

패널 분위수회귀 모형을 사용한 우리나라 지방 상수도 생활용수 수요의 가격탄력성 추정[†]

김형건*

요약 : 우리나라에서도 최근 잦아진 가뭄으로 물 부족에 대한 경각심이 높아졌다. 특히, 2015년의 가뭄은 경제적으로 큰 피해를 야기하였고 적극적인 물 수요 관리의 필요성을 부각시킨 계기가 되었다. 경제학적 측면에서 수요관리 정책을 설계하기 위해 선행되어야 될 점 중 하나는 신뢰성 있는 가격탄력성의 추정이다. 그러므로 본 연구에서는 기존 국내 선행연구들에 비해 강건한 생활용수 수요의 가격탄력성을 추정하고자 한다. 이를 위해 2010년도에서 2013년도까지 지방 상수도 공급지역 161개의 자료를 패널 분위수회귀모형을 사용해 추정하였고 이를 패널자료 회귀모형의 결과와 비교·분석하였다. 분석 결과, 생활용수 수요의 가격탄력성은 -0.156에서 -0.189 사이의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 또한 본 연구에서는 조건부 평균 회귀를 사용하는 경우 왼쪽꼬리가 길고 오른쪽 분포가 두꺼운 우리나라 생활용수 수요량 분포의 특징으로 수요량이 많은 지역들의 성향이 추정결과에 상대적으로 크게 반영된다는 점을 확인하였다.

주제어 : 생활용수 수요, 가격탄력성, 패널분위수회귀모형

JEL 분류 : H4, N5

접수일(2018년 1월 9일), 수정일(2018년 3월 11일), 게재확정일(2018년 3월 15일)

[†] 이 논문은 2016년도 한국수자원공사 「극심한 가뭄 대응을 위한 요금제도 개선방안 연구」의 일부 내용을 발췌하여 발전·개선한 연구입니다.

* 강원대학교 경제·정보통계학부 조교수, 교신저자(e-mail: khg@kangwon.ac.kr)

Estimating Price Elasticity of Residential Water Demand in Korea Using Panel Quatile Model[†]

Hyung-Gun Kim*

ABSTRACT : This study estimates the price elasticity of residential water demand in Korea. For that, annual panel data from the year of 2010 to 2013 for 161 local water services is estimated by using panel quantile model. As a result, the price elasticities of residential water demand in Korea are estimated to be between -0.156 and -0.189 depending on its quantile. In addition, the study finds that the estimated elasticity of residential water demand by traditional conditional mean regression is relatively more influenced by high demand areas because the distribution of residential water demand in Korea is left-skewed.

Keywords : Residential Water Demand, Price Elasticity, Panel Quantile Model

Received: January 9, 2018. Revised: March 11, 2018. Accepted: March 15, 2018.

[†] This paper is a academic revised version that improves some parts of K-Water's policy report entitled "A Study on Improvement of Water Tariff System for Severe Drought."

* Assistant Professor, Kangwon National University, Corresponding author(e-mail: khg@kangwon.ac.kr)

I. 서론

2015년 우리나라의 1m^3 당 평균 상수도 요금은 미국달러 기준 약 0.63로 영국의 2.12, 미국의 1.53, 일본의 1.01 등에 한참 미치지 못하는 반면 우리나라의 1일 1인당 평균 물 사용량은 2012년 기준 275리터로 주요국 중 가장 높다(국토교통부, 2016). 무리한 비용 없이 여유롭고 안정적인 물의 공급이 가능하다면 낮은 가격과 높은 소비는 문제가 되지 않는다. 특히, 필수재이면서 공공재의 성격이 강한 물의 속성을 고려하면 당연히 그럴 것이다. 하지만 최근 부쩍 잦아진 우리나라의 가뭄 빈도를 감안하면 우리나라 역시 이제 시장의 가격 장치(mechanism)를 사용한 수요 관리를 고민하여야 할 때가 왔다.

이제 우리나라는 물 부족으로 인한 치명적 재해에 자유롭지 않다. 2014년 이후 지속되고 있는 가뭄은 이미 많은 지역에 피해를 주고 있다. 특히, 2015년 극심한 가뭄이 발생한 충남 서북부 지역에서는 급기야 생활용수의 급수 조정까지 이루어진 적이 있다. 당시 이 지역의 물 공급을 담당하는 보령댐의 저수량은 역대 최저치를 기록하였고 공급 중단 위기까지 발생하였다. 이때 위기를 극복하기 위해 실시된 대응방법으로는 누수 저감 사업, 절수 캠페인, 급수체계 조정 등이 있었다. 그리고 흥미로운 대응 중 하나는 가격을 통해 가계의 물소비 절감을 유도하기 위해 절수 지원제가 함께 동원되었다는 점이다. 전년 동월 대비 물 사용량이 적은 가구에 대해서는 절감량에 해당되는 인센티브를 지급하였다.

경제학적 측면에서 가격 변화는 소비자의 소비 행태 변화를 유도할 수 있는 가장 중요한 신호 중 하나이다. 물 역시 우리에게 가장 중요한 필수재 중 하나이기는 하지만 다른 재화와 마찬가지로 가격에 반응하는 재화이다. 대부분 선행연구들에 따르면, 생활용수 수요의 가격탄력성은 비탄력적이기는 하지만 통계적으로는 유의하게 추정되고 있다(김종원·한동근, 2002; 유승훈·양창영, 2005; 노상환, 2007 등). 다시 말해, 생활 용수의 가격은 가뭄 비상시를 포함한 수요 관리의 측면에서 중요한 역할을 담당할 수 있다는 것이다. 예를 들어, 심각한 가뭄이 발생할 때는 2015년의 절수 지원제와 유사한 절약 유인 뿐 아니라 물의 과소비에 대한 금전적 페널티를 함께 설계할 수도 있을 것이다. Pint (1999) 역시 가뭄이라는 긴급 상황에서 물 관리를 위한 가격 할증이나 할인 제도가 중요하다는 점을 시사하고 있다. 그리고 Grafton et al. (2011)가 분석한 바와 같이 효율적인 누진 요금제의 설계 역시 우리나라의 생활용수 수요관리에 중요할 수도 있을 것이다.)

