

포아송 과정을 이용한 과우해의 재현기간 및 지속특성 분석

Analysis of Dry Year Return Period and Duration Based on the Poisson Process

유철상*
Yoo, Chulsang

Abstract

This study shows the possible use of the Poisson process for the characterization of dry year return period and duration. For the analysis we used an annual precipitation data, which has been collected since 1911 in Seoul. The highest threshold for the application of the Poisson process was determined to be the mean-0.5standard deviation, and then the results from the Poisson process are compared with the observed. Especially, the Poisson process was found to reproduce the mean duration and return interval quite well and show the possibility of using the Poisson process for the drought analysis.

Key words : drought, return period, duration, Poisson process

요 지

본 연구에서는 포아송 과정을 이용하여 과우해의 재현기간 및 지속특성을 정량화 해 보았다. 대상 지점은 서울 지점으로 하였고 1911년 이후의 자료를 이용하였다. 먼저 포아송 과정을 적용하기 위한 최대 절단수준은 대략 평균에서 표준편차의 50%를 뺀 정도로 결정되었고, 이러한 절단수준에 대해 관측치와 포아송 과정을 비교하였다. 특히, 과우해의 평균 재현기간 및 지속기간은 관측치와 아주 유사한 값을 나타냄을 확인할 수 있었으며, 이는 가뭄을 정량화 하는 경우에도 포아송 과정이 효과적으로 이용될 수 있음을 나타낸다.

핵심용어 : 가뭄, 재현기간, 지속기간, 포아송 과정

1. 서 론

수문과정에서 다루는 극치사상(extreme event)의 특성화는 그 대상 과정이 무엇이나에 따라 크게 다르다. 특히 홍수와 가뭄의 경우가 극단적으로 대조되는 극치사상의 특성을 잘 나타내 준다. 먼저, 홍수의 경우는 최대 유량을 이용해 상대적으로 쉽게 특성화되는데 반해, 가뭄의 경우는 그 지속기간, 평균심도 및 최대 심도 등 다양한 특성을 함께 살펴야 한다. 두 경우 모두 그 재현

특성의 중요성은 재론의 여지가 없다.

홍수의 경우, 먼저 유량을 이용하여 그 특성을 나타내는 경우는 빈도해석(frequency analysis)이라는 방법을 이용하여 그 재현특성을 함께 정량화 할 수 있다. 강수를 이용하는 경우는 유량을 이용하는 경우보다는 좀더 복잡하지만 지속기간의 개념까지도 포함한 강우강도-지속기간-재현빈도 해석(rainfall intensity-duration-frequency analysis)을 통해 정량화가 가능하다. 그러나 가뭄의 경우는 이와 같은 정량화 및 특성화를 막는 몇 가지 문제

* 고려대학교 토목환경공학과 부교수

Associate Professor, Dept. of Civil and Environmental Eng., Korea Univ., Seoul, 130-701, Korea
(E-mail:envchul@korea.ac.kr)

점을 가지고 있다(Willhite and Glantz, 1985). 먼저, 가뭄은 일반적으로 어떤 수문과정의 최소치를 다루게 되는데 그 최소치가 0이 될 수 있는 경우가 매우 흔하다는 것이다. 예를 들어 강수의 경우는 1년 중 90% 이상이 0이다(시간 단위에 따라 다름; 일 단위를 사용하는 경우 우리나라는 70% 이상이 0). 심한 갈수기에는 강물이 말라버리기도 한다. 따라서 가뭄의 경우는 그 최소강도를 어떻게 정량화해야 하는지의 문제가 중요하다. 경우에 따라서는 누가시간(accumulation time)을 증가 시킴으로서 이러한 문제를 완화시키기도 한다.

