

「국토연구」 투고를 위해 작성된 논문

대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장

Water consumption and regional economic growth in Taejeon and
Chungnam area

주요단어 : 물소비, 지역경제성장, 대전·충남지역, 인과관계

유 승 훈*
Seung-Hoon Yoo

* 호서대학교 경상학부 조교수

대표저자 연락처

330-713

충남 천안시 안서동 268

호서대학교 경상학부

유승훈 교수

연구실) 041-560-8344, 팩스) 041-563-0135, E-mail) shyoo@office.hoseo.ac.kr

I. 서론

우리나라의 실질 국내총생산은 1973년 대비 2001년에 7.00배 성장하였다. 그런데 대전·충남지역의 실질 지역총생산은 동 기간동안 6.86배 성장하여 전국적인 성장률보다는 낮은 값을 보이고 있지만 최근 10년 정도만 추려내어 비교해 보면 결과는 달라진다. 예를 들어, 실질 국내총생산은 1990년 대비 2001년에 1.87배 성장하였으나 대전·충남지역의 실질 지역총생산은 2.15배 성장하여 전국적인 성장보다 더 빠른 성장세를 보이고 있다. 즉 대전·충남지역은 1990년대 들어 지역경제성장이 가속화되고 있는 것이다.

이러한 지역경제성장으로 인해 물소비량은 1973년의 91,000(톤/일)에서 2000년의 869,000(톤/일)으로 27년만에 약 9.6배나 증가하였다. 이는 전국 물소비량이 1973년의 2,317,000(톤/일)에서 2001년에 15,883,000(톤/일)으로 약 6.9배 증가한 것과 비교하였을 때 높은 수준이다. 즉 다른 지역에 비해 물소비가 빠르게 늘어나고 있음을 보여주는 사례이다. 전국 광역지방자치단체에 대한 2000년 기준 상수도 보급률을 살펴보면, 대전광역시의 보급률(96.0%)은 광주 및 울산의 상수도 보급률보다는 높지만 서울, 부산, 대구, 인천의 상수도 보급률보다는 낮다(환경부, 2002). 더군다나 충남의 상수도 보급률은 52.6% 전국 상수도 보급률인 87.1%에 턱없이 못 미칠 뿐만 아니라 전국 최저수준이다. 요컨대, 대전·충남지역의 물수요는 다른 지역에 비해 빠르게 증가하고 있음에도 불구하고 상수도 보급률은 여전히 낮은 편이다.

물은 인간생존의 필수적인 요소일 뿐만 아니라 산업생산에 있어서도 필수적인 투입요소이다(Brookshire and Whittington, 1993; Yoo and Yang, 1999). 특히 인구와 산업이 집중된 도시지역과 공단지역에서 상수도 시설확충이 제때 이루어지지 않는다면 지역경제성장에 있어서도 부정적인 영향을 크게 미칠 것이다(Dupont and Renzetti, 1997). 이렇게 대전·충남지역은 용수수요가 급증하고 있지만 상수도 보급률이 다른 지역에 비해 매우 낮아 물이 가지는 생존의 기반이란 성격과 지역경제성장을 위한 투입요소라는 점을 고려할 때 상수도에 대한 대폭적인 투자가 요구된다.

이러한 배경 하에서, 본 연구는 대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장 사이의 관계를 분석하고자 하며 이를 위해 두 가지 접근방법을 취한다. 첫 번째 접근방법은 간단한 함수형태를 가정하면서 물소비가 급증했던 1973년~2001년 동안의 물소비와 지역경제성장간의 관계를 분석하는 것이다. 물소비의 지역경제성장 기여도, 지역경제성장의 물소비 유발정도, 시간에 따른 물소비계수의 변화 등에 대해 검토할 것이다. II장에서 보다 자세히 논의하겠지만, 주된 발견은 물소비와 지역경제성장 사이에 유의한 양의 상관관계가 있다는 것이다.

두 번째 접근방법으로 물소비와 지역경제성장 사이의 인과관계(causality)를 규명하고자 한다. 첫 번째 접근방법으로부터 물소비와 지역경제성장 사이에 강한 양의 상관관계가 존재함을 발견했다고 해도 이것이 반드시 인과관계가 성립함을 의미하는 것은 아니다. 지역경제발전이 물소비를 유발할 수도 있으며, 반대로 물소비가 지역경제발전을 유발할 수도 있다. 물론 이 두 가지 상황은 동시에 발생할 수도 또는 어느 한 쪽만 발생할 수도 있다. 따라서 이러한 인과관계에 대한 문제는 좀 더 깊이 있게 고찰해 볼 필요가 있다. 이 문제를 살펴보다 보면 과연 물소비가 지역경제발전에 대한 추동력이 되는가 아니면 지역경제발전이 물소비를 유발하는가에 대한 질문을 제기하게 된다. 이 질문에 대한 답이 무엇이냐에 따라 정책적 처방은 큰 영향을 받는다(Munasinghe, 1992).

다시 말해서, 물소비와 지역경제성장 사이의 인과관계의 방향은 중요한 정책적 시사점을 가진다. 예를 들어, 물소비로부터 경제발전으로의 단방향 인과관계가 존재한다면 물소비의 감소는 소득의 감소를 가져온다고 볼 수 있다. 물소비로부터 경제발전으로 음의 인과관계가 있다면 물소비를 감소시키는 정책이 시행될 때 총 소득이 증가할 것이다. 반면에, 지역경제발전으로부터 물소비로의 단방향 인과관계가 존재한다면 물소비를 줄이는 정책이 지역경제발전에 부정적인 영향을 미치지 않으면서 시행될 수 있다. 어느 방향으로도 인과관계가 존재하지 않는다면, 즉 소위 중립성 가설(neutrality hypothesis)이 성립한다면 물소비를 증가시키는, 즉 상수도 인프라 투자를 증가시키는 정책이 지역경제발전에 별다른 영향을 미치지 않을 것이다.

