

구형펄스모형을 이용한 가뭄사상의 평가

Evaluation of Drought Events Using the Rectangular Pulses Poisson Process Model

유철상* / 김대하**
Yoo, Chulsang / Kim, Dae Ha

Abstract

In this study a theoretical drought severity-duration-frequency analysis is performed based on a simple Rectangular Pulses Poisson Process Model(RPPM). Data set with various durations are prepared for a given truncation level, whose statistics are then derived to be used for parameter estimation. These parameters are then used for the theoretical drought severity-duration-frequency analysis. The analysis is considered for two cases; one is to consider the overlap probability and the other is not. The drought severity of considering the overlap probability increases more as the return period increases. However, the overlap probability itself decreases as the duration increases, which is because the occurrence probability of events decreases as the duration increases. Also, if the duration increases, the events rarely or even not occur, since parameters of the model cannot be estimated in those cases, so the drought severity may not be computed. This is an obvious limitation of the simple RPPM. In this study the return periods of the important drought events occurred in Seoul are estimated using the results of the study. If the return period of an event is assumed to be the longest one among those with various durations, the return periods of some important event in Seoul are estimated to be between 14 and 35 years. These return periods are not so long to indicate that these droughts can occur frequently.

keywords : Rectangular pulses Poisson process model, drought analysis, return period

요 지

본 연구에서는 구조가 비교적 간단한 구형펄스모형을 이용하여 가뭄의 심도-지속기간-생기빈도 해석을 이론적인 방법으로 수행하였다. 주어진 절단수준에 대해 다양한 지속기간의 자료계열을 구성하고 이에 대한 통계 특성치를 산정하여 모형의 매개변수를 추정하였다. 이렇게 추정된 매개변수는 이론적인 방법으로 가뭄심도-지속기간-생기빈도 해석을 수행하는데 이용되었다. 가뭄심도-지속기간-생기빈도 해석은 각 펄스의 중첩을 고려하는 경우와 고려하지 않는 경우에 대해 각각 나누어 수행하였고 중첩을 적용하는 경우의 가뭄심도는 재현기간이 증가할수록 더욱 커지는 것을 파악할 수 있었다. 그러나 지속기간이 증가할수록 중첩의 정도는 감소하였으며 이는 지속기간이 증가할수록 사상의 발생확률이 크게 작아지기 때문이다. 지속기간이 증가할 경우 발생하는 사상이 거의 없거나 또는 아예 발생하지 않는 경우가 생기며 이러한 경우에는 모형의 매개변수를 추정할 수 없으므로 재현기간에 따른 심도의 추정도 어렵게 된다. 이 점이 구형펄스모형을 적용하는 경우의 한계가 된다. 본 연구에서는 서울지역에 발생한 주요 가뭄사상에 대해 본 연구에서의 결과를 적용하여 그 재현기간을 추정하였다. 어떤 가뭄사상의 재현기간을 가능한 지속기간별

* 고려대학교 사회환경시스템공학과 교수 · 공학박사 (e-mail: envchul@korea.ac.kr)

** 고려대학교 사회환경시스템공학과 석사과정 (e-mail: violt007@korea.ac.kr)

로 추정된 재현기간 중 가장 큰 것으로 가정한다면 서울지점의 주요 가뭄사상은 약 14년~35년 정도의 재현기간을 갖는다. 이는 상대적으로 아주 크지 않은 재현기간이며 이와 같은 가뭄의 발생이 자주 있을 수 있음을 의미한다.

핵심용어 : 구형필스모형, 가뭄해석, 재현기간

1. 서 론

가뭄은 역사적으로 국가의 흥망성쇠를 좌우할 정도의 큰 재해로 여겨지고 있다. 미국의 해양대기청(NOAA)이 발표한 20세기 최대의 자연재해 10개 중에서도 가뭄재해 4개가 상위 5위 안에 포함되어 있을 정도로 가뭄은 피해는 막대하다(김상단, 2004). 하지만 가뭄은 홍수와는 달리 넓은 지역에 걸쳐 장기간으로 발생하는 특징을 가지고 있어 그 정량화가 쉽지 않다. 좀 더 간단한 경우로서 한 지점에서의 가뭄특성만을 살펴보다도 가뭄 지속기간, 평균심도, 최대심도 등 다양한 특성을 함께 고려하여 가뭄을 정량화 한다는 것은 매우 어려운 일이다. 현재까지 이와 같은 다양한 특성을 모두 고려한 가뭄의 정량화는 이루어진 바 없다.

가뭄은 일반적으로 지역의 환경과 사회를 안정시킬 수 있는 기본적인 물 공급이 이루어 지지 않는 기간으로 정의할 수 있다. Dracup et al.(1980)에 의하면 가뭄은 또한 물 부족의 성격에 따라 기상학적 가뭄, 수문학적 가뭄, 농업 가뭄의 세 가지 유형으로 나눌 수 있다. 먼저 기상학적 가뭄은 한 지역의 식물이나 동물의 생활에 해가 될 정도로 아주 긴 기간 동안 지속되는 강수량의 결핍으로 정의되고 이는 물이용의 기본적 목적뿐만 아니라 발전소 운영과 같은 부가적인 물이용에도 많은 영향을 주는 가뭄이다. 다음으로 수문학적 가뭄은 기 설치된 수자원 운영 시스템에 충분히 물을 공급하기 어려울 정도로 하천수의 부족이 지속되는 기간과 관계되는 가뭄이며, 마지막으로 농업가뭄은 하천수와의 관계 없이 토양수분의 감소로 인해 발생하는 농작물의 피해를 통해 주로 설명되는 가뭄이다(Dracup et al., 1980). 이외에도 최근에는 기상학적, 수문학적, 농업적 요소를 포함하는 하나의 경제상품의 수요와 공급 상태로서 정의되는 사회경제적 가뭄의 개념이 사용되기도 한다(National Drought Mitigation Center, 2000). 하지만 이는 정성적인 가뭄의 정의일 뿐으로 가뭄의 크기와 심도 등을 고려한 정량적 정의는 물론 아니다.

