

# 서울시 생활용수 수요 추정\*

— 오차수정모형을 적용하여 —

곽승준\*\* · 이충기\*\*\*

## 〈차 례〉

- |                  |             |
|------------------|-------------|
| I. 서 론           | IV. 실증분석 결과 |
| II. 단위근검정과 공적분검정 | V. 결론 및 시사점 |
| III. 오차수정모형      |             |

## I. 서 론

과거 공급 중심의 국내 수자원 정책에서 최근 환경문제와 자원절약 필요성의 등장으로 인해 수요 중심의 수자원 관리정책으로 전환의 목소리가 높다. 따라서 본 논문에서는 서울시 생활용수의 수요를 추정함으로써 수요정책의 효율성과

\* 본 논문은 2000년도 고려대학교 특별연구비에 의하여 수행되었으며, 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원 두 분께 깊은 감사를 드립니다.

\*\* 고려대학교 경제학과.

\*\*\* 고려대학교 경제연구소.

정책변수들의 타당성을 검토해 보려고 한다. 우선 서울시 용수수요에 관한 정확한 정보를 제공하기 위해서는 적합한 변수의 선택과 타당한 추정모형의 설정이 이루어져야 한다. 이를 위하여 본 논문에서는 가격변수와 소득변수를 포함시켜 경제법칙에 합당한 수요함수를 설정하였고, 시계열의 안정성(stationarity)과 변수간 장기적 균형관계를 고려하여 오차수정모형(error correction model)을 적용하였다.

1990년 이후 우리 나라의 용수수요와 관련한 연구들은 크게 세 가지로 분류할 수 있다. 첫째, 정부에서 발표하는 용수수요와 관련한 연구<sup>1)</sup>에서는 1일1인당 급수량, 상수도 보급률, 부지면적과 관개면적 등을 기초로 공학적 기법을 통한 정태적 분석을 시도하였다. 그러나 이러한 연구들은 물이 경제재임에도 불구하고 용수수요 추정과 미래의 용수수요 예측에서 가장 중요한 변수인 용수가격이 반영되지 않아 향후 수자원관리의 정책근거로 사용되기에는 경제학적인 측면에서 많은 한계를 가지고 있다는 지적이 있다. 더욱이 용수수요를 추정함에 있어 용수공급과 관련된 변수에 해당하는 보급률, 부지면적 등을 모형에 포함시켜 용수수요함수로서의 타당성에 관한 논란이 있다.

둘째, 이상의 한계점을 극복하기 위해 용수수요함수에 가격변수를 포함한 로그선형의 추정식을 이용하여 용수수요의 가격탄력성 도출에 관한 일련의 연구가 진행되었다. 김추운(1991)의 서울시 용수수요, 유승훈(1996)의 광역상수도에 관한 연구에서는 용수수요의 가격탄력성이 각각  $-0.82$ 와  $-0.496$ 으로 물수요가 가격에 대해 비탄력적인 필수재적 성격이 있음을 보이고 있다. 김광임(1996)은 지방상수도의 생활용수에 대해 가정용, 영업용, 육탕용, 공공용 등으로 세분하여 각각의 용도별 수요함수를 로그선형으로 추정한 결과, 가격탄력성이  $-0.011$ 로 다른 연구에 비해 아주 비탄력적인 것으로 나타났다. 또한 이명현(1997)에서는 1993년 한국제조업의 산업분류별 60개 사업체에 대한 공업용수 수요를 추정하여 가격탄력성이  $-0.92$ 로 생활용수보다 탄력적이라는 결론을 보이고 있다. 한

1) 건설교통부(1996), 건설교통부·한국수자원공사(1997), 한국수자원공사(1998) 참조.

편, 민동기(2000)는 시계열 분석 및 혼합모형을 이용하여 모형별로 개별 변수의 탄력성을 추정하였으며, 그 결과 생활용수에 대해 각각  $-0.220$ 과  $-0.251$ 이라는 결론을 도출하였다. 그러나 이상의 연구들은 가격과 소득을 추정모형 내에 포함하여 경제이론에 충실하였다는 점이 인정되는 반면 여전히 정태분석의 한계를 내포하고 있다.

셋째, 현재의 용수수요가 과거의 용수수요에 크게 영향을 받는다는 것에 착안하여 시차가 고려된 동태적 용수수요모형에 관한 연구가 있다. 김태유 외(1997)에서는 전기의 용수수요가 내생변수로 추가된 내생시차모형을 이용하여 동태적 로그선형합수를 추정한 결과 지방상수도의 장·단기 가격탄력성이  $-0.380$ 과  $-0.229$ 로 모두 비탄력적인 것으로 나타났으나, 변수들간의 장기적 균형관계에 대한 검정이 고려되지 않았다는 문제점이 있다.<sup>2)</sup> 한편, 한국수자원공사(1998)는 광역상수도를 대상으로 장기적 영향과 단기적 영향을 함께 고려할 수 있는 오차수정모형을 설정하여 생활용수의 장·단기 탄력성이 각각  $-1.064$ 와  $-0.475$ 로 단기 가격탄력성은 비탄력적인 반면 장기 가격탄력성은 탄력적인 것으로 나타났다. 그러나 1980년부터 18년간의 연간자료를 이용하여 자료부족에서 파생하는 시계열 분석의 타당성 여부가 문제시 될 소지를 안고 있으며, 가격체계가 현저히 다른 각 광역상수도에 대해 전체판매량과 평균판매가격을 변수로 사용하였다는 한계점이 있다.<sup>3)</sup>

