

상수도의 수질 개선 편익 추정에 관한 연구: 이산선택모형을 이용한 음용수의 가치추정을 중심으로

이 제 복*
조 윤 경**
박 상 인***

〈目 次〉	
I. 서 론	IV. 연구 모형
II. 이론적 논의	V. 분석 결과
III. 연구 대상	VI. 결론

〈요 약〉

상수도의 수질 개선 편익 추정은 상수도 정책과 관련하여 위탁 전후의 수질 변화, 적절한 위탁 주체의 선정 등을 파악할 수 있는 정보로 이용되므로 정책담당자의 중요한 판단 근거가 된다. 따라서 본 논문은 상수도를 음용수로 사용하는 경우에 한정해, 기존 연구들의 방법론적 한계를 보완하는 이산선택모형을 제시하여 수질 개선 편익을 추정해 보고자 한다. 이를 위하여 2007년부터 2010년까지 12개 기초자치단체에서 24,600가구의 실제 음용수 선택 행위 자료를 이용한다. 또한 모든 선택 대안의 특성과 함께 소비자 가구의 개별 특성 정보를 이용하는 혼합로짓모형을 사용함으로써, 대안의 관측불가능한 특성으로 인한 내생성 문제와 단순로짓모형의 II A 문제를 해결한다. 다만, 음용수 수질 지표가 가용하지 않아 수질 만족도를 대리 변수로 이용하는 한계를 지닌다. 분석 결과, 상수도 수질 개선을 5등급의 주관적 척도로 측정할 때, 한 등급 상승에 해당되는 수질 개선의 화폐 가치는 한 가구 당 1년간 약 107,700원으로 나타났다.

【주제어: 상수도, 수질 개선 편익, 이산선택모형, 혼합로짓모형】

* 서울대학교 행정대학원 박사과정, 제 1저자(amytan1@snu.ac.kr)

** 서울대학교 행정대학원 박사과정, 제 2저자(choyoonkyoung@gmail.com)

*** 서울대학교 행정대학원 교수, 교신저자(sanpark@snu.ac.kr)

논문접수일(2012.8.10), 수정일(2012.9.19), 게재확정일(2012.9.27)

I. 서론

물 산업 중 가장 대표적인 사업은 상수도 사업으로, 국내 상수도 사업 분야에서는 2012년 현재 164개의 지방상수도사업자가 개별적으로 수도물을 공급해 오고 있다. 그러나 이 중 100개 지방자치단체의 급수 인구는 10만 명 내외의 영세 규모로, 지역 간 급수보급율의 격차가 큰 실정이다. 그리고 특별시와 광역시는 생산원가가 낮아 수도요금을 통해 운영이 가능하지만 군 지역은 생산원가가 높아 수도요금만으로 운영환경이 열악해 지역 간 상수도 서비스도 불균형적인 상황이다. 이에 따라 상수도 수질 등 서비스의 개선을 도모하기 위해 지방상수도를 광역화(또는 통합화)하거나 프랑스와 같이 민영화 또는 민간위탁¹⁾을 통해 전문성을 향상시키는 방안의 필요성이 제기되고 있다(여영현 외, 2010). 이러한 논의에 따라 국내에서는 2004년부터 논산시 등 18개 기초자치단체를 시작으로 수자원공사가 위수탁사업을 시행해 오고 있으며, 2020년까지 164개의 지방자치단체를 39개 권역으로 통합하여 지방상수도를 제공함으로써 서비스 개선을 통한 공급 문제를 해결하려는 계획이 세워져 있다.

이러한 상수도 정책을 통해 정부는 지방상수도의 현문제인 지역 간 수질 불균형의 완화에서부터 향후 수질을 향상시킬 수 있는 전문적인 공급 업체를 육성하는 것까지를 정책 목표로 하고 있기도 하다. 그리고 이와 같은 정책적인 판단을 위해서는 적절한 민간위탁 주체의 선정, 위수탁 전후의 수질 수준변화 등을 파악할 수 있는 수질 개선에 관한 정확한 정보가 필요하다. 그리고 이 정보는 적절한 방법론과 자료를 기반으로 산출된다.

그런데 실제로 상수도는 규모의 경제가 존재하는 대표적인 공공서비스의 일종으로, 그 요금이 정부의 가격규제에 의해 결정되기 때문에 시장에서 거래되는 가격이 소비자의 상수도에 대한 선호를 온전히 반영하지 않는다. 또한 상수도의 품질은 수질, 공급안정성, 수압, 기타 서비스 등으로 구성되며 상수도의 용도는 음용수, 생활용수, 조경용수, 농어촌공업용수 등으로 세분화되므로 특정 품질 구성 요소의 개선이 사회의 경제적 후생을 증가시키는 경로가 다양하다. 예를 들어, 상수도의 수질이 좋아지면, 음용수 및 생활용수의 경우 개인의 보건과 위생이 개선되고 공업용수와 농업용수의 경우는 생산품의 가치가 향상된다. 이 외에도 낚시와 수영, 요트이용 등 여가활동(leisure)이 늘어나고, 수질이 개선된 지역의 주택가격이 상승한다. 따라서 상수도의 수질 개선 편익을 추정에는 많은 어려움이 있다.

그러나 수질 개선에 대한 연구들(Sutherland et al, 1982; Carson et al, 1993; Brox et al, 2003)은 주로 상수도, 강, 하천 등에 대해 수자원의 용도를 구분하지 않고 편익을 추정해 오고 있다. 이에 반해 음용수 용도만으로 이용되는 상수도 품질 개선의 경제적 가치를 연구한

1) 프랑스에서는 1853년 정부로부터 상하수도 사업을 민간기업(Veolia)이 운영해오고 있다.

문헌은 드물다. 본 연구에서는 음용수에 한정하여 이에 적합한 방법론을 통한 수질 개선 경제적 편익에 대한 추정을 시도하고자 한다. 이와 같은 음용수로서 이용되는 상수도의 품질 개선의 경제적 가치에 대한 연구는 상수도 사업의 위수탁과 관련된 선진국의 상수도 정책의 수립과 집행에 중요하게 활용될 수 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II 장에서는 음용수의 수질개선편익에 관한 이론적 논의를 정리하고, 제 III 장에서는 이산선택모형의 분석에 이용되는 자료를 분석 수준에 따라서 정리한다. 제 IV 장에서는 추정단계에 따라 3단계로 분석 모형을 제시한다. 제 V 장에서는 분석 결과로부터 가치 크기를 도출하며, 마지막으로 제 VI 장에서는 연구 결과를 정리하고 정책적인 시사점과 향후 연구방향에 대해 논의한다.

II. 이론적 논의

수질 개선 편익 추정은 일반적으로 조건부 가치추정법(Contingent valuation method)이 널리 사용되고 있고(Yoo et al, 2001; 안송엽 외, 2009; 여규동 외, 2009), 이 외에 실험선택접근법(Experiment Choice)도 적용되고 있으며(Hanley et al, 2006; Hanemann, 1984), 회피비용접근법(Averting Cost Method) 등 다양한 방법론이 이용되고 있다. 본 분석에서는 음용수에 관한 개선 편익을 구분하여 측정하고자 하므로, 이를 중심으로 선행 연구를 살펴보면 다음과 같다.

음용수 수질 개선 추정의 경우 소비자가 수질 악화로 인한 위험에 노출되지 않기 위해 대체재인 정수기나 생수를 구입하는 등의 회피 행동에 소비되는 가격 및 시간 비용을 이용하여 분석하는 회피비용접근법이 주로 사용되고 있다. 이 방법론은 1983년에서 1984년 사이에 펜실베이니아 지역에서 발생한 수인성 전염병 발생 사건과(Harrington et al, 1989) 1987년 펜실베이니아 지하수 오염 사건(Abdalla et al, 1992)에서의 수질의 경제적 가치 추정에서 이용되었고, 국내에서는 1997년 부산 지역(Um et al, 2002)과 1993년 서울 수도물(김도영 외, 1994)을 대상으로 한 수질 개선 편익 추정에 사용되었다. 그러나 회피비용접근법은 소비자의 회피 행동에 영향을 미치는 요인들에 대한 이론적인 근거가 미흡하다는 점(Birol et al, 2006; 김도영 외, 1994)과 다른 요인에 의해 선호에 제약이 있을 때(imposing restrictions on preference)는 추정의 한계가 있다는 점(Smith, 1993), 회피 비용 계산 시 적용되는 임금률과 시간 비용에 따른 추정 오류 가능성이 지적된다. 이와 같은 이유로 김도영 외(1994) 이후에는 국내에서도 연구가 미흡한 실정이다.