일반적으로 기상학적 가뭄은 주로 강수량을 이용하여 해석되어 왔고 수문학적 가뭄은 주로 하천유량을 이용하여 해석되어 왔다(Dracup et al., 1980; Karl, 1983; Clausen and Pearson, 1995; Henriques and Santos,

1999; Shin and Salas, 2000). 최근에는 또한 가뭄과 기후학적 신호와의 관계를 구명하려는 연구도 많이 찾아볼 수 있다(Piechota and Dracup, 1996; Chiew et al., 1998).

가뭄지수(drought index)는 가뭄을 정량화하여 나타내는 데 자주 이용된다. SPI(Standardized Precipitation Index; McKee et al., 1993)나 PDSI(Palmer Drought Severity Index; Palmer, 1965) 등이 대표적이다. 이와 같은 가뭄지수는 다양한 이론에 적용되어 해석되어 왔는데, 초창기의 연구는 대부분 RUN의 개념(Yevjevich, 1967)을 적용하여 수행되었다. 이는 주어진 절단수준(Truncation level)에 대하여 가뭄의 지속기간, 심도, 발생간격 등을 정의한 후 이를 시계열 분석하여 그 특성을 찾는 방법이다(Chang, 1991; Wang and Salas, 1989). 아울러 최근에는 마코프 연쇄(Markov chain)가 가뭄해석에 많이 이용되어 왔고(Chang, 1991; Chang and Kleopa, 1991; Wang and Salas, 1989; Chung and Salas, 2000) 몇몇 다른 연구에서는 Bernoulli 시행과 DARMA(Discrete Auto Regressive Moving Average) 모형이 이용되기도 하였다(Fernandez and Salas, 1999a; 1999b; Salas et al., 2001). 그러나 위의 연구들은 가뭄의 발생, 지속기간 혹은 크기(또는 평균이나 최대심도) 등과 같은 가뭄의 특성 모두를 고려한 것이 아니고 가뭄의 특징 중 하나 또는 두 가지 정도의 특성에 한정된 해석이라 할 수 있다. 즉, 가뭄의 특성이라 할 수 있는 발생확률, 심도, 지속기간 등을 모두 고려한 해석은 아니다. 아울러 가뭄기간 중 가뭄심도의 변화를 고려할 수 있는 방법도 아니다. 본 연구에서는 이러한 한계를 극복하고자 하는 시도로서 가뭄의 해석에 점과정 모형(Point process model)을 적용해 보고자 한다. 이 방법에서는 가뭄사상의 발생, 심도, 지속기간을 독립적으로 고려하므로 가뭄의 여러 가지 특성을 잘 반영할 수 있는 방법이 될 수 있다.

점과정 모형은 일반적으로 포아송 과정(Poisson process)에 근거하고 한다. 즉, 어떤 사상의 발생은 포아송 과정을 따르고, 아울러 그 사상의 강도와 지속기간은 각각 지수분포를 따르는 것으로 가정한다. 수문학 분야에서는 주로 강우를 모형화 하는데 이용되어 왔으며 대표적인 연구로서 Rodriguez-Iturbe et al.(1984),

Entekhabi et al.(1989), Islam et al.(1990) 등을 찾아볼 수 있다. 이러한 모형들은 군집(clustering) 효과를 보다 강화하기 위해 Barlett-Lewis나 Neyman-Scott 과정을 고려하는 보다 복잡한 모형으로 발전되었고(Rodriguez-Iturbe et al., 1987; Rodriguez-Iturbe et al., 1988) 이후에는 군집효과를 조절한 수정된 모형이 제시되기도 하였다(Entekhabi et al, 1989; Islam et al, 1990). 이러한 모형들은 가장 간단한 형태인 구형펄스모형(Rectangular Pulses Poisson Process Model; RPPM), 군집특성을 강화한 Neyman-Scott RPPM(NS-RPPM)과 Bartlett-Lewis RPPM(BL-RPPM), 마지막으로 이를 수정한 수정 NS-RPPM 및 수정 BL-RPPM 등으로 불리워 진다.

기본적으로 가장 간단한 점과정 모형인 RPPM을 이용하여 가뭄해석을 할 경우에도 가뭄의 발생, 심도, 지속기간을 모두 고려하여 가뭄의 정량화가 가능하다. 이것은 이전에 수행되어 왔던 방법들이 가지고 있던 한계를 어느 정도 극복할 수 있음을 의미한다. 또한 점과정 모형을 이용하면 재현기간의 증가에 따라 획기적으로 큰 가뭄사상의 출현도 설명할 수 있는데 가뭄사상 사이의 중첩효과를 고려할 수 있기 때문이다.

본 연구에서는 위에서 제시된 모형 중 가장 간단한 모형인 구형펄스모형을 가뭄지수의 하나인 SPI에 적용하여 해석해 보고자 한다. 일반적으로 가뭄지수는 강우 자료보다 큰 시간간격(주로 월 단위)으로 구성될뿐만 아니라 간헐성이 없다. 그러나 모형의 적용을 위해서는 가뭄사상 사이의 독립성이 보장되어야 하므로 적절한 절단수준을 적용하여야 한다. 주어진 절단수준에 따라 구성되는 가뭄사상의 특성화는 모형의 매개변수 추정을 통해 이루어지게 되며 이론적으로 유도된 가뭄심도-지속기간-생기빈도 관계를 통해 분석이 수행된다.

2. 구형펄스모형(Rectangular Pulses Poisson Process Model)

수문분야에서 흔히 구형펄스모형이라고 불리는 모형은 Eagleson(1972), Rodriguez-Iturbe et al.(1984) 등의 연구에서 그 출처를 살펴볼 수 있다. 이 모형은 이후 군집특성을 추가로 고려하는 여러 모형들(Entekhabi et al., 1989; Islam et al., 1990)로 발전되어 왔다. 이 모형은 그 구조가 간단하고 매개변수가 적어서 여러 관련 연구에 많이 이용되고 있기도 하다(Raines and Valdes, 1993). 이 모형의 구조 및 특성을 살펴보면 다음과 같다.