이상에서와 같이 국내의 용수수요를 추정하는 기법은 기존의 원단위법을 수정 보완하여 경제변수를 포함하는 동태적 방법으로 진행되어 왔다. 그러나 일부 연구에서는 독립변수의 선택시 용수수요와 무관한 변수를 사용하여 잘못 설정된 용수 수요함수를 추정하거나 시계열의 안정성에 대한 검정없이 회귀분석하

2) 일종의 자기회귀(AR)모형으로 기하시차분포모형을 Koyck 방법에 의해 함수로 전환하면 종속변수에 시차가 붙은 설명변수가 나타나고, 이것이 내생변수가 된다.

3) 한국수자원공사(1998)와 본 논문은 오차수정모형을 통한 용수수요를 추정하였다는 점에서 공통점이 있다. 그러나 전자가 기존의 정태적 모형이 갖는 한계점 극복에서 출발하여 용수 수요예측에 응용된 반면 본 논문은 서울시 용수수요함수의 식별문제로서 용수수요량을 대표하는 변수의 선택에서 출발하여 정책적 시사점 도출에 그 목적이 있다.

여 오도된 가성회귀(spurious regression)의 결과를 초래하는 문제점이 지적되고 있다.<sup>4)</sup> 특히, 용수수요에 관한 국내 연구의 공통된 특징으로 용수수요를 대표하는 변수로서 유수량이 아닌 급수량을 사용하고 있다는 것이다.<sup>5)</sup> 이는 용수수요의 가격탄력성이 아니라 공급탄력성으로 해석될 수 있는 문제점을 내포하고 있다. 따라서 유수량에 대한 가격탄력성이 진정한 의미의 용수수요의 가격탄력성이라 할 수 있으며 정확한 수요함수의 추정을 위해서는 급수량이나 생산량이 아닌 유수량으로 대체되어야 할 것이다.<sup>6)</sup>

본 논문에서는 서울시의 용수수요함수를 구성하는 시계열이 불안정적이고 변수간 공적분관계가 있을 것이라는 예상아래, Engle and Granger (1987)의 2단계 추정법에 의한 오차수정모형을 적용하여 서울시의 생활용수 수요, 용수가격 및 가구소득 간의 장·단기 관계를 동태적으로 분석하고자 한다. 이를 위하여 각 변수들의 단위근검정(unit root test)과 공적분검정(cointegration test)이 선행되었으며, 용수수요함수에 공적분벡터(cointegrating vector)가 포함된 오차수정모형의 추정을 통하여 서울시 생활용수 수요의 장·단기 가격탄력성과 소득탄력성을 도출하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서 단위근검정과 공적분검정을 통한 시계열의 안정성과 변수들간의 장기적 균형관계를 파악한다. 제Ⅲ절에서는 단위근을 가진 불안정적인 시계열이 장기적 균형관계를 가질 경우 오차수

4) 이러한 문제점은 용수수요함수의 변수로 부지면적이나 관계면적 등 용수공급과 관련이 있는 변수를 사용하여 이론적 배경이나 외국의 연구사례와 상반되는 결과를 초래하기도 한다. 보다 정확한 수요함수 식별을 위해서는 독립변수 선정과 관련된 검증작업이 선행되는 것이 타당하나, 본 논문에서는 수요함수를 구성하는 독립변수로서 별다른 이견이 없는 변수만을 사용하기로 한다. 한편, 우리 나라와 같은 물 부족 국가에서의 용수수요는 어느 정도 공급측면에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 사실을 배제하는 것은 아니며, 제반 용수 공급시설의 부족으로 가뭄시 단수나 제한급수로 인한 물사용 억제 개연성이 존재한다.

5) 연간생산량=유효수량+무효수량, 유효수량=유수량+무수량, 무효수량(사용상 무효로 인정되는 수량)=조정감액수량+누수량+기타, 무수량=유효수량 중 수입으로 징수되지 않는 수량, 기타=수도시설의 손실에서 오는 수량 및 계측오차, 인정수량 등의 불명수량이다.

6) 유수량을 사용하지 않은 모든 연구들이 부적절하다는 의미가 아니며, 용수수요예측이나 모형설정과 관련하여 타 연구와의 비교를 위해 의도적으로 급수량을 사용할 수도 있을 것이다.