이 밖에 가상적인 상황에서 소비자에게 지불가치액을 조사하는 진술선호접근(Stated preference approach)으로 조건부 가치측정법과 실험접근법또는 조건부 행동접근법(Contingent behavior method)이 이용되고 있다. 음용수에 대해서 조건부 가치측정법을 이용한 국내 연구로는 1999년의 울산지역 주민에게 아무런 처리 없이 음용할 수 있을 정도의 수돗물 수질 개선에 지불할 용의가 있는 금액을 추정한 연구가 있다(김재홍, 2006).

그리고 지불의사액 대신 반복적인 선택 행위를 유도해 선택을 조사하는 실험 선택접근법으로는 2000년 전라북도 지역의 주민을 대상으로 비소 농도가 다른 두 생수 중 어떤 제품을 선택하는지를 통해 음용수 개선 편익을 추정한 연구(엄영숙, 2006)와 2007년 전북 소재 대학생들을 대상으로 먹는 물의 실험 경매를 통해 비소·납·트리할로메탄의 농도를 감소 시 나타나는 식수 수질개선 편익을 측정하는 연구(엄영숙, 2008)가 있다.

이들 방법은 가상적 상황을 근거로 하기 때문에 설문 의 설계를 통하여 측정범위를 유동적으로 확장할 수 있고, 현재 존재하지 않는 대안에 대한 선호까지도 고려할 수 있어 널리 적용된다(Whitehead et al, 2008). 그러나 응답자가 의도적으로 가치를 낮게 제시하는 전략적 응답의 편이(strategic bias), 최초에 제시된 설문 가격에 영향을 받는 출발점 편이(starting point bias), 동일 가격이라도 지불 수단 유형에 영향을 받는 편이(vehicle bias), 제시된 정보에 따라 달라지는 편이(information bias)와 실제 시장에서 실현이 되지 않을 수 있는 가설적 편이(hypothetical bias)들이 한계로 지적되고 있다(양진우, 1997; 김홍균, 2002). 또한 공급이나 제품의 질에 문제가 생겼을 때만 관심이 높아지는 저관여제품(low involvement product)의 성격을 지닌 수자원에서는 위에서 열거된 편이들이 더 심각해 질 수 있는 가능성도 있다(Enneking, 2004).

이와 같은 식수에 관한 기존 문헌들만을 추려 분석 대상과 적용된 기준에 따른 편익 추정 결과를 정리하면, 다음 <표 1>과 같다. 표에서 볼 수 있듯이, 분석 결과는 수질의 측정 기준에 따라 상이한 것을 알 수 있다. 식수의 수질은 객관적 기준과 주관적 기준에 의해 측정되는데, 조건부 가치측정법은 주로 주관적인 기준을 이용하고 있고(Sutherland, 1982; 신영철, 1997; 양진우, 1997), 객관적인 기준을 이용한 연구들도 다양한 지표로 수질을 측정 하고 있다.

〈표 1〉 음용수 수질 개선 편익에 관한 선행연구

	문헌	분석 대상	수질 측정 기준	편익 추정금액
회피 비용 접근법	Wu et al(2001)	1993년 대만 수도물	BOD 농도 (7mg/l에서 4, 2, 1mg/l로 개선)	두 달간 NT \$ 617.24/가구
	Um et el(2002)	1997년 부산 수도물	부유 물질 농도 (335mg/l에서 325mg/l로 개선)	한 달간 \$ 4.10-6.10/가구
	김도영 외(1994)	1993년 서울 수도물	트리할로메탄 농도	월 평균 7,500원-9,300원
조건부 가치 측정법	김재홍(2001)	1999년 울산 상수도	아무 처리 없이 마실 수 있는 수준	월 평균 3,768원/가구
실험 접근법	엄영숙(2006)	2000년 전북 전주, 익산, 군산시 수도물	비소 농도	1.8L 당 716~996원/인
	엄영숙(2008)	2007년 전북 수도물	비소, 납(0.05mg/l에서 0.01mg/l) 과 트리할로메탄 농도(0.1mg/l에서 0.05mg/l) 감소	0.5L 당 약 500원~4000원/인

본 연구에서는 음용수로서 상수도의 수질 개선의 편익을 측정하는 기존 연구를 보완하기 위해 분석 대상을 확장하고 있다. 즉, 국내의 수질 개선 편익 측정에 관한 연구가 서울, 경기, 인천 광역자치단체나 규모가 큰 기초자치단체를 중심으로 한 조사 시점에서 분석을 시행한 연구(신영철, 1997; 양진우, 1997; 김봉구 외, 2001; 유승훈 외, 2007; 이주석 외, 2007)와 달리, 12개 기초자치단체의 4개년 동안의 상수도 소비 가구를 대상으로 함으로써 분석 대상 지역과 시점을 넓히고 있다. 그리고 기존 접근법을 보완한 방법론을 이용해 추정한다. 구체적으로 본 분석 모형은 기존 음용수의 수질 개선 측정의 연구방법과 다음의 차이점이 있다.

첫째, 가상적인 상황에서의 진술선호접근의 편익을 극복하기 위해 현시선호자료(Revealed preference)를 이용한다. 현시선호접근법과 진술선호접근의 방법론을 비교하거나(Boxall et al, 1996) 이 두 접근법을 결합한 방법이 제시되기도 하므로(Whitehead et al, 2008), 이러한 측면에서 본 연구의 분석 모형과 결과는 기존 식수의 수질 개선 편익 측정 방법과 비교할 만한 기준을 제공할 수 있다는 의의가 있다. 한편, 현시선호접근법 중 회피행동접근법은 회피행동요인과 변인 간 선형관계의 이론적인 근거가 미흡하고 대안의 관측 불가능한 특성을 고려하지 못하나, 본 연구에서는 관측되지 않는 대안 특성을 명시적으로 고려할 뿐만 아니라 소비자 선택이론에 기초하고 있다는 장점을 지닌다.

둘째, 국내외 이산선택모형을 적용한 연구들은 자료의 한계로 대안 특성정보를 제외하고

소비자 특성 정보만을 사용하거나(최도영 외, 2005; Borah, 2006), 대안 특성 변수만을 중심으로 분석(이중수 외, 2004)하고 있는 실정이지만, 본 분석에서는 모든 선택 대안의 특성과 소비자 가구의 개별 특성(individual characteristics)의 두 수준의 자료를 함께 이용하여 추정상의 한계를 보완하고 있다.

마지막으로, 기존 이산선택모형은 소비자와 대안 특성 정보를 모두 이용할 때 단일한 수준에서 그 효과를 한 번에 추정하는데(이충기 외, 2008; 박상수, 2011). 이 경우에는 관측되지 않는 대안특성의 존재로 인한 내생성 문제가 발생할 수 있다(Berry et al, 1995; 박상인, 2011). 따라서 본 연구에서는 기존 모형과 달리 2 단계로 이루어진 모형을 제시한다. 이것은 대안특정 상수항(choice-specific constant term)과 소비자 정보를 이용한 1단계 분석을 실시한 후, 대안 특정한 종속 변수로 설정하고 관측가능한 대안 특징 정보를 독립 변수로 재설정하여 분석하는 2단계 분석으로 이루어진다(Berry et al, 2004). 그리고 소비자 상품 특성에 대해 각기 다른 선호를 가지고 있음을 확률 계수(random parameter)을 통하여 반영한다. 따라서 본 연구는 내생성 문제를 해결할 뿐만 아니라 개인 별로 선호가 다른 공급 특성의 영향을 고려하고 있다(Train, 2009).

Ⅲ. 연구 대상

1. 분석 지역 및 기간

본 연구에서는 음용수로 사용되는 상수도의 수질 개선 편익을 이산선택모형을 통해 추정한다. 이를 위하여 수자원 공사에서 매년 시행되는 상수도 고객만족도 자료 중 2007년부터 2010년까지 정보를 이용한다. 이 설문은 각 가구가 식수로 어떠한 대안을 선택하고 있는지에 대한 정보를 포함하고 있다. 분석 지역은 수자원공사가 수탁자로 상수도사업을 운영하는 기초자치단체이며, 응답자는 상수도시설 보유 가구에 거주하는 만 20세 이상의 주부이다. 지역 세대 수와 상수도 보급률 구성비를 고려한 비례할당추출(Proportional Quota Sampling)로 지역 당 600 가구가 추출되었다. 따라서 분석 기간 4개년 동안 12 개 기초자치단체의 표본 수는 총 26,400 가구로, 연도별 분석 지역은 다음 <표 2>와 같다.