구형펄스모형은 먼저 개개 사상 $\xi(t)$ 의 발생을 나타내는 과정 $N(t)$ 가 매개변수 λ 인 포아송 과정을 따르

는 것으로 가정한다. 사상의 발생시간 T_n 과 더불어 강도 $i_r^{(n)}$ 와 지속기간 $t_r^{(n)}$ 이 한 쌍으로 $U_n = (i_r^{(n)}, t_r^{(n)})$ 으로 정의된다. 따라서 U_n 은 시간 T_n 에 발생한 사상의 기본 특성이 된다. 각 사상의 특성인 U_n 은 서로 독립이며 동일하게 분포되어 있고(independent and identically distributed) 발생시간 T_n 과도 역시 독립이다. 일반적으로 각 사상의 강도와 지속기간은 서로 독립인 무작위 변수로서 각각 지수확률밀도함수를 따른다고 가정한다.

$$f(i_r) = \mu e^{-\mu i_r}, \mu > 0 \quad (1)$$

$$f(t_r) = \eta e^{-\eta t_r}, \eta > 0 \quad (2)$$

따라서,

$$f(U) = f(i_r, t_r) = \mu\eta e^{-\mu i_r - \eta t_r} \quad (3)$$

이 때 $E[i_r] = 1/\mu$ 와 $E[t_r] = 1/\eta$ 는 각각 사상의 평균 지속기간과 평균강도를 나타낸다. 이 모형의 경우 평균, 분산 및 상관함수는 Eqs. (4)-(6)과 같이 유도될 수 있다.

$$E[\xi(t)] = \lambda E[i_r] E[t_r] = \lambda/\mu\eta \quad (4)$$

$$Var[\xi(t)] = 2\lambda/\mu\eta^2 \quad (5)$$

$$Corr[\xi(t_1), \xi(t_2)] = R(\tau) = e^{-\eta\tau}, \quad \tau = t_2 - t_1 \geq 0 \quad (6)$$

Eq. (6)으로부터 이 모형의 상관함수가 사상의 지속기간 $1/\eta$ 에만 의존한다는 것을 발견할 수 있다. 즉 매개변수 λ 와 μ 는 아무런 역할도 하지 않는다. 아울러 $R(\tau)$ 는 마코프(Markov) 과정의 상관함수가 되기 위한 필요충분조건을 갖추고 있다. 따라서 $\xi(t)$ 는 연속 매개변수 마코프 체인(continuous parameter Markov chain)으로 볼 수 있다. 구형펄스모형이 마코프 구조를 갖는 이유는 다음과 같은 3개의 중요한 가정의 결과이다. 즉 첫째는 어떤 사상의 도달시간이 포아송과정을 따른다는 것, 둘째는 사상의 특성 $U_n = (i_r^{(n)}, t_r^{(n)})$ 이 서로 독립이고 지수분포를 따른다는 것, 셋째는 $i_r^{(n)}$ 과 $t_r^{(n)}$ 이 서로 독립이라는 것이다.

마지막으로 실제 관측 자료는 누가된 형태로 존재하므로 모형의 적용을 위해서 즉, 매개변수를 추정하거나

주어진 시간축척에 대한 모형의 특성을 시험하기 위해서는 주어진 시간간격의 누가시간에 대한 고려가 필요하게 된다. 먼저 누가된 자료 Y_i 를 Eq. (7)과 같이 정의한다.

$$Y_i = \int_{(i-1)T}^{iT} \xi(s) ds, \quad i = 1, 2, \dots \quad (7)$$

$\xi(t)$ 의 정상성 때문에 Y_i 도 U_n 과 마찬가지로 동일하게 분포됨을 알 수 있다. Y_i 의 평균, 분산 및 공분산은 Eqs. (8)-(10)과 같이 유도된다.

$$E[Y] = T\lambda/\mu\eta \quad (8)$$

$$\text{Var}[Y] = \frac{4\lambda}{\eta^3\mu^2}(\eta T - 1 + e^{-\eta T}) \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}[Y_1, Y_k] & \quad (10) \\ &= \frac{2\lambda}{\eta^3\mu^2}(1 - e^{-\eta T})^2 e^{-\eta(k-2)T}, \quad k \geq 2 \end{aligned}$$

구형펄스모형의 매개변수 λ , μ , η 의 추정은 Eqs. (8)-(10)을 이용하여 수행될 수 있다. 일반적으로 모형의 매개변수는 관측 자료의 평균, 분산 및 lag-1 공분산이 보존되도록 추정한다. 참고로 매개변수 추정 시 주의할 점은 원자료의 누가시간에 따라 매개변수가 다르다는 점이다. 즉, 1개월 자료의 경우와 2개월 자료의 매개변수는 다르다. 이는 BL-RPPM이나 NS-RPPM의 경우 누가시간에 관계없이 동일한 매개변수를 주는 것과 비교해 일종의 한계로 이해할 수 있다.

3. 가뭄 심도-지속기간-빈도해석(Drought Severity-Duration-Frequency Analysis)

3.1 중첩이 고려되지 않는 경우

(1) 지속기간의 고려

가뭄 심도-지속기간빈도해석(Drought Severity-Duration-Frequency Analysis; S-D-F 해석)에서 지속기간에 대한 고려는 다음의 두 가지로 생각할 수 있다. 먼저, 관측 사상의 평균지속기간($1/\eta$)이 분석대상 지속기간 D 보다 큰 경우($D < E[D_\lambda]$)에는 Eq. (11)의 관계가 성립한다(유철상 등, 2002).

$$E[I_D] = E[I_\lambda] \cdot D \quad (11)$$

여기서, $E[I_D]$ 는 지속기간 D 를 고려한 가뭄 심도를 나타내고 $E[I_\lambda]$ 는 모형에 의해 구현되는 개개 사상의 심도의 기대치를 나타낸다. 만일, 관측 사상의 평균지속기간($1/\eta$)이 분석대상 지속기간 D 보다 작은 경우($D > E[D_\lambda]$)에는 Eq. (12)의 관계가 성립한다.

$$E[I_D] = E[I_\lambda] \cdot D \cdot \left[\frac{F(d \leq E[D_\lambda])}{F(d \leq D)} \right] \quad (12)$$

여기서 $F(\cdot)$ 는 지속기간에 대한 누가확률밀도함수, 즉 매개변수를 η 로 하는 지수함수를 나타낸다. 따라서 $F(t) = 1 - e^{-\eta t}$, ($t \geq 0$)이다. Eq. (12)에서 $D < E[D_\lambda]$ 인 경우는 우변의 대괄호 안이 1이 된다.

