

수도요금 현실화가 용수수요에 미치는 영향*

- 서울시 사례분석 -

곽 승 준** · 이 충 기*** · 김 기 주****

Effects of Rational Water Pricing on Water Demand*

- A Case Study of Seoul -

Seung-Jin Kwak** · Chung-Ki Lee*** · Ki-Joo Kim****

요약 : 수자원에 관한 이슈는 21세기 전 지구가 직면한 가장 중요한 문제 중 하나이며, 효율적인 용수 관리와 운영은 정확한 수요예측에서 출발한다. 본 논문에서는 충격-반응함수를 이용하여 용수수요 함수를 구성하는 변수들의 교란이 용수수요에 미치는 단기 파급효과를 분석하고, 오차수정모형을 통해 수도요금 현실화 시행여부에 따른 향후 수요 변화를 예측하였다. 실증분석 결과에 따르면 수도요금 인상 충격은 생활용수 수요 증가를 억제하며, 그 영향이 장기간에 걸쳐 지속적인 것으로 나타났다. 지난 수년간에 걸친 수도요금 인상으로 용수수요는 상당히 안정적인 패턴을 보이고 있으며, 더욱이 수도요금 현실화가 정부의 계획대로 진척될 경우 미래 용수수요의 급격한 증가는 없을 것으로 분석되었다.

주제어 : 수도요금 현실화, 오차수정모형, 충격-반응함수, 수요예측

ABSTRACT : The water resource issue is one of the most significant problems everywhere in the world. The efficient operation and management of water resources require accurate water demand forecasts. The objectives of this paper are to analyze the effect of rational water pricing and to forecast the water demand by using error correction model. As the result, the impulse-response function of water price shows that a shock reduces the water demand and the effect lasts in the long run. During the years when the water price has been being raised, water demand has been found to be stable. In addition, rational water pricing turns to make water demand more stable than when the rates were not actualized.

Key Words : water pricing, error correction model, impulse-response function, water demand forecast

*본 연구는 2003년도 고려대학교 특별 연구비에 의하여 수행되었으며, 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원 두 분께 깊은 감사를 드립니다.

**고려대학교 경제학과 교수(Professor, Department of Economics, Korea University). 논문주작성자인.

***밴더빌트대학교 경제개발학과 초빙연구원(Visiting Researcher, Graduate Program in Economic Development, Vanderbilt University)

****건양대학교 경영정보학과 교수(Professor, Department of Management Information System, Konyang University)

I. 서론

UN의 미래 물 부족에 대한 경고와 함께 수자원 대책에 대한 관심이 높아지고 있다. 물 부족 문제를 해소하기 위한 정부의 정책은 댐 건설과 같은 공급관리와 수도요금 인상과 같은 수요관리로 크게 구분할 수 있으며, 이 두 측면이 균형적으로 반영된 수자원 관리정책이 요구된다. 현재 정부의 용수관리 정책은 과거 수자원 확보 정책을 보완하여 수도요금 현실화와 물 절약 정책으로 대변되는 수요관리 정책을 병합한 통합관리 정책으로 전환을 모색하고 있다. 이는 경제성장과 환경보전을 적절하게 결합한 지속가능한 수자원 개발이라는 전지구적 환경 패러다임과도 부합한다. 지난 십수년 간 지속적인 관심을 끌어난 수자원의 지속가능한 개발(sustainable development)의 논제는 안정적인 용수확보를 위한 노력과 더불어 환경을 고려한 지표수의 비초과적인 사용, 비고갈적인 지하수 추출, 효율적인 처리하수의 재사용 등을 포함한다(Downs *et al.*, 2000).¹⁾

정부는 2006년부터 물 수요가 공급을 초과하여 2011년이면 연간 18억톤의 물이 부족할 것이라고 예상하고, 이에 대비한 27개의 대형댐 건설계획을 발표하였다(한국수자원공사, 2003). 그러나 댐 건설이 환경문제를 야기한다는 점을 차치하더라도 정부의 용수수요 예측에 대

한 신뢰성 문제로 인해 환경단체들과의 마찰이 심하다. 따라서 정부의 용수관리정책의 타당성을 확보하기 위해서는 전 국민이 공감할 수 있는 보다 엄밀한 용수수요의 예측이 무엇보다도 중요하다.

우리나라의 수도물 가격은 경제협력개발기구(OECD)의 주요 국가에 비해 턱없이 저렴하다. 수도물이 엄연한 경제재임은 주지의 사실이고, 원가에도 미치지 못하는 수도요금은 수요의 법칙에 따라 과다 소비될 것임을 추측하는 것은 그리 어려운 일이 아니다.²⁾ 이러한 현실에 대한 정부의 대응은 지극히 당연한 수도요금 현실화로 귀결된다. 2001년 12월, 정부는 관계부처 협의를 통하여 당시 원가의 80% 수준인 광역상수도 요금을 현실화하기로 하고, 매년 광역상수도 요금을 2002년 원가의 87%, 2003년 원가의 94%, 2004년 100% 수준으로 인상하기로 발표하였다. 이처럼 수자원 관리의 중요성이 부각되는 시점에서 현재 수도요금 현실화가 일관성 있게 시행되고 있는 특정 지역에 대해 용수관리정책의 변화가 용수수요에 미치는 영향을 분석하는 것은 의미있는 연구가 될 것이다.

수자원의 보다 개선된 계획, 설계, 운영 및 관리의 핵심은 물 수요의 정확한 예측이다. 물 수요 예측은 장기예측과 단기예측의 두 가지 유형으로 대별할 수 있다. 장기예측은 현존하

1) 수자원은 하천유출량과 증발산량으로 구분되며, 용수는 하천유출량 중 바다로 유실되는 양을 제외한 생활, 공업, 농업, 유지농수로 구성된다. 이하 본 논문에서 사용되는 생활용수라는 용어는 엄밀히 말해 상수도를 지칭한다. 상수도는 업종별로 가정용, 업무용, 영업용, 육탕1종, 육탕2종, 전용공업용, 기타로 구분되며, 가정용 상수도가 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 전용공업용과 기타를 제외한 용도는 개인이나 가구의 실생활과 관련된 것이며, 용수수요의 추정이나 예측 시 생활, 공업, 농업 용수로 대별하는 등의 이유로 본 논문에서 생활용수라 명명하였다.

2) 환경부(2003)에 따르면 우리나라의 2001년 기준 평균 수도요금은 입방미터당 \$0.56로 다른 OECD 국가에 비해 50% 수준이며, 2002년 기준 요금현실화율은 86.5%이다.