〈표 2〉 연도별 분석 지역

지역	2007년	2008년	2009년	2010년	가구 총합
1	600	600	600	600	2,400
2	600	600	600	600	2,400
3	600	600	600	600	2,400
4	600	600	600	600	2,400
5	600	600	600	600	2,400
6	600	600	600	600	2,400
7	600	600	600	600	2,400
8	600	600	600	600	2,400
9	0	600	600	600	1,800
10	0	0	600	600	1,200
11	0	0	600	600	1,200
12	0	0	600	600	1,200
가구 총합	4,800	5,400	7,200	7,200	24,600
지역 수	8	9	12	12	12

* 주: 지역 1(논산), 지역 2(정읍), 지역 3(사천), 지역 4(예천), 지역 5(서산), 지역 6(고령), 지역 7(금산), 지역 8(동두천), 지역 9(거제), 지역 10(양주), 지역 11(나주), 지역 12(단양)

2007년에는 8개 지역, 2008년에는 9개 지역, 2009년에는 12개 지역, 2010년에는 15개 지역에서 각 600가구의 설문조사되었는데, 2010년도에만 조사되어 지역별 변화분을 측정할 수 없는 3개 지역을 제외한 총 12개 지역의 24,600 가구에 대한 응답 자료를 이용한다.

2. 분석 자료

이산선택모형은 소비선택에 있어서 영향을 주는 가구의 특성뿐만 아니라 제품 및 서비스 대안의 특성을 함께 고려할 수 있게 한다. 본 분석에서는 개별 가구의 대안 선택 정보와 관측가능한 가구 수준의 자료로 주거 유형을 사용하고, 관측가능한 대안 수준의 자료로 정수기와 생수의 실질 가격을 이용한다. 그리고 지역별 연도별 고객만족도 정보 중 수질을 반영하는 정보를 사용한다. 구체적인 자료에 대한 설명은 아래와 같다.

1) 소비자 수준의 자료

가구의 관측가능한 특성에는 수도 요금 지불액, 주거 유형, 거주 기간 등이 있으나 데이터 한계로 분석 기간 동안 일관되게 조사된 ‘가구의 주거 유형’ 만을 관측가능한 소비자 특

성 자료로 이용한다.2) 선행연구들에서 소비자의 특성 중 가구소득은 물 수요에 유의미한 영향을 주지 않는 변수로 파악되기도 하며(Mu et al, 1990), 주택 유형에 따라서 상수도 사용이 서로 다른 특징을 지니고 있음이 지적되고 있다(김갑수 외, 2005). 그리고 관측되지 않는 모든 소비자 특성은 모형에서 특정 분포를 지닌 확률계수로 반영하는 방법을 통하여 통제하도록 한다.

대상 가구의 주거 유형은 <표 3>에서 볼 수 있듯이, 단독주택 가구가 과반수를 차지하고, 아파트거주 가구와 연립 주택 가구가 그 다음 순이다.

<표 3> 관측 가능한 가구 특성

년도	음용수				총합
	아파트	연립	단독주택	기타	
2007	1,462 (30.46%)	567 (11.81%)	2,421 (50.44%)	350 (7.29%)	4,800
2008	2,128 (39.41%)	402 (7.45%)	2,760 (51.12%)	109 (2.02%)	5,399
2009	2,922 (40.59%)	473 (6.57%)	3,633 (50.47%)	170 (2.36%)	7,198
2010	2,248 (31.22%)	535 (7.43%)	4,283 (59.49%)	134 (1.86%)	7,200
총합	8,760 (35.61%)	1,977 (8.04%)	13,097 (53.25%)	763 (3.10%)	24,597

* 주: 2008년 1개와 2009년 2개의 결측치가 존재함.

2) 선택 대안

설문에서는 가구가 음용수로 선택할 수 있는 대안으로 ‘① 수돗물, ② 끓인 수돗물, ③ 정수기, ④ 먹는 샘물(생수), ⑤ 약수, ⑥ 우물과 샘물, ⑦ 기타’ 등의 7 가지를 제시하였는데3), 본 분석에서는 ‘①와 ②’를 수돗물로 분류하고, 대안 ⑤, ⑥, ⑦을 모두 기타로 재분류하여, 상수도, 정수기, 먹는 샘물(생수), 기타의 4가지 대안으로 분석하기로 한다. 그리고 상수도를 외부대안(outside alternative)으로 설정하여, 다른 대안과의 효용차이에 의한 소비자 선택결정을 분석한다.

2) 2008년은 거주 기간이 추가로 조사되었으며, 2010년에는 수도요금 지불액은 조사되지 않았다.

3) 2007년부터 2009년까지는 위의 7 가지 항목으로 조사하였고, 2010년에는 (⑤ 약수, ⑥ 우물, 샘물, ⑦ 기타) 모두를 기타항목으로 조사하고 있다.

다음 <표 4>는 연도별 대안 선택 가구 수와 비율을 나타낸다. 수도물을 음용하는 대안이 분석 기간 모두에서 과반수를 차지하고 있으며, 그 순위는 수도물, 정수기, 기타, 생수 순서가 유지되고 있다. 상수도 음용률은 2009년까지 꾸준히 증가하다가 2010년에는 주춤하고 있는 모습을 보여주고 있다.

<표 4> 연도별 음용률

년도	선택 대안				총합
	수도물	정수기	먹는 샘물(생수)	기타	
2007	2,556 (53.25%)	1,855 (38.65%)	192 (4.00%)	197 (4.10%)	4,800
2008	3,065 (56.76%)	1,771 (32.80%)	104 (1.93%)	460 (8.52%)	5,400
2009	4,104 (57.00%)	2,389 (33.18%)	138 (1.92%)	569 (7.90%)	7,200
2010	3,999 (55.54%)	2,436 (33.83%)	356 (4.94%)	409 (5.68%)	7,200
총합	13,724 (55.79%)	8,451 (34.35%)	790 (3.21%)	1,635 (6.65%)	24,600

3) 공급대안 수준의 자료

선택 대안은 소비자가 선호에 의해 소비하는 항목으로, 소비 가능한 대안 집합(Choice Set)의 대안들은 서로 대체 관계를 갖는다. 이들 대안들의 특성을 관측가능한 특징과 관측불가능한 특징을 구분하여 반영한다. 본 분석에 이용된 대안인 수도물, 정수기, 먹는 샘물(생수), 기타 대안의 관측가능한 특징으로는 우선 물리적 특성과 같이 시장에 따라 변하지 않는 특성이 있다. 이 특성은 4개 대안에 대한 가변수로 반영한다. 그리고 또 다른 관측가능한 특징으로 가격정보를 이용한다. 이 때, 분석 기간 동안 분석 지역의 수도요금의 변화가 거의 없고 기타 대안의 경우 요금의 부재하여 모형에서 상수항의 일부로 반영하고, 정수기와 생수의 가격은 명시적으로 고려한다.

정수기와 생수 가격의 구체적인 계산방법은 다음과 같다. 1인의 하루 평균 음용양⁴⁾과 2010년 기준 각 시군구의 평균 가구원 수 정보를 이용하여 1가구가 1년 동안 정수기와 생수 음용에 지출하는 금액을 계산한다. 그리고 통계청의 지역별 물가상승률을 반영하여 2010

4) 개인의 하루 음용양으로 2.5L를 적용한다[수자원공사 홈페이지(<http://www.kwater.or.kr>)].

년 기준의 실질가격을 도출한다. 정수기 가격은 대표적인 정수기 판매 및 대여업체인 웅진코웨이(주)의 일반적인 보급형 모델을 기준으로 정수기 이용에 지출하는 금액을 이용한다. 생수 가격은 사단법인 한국물가협회가 발표하는 5개 권역(서울, 대전, 광주, 대구, 부산)의 생활물가 중 생수 항목⁵⁾을 수집하여 해당 조사 지역이 인접한 권역의 가격 지표를 이용한다. 2007년부터 2010년까지 지역별, 연도별 물가상승률을 반영한 1년간의 정수기와 생수의 평균지출비용은 다음 <표 5>와 같다.⁶⁾

<표 5> 생수와 정수기 가격

(단위: 만 원)

	평균값	표준편차	최소값	최대값
정수기 가격	49.45	1.20	47.38	50.95
생수 가격	75.83	6.17	65.00	86.41

4) 수질 정보

상수도의 음용수질을 반영하는 수질 지표는 변화(variation)가 없어 분석에 가용하지 못하는 한계로 인해⁷⁾, 수자원 공사가 실시한 수질에 관한 만족도 자료를 이용한다. 설문에서는 단수 만족도, 수도물 공급 및 관리 만족도, 수도 검침 및 요금 만족도, 직원 업무 처리 4가지를 조사하고 있다. 이 중 다음 <표 6>의 ‘단수관리’와 ‘공급 관리’ 만족도를 수질 지표의 대리 변수(proxy variable)로 이용하기로 한다. 이들 만족도는 수질과 관련해 소비자가 인지할 수 있는 부분에 관한 것으로 구체적으로 다음 <표 6>과 같은 설문 내용으로 이루어져 있다. 따라서 직간접적으로 수질을 반영한다고 볼 수 있다.

