

시변동의 동질성 증가에 의한 비단조적 시계열자료의 경향성 탐지력 향상

Improved Trend Estimation of Non-monotonic Time Series Through Increased Homogeneity in Direction of Time-variation

오 경 두* / 박 수 연** / 이 순 철*** / 전 병 호**** / 안 원 식*****

Oh, Kyoung Doo / Park, Soo Yun / Lee, Soon Cheol / Jun, Byong Ho / Ahn, Won Sik

Abstract

In this paper, a hypothesis is tested that division of non-monotonic time series into monotonic parts will improve the estimation of trends through increased homogeneity in direction of time-variation using LOWESS smoothing and seasonal Kendall test. From the trend analysis of generated time series and water temperature, discharge, air temperature and solar radiation of Lake Daechung, it is shown that the hypothesis is supported by improved estimation of trends and slopes. Also, characteristics in homogeneity variation of seasonal changes seems to be more clearly manifested as homogeneity in direction of time-variation is increased. And this will help understand the effects of human intervention on natural processes and seems to warrant more in-depth study on this subject. The proposed method can be used for trend analysis to detect monotonic trends and it is expected to improve understanding of long-term changes in natural environment.

keywords : Locally weighted regression smoothing, Trend analysis, Non-parametric statistics, Seasonal Kendall test, Time series

요 지

본 논문은 비단조적으로 변동하는 시계열자료를 단조적으로 변화하는 구간으로 분할하여 경향성을 분석함으로써 자료의 시변동에 대한 동질성을 향상시키고 그에 따라 경향성 분석기법의 탐지력을 향상시킬 수 있다는 가설을 전제로 하고 있다. 이를 검토하기 위한 기법으로서 시계열자료의 변동경향을 파악하기 위한 필터링 방법으로 LOWESS smoothing을 적용하였고, 시계열자료의 경향성분석은 seasonal Kendall test를 적용하였다. 인위적으로 발생시킨 시계열자료와 대청호의 수온, 유량, 기온, 일사량 등의 시계열자료를 대상으로 검토한 결과 비단조적인 변화

* 육군사관학교 토목공학과
Professor, Dept of Civil Engineering, Korea Military Academy, Seoul, 139-799, Korea
(e-mail: okd0629@kma.ac.kr)

** 한진정보통신 GIS 기술팀
Assistant Manager, Hanjin Information Systems & Telecommunication Co., Ltd.
Gayang-dong 115-11, Suji building, Gangseogu, Seoul HIST (Zip code: 157-200), Korea

*** 수원대학교 박사과정 (육군지도창 지형정보과 팀장)
Ph.D. student, Dept. of Civil Engineering, Suwon University, Kyonggido, Korea

**** 육군사관학교 토목공학과 교수
Professor, Dept. of Civil Engineering, Korea Military Academy, Seoul, 139-799, Korea

***** 수원대학교 토목공학과 교수
Professor, Dept. of Civil Engineering, Suwon University, Kyonggido, Korea

를 보이는 시계열자료를 단조적인 변화구간으로 분할하여 경향성을 분석함으로써 자료의 변동 경향성과 기울기 판정의 정확도를 높일 수 있었다. 그리고, 자료의 시변동에 대한 동질성 향상은 계절 변동성의 동질성에 대한 변화를 보다 정확하게 분석하는데 도움을 주는 것으로 보였으며 이것은 자연현상에 대한 인간활동의 영향을 고찰할 수 있는 자료로서 앞으로 이에 대한 연구가 더 필요할 것으로 보인다. 본 논문에서 제시한 방법은 시계열자료의 단조적인 경향성을 분석하는 기법들에 대해 적용 가능하며, 이를 통하여 환경변화의 경향성에 대한 보다 정확한 분석과 판단이 가능해질 것으로 기대한다.

핵심용어 : LOWESS smoothing, 경향성분석, 비모수적 통계치, Seasonal Kendall test, 시계열자료

1. 서론

지표수의 수온은 주기성(cycle) 또는 계절성(seasonality)을 나타내는 대표적인 수질인자로서 태양으로부터의 단파와 장파 복사에너지(short-wave and long-wave radiation), 대기와 수표면에서의 열전도(thermal conduction), 강우나 유량에 의한 열이송(heat advection), 수표면에서의 증발 등에 의하여 영향을 받게 된다(Raphael, 1962). 이러한 주기성 또는 계절성은 수온의 장기적 변동추세를 탐지하는 데 어려움을 가중시키는 요인이다. 주기성 또는 계절성으로 인한 경향성 분석의 어려움을 해결하기 위한 통계적 접근 방법으로 주기성을 제거한 후 경향성을 분석하는 Sen test와 같은 방법과 주기성에 영향을 받지 않는 seasonal Kendall test와 같은 방법이 있다.

Seasonal Kendall test는 특정한 확률분포형을 가정하지 않는 비모수적인 통계기법으로서 수질자료와 같이 자료의 편기성(skewness), 주기성, 계열상관성(serial correlation)이 존재하는 경우에도 적용성이 높은 기법이다(Gilbert, 1987). 반면에 일반적인 회귀분석이나 t-테스트는 자료가 정규분포를 이루며, 계절적인 주기성과 상관성이 존재하지 않는다는 가정을 전제로 하고 있어서 이러한 가정을 벗어나는 수질자료의 변동 경향을 분석하는 데에는 적합치 않은 것으로 알려져 있다. Seasonal Kendall test는 이러한 장점들로 인하여 수질자료의 장기적 변동 경향을 분석하는 대표적인 방법으로 자리잡게 되었다(Gilbert, 1987; Gibbons, 1994; Helsel 등, 1995; Millard, 2002).

그런데 seasonal Kendall test는 단조적인 경향(monotonic trends)을 탐지하기 위한 통계적 기법으로서 비단조적인 경향은 파악할 수 없다는 것이다(Gilbert, 1987; Helsel 등, 1995). 그러나 장기적인 수질자료는 단조적인 변화 경향을 보이기 보다는 증가기간과 감소기간이 혼합된 비단조적인 변화 형태를 보일 가능성이 높다. Seasonal Kendall test는 시간에 대한 자료쌍의 기울기를 모두 구한 후 증가하는 기울기와 감소

하는 기울기의 갯수를 비교하여 경향성을 판단한다. 비단조적인 변화의 경우 기울기의 부호가 상쇄됨으로 인하여 경향성을 과소 평가하거나 경향성이 없는 것으로 평가할 수 있다.

이 문제에 대해서 본 논문에서는 분석기간을 자료의 시변성에 대한 동질성을 유지할 수 있도록 단조적 변화구간으로 설정함에 따라 개선이 가능한 문제로 가정하였다. 예를 들어 시계열자료가 시간에 대하여 포물선형(parabola)을 이루며 최초 감소하는 추세에서 다시 증가 추세로 변화하는 완벽한 대칭형을 이루는 간단한 경우를 상정해 보면, 변화추세는 경향성이 없는 것으로 나타날 것이며, Sen slope 평가치는 영(zero)이 될 것이다. 그러나 감소추세에서 증가추세로 변화하는 최저점을 기준으로 시계열자료를 2등분한다면, 전반부의 시계열자료는 감소추세, 후반부의 시계열자료는 증가추세를 나타내며 그 결과는 통계적으로 의미있는 결과가 될 것이다. 본 논문은 이러한 관점에서 출발하여 시계열자료의 구간을 적절히 분할함으로써 자료의 동질성을 향상시키고 그에 따라 경향성 분석기법의 탐지력을 향상시킬 수 있다는 가설을 전제로 하고 있다.