하지만 필수재로써의 물의 역할을 감안하면 비상시의 여부와 무관하게 아주 미세한 가격 제도의 변화라 할지라도 많은 소비자들이 민감할 수밖에 없다. 그러므로 생활용수 가격의 조정은 신중하여야 하고 수요 관리 측면에서 정확한 수요 예측이 중요할 수밖에 없다. 새로운 가격 제도 혹은 변경을 위해서는 무엇보다 정확하고 강건한 통계적 결과가 선행되어야 한다. 하지만 현재까지 누적되어 있는 국내 연구에서는 아직 누구나 동의할 만한 가격탄력성의 추정이 이루어지지 못하는 못하였다. 연구에 따라 가장 작게는 -0.05부터 가장 크게는 -1.226까지 연구의 사용자료와 모형에 따라 너무 상이한 결과들이 추정되고 있다. 뿐만 아니라, 최근에는 관련 연구가 오히려 점차 감소하고 있는 추세이다.

그러므로 본 연구에서는 분위수회귀모형을 사용하여 생활용수 수요의 가격탄력성에 대해 보다 강건한 추정결과를 도출해보고자 한다. 분위수회귀모형을 사용하면 생활용수 수요 분포의 모든 부분을 전반적으로 관찰할 수 있다. 그러므로 기존 연구에서 사용하는 조건부 평균 회귀에 비해 상대적으로 강건한 결과를 확인할 수 있을 것이다.

연구의 순서는 다음과 같다. 우선, II장에서 지금까지 진행되었던 선행연구에 대해 검토한다. III장에서는 생활용수 수요 추정에 사용되는 분위수회귀모형과 사용된 자료를 설명하고 기초통계량에 대해 분석한다. IV장에서는 추정된 결과를 분석한다. 그리고 마지막으로 V장에서 종합적인 분석을 통해 결론과 시사점을 도출한다.

II. 선행연구

해외의 경우, 수요 가격탄력성 추정의 중요성이 오래 전부터 인식되어 다양한 형태의 물 소비함수 추정과 분석이 이루어져 왔다. 연구의 수가 다양하고 많은 만큼 선행연구 자료를 토대로 하는 메타분석 역시 많이 이루어졌다. Espey et al. (1997)에서는 미국 생활용수 수요의 가격탄력성을 추정한 선행연구들을 자료로 방법론, 자료, 변수 등이 가격탄력성 추정에 미치는 영향을 연구하였다. 이 연구에는 1967년에서 1993년까지 학술지에 게재된 논문에서 124개의 추정값들을 자료로 사용하고 있다. 자료로 사용된 가격탄력성 추정값들은 -0.02에서 -3.33까지이고 평균 -0.51의 값을 나타내고 있다. 자료의 평균

1) 우리나라의 지방자치단체 대부분은 생활용수 요금에 누진제를 사용하고 있다.

추정 가격탄력성이 비탄력적이기는 하지만 필수재적인 물의 성격을 감안할 때 일반적인 기대보다는 조금 높아 보인다.²⁾ 반면, Arbués et al. (2003)은 사용 변수와 계량 모형에 연구의 초점을 맞추어 생활용수 수요 가격탄력성 추정 관련한 선행연구를 조사·분석한 바 있다. 이 연구에서도 대부분 생활용수 수요의 가격탄력성은 비탄력적인 것으로 나타나고 있다는 점을 언급한다. 하지만 동 연구에서 더 큰 무게를 두고 있는 것은 추정 결과보다는 추정 모형과 변수 선택에 따른 내생성 발생 가능성과 모형 설정(specification)의 문제이다. 생활용수의 요금은 사용량에 따라 정액을 부과하는 일반 재화와는 달리 기본요금과 사용요금이 나뉘진 누진제를 적용하는 경우가 많다. 그렇기 때문에 일반적인 고전선형모형(OLS)을 사용하는 경우에는 편이(bias)가 발생할 가능성이 높다(Arbués et al., 2003). 또한 가격과 같은 변수들은 수요와 공급에 동시에 영향을 받을 가능성도 높다(Arbués et al., 2003). Arbués et al. (2003)는 이와 같은 편이의 가능성을 최소화하기 위해 사용되는 변수의 변형, 도구변수(IV), 수정항, 최대우도(Maximum likelihood) 등에 대해 논의하고 있다.

보다 최근의 연구를 들자면, House-Peters and Chang (2011)이 변수, 이론적 배경, 실증 분석의 방법론에 대해 요약 및 분석한 바가 있고, Sebri (2014)은 100개 연구에서 도출된 638개의 가격탄력성을 사용하여 메타분석을 하였다. 여기서 사용된 자료의 가격탄력성은 -0.002와 -3.054의 범위를 가지고 평균 -0.365의 추정값을 나타낸다. 이 연구를 통해 Sebri (2014)는 생활용수의 가격탄력성은 계절성과 옥내외 사용 장소에 따라 달라지고 개발도상국과 선진국 간의 가격탄력성 역시 차이를 나타낸다고 결론내리고 있다. 마지막으로 Marzano et al. (2018)은 1963년에서 2013년까지 31개국의 124개 연구에서 도출된 615개의 추정값을 통한 메타 분석을 하였다. 이때 사용된 추정값은 -0.40이었다.

각 국가별로 개별 연구를 몇 개 살펴보자면, Pint (1999)는 미국 캘리포니아 주에서 발생한 가뭄에 대한 가계의 반응을 살펴보기 위해 1982년에서 1992년까지 알라메다 카운티 599개의 독신 가계를 대상으로 가격탄력성을 분석하였다. 분석 결과, 생활용수의 가격탄력성은 상당히 비탄력적이지만 가뭄 기간의 요금 상승은 가계의 용수 수요를 약 16% 감소시킨 것으로 추정되었다. Nauges and Thomas (2000)은 1988년에서 1993년까

2) Espey(1998)의 휘발유 수요에 대한 메타분석에서 사용된 자료의 추정 장기 휘발유 수요 가격탄력성이 0에서 -2.72이었고 평균이 -0.58이었다.