정모형을 구성할 수 있음을 확인하고 추정하고자 하는 서울시 생활용수 수요함수를 설정한다. 제IV절은 본 실증연구의 결과로 서울시 생활용수 수요함수의 추정을 통하여 장·단기 가격탄력성과 소득탄력성을 도출하였다. 그리고 마지막으로 제V절에서는 실증분석에서 도출된 결과를 토대로 경제적인 해석과 본 논문의 전체적인 결론으로 할애하였다.

## II. 단위근검정과 공적분검정

### 1. 단위근검정

본 논문은 서울시 용수수요를 설명하는 균형방정식(equilibrium equation)의 설정에서 출발한다. 우리가 추정하고자 하는 서울시의 생활용수 수요 방정식은 식 (1)과 같다. 각 변수는 기존의 국내외 연구에서와 같이 로그선형을 취하기로 한다.<sup>7)</sup>

$$\log W_t = \alpha + \beta \log P_t + \gamma \log I_t + u_t \quad (1)$$

여기서  $W_t$ 는 생활용수 수요,  $P_t$ 는 용수가격,  $I_t$ 는 소득을 각각 나타낸다. 서울시 생활용수 수요함수에 나타난 생활용수수요, 가격과 소득 변수는 각각 서울시의 가정용 유수량, 입방미터( $m^3$ )당 평균수도요금과 가구당 평균소득이다. 그리고 실제 데이터로 사용한 자료는 서울시의 1970년부터 1999년까지의 연도별 시계열 자료를 1995년 물가지수로 나눈 실질가격과 실질소득이다.

만약 각 시계열이 안정적이라면 식 (1)을 통상적인 최소자승법(OLS)으로 회귀분석 할 수 있을 것이다. 그러나 불안정성을 보이는 시계열 자료를 이용한 통

7) 이는 단지 수준변수에 로그를 취하여 선형화하였음을 나타낸다.

〈표 1〉 상수항과 추세를 고려한 단위근검정

변 수	수준변수		1차 차분변수	
	ADF	PP	ADF	PP
log <i>W</i>	0.6503	1.2651	-6.0294**	-5.9152**
log <i>P</i>	-2.6312	-2.5544	-5.2734**	-5.3017**
log <i>I</i>	-1.5372	-2.0281	-3.6192*	-3.5661*

주: \*, \*\*는 5%(1%) 유의수준하에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

계적 추론은  $R^2$ ,  $t$ 와  $F$ 통계량이 과도된 가성결과(spurious results)를 보여 경제학적인 의미를 가지지 못하는 문제점을 내포하고 있으며, 이들 변수들은 올바른 추정치를 제공할 수 없으므로 시계열의 안정성에 관한 검정이 선행되어야 한다. 이는 단위근검정을 통해 확인할 수 있다.<sup>8)</sup>

Nelson and Plosser (1982)의 연구 이후 대부분의 경제변수들은 단위근을 갖는 불안정적인(non-stationary) 시계열임이 증명되고 있다. 우리 나라 용수수요와 관련된 변수들의 경우에도 한국수자원공사(1998)와 민동기(2000) 등의 연구에서 확인하였듯이 용수수요량, 용수가격과 소득이 단위근을 갖는 불안정 시계열임을 보이고 있다. 따라서 본 논문에서는 서울시 생활용수 수요함수를 구성하는 각 변수들의 수준변수(level)와 1차 차분(1st difference)된 시계열에 대해 단위근 존재 유무를 검정하였다. 한편, 시계열의 단위근검정은 방법과 추정 기간에 따라 상이한 결과를 보이기 때문에 확장된 Dickey-Fuller (ADF)와

8) 단위근의 존재 여부는 단위 자체가 의미하는 것처럼 특성방정식(characteristic equation)의 근이 단위, 즉 1이라는 값을 지니는가에 달려 있다. 여기서 특성방정식은 시계열을 자기회귀평균이동(autoregressive moving average)모형으로 식별할 때 자기회귀부분을 확률적 차분방정식으로 표시하여 설정된다. 그러나 주어진 시계열에 있어서 특성방정식은 선형적으로 알 수 없으므로 일정한 검정방법이 요구된다. 단위근검정법은 Dickey-Fuller (DF)와 Phillips-Perron (PP)검정법으로 구분할 수 있으며, 일반적으로 확장된 Dickey-Fuller (ADF)와 PP검정법이 사용되고 있다.

Phillips-Perron (PP)검정법을 모두 사용하였다. 용수수요 함수의 각 변수들에 대한 단위근검정 결과는 <표 1>과 같이 나타났다.

<표 1>은 각 변수들의 수준변수는 단위근이 있는 불안정 시계열이나 1차 차분한 변수는 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열임을 보여준다. 따라서 서울시의 용수수요, 용수가격, 소득변수는 1차 차분 안정적인  $I(1)$ 의 시계열로 간주할 수 있으며, 모든 변수가 안정적이라는 가정 아래 회귀분석을 시도한 연구는 올바른 추정방법이 아님을 확인할 수 있다.

