,593
Turnbull 하한 추정치	18,135		

## 5. 지불의사액 결정요인

공변량을 포함한 분석은 공변량의 추정계수의 부호와 통계적 유의성이 이론이나 선행 연구에 부합하는지 확인함으로써 지불의사함수의 타당성과 신뢰성을 파악할 수 있고 지불의사에 영향을 준 사회경제학적 결정요인이 무엇인지 확인할 수 있다. 본 연구에서는 공변량을 포함하여 단일 양분모형을 기준으로 프로빗 모형을 이용해 지불의사함수를 추정하였으며 결과는 <표 9>에 제시하였다.

<표 9>에서 모형 (가), (나)는 지불저항응답자를 제외한 추정 결과이고 모형 (다), (라)는 지불저항응답자를 포함한 추정 결과이다. 모형 (가)와 (다)는 지불의사함수의 기본 모형이며 모형 (나)와 (라)는 ‘오염 기여’ 변수를 추가하여 오염자부담원칙(polluter pays principle)의 영향을 확인하고자 추정한 모형이다.

‘제시금액’ 변수는 모든 모형에서 99% 신뢰수준에서 유의하게 음(-)의 부호 계수를 가지는 것으로 나타났다. 제시금액이 증가할수록 지불의사가 감소하는 합리적인 결과이다. 성별 변수는 지불저항 포함 기본 모형에서만 90% 신뢰수준에서 여성이 남성에게 비해 지불의사가 높은 것으로 나타났다. 연령 변수에서는 50대 이상이 50대 미만인 응답자들에 비해 ‘예’라고 응답할 확률이 높은 것으로 나타났다. 제주도 거주 기간은 지불의사에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났으며, 거주지역에 따른 지불의사액의 유의미한 차이도 없는 것으로 나타났다. 축산분뇨 무단배출 사건이 일어난 서부지역의 질산성질소의 오염도 수준이 가장 심각했지만 서부지역 거주자들의 지불의사가 더 높지는 않았으며, 오히려 모형 (가), (다), (라)에서 서부 변수의 계수는 음(-)의 방향으로 나타났다. 하지만 90% 신뢰수준에서 통계적 유의성은 확보하지 못하였다.

〈표 9〉 지불의사함수 추정 결과

변수		지불저항 제외		지불저항 포함	
		(가)	(나)	(다)	(라)
제시금액		-0.00***(0.00)	-0.00***(0.00)	-0.00***(0.00)	-0.00***(0.00)
성별	남성	ref.	ref.	ref.	ref.
	여성	0.14(0.14)	0.12(0.14)	0.20*(0.12)	0.18(0.12)
연령	50대 미만	ref.	ref.	ref.	ref.
	50, 60대	0.49***(0.17)	0.52***(0.17)	0.26*(0.14)	0.27*(0.14)
제주 거주기간(년)		0.00(0.00)	0.00(0.00)	0.00(0.00)	0.00(0.00)
거주지역	북부	ref.	ref.	ref.	ref.
	남부	0.18(0.18)	0.19(0.18)	0.13(0.15)	0.13(0.15)
	동부	0.22(0.27)	0.18(0.27)	0.16(0.23)	0.15(0.23)
	서부	-0.05(0.21)	0.00(0.22)	-0.12(0.18)	-0.08(0.18)
지하수 이용		0.15(0.15)	0.12(0.15)	0.03(0.12)	-0.00(0.12)
소득	~ 299	ref.	ref.	ref.	ref.
	300 ~ 599	0.35**(0.16)	0.37**(0.16)	0.28**(0.14)	0.29**(0.14)
	600 ~ (만 원)	0.47**(0.21)	0.50**(0.21)	0.40**(0.18)	0.41**(0.18)
가구원 수		-0.05(0.06)	-0.06(0.06)	-0.06(0.05)	-0.06(0.05)
교육	~ 전문대	ref.	ref.	ref.	ref.
	대학교~	0.25*(0.21)	0.24(0.15)	0.18(0.13)	0.17(0.13)
오염 인식		0.22(0.15)	0.17(0.16)	0.11(0.13)	0.07(0.13)
환경행동		0.45*(0.25)	0.44*(0.25)	0.24(0.19)	0.24(0.19)
오염 기여			0.38***(0.14)		0.24**(0.12)
상수		0.21(0.27)	0.07(0.28)	0.12(0.24)	0.02(0.24)
관측치		464	464	542	542
log-likelihood		-243.4	-239.5	-334.5	-332.5
Pseudo R <sup>2</sup>		0.116	0.130	0.073	0.079

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 있음을 나타냄.  
 2) 괄호는 표준오차(standard error)를 나타냄.  
 3) ref.는 기준 범주(reference category)를 의미함.