두 번째 문제는 가뭄의 지속성이다. 홍수의 경우는 그 최대치가 문제가 되나 가뭄의 경우는 물론 최소치의 크기도 중요하지만 그 최소치가 얼마나 지속되느냐 하는 것이 보다 중요한 경우가 많다. 특히 강수의 경우는 그 최소치가 무강수(절대량 0)로 나타나고 또 무강수는 1년중의 90% 이상을 차지하므로 무강수의 발생보다는 당연히 무강수가 지속되는 기간이 중요하게 된다. 경우에 따라서는 무강수 또는 어떤 정도 이하의 강수발생이해를 넘겨 지속되기도 하며 이러한 경우도 홍수와는 크게 비교되는 특성의 하나이다.

마지막으로 수문과정의 계절성을 살펴볼 수 있다. 우리나라의 경우는 여름철에 강수의 절대량이 크고 나머지 계절에는 작다. 그렇다고 여름철 이외의 계절이 모두 가뭄기간이 되지는 않는다. 따라서 강수의 절대량을 이용해서 가뭄을 정량화 하는 것도 적절한 방법은 아니다. 최근까지 개발되어 온 여러 가지 가뭄지수(drought index)는 공통적으로 이러한 문제점을 해결하고 있으며 아울러 그 지수의 이용목적에 따라 각각 다른 형태를 가지고 있다. 예를 들어 가뭄지수는 그 이용목적에 따라 기상학적, 수문학적, 농업적, 사회학적 가뭄지수 등 여러 가지로 분류할 수 있다. 그러나 이러한 가뭄지수들도 위의 문제점들을 모두 해소한 것은 아니며 여전히 그 재현 특성, 지속특성 및 평균심도 (또는 최대 심도)와 같은 여러 특성의 일관된 정량화를 요구하고 있다. 이를 이용하여 보다 체계적인 가뭄 대책이 가능한 것도 물론 사실이다(Palmer, 1965; Dracup et al., 1980; Alley, 1984).

그러나 불행히도 아직까지 가뭄의 모든 면을 고려하여 그 특성을 정량화 할 수 있는 방법론은 개발되어 있지 않다. 현재까지도 이러한 가뭄의 해석은 주로 RUN의 개념(Yevjevich, 1967)을 이용하는 경우가 일반적이다. 즉 주어진 절단수준(truncation level)에 대해 가뭄의 지

이를 시계열 분석하여 그 특성을 찾아보고자 하는 것이다(Chang, 1991; Wang and Salas, 1989). 최근에는 마코프 연쇄(Markov chain)를 이용하여 그 전이특성을 살펴 보기도 한다(Chang and Kleopa, 1991). 마코프 연쇄를 적용하여 그 재현기간 및 지속특성을 함께 살펴보기도 하며(Fernandez and Salas, 1999a; 1999b), Bernoulli 시행 또는 DARMA (Discrete Auto Regressive Moving Average) 모형을 적용시키기도 한다(Chung and Salas, 2000). 그러나 위의 모형은 사실 모두 유사한 특성을 가지고 있는데 예를 들어 DARMA 모형이 낮은 차수를 갖는 경우는 그 결과가 마코프 연쇄와 유사해지고 아울러 상대적으로 장기의 특성을 살펴보는 경우에는 그 결과가 Bernoulli 시행과 유사해 지며 아울러 RUN의 개념을 이용하는 결과와도 유사해 진다. 따라서 위 경우 모두 적절한 절단수준에 대해 crossing theory의 적용이 모두 가능하게 된다(Salas et al, 2001). 궁극적으로 절단수준이하의 가뭄 발생이 정규분포를 따르게 된다.

포아송 과정(Poisson process)을 이용하는 경우도 위의 경우와 크게 다르지는 않다. 포아송 과정을 따르는 경우 그 발생특성이 마코프 연쇄와 유사하게 나타나는 것은 이미 알려진 사실이다(Rodriguez-Iturbe, 1986; Rodriguez-Iturbe et al., 1987). 그러나 포아송 과정을 이용하는 경우는 다른 모형을 이용하는 경우에 비해 아주 큰 장점을 가지고 있다. 이는 포아송 과정을 이용하는 경우만이 모형의 확장이 용이하다는 점이다. 즉, 가뭄의 발생을 포아송 과정으로 모의하는 경우 그 지속기간이나 평균심도를 독립적으로 모형화하여 붙이기에 유리하다는 점이다. 이는 간단히 포아송 과정이 연속시간축상에서 나타나는 현상을 설명하는 과정이라는 점에 기인한다.