## 2. 공적분검정

일반적으로 단위근이 존재하는 불안정 시계열은 원자료를 1차 차분함으로써 안정적 시계열이 된다고 알려져 있다. 따라서 기존의 연구에서는 이러한 가성회귀의 결과를 피하기 위한 방법 중 하나로 추정에 사용되는 모든 변수들을 1차 차분( $I(1)$ )한 형태로 추정하였다. 그러나 단위근이 존재하는 불안정한 시계열에 대해 단순히 차분한 자료를 이용하여 회귀분석을 할 경우 추정할 방정식을 구성하는 각 독립변수간의 장기적인 균형관계마저 소실될 우려가 있으며, 이 경우 여전히 가성회귀의 위험이 존재하게 된다.

만약, 각 시계열이 단위근을 가질 때 그 시계열간의 선형결합이 단위근을 갖지 않는다면 이들 시계열은 서로 공적분관계에 있다고 정의된다. 공적분의 개념은 분석에 사용된 변수들이 각각 단위근을 갖는  $I(1)$ 인 경우에도 변수간의 선형결합이  $I(0)$ 이면, 변수들을 1차 차분하지 않고서도 모형추정의 적합성을 보장할 수 있어, 변수들간 장기적 균형관계의 손실없이도 추정의 정당성이 확보된다는 것이다. 본 논문에서는 Johansen(1991) 검정법을 사용하여 변수들이 공적분되었는지를 확인하였으며, 그 결과는 <표 2>와 같다.<sup>9)</sup>

9) Johansen and Juselius (1990)와 Johansen (1991)의 연구를 토대로 하며, 최우추정법에 의해 모수들을 추정한다. 이 검정법은 Dickey-Fuller의 단위근검정을 다변량으로 확장한 것으로 이해할 수 있다. 본 논문에서는 적정 시차(lag)를 주기 위하여 차분하지 않은 원계열

〈표 2〉 공적분검정 결과

특 성 치 (Eigenvalue)	우도비통계량 (LR)	5% 임계치	1% 임계치	가정된 공적분 관계의 개수
0.584731	39.07392	29.68	35.65	None**
0.254962	14.46669	15.41	20.04	At most 1
0.199363	6.225728	3.76	6.65	At most 2*

주: 우도비(likelihood ratio) 통계량은  $\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ 이고, 귀무가설은 “공적분벡터의 수가  $r$ 개보다 작거나 같다”임. (\*\*\*)는 유의수준 5%(1%)에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

<표 2>에서와 같이 귀무가설이  $H_0 : r=0$ 인 경우 우도비통계량(LR)이 39.07로 1% 유의수준에서 기각됨을 알 수 있다. 반면,  $H_0 : r \leq 1$ 인 경우 LR이 14.46으로 1% 및 5% 유의수준에서 기각할 수 없다. 그리고  $H_0 : r \leq 2$ 인 경우 LR이 6.22로 5% 유의수준에서 기각된다.<sup>10)</sup> 따라서 공적분에 대한 Johansen의 검정결과를 종합하면 세 변수간에는 5% 유의수준에서 1개의 공적분관계가 있다는 결론을 지을 수 있으며, 이는 세 변수간에 장기적 관계(long-run relationship)가 성립함을 의미한다.

### Ⅲ. 오차수정모형

Sagan (1964)은 모형 내에 1차 차분된 변수와 수준변수를 모두 포함하는 구조적 오차수정모형을 개발하였으며, Engle and Granger (1987)에 의하면 변수들간의 공적분벡터가 존재하면 특정의 오차수정모형을 갖는다고 한다.<sup>11)</sup> 본절에

을 사용하여 VAR( $p$ ) 모형으로 추정한 후  $p=2$ 로 설정하였다. 따라서 공적분검정에서의 시차는  $p-1=1$ 이 된다.

10) 물론 1% 유의수준에서는 기각할 수 없다.

서는 식 (2)와 같은 단순한 균형방정식을 상정하여 오차수정모형을 유도하고자 한다.

$$y_t = \alpha + \beta x_t \quad (2)$$

여기서  $y_t$ 는 종속변수이고  $x_t$ 는 독립변수들의 벡터이다. 만약  $y_t$ 와  $x_t$ 가 균형상태에 있다면  $(y_t - \alpha - \beta x_t)$ 는 영(0)과 같을 것이나, 불균형이 발생한다면 이것은 영이 되지 않을 것이다. 보다 정확히 표현하자면, 불균형오차 (disequilibrium error)로 알려진  $(y_t - \alpha - \beta x_t)$ 는  $y_t$ 와  $x_t$  간 불균형의 범위의 척도를 나타낸다. 그리하여 균형상태하에서 어떤 조건의 변화로 불균형이 발생한 경우 종속변수  $y_t$ 의 변화는 독립변수  $x_t$ 와 이들의 시차변수( $y_{t-1}$ ,  $x_{t-1}$ )와 관계되었을 것이라고 가정할 수 있다. 이를 정형화된 식으로 나타내면 식 (3)과 같다.