5) 사단법인 한국물가협회생활물가 중 생수 항목을 조사하였다(<http://www.kprc.or.kr/>).

6) 기본 가정용 모델 기준의 렌탈 가격으로 조사하였다. 가정용 정수기 기준모델은 10L내의 용량으로 통상적 사용기간인 2년 의무사용에 5년 약정을 하게된다. 이 렌탈 가격을 등록비 0원을 기준(등록비는 0원, 10만원, 20만원, 30만원이 있으며 금액이 클수록 할인이 됨)으로 각 년도 별로 새로 출시된 가격을 조사하였고, 렌탈요금은 1개월에서 24개월까지가 동일하고 25개월부터 할인되기 때문에 24개월 요금을 적용하였다.

7) 환경부와 한국상하수도협회가 공시하는 수도꼭지 수질검사에서 이용되는 수질기준만족률 자료도 가용하나, 「환경 분야 시험·검사 등에 관한 법률」 제6조 제1항 제6호에 따른 환경오염공정시험기준에 따라 정해지고 있는 위 수질기준만족률 기준은 최소한의 수질 기준을 만족하는지 여부에 초점이 있다.

〈표 6〉 수질 지표

구분	세부 내용
공급 및 관리	수돗물 수압의 적정성
	단수나 누수 등의 불편을 초래하지 않도록 하는 수돗물 관리의 노력
	노후 배·급수관 교체 등 배·급수관 관리노력
	수돗물 소독 및 정수 기술의 개선 노력
단수관리	단수 후 수질의 만족도

이같이 수질 개선을 주관적인 기준(Subject measure)으로 측정하는 것은 ‘수질이 개선되었는지’를 직접 묻거나(김봉구 외, 2001; 유승훈 외, 2007) ‘농업용수 및 음용수로 사용이 가능하고 낚시와 수영이 가능한 정도인지’의 기준으로 제시하는 경우(Carson et al, 1993; Brox et al, 2003; 엄영숙, 2001)와 같이 조건부 가치추정법에서 이용하는 방법이라 할 수 있다.

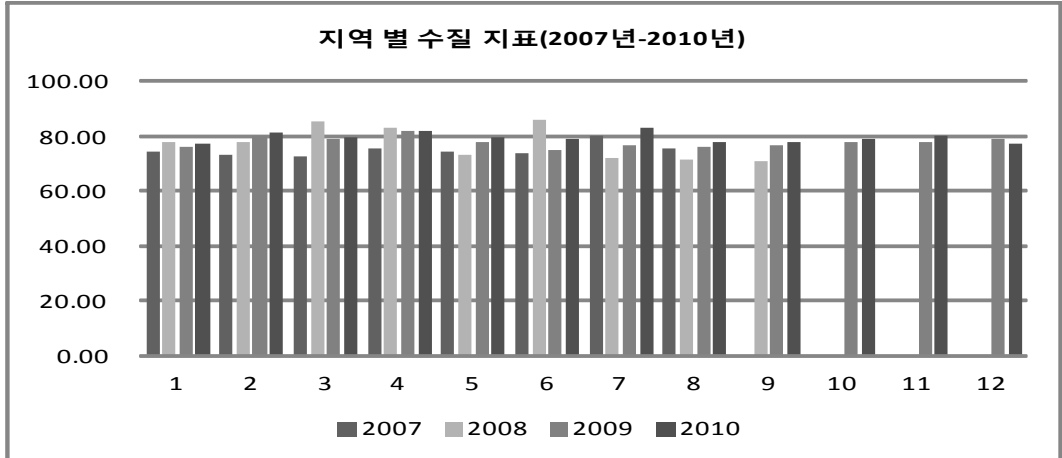
상수도 음용 수질(만족도)은 <표 7>에서 보듯이, 시간이 지남에 따라 평균값이 증가하고 있는데, 이는 전반적으로 수질이 개선되고 있음을 보여준다. 만족도는 매우불만족, 불만족, 보통, 만족, 매우만족, 모름/무응답의 5점 척도로 조사되고 있어 이를 100점으로 환산하여 등간척도로 간주하였다.

〈표 7〉 지역 별 단수 및 공급관리 상수도 수질 지표

년도	관측치 수	평균값	표준편차	최소값	최대값
2007	8	75.03	2.36	72.57	80.32
2008	9	77.60	6.00	70.91	85.83
2009	12	77.90	1.89	75.15	81.72
2010	12	79.48	1.82	77.09	82.90

보다 구체적으로, <그림 1>에서 지역·연도별로 수질 지표(만족도)를 살펴보면, 지역 2, 지역 9, 지역 10과 지역 11은 수질이 지속적으로 증가하고 있으나, 2009년에는 지역 3과 지역 6에서 그리고 2010년에는 지역 12에서 수질이 전년에 비해 감소하고 있기도 하다.

〈그림 1〉 지역 별 단수 및 공급관리 상수도 수질 지표 추세



주: 지역 1(논산), 지역 2(정읍), 지역 3(사천), 지역 4(예천), 지역 5(서산), 지역 6(고령), 지역 7(금산), 지역 8(동두천), 지역 9(거제), 지역 10(양주), 지역 11(나주), 지역 12(단양)

IV. 연구 모형

이산선택모형은 확률효용모형(Random utility model)을 근거로 하여, 개인이 배타적인 대안들 중에서 최대의 효용을 주는 한 가지 대안을 선택한다고 간주하는 모형이다. 이 모형은 소비자의 특성과 함께 대안 특성 정보를 함께 이용하여, 어떠한 대안 특성이 선택에 영향을 주는지와 소비자특성과 대안 선택 간 관계를 분석할 수 있게 한다(Berry et al, 2004; Cameron, et al, 2005; Train, 2009).

전통적으로 이 모형은 개별 선택주체인 소비자를 대상으로 수요함수를 추정하는 경제·경영학 분야에서 주로 개발되었으나(McFadden, 1974), 정책의 수요 측면이 중요하게 여겨지면서 교통정책, 도시정책, 환경 및 에너지 정책, 사회서비스 및 의료 정책 분야에서 그 적용이 확대되어 오고 있다(권오상, 2005; 원창선 외, 2010; 이종수 외, 2004; Boxall et al, 2002; Kaeding, 2006; 최열 외, 2005; 신현곤, 1998; 이제복 외, 2011). 국내외 전통 행정학 분야에서는 정책 도입 여부에 관한 결정요인을 분석함에 있어 로지스틱 또는 프로빗 모형은 많이 이용되어오는데, 이 모형이 이산선택모형의 기본적인 모형이라고 볼 수 있다. 그러나 국내외 연구들은 자료의 한계로, 소비자 정보만을 사용하거나 공급 대안의 특성 변수만을 사용해 분석하는 경향이 있다. 그러나 본 분석에서는 선택대안의 특성과 소비자 개별 특성(individual characteristics)을 모두 이용한다. 그리고 관측불가능한 소비자 특성과 관측불가능

한 대안 특성도 모형에서 고려하여 변수 누락으로 인한 내생성의 문제를 해결하는 다음의 2단계 분석 모형을 사용한다.