(2) 재현기간(빈도)의 고려

재현기간 R 의 고려는 가뭄심도를 결정하는 확률분포(여기서는 매개변수를 μ 로 하는 지수분포)로부터 재현기간을 고려하여 구하게 된다. 즉, 지속기간이 D , 재현기간이 R 인 강우강도는 $D > E[D_\lambda]$ 인 경우에 Eq. (13)과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[I_D]_R = E[I_\lambda]_R \cdot D \cdot \left[\frac{F(d \leq E[D_\lambda])}{F(d \leq D)} \right] \quad (13)$$

여기서 $E[X]_R$ 은 재현기간 R 에 해당하는, 즉 $\text{prob}[x \leq X] = 1 - 1/(R+1)$ 인 X 의 기대값을 나타낸다. 아울러 $D < E[D_\lambda]$ 인 경우에는 Eq. (13)의 우변 대괄호 안이 1이 되므로 Eq. (14)와 같이 간단하게 나타낼 수 있다.

$$E[I_D]_R = E[I_\lambda]_R \cdot D \quad (14)$$

본 연구에서 사용하는 구형펄스모형의 경우 가뭄심도는 지수분포를 따르는 것으로 가정하므로 재현기간 R 에 따른 가뭄심도는 지수분포로부터 Eq. (15)와 같이 유도될 수 있다.

$$E[I_\lambda]_R = -\frac{\ln(1-F)}{\mu} \quad (15)$$

이 때, $F = 1 - 1/(R+1)$ 이다. 아울러 지속기간 D 를 고려하여 강우강도를 보정하는데 필요한 함수 $F(d \leq D)$ 및 $F(d \leq E[D_\lambda])$ 도 역시 구형펄스모형이 지수분포를 가정하므로 Eqs. (16) and (17)과 같이

간단히 계산될 수 있다.

$$F(d \leq D) = 1 - e^{-\eta D} \quad (16)$$

$$F(d \leq E[D_\lambda]) = 1 - e^{-\eta E[D_\lambda]} \quad (17)$$

$$= 1 - e^{-1} = 0.632$$

3.2 중첩이 고려되는 경우

(1) 중첩확률 p_0 의 결정

중첩확률은 개별 가뭄사상의 평균지속기간 및 평균 발생간격의 함수로 나타낼 수 있다. 즉,

$$p_0 = \text{prob} \left[E[D_\lambda] \geq \frac{R}{\lambda R} = \frac{1}{\lambda} \right] \quad (18)$$

이다. 따라서 구형펄스모형의 경우에 p_0 는 Eq. (19)와 같이 계산될 수 있다.

$$p_0 = \int_{1/\lambda}^{\infty} f(t_r) dt_r = e^{-\frac{\eta}{\lambda}} \quad (19)$$

주어진 재현기간이 R 인 경우 중첩이 될 수 있는 개별호우사상의 기대값은 $p_0 R$ 이 된다.

(2) 중첩에 따른 강우강도의 증가 정도

중첩이 발생하는 경우에 강우강도는 증가하나 그 정도 α 는 개별 사상의 평균지속기간 $E[D_\lambda]$ 와 고려되는 지속기간 D 에 영향을 받는다. α 는 $D > E[D_\lambda]$ 의 경우에 Eq. (20)과 같이 정의 할 수 있다.

$$\alpha = \frac{F(d \leq E[D_\lambda])}{F(d \leq D)} \quad (20)$$

Eqs. (16) and (17)을 고려하면 $\alpha = 0.632 / (1 - e^{-\eta D})$ 가 된다. 아울러 $D > E[D_\lambda]$ 인 경우 α 값은 1이 된다. 따라서 재현기간 R , 지속기간 D 에 해당하는 강우강도는 $D > E[D_\lambda]$ 인 경우에 Eq. (21)과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[I_D]_R = E[I_\lambda]_R \cdot D \cdot \left[\frac{F(d \leq E[D_\lambda])}{F(d \leq D)} \right] \cdot [\alpha \cdot p_0 \cdot R + 1] \quad (21)$$

반면에 $D < E[D_\lambda]$ 인 경우는 Eq. (22)와 같이 간단히 나타나게 된다.

$$E[I_D]_R = E[I_\lambda]_R \cdot D \cdot [p_0 \cdot R + 1] \quad (22)$$

4. 적용 및 평가

4.1 대상 자료

본 연구에서는 서울지점에서 관측된 1965년부터 2001년까지의 강우자료를 이용하여 유도한 지속기간 3개월 SPI(이하 3SPI) 자료를 사용하였다. SPI는 McKee et al.(1993)에 의해 개발된 가뭄지수이다. 이 지수는 강수량이 부족하면 용수공급원인 지하수량, 적설량, 저수지 저류량, 토양수분, 하천 유출량 등에 각각 다른 영향을 미친다는 것에 착안되어 개발되었다. SPI는 특정 지속기간에 대한 누가강수 자료계열을 구성한 후 월별 적정 확률분포형을 결정하여 각 월자료의 누가확률에 대한 표준정규분포의 z값을 읽음으로써 산정할 수 있다. 이 자료는 각 지속기간의 시간단위에 따라 여러 관심분야에 사용될 수 있으며 보통 짧은 시간축척은 농업적 관심에 사용될 수 있으며 비교적 장기간의 지속기간은 수자원공급관리 등에 사용될 수 있다(유철상, 2002). 본 연구에서 고려한 3SPI는 비교적 짧은 지속기간으로 농업 가뭄을 반영하는 시계열 자료라 할 수 있다.