본 연구에서는 이러한 가능성의 살펴보는 일련의 연구의 첫 번째 부분으로서 포아송 과정을 적용하여 과우해(dry year)의 재현기간 및 지속특성을 정량화 해 보는 것을 목적으로 한다. 대상지점은 서울로 하였고 1911년 이후의 연강수량 자료를 이용하였다.

2. 서울지점 연강수량 자료 특성

본 연구에서는 서울지점 연강수량 자료(1911-1991, 81년)에 대하여 포아송 과정을 적용하였다. 그림 1은 서울 지점 연강수량 자료의 시계열이며, 그 기본적인 통계특성은 표 1에 정리하였다. 표에서 살펴볼 수 있는

표 1. 서울지점 연강수량 자료의 통계특성

Statistics	Mean	Std. Dev.	Lag-1 Correlation	Lag-2 Correlation
Estimated	1304.9	361.2	-0.0239	-0.0486

속기간, 가뭄의 심도, 가뭄의 발생간격 등을 정의한 후

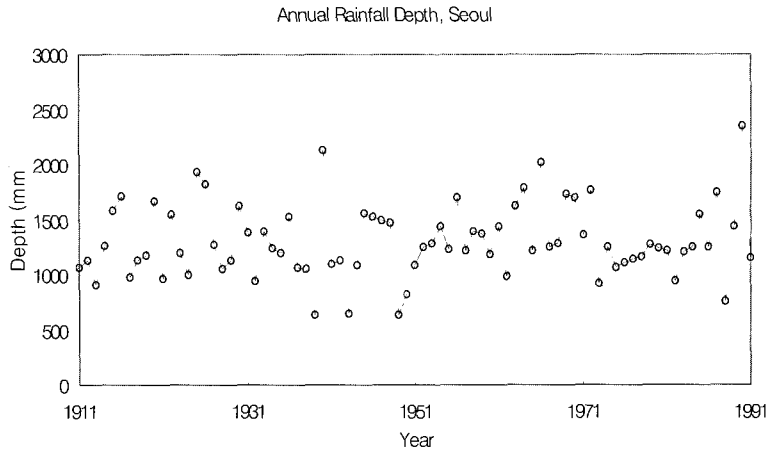


그림 1. 서울지점 연강수량의 변동

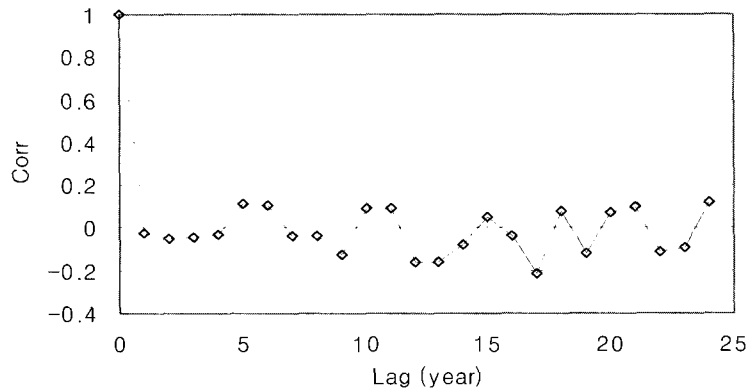


그림 2. 서울지점 연강수량 자료에 대한 자기상관함수

것처럼 평균 연강수량은 약 1300 mm이고 표준편차는 360 mm 정도로 나타나고 있다. 지체(lagged) 상관계수는 상대적으로 유의하지 않은 값을 나타내고 있어 연강수량 사이의 상관관은 없는 것으로 간주할 수 있다. 비록 5, 6, 12, 13, 17년 등에서 상대적으로 높은 상관관을 보이고는 있으나(그림 2) 모두 유의한 수준은 아닌 것으로 판단되었다.