는 수자원 체계의 계획과 설계 그리고 의사결정에 유용한 반면, 단기예측은 효율적인 운영과 관리에 유용하게 쓰인다. 따라서 도시의 성공적인 수자원 관리 성과를 거두기 위해서는 단기예측이 필요하며, 예측의 정확성은 수자원 관리에 있어 매우 중요하게 된다. Leon *et al.*(2000)은 회귀분석, 시계열분석, 인공신경망(artificial neural networks, ANNs)과 같은 용수수요 예측기법을 이용함으로써 스페인 Seville시의 용수관리를 위한 전문가 시스템을 개선시킬 수 있다고 결론내리고 있다.

용수수요 예측모형과 관련하여 수많은 연구들이 출판되었으며, 회귀분석과 시계열 분석이 전통적으로 사용되었다. Graeser(1958)를 시작으로 Howe and Linaweaver(1967), Weeks and McMahon(1973) 등이 회귀분석을 통하여 용수수요와 밀접한 관계가 있는 변수들에 대해 규명하였으며, Hughes(1980), Anderson *et al.*(1980), Maidment and Parzen(1984a) 등이 용수의 단기예측을 위해 회귀분석을 이용하였다. 강우량과 기온으로 구성된 용수수요함수의 시계열모형을 개발하였으나 자료와 추세제거의 문제가 지적되었던 Maidment *et al.*(1985)의 연구를 보완하여 Smith(1988)는 조건부 자기회귀 과정을 제안하였다. 그 후 Valdes and Sastri(1989)와 Jowitt and Xu(1992)의 시계열 분석이 뒤를 이었으며, Maidment and Parzen(1984b)는 폭포모형(cascade model)이라 일컬어지는 회귀분석과 시계열분석을 결합한 용수수요 예측모형을 제시하였다. Franklin and Maidment(1986)은 폭포모형을 사용하여 모형내의 자기상관 개념의 포함이 예측의 정확성

을 두드러지게 개선시킨다고 결론내리고 있다. 최근 연구 동향으로는 모형화와 예측을 위한 도구로써 ANNs가 제안되었다. Jain *et al.*(2002)은 ANNs 모형이 용수수요의 단기예측에 있어 회귀분석이나 시계열분석에 비해 보다 우세함을 제시하고 있다. 한편, 용수수요를 예측하기 위해서는 방대한 자료가 필요하며 일반적으로 인구, 소득, 가격과 같은 사회경제적 변수와 강우량, 최대기온과 같은 기후 변수가 이용된다. Miaou(1990)는 전자가 장기효과, 후자가 단기효과와 원인이 된다고 밝히고 있다.

여러 문헌에서 지적된 바와 같이 국내의 용수수요를 추정하는 기법은 원단위법에서 경제변수를 포함시킨 동태적 기법의 사용이 주를 이루었다. 본 논문에서는 광승준·이충기(2002)의 오차수정모형(Error Correction Model)을 통한 용수수요의 가격 및 소득탄력성 추정에서 나아가 수도요금 현실화라는 정책의 변화가 생활용수 수요에 미치는 동태적 반응과 용수수요를 보다 구체적으로 예측하고자 한다. 수도요금 현실화에 따른 가격인상이 단기적으로 생활용수 수요에 미치는 충격과 파급효과를 분석하기 위하여 충격-반응함수(Impulse-Response Function)를 활용하였으며, 향후 용수수요를 예측하기 위하여 용수수요함수를 구성하는 다양한 변수들 중 가격, 소득과 같은 경제적 변수에 기반하여 해당 정책에 따른 경제학적 의미를 조명하였다. 본 논문은 다음과 같이 구성된다. II장에서는 서울시 생활용수와 관련된 시계열자료의 안정성 검정과 모형을 추정하고, III장에서는 충격-반응함수를 이용하

여 가격과 소득 교란이 생활용수 수요에 미치는 단기적 영향을 분석하였다. IV장에서는 모형설정의 오류를 점검하기 위하여 안정성 검정과 본 논문의 궁극적 목적인 수도요금 현실화에 따른 생활용수 수요를 예측하였다. 그리고 마지막 V장은 결론으로 정리하였다.

II. 모형설정과 추정

생활용수 수요를 결정하는 요인으로는 가격, 소득과 같은 사회경제변수와 강수량, 온도와 같은 기후변수가 중요한 역할을 하는 것으로 알려져 있다. 특히, 최근의 용수수요 추정이나 예측에 관한 연구에서 수도요금이나 소득과 같은 경제적인 요소가 용수수요 변동의 많은 부분을 설명할 수 있음을 밝히고 있다.³⁾ 본 논문의 목적을 수도요금 현실화라는 가격변수의 변동성이 생활용수 수요에 미치는 영향과 미래 수요예측을 분석하는 것으로 제한한다.⁴⁾

서울시가 추진하고 있는 단계적 수도요금 현실화가 용수수요에 미치는 영향을 분석하기 위하여 본 논문에서는 식 (1)과 같이 용수수요함수를 가격과 소득의 대수선형으로 구성하였다.

$$W_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 I_t \quad (1)$$

여기서 W 는 생활용수 수요, P 는 생활용수 가격, I 는 소득을 나타내며, 각각은 서울시 생활용수의 연간유수량, 입방미터(m^3)당 평균수도요금, 서울시 가구당 월평균소득 자료를 이용하였으며, 2000년도 물가지수로 조정된 실질가격과 실질소득이다. 유수량은 연간생산량 중 수입으로 징수되는 수량으로 기존 연구들에서 사용되었던 급수량과는 차이가 있으며, 실질적인 용수수요를 의미한다. 본 자료는 통계청의 통계정보시스템(KOSIS)과 환경부(2003) 그리고 수자원공사 홈페이지에서 구했으며, 분석기간은 1970년부터 2001년까지이다.

대부분의 사회경제변수들은 단위근(unit root)을 갖는 비정상 시계열로 알려진 바와 같이 식 (1)의 세 변수들에 대해 단위근 검정을 시행한 결과 세 변수 모두 단위근을 가진 것으로 나타났다.⁵⁾ 그리고 단위근을 가지는 각 시계열의 그 선형결합이 공적분(cointegration)되어 있는지 여부를 확인한 결과 세 변수는 장기적 균형 관계를 갖는 것으로도 나타났다.⁶⁾ 다음의 <표 1>과 <표 2>는 단위근 검정과 공적분 검정에

3) 김광임(1996), 김태유 외(1997), 민동기(2000), 광승준·이충기(2002) 등의 연구에서 용수수요의 가격탄력성과 소득탄력성에 관한 연구가 시도되었다.