그러나 실제 자연계에서 발생하는 시계열자료는 고려치 못한 각종 요소들의 작용과 잡음 등으로 인하여 단순한 포물선형 시계열자료와 달리 자료의 변화추세를 쉽게 파악하기 곤란하며, 또한 이를 파악해서 시계열자료를 적절히 분할했을 경우에 어느 정도 통계적인 면에서 효과가 있을지 아직까지 체계적으로 분석된 바가 없다. 본 논문에서는 시계열자료의 변동 경향을 시각적으로 쉽게 인지할 수 있도록 비모수적인 LOWESS smoothing에 의하여 자료의 시변동 경향을 파악하고 이를 이용하여 자료의 분할을 수행하며, 분할된 자료에 대하여 각각 경향성분석기법을 적용하여 분할되기 이전의 자료군 전체에 대한 결과와 비교 평가하였다. 간단한 예제문제로서 포물선형 시계열자료 문제를 다루었고, 실제 시계열자료로는 대청호의 수온과 이에 연관된 유량, 기온, 일조량 등의 자료를 이용하여 본 논문에서

제안한 방법의 통계적인 효율성을 검토하였다.

본 논문의 구성은 1장 서론에 이어 2장에서 시계열 자료의 경향성 분석에 대한 연구동향 및 연구배경을 고찰하였고, 3장에는 LOWESS smoothing 기법과 seasonal Kendall test에 대한 이론적 배경 및 적용방법과 간단한 예제 문제를 제시하였고, 4장에서는 대청호 수온관련 시계열자료에 대한 적용 및 결과에 대한 고찰을 기술하였으며, 마지막 5장 결론 및 발전방향과 참고 문헌 등의 순으로 이루어져 있다.

2. 연구동향 및 연구배경

수질관련 시계열자료의 경향성분석을 수행한 연구로는 Tsanis(1993)가 Minitab 통계패키지와 그래픽 패키지를 이용하여 나이아가라강 하구에서 1976년에서 1989년까지 14년간 측정된 전기전도도와 염소이온, 철, 납 농도 등의 수질 자료에 대한 경향성을 분석한 연구가 있다. 수질 시계열자료에 대하여 12개월 창(window 또는 bandwidth)을 갖는 이동평균(moving averages)을 구한 후 Spearman 상관계수를 적용하여 경향성을 분석하였으며 계절성과 경향성 및 잡음은 선형회귀분석기법을 이용하여 모델링하였다.

경향성 분석결과 철이온의 농도는 전체기간에 걸쳐 강한 증가 경향을 나타내었고, 납이온은 약한 감소추세를 보인 것으로 보고하고 있으며, 총인은 1976년에서 1984년까지 보통 정도의 감소추세를 나타냈으나 그 후 1984년에서 1989년 사이에는 변동추세가 나타나지 않은 것으로 보고하고 있다. 염소이온은 1976년에서 1984년까지 강한 감소추세를 나타냈으나 그 후 1984년에서 1989년 사이에는 이러한 변동추세가 소멸된 것으로 보고하고 있다. 이것은 전체 자료기간에 대한 경향성이 동질성을 나타내지 않고 기간별로 다른 변화추세를 나

타낸 사례라고 할 수 있다.

Regnier(1998)는 남부 뱅쿠버 소재 8개 호소에 대한 봄철 수괴(water column)의 전도현상(spring overturn) 발생시의 총인 농도에 대하여 경향성을 분석하였다. Mann-Kendall test를 적용했으며, Sen slope 평가치를 산정하였다. 8개 호소 가운데 Langford Lake와 Shawnigan Lake 2개 호소만이 전체측정기간 자료에 대하여 통계적으로 유의한 경향성을 나타낸 것으로 보고하고 있다. Fig. 1의 Prospect Lake와 Glen Lake는 각각 18년과 17년의 자료를 가지고 있는데, 전체 자료기간에 대한 봄철 총인의 변화는 어떤 경향성도 보이지 않는 것으로 보고하고 있다. 그러나 보다 세부적인 분석을 거쳐 1995년까지의 자료를 이용하여 경향성 분석을 수행한 결과 두 호소에서 모두 봄철 총인의 농도가 감소하는 경향성을 나타낸 것으로 보고하고 있다. 이 경우도 역시 앞에서 언급한 나이아가라강 하구의 수질 자료 분석사례와 마찬가지로 전체 자료기간에 대한 경향성이 동질성을 나타내지 않는 경우에 해당되며 자료기간을 적절히 분할함으로써 경향성을 찾아낸 예라고 할 수 있다.

기존의 경향성 분석에 대한 연구내용을 살펴본 결과 분석기간 전체로 볼 때 경향성이 균일하지 않은 비단조적 변동추세를 나타냄으로써 통계적으로 유의한 경향성을 나타내지 않지만 경향성 분석기간을 재 설정함에 따라 통계적으로 유의한 경향성이 나타나는 경우들이 보고되고 있다. 그러나 아직까지 이러한 문제에 대하여 체계적으로 검토하여 정립하지 못한 상태이다. 이러한 문제는 분석대상기간의 시계열자료가 나타내는 경향성이 동질성을 갖는지 여부와 연결되어 있으며, 이는 다시 seasonal Kendall test의 경향성 탐지능력과 직결되는 문제이다. 따라서 본 논문에서는 비단조적으로 변화하는 시계열자료를 적절히 분할하여 시간에 대한 변동

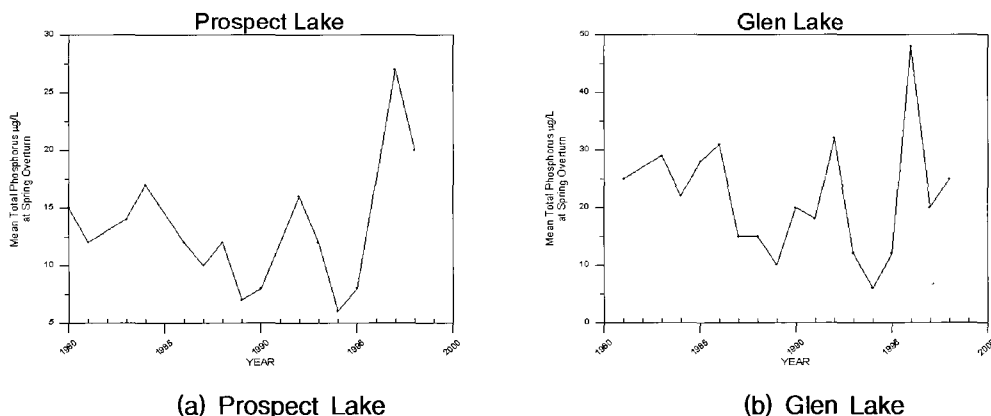


Fig. 1. Time series plot of total phosphorus recorded at the spring overturn in Prospect Lake and Glen Lake (Regnier, 1998)

추세의 동질성을 증가시킴으로써 seasonal Kendall test의 경향성 탐지능력을 향상시키는 방법을 제시하고 예제를 통하여 통계적인 효과를 검증하고자 한다.

3. 이론적 배경 및 적용방법

3.1 LOWESS Smoothing

LOWESS(Locally Weighted Scatterplot Smoothing 또는 Locally Weighted Regression Smoothing)기법은 Cleveland(1979)에 의하여 개발된 방법으로서 자료의 선형이나 비선형에 관계없이 적용가능하며, 어느 지점의 smooth 함수는 특정한 형태를 사전에 가정할 필요 없이 그 지점의 자료와 인접한 자료들에 의해서만 결정되는 비모수적인 방법이다. LOWESS 기법은 다음과 같은 절차에 의하여 각 점별(pointwise)로 smooth 함수 $s(x)$ 를 산정한다(Insightful Corporation, 2001).