따라서 본 연구의 목적은 대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장 사이의 관계를 분석하여 그 결과로부터 정책적 시사점을 얻는 것이다. 이 목적을 달성하기 위해, 본 논문에서는 앞서 언급하였듯이 2가지 접근방법을 취한다. 특히 2번째 접근방법을 적용하는 데 있어서 엄밀한 Granger-인과성 검정 기법을 적용하여 인과성 문제를 보다 주의 깊게 고찰하고자 한다.

II. 자료 및 기초적 분석

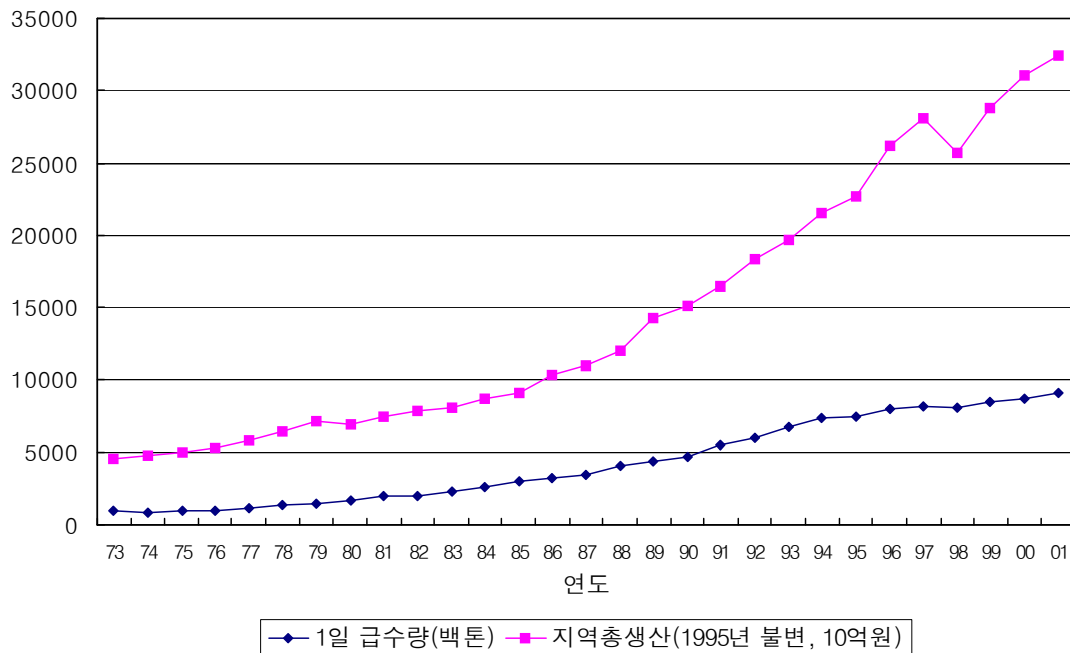
1. 자료

연구에 사용된 자료는 크게 대전·충남지역의 물소비와 지역총생산이다. 물소비 자료는 충청도청에서 발행하는 충남통계연보의 각년호와 대전시청에서 발행하는 대전통계연보의 각년호에서 구하였다. 여기서 물소비량 자료는 대전·충남지역에서

지방자치단체를 통해 공급되는 물량을 말한다. 따라서 간이상수도, 지하수, 재이용수, 저수지에서의 농업용수 사용량 등은 포함되지 않는다. 지역총생산 자료는 충남 통계연보 각년호, 대전통계연보 각년호, 통계청이 발생하는 지역총생산 각년호로부터 구할 수 있었다.

특히 대전시가 1988년부터 대전광역시로 승격하여 충남으로부터 분리된 점을 고려하면서 세심하게 자료를 수집하여 대전·충남지역 전체의 자료로 집계하였다. 분석대상 기간은 1973년~2001년의 29개 연도인데, 1973년을 시작점으로 한 것은 이때부터 물소비 및 지역총생산 자료를 구할 수 있었기 때문이다. 물소비 자료의 단위는 1일 평균 급수량(천톤)으로 하였으며, 지역총생산 자료는 1995년 불변가격(10억원)으로 하되, 1985년 이후는 통계청 자료를 이용하였으며 1985년 이전은 한국은행에서 공표한 국내총생산 디플레이터(GDP deflator)를 이용하여 경상 지역총생산을 1995년 불변 실질 지역총생산으로 변환시켰다. 최종적으로 집계된 대전·충남지역의 물소비와 지역총생산 자료를 도시하면 <그림 2-1>과 같다.

<그림 2-1> 연구에 사용된 자료의 도시



본 연구에서 대전지역과 충남지역을 별도로 구분하지 않고 하나의 지역으로 분석한 이유는 크게 2가지이다. 첫째, 대전과 충남은 행정구역상으로 분리되어 있지만 사회문화적으로 동일 권역이라 할 수 있기 때문이다. 원래 대전은 충남에 속했던 지역이며, 현재 충남도청도 대전에 소재하고 있다. 다른 예를 들어보면, 방송국이나

정부기관들의 지역사무소들도 대전과 충남을 동일권역으로 하여 설치·운영되고 있다.¹⁾

둘째, 대전·충남지역은 분석대상 기간동안 그대로의 면적을 가지고 있으나 대전시가 확장되면서 충남지역 일부가 대전으로 편입되어 왔으므로 대전과 충남을 하나로 묶어 분석하는 것이 용이하다. 예를 들어, 1983년에 대덕군 회덕면·유성읍 전역과 구즉면·탄동면·기성면·진잠면 일부가 충남에서 대전으로 편입되었는데, 이러한 부분을 전부 고려하면서 대전과 충남을 분리한 상수도 사용량과 지역총생산을 산정하는 것은 어려운 작업이다. 따라서 본 연구에서는 대전과 충남을 분리하여 연구대상으로 삼는 것은 추후의 과제로 미루면서 대전과 충남을 하나의 권역으로 다룬다.