본 연구가 적용한 이산선택모형은 식 (1)과 (2)와 같다. 여기에서는 대안 선택 시 소비자 효용에 영향을 미치는 요인으로 (연구자에게) 관측가능한 대안 특성(x_{jk}), 관측불가능한 대안 특성(ξ_j), 관측가능한 소비자 특성(z_i)과 관측불가능한 소비자 특성(v_i), 소비자 i 의 대안 j 에 대한 특이한 선호(ε_{ij} : idiosyncratic taste)를 고려하고 있다(Berry et al, 2004). 그리고 외부대안의 평균효용(mean utility level)을 영(0)으로 가정하여, 외부대안의 위치를 정규화(normalization)한다.

$$u_{ij} = \delta_j + \sum_{kr} x_{jk} z_{ir} \beta_{kr}^0 + \sum_k x_{jk} v_{ik} \beta_k^u + \varepsilon_{ij} \quad \dots (1)$$

$$\delta_j = \xi_j + \sum_r x_{jk} \bar{\beta}_k \quad \dots (2)$$

$$u_{ij} = \xi_j + \sum_k x_{jk} \tilde{\beta}_{ik} + \varepsilon_{ij} \quad \dots (3)$$

$$\tilde{\beta}_{ik} = \bar{\beta}_k + \sum_r z_{ir} \beta_{kr}^0 + \beta_k^u v_{ik} \quad \dots (4)$$

식 (1)에서 볼 수 있듯이, 본 연구모형은 관측불가능한 소비자 특성을 확률계수를 통해 반영하는 확률계수-확률모형(Random parameter random utility model)이 된다. 다시 말하면, 효용함수를 대안특성(x_{jk}, ξ_j)과 소비자의 특이한 선호(ε_{ij})로 표현되는 식 (3)로 표현할 때, 이 대안특성 계수추정치($\tilde{\beta}_{ik}$)가 식 (4)과 같은 소비자 특성(z_i, v_i)에 영향을 받는 확률계수(random parameter)로 설정한 것과 같다는 것이다. 즉, 식 (4)을 식 (3)에 대입하면 식 (1)과 동일해진다. 이 때, 계수추정치($\tilde{\beta}_{ik}$)는 대안 특성 k 에 대한 각기 다른 소비자 i 의 선호정도를 반영하고 있다. 그리고 이 소비자의 특성은 식 (1)에서 관측가능한 대안특성과의 상호작용($x_{jk} z_{ir}, x_{jk} v_{ik}$)으로 반영된다.

한편, 관측불가능한 대안 특성(ξ_j)과 관측가능한 대안특성(x_{jk}) 간의 상관관계로 인한 내생성 문제(endogeneity problem)는 소비자수준의 자료를 이용한 1단계 추정에서 대안특정항(δ_j)을 추정한 후, 대안수준의 자료를 이용한 2단계 추정에서 도구변수를 사용해 관측가능한 대안 특성의 계수를 추정함으로써 해결한다(박상인, 2011).

위 모형을 본 연구에서 구체적으로 적용해보면, 지역(r), 시기(t)에 상수도를 보유한 가구(i)가 음용수로 대안(j)를 선택함에 따른 효용(U_{ijrt})을 다음 식 (5)와 같이 표현할 수 있다. 이 때, 상수도 선택($j = 0$)을 외부대안(outside alternative)으로 설정한다. 그런데 식 (6)와 (6')

에서 볼 수 있듯이, 외부대안의 평균효용을 c_{rt} 로 설정하는 대신 외부대안의 평균효용을 0 (영)으로 정규화하고 c_{rt} 를 각 대안의 효용에서 차감하는 방식으로 표현하는 것이 일반적이다. 아래 수식 (6)에서 대안 j 는 정수기와 생수 그리고 식 (6')에서는 기타 대안을 의미한다.

$$U_{ijrt} = \delta_{jrt} + D_{jrt}z_{irt}\beta_{ct}^o + D_{jrt}v_{irt}\beta_{rt}^u + \varepsilon_{ijrt} \quad \dots \quad (5)$$

$$\delta_{jrt} = -\alpha P_{jrt} + \lambda_j - c_{rt} + \xi_{jrt} \quad \dots \quad (6)$$

$$\delta_{jrt} = \lambda_{jr} - c_{rt} + \xi_{jrt} \quad \dots \quad (6')$$

δ_{jrt} : 기준 대안에 대한 대안 j 의 평균 효용 추정치

D_j : 대안 j 를 나타내는 가변수

z_{irt} : 관측가능한 가구 특성인 주거 유형으로 아파트 및 연립에 해당하면 1인 가변수

v_{irt} : 관측불가능한 가구 i 의 특성

ε_{ijrt} : 가구 i 의 대안 j 에 대한 지역별 연도별 특이한 선호(idiosyncratic taste)

P_{jrt} : 정수와 생수의 지역별 연도별 실질 가격

λ_j : 대안 j (정수기, 생수)을 나타내는 가변수

λ_{jr} : 지역 별 대안 j (기타대안)을 나타내는 가변수

c_{rt} : 상수도(외부대안) 평균 효용수준 추정치

ξ_{jrt} : 관측되지 않는 지역 및 연도에 따라 다른 대안 특성

그러므로 식 (5)의 각 항은 식 (1)의 항과 대응된다. 즉, 첫 항은 대안특정항이며, 두 번째 항과 세 번째 항은 개별 소비자의 선호 차이 정도를 반영하고 있는 관측가능한 대안특성과 소비자 특성과의 상호작용항이 된다. 구체적으로, 본 분석에서 소비자의 관측가능한 특성 (z_{irt})은 주거 유형이고, 그 외의 모든 특성은 관측불가능한 소비자 특성(v_{irt})이며, 대안 특성은 각 대안가변수(D_j)로 하여 상호작용항을 고려한다. 본 분석에서는 대안의 각 개별 특성의 한계효용을 추정하는 것이 아니라 각 대안의 평균효용수준인 대안특정항의 추정을 목적으로 하기 때문에 대안특성으로 대안가변수가 이용될 수 있다.

모형에서 각 항이 의미하는 바는 다음과 같다. 우선, 대안특정항(δ_{jrt})은 각 연도의 지역 별 각 대안의 평균 효용으로서, 특정 연도에 특정 지역의 개별 소비자들이 대안 별로 동일한 값을 지니는 항이다. 그리고 나머지 항들은 개별 가구의 특성에 따라 각기 다른 선호를 표현하는 값이다. 각 대안과 관측가능한 가구 특성인 주택 유형과의 상호작용($D_{jrt}z_{irt}$)은

소비 가구의 주택 유형에 따라 상이한 대안 선택 정도를 반영한다. 따라서 추정 계수(β_{rt}^o)는 선택 대안에 대한 가구 유형에 따른 민감도가 된다. 그리고 각 대안과 개별 가구의 관측 불가능한 선호와의 상호작용($D_{jrt}v_{irt}$)의 추정 계수(β_{rt}^u)는 대안에 대한 관측불가능한 소비자 특성에 따른 민감도를 의미한다.

식 (5)의 1단계 추정방법은 개별 가구특성과 이들이 선택한 대안에 대한 미시자료 (micro-data)를 이용해 추정치($\delta_{jrt}, \beta_{rt}^o, \beta_{rt}^u$)를 도출하는 것이다. 모형에서는 소비자의 특이한 선호는 대안특성과 측정불가능한 소비자 특성의 상호작용항($D_{jrt}v_{irt}$)과 *i.i.d.* 유형 I 극한치 분포를 따르는 ϵ_{ijrt} 의 합으로 구성되어 관측불가능한 요인들의 공분산이 명시적으로 고려되고 있다. 이로 인하여, 소비자가 두 대안에 대한 선택 확률이 다른 제 3의 대안들의 선택 확률과 무관해지는 로짓모형의 IIA(Independence of Irrelevant Alternatives)문제가 해결된다.

일반적으로 관측되지 않는 소비자 특성(v_{irt})은 보통 정규분포를 따른다고 가정한다. 따라서 효용극대화 가정으로 대안(j)의 선택 확률($P(y_i = j)$)을 나타내면 식 (7)과 같고 이 모형을 혼합로짓모형(Mixed Logit Model)이라 한다.

$$P(y_{jrt} = j|D, \xi, z) = \int \frac{\exp(\delta_{jrt} + D_{jrt}z_{irt}\beta_{rt}^o + D_{jrt}v_{irt}\beta_{rt}^u + \epsilon_{ijrt})}{1 + \sum_j \exp(\delta_{jrt} + D_{jrt}z_{irt}\beta_{rt}^o + D_{jrt}v_{irt}\beta_{rt}^u + \epsilon_{ijrt})} P(dv) \quad (7)$$

식 (7)에서 v_{irt} 도 서로 확률적으로 독립이라는 추가적인 가정 하, 관측되지 않는 소비자 특성에 대한 적분을 시뮬레이션 기법을 이용해 수치적으로 시행한다. 그 다음으로 $y_i = j$ 이면 1의 값을 가지는 가변수(d_{ijrt} ; dummy variable)를 이용해 식 (8)의 로그 우도함수(log likelihood function)를 이용한 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 계수 값 ($\delta_{jrt}, \beta_{rt}^o, \beta_{rt}^u$)을 추정한다.