$$y_t = \gamma + \delta_0 x_t + \delta_1 x_{t-1} + \eta y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

여기서  $u_t$ 는 교란항이다. 이제 식 (3)의 양변에서  $y_{t-1}$ 을 뺀 후 정리하면 식 (4)와 같은 방정식으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta y_t = \delta_0 \Delta x_t - \mu(y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}) + u_t \quad (4)$$

여기서  $\mu$ ,  $\alpha$  및  $\beta$ 는 각각  $1 - \eta$ ,  $\gamma/(1 - \eta)$ 와  $(\delta_0 + \delta_1)/(1 - \eta)$ 이다. 식 (4)는  $y_t$ 의 변화량이  $x_t$ 의 변화량과 시차변수들로 구성된 불균형오차에 의존한다는 것이며, 이는  $y_{t-1}$ 이 균형에서의  $y_{t-1}$ 보다 클 때 다음 기의  $y_t$ 는 감소

---

11) 1차 차분변수의 사용으로 발생할 수 있는 가성회귀의 문제를 해결하기 위한 대안으로서 변수들간의 장기적 균형관계를 나타내는 공적분 방정식을 유도하여 이를 도구변수 (instrumental variable)로 사용하는 것이다.

할 것이라는 것을 의미한다.<sup>12)</sup>  $y_t$ 가 불균형오차에 의해 어떻게 수정되는지를 측정할 수 있다고 해서 이 모형을 오차수정모형이라고 부른다. 이 때, 식 (4)의  $\delta_0$ 와  $\beta$ 는 각각 단기와 장기의 모수(parameter)들이며,  $\mu$ 는 장기균형의 방향으로 이끄는 조정속도(speed of adjustment)를 나타낸다. 이제 이를 보다 확장하여 교란항을 백색잡음(white noise)으로 만들기 위해 설명변수들의 차수를 늘리면 식 (5)와 같은 방정식을 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \sum_{i=1}^{k-1} \psi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \delta_i \Delta x_{t-i} \\ & - \mu(y_{t-k} - \alpha - \beta x_{t-k}) + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

이상과 같은 Engle and Granger (1987)의 오차수정모형은 공적분 방정식이 모형 내에 포함되더라도 그 통계적 추정이 유효하기 위해서는 모형 내에 있는 변수들이 안정적이어야 한다.<sup>13)</sup> 따라서 오차수정항을 제외한 나머지 변수들은 차분된 형태로 나타난다. 이러한 공적분벡터를 가진 오차수정모형은 기존의 모형보다 많은 장점을 갖고 있으며,<sup>14)</sup> 특히 부분조정모형(partial adjustment model)으로서 전통적인 동태적 모형과 비교할 때, 오차수정모형은 소득의 장·단기 탄력성 비율과 결부된 가격의 장·단기 탄력성 비율을 요구하는 제약을 가하지 않는다는 것이 특징이다.<sup>15)</sup> 특히, 모형 내에서 변수들간의 장·단기 관계를 동시에 나타낼 수 있기에 용수수요 예측에 있어서도 가격과 소득의 장·단기 탄력성 도출에 용이하다는 장점을 가지고 있다.

본 연구에서 최종적으로 추정할 서울시의 생활용수 함수는 다음의 식 (6)과 같이 설정할 수 있다.<sup>16)</sup>

12) 균형상태에서 불균형이 나타났음을 의미한다.

13) 이 모형은 장기적 균형방정식을 추정한 후, 이를 모형내에 포함시킨 오차수정모형을 다시 추정하는 2단계 추정법이다.

14) Bentzen and Engsted (1993) 참조.

15) Johnson *et al.* (1992) 참조.

$$\Delta W_t = const + \sum_{i=1}^{k-1} a_i \Delta W_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} b_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} c_i \Delta I_{t-i} - \mu(W_{t-k} - \alpha - \beta P_{t-k} - \gamma I_{t-k}) + u_t \quad (6)$$

한편, 모형설정과 관련하여 한 가지 지적할 부분은 단지 용수수요의 예측이 목적이라면 벡터오차수정모형(VECM)으로 추정할 수도 있다는 것이다. 그러나 본 연구는 용수수요의 예측이 목적이 아닐 뿐더러 장·단기 탄력성 도출이 목적이며, 기존의 용수가격이 정부에 의해 외생적으로 정해진 점을 고려할 때 변수들의 상호의존성, 즉 내생성(endogeneity)을 모형화한 벡터오차수정모형은 적합하지 않은 것으로 판단된다.