2. 기초적 분석

본 소절에서는 III장에서 본격적인 분석에 앞서 대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장의 개략적인 관계에 대해 살펴본다. 이를 위해, 아래와 같이 식 (1), (2), (3), (4)를 고려한다.

$$\ln WC_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GRDP_t + u_t \quad (1)$$

$$\ln GRDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln WC_t + u_t \quad (2)$$

$$\ln (WC/GRDP)_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + u_t \quad (3)$$

$$\ln (WC/GRDP)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GRDP_t + \alpha_2 T + u_t \quad (4)$$

여기서 WC_t 는 대전·충남지역의 물소비량(천톤/일), $GRDP_t$ 는 대전·충남지역의 실질 지역총생산(1995년 불변가격, 10억원), 하첨자 t 는 개별연도, u_t 는 교란항, α_0 , α_1 , α_2 는 추정해야 할 모수를 의미한다. 아울러 T 는 시간추세변수로서 1973년일 때 1의 값을 가지며 2001년일 때 29의 값을 가진다. $WC/GRDP$ 는 1백만원의 지역총생산을 창출하기 위해 1일에 소요되는 물의 양(톤)을 의미하는 것으로 물소비계수(coefficient of water use) 또는 물소비강도(intensity of water use)라 불린다.

그런데 본 연구에서 사용되는 자료가 시계열 자료라는 점을 감안할 때, 자기상관(autocorrelation)에 대해 살펴볼 필요가 있다. 실제 식 (1)~(4)를 추정한 결과, 더빈

1) 공·민영 방송국, 한국은행, 체신청 등이 이에 해당된다.

-왓슨(Durbin-Waston) 통계량으로 판단할 때 유의수준 1%에서 ‘자기상관이 없다’는 귀무가설은 모두 기각된다. 따라서 식 (1)~(4)를 추정하는데 있어서 교란항의 1차 자기상관을 가정하는 식 (5)를 추가적으로 고려한다. 추정을 위해 Beach and MacKinnon(1978)에 근거한 최우추정법을 적용한다.

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad (5)$$

여기서 ρ 는 1차 자기상관계수, v_t 는 교란항이다.

<표 2-1> 물소비와 지역경제성장간의 관계

| 식번호 | α_0 | α_1 | α_2 | ρ | R^2 | DW | Wald |
|-----|----------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------|------|---------|
| (1) | -4.270 (-2.58)** | 1.064 (5.96)** | | 0.912 (9.10)** | 0.990 | 1.65 | 2065* |
| (2) | 5.233 (8.18)** | 0.725 (6.80)** | | 0.887 (6.63)** | 0.990 | 2.26 | 13357** |
| (3) | -3.875 (-29.52)** | 0.015 (2.10)* | | 0.863 (9.85)** | 0.880 | 1.98 | 1930** |
| (4) | 1.877 (0.89) | -0.691 (-2.69)** | 0.064 (3.24)** | 0.0647 (3.24)** | 0.912 | 1.82 | 1782** |

주) 괄호 안에 제시되어 있는 값은 t -통계량이다. * 및 **은 각각 유의수준 5% 및 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. DW는 더빈-왓슨(Durbin-Waston) 통계량을 나타내며, Wald는 모든 추정계수가 0이라는 귀무가설에 대한 검정통계량을 나타낸다.

자기상관을 고려하여 추정된 결과는 <표 2-1>에 제시되어 있다. 식 (1)의 추정결과, 지역총생산 항의 추정계수는 양수이며 통계적으로 유의하다. 게다가 물수요의 지역총생산 탄력성으로 해석되는 이 계수는 크기가 1보다 커서 대전·충남지역의 물에 대한 총수요는 대체로 실질 지역총생산에 대해 탄력적이라고 볼 수 있다. 즉, 지역소득이 1% 늘어나면 물소비는 1.064% 늘어나므로 소득이 늘어나는 속도보다 물소비가 늘어나는 속도가 더 빠른 것으로 판단된다. 물소비가 지역경제성장에 미치는 영향은 식 (2)의 추정결과로부터 알 수 있다. 물소비 항의 추정계수는 양수이며 통계적으로 유의하다. 또한 그 값은 0.725로 물소비의 산출탄력성은 1보다 작음을 알 수 있다.

즉, 대전·충남지역 물소비가 증가하는 비율만큼 지역경제성장 효과가 나타나지는 않는다. 식 (3)의 추정결과, 물소비계수 혹은 물소비강도는 연간 1.5% 증가했음을 알 수 있다. 이는 시간에 따른 물소비계수의 안정적 상승을 의미하는 것으로 적절한 대체재가 없는 물의 성격을 반영하고 있으며, 시간의 흐름에 따라 물의 역할이 더욱 중요해지고 있다는 점을 보여준다. 마지막으로 식 (4)의 추정결과에 따르면 물소비계수는 실질 지역총생산이 증가함에 따라 유의하게 감소했음을 알 수 있다. 즉, 실질소득의 증가에 따라 물을 보다 효율적으로 이용하게 되었음을 의미한다.²⁾