$$\ln L = \prod_{i=1}^N \prod_{j=1}^J d_{ijrt} \ln P(y_{jrt} = j) \quad \dots \quad (8)$$

다음으로, 식 (6)의 2단계 추정에서는 1단계에서 추정된 지역·연도별 대안특정항(δ_{jrt})을 종속변수로 하고 지역·연도별 관측불가능한 대안 특성(ξ_{jrt})을 오차항으로 취급하여 대안 특성이 대안평균효용 수준에 미치는 영향을 분석한다. 이 때, 독립변수로 대안 수준의 자료 (product level data)가 이용되는데, 관측 가능한 대안특성으로는 가격(P_{jrt}), 대안의 물리적

특성을 반영하는 대안가변수(λ_j, λ_{jr})가 사용된다. 그리고 기준대안(outside alternative)인 상수도의 평균효용수준(c_{rt})은 지역·연도 가변수를 통해 추정된다. 이 때, 지역에 따라 상이한 특징을 가지는 기타 대안(우물, 샘물 등)은 지역별 가변수(λ_{jr})로 설정된 식 (6)로 볼 수 있다. 그러나 2단계 추론을 위해서 가격의 계수 추정치($-\alpha$)만이 필요하므로, 가격 정보가 가용한 생수와 정수기 대안의 평균효용식 (6) 만을 이용해 2단계를 추정하기로 한다. 그리고 이 관측불가능한 대안특징인 오차항과 관측가능한 대안특징인 가격 사이에는 내생성이 존재하므로, 도구 변수를 이용하여 $(-\alpha, \lambda_j, -c_{rt})$ 추정하는 2단계 최소자승법(2 stage Least Square)으로 분석한다.

마지막 단계는 수질 개선이 효용 변화크기에 미치는 영향력을 알아보는 것이다. 즉, 2단계에서 도출된 상수도 평균효용수준 추정치의 연도별 증가분(Δc_{rt})에 지역·연도별 수질 변화(개선)분(ΔQ_{rt})이 얼마나 기여하는지 식 (9)으로 추정한다. 이 때, 지역의 고유한 특징은 시간에 따라 크게 변하지 않는다고 가정하며 차분을 통하여 통제한다. η_{rt} 는 회귀방정식의 오차항을 나타낸다.

$$\Delta c_{rt} = \gamma(\Delta Q_{rt}) + \eta_{rt} \quad \dots (9)$$

수질 개선 지표 1 만큼의 증가분에 따른 평균 효용의 증가분이 γ 이므로, 2단계 추정식 (8)에서 도출된 가격의 한계효과 추정치(α)와 결합하면 수질 개선의 경제적 가치가 간접적으로 추정된다. 즉, 상수도물의 평균효용 증가분이 1만큼 증가하는 것은 생수나 정수기 1년 사용 지출가격이 가격의 계수($1/\alpha$) 값만큼 하락하는 것과 동일한 효용을 주는 것을 의미한다. 따라서 수질 지표 1 만큼의 개선으로 인한 경제적 가치는 $-\frac{\gamma}{\alpha}$ 로 표현된다.

V. 분석 결과

1. 1 단계 분석 결과

1단계 분석에서는 2007년부터 2010년까지 4 개년 동안 조사된 12 기초자치단체지역에 거주하는 24,600 가구의 소비자 수준의 자료(consumer level data)를 이용해 식 (5)의 ($\delta_{jrt}, \beta_{rt}^o, \beta_{rt}^u$)의 추정치를 도출한다. 기준 대안인 상수도에 대한 정수기, 생수와 기타 대안

특정항(δ_{2rt})은 상품의 지역·연도별로 도출되므로, 상품별로 총 81개의 관측치가 나타난다. 이 항들은 관측치 수가 크지 않아 측정오차가 크게 도출되었다. 그러나 이 추정오차는 2단계 추정에서 종속 변수의 측정오차(measurement error)처럼 취급된다. 다음 분석에서는 가격 정보가 가용한 상수도와 생수의 대안특정항만이 이용되므로 이를 연도별로 정리하면 다음 <표 8>과 같다.

<표 8> 대안특정 추정치 도출

년도	δ	평균 (Mean)	표준 편차 (Stand deviation)	관측치수
2007	정수기	-0.42	0.57	8
	생수	-2.76	0.85	
2008	정수기	-0.67	0.66	9
	생수	-3.82	0.82	
2009	정수기	-0.66	0.68	12
	생수	-3.59	0.73	
2010	정수기	-0.60	0.62	12
	생수	-2.56	0.84	

이 추정치들은 소비자에게 두 대안이 각각 가져다주는 평균 효용(mean utility)을 의미하며, 소비자의 효용에 영향을 미치는 대안의 모든 특징의 평균적 효과이다. 이들 대안특정항은 관측치의 수가 충분히 크지 않아 유의미한 값으로 도출되지 않았다.

분석 결과 2008년 지역 7의 생수대안특정항($\delta_{2,7t}$)의 표준오차가 매우 크게 나타났는데, 이는 해당 년도의 지역에서 단독주택 및 기타에 해당하는 가구가 모두 생수 대안을 전혀 선택하지 않았기 때문으로 파악되어 이 추정치를 제외한 각 상품별 80개의 측정치에 대한 2단계 분석을 실시하였다.

2. 2 단계 분석 결과

다음 단계는 상품 수준의 자료인 가격 정보를 이용하여 가격의 한계효과($-\alpha$)와 상수도 지역·연도별 평균효용수준(c_{rt})을 추정하는 것이다. 이 때, 독립 변수로 사용된 관측가능한 특성인 가격은 관측불가능한 특성인 오차항(ξ_{jrt})과 내생성을 가질 가능성이 크므로 최소자승법(OLS)와 함께 도구 변수(Instrumental variable)를 이용한 2단계 최소자승법(Two-Stage Least Squares)으로 분석하였다. 가격과 관측불가능한 대안특성 사이에서 발생하는 내생성

때문에 사용되는 도구변수는 당해 지역의 제품 가격에 영향을 미치지 않지만, 수요에는 영향을 미치는 특징을 지닌 변수여야 한다. 예로, 다른 시장에서의 가격(Nevo, 2001), 경쟁제품의 특성(Berry et al, 1995)등이 사용된다. 따라서 본 분석에서는 도구 변수로 년도 별 분석지역의 각 대안 가격을 합산한 후 해당 지역의 가격을 차감한 값으로 한다.

〈표 9〉 2단계 분석 결과

변수	2SLS		OLS	
	변수 추정치 (Estimator)	표준 오차 (Standard Error)	변수 추정치 (Estimator)	표준 오차 (Standard Error)
절편	-0.777	4.788	-0.834	1.388
정수기 (λ)	1.903	1.674	1.923***	0.018
가격 ($-\alpha$)	-0.026	0.063	-0.025	0.482
R-Squared	0.943		0.943	
관측치 수	80		80	

*<0.01, **<0.05, ***<0.001

주 1: 대안가변수 기준집단은 생수이고, 대안특정항의 기준은 2007년 지역 1이며, 가격 단위는 만원임.

주 2: Hausman Test Statistics=2.18(Pr>ChiSq=1.000)

지역별 연도별 가변수의 39개 가변수의 추정치(c_{rt}) 보고를 생략한 분석 결과는 [표 9]와 같다. Hausman Test는 OLS를 기각할 수 없게 나타났으나 2SLS 추정치는 OLS 추정치와 같은 부호의 유사한 값이며, 2SLS 추정치의 표준오차가 더 작기 때문에, 가격이 내생변수라는 이론이 확립되어있는 2SLS 추정치를 이용하기로 한다.⁸⁾ 식 (6)에 의하면 상수도의 평균효용 수준(c_{rt})의 1만큼 증가는 생수나 정수기의 1년 사용 금액이 계수($\frac{1}{\alpha}$)값만큼 감소로 인한 효용 증가와 동일함을 의미하므로, 384,600 원(=1/0.026)만큼 감소시키는 것과 동일하다고 추론할 수 있다.

3. 3 단계 분석 결과와 소결

마지막으로, 수질 변화가 소비자 효용에 어떠한 영향을 미치는지를 알아본다. 이것은 2단계에서 도출된 효용의 화폐가치 크기를 통해 수질 개선의 화폐가치 크기를 추정하기 위함이다. 지역·연도별로 수집된 수질 지표와 추정된 소비자 상수도 효용수준은 고유의 지역의 효과가

8) 분석 기간 동안 10개 지방자치단체는 수도 요금을 인상하지 않았기 때문에 상수도 가격은 반영하지 않았다. 인상된 두 지방자치단체 (2008년 이후의 금산군, 2010년의 동두천시)를 제외한 2단계 2SLS 추정치는 -0.056, 3단계 추정치는 0,037로 나타나, 경제적 가치는 132,000원으로 도출된다.