#### IV. 실증분석 결과

제II절에서 서울시의 용수수요, 가격 및 소득은 공적분되어 있음을 확인하였다. 따라서 우리는 식 (1)에 대하여 요한센의 최우추정법(maximum likelihood approach)을 사용함으로써 Engle-Granger 오차수정모형의 첫 단계인 공적분 방정식을 도출할 수 있다. 용수수요의 장기적 모수들에 대한 추정 결과는 식 (7)과 같이 요약될 수 있다.

$$\log W_t = 10.58 - 1.23 \log P_t + 1.41 \log I_t + e_t \quad (7)$$

(1.72)                      (-6.80)

여기서 괄호 안은  $t$ -통계량이며, 상수항은 정규화된 값이기 때문에  $t$ -통계

16) 본 분석에서는 공적분관계와 변수 자체에 모두 상수항이 포함된 경우를 상정하였다. 만일, Johansen 알고리즘에서 공적분관계에는 상수항이 있으나 변수 자체에는 결정적인 추세가 없는 경우를 상정한다면 상수항에 특별한 제약을 주어야 한다. 보다 자세한 설명은 Johansen (1991)을 참조하기 바란다.

량을 가지지 않는다.<sup>17)</sup> 식 (7)에서 용수가격  $P_t$ 와 소득  $I_t$ 의 계수들의 부호는 경제이론에 부합하며, 이 계수들은 각각 생활용수 수요의 장기 가격탄력성 ( $\epsilon_P^{LR}$ )과 소득탄력성 ( $\epsilon_I^{LR}$ )을 나타낸다.

$$\epsilon_P^{LR} = -1.226, \quad \epsilon_I^{LR} = 1.414$$

이상에서 도출된 장기 모수들의 값을 식 (6)의 불균형오차항에 대입하여 Engle-Granger 오차수정모형의 두 번째 단계를 수행할 수 있다. 이제 우리가 추정해야 할 용수수요 방정식은 식 (8)과 같이 구성된다.

$$\begin{aligned} \Delta W_t = & \text{const} + \sum_{i=1}^{k-1} a_i \Delta W_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} b_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} c_i \Delta I_{t-i} \\ & - \mu (W_{t-k} - 10.58 + 1.226P_{t-k} - 1.414I_{t-k}) + u_t \end{aligned} \quad (8)$$

여기서  $\Delta$ 는 1차 차분 연산자이고 (.)은 불균형오차를 나타낸다. 식 (8)을 추정함에 있어 우선 시차( $k$ )를 결정해야 하고, 그 후에 비유의적인 (insignificant) 차분된 변수들을 연속적으로 제외시켜 나가야 한다. 우리는 식 (8)을 추정하기 위해 시차의 다양한 값들을 적용시켜 보았으며, 본 실증연구에서 사용한 시차  $k$ 의 최대값은 4이다. 본 분석에서 유도한 가장 적절한 모형의 추정 결과는 <표 3>으로 요약할 수 있다.

<표 3>은 1970년부터 1999년에 대한 서울시의 생활용수 수요 방정식 (8)을 추정한 결과이다. 통계학적인 판단에 비추어 볼 때 <표 3>에 나타난 결과는 매우 만족스럽다. 더욱이 본 연구에서 모형설정(model specification)이 제대로 되었는지를 확인하기 위하여 몇 가지 진단 검정(diagnostic test)들을 시행한 결과, DW, LM 및 LARCH의 통계량이 모두 유의하게 나타났다. 즉, 모형에서 잔차의 계열상관(residual serial correlation)과 자기회귀 조건부 이분산성

17) 보다 자세한 설명은 Johansen (1991)을 참조하기 바란다.

서울시 생활용수 수요 추정

〈표 3〉 Engle-Granger 오차수정모형의 추정 결과

계 수	추 정 치	t-통계량
<i>const</i>	0.048	3.159
<i>b</i> <sub>0</sub>	-0.145	-2.094
<i>c</i> <sub>0</sub>	0.174	1.930
$\mu$	0.081	3.271
$\bar{R}^2 = 0.610$ DW = 1.950 SSR = 0.020 LM(1) = 0.015 [ $\chi^2(1) = 3.84$ ] LARCH(1) = 0.137 [ $\chi^2(1) = 3.84$ ]		

주: SSR은 잔차제곱의 합(sum of the squared residuals).  $\bar{R}^2$ 는 자유도로 조정된  $R^2$  임. DW는 Durbin-Watson 통계량임. LM(1)와 LARCH(1)는 각각 1차(first-order) 자기상관과 자기회귀 조건부 이분산성(ARCH)의 라그랑지 승수(lagrangian multiplier) 통계량임. 그리고 [. ]은 5% 유의수준에서의 임계치(critical value)를 나타냄.