응답자 소득이 더 높은 구간에 해당할수록 지불의사가 높게 나타났고, 가구원 수가 적을수록 지불의사가 높게 나타났다. 다만 가구원 수는 90% 신뢰수준에서 통계적 유의성은 확보하지 못하였다. 교육 수준 변수는 모형 (가)에서만 90% 신뢰수준에서 통계적 유

의성을 확보하였고 교육 수준이 높을수록 지불의사액이 높아지는 것으로 나타났다. 하지만 모형에 ‘오염 기여’ 변수를 추가했을 때에는 교육 수준 변수의 통계적 유의미성이 사라지는 것으로 나타났다.

또한 환경행동은 지불의사와 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났는데 지불저항응답자를 제외한 모형에서만 90% 신뢰수준에서 유의했다. 모형 (나)는 모형 (가)에 ‘오염 기여’ 변수를 추가한 모형으로 오염 기여 변수는 99% 신뢰수준에서 지불의사와 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 ‘오염에 책임이 있는 사람들이 지하수 수질 개선을 위해 더 높은 지불의사를 보인다’는 오염자부담원칙이 나타나고 있음을 보여준다.

## 6. 편익 추정 결과

실증분석을 통하여 제주도 가구당 연간 지불의사액을 추정하였으며 이와 같은 추정치를 제주도 전체 가구수를 고려하여 제주도 지하수 수질개선에 따른 연간 총 편익을 도출할 수 있다.

조건부가치추정을 위한 설문조사가 시행된 2022년 4월 기준으로 제주도 전체 가구수는 309,322호이다(행정안전부, 2022). 현재 학술연구에서 가장 많이 제시되고 있는 단일경계양분 일반선형 모형과 이중경계양분 일반선형 모형의 추정치를 이용하여 연간 총 편익을 계산하면 약 82억 5천만 원~86억 6천만 원으로 추정된다(<표 10>).

<표 10> 제주도 지하수 수질개선에 대한 총 편익 추정치

구분	가구당 연간 편익 (95% 신뢰구간)	제주도 가구 수	연간 총 편익
단일경계양분 일반선형모형	26,664원 (21,798 ~ 35,839원)	309,322가구	약 82억 4,800만 원 (약 67 ~ 111억 원)
이중경계양분 일반선형모형	28,008원 (22,477 ~ 38,593원)		약 86억 6,300만 원 (약 70 ~ 119억 원)

주: 95% 신뢰구간은 Krinsky and Robb(1986)의 몬테카를로 시뮬레이션을 이용하여 추정함.

## V. 결론

본 연구는 제주도 지하수 오염 문제가 최근 사회적 이슈로 제기되고 있는 가운데 지하수 수질개선의 편익을 확인하고자 수행되었다. 제주도민 542명에 대하여 비시장재화의 경제적 가치평가에서 널리 활용되는 조건부가치측정법(CVM)을 적용하고, 단일경계와 이중경계, 저항응답자의 포함 여부, 스파이크모형의 적용 여부, 선행모형과 지수모형 등을 고려하여 총 16개의 모델을 구축하여 제주도 지하수 수질개선에 따른 가구당 연간 평균 지불의사액을 최소 17,762원~최대 37,416원으로 추정하였다. 본 연구에서 기본 모형으로 채택한 이중경계양분모형(DBDC)은 지불의사액을 28,008원으로 추정하였다. 이를 제주도 전체 가구수에 적용하면 약 86억 6천만 원의 연간 총 편익을 도출할 수 있다.

이와 같은 지불의사액 수준은 수질개선에 대한 국내 타 연구 결과와 비교해보면 다소 낮은 수준으로 평가할 수 있다. <표 1>에서 제시한 선행연구들의 지불의사액을 2021년 기준으로 환산하면 하천 수질개선에 대한 지불의사액은 연간 35,376원~154,488원, 수돗물 수질개선에 대한 지불의사액은 연간 25,404원~70,188원으로 본 연구의 대상인 제주도 지하수의 수질개선에 대한 평균 지불의사액보다 높은 수준이다. 하지만 대상 재화의 성격, 지역적 환경, 수혜자들의 사회경제학적 현황, 추정방법 등이 상이하기 때문에 선행연구의 평균 지불의사액을 직접적으로 비교하기는 것은 어렵다. 본 연구와 가장 유사한 선행연구와 비교를 하거나 선행연구들에서 추정된 지불의사액이 당시 모집단의 수도요금 또는 평균 소득에서 차지하는 비중을 비교함으로써 이를 어느 정도 보완하고 시사점을 찾을 수 있다.