반영되어 있어 차분한다. 변화분의 지역 별 증가분의 기초통계량은 다음 <표 10>과 같다.

<표 10> 변화분 기술통계 요약

변수	평균값	표준편차	최소값	최대값	관측치 수
효용 변화분(Δc_{rt})	-0.075	0.852	-1.648	1.504	27
수질 변화분(ΔQ_{rt})	1.654	5.125	-10.685	13.040	29

수질 지표 증가분(ΔQ_{rt})인 수질 개선을 독립 변수로 놓고, 2단계 분석에서 도출된 상수도 평균효용수준의 변화분(Δc_{rt})을 종속 변수로 한 회귀분석 결과는 <표 11>로, 상수도의 수질 개선 변화분이 10점 증가할 때 상수도의 평균효용 증가분이 0.14으로 나타난다. 따라서 상수도 수질 개선 지표가 20 점 증가하는 경우 1가구 당 1년간 경제적 가치액은 107,700 원 [= 20*(0.014/0.026)]이고, 월 평균 금액으로는 8,974 원으로 추정된다. 이 때, 수질 개선에 대한 측정은 매우불만족에서 매우만족까지의 5등급 척도를 100점으로 하였을 때 이를 등간 척도로 간주한다는 전제 하에서, 한 등급 상승에 대한 가치를 의미한다. 그리고 실제로 수질을 포함한 관리에 대한 평가부분도 일부 포함되어 있을 수 있다.

<표 11> 3단계 분석 결과

변수	변수 추정치 (Estimator)	표준 오차 (Standard Error)
절편	-0.101	0.179
수질 변화분 (γ)	0.014	0.035
R-Squared	0.0063	
관측치 수	29	

*<0.01, **<0.05, ***<0.001

이 결과를 기존 문헌에서 적용한 수질 측정 기준과 이에 따른 추정 결과를 제시한 [표 1]과 비교해 보면, 수질 개선 지표가 다양하기 때문에 도출된 편익을 일괄적으로 비교하기에는 어려움이 있다. 그러나 문헌에 나타난 편익을 월 평균 가구 당 기준으로 환산하여 비교 시 본 분석의 결과도 이 사이에서 도출되고 있음을 파악할 수 있다. 이 때 동일한 기준을 지닌 분석과 비교하거나 다양한 수질 기준 간의 관계를 고려할 때, 본 분석의 결과의 정책적인 의미가 커질 것이므로 측정 기준에 관한 근거가 요구된다.

VI. 결론

본 연구는 상수도정책 또는 환경정책과 관련하여 중요한 정책적 판단 근거인 수질 개선 편익의 경제적 가치를 추정하기 위한 새로운 분석 모형을 제시하였다. 이를 위해 기존의 연구들이 다양한 용도를 지닌 수자원을 일괄적으로 분석한 것과 달리, 분석 대상을 음용수로 한정하여 분석의 적합성을 높이고자 하였다. 그리고 기존의 접근법이 어떠한 한계가 있었는지를 살펴보고 현시선호자료(Revealed preference)인 가구의 실제 대안 선택 행위 정보, 개별 소비 가구 특성과 대안 특성 정보를 이용하는 이산선택모형을 적용하였다.

본 분석은 국내 12 개 기초자치단체의 4 개년 동안 상수도 시설을 보유한 24,600가구를 대상으로 하여 분석 대상을 넓히고 있다. 이 때, 관측불가능한 대안특성으로 인한 내생성 문제를 해결하기 위하여 대안특정향을 이용해 대안 특성의 효과는 2단계에서 추정하는 방법을 적용하였다. 이와 함께 소비자의 관측불가능한 특성을 반영하여 로짓모형의 IIA 문제를 해결하는 혼합로짓모형을 제시하였다. 그리고 각 지역·연도별로 수질지표를 차분하여 지역의 고유한 특성을 통제하였다. 분석 결과, 상수도 수질 개선 5등급에서 한 등급의 만족도 상승을 가져오는 1 가구 당 1 년 간 경제적 가치액은 107,700 원으로 도출되었다.

기존 연구가 다양한 수질 개선 기준을 지니고 있기 때문에 본 결과와 이들 결과를 일괄적으로 비교해 결론을 내리기는 어렵다. 또한, 객관적인 지표로 측정된 경제적 편익이라도 기존 수질 상태가 소비자가 느끼기에 추가적인 개선이 불필요하다고 느끼는 수준인 경우에는 편익이 작게 추정될 수도 있기 때문에(Um at al, 2002) 기존 수질 상태에 대한 고려와 함께 객관적 수질 기준과 주관적 수질 기준의 관계를 고려할 필요도 있다. 그러므로 수질 개선을 측정한 두 기준이 어떠한 관계를 가지며, 어느 정도의 객관적인 기준의 변화가 소비자가 수질 개선을 인지하는 정도를 변화시키는지에 대한 연구가 향후 필요함을 시사한다.

이 때, 본 분석에서는 생수와 정수기의 가격 산정의 어려움과 수질 자체를 측정한 지표 대신 수질만족도를 이용하고 이를 등간척도로 간주함으로써 인하여 추정치가 오차를 지니는 문제가 있다. 또한, (공급)대안의 자료 수준을 이용 시 관측치 수가 크지 않고, 간접적으로 효용의 화폐가치를 추정을 하기 때문에 추정오차가 커질 수 있다는 한계가 있다.

그러나 객관적인 수질 지표가 가용하다면 본 논문이 제시하는 동일한 모형을 적용하여 그에 따른 수질 개선의 편익의 추정이 가능하다. 따라서 공신력 있는 수질 자료의 지속적인 축적 또한 필요하다. 그렇게 된다면 다양한 수질 기준을 적용해 도출된 편익 추정의 비교 분석이 가능할 것이며, 이를 통하여 음용수의 수질 개선 추정에 적합한 방법론의 개선에 도

움이 될 것이다. 이와 함께, 소비 가구와 공급 대안의 관측가능한 특징으로 어떠한 변수가 적합하고 가용한지에 대한 연구도 필요할 것이다. 그렇다면 향후 이를 적용한 방법론의 개선을 통해 음용수로 이용되는 상수도 사업과 관련한 정책뿐만 아니라 편익을 추정하기 어려운 환경재 또는 공공재와 관련한 정책의 설계와 집행에 있어서 보다 정확한 추정을 근거로 정책 타당성을 제고할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 국토해양부. (2010). 「광역상수도 타당성분석 개선방안 연구」, 서울: 국토해양부.
- 권오상. (2005), 확률효용모형 분석을 통한 국립공원의 경제적 가치 평가, 「자원·환경경제연구」, 14(1): 51-73.
- 김갑수·오정선·황성환·이소라·양지희. (2005), 가정에서의 수도물 사용량에 관한 연구, 「서울도시연구」, 6(1): 17-30.
- 김도영·김경환. (1994). 회귀행동분석을 이용한 서울시 수도물 수질개선의 편익 추정. 「한국자원경제학회지」. 10(3): 433-459.
- 김봉구·조용성·곽재은. (2001). 팔당호 수질개선에 대한 소비자 지불의사액 추정. 「자원·환경경제연구」, 10(3): 433-459.
- 김재홍. (2001). 시민지불의사에 기초한 상수도 수질개선의 편익추정. 「한국정책학회보」. 10(3): 245-263.
- _____. (2006), 이중양분선택형 조건부가치측정법을 이용한 울산광역시의 상수도 수질개선에 대한 시민지불의사 추정, 「지방정부연구」, 10(2): 31-47.
- 김홍균. (2002). 「환경경제학」. 박영사.
- 박상수. (2011). 베이지안 추정법을 이용한 주택선택의 다항프로빗 모형 분석. 「행정재정정책학회」, 13(4): 33-62.
- 박상인. (2010), 다항선택모형의 식별과 추정. 「산업조직연구」. 18(3): 1-36.
- 신영철. (1997). 이중 양분선택형 질문 CVM을 이용한 한강 수질개선 편익 측정. 「환경경제연구」. 6(1): 171-192.
- 신현곤. (1998), 이주 의사결정에 있어 경제적 요인의 역할: 확률적 효용모형의 적용을 통한 인구특성별 차별적 행태과약을 중심으로, 「연세경제연구」, V(1): 69-96.
- 안송엽·권희태. (2009). 수질개선 편익 추정을 위한 조건부가치 측정법의 적용. 「한국수처리학회지」. 17(2): 13-26.
- 양진우. (1997). 팔당상수원 수질개선의 편익평가에 관한 연구. 「대한국토 도시계획학회지」. 32(4): 195-207.