III. 연구방법론

1. Granger-인과성 검정과 안정성

인과관계의 방향에 대한 검정은 Granger(1969)에 의해 최초로 시도되었다. Granger-인과성 검정은 두 변수 사이의 인과적 관계의 존재 유무를 검정하는 기법으로 대단히 편리하고 매우 일반적인 접근방법이다. 두 개의 시계열 변수 X , Y 가 있을 때, 과거의 Y 값에다 과거의 X 값을 함께 사용함으로써 현재의 Y 에 대한 예측오차가 감소한다면 X 가 Y 를 ‘Granger-인과’한다고 말한다. Guilkey and Salemi(1982)와 Geweke et al.(1983)에 의해 보고된 몬테 칼로(Monte Carlo) 모의실험 연구결과에 따르면, 특히 실증연구에서 직면하게 되는 소표본의 경우 인과성을 검정하는 여러 가지 기법들 중에서 Granger-인과성 검정이 가장 바람직한 결과를 가져왔다. 따라서 본 연구에서는 Granger-인과성 검정 기법을 이용한다.

표준적인 Granger-인과성 검정을 적용하기 위해서는 관심대상 변수의 시계열이 안정적이어야 한다. 인과성 검정에서 불안정한(non-stationary) 자료를 이용하게 되면 가성적인(spurious) 인과성 검정 결과를 가져올 수 있음이 여러 연구에서 입증되었다(Granger and Newbold, 1974; Stock and Watson, 1989). 따라서, Engle and Granger(1987)의 연구절차를 따라, 먼저 시계열 X 와 Y 의 안정성, 즉 각 변수의 단위근(unit root) 여부를 확인해야 한다. 단위근을 검정하는 방법에는 크게 DF-검정법, ADF-검정법, PP-검정법(Phillips and Perron, 1988)이 있다. DF-검정법은 자기상관 및 이분산이 존재하지 않음을 전제로 하기에 제약점이 있어 최근에는 잘 이용되지 않는다. 널리 사용되는 ADF-검정법은 자기상관의 문제를 명시적으로 고려하

2) 이러한 결과들은 1978년부터 1994년 동안 전국을 대상으로 유사한 연구를 한 김태유·유승훈·허은영(1998)의 연구결과와 크게 다르지 않다.

는 장점을 가지지만 이분산이 없다고 가정하는 제약성을 가진다. 따라서 본 연구에서는 PP-검정을 이용한다. 그 이유는 이 검정법이 다양한 종류의 자기상관과 시간의존적인 이분산성에 대해 강건한 것으로 알려져 있기 때문이다. 어떤 변수라도 불안정성이 발견되면 1차 차분을 한 후 차분된 자료를 가지고 인과성 검정을 해야 한다.

시계열 변수 X 와 Y 사이의 Granger-인과성을 검정하기 위해서는, 두 개의 이변량 모형을 상정해야 하는데 하나는 X 에 관한 것이고 다른 하나는 Y 에 관한 것이다. 두 변수가 불안정적이지만 1차 차분 후에는 안정화된다면 Granger-인과성 검정의 표준적인 형태는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta Y_t = \alpha_{11} + \sum_{i=1}^{L_{11}} \beta_{11i} \Delta Y_{t-i} + u_{11t} \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_{12} + \sum_{i=1}^{L_{11}} \beta_{11i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{12}} \beta_{12j} \Delta X_{t-j} + u_{12t} \quad (7)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{21} + \sum_{i=1}^{L_{21}} \beta_{21i} \Delta X_{t-i} + u_{21t} \quad (8)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{22} + \sum_{i=1}^{L_{21}} \beta_{21i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{22}} \beta_{22j} \Delta Y_{t-j} + u_{22t} \quad (9)$$

여기서 Δ 는 차분 연산자이며, L 은 시차의 개수, α 와 β 는 추정해야 할 모수, u_t 는 교란항이다.

식 (7)과 (9)는 제약이 없는 형태인 반면에, 식 (6)과 (8)은 제약이 있는 형태를 취하고 있다. 그러나 식 (6)과 (7)은 X 의 과거 값들의 계수들이 모두 0인지 여부를 검정하기 위해 한 쌍으로 이용된다. 마찬가지로 식 (8)과 (9)는 Y 의 과거 값들의 계수들이 모두 0인지 여부를 검정하기 위해 한 쌍으로 이용된다. 조금 다르게 표현한다면, 식 (7)에서 X 의 과거값들에 대한 추정계수가 유의하다면 X 가 Y 의 과거 값들에 의해 설명되지 않는 Y 변동의 일부를 설명한다는 의미를 가진다. 이것은 X 가 인과성의 측면에서 Y 보다 먼저라는 점을 시사하며 이때 X 는 Y 를 Granger-인과한다고 말한다. 식 (9)에서도 마찬가지로 해석이 가능하다.

2. 공적분

공적분(cointegration)의 개념은 장기에 걸쳐 두 개 혹은 그 이상의 경제시계열이 체계적으로 함께 움직이는 것(systematic co-movement)으로 정의될 수 있으며, 이

러한 관계가 존재할 때 공적분이 존재한다고 한다. 만약 X 와 Y 가 각각 불안정 시계열이라면, X 와 Y 의 선형결합도 역시 확률보행(random walk)일 것으로 예상된다(Engle and Granger, 1987). 하지만 이 두 변수들의 특정 조합인 $Z = X - bY$ 은 안정적인 성격을 가질 수 있다. 따라서 그러한 성질이 성립된다면 우리는 X 와 Y 가 공적분되어 있다고 말한다.