4) 보다 정확한 생활용수 수요를 예측하기 위해서는 기후변수 및 용도별 특성에 관한 데이터에 근거한 모형설정(model specification)이 이루어져야 한다는 지적이 있으며, 본 연구는 이에 대한 선행 연구로서 제약적인 데이터의 한계내에서 이루어졌음을 밝힌다. 용수수요 예측에서 지역별, 용도별 요금수준과 단계적 수도요금의 구조를 반영한다면 보다 유용하고 구체성 있는 결과의 도출이 가능할 것이며, 추가적인 자료확보를 통해 연구가 진행된다면 의미있는 후속연구가 될 것이다. 한편, 조용모(2003)에 따르면 생활용수 관리에 있어 수도요금의 가격수준과 구조 및 검침의 중요성에 대해 논하고 있다.

5) 비정상성(non-stationarity)을 보이는 시계열 자료를 이용한 통계적 추론은 각종 통계량이 오도된 가성결과(spurious results)를 보여 경제학적인 의미를 가지지 못하는 문제점을 내포하고 있다. 용수수요와 관련된 시계열 자료들도 단위근을 갖는 비정상 시계열임이 여러 연구에서 밝혀졌다.

6) 일반적으로 단위근을 갖는 비정상 시계열은 1차 차분함으로써 안정적인 시계열이 된다고 알려져 있다. 그러나 단순히 차분된 자료를 이용하여 회귀분석할 경우 추정할 방정식을 구성하는 각 독립변수 간의 장기적 관계에 대한 중대한 정보를 손실할 우려가 있으며, 이 경우에도 여전히 가성회귀의 위험성은 존재하게 된다.

대한 결과이다.⁷⁾

<표 1> 단위근 검정 결과

변수	W		P		I	
	level	1st difference	level	1st difference	level	1st difference
0	5.605	-3.903**	1.209	-4.246**	4.994	-2.541*
1	4.889	-3.103**	1.092	-4.271**	4.320	-2.489*
2	4.169	-3.901**	1.202	-4.158**	4.138	-2.432*
3	3.769	-3.900**	1.346	-4.114**	4.067	-2.474*
4	3.456	-3.909**	1.380	-4.112**	4.134	-2.466*

주 : Phillips-Perron 검정법 결과이며, **, *는 각각 1%, 5% 유의수준 하에서 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각됨을 나타낸다. 임계치(critical value)는 MacKinnon(1991)의 표를 참조하기 바란다.

<표 2> 공적분 검정 결과

특성치	우도비 통계량	5% 임계치	1% 임계치	공적분 개수
0.722101	54.65696	29.68	35.65	None**
0.321676	14.96156	15.41	20.04	At most 1
0.090173	2.929515	3.76	6.65	At most 2

주 : 우도비(likelihood ratio) 통계량은 $\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ 이고, 귀무가설은 '공적분 벡터의 수가 r 개보다 작거나 같다'이다. **는 유의수준 1%에서 귀무가설이 기각됨을 나타낸다. Johansen(1991)의 최우추정법에 따라 계산된 값이며, 검정모형의 시차는 1에서 3까지의 시차를 적용하여도 1개 이상의 공적분관계가 존재함을 기각하지 못하였다.

<표 1>에 따르면, 서울시 생활용수 수요와 관련된 세 변수는 1차 차분 안정적인 $I(1)$ 시계열임을 확인할 수 있다. 그리고 <표 2>에서 귀무가설이 $H_0: r=0$ 인 경우 우도비(likelihood

ratio)가 54.65로 1% 유의수준에서 기각되며, $H_0: r \leq 1$ 과 $H_0: r \leq 2$ 인 경우 각각 14.96과 6.22로 5%와 1% 유의수준에서 기각할 수 없다. 따라서 세 변수 사이에는 1% 유의수준에서 적어도 1개 이상의 공적분 관계가 존재한다는 결론을 내릴 수 있으며, 이는 세 변수 간에 장기적 관계가 성립함을 의미한다.

일단 각 변수들 간의 공적분 관계가 확인되면 최종적인 예측을 수행하기에 앞서 장기적 균형관계를 고려한 오차수정모형을 구성하여 추정할 필요가 있다. 공적분 관계를 무시한 차분변수만을 이용한 일련의 회귀분석들은 각 변수들 간의 장기효과를 상실하게 되어 모형 설정(model specification)에 오류가 발생한다. 이러한 문제를 해결하기 위한 오차수정모형은 경제변수들 간에 장기적 관계와 단기의 불균형 조정과정을 동시에 분석할 수 있는 유용한 도구로 활용되고 있다. Engle and Granger (1987)는 식 (3)과 같이 오차수정모형에 가장 보편적으로 적용되는 2단계 추정법을 제시하였다.⁸⁾

이제 우리는 식 (1)에 대하여 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 적용함으로써 Engle-Granger 오차수정모형의 첫 단계인 장기적 균형관계, 즉 공적분 방정식을 도출할 수 있다. 그 결과는 식 (2)에 나타난 바와 같으며, 각 변수의 계수들은 서울시 생활용수

7) 시계열이 단위근을 가지고 있는가를 판단하기 위한 통계적 검정방법으로 많이 이용되는 것은 Augmented Dickey-Fuller 검정과 Phillips-Perron 검정이며, Phillips-Perron 검정이 시계열의 이분산 및 자기상관의 경우를 모두 포함하는 비모수통계적 방법을 사용한다는 점에서 더 다양한 경우에 사용할 수 있는 (robust) 방법이라 볼 수 있다. 따라서 본 논문에서는 Phillips-Perron 검정을 이용하여 단위근 유무를 검정하였다.
 8) 모형의 추정은 공적분 관계식에 포함된 장기모수를 추정하는 첫 번째 단계와 이러한 장기모수 추정으로 얻어진 오차수정모형을 모형 내에 대입하여 단기모수를 추정하는 두 번째 단계로 이루어진다.

의 장기 가격탄력성과 소득탄력성을 대표한다.

$$W_t = 10.99 - 0.75P_t + 0.92I_t + e_t \quad (2)$$

(-6.30) (14.42)

여기서 괄호 안은 t -통계량이며, 식 (2)에 나타난 추정계수의 부호는 예상한 바와 같이 경제이론에 부합한다. 서울시 생활용수 수요는 수도요금 상승에 대해 감소하고, 소득 증가에 대해 증가하고 있다. 또한 용수수요는 가격과 소득에 대해 비탄력적이며, 가격보다는 소득에 더 민감한 반응을 보이는 것으로 나타났다.