본 연구와 가장 유사한 신호중 외(2011)는 제주도민들이 지하수 보전에 대한 일회성 지출로 11,023원을 지불할 의사가 있다고 밝혔는데, 이에 비하면 본 연구에서 추정한 28,008원/년은 상당히 증가한 금액이다. 신호중 외(2011)가 중산간 지역의 산림 개선, 수량 유지, 청정이미지 유지 등의 편익까지 포함하여 측정한 액수라는 것을 감안하면 ‘수질 개선’의 편익에만 초점을 둔 본 연구의 지불의사액은 더욱 큰 추정치로 보인다. 이는 서론에서 언급하였듯이 제주도민들이 2017년의 축산분뇨 무단투기 사건 등을 겪으면서 수질환경에 대한 경각심이 높아졌기 때문이라고 추측할 수 있다. 또한, 수도권에서 지하수의 수질 개선 CVM을 시행한 유승훈·이주석(2010)의 지불의사액 추정치(759원/

년)에 비해서도 상당히 높은 금액으로 추정되었는데, 수도권과 달리 수자원을 지하수에 의존하고 있는 제주도민들의 지하수에 대한 애착과 관심을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

다음으로 평균 수도요금 대비 지불의사액의 비중을 비교해보았다. 본 연구에서 추정 한 지불의사액은 제주도 가구당 평균 수도요금의 약 22~47%에 해당한다.<sup>5)</sup> 또, 본 연구에서 기본 모형으로 채택한 이중경계양분모형(DBDC)의 지불의사액 28,008원은 가정용 수도요금의 35%에 달하는 금액이다. 서울시 수돗물의 수질 개선 편익을 추정한 유승훈·홍필기(2007)의 지불의사액은 그 당시 서울시 가구 평균 수도요금 대비 28.5% 수준, 울산시 수돗물의 수질 개선 편익을 추정한 곽소윤·유승훈(2012)의 지불의사액은 그 당시 울산시 평균 수도요금의 17.9% 수준임을 미루어볼 때,<sup>6)</sup> 제주도 지불의사액 추정치는 가구 평균 수도요금 대비 높은 비중을 차지함을 확인할 수 있다. 본 연구는 제주도 수질 개선만의 편익을 추정한 유일한 연구이며, 제주도 지하수 수질 악화가 가속화된 이후 시행된 최초의 CVM 연구라는 점에서 그 의의를 가진다. 후속 연구를 통해 제주도민들이 지하수에 부여하는 가치, 특수성, 편익 정보 등에 대한 보다 깊은 이해가 축적되면 다양한 환경개선 정책 사업에 대한 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

## [References]

- 곽소윤·유승훈, “울산시 수돗물 수질개선의 편익 추정”, 『한국수자원학회 논문집』, 제45권 제1호, 한국수자원학회, 2012, pp. 29~37.
- 김강수·오형나, 『양분선택형 조건부가치측정모형에서 지불거부응답자로 처리에 관한 연구』, 한국개발연구원 정책연구시리즈, 한국개발연구원, 2011.
- 김장욱·소재철·남궁문·안송엽, “조건부가치 측정법을 이용한 수질개선 편익 추정에 관한 연구”, 『한국환경기술학회지』, 제4권 제1호, 한국환경기술학회, 2003, pp. 45~58.
- 김재홍, “시민지불의사에 기초한 상수도 수질개선의 편익추정”, 『한국정책학회보』, 제10권

5) 환경부(2021)가 보고한 제주특별자치도의 가정용 부과액과 행정안전부의 제주도 전체 가구수를 활용하여 제주도의 연평균 수도요금을 80,224원으로 도출하였다. 논문작성시기에는 가장 최근에 발간된 통계이므로 2020년 상수도 통계를 사용하였다.

6) 환경부(2003), 환경부(2007) 상수도 통계, 통계청(2005) 「인구총조사」를 이용하여 추정.