이렇게 X 와 Y 가 각각 불안정 시계열이지만 공적분되어 있다면 표준적인 Granger-인과성 검정으로부터의 추론은 유효하지 못하며 오차수정모형(error-correction model)에 근거한 보다 포괄적인 인과성 검정을 해야 한다(Engle and Granger, 1987). 반면에 X 와 Y 가 각각 불안정 시계열이면서 이 두 시계열의 선형결합도 역시 불안정적이라면 표준적인 Granger-인과성 검정을 적용해야 한다(Toda and Phillips, 1993). 따라서 표준적인 Granger-인과성 검정을 수행하기에 앞서 대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장 시계열의 공적분 성질에 대해 검정하는 것이 필요하다.

3. Hsiao의 Granger-인과성 검정

독립변수의 시차구조는 인과성 검정의 결과에 민감한 영향을 미친다. 시차의 수를 자의적으로 결정하게 된다면 추정계수를 왜곡하고 잘못된 인과성 추론에 이를 수 있다. 따라서 본 연구에서는 Akaike(1969)의 최종예측오차(FPE, final prediction error) 기준과 Granger-인과성 검정을 결합한 Hsiao(1981)의 절차를 이용하여 적절한 시차의 수를 결정하고자 한다. 이러한 FPE 기준은 적합에 대해서는 보상을 하지만 자유도의 손실에 대해서는 벌칙을 주는 특징을 가지고 있다.³⁾ Hsiao가 제안한 절차는 다음의 2단계로 구성된다. 첫 번째 단계는 시차의 수(l_{11})를 1에서 L_{11} 까지 증가시키면서 식 (6)을 추정함으로써 각각의 FPE를 계산하고 이 중에서 가장 작은 값을 가질 때의 l_{11} 의 값을 최적 시차 l_{11}^* 로 잡는다. 두 번째 단계는 식 (7)을 추정하는 것으로서, 추가되는 변수 X 에 대해 시차(l_{12})를 1에서 L_{12} 까지 변화시키면서, 다시 FPE를 계산하고 이 중에서 가장 작은 값을 가질 때의 l_{12} 를 선택하면 l_{12}^* 가 결정되므로, 전체적인 최적 시차구조 (l_{11}^*, l_{12}^*)도 결정된다.

만약 $FPE(l_{11}^*, l_{12}^*)$ 이 $FPE(l_{11}^*)$ 보다 작다면, 이것은 X 가 Y 를 Granger-인과함을

3) Akaike의 FPE 기준은 낮은 차수를 선택함으로써 발생하는 편의에 기인한 위험과 높은 차수를 선택함으로써 발생하는 분산의 증가에 기인하는 위험 사이에서 균형을 맞춰주기 때문에 대단히 설득력이 있는 시차구조 결정 방법이다(Hsiao, 1981, p.88).

의미한다. 마찬가지로 (8)과 (9)에 대해 유사한 절차를 반복함으로써 Y에서 X로의 인과성도 검정할 수 있다. 따라서 Hsiao(1981)의 방법은 FPE 기준과 Granger-인과성 정의를 결합함으로써 두 변수가 서로 다른 시차의 개수를 가지고 하나의 식에 들어갈 수 있게 해 준다. 결과적으로 고려해야 할 시차의 개수가 크게 감소되는 것이다.⁴⁾

IV. 실증연구절차

1. 단위근 검정과 공적분 검정의 결과

<표 4-2>는 PP-검정법을 이용한 단위근 검정 결과를 요약하고 있다.⁵⁾ 모든 수준 변수의 PP-통계량은 유의수준 10%에서 임계치인 -15.8보다 크다. 이것은 모든 변수의 시계열이 불안정적이므로 이에 근거하여 인과성에 대해 추론하는 것은 타당하지 않음을 의미한다. 그러나 1차 차분한 자료에 있어서는 모든 변수의 시계열에 대해 불안정성 가설이 유의수준 10%에서 기각된다. 따라서 1차 차분된 자료를 가지고 Granger-인과성 모형을 추정하는 것이 적절하다.

<표 4-2> 단위근 검정

| 변 수 | PP- 통계량 | |
|------|-----------|---------------|
| | 수준값 | 1차 차분값 |
| WC | -4.44[10] | -22.39[10]** |
| GRDP | -1.36[9] | -24.02[10]*** |

주) ** 및 ***는 각각 유의수준 5% 및 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다. PP-통계량의 유의수준 10%, 5%, 1%에서의 임계치는 각각 -15.8, -18.3, -23.2이다. 보다 자세한 내용은 Fuller(1976, p.371)을 참고할 수 있다. 괄호 안의 숫자는 Pantula et al.(1994)에서 제시된 AIC(Akaike's information criterion)를 이용하여 결정된 최적 시차수이다.

공적분의 근간이 되는 아이디어는 두 개의 개별적인 불안정적 시계열의 선형결합

4) 고려되는 시차의 최대값은 전역적 최소값 FPE를 놓치지 않도록 충분히 크게 결정될 수 있다. 그런데 실증연구에서 연구자가 고려할 수 있는 최대 시차의 개수는 대개 시계열 자료 자체의 성격 및 표본수와 추정식에 포함되는 변수의 개수에 영향을 받기 마련이다. 본 연구에서의 연간 시계열 자료는 29년치에 불과하므로 고려되는 최대 시차수를 5로 제한한다.

5) 검정을 위한 관계식 추정에 있어서 상수항 및 시간추세 모두를 고려하였다.

이 안정적인 지 여부를 검정하는 것이다. *WC* 및 *GRDP* 시계열에 대한 공적분 검정 결과는 <표 4-3>에 제시되어 있다. 이 표에서 볼 수 있듯이, PP-통계량은 모든 경우에 유의수준 10%에서 임계치 -27.78보다 크다. 따라서 대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장은 서로 공적분 되어 있지 않다고 결론을 내릴 수 있다. 전술하였듯이, 두 개의 시계열 변수가 불안정적이고 이것들의 선형결합이 불안정적이라면 오차수정모형의 운용보다는 표준적인 Granger-인과성 검정을 이용하여 인과성 여부를 검정해야 한다. 따라서 식 (6)부터 (9)까지 제시되어 있는 표준적인 Granger-인과성 검정이 적절할 것이다.