지의 프랑스 116개 지자체의 자료를 통상최소제곱(OLS), 일반최소제곱(GLS), 도구변수(IV) 등의 방법을 사용하여 용수에 대한 가격탄력성이 약 -0.22인 것으로 추정하고 있다. Martínez-Españeira (2007)는 스페인 세빌 지역의 민간회사인 EMASESA에서 수집된 1991년에서 1999년까지의 시계열을 오차수정모형으로 추정하여 장기, 단기의 가격탄력성이 각각 -0.5, -0.1인 것으로 추정하였다. Schleich and Hillenbrand (2009)는 독일의 용수 공급 600개 지역을 대상으로 인구나 인구밀도를 추가하여 추정된 가격 도구변수를 사용하여 가격 변수와 비교분석하였고, 내생성이 존재한다는 증거가 없다는 결론 하에 가격탄력성이 약 -0.24인 것으로 결론 내렸다. Grafton et al. (2011)는 2008년 10개국의 가계에 인터넷으로 조사된 설문조사의 1,369개 관찰값 결과를 바탕으로 생활 용수 수요를 추정하였고, 추정결과 사용량에 따라 변화되는 요금제가 용수 수요의 중요한 결정요인이고 비가격적 요소 중에서는 절수형 변기가 용수 수요의 절감에 유의한 영향을 미치는 것으로 결론내렸다. Hung and Chie (2013)은 2005년 대만 타이페이 가계 소득 및 지출 조사(Report on the Family Income and Expenditure Survey)의 자료를 수집하여 총 1,985개의 가계 자료를 바탕으로 용수 수요를 추정한 결과 -0.449의 가격탄력성을 도출하였다.

해외의 선행연구에 미치지 못하는 못하지만 용수수요에 대한 가격탄력성은 국내에서도 다양하게 연구되어 왔다. 중요 연구들을 소개하자면, 김종원·한동근(2002)는 서울, 대구, 청주, 원주, 남원 지역에 대한 공적분회귀를 통해 서울과 청주 지역의 용수 수요에 대해 각각 약 -0.15, 약 -0.21의 통계적으로 유의한 가격탄력성을 추정하였다. 곽승준·이충기(2002)는 1970년부터 1999년까지 서울시의 연간 시계열을 오차수정모형으로 분석하여 장단기 가격탄력성을 각각 약 -1.226, 약 -0.145으로 추정하였다. 유승훈·양창영(2005)는 2002년 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산의 가계 조사를 통해 수집된 자료를 표본선택모형을 통해 추정하여 수요 가격탄력성이 -0.783인 것으로 결론 내렸다. 유승훈·정근오·양창영(2005)는 2002년 7월에 수집된 서울시 354개 가계를 대상으로 동일한 방법으로 추정하여 서울의 수요 가격탄력성이 -0.964인 것으로 결론내렸다.³⁾ 박두호·최한주(2006)는 1997년에서 2003년까지 전국 167개 시·군 지역을 대상으로 패널 고정효

3) 유승훈·양창영(2005)에서 사용된 자료와 동일한 것으로 짐작된다.

과와 임의 효과 모형을 통해 분석하여 -0.05의 가격탄력성을 도출하였다. 마지막으로 노상환(2007)은 1995년부터 2004년까지 4개 광역지방자치단체와 92개 시·군을 대상으로 분석하여 용수 수요의 가격탄력성을 -0.141으로 추정하였다.

III. 모형 및 사용자료

1. 모형

본 연구에서는 지방 상수도 생활용수 수요에 대한 가격탄력성의 추정을 위해 일반적으로 사용하는 패널자료 회귀모형과 함께 패널 분위수회귀모형을 사용하고자 한다. 그리고 가격변수가 야기할 수 있는 내생성을 어느 정도 제거하기 위해서는 패널자료 회귀모형과 패널 분위수회귀모형에서는 모두 고정효과 모형을 사용한다. 수요함수의 설정에 있어 가격은 가장 중요한 변수이면서 오차항과 상관할 가능성이 높은 변수이다. 수요 변화에 반응하여 공급 측면에서 가격이 결정되는 다른 일반 재화와 달리 지방 상수도 생활용수는 필수재이자 공공재로 그 가격이 수요의 변화에 기반하지 않을 가능성이 높다. 그러므로 수요함수와 동시에 결정되는 공급함수의 설정은 필요하지는 않을 것이다. 오히려 우리나라 지방 상수도 생활용수의 공급가격 결정은 비용에 기반하고 있다고 가정하는 것이 더욱 설명력이 있다. 비용에 기반을 하는 가격이라고 가정하였을 때, 모형의 내생성을 야기할 수 있는 문제는 수요의 변동보다는 지역의 면적, 인구, 인구 밀도에서 초래될 가능성이 높다(Schleich and Hillenbrand, 2009). Schleich and Hillenbrand (2009)는 지역의 면적이 넓고 인구 밀도가 낮을수록 고정 비용은 크고 회수가 어려워 요금 상승의 원인이 된다는 점을 지적하고 있다.⁴⁾ 이와 같은 논리는 우리나라에도 그대로 적용할 수 있다. 지역이 가지고 있는 고유의 특성으로 인해 가격이 결정되고 이 가격은 오차항과 상관할 가능성이 높다. 하지만 패널자료 고정효과 모형을 사용하면 각 공급 지역이 가지고 있는 고유의 특성이 변수의 차분을 통해 통제되기 때문에 이로 인한 내생성이 상당 부분 해소될 수 있다.

4) 이를 감안하여 Schleich and Hillenbrand (2009)는 인구와 인구밀도에 기반을 두는 도구변수를 사용하였지만 검정결과 내생성은 발생하지 않는 것으로 나타났다.

내생성을 감안한 패널자료 고정효과모형 이외에 본 연구에서는 추정 결과의 강건성을 확보하기 위해 패널 고정효과 분위수회귀모형을 사용하고자 한다. Koenker and Basset (1978)의 연구 이후 크게 발전해오고 여러 분야에 사용되고 있는 분위수회귀모형은 극단치(outlier)를 배제하기 어렵고 분포의 전체적인 모습을 감안할 수 없는 고전선형 모형의 좋은 대안이 되고 있다. 분위수회귀모형은 각 설명변수에 대한 조건부 평균을 추정하는 고전선형모형과 달리 조건부 분위수를 추정하는 방식을 사용하여 극단치(outlier)에 대한 영향을 배제하고 분포의 전반적인 모습을 확인 할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 특히 지방 상수도 생활용수의 가격탄력성과 같이 생활용수 수요의 분포에 따라 큰 차이를 보일 가능성이 있는 경우에는 평균 추정에 의해 도출된 가격탄력성의 강건성을 확인하는데 큰 도움이 될 것으로 판단된다. 이와 같은 장점으로 인해 최근 패널 고정효과 분위수회귀모형에 대한 연구는 굉장히 활발하게 진행되고 많은 종류의 추정량이 개발되고 있다(Koenker, 2004; Lamarche, 2010; Galvao Jr., 2011; Rosen, 2012; Powell, 2016 등). 본 연구에서는 Koenker (2004)의 페널티 고정효과 분위수회귀모형(Penalized Quantile Regression with Fixed Effects)을 사용하고자 한다.