- 제3호, 한국정책학회, 2001, pp. 245~263.
- 김홍석, 『토양·지하수 경제적 가치평가 및 사례조사 연구: 최종보고서(완결본)』, 연세대학교 산학협력단, 2008.
- 박종준, “제주 수자원 보전·관리 법제에 관한 연구”, 『환경법연구』, 제42권 제1호, 한국환경법학회, 2020, pp. 55~81.
- 신영철, “이중 양분선택형 질문 CVM 을 이용한 한강 수질개선 편익 측정”, 『자원·환경경제연구』, 제6권 제1호, 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 1997, pp. 171~192.
- 신효중·성명환·강지영·박상미·전철현, “지하수 보전가치 추정에 관한 연구”, 『농촌경제』, 제34권 제1호, 한국농촌경제연구원, 2011, pp. 71~94.
- 신효중·전철현·최익창·연인철, “북한강 상류지역의 수질개선에 따른 중·하류지역의 수익자 지불용의액 추정”, 『서울도시연구』, 제10권 제4호, 서울시정개발연구원, 2009, pp. 91~106.
- 엄영숙, “만경강 수질개선 편익측정을 위한 조건부가치평가에 있어서 범위효과 분석”, 『자원·환경경제연구』, 제10권 제3호, 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 2001, pp. 387~412.
- 엄영숙, “영덕오십천 환경개선용수 공급의 경제적 편익측정: CVM 적용에 있어 저항응답의 처리와 거리소멸함수”, 『자원·환경경제연구』, 제23권 제2호, 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 2015, pp. 435~461.
- 오희균·이희찬·차주영, “CVM을 이용한 수질개선의 경제적 가치평가 연구: 녹조현상을 중심으로”, 『환경정책』, 제23권 제4호, 한국환경정책학회, 2015, pp. 115~135.
- 유승훈·이주석, “지하수오염 개선에 대한 지불의사액 추정”, 『한국수자원학회 논문집』, 제43권 제9호, 한국수자원학회, 2010, pp. 835~842.
- 유승훈·홍필기, “무응답 자료 처리모형을 이용한 서울시 수돗물 수질개선편익 추정”, 『서울도시연구』, 제8권 제1호, 서울연구원, 2007, pp. 41~54.
- 이주석·곽승준·유승훈, “낙동강 수질개선의 편익추정-1.5 경제 양분선택형 조건부 가치측정법을 이용하여”, 『경제연구』, 제25권 제2호, 한국경제통상학회, 2007, pp. 111~129.
- 통계청, 『인구총조사』, 통계청, 2005.
- 표희동·추재욱, “조건부가치측정법을 이용한 부산시 상수도 수질개선에 대한 WTP 추정”, 『상하수도학회지』, 제28권 제5호, 대한상수도학회, 2014, pp. 561~571.
- 한국개발연구원, 『CVM(조건부가치측정법) 분석지침 개선』, 한국개발연구원, 2015.
- 한국개발연구원·한국환경경제학회, 『예비타당성 조사를 위한 CVM 분석지침 개선 연구』, 한

- 국개발연구원, 2012.
- 행정안전부, 주민등록 인구 및 세대현황, <https://jumin.mois.go.kr>
- 환경부, 『2003 상수도 통계』, 환경부, 2003.
- 환경부, 『2007 상수도 통계』, 환경부, 2007.
- 환경부, 『2020 상수도 통계』, 환경부, 2021.
- Arrow, K., R. Solow, P. R. Portney, E. E. Leamer, R. Radner, and H. Schuman, “Report of the NOAA panel on contingent valuation,” *National Oceanic and Atmospheric Administration*, 1993, pp. 4601~4614.
- Bishop, R. C., and T. A. Heberlein, “Measuring values of extramarket goods: Are indirect measures biased?” *American journal of agricultural economics*, Vol. 61, 1979, pp. 926~930.
- Cochran, W. G., *Sampling techniques*, John Wiley & Sons, New York, USA, 1977.
- Haab, T. C., and K. E. McConnell, *Valuing environmental and natural resources: the econometrics of non-market valuation*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, U.K. ; Northampton, Mass., USA, 2002.
- Hanemann, M., J. Loomis, and B. Kanninen, “Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation,” *American journal of agricultural economics*, Vol. 73, 1991, pp. 1255~1263.
- Hanemann, W. M., “Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses,” *American journal of agricultural economics*, Vol. 66, 1984, pp. 332~341.
- Johnston, R. J., K. J. Boyle, W. Adamowicz, J. Bennett, R. Brouwer, T. A. Cameron, W. M., Hanemann, N. Hanley, M. Ryan, R. Scarpa, R. Tourangeau, and C. A. Vossler, “Contemporary guidance for stated preference studies,” *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, Vol. 4, 2017, pp. 319~405.
- Krinsky, I., and A. L. Robb, “On approximating the statistical properties of elasticities,” *The review of economics and statistics*, Vol. 68, 1986, pp. 715~719.
- McFadden, D., “The measurement of urban travel demand,” *Journal of public economics*, Vol. 3, 1974, pp. 303~328.