이상과 같이 서울시의 용수수요와 가격, 소득 간에 장기적인 균형관계가 있는 것으로 나타남에 따라 식 (3)과 같은 오차수정모형을 구성할 수 있다. 동 모형은 공적분 방정식이 모형 내에 포함되더라도 그 통계적 추정이 유효하기 위해서는 모형 내에 있는 변수들이 안정적이어야 하며, 따라서 오차수정항을 제외한 나머지 변수들은 차분된 형태로 나타난다.

$$\begin{aligned} \Delta W_t = & constant + \sum_{i=1}^{k-1} a_i \Delta W_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{k-1} b_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} c_i \Delta I_{t-i} \\ & - \mu(W_{t-k} - 10.99 + 0.75P_{t-k} \\ & - 0.92I_{t-k}) + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 Δ 는 차분 연산자이고, (\cdot) 는 불균형오차를 나타낸다. 일반적으로 오차수정항의 시차는 1($k=1$)을 사용하나 본 논문에서는 예측의 정확성을 제고하기 위해 각각의 시계열 및 오차수정항의 자기회귀과정 차수를 모두 고려하여 식 (3)과 같은 추정모형을 구성하였다.⁹⁾ 추정모형에서 차분된 시계열들의 자기회귀과정의 시차는 각각의 차분시계열들의 자기회귀과정 시차와 불균형오차항의 시차(k)-1 중 큰 값을 따르게 된다. 시차결정을 위해 사용한 시차의 최대값은 5였으며 검정결과 $k=3$ 이 가장 적절한 것으로 나타났고, 그 추정결과는 <표 3>에 나타난 바와 같다.¹⁰⁾

<표 3> 오차수정모형의 추정 결과

구분	계수	표준오차	t-값
상수	0.0596	0.0170	3.50
b_0	-0.1584	0.0641	-2.47
c_0	0.4562	0.1025	4.44
μ	0.2792	0.0744	3.75
Adjusted R-squared	0.678		
Log likelihood	67.245		
Sum of squared residuals	0.016		
Durbin-Watson statistic	2.077		
F-statistic	7.561		

본 실증연구에서 추정된 모형의 통계학적

9) Engle and Granger(1987)는 불균형오차의 시차에 대하여 "어떠한 차수의 시차 조합(any set of lags)도 이 형태로 표현가능하다"고 하고 있다. 식 (3)에 나타난 불균형오차의 자기회귀과정(AR) 차수는 AIC와 SIC를 사용해 판단하였는 바, 시차가 1, 2, 3, 4, 5일 경우 (AIC, SIC)은 각각 (-1.763, -1.717) (-1.887, -1.794) (-2.391, -2.250) (-2.314, -2.124) (-2.209, -1.969)으로 나타나, 불균형오차는 AR(3) 과정을 따른다고 볼 수 있었다. 한편, 용수수요, 가격, 소득의 차분변수들은 각각 AR(2), AR(2), AR(1) 과정을 따르는 것으로 나타났으며, 각각의 차분된 시계열의 AR차수가 모두 불균형오차의 AR차수보다 작으므로 추정모형의 차분시계열들의 차수는 불균형오차의 (차수-1)을 한 2로 결정하여 모형을 추정하였다. 추정모형의 상세한 도출과정은 부록 참조하기 바란다.

10) 광승준·이충기(2002)의 연구결과와 비교하면, 장단기 탄력도가 표본기간의 선택에 따라 상당한 차이를 보인다. 이러한 결과는 축적된 자료의 수가 빈약한 데서 기인하나, 모든 추정치들의 부호가 경제이론에 부합하며 통계량들이 유의하게 나타나고 있다.

결과는 매우 만족스러우며, 모든 통계량들이 유의하게 나타났다. 따라서 모형의 시차 선정이 적절하였을 뿐만 아니라 추정모형의 설정이 적절하다고 결론내릴 수 있다. 서울시 생활용수 수요의 단기 가격탄력성과 소득탄력성은 각각 -0.158, 0.456으로 장기 탄력성에 비해 낮게 나타나고 있으며, 오차수정항의 추정계수 부호가 유의하게 나타나 공적분 관계가 존재함을 증명한다. 오차수정항의 계수는 장기균형에서 이탈한 불균형 오차가 매기 제거되거나 수정되는 비율을 나타내는 일종의 조정계수 (adjustment coefficient)를 의미하며, 추정결과에서 보듯이 완만한 속도로 장기균형으로 수렴해감을 확인할 수 있다.

Ⅲ. 단기적 동태분석

기존의 회귀분석들은 변수의 정상성을 가정하기 때문에 모든 교란들이 일시적인 효과만을 가지게 되어 교란의 단기적인 효과만을 관찰할 수 있었다. 그러나 단위근과 공적분이 존재하는 오차수정모형의 충격-반응분석은 각 변수들의 단기에서 장기균형으로의 조정과정을 효과적으로 분석할 수 있다. 즉, 충격-반응 함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 가한 다음 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐 아니라, 변수들 사이의 상호 연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는

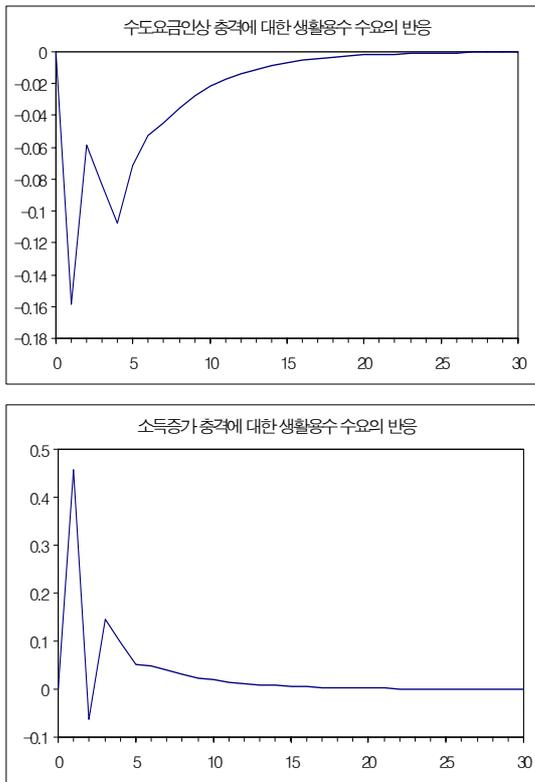
장점을 가지고 있다. 본 절에서는 식 (3)을 근거로 수도요금인상 충격과 소득증가 충격이 서울시 생활용수 수요에 미치는 영향을 충격-반응함수를 활용하여 분석하였다.