<표 4-3> 공적분 검정

| 회귀분석의 종류 | PP- 통계량 |
|-------------------------------|-----------|
| <i>GRDP</i> 를 <i>WC</i> 에 회귀시 | -1.41[10] |
| <i>WC</i> 를 <i>GRDP</i> 에 회귀시 | -1.19[10] |

주) PP-통계량의 유의수준 10%에서의 임계치는 -27.78이다. 보다 자세한 내용은 Phillips and Outliaris(1990)을 참고할 수 있다. 괄호 안의 숫자는 Pantula et al.(1994)에서 제시된 AIC(Akaike's information criterion)를 이용하여 결정된 최적 시차수이다.

2. Hsiao의 Granger-인과성 검정 적용 결과

식 (6)~(9)의 추정에 있어서 편의상 물소비를 *X*라 가정하고 지역총생산을 *Y*라 가정한다. 물소비와 지역경제성장에 관한 Granger-인과성 검정결과는 <표 4-4>에 요약되어 있다. *GRDP* 방정식에 대해 FPE 는 $1.29 \times 10^6 > 0.79 \times 10^6$ 이므로 물소비가 지역경제성장을 Granger-인과한다는 가설을 기각할 수 없다. 이것은 *GRDP* 방정식에서 물소비의 과거값들을 포함시키는 것이 그렇지 않은 경우보다 지역총생产的 현재 값을 더 잘 설명한다는 것을 의미한다. 따라서 물소비에서 지역경제성장으로의 인과성이 있음을 확인할 수 있다.

다음으로 대전·충남지역의 지역경제성장이 물소비를 Granger-인과했는 지 여부에 대해서도 검정한다. *WC* 방정식에 대해 FPE 는 $501.37 > 447.55$ 이므로 지역경제성장이 물소비를 Granger-인과한다고 결론을 내릴 수 있다. 이것은 물소비 방정식에서 지역총생产的 과거값을 포함하는 경우가 제외하는 경우보다 현재의 물소비를 더 잘 설명한다는 것을 시사한다. 이상의 연구결과를 요약하면 대전·충남지역의 물소비는 지역경제성장을 유발할 뿐만 아니라 지역경제성장도 물소비를 유발한다. 즉, 대전·충남지역에 있어서 물소비와 지역경제성장 사이에는 양방향의 인과관계가 존재한다.⁶⁾

<표 4-4> 물소비와 지역경제성장에 대한 인과성 검정

| 구 분 | FPE |
|---|--------------------|
| GRDP 방정식 : | |
| $\Delta GRDP_t = \alpha_{11} + \sum_{i=1}^5 \beta_{11i} \Delta GRDP_{t-i} + u_{11t}$ | 1.29×10^6 |
| $\Delta GRDP_t = \alpha_{12} + \sum_{i=1}^5 \beta_{11i} \Delta GRDP_{t-i} + \sum_{j=1}^3 \beta_{12j} \Delta WC_{t-j} + u_{12t}$ | 0.79×10^6 |
| WC 방정식 : | |
| $\Delta WC_t = \alpha_{21} + \sum_{i=1}^3 \beta_{21i} \Delta WC_{t-i} + u_{21t}$ | 501.37 |
| $\Delta WC_t = \alpha_{22} + \sum_{i=1}^3 \beta_{21i} \Delta WC_{t-i} + \sum_{j=1}^1 \beta_{22j} \Delta GRDP_{t-j} + u_{22t}$ | 447.55 |

주) FPE는 Akaike(1969)의 최종예측오차를 의미한다.

마지막으로 변수의 선정과 관련된 부분에 대해 살펴본다. 물소비에 영향을 미치는 요인은 다양하며, 마찬가지로 지역경제성장에 영향을 미치는 요인도 다양할 것이다. 그러므로 지역총생산에 영향을 미치는 요인으로 물소비만을 상정하거나 물소비에 영향을 미치는 요인으로 지역총생산만 고려하는 것은 무리가 있을 수 있다. 물론 이러한 구도는 인과관계를 분석하고자 하는 연구에서 거의 항상 사용되지만, 다른 변수의 영향에 대해서도 검토할 필요가 있다.⁷⁾ 따라서 대안으로서 누락변수 편향(omitted variable bias)가 존재하는지 여부에 대해 검정하는 것이 유용할 것이다. 본 연구에서는 이러한 경우에 널리 이용되는 Ramsey(1969)의 RESET-검정(regression specification error test)을 적용한다. <표 4-4>에 제시된 식에다 RESET-검정을 적용한 결과 유의수준 1%에서 누락변수로 인한 정형오류가 없다는 귀무가설은 모두 기각할 수 없었다. 따라서 사용된 함수형태가 비교적 간단하고 고려되는 변수가 적더라도 정형오류는 없는 것으로 보인다.

V. 결론

6) 개별변수에 자연로그를 취한 값에 대해서도 인과성 분석을 하였는데, 단위근은 존재하였지만 공적분은 존재하지 않았으며 마찬가지로 양방향의 인과성이 발견되었다. 따라서 지면의 절약을 위해 자세한 결과를 제시하지는 않는다.