1) 시계열자료상의 한 점 x_0 에 대해서 k 개의 인접한 점들로 구성된 $N(x_0)$ 를 구성한다. 이때 인접한 점들의 수는 전체 자료점들에 대한 비율로 나타내며 이를 span이라고 한다. 일반적으로 span(또는 window width)이 증가할수록 더 많은 점들이 x_0 에서의 smooth 함수에 영향을 미치게 되며, 곡선은 완만해지는 경향을 나타낸다.

2) x_0 와 인접한 점들 x_l 사이의 최장거리를 다음과 같이 계산한다.

$$\Delta(x_0) = \max_{N(x_0)} |x_0 - x_l| \quad (1)$$

3) $N(x_0)$ 내의 각 점들에 대하여 다음과 같은 3승 가중함수(tri-cube weight function)를 이용하여 가중치를 부여한다.

$$W\left(\frac{|x_0 - x_l|}{\Delta(x_0)}\right) \quad (2)$$

여기서,

$$W(u) = (1 - u^3)^3 \quad (0 \leq u \leq 1) \quad (3)$$

$$W(u) = 0 \quad (u < 0, u > 1) \quad (4)$$

이와 같이 가중치를 부여함으로써 x_0 에서 근거리에 위치한 점들의 가중치는 증가하며, 거리가 멀어질수록

가중치는 급격히 감소하게 된다.

4) $N(x_0)$ 에 대하여 가중최소사승법에 의한 값 y 를 계산하고 이를 이용하여 curve fitting한 값 $\hat{y}_0 = s(x_0)$ 를 산정한다.

5) 각 점에 대하여 1)에서 4)까지의 과정을 반복한다.

LOWESS의 가중다항추정(weighted polynomial approximation)의 질(quality)은 이웃항의 sample size와 다항식의 차수에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 주어진 차수에 대해서, 인접한 항의 크기가 증가 될 때 측정된 변량은 감소하는 반면에 측정치의 편이(偏倚)는 증가하게 된다. 마찬가지로, 다항식의 차수의 증가는 편이 또는 근사치의 에러를 줄여주는 반면에 만약 인접한 지역에서 점들의 수가 같게 유지된다면 추정치의 변량은 증가할 것이다. LOWESS의 목적함수는 이러한 편이-변량 교환을 조정하여 최적의 모델을 찾도록 하는 방법이다.

3.2 Seasonal Kendall test

Seasonal Kendall test는 Smith 등(1982)에 의하여 개발된 비모수적인 경향성분석기법으로서 결측치나 동점치가 존재하는 자료, 측정한계 이하(non-detectable)를 포함하는 시계열자료에도 적용이 가능하며 자료의 분포형에 관계없이 적용할 수 있는 기법이다.

x_{il} 을 l 번째 해의 i 번째 계절의 측정치라 하고 전체 계절수는 K , 전체기간은 L 이라 하면, 각각의 계절에 대하여 Mann-Kendall 검정치 S 를 식(5)와 같이 계산하게 된다. 즉, 각각의 계절 i 에 대해서,

$$S_i = \sum_{k=1}^{n_i-1} \sum_{l=k+1}^{n_i} \text{sgn}(x_{il} - x_{ik}) \quad (5)$$

여기서, $l > k$ 이며, n_i 는 L 해에 걸친 계절 i 에 대한 자료수이다.

그리고,

$$\text{sgn}(x_{il} - x_{ik}) = 1 \quad (x_{il} - x_{ik} > 0) \quad (6)$$

$$\text{sgn}(x_{il} - x_{ik}) = 0 \quad (x_{il} - x_{ik} = 0) \quad (7)$$

$$\text{sgn}(x_{il} - x_{ik}) = -1 \quad (x_{il} - x_{ik} < 0) \quad (8)$$

S_i 의 분산은 다음과 같이 계산되어진다.

$$\begin{aligned}
\text{var}(S_i) = & \frac{1}{18} [n_i(n_i - 1)(2n_i + 5) \\
& - \sum_{p=1}^{g_i} t_{ip}(t_{ip} - 1)(2t_{ip} + 5) - \sum_{q=1}^{h_i} \mu_{iq}(\mu_{iq} - 1)(2\mu_{iq} + 5)] \\
& + \frac{\sum_{p=1}^{g_i} t_{ip}(t_{ip} - 1)(t_{ip} - 2) \sum_{q=1}^{h_i} \mu_{iq}(\mu_{iq} - 1)(\mu_{iq} - 2)}{9n_i(n_i - 1)(n_i - 2)} \\
& + \frac{\sum_{p=1}^{g_i} t_{ip}(t_{ip} - 1) \sum_{q=1}^{h_i} \mu_{iq}(\mu_{iq} - 1)}{2n_i(n_i - 1)} \quad (9)
\end{aligned}$$

여기서, g_i 는 계절 i 에서 동점(tie)을 이룬 측정치들의 그룹수, t_{ip} 는 계절 i 에서 동점(tie)을 이룬 p 번째 그룹내의 동점인 자료수, h_i 는 계절 i 에서 측정된 횟수, μ_{iq} 는 계절 i 의 q 번째 기간(period) 동안 측정된 자료수이다. K 계절에 대하여 계산한 Mann-Kendall 검정치를 종합하면,

$$S' = \sum_{i=1}^K S_i \quad (10)$$

그리고 분산은,

$$\text{var}(S') = \sum_{i=1}^K \text{var}(S_i) \quad (11)$$

다음으로 seasonal Kendall test의 검정치 Z 를 다음과 같이 계산한다.

$$Z = \frac{S' - 1}{[\text{var}(S')]^{1/2}} \quad (S' > 0) \quad (12)$$

$$Z = 0 \quad (S' = 0) \quad (13)$$

$$Z = \frac{S' + 1}{[\text{var}(S')]^{1/2}} \quad (S' < 0) \quad (14)$$

경향성이 존재하지 않는다는 귀무가설 H_0 를 테스트하기 위하여 Z 값을 누적표준정규분포값과 비교하게 된다. 만일 Z 값의 절대치가 $Z_{1-\alpha/2}$ 보다 클 경우 유의수준 α 에서 경향성이 없다는 귀무가설은 기각되고 하향 또는 상향추세가 존재한다는 대체가설 H_A 를 채택하게 된다. Z 값이 $Z_{1-\alpha}$ 보다 클 경우 유의수준 α 에서 경향성이 없다는 귀무가설은 기각되고 상향추세가 존재한다는 대체가설 H_A 를 채택하게 된다. 반면에 Z 값이 음수이면서 절대치가 $Z_{1-\alpha}$ 보다 클 경우 유의수준 α 에서 경향성이 없다는 귀무가설은 기각되고 하향추세가

존재한다는 대체가설 H_A 를 채택하게 된다.

Seasonal Kendall slope estimator는 각 계절 i 별로 다음과 같이 N'_i 개의 변화율을 계산하여 산정한다.

$$Q_i = \frac{x_{il} - x_{ik}}{l - k} \quad (15)$$

여기서, x_{il} 은 l 번째 해의 i 번째 계절의 측정치이고, x_{ik} 은 k 번째 해의 i 번째 계절의 측정치이다. 이러한 계산을 각 계절별로 K 계절에 대해서 반복해서 수행한 후 $N' = N'_1 + N'_2 + \dots + N'_K$ 개의 변화율을 순서대로 나열한 후 중앙치를 선택하면 이 값이 seasonal Kendall slope estimator가 된다.

참 변화율(true slope)에 대한 $100(1-\alpha)\%$ 의 신뢰도구간은 다음과 같이 산정한다.