- 엄영숙. (2001). 환경강 수질개선 편익측정을 위한 조건부가치평가에 있어서 범위효과 분석. 「자원·환경경제연구」. 10(3): 387-412.
- _____. (2006). 소비자들의 수돗물에 대한 주관적 위험인지와 안전한 음용수에 대한 진술선호 분석. 「자원·환경경제연구」. 15(2): 147-175.
- _____. (2008). 비시장재에 대한 WTP와 WTA 격차에 대한 실증분석: 실험시장접근법을 이용한 음용수 건강위험을 사례로. 「자원·환경경제연구」. 17(3): 135-166.
- 여규동·이충성·이상원·심명필. (2009). 지불의사를 이용한 상수도 원수수질개선 편익 산정. 「대한토목학회논문집」. 29(5): 419-427.
- 여영현·고종욱(2010). 상수도 민영화 정책과 민간위탁 결정요인에 관한 연구, 「한국정책학회보」, 19(4): 441-547.
- 원창선·노정구. (2010), 석유제품 브랜드의 자산 가치 측정: 휘발유를 중심으로, 「에너지경제연구」, 9(2): 19-41.
- 유승훈·신철오·양창영. (2007). 원주시 가구의 상수도 수질개선에 대한 지불의사액 추정. 「환경정책연구」. 5(3): 79-103.
- 이제복·박상인. (2011). 사회서비스 공급기관의 거리와 영리성이 바우처 이용에 미치는 영향에 관한 실증연구: 산모산생아도우미 바우처 시장을 중심으로, 「한국정책학회보」, 20(4): 371-399.
- 이종수·이동현·이정동·박유리. (2004), 이산선택모형을 이용한 주거용수용가의 전력서비스 전환비용 추정, 「자원·환경경제연구」, 13(2): 219-329.
- 이주석·유승훈·곽승준. (2007). 낙동강 수질개선의 편익추정-1.5경계 양분선택형 조건부 가치측정법을 이용하여. 「경제연구」. 25(2): 111-129.
- 이충기·이주석. (2008). 주택환경이 주택유형과 주택규모 선택에 미치는 영향 분석-다항로짓모형을 활용하여, 「경제학연구」, 56(3): 55-72.
- 최도영·이양섭. (2005). 이산선택모형을 이용한 승용차 등급선택모형 추정, 「에너지경제연구」, 4(2): 43-60.
- 최열·유숙향. (2005). Mixed Logit Model을 이용한 주거와 고용의 결합입지 선택에 관한 연구, 「대한 국토·도시계획학회지 국토계획」, 40(1): 35-46.
- Abdalla, Charles W., Roach, Brian A., & Epp, Donald J. (1992). Valuing Environmental Quality Changes Using Averting Expenditure: An Application to Groundwater Contamination. *Land Economics*. 68(2): 163-69.
- Berry, Steven., Levinsohn, James, & Pakes, Ariel. (1995), Automobile Prices in Market Equilibrium. *Econometrica*. 63(4): 831-890.
- _____. (2004). Differentiated products demand systems from a combination of micro and macro data: the new car market. *Journal of Political Economy*. 112(1): 68-105.
- Birol, Ekin., Karousakis, Katia & Koundouri, Phoebe. (2006). Using economic valuation techniques to inform water resources management: A survey and critical appraisal of available techniques and an

- application. *Science of the Total Environment*. 365(1-3): 105-122.
- Borah, Bijan J. (2006). A mixed logit model of health care provider choice: analysis of NSS data for rural India. *Health Economics*. 15(9): 915-913.
- Boxall, Peter C., & Adamowicz, Wiktor L. (2002). Understanding Heterogeneous Preferences in Random Utility Models: A Latent Class Approach', *Environmental and Resource Economics* 23(4): 421-446.
- Boxall, Peter C., Adamowicz, Wiktor L., Swait, Joffre., Williams, Michael., & Louviere, Jordan. (1996). A comparison of Stated preference method for environmental valuation., *Ecological Economics* 18(3): 243-253.
- Brox, J. A., Kumer, R. C. & Stollery, K. R. (2003). Estimating willingness to pay for improved water quality in the presence of nonresponse bias. *American Journal of Agricultural Economics*. 85(2): 414-428.
- Cameron, Colin. A. & Trivedi, Pravin. K. (2005). *Microeconometrics Methods and Application*: Cambridge University Press.
- Carson, Ruchard T. & Mitchell, Robert Cameron. (1993). The Value of Clean Water: The Public's Willingness to Pay for Boatable, Fishable, and Swinnable Quality Water. *Water Resources Research*. 29(7): 2445-2454.
- Enneking, Ulrich. (2004). Willingness-to-pay for safety improvements in the German near sector: the case of the Q&S label. *European Review of Agricultural Economics*. 31(2): 205-223.
- Harrington, Winston., Krupnick, Alan J., & Spofford, Walter Jr. (1989). The Economic Losses of a Waterborne Disease Outbreak. *Journal of Urban Economics*. 25(1): 116-137.
- Hanemann, W. Michael (1984). Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses, *American Journal of Agricultural Economics*, 66(3): 332-341.
- Hanley, Nick., Wright, Robert E., & Albarez-Farizo, Begona. (2006). Estimating the economic value of improvements in river ecology using choice experiments: an application to the water framework directive, *Journal of Environmental Management* 78(2): 183-193
- Kaeding, Michael. (2006). Determinants of Transposition Delay in the European Union, *Journal of Public Policy*, 26(3): 229-253.
- McFadden, D. (1974). The Measurement of Urban Travel Demand, *Journal of Public Economics*, 3: 303-328.
- Smith, V. Kerry. (1993). Nonmarket Valuation of Environmental Resources: An Interpretive Appraisal., *Land Economics*, 69(1): 1-26.
- Sutherland, Ronald. J. (1982). Effect of Distance on the Preservation Value of Water Quality. *Land Economics*. 61(3): 281-291.
- Train, Kenneth E. (2009). *Discrete choice methods with simulation*. 2nd Ed: Cambridge University Press. 32 Avenue of the Americas. New York, NY 10013-2473, USA.

- Um, Mi-jung., Kwak, Seung-jun & Kim, Tai-yoo. (2002). Estimating Willingness to Pay for Improved Drinking Water Quality Using Averting Behavior Method with Perception Measure. *Environmental and Resource Economics*, 21(3): 285-300.
- Whitehead, John, C., Pattanayak, Subhrendu K., Van Houtven, George L., & Gelso, Brett R. , (2008). Combining Revealed and Stated Preference Data to Estimate The Nonmarket value of Ecological Service: An Assessment of The State of The Science, *Journal of Economics Surveys* 22(5): 872-908.
- Wu, Pei-Ing, & Huang, Chu-Li. (2001). Actual averting expenditure versus stated willingness to pay, *Applied Economics*, 33(2): 277-283.
- Mu, Xinming., & Whittington, Dale. (1990). Modeling Village Water Demand Behavior: A Discrete Choice Approach, *Water Resources Research*, 26(4): 521-529.
- Nevo, Aviv. (2001). Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry. *Econometrica*, 69(2): 307-342.
- Yoo, Seung Hoon & Yang, Hee Jong. (2001). Application of Sample Selection Model to Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies. *Environmental and Resource Economics*. 20(2): 147-163.

ABSTRACT

Estimating the Economic Benefits of Improving Tap Water Quality Using a Discrete Choice Model

Jaebok Lee, Yoonkyoung Cho, and Sangin Park

This paper aims to estimate the economic benefit of improving tap water quality, an important element in evaluating the policy of privatizing water service. A discrete choice model is used based on the drinking water choices of 24,600 households in twelve Korean cities from 2007 to 2010. Utilizing the attributes of alternatives and the characteristics of each household who chooses among tap water, bottled water, and filtered water. A mixed logit model is adopted for resolving the problem of endogeneity caused by the unobservable characteristics of the alternatives and the IIA problem in the simple logit model. The results of the estimation show that rise of the rating by one out of five points in a subjectiverating is worth 107,700 Korean won per household per year.

【Keywords: tap water, benefits of improving water quality, discrete choice model, mixed logit model】