본 연구에서는 가뭄사상 발생의 독립성을 보장하기 위해 보통가뭄의 기준이 되는 SPI -1.0을 절단수준으로 적용하였다(유철상, 2002). 따라서 SPI -1.0 이하의 경우만이 가뭄으로 정의된다. Fig. 1은 SPI -1.0으로 절단된 가뭄시계열 자료를 나타내는 것이며, 이렇게 구축된 자료의 경우에는 가뭄발생의 간헐성(intermittency)이 보다 잘 나타나고 있다.

4.2 모형의 매개변수의 추정

대상 자료의 통계특성을 이용하여 모형의 각 지속기간별 매개변수를 추정하였다. 매개변수 추정은 2장에서 소개된 바와 같이 각 지속기간별 가뭄사상의 통계치를 Eqs. (8)-(10)에 적용하여 수행하였다. 먼저 각 지속기간별 가뭄자료의 통계특성은 Table 1과 같다. Table 1은 지속기간 4개월까지의 통계특성을 나타내고 있는데 이는 그 이상의 지속기간에서는 가뭄사상의 기록이 없거나 너무 작아 매개변수의 추정이 불가능하기 때문이다. 추정된 매개변수는 Table 2와 같다. 기본적으로 매개변수의 추정이 원자료의 통계특성을 잘 만족하도록 하였기 때문에 모형의 통계특성은 관측치의 그것과 거

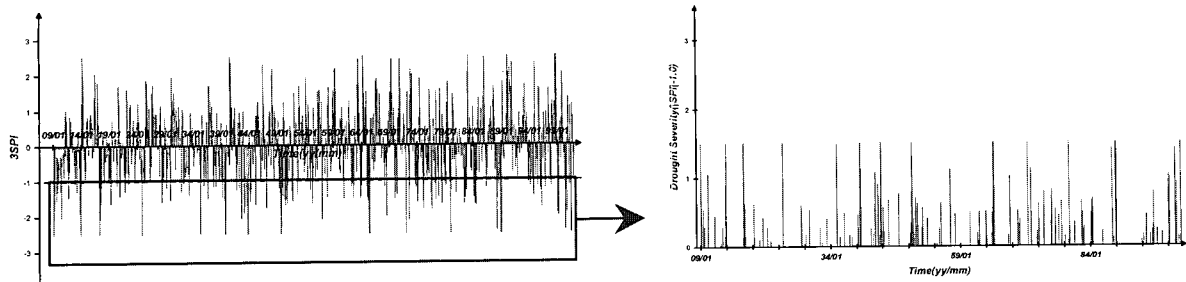


Fig. 1. Construction of drought time series (threshold of -1.0)

Table 1. Statistics of drought events with different durations

Duration Statistics	1 month	2 months	3 months	4 months
Mean	0.082527	0.115538	0.142661	0.112760
Variance	0.068602	0.168867	0.326814	0.227971
Lag-1 Cov.	0.029073	0.048392	0.014787	0.017835
Lag-2 Cov.	0.010348	-0.000470	0.016046	0.016269

Table 2. Parameters estimated

Duration Parameters	1 month	2 months	3 months	4 months
λ	0.189020	0.096665	0.046296	0.028747
μ	1.558921	1.442060	1.510788	2.430239
η	1.469225	1.160360	0.644403	0.419618

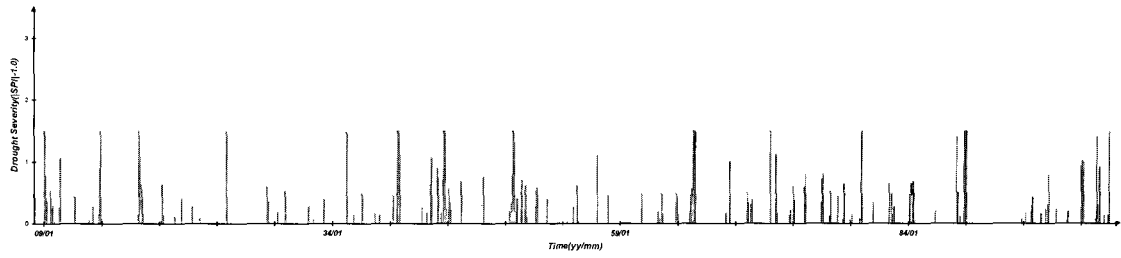
Table 3. Comparison of data and model statistics

Duration Statistics	1 month (data / model)	2 months (data / model)	3 months (data / model)	4 months (data / model)
Mean	0.082527 / 0.082527	0.115538 / 0.115538	0.142661 / 0.142660	0.112760 / 0.112759
Variance	0.068602 / 0.068602	0.168867 / 0.168866	0.326814 / 0.326813	0.227971 / 0.227968
Lag-1 Cov.	0.029073 / 0.029073	0.048392 / 0.048392	0.014787 / 0.110904	0.017835 / 0.087158
Lag-2 Cov.	0.010348 / 0.00669	-0.000470 / 0.004752	0.016046 / 0.016046	0.016269 / 0.016269

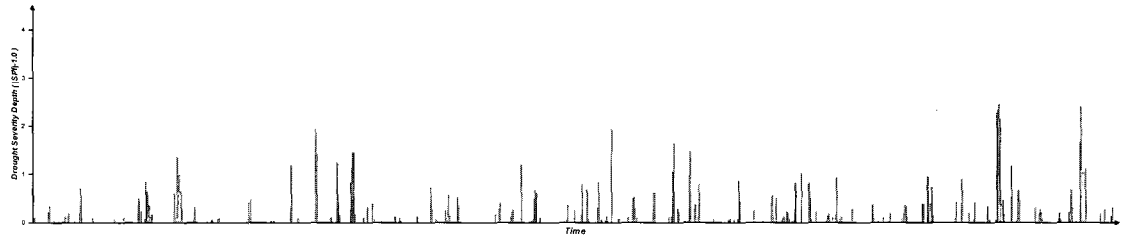
의 같다(Table 3). 또한 추정된 매개변수를 살펴보면 SPI의 지속기간이 길어질수록 가뭄의 발생확률은 떨어지고 평균심도는 작아지며, 아울러 평균지속기간은 길어짐을 알 수 있다. 이는 지속기간이 긴 사상일수록 일정한 심도를 계속적으로 유지하기 어려움을 의미하며 물리적으로 타당한 것으로 판단할 수 있다. 추정된 매개변수를 이용하면 다시 관측자료의 특성을 갖는 자료를 모의할 수도 있으며(Fig. 2), 이 그림을 통해 원 가뭄자료와 모형에 의해 생성된 가뭄자료의 유사성을 시각적으로 확인할 수 있다.