<표 4>와 <그림 1>은 수도요금과 소득에 충격이 주어졌을 때 생활용수 수요에 미치는 동태적 파급효과를 나타낸 것이다. <표 4>에서 수도요금의 교란은 전 기간에 걸쳐 생활용수 수요에 부(-)의 효과를 주고 있으며, 장기적으로 그 크기가 소득 교란보다 크며 지속적인 것으로 나타났다.¹¹⁾ 한편, 그림에서 보이듯이 수도요금(소득)이 인상(증가)될 경우 생활용수 수요는 즉각적으로 대폭 감소(증가)한 이후 장기에 걸쳐 그 효과가 0으로 수렴하며 소멸하고 있다. 그리고 수도요금인상 충격과 소득증가 충격은 상당히 장기에 걸쳐 생활용수 수요에 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 가격충격의 소멸시기가 소득충격보다 길며, 이러한 사실은 가격충격과 소득충격이 생활용수 수요에 장기간 영향을 미치거나 가격충격이 더 장기간 영향을 미친다는 것을 의미한다.

<표 4> 가격과 소득의 단계별 충격반응

단계	가격충격	소득충격	단계	가격충격	소득충격
1	-0.1585	0.4562	8	-0.0354	0.0304
2	-0.0582	-0.0633	9	-0.0276	0.0240
3	-0.0838	0.1463	10	-0.0219	0.0193
4	-0.1073	0.0977	15	-0.0068	0.0059
5	-0.0714	0.0505	20	-0.0021	0.0018
6	-0.0528	0.0479	25	-0.0006	0.0005
7	-0.0446	0.0406	30	-0.0002	0.0001

11) 교란 초기에 있어서는 소득 충격이 수도요금 충격보다 일시적으로 크게 나타난다. 이는 생활용수 수요의 소득탄력도가 가격 탄력도보다 크며, 생활용수가 필수재라는 성격에 기인하는 것으로 판단된다.



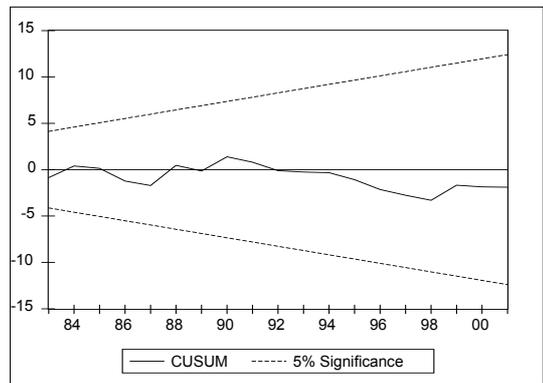
〈그림 1〉 수도요금인상 및 소득증가 충격에 대한 생활용수 수요의 반응

IV. 생활용수 수요예측

1. 모형의 안정성 검증

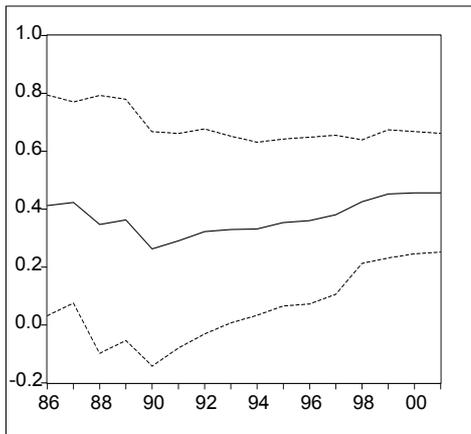
생활용수의 수요를 예측하기에 앞서, 식 (3)으로 대표되는 예측모형의 안정성(stability)을 검증할 필요가 있다. 모형의 불안정성은 회귀분석 결과를 신뢰하기 어렵게 하며 예측의 정확

성을 떨어뜨리게 된다. 모수적 계량경제 모형이 전적으로 추정모수에 의해 기술되기 때문에 모형의 안정성 혹은 정상성은 모수의 안정성을 근거로 한다. 본 절에서는 추정모수의 안정성을 점검하기 위하여 반복 잔차 누적합(cumulative sum of recursive residuals, CUSUM) 검정을 이용하였다.¹²⁾ 일반적으로 CUSUM이 두 개의 5% 유의수준의 임계선 밖으로 벗어난다면, 이는 모형이 불안정적임을 의미한다(Brown *et al.*, 1975). 그리고 반복 계수 추정치(recursive coefficient estimates)의 움직임을 통해 추정치의 전개과정을 추적할 수 있다. 만약 반복 추정치가 유의한 변동을 나타낸다면 이 또한 모형이 불안정적임을 의미한다. 〈그림 2〉와 〈그림 3〉은 각각 식 (3)에 대한 CUSUM 검정결과와 각 계수들의 반복 추정치를 나타낸 그림이다.¹³⁾ 모형의 안정성 검증 결과는 설정된 모형이 추정기간에서 상당히 안정적임을 시사한다.