7) 예를 들어, 물의 가격 변수를 함께 사용하는 것을 고려해 볼 수 있다. 물의 가격은 물소비에 영향을 미치기 때문이다. 하지만 분석대상 기간동안 대전·충남지역의 물 가격에 대한 정보를 구하기란 쉽지 않았다. 다른 변수들에 대해서도 마찬가지이다

본 연구의 중요한 목적은 대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장의 관계를 살펴보는 것이다. 이를 위해 본 논문에서는 크게 2가지 접근방법을 취하였다. 첫 번째 접근방법은 간단한 함수형태를 가정하고 물소비와 지역경제성장 사이의 관계를 살펴보는 것이었다. 분석결과, 대전·충남지역의 상수도에 대한 총수요는 지역총생산에 탄력적으로 물소비가 1% 늘어나면 지역경제성장은 1.064% 늘어나는 것으로 분석되었다. 아울러 물소비의 산출탄력성은 0.725로 양수이고 통계적으로 유의하지만 1보다는 작았다. 또한 물소비계수는 연간 1.5%씩 증가하는 것으로 분석되었다.

두 번째 접근방법은 현대적 시계열 분석기법을 이용하여 물소비와 지역경제성장 사이에 Granger-인과관계가 존재하는 지 여부를 실증적으로 검정하는 것이었다.⁸⁾ 분석결과 물소비와 지역경제성장 사이에 양방향의 인과성이 존재함을 발견하였다. 물소비와 지역경제성장 사이의 양방향 Granger-인과성의 발견은 대전·충남지역을 위한 정책분석 혹은 정책예측에서 몇 가지 유용한 시사점을 제공한다. 높은 수준의 물소비는 높은 수준의 지역경제성장을 가져온다. 이것은 낮은 상수도 보급률이 대전·충남지역의 지역경제성장을 저해할 수 있음을 의미한다. 물론 지역경제성장에 영향을 미치는 많은 다른 요인들이 존재하고 물소비는 이 중의 일부이긴 하지만, 지역경제성장의 촉진을 위해서는 상수도 보급률을 높이기 위한 더 많은 투자가 요구된다는 점은 분명해 보인다.⁹⁾

일반적으로 생활용수, 상업용수, 공업용수의 공급을 위한 기반시설의 마련은 용수 사용량의 증가를 가져오며, 더 나아가 가구 및 상가의 유입을 촉진하면서 공업단지의 유치도 도모하게 된다. 따라서 경제활동도 보다 활발하게 되어 지역경제성장을 유발하게 된다. 최근 상수도 공급시설이 충분하지 않은 경우에는 대규모 택지개발 계획이 반려되고 있으며, 대규모 공장의 설치를 위한 예비타당성 조사에 있어 후보 지역에서 용수공급이 충분히 이뤄지고 있는지 여부도 중요한 고려 요소가 되는 점은 이러한 측면을 잘 반영하고 있다. 따라서 도시개발 및 공단유치와 같은 수단을 통해 지역경제성장을 꾀하기 위해서는 상수도 보급률을 늘리는 정책이 필요하다. 전국 최저 수준인 충남지역의 상수도 보급률을 감안하면 더더욱 그러하다.

더군다나 본 연구는 대전·충남지역의 실질소득 증가가 물소비의 증가를 가져온다는 주장도 성립함을 확인하였다. 지역경제성장은 지역민들의 삶의 질 향상에 필요한 물을 더욱더 많이 사용하게 할 것이며, 산업체에서는 생산활동이 증가함에 따

8) 저자가 알고 있는 범위 내에서, 이러한 시도는 국내에서 최초로 이루어진 것이라 판단된다.

9) 용수의 용도별 지역경제성장 기여도가 분석된다면 용도별 투자 우선순위에 대한 정보를 얻을 수 있을 것이다.

라 투입요소로서의 물의 사용을 늘리게 한다. 따라서 지역소득의 증가가 더 많은 물소비를 가져 올 것이라는 점은 직관적이다. 아울러 물이란 재화는 경제학적 용어로 정상재(normal goods)이므로 소득의 증가에 따라 소비가 증가하는 것은 당연해 보인다. 따라서 향후 예상되는 소득의 지속적인 증가에 따른 물소비 증가와 생활용수 절약정책이 조화를 이루기 위해서는, 수요관리정책의 초점이 생활용수의 물리적인 절감보다는 절수기기의 보급이나 중수도의 보급과 같이 물소비의 효율성 자체를 증진시키는 형태의 수요관리정책이 보다 유효할 것으로 판단된다.

요컨대, 본 연구의 중요한 발견은 대전·충남지역의 물소비와 지역경제성장에 있어서 단방향 인과성보다는 양방향 인과성이 존재한다는 것이다. 일반적으로 우리나라와 같은 선진 개발도상국에 있어서 물소비 인프라의 확보가 경제발전에 있어서 하나의 중요한 요소임은 분명하다. 제조업, 건설업 등의 산업생산을 위해서는 상당한 양의 물이 필요하다. 따라서 보다 확충된 상수도 인프라는 지역경제발전에 직접적인 영향을 미칠 것이다. 또한, 실질소득의 증가는 물소비 및 상수도 관련 투자에 영향을 미칠 것이고 이는 다시 지역경제활동을 촉진시킨다.

본 연구에서 밝히고 있는 물소비와 지역경제발전 사이의 인과적 관계와 이 결과의 정책적 시사점이 대전·충남지역에만 국한된 것일 수도 있지만 본 연구에서 사용된 기법은 다른 지역의 시계열 자료에 쉽게 적용될 수 있다. 또한 우리나라 전체에 대해 본 연구의 구도를 확장하는 것도 의미가 있다. 아울러 물소비와 지역총생산이 자본스톡, 고용과 같은 다른 경제적 요인에 의해 결정되는 다변량 시스템으로도 쉽게 확장될 수 있다는 점을 강조할 필요가 있다. 더군다나 그러한 분석은 실질소득과 물소비가 서로 인과하는 세부적 구조를 밝히는 데 기여할 수 있을 것이다.