4.3 가뭄심도-지속기간-생기빈도 분석 (Drought Severity-Duration-Frequency Analysis)

가뭄심도-지속기간-생기빈도 분석은 3장에서 설명된 방법으로 수행하였다. 이 방법은 중첩을 고려한 경우와 고려하지 않은 두 가지의 경우로 나누어진다. 중첩을 고려하게 되면 사상의 중첩확률에 의해 중첩을 고려하지 않았을 때보다 심도를 크게 증가시킬 수 있다. 하지만 지속기간이 길어질수록 포아송 과정의 모수(λ)가 현저히 감소하게 되어 중첩확률이 굉장히 작아지게 되므



(a) time series of raw data



(b) time series of generated data

Fig. 2. Comparison of time series plots of raw data and generated data (duration: 1 month)

로 중첩을 고려했을 때와 고려하지 않았을 때의 결과가 크게 차이나지는 않는다. 분석 결과는 Table 4와 같다. Table 4에서의 결과는 보통가뭄의 절단수준인 -1.0를 고려해서(즉, 더해서) 나타낸 것이다.

지속기간이 어느 정도 증가하게 되면 지속기간에 대한 펄스를 더해 평균을 한 결과가 절단수준보다 큰 경우가 대부분이다. 따라서 가뭄사상이 거의 발생하지 않게 되기 때문에 모형에 적용할 수 있는 자료의 통계특성이 존재하지 않게 되므로 매개변수를 추정하지 못하게 된다. 이에 따라 모형을 이용한 가뭄심도-지속기간-생기빈도 해석은 일정 지속기간 이상 지속기간이 증가하게 되면 불가능해지게 된다. 이는 앞서 설명한 것과

같이 RPPM 모형의 단점에 해당한다.

4.4 주요 가뭄사상의 재현기간 추정

서울지점의 주요가뭄 사상을 4.3의 분석 결과에 적용하여 재현기간을 추정해 보았다. 4.3에서의 결과는 지속기간에 따라 평균 가뭄심도의 재현기간이 달라지기 때문이 여러 지속기간에 대한 재현기간을 추정하였다. 서울지점 주요가뭄사상은 Fig. 3과 같다. 이 사상들은 큰 가뭄으로 기록된 기간의 사상과 눈에 띄게 작은 값이 지속된 사상들로 선정되었다. 이 사상들의 지속기간별 재현기간은 Table 5와 같다. 이는 중첩을 고려한 경우를 적용한 결과이다.

Table 4. Drought severity-duration-frequency analysis of 3SPI

Duration Return Period (years)	1 month	2 months	3 months	4 months
2	-1.58(-1.58)	-1.53(-1.53)	-1.54(-1.54)	-1.35(-1.35)
5	-1.94(-1.96)	-1.87(-1.87)	-1.88(-1.88)	-1.57(-1.57)
10	-2.26(-2.32)	-2.17(-2.17)	-2.17(-2.17)	-1.77(-1.77)
20	-2.60(-2.74)	-2.48(-2.48)	-2.49(-2.49)	-1.97(-1.97)
30	-2.81(-3.03)	-2.67(-2.67)	-2.68(-2.68)	-2.10(-2.10)
50	-3.07(-3.50)	-2.91(-2.92)	-2.92(-2.92)	-2.26(-2.26)
80	-3.31(-4.08)	-3.14(-3.14)	-3.15(-3.15)	-2.41(-2.41)
100	-3.43(-4.44)	-3.24(-3.25)	-3.26(-3.26)	-2.48(-2.48)
200	-3.79(-6.11)	-3.58(-3.60)	-3.59(-3.60)	-2.70(-2.70)
300	-4.01(-7.74)	-3.77(-3.82)	-3.79(-3.80)	-2.82(-2.82)
500	-4.27(-11.06)	-4.02(-4.10)	-4.04(-4.05)	-2.99(-2.99)