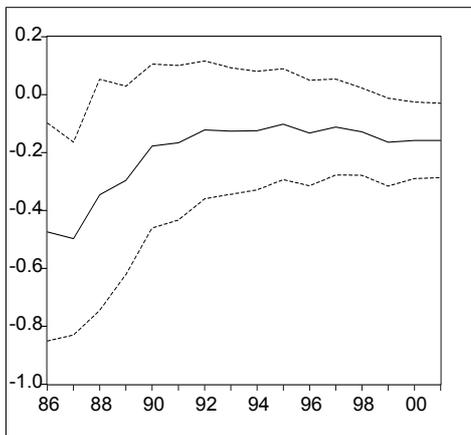


〈그림 2〉 CUSUM 검정 결과

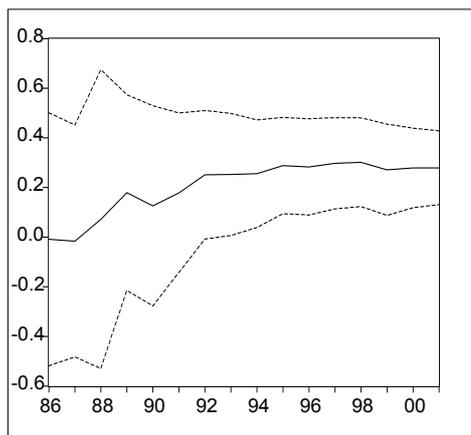
12) CUSUM 검정은 다음과 같은 통계량에 근거한다. $W_t = \sum_{\tau=k+1}^t w_{\tau}/s$, $t = k+1, \dots, T$. 여기서 W 는 반복 잔차이며, s 는 모든 표본 시점 τ 에 추정된 회귀의 표준오차이다. W_t 는 평균값 0으로부터 벗어나는 경향이 있다. 보다 자세한 내용은 Brown *et al.*(1975)을 참조하기 바란다.
 13) 식 (3)에서 추정되는 계수는 10개이나, 지면절약을 위해 탄력성과 관련된 주요 계수의 해당 그림만을 실었다. 결과에 따르면, 나머지 추정계수들 모두가 유의한 것으로 나타났다.



Recursive estimates of ΔP_t 's coefficient



Recursive estimates of ΔI_t 's coefficient



Recursive estimates of disequilibrium error

〈그림 3〉 오차수정모형의 반복 계수 추정치

2. 수요예측

이제 앞서 분석된 Engle-Granger의 오차수정모형을 통해 향후 서울시 생활용수 수요의 변화를 예측하기로 한다. 본 논문의 주요 목적 중 하나인 수요예측을 위해서는 외생변수들에 대한 몇 가지 합리적인 가정이 필요하며, 우리는 수도요금과 소득에 대한 간단한 시나리오를 상정하였다. 본 고에서는 다른 모든 경제상황이나 소비자의 수요패턴이 동일하다는 가정 아래 경제성장률과 물가상승률이 매년 3%씩 상승할 경우 정부가 공표한 대로 단계적인 수도요금 현실화 달성 여부에 따른 생활용수 수요 예측치를 비교하고자 한다. 2001년도 서울시의 수도요금은 489.6원/톤이고, 그 생산원가는 548.1원/톤으로 요금 현실화율은 90.3%이다(환경부, 2003). 우리는 2004년도 수도요금 100% 현실화를 목표로 2002년도 94%, 2003년도 97%가 달성된다고 가정하였다.

〈그림 4〉는 1970년부터 2001년까지의 생활용수 수요와 관련된 수도요금과 소득을 제외한 여타의 조건이 일정할 것이라는 가정 아래 실행한 예측결과이다. 예측결과에 따르면, 수도요금 현실화 달성여부에 따라 2005년 생활용수 수요가 11.1억톤과 10.75억톤으로 예측되었으며, 2011년에 이르면 각각 11.41억 톤과 10.7억 톤으로 예측되었다. 이는 정부의 가격인상을 통한 용수수요 관리정책이 유효하며, 이를 효과적으로 달성하기 위해서는 일관성 있는 용수관리정책이 요구됨을 시사한다. 한편, 본 예측결과를 통해 확인된 특징적인 점은 1970년 이래 급격한 증가를 보이던 생활용수

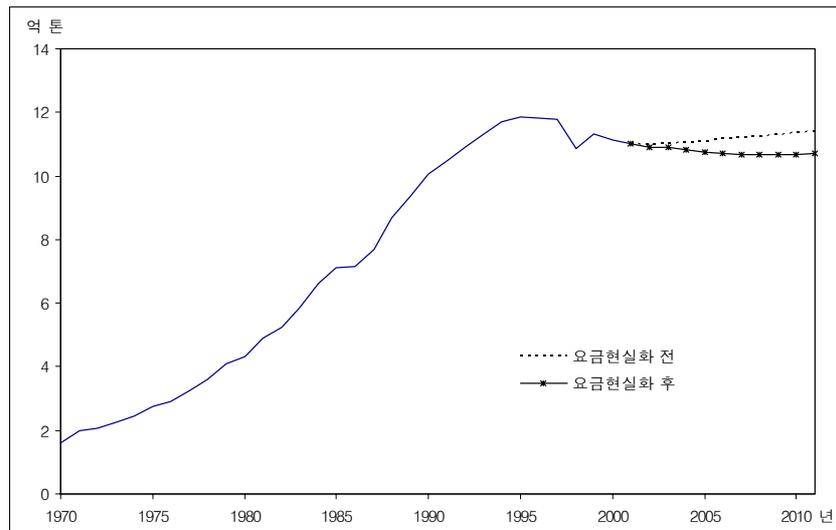
수요가 1990년대 후반부터 안정적인 추세를 보인다는 것이다. 이러한 현상은 높은 경제성장률에 따른 생활수준의 향상과 낮은 수도요금 가격으로 용수수요가 지속적으로 증가하였으나, 1990년대 말부터 평균 수도요금 인상치를 상회하는 요금인상과 IMF 이후 실질소득의 감소에 기인하는 것으로 판단된다. 더욱이 정부의 예상과는 달리 2000년대에도 급속한 수요증가는 없을 것으로 예측되었으며, 수도요금 현실화가 제대로 진척될 경우 그렇지 않은 경우보다 용수수요의 패턴이 보다 안정적인 것으로 나타나고 있다. 그러나 두 경우 모두 생활수준 향상에 따른 완만한 수요의 증가를 보인다는 점에서 공통점을 찾을 수 있다.

물론 보다 많은 자료와 다양한 시나리오를 상정하는 것이 바람직하나 생활용수와 관련한 데이터베이스가 미흡한 점과 수도요금이 매년 정부에 의해 일괄적으로 적용된 점 등으로 인해 본 예측결과를 제약적으로 해석해야 함을

인정하지 않을 수 없다. 그러나 본 논문의 예측치는 현재까지의 이용가능한 자료를 모두 이용한 조건부 기대값이고 현재의 생활용수 수요 구조가 가까운 장래에도 지속될 것으로 가정하고 있는 것이므로 새로운 관측치를 얻거나 급격한 구조변화를 겪게 된다면 이를 고려하여 예측치를 향상 개선할 수 있다. 따라서 생활용수 수요에 영향을 주는 다양한 사회경제적 변수와 기후변수를 추가적으로 모형에 도입한다면 예측의 정확성에 있어 많은 향상이 있을 것으로 기대된다.