우선 고전적인 선형모형은 다음 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} = x'_{it} \alpha + \eta_{it} \quad (1)$$

y_{it} 는 지방 상수도 공급 지역을 나타내는, $i = 1, \dots, I$, 과 해당 연도를 나타내는, $t = 1, \dots, T$ 에서 t 년도 공급지역 i 의 1인당 생활용수 수요를 나타내고, x_{it} 은 열벡터, $x_{it} = (1, x_{it,2}, \dots, x_{it,m})$ 로 생활용수 수요에 영향을 미칠 수 있는 각 공급 지역의 고유 특성, m 개의 설명변수들을 나타낸다. α 는 계수를 뜻한다. 여기서 패널 모형에 대한 가정은 오차항인 η_{it} , $\eta_{it} = \mu_i + e_{it}$ 에 대한 가정으로 결정된다. 고정효과 모형의 가정에서는 μ_i 는 시간에 불변하는 각 i 의 고유의 특성들을 나타내고 e_{it} 는 시간과 특성에 영향을 받는 오차항이다. 고정효과 모형에서는 변수의 차분을 통해 μ_i 가 쉽게 제거된다. 그리고 이를 분위수회귀로 추정하기 위한 모형은 Koenker(2004)에서와 같이 다음 분위수 함수, 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$Q_{\theta}(y_{it}|x_{it}) = \mu_i + x'_{it}\alpha(\theta) + e_{it} \quad (2)$$

이때, θ 는 분위수를 뜻하면, $\theta \in [0, 1]$ 이다. 일반적으로 최소제곱잔차를 사용하는 고전모형과 달리 식 (2)은 다음의 식 (3)을 사용하여 추정될 수 있다.

$$\min_{(\mu, \alpha)} \sum_{\theta=1}^M \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^I w_k \rho_{\theta}(y_{it} - \mu_i - x'_{it}\alpha(\theta)) \quad (3)$$

여기서 $\rho_{\theta}(\cdot)$ 는 손실함수를 뜻하며 $\rho_{\theta}(y_{it}) = [\theta - I(y_{it} < 0)]$ 이고, w_k 는 선형통계량 회귀를 사용할 때 각 분위수에 부여하는 가중치를 나타낸다. 마지막으로 앞에서 언급한 바와 같이 식 (3)에서 시간 불변 오차인 μ_i 는 일반적인 차분방식을 사용하지 않기 때문에 제거되지 않는 문제가 발생한다. 이에 대해 Koenker(2004)는 식 (3)에 패널티 항인 $\lambda \sum_{i=1}^I |\mu_i|$ 을 추가하는 방식을 제안하다. 이 식은 λ 의 크기를 통해 시간 불변 변수를 통제하게 된다.

2. 사용자료

1) 자료

본 연구에서 가격탄력성의 추정을 위해 사용된 자료는 대부분 환경부에서 공개하는 각 연도의 상수도통계 자료이다. 이 자료에는 지방 상수도 생활용수의 가격탄력성 추정에 필요한 용수의 수요, 가격, 해당 지역의 급수보급률 등 가장 기본적인 자료들이 포함되어 있다. 이 자료의 공급지역은 2013년을 기준으로 세종시를 포함한 8개의 광역시와 154개의 시군이 포함되어 있다. 연구에는 사용 자료의 기간 중 행정구역의 변화가 발생한 지역을 조정하고 세종시를 제외하여 161개의 지역을 포함하였다. 환경부의 상수도 통계는 오래 전부터 작성되어 왔고, 2018년 1월 현재, 2015년까지의 자료가 공개되어 있다. 하지만, 본 연구에서 추정에는 2010년에서 2013년까지의 자료가 사용되었다. 가뭄이 가장 심하였던 2014년과 2015년간에는 비정상적인 소비자의 행태가 나타날 가능성이 높아 추정에서 배제하였다.⁵⁾ 결과적으로 161개 지역의 4년간 자료 644개를 사용하

였고, 추정에는 지역 정합이 안 된 4개 관찰값을 제외, 총 640개의 관찰값이 사용되었다. 상수도 관련 이외 각 지역에 대한 특성은 통계청, 에너지경제연구원 등을 통해 수집되었다.

공급 지역을 연구의 대상 범위로 삼은 이유는 가장 먼저 가계 자료의 수집이 불가능하였기 때문이다. 국내에서는 개별 연구를 통해 수집된 가계 자료를 제외하고 공식적으로 수집·발표되는 생활용수 수요 정보는 없다. 현재까지 저자의 노력으로는 가계 정보의 수집은 불가능하였다.

그리고 공급 지역을 대상으로 한 두 번째 이유는 강건한 가격탄력성의 추정을 위해 총량 자료가 가계 자료보다 오히려 유리한 점도 있기 때문이다. 우리나라의 경우 아파트와 같은 공동생활 단지에서의 생활용수 수요 비중이 상당히 높은 편이다. 이런 주거 형태의 요금은 일반적으로 단지 내 공동 사용량에 대해 먼저 부과하고 주거 내에서 이를 개별 세대로 나누는 방법을 사용한다. 그러므로 개별 가계에 대한 수요량을 조사하기는 어렵다. 물론, 도시가계조사와 같이 가계에 대한 직접 조사로 자료가 수집된 경우도 있다. 하지만, 이들 자료들에는 지역 정보가 공개되지 않아 각 가계의 요금 정보를 알 수 없다. 자료의 정확성과 객관성 이외에도, 앞서 서론에서도 언급한 바가 있지만, 우리나라 지자체 대부분의 생활용수 요금은 누진제를 적용하고 있다. 선형으로 계산되지 않는 요금의 지출은 선형함수로 추정하기가 어렵다. 뿐만 아니라 사용량이 가격을 결정하기 때문에 내생성이 발생할 수 있는 문제까지 야기한다.⁶⁾ 결론적으로 이와 같은 점을 모두 고려한다면, 공급지역 내에서의 총량 자료 역시 강건한 가격탄력성의 추정에 상대적으로 유리한 장점들을 갖고 있는 것으로 보인다.

2) 기초통계량

사용된 자료에서 2010년에서 2013년까지 평균적으로 사용한 생활용수의 양은 <표 1>에서 보는 바와 같이, 약 48 m³이고 가격은 세제곱미터 당 523원이다. 각 지역의 1인당 소비량은 최소 약 15 m³에서 최대 73 m³까지 다양하고 가격 역시 약 523원에서 934원까지 다양하다. 가장 가격이 비싼 지역에서 가장 많은 물을 소비하였다고 가정하였을 때 연

5) 연구가 시작된 2016년에 수집된 자료 역시 2013년도까지의 자료였다.