- 1) 원하는 신뢰도수준 α 를 선택하고 이에 해당하는 $Z_{1-\alpha/2}$ 를 누적표준정규분포에서 찾는다.
- 2) $C_\alpha = Z_{1-\alpha/2}[\text{var}(S')]^{1/2}$ 를 계산한다.
- 3) $M_1 = (N' - C_\alpha)/2$ 와 $M_2 = (N' + C_\alpha)/2$ 를 계산한다.
- 4) 신뢰도구간의 상한치는 N' 개의 변화율중에서 M_1 번째 큰 값이며, 하한치는 $(M_2 + 1)$ 번째 큰 값이다.

3.3 적용방법 및 예제

3.3.1 비단조적 시계열자료에 대한 적용방법

본 논문에서 제안한 계절성을 갖는 비단조적 시계열 자료의 경향성분석 방법은 Fig. 2와 같다.

먼저 시계열자료를 종축이 연도, 횡축이 측정값이 되도록 scatter plot이나 line plot 등 그래프를 작성하여 시각적으로 검토한다. 경년 변화추세를 명확히 파악할 수 있다면 LOWESS smoothing을 할 필요가 없이 바로 비단조적인 변화구간이 있는지를 검토한다. 그러나 이러한 경년 변화추세의 파악이 어려울 경우에는 LOWESS smoothing을 통하여 경년 변화추세를 파악하도록 한다. 이때 자료의 분산이 커서 자료의 변화추세를 파악하기 곤란할 경우에는 상위 75% 분위(the 75th quartile) 및 하위 25% 분위(the 25th quartile)를 나타내는 곡선을 중앙값을 나타내는 곡선에 추가하여 작성하도록 한다.

이와 같이 작성된 시계열자료의 그래프를 검토하여 비단조적 변화가 뚜렷한 구간이 있는지 확인한다. 분석 기간과 목적에 따라 다르겠지만 최소 4년 이상 지속적인 변화가 관찰되는 구간을 대상으로 하는 것이 적합

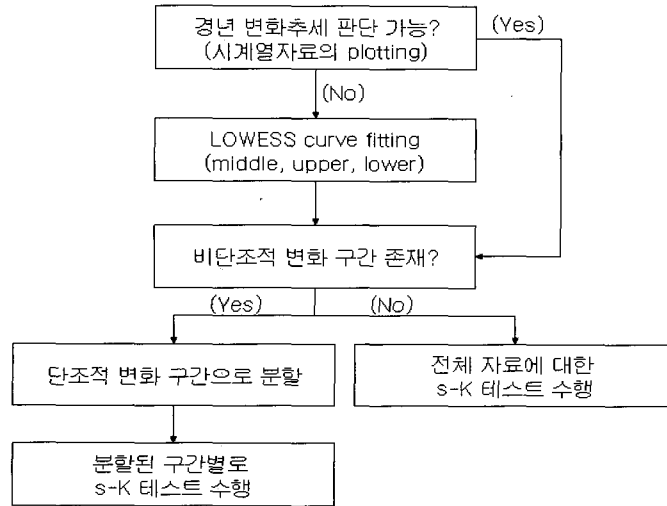


Fig. 2. Estimation procedure to detect trends for non-monotonic time series

할 것으로 판단되나 본 논문에서는 이에 대한 상세한 논의는 생략하도록 하겠다.

비단조적인 변화구간이 없다면 전체자료에 대하여 seasonal Kendall test를 적용하여 경향성분석을 수행한다. 그러나 비단조적인 구간이 존재하는 경우에는 단조적인 변화구간들로 분할하여 각 구간별로 seasonal Kendall test를 적용한다.

3.3.2 가상 시계열자료에 대한 예제

본 논문에서 제안한 방법을 테스트하기 위한 예제 문제를 위하여 포물선형 가상 시계열자료를 발생시켰다. 연간 4개의 계절이 존재하며, 각 계절별로 1회씩 측정된 것으로 가정하였으며, 중앙치(median) 값이 자료값으로 바로 주어질 수 있도록 홀수개의 자료를 발생시켰다(홀수개 자료의 중앙치는 자료수에 1을 더한 후 2로 나눈 순번의 자료값이다). 25년간 4개의 계절별로 100개의 자료와 26년차 1개 계절의 자료를 포함해서 총 101개의 자료를 다음과 같이 발생시켰다(Fig. 3 참조).

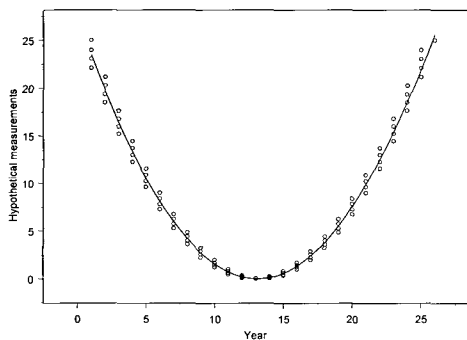


Fig. 3. Generated time series with LOWESS fitting

$$y_i = \frac{1}{100}(x_i - 50)^2 \quad (x_i = 1, 2, \dots, 101) \quad (16)$$

이와 같이 작성된 101개의 자료에 대해서 1, 2, 3, 4 순서로 반복해서 계절을 부여하였다.

LOWESS fitting은 S-Plus 6.0 통계패키지를 이용하여 수행하였다. Span은 기본 설정값인 2/3로 하였고, degree는 two, Family는 Symmetric을 선정하였다(보다 자세한 설명은 S-Plus 6.0 사용자 매뉴얼 참조).

LOWESS fitting은 가상 시계열자료의 변화추세를 잘 반영하고 있는 것을 알 수 있다. 시계열자료 51번째인 13년차 계절 3에서 최저점인 영(zero)을 나타내며, 그 이전에는 단조감소 그 이후에는 단조증가추세를 나타내고 있다. 발생된 자료의 통계적인 특성은 평균 8.50, 중앙치 6.25, 표준편차 7.64, skewness 0.648, kurtosis -0.842 등이다.

전체 101개 자료를 이용한 경우와 전반 51개, 후반 51개로 구분하여 seasonal Kendall test를 수행한 결과를 정리하면 Table 1과 같다.

계절에 대한 자료변화 방향의 동질성(homogeneity)은 분할했을 때 약간 증가하나 거의 변화가 미미한 것으로 나타났으며 자료의 계절변화 동질성에 대한 귀무가설은 2% 유의수준에서 기각할 수 없는 것으로 나타났다. Seasonal Kendall test의 검정치 Z는 전체자료에 대해서는 예상대로 0.000으로 경향성이 없는 것으로 나타났으며, p가 1.000으로서 경향성이 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 전반 51개 자료의 검정치 Z는 -9.368로 강하게 감소하는 경향성이 있는 것으로 나타났으며, p가 0.000로서 경향성이

Table 1. Statistics of seasonal Kendall test for generated time series

Time series data	Homogeneity		Seasonal-Kendall statistics		Seasonal-Kendall slope ($\alpha=0.05$)			Trend
	χ^2	p	Z	p	lower limit	slope	upper limit	
Total 101 data	0.164	0.983	0.000	1.000	-0.003	0.000	0.003	No trend
The 1st half of data	0.041	0.998	-9.368	0.000	-0.022	-0.020	-0.018	Definite negative trend
The 2nd half of data	0.041	0.998	9.368	0.000	0.020	0.018	0.022	Definite positive trend

존재하지 않는다는 귀무가설은 기각되었으며 기울기는 -0.020으로 나타났다. 반면에 후반 51개 자료의 검정치 Z는 9.368로 강하게 증가하는 경향성이 있는 것으로 나타났다으며, p가 0.000로서 경향성이 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각되었으며 기울기는 0.018로 나타났다.