() : cases of considering overlap probability

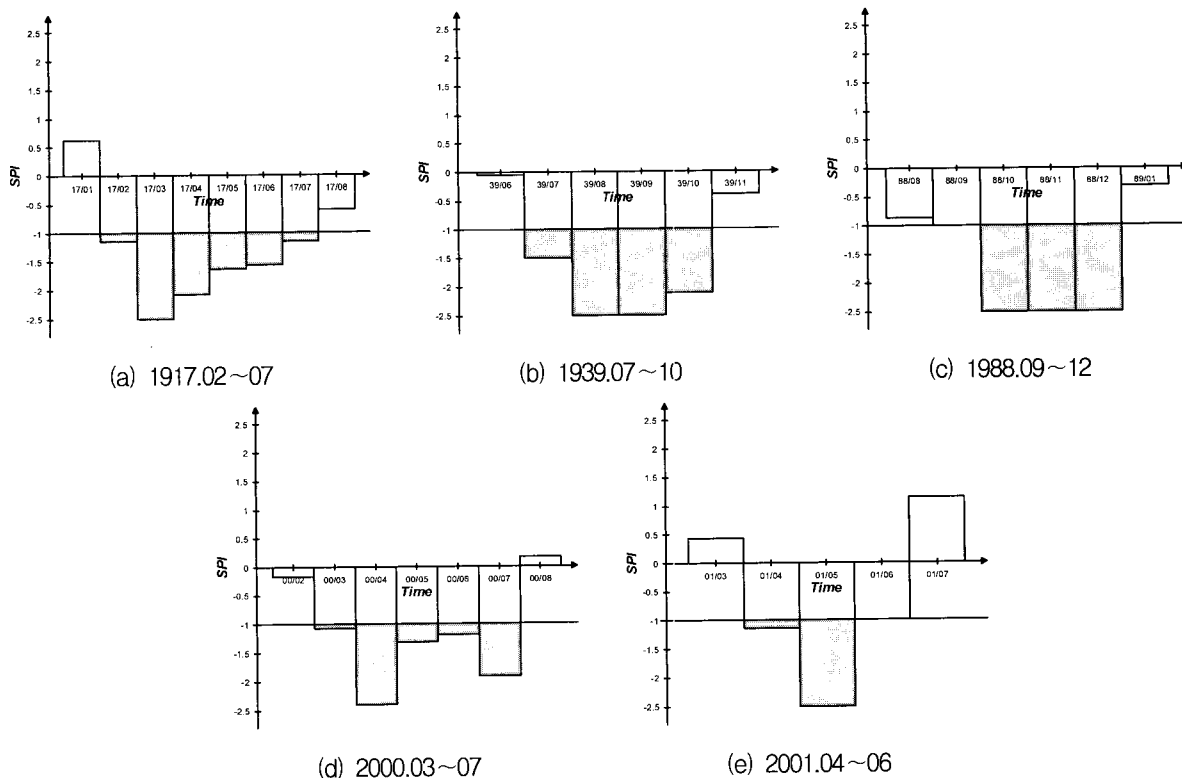


Fig. 3. Major drought events of 3SPI

Table 5. Mean severity and return period of major drought events of 3SPI with different durations

Duration	1 month		2 months		3 months		4 months	
	Mean Severity	Return Period	Mean Severity	Return Period	Mean Severity	Return Period	Mean Severity	Return Period
Feb.~Jul. 1917.	-2.50	15years	-2.29	14years	-2.07	8years	-1.95	18years
Jul.~Oct. 1939.	-2.50	15years	-2.50	21years	-2.37	16years	-2.16	35years
Sep.~Dec. 1988.	-2.50	15years	-2.50	21years	-2.50	21years	-2.13	33years
Mar.~Jul. 2000.	-2.40	14years	-1.86	5years	-1.63	3years	-1.70	8years
Apr.~Jun. 2001.	-2.50	15years	-1.82	4years	-	-	-	-

지속기간에 따라 재현기간이 크게 증가한 경우는 지속기간이 증가함에 따라 평균 심도가 크게 감소해야 하는 것이 이론적으로 정상적이나, 실제 발생하는 가뭄사상의 경우 지속기간이 증가하더라도 평균심도가 크게 감소하지 않았기 때문이다. 한 사상을 대표하는 재현기간을 지속기간별 재현기간 중 가장 긴 경우로 한다면 각 사상의 대표 재현기간은 14년~35년 정도라 할 수 있다. 극심한 가뭄으로 기록되었던 이러한 사상들의 재현기간이 그리 길지 않은 것은 물론 이와 같은 농업가뭄은 상당히 빈번한 재해이기 때문이다.

마지막으로 본 연구의 결과에 대해 하나 더 언급하면 가뭄은 그 심도와 지속기간 뿐만 아니라 발생 시기 또한 매우 중요하므로 실제로 느끼는 가뭄의 크기는 언제 발생했느냐에 따라 크게 달라질 수 있다는 것이다.

실제로 Fig. 3(c)의 1988년 9월~12월 가뭄은 큰 재현기간을 가지지는 않지만 가뭄의 발생시기가 농업용수의 수요량이 많지 않은 기간이어서 가뭄의 심각성은 그리 크지 않았다. 반대로 Fig. 3(e)의 2001년 4~5월 가뭄은 농업용수의 수요량이 크게 증가하는 시기의 가뭄이었으므로 재현기간이 상대적으로 작은 사상이었지만 실제로 입힌 경제적 피해는 굉장히 컸다고 기록되어 있다(건설교통부, 2002).

5. 결론

본 연구에서는 구조가 비교적 간단한 구형펄스모형을 이용하여 가뭄의 심도-지속기간-생기빈도 곡선을 이론적 방법으로 유도하였다. 주어진 절단수준에 대해 다양한 지속기간의 자료계열을 구성하고, 이에 대한 통

계 특성치를 산정하여 모형의 매개변수를 추정하였다. 추정된 매개변수는 지속기간이 증가함에 따라 사상의 발생확률(λ)와 평균심도($1/\mu$)는 감소하고 평균지속기간($1/\eta$)는 증가하는 경향이 있음이 나타났다. 이는 지속기간이 길어질수록 일정심도가 같은 크기로 지속되기 힘든 경향을 나타내는 것이며 물리적으로 타당한 결과라 판단된다. 이렇게 추정된 매개변수는 모형의 이론적인 방법으로 가뭄심도-지속기간-생기빈도 해석을 수행하는데 이용되었다.

가뭄 심도-지속기간-생기빈도 해석은 각 펄스의 중첩을 고려하는 경우와 고려하지 않는 경우에 대해 각각 나누어 수행하였고, 중첩을 적용하는 경우의 가뭄심도 증가정도는 재현기간이 증가할수록 커지는 것을 파악할 수 있었다. 그러나 지속기간이 증가할수록 중첩의 정도는 감소하였으며, 이는 지속기간이 증가할수록 사상의 발생확률이 크게 작아지기 때문이다. 지속기간이 증가할 경우 발생하는 사상이 거의 없거나 또는 아예 발생하지 않는 경우가 생기며 이러한 경우에는 모형의 매개변수를 추정할 수 없으므로 재현기간에 따른 심도의 추정도 어렵게 된다. 이 점이 구형펄스모형을 적용하는 경우의 한계가 된다.

본 연구에서는 또한 서울지점에 발생한 주요 가뭄사상에 대해 본 연구에서의 결과를 적용하여 그 재현기간을 추정하였다. 어떤 가뭄사상의 재현기간을 가능한 지속기간별로 추정된 재현기간 중 가장 큰 것으로 가정한다면 서울지점의 주요 가뭄사상은 약 14년~35년 정도의 재현기간을 갖는다. 이는 상대적으로 아주 크지 않은 재현기간이며 이와 같은 가뭄의 발생이 자주 있을 수 있음을 의미한다. 그러나 실제로 느끼는 가뭄의 피해 정도는 가뭄의 발생시점에 따라 크게 달라진다. 즉, 가뭄의 발생시기가 용수수요가 많은 시점이라면 가뭄에 의한 피해는 특히 클 수밖에 없을 것이다. 본 연구에서 적용한 3SPI의 경우도 주로 농업가뭄의 특성을 반영하므로, 그 결과의 해석에도 농업용수의 수요변화를 고려할 필요가 있다.