더 나아가 물 소비량을 생활용수, 공업용수, 농업용수 등으로 구분하여 이들 각각의 인자가 지역경제성장에 미치는 영향과 지역경제성장이 각 용수에 미치는 영향을 분석한다면 보다 유용하고 구체성 있는 결과의 도출이 가능할 것이므로, 추가적인 자료확보를 통해 이 작업을 한다면 후속연구로서 의미가 있을 것이다.¹⁰⁾ 아울러 최근에는 물절약을 위한 물수요관리 정책 추진도 물소비를 결정짓는 중요한 요소 중에 하나이므로 수요관리정책과 관련된 변수를 고려한 분석도 필요할 것이다. 마지막으로, 추가적인 자료 확보를 통해 물소비가 지역경제성장에 기여하는 정도를 보다 엄밀하고 구체적으로 계량화하는 연구도 한 가지 유용한 후속작업이 될 것이다.

10) 사실 본 연구의 시작부터 이러한 구도를 유지하려 하였으나, 분석대상 기간동안에 대해 용도별 용수사용량에 대한 자료를 구하는 것이 쉽지 않았다. 예를 들어, 농업용수는 지방상수도뿐만 아니라 지하수도 사용되고 농업용 저수지의 물도 사용되는데 이것은 집계가 종합적으로 되어 있지 않다. 공업용수의 경우도 지방상수도에서 공장에 판매된 물량을 정확하게 분리해 내는 것이 쉽지 않았다. 따라서 향후 분석에 필요한 충분한 자료를 확보하는 것이 중요한 과제이다.

참고문헌

- 김태유 · 유승훈 · 허은녕. 1997. “수도사업의 국민경제적 역할분석”. 한국수자원학회 논문집. 제 30권 (4): pp367-377.
- 환경부. 2002. 상수도. 과천.
- Akaike, H. 1969. “Fitting autoregressions for prediction”. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21: 243-247.
- Beach, C. M. and MacKinnon J. G. 1978. “A maximum likelihood procedure for regression with autocorrelated errors”. *Econometrica* 46: pp51-58.
- Brookshire, D. S. and Whittington, D. 1993. “Water resources issues in the developing countries”. *Water Resources Research* 29(7): pp1883-1888.
- Dupont, H. C. and Renzetti, S. 1997. “Move over KLEM and make way for KLEMW: an econometric investigation of the role of water in the Canadian manufacturing industry”. presented at the Canadian Economics Association Meetings, St. Johns, NFLD, June 6-8.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. 1987. “Cointegration and error correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica* 55: pp251-276.
- Fuller, W. A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. New York: Wiley.
- Geweke, J., Meese, R. and Dent, W. 1983. “Comparing alternative tests for causality in temporal systems: analytic results and experimental evidence”. *Journal of Econometrics* 21: pp161-194.
- Granger, C. W. J. 1969. “Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method”. *Econometrica* 37: pp424-438.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. 1974. “Spurious regressions in econometrics”. *Journal of Econometrics* 2: pp111-120.
- Guilkey, D. K. and Salemi, M. K. 1982. “Small sample properties of the three tests of causality for Granger causal ordering in a bivariate stochastic system”. *Review of Economics and Statistics*. 64: pp668-680.
- Hsiao, C. 1981. “Autoregressive modeling and money-income causality detection”. *Journal of Monetary Economics* 7: pp85-106.
- Munasinghe, M. 1992. *Water Supply and Developing World Applications*. Boulder: Westview Press.
- Pantula, S. G., Gonzalez-Farias, G. and Fuller, W. A. 1994. “A comparison of

- unit-root test criteria". *Journal of Business and Economic Statistics* 12: pp449-459.
- Phillips, P. C. B. and Outliaris, S. 1990. "Testing for co-integration using principal component methods". *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12: pp205-230.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. 1988. "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika* 75: pp335-346.
- Ramsey, J. B. 1969. "Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 31: pp350-371.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. 1989. "Interpreting the evidence in money-income Causality". *Journal of Econometrics* 40: pp161-182.
- Toda, H. Y. and Phillips, P. C. B. 1993. "Vector autoregressions and causality", *Econometrica* 61: pp1367-1393.
- Yoo, S. -H. and Yang, C. -Y. 1999. "Role of water utility in the Korean national economy". *International Journal of Water Resources Development*, 15(4): pp527-542.

Water consumption and regional economic growth in Taejeon and Chungnam Area

Seung-Hoon Yoo

Keywords: water consumption, regional economic growth, Taejeon and
Chungnam Area, causality

<Abstract>

The purpose of this study is to examine relationship between water consumption and regional economic growth in Taejeon and Chungnam Area, and to obtain policy implications of the results. To this end, two approaches are suggested and applied. First, the author investigates the relationship between water consumption and regional economic growth during 1973–2001, a period of rapid increase in water consumption caused by prompt industrialization and urbanization. Some discussions of the results are provided. Second, the author attempts to provide more careful consideration of the causality issues by applying modern rigorous techniques of Granger causality. Tests for unit roots, co-integration, and Granger causality are presented. The existence of bi-directional causality between water consumption and regional economic growth is detected. This finding has a number of implications for policy analysts and forecasters in Taejeon and Chungnam Area. Increasing economic development requires enormous water supply investment, though there are many other factors contributing to regional economic growth, and water consumption is but one part of it. Thus, this study generates confidence in decisions to invest in the water supply infrastructure. Moreover, this study lends support to the argument that an increase in real income, *ceteris paribus*, gives rise to water consumption. Regional economic growth results in a higher proportion of national income spent on water supply services and stimulates further water supply investment.