예제를 통해 살펴 본 바와 같이 비단조적으로 변화하는 시계열자료에 대하여 seasonal Kendall test를 적용하여 자료의 경향성을 분석할 경우 부분적으로 나타나는 유의미한 단조적인 변화추세를 파악하지 못할 가능성이 높으며, 이를 단조변화구간으로 분할하여 분석함으로써 정확한 경향성의 변화를 파악하는 것이 가능함을 알 수 있다.

4. 적용 및 고찰 :

대청호 수온 관련 인자의 변화 분석

대청호는 금강수계의 거의 중앙부에서 상류쪽에 걸쳐 위치하고 있으며, 유역의 집수면적은 4,134km²이고 평균 지표면경사 21%, 평균표고 352EL.m, 최장유출경로 237km, 하천밀도 0.44, 유역형상계수 0.074이다. 유역의 지질은 옥천계 변성퇴적암류가 대부분을 차지하고 있으며, 그외에 소규모 경상계 및 이들을 관입한 쥐라기 이

후의 각종 화성암으로 구성되어 있다(정지곤 등, 1991). 유역의 토지이용은 산림지 83%, 농지 10%, 초지 2.6%, 수역 2%, 시가지지역 및 나지 1.7% 정도이다. 1980년대에서 1990년대로 들어서면서 농지면적이 2.9% 감소하고 산림지가 2.0% 증가하는 등 농지면적의 감소와 산림지 면적의 증가가 뚜렷하게 나타나고 있다(용담댐 관련 공동 조사위원회, 2002).

1980년 대청댐이 건설되면서 조성된 대청호는 수면적 64.3km², 총저수용량 약 15억m³(한국수자원공사, 1994)이다. 수리학적 체류시간은 약 0.28년으로(김범철 등, 1991) 저수용량이 크고 체류시간이 비교적 긴 호소형 인공호로서 매년 여름철 부영양화가 반복되는 호소이다(국립환경연구원, 1998). 본 논문에서는 대전시 동구 추동에 위치하고 있으며 금강환경관리청에서 관리하고 있는 대청댐 1 지점의 수온자료를 이용하였다(환경부, 2003). 대청댐 유입량자료는 한국수자원공사(2002)에서 측정된 일별 댐유입량자료를 월자료로 변환하여 이용하였고, 기온과 일조량 등 기상자료는 기상청 대전관측소의 월자료를 이용하였다(기상청, 1990~2001). 자료의 분석기간은 수온자료가 가용한 1990년 1월부터 2001년 12월까지 12년간이다. Table 2에 자료들의 통계적 특성이 제시되어 있다.

Table 2. Summary statistics of time series data of Lake Daechung

구 분	유 량 (cms)	수 온 (°C)	기 온 (°C)	일조에너지 (MJ/m ²)
Mean	80.3	16.1	12.86	401.6
Median	33.8	16.0	13.65	398.6
Skew	2.745	-0.014	-0.073	3.018E-4
Kurtosis	8.628	-1.344	-1.386	-1.077
Min	5.4	2.0	-2.5	158.9
Max	726.7	32.0	29.2	647.9
1st Quartile	17.5	9.0	4.3	291.9
3rd Quartile	85.3	24.0	21.7	503.7
Std. Deviation	115.5	8.2	9.5	125.1
Coef. of Variation	1.439	0.509	0.738	0.312
자료년수	12년	12년	12년	12년
측정간격	일별	월별	월별	월별
측정기간	90~01	90~01	90~01	90~01

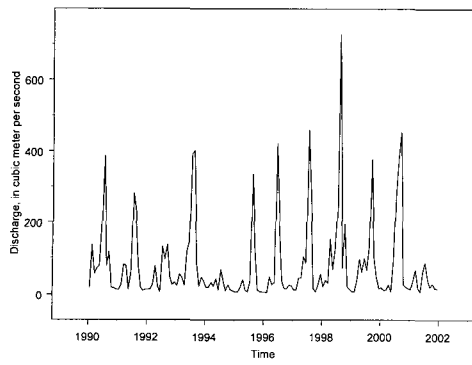


Fig. 4. Monthly discharge

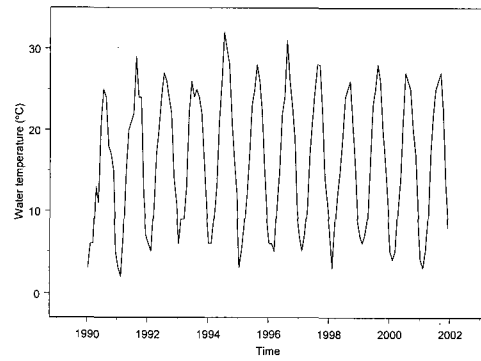


Fig. 5. Monthly water temperature

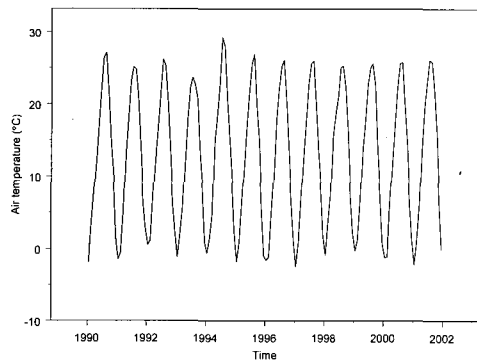


Fig. 6. Monthly air temperature

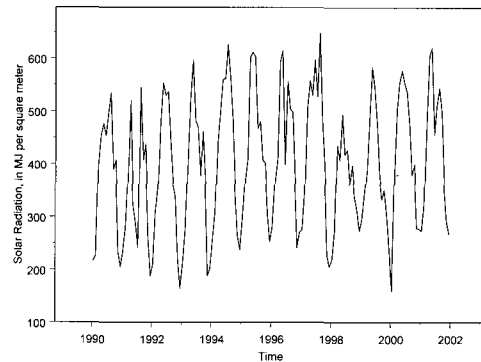


Fig. 7. Monthly solar radiation

Fig. 4에서 Fig. 7은 대청댐 1지점의 유량, 수온, 기온 및 일조에너지의 변화를 나타낸 line plot이다.

Fig. 4에서 Fig. 7에 나타난 바와 같이 유량, 수온, 기온 및 일조에너지 모두 강한 계절성을 나타내고 있으며, 그래프를 통해서 변동 추세를 파악하기는 어려운 것으로 나타났다. Fig. 8에서 Fig. 11은 자료의 변동추세 판단이 용이한 Box plot을 이용하여 동일한 자료를 표시한 것이다. 유량자료의 원자료는 연별 변동성이 매

우 커서 경향성을 파악하기 곤란하므로 Box plot과 LOWESS smoothing에서는 원자료의 자연대수값(natural logarithm)을 취하여 사용하였다.