6) 누진요금제에서는 일정 구간의 수요량에서는 낮은 요금이 부과되고 그 구간의 수요량을 초과하면 상대적으로 높은 요금을 부과하게 된다. 우리나라의 지자체는 대부분 3단계의 누진 구간을 가지고 있다. 누진제에서는 소비자의 수요량이 가격에 영향을 미치게 된다.

간 지불하게 되는 금액은 대략 연간 68,182원으로 계산된다.

GRDP는 지역의 소득을 대리하기 위해 사용되었고, 천 명당 사업체수와 전력사용량은 지역의 산업규모를 대리하기 위해 사용되었다. 이외 고령인구, 강수량, 난방도일 등은 모두 생활용수의 수요에 영향을 줄 수 있는 변수로 판단되어 사용하였다. 용수 이외의 변수들 중에 주목할 점은 용수의 공급 지역이 광역시와 도의 구분으로 이루어지지 않고 광역시와 시군으로 이루어져 있다는 점이다. 때문에 지역의 경제적 규모나 인구 등은 큰 차이를 보이고 있다.

〈표 1〉 기초통계량

변수	관찰값 ²	평균	표준편차	최소값	최대값
1인당 생활용수 소비량(m ³)	644	48.46	14.77	14.71	72.77
1m ³ 당 생활용수 가격(원)	644	523.13	122.59	207.04	933.85
GRDP(백만 원)	642	8,161,585	25,600,000	195,819	307,000,000
천명당 사업체수(개)	640	71.08	11.34	40.84	128.24
면적(km ²)	640	617.34	350.31	33.00	1849.00
고령인구비율1(%)	640	18.50	7.78	6.17	34.62
인구(명)	644	320,692	932,631	10,662	10,600,000
전력사용량 (GWh)	644	2,813,060	5,422,335	45,413	47,300,000
난방도일(도일)	644	2,762	445	0	3,805
강수량(mm)	644	1,470	345	858	2,248
인구밀도(인구/면적)	640	1,214	3209	14	27,832

주: 1. 고령자는 65세 이상을 뜻한다. 2. 추정에는 총 640개의 관찰값이 사용되었다.

다음 <표 2>는 시간에 따른 변화를 살펴보기 위해 연도별 각 변수의 평균을 나타내고 있다. 거의 모든 변수가 2010년부터 2013까지 상승하는 모습을 나타낸다. 다만, 강수량만 2013년 급격하게 감소하는 모습을 보여준다. 본 연구에 사용한 자료는 아니지만, 이와 같은 강수량의 감소는 2014년, 2015년에도 계속되어 결국 2015년의 가뭄으로 큰 피해를 야기하게 된다.

동 기간 중에는 생활용수에 대한 수요량과 가격 역시 모두 상승한다. 강수량 감소와 가

격 상승을 함께 감안하면 수요량이 변하지 않고 상승하는 모습이 생활용수에 대한 가격 탄력성이 상당히 비탄력적일 수 있음을 보여주고 있다. 추가적으로 대부분의 변수가 상승하는 모습을 보이고 있어 4년간의 아주 짧은 패널을 사용하고 있음에도 불구하고 시간에 대한 통제가 일부 필요한 것으로 판단된다.

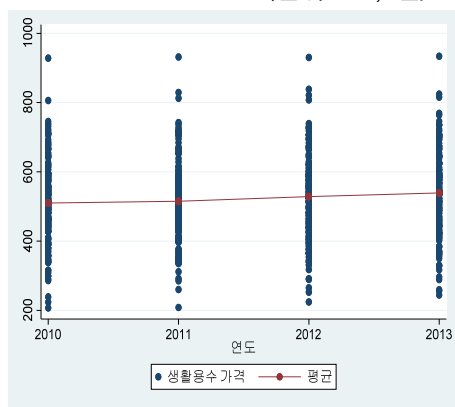
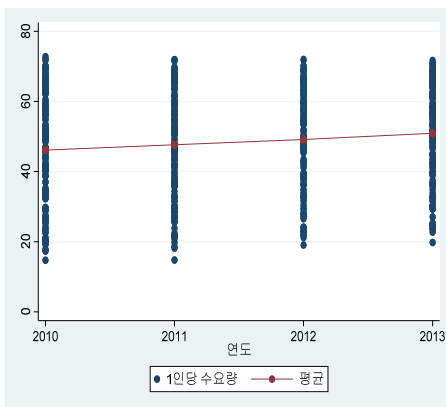
〈표 2〉 주요변수의 연도별 평균¹

변수명	2010년	2011년	2012년	2013년
소비량	46.14	47.64	49.15	50.91
가격	509.86	514.97	528.50	539.20
GRDP	7,802,128	8,065,038	8,285,984	8,496,041
사업체수	67.94	69.79	72.25	74.38
노령화	17.82	18.15	18.76	19.27
인구	318,501	320,217	321,263	322,789
전력소비	2,671,054	2,796,745	2,861,736	2,922,703
난방도일	2678.36	2767.21	2850.60	2751.69
강수량	1499.94	1635.94	1543.76	1198.63
인구밀도	1088.80	1095.20	1332.35	1341.32

주: 1. 단위는 <표 1>에 나타나 있다.

〈그림1〉 생활용수 수요량(좌)과 가격(우)의 추이

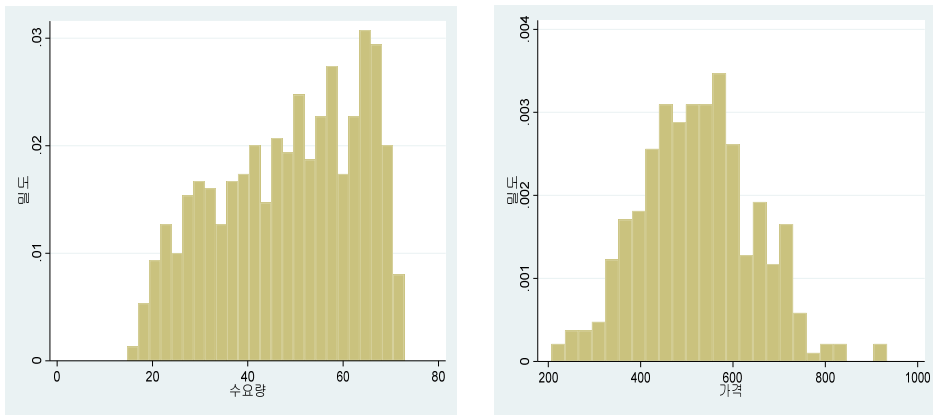
(단위: m³, 원/m³)



앞서 확인한 바와 같이, <그림 1>에도 생활용수 수요량과 가격은 대부분 평균을 중심으로 점차 상승하고 있다. 하지만, 수요량의 경우 평균을 중심으로 대부분 모여 있지만 가격의 경우 2~3개의 지역이 다른 지역에 비해 상대적으로 높거나 낮은 가격을 보이고 있다. 이와 같은 모습을 보다 명확하게 확인하기 위해 다음 <그림 2>는 수요량과 가격의 히스토그램을 나타내고 있다. 분포의 모양은 가격이 상대적으로 정규분포의 모양과 가까운 모습을 하고 있고 수요량은 오른쪽, 높은 수요량에 상대적으로 많은 지역이 모여 있는 모습을 나타내고 있다.