V. 결론

본 논문은 계량경제 모형을 이용하여 최근 점진적으로 시행되고 있는 수도요금 현실화가 갖는 경제학적 의미를 조명하고, 본 정책이 생활용수 수요에 미치는 영향을 분석하였다. 오차수정모형에 의거하여 수도요금 현실화라는



〈그림 4〉 서울시 생활용수 수요예측

가격인상의 외부적 교란에 대한 각 변수들의 반응을 충격-반응분석을 통하여 수량화하였다. 특히, 본 논문에서는 단위근과 공적분 관계를 모형에 직접 수용함으로써 교란으로 인한 변수들의 단기적인 반응뿐 아니라 장기적인 조정과정을 파악할 수 있었다. 그리고 모형의 안정성검정 결과는 본 고에서 설정한 모형이 적절함을 보여주었다. 실증분석 결과에 따르면, 서울시 생활용수 수요는 수도요금 변동과 소득변화에 민감하며, 수도요금인상 충격과 소득 증가 충격은 장기에 걸쳐 생활용수 수요에 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다. 1970년 이래 급격한 증가를 보이던 용수수요는 지난 수년 간에 걸친 수도요금 인상으로 그 증가세가 상당히 누그러졌을 뿐만 아니라, 수도요금 현실화가 단계적으로 시행될 경우 용수수요에 보다 안정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 향후 서울시 생활용수 수요관리와 관련하여 시사하는 바가 크다.

이러한 결과에 비추어 몇 가지 정책적 제언을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 1970년 이래 서울시의 지속적인 용수수요의 증가 원인을 저렴한 수도요금체계에서 찾을 수 있으며, 이는 가격인상 정책으로 과다소비 되는 수자원의 낭비를 억제할 수 있다. 둘째, 수도요금 현실화가 용수 수요구조에 안정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었으며, 향후 수자원 관리 정책의 성패는 현재 추진 중인 수도요금 현실화의 달성 여부에 달려있다. 따라서 일관성 있는 정책의 시행이 요구된다. 셋째, 용수수요를 가격으로만 관리하기 위한 무리한 수도요금 인상은 물가에 직접적인 영향을 미치므로 적

절한 인상폭에 관한 논의가 필요하며, 수도정책의 공익적 기능을 고려하여 생산원가를 절감하기 위한 노력이 병행되어야 한다. 이를 위해 상수도 사업에 대한 특별예산 마련과 같은 재정적 후원이 필요하다. 넷째, 미래 물부족 문제의 해결은 공급의 확대와 소비의 억제라는 두 가지 명제가 적절히 조화되어야 하며, 장기적인 용수관리정책의 기초는 이러한 패러다임에 부합되도록 환경·경제이론에 근거한 정책 결정이 이루어져야 한다. 마지막으로 생활용수를 비롯한 공업용수와 농업용수 전반의 용수관리정책 방향 설정에 필요한 합리적 논거 축적을 위해서는 기존의 공학적 용수수요 추정과 예측에서 탈피하여 경제학적 방법론을 정립하고 지속적으로 개발·보완해 나갈 필요가 있다. 무엇보다도 수자원 체계의 미래 계획과 설계를 위하여 보다 장기적이고 정교한 용수수요 예측이 필요하다.

본 논문은 향후 서울시의 용수수요예측에 관한 것으로 용수의 효율적인 운영과 관리에 유용하게 활용될 수 있을 것이다. 그러나 본 예측결과는 생활패턴의 변화, 대체재의 가격변화, 수돗물 사업자의 민영화에 따른 서비스 질 개선, 원가절감에 획기적인 영향을 미칠 신기술의 등장 등을 일체 배제한 것으로 보다 신축적인 시나리오의 구성을 위해서는 모형 내에 도입되는 변수를 확대시켜야 할 필요성이 있으며, 기존 정부의 단계적 수도요금 인상안 이외에 다양한 수도요금 조정 시나리오를 고안하여 시나리오별 생활용수 수요예측이 이루어져야 할 것이다. 또한, 축적된 데이터의 수가 충분하지 않아 표본기간의 선택에 따른 민감

도 문제가 제기될 수 있으며, 1990년대 후반을 기준으로 수도요금 인상에 따른 용수수요 구조에 어떠한 변화가 있는지에 대한 진단이 필요하다. 따라서 본 모형을 실무에 직접 응용하기 위해서는 보다 세심한 주위가 요구된다. 향후 보다 발전된 용수수요 예측을 위해 개별 소비자의 선호를 파악할 수 있는 사회·경제·문화적 자료의 축적으로 개별 가구의 용수수요를 분석할 수 있는 새로운 모형의 개발로 이어지기를 바란다.

<부 록>

비정상과정(non-stationary process) 시계열 변수 $y_t \sim I(1)$, $x_{1t} \sim I(1)$, $x_{2t} \sim I(1)$ 의 장기 균형관계가 (A1)과 같다고 하자.¹⁴⁾

$$y_t + \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} = z_t \quad (A1)$$

Engle and Granger(1987)의 Granger Representation Theorem에 의하면 위의 시계열은 식 (2)와 같은 일반적 형태의 오차수정모형으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} &\Phi(B)\Delta y_t + \Psi_1(B)\Delta x_{1t} + \Psi_2(B)\Delta x_{2t} \\ &= \Theta(B)z_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (A2)$$

여기서 $\Theta(B) = \rho_1 + \rho_2 B + \dots + \rho_k B^{k-1}$ 이다. 한편,

$$\begin{aligned} \Theta(B)z_{t-1} &= \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + \dots + \rho_k z_{t-k} \\ &= \rho_1 \Delta z_{t-1} + (\rho_1 + \rho_2) \Delta z_{t-2} + \dots \\ &\quad + \sum_{i=1}^{k-1} \rho_i \Delta z_{t-k-1} + (-\sum_{i=1}^k \rho_i) z_{t-k} \\ &= \pi_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \pi_{k-1} \Delta z_{t-k-1} + \mu z_{t-k} \\ &= \Pi(B) \Delta z_t + \mu z_{t-k} \end{aligned}$$

이고, 식 (A1)로부터 $\Delta y_t + \beta_1 \Delta x_{1t} + \beta_2 \Delta x_{2t} = \Delta z_t$ 이므로

$$\begin{aligned} \Theta(B)z_{t-1} &= \Pi(B) \Delta z_t + \mu z_{t-k} \\ &= \Pi(B) \Delta y_t + \beta_1 \Pi(B) \Delta x_{1t} + \\ &\quad \beta_2 \Pi(B) \Delta x_{2t} + \mu z_{t-k} \end{aligned}$$

와 같다. 따라서 식 (A2)는 식 (A3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} &(\Phi(B) - \Pi(B))\Delta y_t + (\Psi_1(B) - \beta_1 \Pi(B))\Delta x_{1t} \\ &\quad + (\Psi_2(B) - \beta_2 \Pi(B))\Delta x_{2t} \\ &\quad - \mu z_{t-k} = u_t \end{aligned} \quad (A3)$$

식 (A3)으로부터 궁극적으로 추정하게 될 모형은 식 (A4)와 같다.¹⁵⁾

14) 논리 전개의 편의상 각 시계열들이 상수항을 포함하지 않는 DSP(difference stationary process)를 따른다고 가정한다. 추정모형은 상수항을 포함하는 DSP일 경우를 포함하여 제시하였다.