Box plot은 중앙치(median)와 95% 신뢰도구간, 25%와 75% 분위값(quartiles), 자료의 범위 및 이상치(outlier)를 나타내고 있다. 유량과 일조량의 경년 변동이 큰 것으로 나타났고, 수온과 기온은 상대적으로 변동이 크지 않은 것으로 나타났으며 특히 기온은 거의

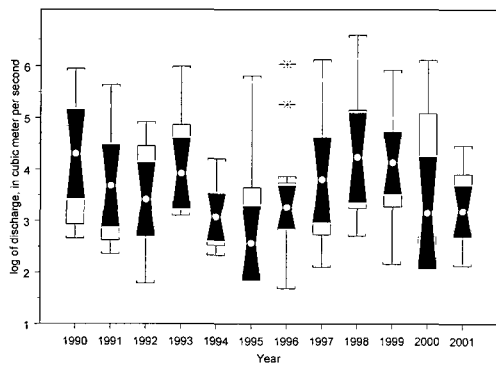


Fig. 8. Box plot of monthly discharge

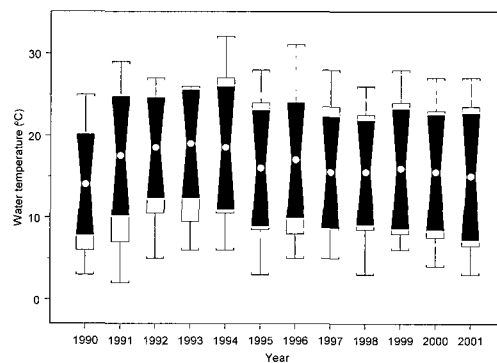


Fig. 9. Box plot of monthly water temperature

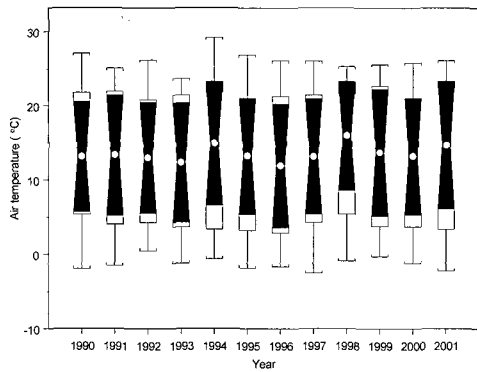


Fig. 10. Box plot of monthly air temperature

일정한 것으로 나타났다.

중앙치를 중심으로 경년 변화를 살펴보면 유량은 1993년을 제외하면 1990년부터 1995년까지 전반적으로 유량이 감소하는 경향을 보이며, 1996년부터 1998년까지 증가하고 다시 2000년까지 감소한 후 2001년에는 2000년과 비슷한 수준을 보이고 있다. 수온은 1990년부터 1993년까지 비교적 급격하게 증가하는 추세를 나타내나 1994년 이후로 완만하게 감소해가는 경향을 보이고 있다. 기온은 1994년과 1998년이 다른 해 보다 다소 높기는 하나 경향성은 나타나지 않는 것으로 보인다. 일조량은 1990년, 1994년, 1997년, 2001년을 정점(peaks)으로 주기적으로 변화하면서 상승하는 듯한 양상을 보이고 있다.

Box plot은 연별 변화경향을 잘 나타내고 있으나 일조량 자료와 같이 변화양상이 복잡해져감에 따라 국부적인 변동이 심해서 전반적인 경향을 파악하기에는 다소 어려움이 있는 것으로 판단된다.

Fig. 12에서 Fig. 15는 유량, 수온, 기온 및 일조에너

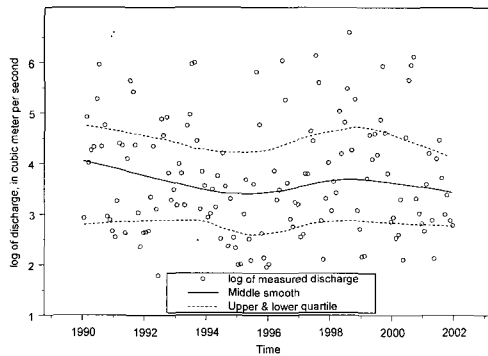


Fig. 12. LOWESS smoothing of monthly discharge

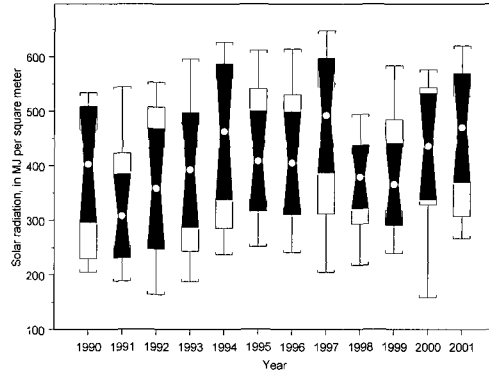


Fig. 11. Box plot of monthly solar radiation

지 자료를 LOWESS smoothing으로 나타낸 것이다. Span은 기본 설정값인 2/3로 하였고, degree는 one, Family는 Symmetric을 선정하였다.

유량은 1990년부터 1995년까지 비교적 급격히 감소하는 경향을 보이며, 1996년부터 1998년까지 다시 증가한 후 2001년까지 감소하는 경향을 보이고 있다. 수온은 1990년부터 1993년까지 비교적 급격하게 증가하는 추세를 나타내나 1994년 이후로 완만하게 감소해가는 경향을 보이고 있다. 기온은 거의 일정하게 변화가 없는 것으로 나타났다. 일조량은 1990년부터 1995년까지 비교적 급격히 증가한 후 1996년부터 1998년까지 감소하며, 이후로 다시 2001년까지 증가하는 경향을 보이고 있다. 특히, 유량과 일조량의 변화 경향은 반비례 관계로 나타났다. 이것은 일조량과 강우일수와의 관계 때문으로 추정된다. 즉, 일조량이 많은 해는 강우일수가 적은 해로서 유입량도 작게 나타나는 것이다.

전체 자료에 대하여 seasonal Kendall test를 적용한 결과는 Table 3과 같다.

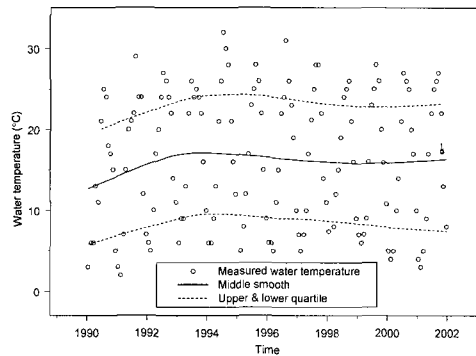


Fig. 13. LOWESS smoothing of monthly water temperature

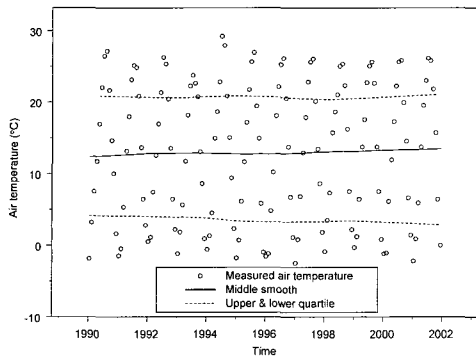


Fig. 14. LOWESS smoothing of monthly air temperature

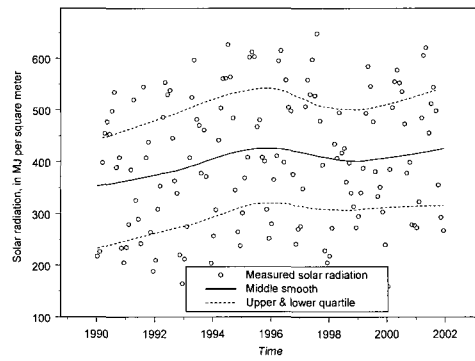


Fig. 15. LOWESS smoothing of monthly solar radiation

Table 3. Statistics of seasonal Kendall test for total 12 years

Time series data ('90~'01)	Homogeneity		Seasonal-Kendall statistics		Seasonal-Kendall slope ($\alpha=0.05$)			Trend
	χ^2	p	Z	p	lower limit	slope	upper limit	
Water temperature	23.273	0.016	-1.117	0.264	-0.167	0.000	0.000	No significant trend
Discharge	5.096	0.926	-0.653	0.513	-1.629	-0.513	0.600	No definite trend
Air temperature	7.467	0.760	-0.179	0.858	-0.067	0.000	0.052	No definite trend
Solar radiation	11.241	0.423	3.702	0.000	2.247	5.238	8.060	Definite positive trend

수온은 χ^2 가 23.273($p=0.016$)으로 월별 변동성이 동질성을 갖는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되어 수온의 변동양상은 월별로 이질적인 특성을 나타내는 것으로 나타났다. 그리고 seasonal Kendall 검정치 Z는 -1.117($p=0.264$)로서 다소 감소하는 경향이 우세하나 10% 유의수준에서 경향성이 없다는 귀무가설은 기각되지 않는 것으로 나타났다. 유량은 χ^2 가 5.096($p=0.926$)으로 월별 변동성이 동질성을 갖는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되지 않아 유량의 변동양상은 월별로 동질적인 특성을 나타내는 것으로 나타났다. 그리고 seasonal Kendall 검정치 Z는 -0.653($p=0.513$)으로서 10% 유의수준에서 경향성이 없다는 귀무가설은 기각되지 않는 것으로 나타났다.