<그림 2> 생활용수 수요량(좌)과 가격(우)의 히스토그램

(단위: m^3 , 원/ m^3)



이와 같은 분포로 봤을 때, 조건부 평균의 선형회귀모형은 분포의 오른쪽을 더욱 많이 반영하게 되면서 수요량이 적은 지역의 가격탄력성을 상대적으로 적게 반영하는 문제를 갖게 된다.

마지막으로 기초통계량 이후의 추정에는 모든 변수에는 자연로그를 취하였다.

IV. 추정 결과

1. 통합선형회귀(Pooled OLS) 모형의 추정 결과

〈표 3〉 통합선형회귀의 추정결과

대수 수요	model 1	model 2	model 3 (지역포함) ¹	model 4 (지역·시간포함) ²
가격	-0.195*** (0.039) ³	-0.164*** (0.035)	-0.136*** (0.036)	-0.148*** (0.038)
GRDP	0.159*** (0.008)	-0.062* (0.037)	-0.017 (0.041)	-0.036 (0.040)
사업체수		0.491*** (0.066)	0.390*** (0.073)	0.318*** (0.072)
면적		0.075** (0.030)	0.077** (0.036)	0.092** (0.035)
고령비중		-0.358*** (0.036)	-0.274*** (0.038)	-0.300*** (0.037)
난방도일		0.204*** (0.053)	0.024 (0.063)	-0.025 (0.064)
전력수요		0.043 (0.026)	-0.024 (0.263)	0.028 (0.026)
강수량		-0.126*** (0.026)	-0.106** (0.049)	-0.005 (0.067)
인구밀도		0.108*** (0.024)	0.129*** (0.029)	0.135*** (0.029)
상수항	2.693*** (0.293)	2.689** (0.667)	2.756*** (0.818)	2.935*** (0.861)
R ²	0.3692	0.573	0.6300	0.6438

주: 1. 지역더미는 16개의 광역시도로 서울을 기준으로 한다. 지면을 줄이기 위해 지역더미의 계수는 생략한다. 2. 시간은 연간더미를 뜻하며 2011년을 기준으로 한다. 역시 지면을 줄이기 위해 계수는 생략한다. 3. 괄호 안은 강건 표본오차를 나타내며, *은 $p < 0.1$, **은 $p < 0.05$, ***은 $p < 0.01$ 을 뜻한다.

분위수회귀 모형의 추정에 앞서 우선 통합 선형회귀모형에 대한 추정을 선행하였다. 추정결과, <표 3>에 나타난 바와 같이, 가격탄력성은 변수의 통제 여부에 따라 모두 통계적으로 1% 내에서 유의한 수준에서 -0.136에서 -0.195의 값을 나타낸다. 그리고 시간과

지역 모두를 통제한 모형에서는 -0.148의 값을 나타낸다. 가격 이외에 통계적으로 유의한 변수들을 살펴보면, 사업체의 수, 면적, 인구밀도가 높을수록 생활용수의 수요를 증가시키는 반면, 고령비중, 전력수요, 강수량은 수요를 감소시키는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 패널자료회귀의 추정결과

	고정효과	확률효과
가격	-0.138*** (0.043)	-0.161*** (0.038)
GRDP	-0.097** (0.038)	-0.102*** (0.034)
사업체수	0.681*** (0.251)	0.363*** (0.112)
면적	-1.286 (0.873)	0.085** (0.041)
고령비중	-1.926*** (0.336)	-0.375*** (0.055)
난방도일	-0.089* (0.048)	-0.063 (0.047)
전력수요	0.099*** (0.030)	0.083*** (0.026)
강수량	-0.002 (0.034)	-0.001 (0.034)
인구밀도	0.095*** (0.035)	0.122*** (0.034)
상수향	15.319*** (5.535)	3.752** (0.768)
하우스만검정	$\pi^2=33.72$	P-값: 0.0007

주: 1. 시간더미는 지면상 생략한다. 2. 확률효과에 포함된 지역더미 역시 지면상 생략한다. 3. 괄호 안은 표본오차를 나타내며, *은 $p<0.1$, **은 $p<0.05$, ***은 $p<0.01$ 을 뜻한다.

고정효과와 확률효과를 사용한 모형에서의 추정결과 역시 통합 선형회귀모형의 결과와 거의 유사하다. 전력수요에 대한 통계적 유의성이 없다는 점만 다르고 대부분의 통계적 유의성과 계수의 부호는 동일한 것으로 나타났다. 하우스만 검정에서는 설명변수와 오차항 간 공분산이 0이라는 귀무가설을 1% 내에서 기각하고 있다. 앞서 설명한 바와 같이, 모형과 자료의 특성상, 시간 불변의 지역 특징들을 통제하는 경우 내생성을 상당 부분 제거할 수 있다. 때문에 본 연구에서는 고정효과 모형이 확률효과 모형에 비해 상대적으로 현실적인 결과를 추정하고 있을 것으로 기대한다.