15) 여기서 상수항(constant)은 각각의 시계열 (y_t , x_{1t} , x_{2t})중 하나 이상의 시계열 생성과정이 상수항을 포함하는 DSP일 경우 포함된다.

$$\begin{aligned} & \Phi^*(B) \Delta y_t + \Psi_1^*(B) \Delta x_{1t} + \Psi_2^*(B) \Delta x_{2t} \\ & + (constant) - \mu(y_{t-k} + \beta_0 \\ & + \beta_1 x_{1,t-k} + \beta_2 x_{2,t-k}) \\ & = u_t, u_t \sim (0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (A4)$$

또한, 식 (A2)에서 $\Delta y_t \sim AR(p)$, $\Delta x_{1t} \sim AR(q)$, $\Delta x_{2t} \sim AR(r)$, $\Delta z_t \sim AR(k)$ 라면, 식 (A3)으로부터, $order(\Phi^*(B)) = \max(p, k-1)$, $order(\Psi_1^*(B)) = \max(q, k-1)$, $order(\Psi_2^*(B)) = \max(r, k-1)$ 이다. 즉, 추정모형에서 각각의 차분된 시계열들의 시차값은 자기 자신들의 AR 시차값과 불균형오차의 AR 시차값 (k)-1 중 큰 값을 적용한다.

참고문헌

곽승준·이충기, 2002, “서울시 생활용수 수요 추정”, 『자원·환경경제연구』, 11(1): 81~97.
 김광업, 1996, 『상수도 수요 개발 모형』, 한국환경정책연구원.
 김태유·유승훈·허은녕, 1997, “수도사업의 국민경제적 역할분석”, 『한국수자원학회논문집』, 30(4): 367~377.
 민동기, 2000, “생활용수 수요 분석”, 『자원·환경경제연구』, 9(2): 311~332.
 조용모, 2003, 『서울시 상수도사용량 검침방법과 요금체계 개선연구』, 서울시정개발연구원.
 통계청 통계정보시스템(KOSIS).
 한국수자원공사, 2003, 『물과 미래(Water for the future)』.
 한국수자원공사 홈페이지(www.kowaco.co.kr)
 환경부, 2003, 『상수도통계2003』.
 Anderson, R. C., Miller, T. A. and M. C. Washburn, 1980, “Water Savings from Lawn Watering Restrictions During a Drought Year in Fort

Collins, Colorado”, *Water Resources Bulletin*, 16: 642~645.
 Brown, R. L., Durbin, J. and J. M. Evans, 1975, “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 37: 149~192.
 Downs, T. J., Mazari-Hiriart, M., Dominguez-Mora, R. and I. H. Suffet, 2000, “Sustainability of Least Cost Policies for Meeting Mexico City’s Future Water Demand”, *Water Resources Research*, 36: 2321~2339.
 Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55: 251~276.
 Franklin, S. L. and D. R. Maidment, 1986, “An Evaluation of Weekly and Monthly Time Series Forecasts of Municipal Water Use”, *Water Resources Bulletin*, 22: 611~621.
 Graeser, Jr. H. J., 1958, “Meter Records in Systems Planning”, *Journal of American Water Works Association*, 50: 1395~1402.
 Howe, C. W. and F. P. Linaweaver, 1967, “The Impact of Price on Residential Water Demand and Its Relation to Systems Design”, *Water Resources Research*, 3: 13~22.
 Hughes, T. C., 1980, “Peak Period Design Standards for Small Western U.S. Water Supply”, *Water Resources Bulletin*, 16: 661~667.
 Jain, S., Varshney, A. K. and Joshi, U. C., 2002, “Short-Term Water Demand Forecast Modelling qat IIT Kanpur Using Artificial Neural Networks,” *Water Resources Management*, 15: 299~321.
 Johansen, S., 1991, “Estimating and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol. 59, 1551~1589.
 Jowitt, P. W. and C. Xu, 1992, “Demand Forecasting for Water Distribution Systems”, *Civil Engineering and Environmental System*, 9: 105~121.
 Leon, C., Martin, S., Jose, M. E. and J. Luque, 2000,

- “EXPLORE-Hybrid Expert System for Water Networks Management”, *Journal of Water Resources Planning and Management*, 126: 65~74.
- MacKinnon, J.G., 1991, “Critical values for cointegration tests”, in *Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, eds. R.F. Engle and C.W.J. Granger, New York: Oxford University Press, 267~276.
- Maidment, D. R. and E. Parzen, 1984a, “Monthly Water Use and its Relationship to Climatic Variables in Texas”, *Water Resources Bulletin*, 19: 409~418.
- Maidment, D. R. and E. Parzen, 1984b, “Time Patterns of Water Use in Six Texas Cities”, *Journal of Water Resources Planning and Management*, 110: 90~106.
- Maidment, D. R., Miaou, S. P. and M. M. Crawford, 1985, “Transfer Function Models of Daily Urban Water Use”, *Water Resources Research*, 21: 425~432.
- Miaou, S. P., 1990, “A Class of Time Series Urban Water Demand Models with Non-Linear Climatic Effects”, *Water Resources Research*, 26: 169~178.
- Smith, J. A., 1988, “A Model of Daily Municipal Water Use for Short-Term Forecasting”, *Water Resources Research*, 24: 201~206.
- Valdes, J. B. and T. Sastri, 1989, “Rainfall Intervention Analysis for On-Line Applications”, *Journal of Water Resources Planning and Management*, 115: 397~415.
- Weeks, C. R. and T. A. McMahon, 1973, “A Comparison of Water Utilities in Australia and the U.S.”, *Journal of American Water Works Association*, 65: 232~241.

원 고 접 수 일 : 2004년 7월 12일
최종원고채택일 : 2004년 9월 6일