기온은 χ^2 가 7.467($p=0.760$)로 월별 변동성이 동질성을 갖는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되지 않아 기온의 변동양상은 월별로 동질적인 특성을 나타내는 것으로 나타났다. 그리고 seasonal Kendall 검정치 Z는 -0.179($p=0.858$)로서 10% 유의수준에서 경향성이 없다는 귀무가설은 기각되지 않는 것으로 나타났다. 일조량은 χ^2 가 11.241($p=0.423$)로 월별 변동성이 동질성을

갖는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되지 않아 일조량의 변동양상은 월별로 동질적인 특성을 나타내는 것으로 나타났다. 그리고 seasonal Kendall 검정치 Z는 3.702($p=0.000$)로서 10% 유의수준에서 경향성이 없다는 귀무가설은 기각되고 강하게 증가하는 경향이 있는 것으로 나타났다.

다음으로 LOWESS smoothing 결과를 이용하여 자료기간을 2 등분으로 분할하여 경향성을 분석하였다 (Table 4). 수온은 1990년에서 1993년까지를 전반부로 하고 나머지를 후반부로 하여 나누는 것이 적절할 것으로 나타났다. 그러나 분할위치에 따른 영향을 비교하기 위하여 1990년에서 1995년까지를 전반부로 하는 경우도 포함시켜 비교하였다. 유량과 일조량은 3개 구간으로 세분하는 것이 더욱 정확한 경향성을 판단하는데 도움이 될 것으로 판단되나 다른 자료계열과의 비교 분석을 위하여 1995년을 기준으로 2개 구간으로 분할하였으며, 기온은 어느 특정한 연도를 기점으로 변화하는 경향은 없으나 분할에 따른 영향을 살펴보기 위하여 역시 1995년을 기준으로 분할하였다.

1) Case 1 : 1995년을 기준으로 자료를 분할함에 따

Table 4. Statistics of seasonal Kendall test for the data of increased homogeneity in direction of time-variation

Time series data		Homogeneity		Seasonal-Kendall statistics		Seasonal-Kendall slope ($\alpha=0.05$)			Trend
		χ^2	p	Z	p	lower limit	slope	upper limit	
Water temperature	Case 1A : '90~'95	7.076	0.793	2.432	0.015	0.000	0.500	1.000	Significant positive trend
	Case 1B : '96~'01	8.174	0.698	-2.314	0.021	-0.500	-0.250	0.000	Significant negative trend
	Case 2A : '90~'93	4.955	0.933	3.089	0.002	0.033	1.250	2.000	Definite positive trend
	Case 2B : '94~'01	5.765	0.889	-4.150	0.000	-0.500	-0.333	-0.167	Definite negative trend
Discharge	Case 1A : '90~'95	6.624	0.829	-2.657	0.008	-10.673	-4.200	-1.074	Definite negative trend
	Case 1B : '96~'01	11.894	0.372	-0.922	0.357	-4.882	-1.325	1.149	No significant trend
Air temperature	Case 1A : '90~'95	5.419	0.909	-1.013	0.311	-0.300	-0.088	0.080	No significant trend
	Case 1B : '96~'01	8.239	0.692	0.164	0.870	-0.132	0.000	0.200	No definite trend
Solar radiation	Case 1A : '90~'95	8.035	0.710	3.742	0.000	7.913	15.910	22.518	Definite positive trend
	Case 1B : '96~'01	3.235	0.987	0.054	0.957	-8.037	0.607	10.383	No definite trend

라 수온은 5% 유의수준에서 1990년에서 1995년까지는 증가, 1996년에서 2001년까지는 감소하는 경향을 나타내었다. 그리고 월별 수온변화의 동질성을 나타내는 χ^2 가 7.076($p=0.793$)과 8.174($p=0.698$)로 월별 수온 변동양상은 동질성을 갖는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되지 않아 월별로 동질적인 특성을 나타내는 것으로 분석되었다. 이것은 1990년에서 2001년 사이의 전체 기간에 대한 수온의 경향성분석에서 χ^2 가 23.273($p=0.016$)으로 월별 변동성이 동질성을 갖는다는 귀무가설이 2% 유의수준에서 기각되어 수온의 변동양상이 월별로 이질적인 특성을 나타내는 것으로 분석된 것과 매우 다른 결과이다.

유량은 χ^2 가 6.624($p=0.829$)와 11.894($p=0.372$)로 월별 변동성이 동질성을 갖는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되지 않아 유량의 변동양상은 월별로 동질적인 특성을 나타내는 것으로 분석되었으나 전체기간에 대한 5.096($p=0.926$) 보다 동질성이 감소하는 것으로 나타났다. 특히 1996년에서 2001년 사이의 유량 자료에 대한 월별 변동 양상의 동질성이 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이것은 1995년 이후로 유량의 월 변동 양상이 그 이전 보다 불규칙해지고 있음을 의미한다. 1990년에서 1995년 사이에는 1% 유의수준에서 강한 유량감소 경향이 나타났으나, 1996년 이후에는 뚜렷한 유량

감소경향은 없는 것으로 분석되었다. 이것은 유량이 1996년부터 1998년까지 증가한 후 다시 2001년까지 감소하는 비단조적인 부분들이 남아있기 때문이다.

기온은 χ^2 가 5.419($p=0.909$)와 8.239($p=0.692$)로 전체 기간에 대한 7.467($p=0.760$)과 비교해 볼 때, 1990년에서 1995년 사이에는 동질성 증가, 1996년에서 2001년 사이에는 동질성 감소로 나타났다. 이것은 1995년 이후로 기온의 월별 변동 양상이 이전 보다 불규칙해지고 있음을 나타내는 것으로 볼 수 있다. 분할 후에도 10% 유의수준에서 기온의 변동은 경향성이 없는 것으로 나타났다.

일조량은 χ^2 가 8.035($p=0.710$)와 3.235($p=0.987$)로 전체기간에 대한 11.241($p=0.423$)보다 월별 변동성의 동질성은 크게 증가한 것으로 나타났으며, 특히 1996년에서 2001년 사이의 일조량의 월별 변동양상은 동질성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 흥미로운 것은 1990년에서 1995년 사이의 일조량은 월별 동질성 측면에서 1996년 이후의 자료 보다 낮지만 강한 상승 경향을 나타내고 있으며, 1996년에서 2001년 사이의 일조량 자료는 월별 동질성은 매우 높지만 경향성이 나타나지 않는다는 것이다. 이것은 유량의 경우와 비슷한 이유로 1996년부터 1998년까지 감소한 후 2001년까지 증가하는 경향을 보이는 비단조적인 부분들이 남아있기 때문이다.