〈표 5〉 패널티 고정효과 분위수회귀 모형의 추정결과

	10%	25%	50%	75%	90%
상수항	2.595 (3.273)	1.700 (2.559)	2.615 (1.692)	4.620*** (0.854)	4.633*** (0.533)
가격	-0.189** (0.091)	-0.189*** (0.072)	-0.175*** (0.053)	-0.156*** (0.021)	-0.178*** (0.029)
GRDP	-0.033 (0.054)	-0.118*** (0.043)	-0.129*** (0.047)	-0.149*** (0.047)	-0.099*** (0.027)
사업체수	0.305 (0.325)	0.451 (0.313)	0.369 (0.232)	0.173 (0.135)	0.140 (0.090)
면적	0.050 (0.091)	0.071 (0.070)	0.077* (0.037)	0.112*** (0.044)	0.079** (0.032)
고령비중	-0.443*** (0.078)	-0.435*** (0.083)	-0.356*** (0.043)	-0.286*** (0.060)	-0.186*** (0.060)
난방도일	0.162 (0.112)	0.234** (0.102)	0.260*** (0.080)	0.048 (0.043)	0.046 (0.050)
전력수요	0.051 (0.042)	0.098** (0.048)	0.088*** (0.037)	0.059* (0.033)	0.028** (0.011)
강수량	-0.045 (0.065)	-0.015 (0.080)	-0.106 (0.076)	-0.002 (0.059)	0.015 (0.054)
인구밀도	0.097** (0.054)	0.110*** (0.042)	0.114*** (0.033)	0.128*** (0.040)	0.102*** (0.026)
11년 더미	0.047** (0.024)	0.042*** (0.014)	0.039** (0.019)	0.032*** (0.018)	0.012 (0.018)
12년 더미	0.078** (0.034)	0.093*** (0.018)	0.075*** (0.024)	0.072*** (0.028)	0.053** (0.028)
13년 더미	0.115*** (0.042)	0.135*** (0.023)	0.097*** (0.018)	0.098*** (0.035)	0.099 (0.029)

주: 괄호 안은 표본오차를 나타내며, *은 $p < 0.1$, **은 $p < 0.05$, ***은 $p < 0.01$ 을 뜻한다.

마지막으로 패널티 고정효과 분위수회귀 모형의 추정결과에서도 앞의 고전선형모형에서의 결과와 거의 유사한 결과가 추정되었다. 수요의 가격탄력성은 10%, 25%, 50%, 75%, 90%의 분위수에서 모두 통계적으로 유의하게 각각 -0.189, -0.189, -0.175, -0.156, -0.178의 가격탄력성을 보이고 있다. 일반 재화의 가격탄력성인 경우 우하향하는 수요함수의 일반적인 모습에 따라 수요량이 많은 계층일수록 가격탄력성이 비탄력적인 성

향을 가지게 된다. 하지만, 생활용수 수요는 수요량과 거의 무관하게 일정한 가격탄력성을 보이는 것으로 나타났다. 지자체의 수요량과 무관한 가격탄력성을 보인다는 점은 상당히 강건하고 현실적인 결과라고 판단된다.

모든 추정결과를 종합해보면, 변수를 거의 통제하지 않은 고전선형모형에서의 결과를 제외하고, 가장 작은 가격탄력성은 지역더미만을 포함한 통합선형모형에서 나타난 -0.136 이었다. 반면 가장 큰 가격탄력성은 분위수회귀모형 10%와 25%의 분위에서 추정된 -0.189 이었다. 분위수회귀모형의 중위값에서의 가격탄력성은 -0.175 로 고전선형모형의 결과보다 조금 더 탄력적인 것으로 추정되었다. 이는 생활용수 수요량의 분포가 중간값을 기준으로 오른쪽이 두꺼워 수요가 많은 지역의 빈도가 낮은 지역의 빈도보다 높기 때문이다. 그러므로 조건부 평균회귀를 사용하는 대부분 선행연구는 수요량이 많은 대도시의 비탄력적인 성향을 상대적으로 많이 반영하여 보다 비탄력적인 결과를 추정할 가능성이 높다. 본 연구의 결과로 봤을 때, 우리나라 지방 상수도 생활용수 수요의 가격탄력성은 -0.156 에서 -0.189 의 사이인 것으로 판단된다.

V. 결론

우리나라의 생활용수 요금은 다른 주요국들에 비해 상당히 낮은 수준이다. 그런 이유 때문인지 최근 잦아지는 가뭄에도 불구하고 생활용수 수요는 지속적으로 증가하고 있다. 필수재이며 공공재의 성격이 강한 물의 특성상 요금 인상에 대한 주장이 쉽지는 않다. 하지만, 극심한 가뭄으로 인한 비상시에는 가격 장치(mechanism)를 통한 수요 관리가 필요할 수 있다. 실제, 2015년 발생하였던 충남 서북부 지역의 극심한 가뭄 상황에서는 물 절약분에 대한 금전적 인센티브를 지원하는 절수 지원제가 동원되었다.

가격 장치의 효율적 활용을 위해서는 정확하고 강건한 가격탄력성의 추정이 선행되어야 한다. 하지만 아직까지 우리나라 생활용수 수요의 가격탄력성 연구는 해외에 비해 상대적으로 미진한 상황이다. 본 연구에서는 아직 선행연구에서 시도되지 않았던 패널 분위수 회귀모형을 사용하여 우리나라 생활용수 수요의 가격탄력성을 보다 강건하게 추정하고자 한다.

극히 비탄력적인 생활용수 수요를 감안하면, 조건부 평균을 추정하는 일반적인 회귀

는 극단적인 일부의 관찰값(outlier)의 영향을 과도하게 반영할 가능성이 있다. 그리고 확률변수의 분포가 비대칭적인 경우에는 평균에 의한 착시가 나타날 수도 있다. 조건부 평균회귀의 단점들은 조건부 분위수를 사용한 회귀를 통해 극복할 수 있다. 분위수 회귀는 극단적인 이상치의 영향을 배제할 수 있을 뿐 아니라 분포의 전반적인 모습을 모두 관찰할 수 있다는 장점을 가지고 있다.

분위수 회귀를 사용한 추정에는 2010년에서 2013년까지 161개 국내 공급 지역별 자료가 사용되었다. 사용 자료의 기간은 우리나라 가뭄이 본격화 되는 2014년 이전의 자료로 국내 소비자들의 행태를 안정적으로 관찰할 수 있는 시기로 판단된다. 그리고 가계 수준의 자료가 수집이 불가능하여 사용한 공급 지역별 자료는 시간 불변의 지역적 특성을 제거할 수 있는 고정효과 모형을 사용하여 내생성을 최소화하였다.

추정 결과, 우리나라의 지방 상수도 생활용수 수요의 가격탄력성은 사용된 모형에 따라 아주 미세한 차이를 보인다. 통합선형모형에서는, 가격과 GRDP만을 사용한 단순모형을 제외하고, 터미변수의 통제여부에 따라 -0.136에서 -0.164의 값을 나타낸다. 그리고 패널자료 고정효과 모형에서는 -0.138의 결과가 나타났다.