(autoregressive conditional heteroskedasticity)의 라그랑지 승수 통계량으로 보아 자기상관과 이분산현상이 유의할 만한 수준임을 알 수 있다.<sup>18)</sup> 따라서 모형의 시차(*k*) 선정이 적절하였으며, 추정모형의 설정이 타당하다고 결론내릴 수 있다. 한편, 서울시 생활용수 수요의 단기 가격탄력성( $\epsilon_p^{SR}$ )과 소득탄력성( $\epsilon_i^{SR}$ )은 각각 다음과 같다.

$$\epsilon_p^{SR} = -0.145, \quad \epsilon_i^{SR} = 0.173$$

기존의 연구에서와 같이 단기탄력성의 추정치는 공적분검정에서 도출된 장기탄력성보다 낮게 나타나고 있어 경제이론에 부합하며, 오차수정항의 조정속도는

18) 귀무가설은 “자기상관이 없다”이며, Breusch (1978)-Godfrey (1978)의 계열상관 LM검정결과이다.

0.081로 나타났다. 조정속도의 추정치는 서울시의 생활용수 수요가 균형상태에서 1% 벗어났을 경우 첫해에 약 8.1%가 균형으로 조정이 일어날 것임을 암시한다.

## V. 결론 및 시사점

본 논문에서는 1970년 이후 30년간의 자료를 이용하여 서울시의 생활용수 수요를 추정하였다. 특히, 기존의 연구와는 달리 유수량을 수요변수로 사용하였으며, 변수들간의 장기적 균형관계를 고려하여 Engle-Granger의 오차수정모형을 적용하였다. 본 연구의 결과는 서울시 생활용수부문의 수요관리정책과 관련하여 다음과 같은 몇 가지 시사점을 제공한다. 첫째, 서울시의 용수수요, 수도요금 그리고 가구당 소득은 단위근을 가진 불안정적인 시계열이며, 세 변수는 서로 공적분되어 있다. 따라서 일반적인 로그선형에 의한 추정은 오도된 결과를 초래하며, 공적분항이 포함된 특성의 오차수정모형으로 추정되어야 한다.

둘째, 서울시의 생활용수 수요가 용수가격과 부(negative)의 관계를 가짐으로써 생활용수에 있어서도 수요법칙이 성립함을 확인할 수 있다. 이는 수도요금의 가격현실화와 같은 수요관리정책을 통해 생활용수의 수요를 조절할 수 있음을 시사한다. 따라서 과거 공급위주의 용수관리정책에서 용수가격과 같은 정책변수를 이용한 수요관리정책으로의 전환이 이루어질 경우 용수수급에는 큰 변화가 생길 수 있는 것으로 분석된다.

셋째, 유수량을 사용하여 회귀분석한 결과 용수수요의 장기 가격탄력성이 -1.226으로 기존의 연구와 달리 탄력적인 것으로 나타났다. 이는 물이 가격에 대하여 비탄력적이어서 필수재적인 성격을 갖는다는 단순한 사실을 확인하는데 그친 기존의 연구와 차별되는 부분이다. 즉, 실제 물 사용량인 유수량은 가격변화에 상당히 민감하게 반응하는 재화이며, 용수가격의 조정에 의한 수요관

리정책이 효과적일 수 있음을 시사한다. 따라서 현재 정부가 발표한 점진적인 수도요금현실화 방안이 제대로 진행될 경우 서울시의 생활용수 수요는 과거의 수요증가율보다 현저히 낮아질 것으로 전망된다.

넷째, 단기 탄력성이  $-0.145$ 로 나타나 장기에서의 탄력성과 큰 차이를 보이는 것은 과거 서울시의 수도요금이 생산원가에도 못 미치는 정도로 낮게 책정되어 단기적으로는 소비자들이 가격에 대해 덜 민감하게 반응함을 시사한다. 현재 우리 나라의 수도요금은 다른 OECD 국가들과 비교하여 상대적으로 낮으며, 특히 서울시의 용수가격이 매우 저렴하여 수도요금 인상으로 파생되는 단기적인 수요감소효과가 아주 제한적임을 알 수 있다.

다섯째, 우리는 세 번째 결론으로부터 서울시의 생활용수 유수율 향상으로 가격정책이 보다 효과적일 수 있음을 조심스럽게 예상할 수 있다. 본 연구에서도 출한 가격탄력성은 누수량을 포함한 무효수량과 유효수량 중 수입으로 징수되지 않는 무수수량을 배제하고 있기 때문에 기존의 다른 연구들보다 가격탄력성이 높게 나타났을 가능성이 있다. 따라서 만약 노후한 수도관교체와 같은 유수율 향상정책으로 급수량과 유수량의 차이가 거의 해소된다면 서울시의 물수요가 가격에 대하여 탄력적이라는 사실은 보다 신뢰할만하며, 이에 근거한 수도 가격정책이 보다 효과적일 수도 있을 것이다.<sup>19)</sup>

마지막으로 우리 나라의 1일1인당 수돗물 공급량은 현재 395l로 독일 132l, 프랑스 281l, 일본 357l 등 선진국의 소비량에 비해 상당히 높은 수준인 것으로 나타나고 있다. 현재의 낮은 용수가격체계를 유지한 채 높은 공급량을 달성하기 위한 대규모 댐 건설은 적지 부족, 생태계 훼손에 따른 환경단체와 지역주민의 강력한 반대, 댐 건설비의 과다소요 등으로 인해 한계가 있다. 따라서 용수수급의 불균형의 해소는 공급증가 측면보다는 수요감소 측면에서 해결책을 구해야