2) Case 2 : 수온자료를 1990년에서 1993년까지를 전 반부로 그 이후를 후반부로 하여 분할함에 따라 1% 유의수준에서 1990년에서 1993년까지는 강한 증가, 1994년에서 2001년까지는 완만하게 감소하는 경향을 나타내어 Case 1에서 분할한 경우 보다 더욱 명확한 경향성이 나타나 LOWESS smoothing이 자료의 경향성을 적절히 나타내고 있음을 알 수 있다. 그리고 월별 수온변화의 동질성을 나타내는 χ^2 도 1995년을 기준으로 했을 때의 7.076(p=0.793)과 8.174(p=0.698)에서 4.955(p=0.933)과 5.765(p=0.889)로 월별 수온 변동 양상의 동질성이 Case 1 보다 높아진 것으로 나타났다.

5. 결론 및 발전방향

본 논문은 시계열자료의 경향성을 시각적으로 표현하여 시계열자료의 비단조적인 변화구간을 찾아내고 이를 단조적 변화구간으로 적절히 분할함으로써 자료의 동질성을 향상시키고 그에 따라 경향성 분석기법의 탐지력을 향상시킬 수 있다는 가설을 입증하고자 하였다. 본 논문에서는 이를 위하여 가상적인 4계절로 이루어진 포물선형 시계열자료를 발생시켜 검토하였으며, 그 결과 단조변화구간으로 분할하여 분석함으로써 정확한 경향성의 변화를 파악하는 것이 가능함을 알 수 있었다.

대청호의 1990년에서 2001년까지의 월별 수온과 유량, 기온, 일조량 자료를 대상으로 검토해 본 결과 기온을 제외하고는 모두 비단조적인 변화양상을 보이는 것으로 나타났으며, seasonal Kendall test 결과 일조량 외에는 통계적으로 유의미한 경향성이 나타나지 않았다. 그러나 시간에 대한 자료변동의 비단조적인 경향을 감소시키기 위하여 LOWESS smoothing 결과를 기준으로 자료를 분할하여 경향성을 분석한 결과 수온은 1993년까지 비교적 급격히 상승하다가 이후 서서히 감소하는 경향을 나타내었다. 유량은 1995년까지 유량이 비교적 급격히 감소하였으나 이후 1996년부터는 통계적으로 유의미한 유량감소경향은 나타나지 않았다. 기온은 자료기간의 분할후에도 역시 경향성이 나타나지 않았고, 일조량은 1995년까지 일조량이 비교적 급격히 증가하다가 이후 1996년부터는 통계적으로 유의미한 일조량 증가 경향이 나타나지 않았다. Seasonal Kendall test의 경향성 분석 결과는 LOWESS smoothing의 시계열자료 변화 양상과 매우 잘 일치하는 것으로 나타났다.

한편, 자료의 월별 변동양상에 대한 동질성은 자연현상의 변화 특성을 나타내는 것으로서 인위적인 자료인 포물선형 시계열자료는 분할에 따른 통계적으로 유의미한 동질성의 변화가 나타나지 않았다. 그러나 실측자료

는 자료구간의 분할에 따라 계절간 자료의 동질성에 변화가 나타났다. 수온은 분할후에 전반적으로 계절간 자료 변동 양상의 동질성이 크게 증가하였으며, 유량은 동질성이 전반적으로 감소하였으며 특히 1996년부터 이후의 자료에 대한 동질성이 크게 감소하는 것으로 나타났다. 기온은 1995년까지의 계절간 자료 변동의 동질성이 증가한 반면 1996년 이후의 자료는 동질성이 감소하는 것으로 나타났다. 일조량은 분할후에 전반적으로 자료의 동질성이 크게 증가하는 것으로 나타났다. 이상의 결과로부터 시간의 변화에 대한 시계열자료의 동질성 향상은 계절간의 변화 양상을 보다 정확하게 나타내도록 하는 것으로 추정되나 앞으로 이에 대한 세부적인 연구가 필요할 것으로 판단된다. 본 논문에서는 LOWESS smoothing에 의한 필터링 방법만을 적용하였으나 추후 다른 다양한 필터링 방법에 대한 연구가 필요할 것으로 사료된다. 또한 본 논문에서는 Seasonal Kendall test에 의한 경향성분석방법만을 검토하였으나 Hotelling-Pabst test, nonlinear trend test 등 다른 많은 경향성분석 방법들에 대한 연구가 필요할 것으로 사료된다.

결론적으로 본 논문에서 밝혀진 바와 같이 비단조적인 변화를 보이는 시계열자료를 단조적인 변화구간으로 분할하여 경향성을 분석함으로써 자료의 변동 경향성과 기울기를 더욱 정확하게 판정할 수 있었다. 그리고, 계절간의 동질성에 대한 변화를 보다 정확하게 이해할 수 있을 것으로 보이며, 이 방법은 자연현상의 변화 특성을 고찰할 수 있는 방법으로 이에 대한 더 많은 연구가 필요할 것으로 사료된다. 앞으로 본 논문에서 제시한 방법을 이용하여 수질, 대기질 등 환경변화의 경향성에 대한 보다 정확한 분석과 판단이 가능해질 것으로 기대한다.

참고 문헌

- 국립환경연구원 금강수질검사소 (1998). **대청호 영양염류 오염부하량관리방안에 관한 연구(I)**.
- 기상청 (1990~2001). **기상연보**.
- 김범철, 허우명, 김동섭 (1991). **대청호의 수질, 대청호 호소생태계 조사연구보고서**.
- 용담댐 관련 공동 조사위원회 (2002). **용담댐 용수의 합리적 이용 및 배분**.
- 정지곤, 최광용 (1991). **대청호지역의 지형 및 지질, 대청호 호소생태계 조사연구보고서**.
- 한국수자원공사 (1994). **다목적댐 운영 실무 편람**.
- 한국수자원공사 댐관리본부 (2002). **대청댐 일별 유입**

량 자료(1980~2002.9).

환경부 (2003). <http://www.me.go.kr/홈/환경관리분야/물/자료목록>.

Cleveland, W.S. (1979). "Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots." *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 829-836.

Gibbons, R.D. (1994). *Statistical Methods for Groundwater Monitoring*. John Wiley & Sons, Inc., New York, USA.

Gilbert, R.O. (1987). *Statistical methods for environmental pollution monitoring*. Van Nostrand-Reinhold, New York, USA.

Helsel, D.R. and R.M. Hirsch (1995). (2nd ed.). *Statistical methods in water resources*. Elsevier Science B.V., Amsterdam, The Netherlands.

Hirsh, R.M., J.R. Slack, and R. Smith (1982). "Techniques of trend analysis for monthly water quality data." *Water Resources Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 107-121.

Insightful Corporation (2001). *S-Plus 6: Guide to Statistics Vol. 1 for Windows*. Insightful Corporation, Seattle, WA, USA.

Millard, S.P. (2002). *EnvironmentalStats for S-Plus User's Manual, Version 2.0. Probability, Statistics & Information*. Insightful Corporation, Seattle, WA, U.S.A.

Raphael, J.M. (1962). "Prediction of temperature in rivers and reservoirs." *Journal of the Power Division*, Vol. 88 (PO2), pp. 157-181.

Regnier, R. (1998). *Trend Analysis of Annual Spring-Overturn Total Phosphorus in 8 Small Lakes in Southern Vancouver Island, British Columbia*. <http://wlapwww.gov.bc.ca/wat/wq/trendstuff/vanisle/index.html#TopOfPage>.

Smith, R.A., R.M. Hirsch, and J.R. Slack (1982). "A Study of Trends in Total Phosphorus Measurements at NASQAN Stations." *U.S. Geological Survey Water Supply Paper 2190*, U.S. Geological Survey, Alexandria, VA, U.S.A.

Tsanis, I.K. (1993). "WQTA-A Water Quality Trend Analysis Program." *Water Pollution Research Journal of Canada*, Vol. 28, No. 2, pp. 311-335.

(논문번호:03-30/접수:2003.03.14/심사완료:2005.06.28)