마지막으로 추정의 강건성을 강화하기 위해 사용한 패널티 고정효과 분위수회귀 모형에서는 10%, 25%, 50%, 75%, 90%의 분위수에서 모두 통계적으로 유의하게 각각 -0.189, -0.189, -0.175, -0.156, -0.178의 가격탄력성이 추정되었다. 이와 같은 결과는 연구에 사용된 지역들 생활용수 수요량의 분포가 오른쪽이 훨씬 두터운 형태를 가졌기 때문인 것으로 판단된다. 일반적으로 소비량이 많은 경우의 가격탄력성이 낮게 추정되는 성향이 있고 조건부 평균을 회귀하는 모형에서는 이 계층의 가격탄력성을 상대적으로 많이 반영하게 된다. 분위수회귀모형의 결과를 바탕으로 봤을 때, 수요량이 적은 하위 10%, 20%의 지역은 대략 -0.19의 가격탄력성을 나타내고 있어 이들 지역에 대한 가격 정책은 다른 지역에 비해 상대적으로 높게 나타날 수 있다.

종합적으로 봤을 때, 우리나라 지역 자료를 사용한 지방 상수도 생활용수 가격탄력성의 추정에서는 수요량과 무관하게 모두 비탄력적인 수요를 보이고 있다. 때문에 가격 정책을 통한 수요 관리를 위해서는 상당히 높은 수준의 요금 인상이 필요할 것으로 예측된다. 이에 대한 소비자의 반감은 상당히 클 것이다. 그러므로 높은 수준의 수요 관리를 위해서는 가격 정책 외에도 다른 비가격적 정책들이 반드시 동반되어 시행될 필요가 있는 것으로 판단된다.

[References]

- 국토교통부, 『통계로 보는 한국의 수자원』, 국토교통부 수자원정책국, 2016.
- 곽승준 · 이충기, “서울시 생활용수 수요 추정-오차수정모형을 적용하여-”, 『자원·환경경제연구』, 제11권 제1호, 2002, pp. 81~98.
- 김종원 · 한동근, “계량경제모형을 통한 물 수요분석의 유용성과 한계”, 『국토계획』, 제37권 제4호, 2002, pp. 201~216.
- 노상환, “상수도 사용량 결정요인 분석 - 기초지자체의 요인분석을 중심으로 -”, 『환경정책』, 제15권 제1호, 2007, pp. 5~21.
- 박두호 · 최한주, “패널자료를 이용한 생활용수 수요의 가격탄력도 분석”, 『상하수도학회지』, 제20권 제4호, 2006, pp. 527~534.
- 유승훈 · 정군오 · 양창영, “가구 서베이 자료를 이용한 서울시 생활용수의 수요 분석”, 『서울도시연구』, 제6권 제1호, 2005, pp. 1~16.
- 유승훈 · 양창영, “무응답 자료를 고려한 대도시 상수도 사용량의 결정요인 분석”, 『경제연구』, 제23권 제1호, 2005, pp. 223~246.
- Arbués, F., M. García-Valiñas, and R. Martínez-Españeira, “Estimation of Residential Water Demand: A State-Of-The-Art Review”, *Journal of Socio-Economics*, Vol. 32, Issue 1, 2003, pp. 81~102.
- Espey, M., J. Espey, and W. D. Shaw, “Price Elasticity of Residential Demand for Water: A Meta-Analysis”, *Water Resources Research*, Vol. 33, No. 6, 1997, pp. 1369~1374.
- Espey, M., “Gasoline Demand Revisited: an International Meta-Analysis Elasticities”, *Energy Economics*, Vol. 20, Issue 3, 1998, pp. 273~295.
- Galvao Jr., A., “Quantile Regression for Dynamic Panel Data with Fixed Effects”, *Journal of Econometrics*, Vol. 164, Issue 1, 2011, pp. 142~157.
- Grafton, R. Q., M. B. Ward, H. To, and T. Kompas, “Determinants of Residential Water Consumption: Evidence and Analysis from a 10-Country Household Survey”, *Water Resources Research*, Vol. 47, Issue 8, 2011, W08537.
- House-Peters, L. A. and H. Chang, “Urban Water Demand Modeling: Review of Concepts, Methods, and Organizing Principles”, *Water Resources Research*, Vol. 47, Issue 5, 2011, W05401.

- Hung, M. F. and B. T. Chie, “Residential Water Use: Efficiency, Affordability, and Price Elasticity”, *Water Resources Research*, Vol. 27, Issue 1, 2013, pp. 275~291.
- Koenker and Basset, “Regression Quantiles”, *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, 1978, pp. 33~55.
- Koenker, “Quantile Regression for Longitudinal Data”, *Journal of Multivariate Analysis*, Vol. 91, Issue 1, 2004, pp. 74~89.
- Lamarche, C., “Robust Penalized Quantile Regression Estimation for Panel Data”, *Journal of Econometrics*, Vol. 157, Issue 2, 2010, pp. 396~408.
- Martínez-Espiñeira, R., “An Estimation of Residential Water Demand Using Co-Integration and Error Correction Techniques”, *Journal of Applied Economics*, Vol. 10, No. 1, 2007, pp. 161~184.
- Marzano, R., C. Rougé, P. Garrone, L. Grilli, J. J. Harou, and M. Pulido-Velazquez, “Determinants of the Price Response to Residential Water Tariffs: Meta-Analysis and Beyond”, *Environmental Modelling & Software*, Vol. 101, Issue 3, 2018, pp. 236~248.
- Nauges, C., and A. Thomas, “Privately Operated Water Utilities, Municipal Price Negotiation, and Estimation of Residential Water Demand: The Case of France”, *Land Economics*, Vol. 76, No. 1, 2000, pp. 68~85.
- Powell, D., “Quantile Regression with Nonadditive Fixed Effects”, *Working Paper*, Available at: http://works.bepress.com/david_powell/1/, 2016.
- Pint, E. M., “Household Responses to Increased Water Rates during the California Drought”, *Land Economics*, Vol. 75, No. 2, 1999, pp. 246~266.
- Rosen, A. M., “Set Identification via Quantile Restriction in Short Panels”, *Journal of Econometrics*, Vol. 166, Issue 1, 2012, pp. 127~137.
- Sebri, M., “A Meta-Analysis of Residential Water Demand Studies”, *Environment, Development and Sustainability*, Vol. 16., Issue 3, 2014, pp. 499~520.
- Schleich, J., and T. Hillenbrand, “Determinants of Residential Demand in Germany”, *Ecological Economics*, Vol. 68, Issue 6, 2009, pp. 1756~1769.