19) 이러한 결론은 유수량의 가격탄력성을 근거로 내린 하나의 가능성일 뿐이며, 유수율이 향상된다고 하여 반드시 가격정책이 효과적일 것이라는 주장은 아니다. 또한 유수율이라는 변수의 선택에 기인한 장기탄력성의 변화분이 어느 정도인지는 불명확하며, 급수량을 이용한 기존 연구와 추정모형, 분석기간 및 기타 자료 등이 동일할 경우 보다 설득력 있는 주장이 될 것이다.

한다는 최근의 논의가 경제학적으로 설명이 가능하다.

한편, 본 연구는 생활용수 수요를 설명하는 변수 중 급수인구가 고려되고 있지 않으며, Engle-Granger의 오차수정모형만을 분석함으로써 Sargan (1964)과 Hendry *et al.* (1984)이 제시한 다른 오차수정모형과의 비교분석이 생략되었다는 점이 한계로 지적될 수 있다. 그리고 용수수요함수의 식별문제와 관련하여 변수선택에서 여러 가지 개선의 여지가 있음을 밝히며, 향후 연구에서는 이러한 한계점의 극복과 더불어 보다 발전된 용수수요모형을 통한 미래 용수수요 예측에 관한 연구가 진행되길 기대한다.

#### ◎ 참고 문헌 ◎

1. 건설교통부, 『수자원 장기종합계획』, 1996.
2. \_\_\_\_\_ · 한국수자원공사, 『영월다목적댐 건설사업 기본설계 보고서』, 1997.
3. 김광임, 『상수도 수요 개발 모형』, 한국환경정책연구원, 1996.
4. 김추운, 『서울시 생활용수 수요에 관한 연구』, 건국대학교, 박사학위논문, 1991.
5. 김태유 · 유승훈 · 허은영, “수도사업의 국민경제적 역할분석”, 『한국수자원학회논문집』, 제30권 제4호, 1997, pp. 367~377.
6. 민동기, “생활용수 수요 분석”, 『자원 · 환경경제연구』, 제9권 제2호, 2000, pp. 311~332.
7. 서울시, 『통계연보』, 각 연도.
8. 유승훈, “장기한계비용을 이용한 최적 수도요금 결정에 관한 연구”, 『한국상하수도학회지』, 제10권 제3호, 1996, pp. 100~114.
9. 이명현, “한국 제조업의 용수에 대한 적정가격 설정”, 『자원경제학회지』, 제7권 제1호, 1997, pp. 151~164.
10. 한국수자원공사, 『미래 수자원 전망에 관한 연구』, 1997.
11. \_\_\_\_\_, 『물관리의 최적화를 위한 수도요금 정책방향에 관한 연구』, 1998.

12. Bentzen, J. and T. Engsted, "Short- and Long-run Elasticities in Energy Demand," *Energy Economics*, Vol. 15, 1993, pp. 9~16.
13. Breusch, J., "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models," *Australian Economic Papers*, Vol. 17, 1978, pp. 334~355.
14. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
15. Godfrey, L., "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables," *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp. 1293~1302.
16. Hendry, D. F., Pagan, A. R. and J. D. Sargan, "Dynamic Specification," *Handbook of Econometrics*, vol. III, 1984, pp. 1025~1100.
17. Johansen, S., "Estimating and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 1551~1589.
18. \_\_\_\_\_ and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169~210.
19. Johnson, J. A., Oksanen, E. H., Veall, M. R. and D. Fretz, "Short-run and Long-run Elasticities for Canadian Consumption of Alcoholic Beverages: An Error-correction Mechanism / Cointegration Approach," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, 1992, pp. 64~73.
20. Nelson, C. R. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 139~162.
21. Sargan, J. D., "Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology," *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London, 1964.

ABSTRACT

---

Estimating the Demand for Domestic Water in Seoul:  
Appilcation of the Error Correction Model

---

Seung-Jun Kwak · Chung-Ki Lee

Unlike the existing supply-centered water policy, demand management policy of water has become an increasingly important issue in Korea. This paper attempts to analyse the demand for domestic water in Seoul. We employed Engle-Granger's error correction model(ECM) to deduced the price and income elasticities of the water demand. Particularly, we used accounted water amounts instead of supplied water amounts as representative variable of water demand. The result indicates that ECM set up is appropriate and short-run and long-run price elasticities derived by the model are -0.145 and -1.414. In contrast with other studies, we can conclude that the water demand for the water price is elastic. Besides, we can infer from this result that the water price policy with respect to a decrease of leakage ratio is more effective.

Key words: Error correction model, Demand management policy, Accounted water amount, Short-run and long-run elasticities.