감사의 글

본 연구는 국제수문개발계획(IHP) 6단계 3차년도(2005)의 연구지원으로 수행되었습니다. 이에 깊은 감사를 드립니다.

참고 문헌

건설교통부 (2002). 2001년 가뭄기록조사 보고서.
 김상단 (2004). 경기도북부 농업가뭄현황·감시기법 연

구. 경기개발연구원.
 유철상 (2002). 경기도 지역을 중심으로 한 가뭄의 재현 및 지속특성 분석. 경기개발연구원.
 유철상, 김남원, 정광식 (2002). "점 강우모형과 강우강도-지속기간-생기빈도 해석." 한국수자원학회논문집, 한국수자원학회, 제34권, 제6호, pp. 577-586.
 Chang, T. J. (1991). "Investigation of precipitation droughts by use of Kriging method." *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, ASCE, Vol. 117, No. 6, pp. 935-943.
 Chang, T. J. and Kleopa, X. A. (1991). "A proposed method for drought monitoring." *Water Resources Bulletin*, Vol. 27, No. 2, pp. 275-281.
 Chiew, F. H. S., Piechota, T. C., Dracup, J. A., and McMahon, T. A. (1998). "El Nino/Southern oscillation and Australian rainfall, streamflow and drought: Links and potential for forecasting." *Journal of Hydrology*, Vol. 204, pp. 138-149.
 Chung, C. and Salas, H. D. (2000). "Drought occurrence probabilities and risks of dependent hydrologic processes." *Journal of Hydrologic Engineering* ASCE, Vol. 5, No. 3, pp. 259-268.
 Clausen, B. and Pearson, C. P. (1995). "Regional frequency analysis of annual maximum streamflow drought." *Journal of Hydrology*, Vol. 173, pp. 111-130.
 Dracup, J. A., Lee, K. S., and Paulson Jr., E. G. (1980). "On the definition of droughts." *Water Resources Research*, Vol. 16, No. 2, pp. 297-302.
 Eagleson, P. S. (1972). "Dynamics of flood frequency." *Water Resources Research*, Vol. 8, No. 4, pp. 878-898.
 Entekhabi, D., Rodriguez-Iturbe, I., and Eagleson, P.S. (1989). "Probabilistic representation of the temporal rainfall by a modified Neymann-Scott rectangular pulses model: Parameter estimation and validation." *Water Resources Research*, Vol.25, No.2, pp. 295-302.
 Fernandez, B. and Salas, J. D. (1999a). "Return period and risk of hydrologic events. I. Mathematical formulation." *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, Vol. 4, No. 4, pp. 297-307.
 Fernandez, B. and Salas, J. D. (1999b). "Return period and risk of hydrologic events. II.

- Applications." *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, Vol. 4, No. 4, pp. 308-316.
- Henriques, A. G. and Santos, M. J. J. (1999). "Regional drought distribution model." *Physical, Chemical & Earth Sciences (B)*, Vol. 24, No. 1-2, pp. 19-22.
- Islam, S., Entekhabi, D., and Bras, R.L. (1990). "Parameter estimation and sensitivity analysis for the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model of rainfall." *Journal of Geophysical Research*, Vol. 95, No. D3, pp. 2093-2100.
- Karl, T. R. (1983). "Some spatial characteristics of drought duration in the United States." *Journal of Climate and Applied Meteorology*, Vol. 22, pp. 1356-1366.
- McKee, T. B., Doesken, N. J., and Kleist, J. (1993). "The relationship of drought frequency and duration to time scales." Preprints, *8th Conference on Applied Climatology*, 17-22 January, Anaheim, CA, 179-184.
- National Drought Mitigation Center (2000) *Drought Science: Understanding and Defining Drought*. <http://enso.unl.edu/ndmc/enigma/def2.htm>.
- Palmer, W. C. (1965) *Meteorological Drought*. Research Paper No. 45, U.S. Weather Bureau, Washington, D.C.
- Piechota, T. C. and Dracup, J. A. (1996) "Drought and regional hydrologic variation in the United States: Association with the El Nino-Southern Oscillation." *Water Resources Research*, Vol. 32, No. 5, pp. 1359-1373.
- Raines, T. H., and Valdes, J. B. (1993) "Estimation of flood frequencies for ungaged catchments." *Journal of Hydraulic Engineering*, ASCE, Vol. 119, No. 10, pp. 1138-1154.
- Rodriguez-Iturbe, I., Gupta, V. K., Waymire, E. (1984) "Scale Considerations in the Modeling of Temporal Rainfall." *Water Resources Research*, Vol. 20, No. 11, pp. 1611-1619.
- Rodriguez-Iturbe, I., Cox, D.R., I., and Isham, V. (1987) "Some models for rainfall based on stochastic point processes." *Proceedings of the Royal Society of London*, Vol. A410, pp. 269-288.
- Rodriguez-Iturbe, I., Cox, D.R., I., and Isham, V. (1988) "A point process model for rainfall: Further developments." *Proceedings of the Royal Society of London*, Vol. A417, pp. 283-298.
- Salas, J. D., Chung, C. and Fernandez, B. (2001) "Relating autocorrelations and crossing rates of continuous- and discrete-valued hydrologic processes." *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, Vol. 6, No. 2, pp. 109-118.
- Shin, H. S. and Salas, J. D. (2000) "Regional drought analysis based on neural networks." *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, Vol. 5, No. 2, pp. 145-155.
- Wang, D.-C. and Salas, J. D. (1989) "Stochastic modeling and generation of droughts." *Hydrologic Engineering 89 Proceedings*, ASCE.
- Yevjevich, V. (1967) "An objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts." *Hydrology Papers No. 23*, Colorado State University, Fort Collins, USA.

(논문번호:05-149/접수:2005.11.30/심사완료:2006.03.06)