3. 과우해의 재현특성 분석을 위한 절단수준의 결정

본 연구에서는 연강수량 자료를 이용함으로 가뭄이라는 용어 대신 과우해(dry year)라는 표현을 이용하기로 한다. 만일 연속적인 과우해가 자주 발생한다면 이러한 경우를 가뭄이라고 부를 수 있을 것이다. 그러나 연속된 과우해(가뭄)를 정의하고 해석하는 과정도 본 연구의 경우와 동일하며, 단지, 가뭄 사상의 수가 과우해의 발생수 보다 작아진다는 점만이 다를 뿐이다.

본 연구에서는 과우해를 정의할 절단수준(trun-

cation level)으로 그 재현특성이 포아송 분포를 따르는 수준으로 결정하기로 한다. 즉, 과우해의 발생은 독립적이며 그 발생간격이 음의 지수분포를 따르도록 절단수준을 결정한다. 아울러, 이렇게 구한 절단수준보다 더 낮은 절단수준에서는 (즉, 더욱 심한 과우해에 대해서는) 과우해의 발생은 일반적으로 포아송 분포를 따르게 된다(Ashkar and Rousselle, 1987). 포아송 분포의 확률 밀도함수는 다음과 같다.

$$p_i = \lambda^i e^{-\lambda} / i!, \quad i = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

여기서, λ 는 평균발생확률이다.

본 연구에서는 고려한 절단수준은 평균, 평균-0.25표준편차, 평균-0.5표준편차, 평균-0.75표준편차, 및 평균-1.0표준편차이다. 절단수준 이하의 강수량을 갖는 과우해의 발생횟수 및 재현기간, 지속특성은 표 2 및 3과 같다.

표 2 및 3에 나타난 각각의 경우가 포아송 분포를 따르는 지는 확률밀도함수를 사용하는 χ^2 테스트나 분포

함수를 사용하는 Kolmogorov-Smirnov 테스트를 이용하여 간단히 확인할 수 있다. 즉 임의의 시간 t 를 선택하여 그때까지의 발생횟수를 세고 이를 전체 발생횟수로 나누면 이것이 $P[N_t = n]$ 의 상대빈도의 추정치가 되고 이를 위의 테스트를 통하여 포아송 분포에 적합한지를 확인하면 된다. 본 연구에서는 Kolmogorov-Smirnov 테스트를 이용하여 적합성을 파악하였으며 그 결과를 요약하면 표 4와 같다.

표 4에 나타난 결과에 의하면 과우해의 재현이 독립적이 되기 위한 절단수준은 평균에서 표준편차의 75%를 뺀 수준 정도로 결정되고 있음을 알 수 있다. 그러나 평균에서 표준편차의 50%를 뺀 절단수준의 경우도 아주 근소한 차이로 기각됨을 나타내고 있어 (1% 유의수

준에 대해서 채택) 최소의 절단수준은 대략 평균에서 표준편차의 50%를 뺀 정도가 될 것으로 판단된다. 이와 같은 절단수준의 결정배경에는 각 절단수준 이하의 과우해가 얼마나 연속적으로 나타나고 있는가가 가장 크게 영향을 미치고 있음을 파악할 수 있었으며, 특히 2년 이상 연속된 과우해의 상대 빈도가 큰 경우에 Kolmogorov-Smirnov 테스트에 기각됨을 파악할 수 있었다. 이는 포아송 분포가 서로 독립된 사상을 표현한다는 가정과 부합되는 결과이기도 하다. 따라서 본 연구의 다음 부분에서는 평균-0.5표준편차, 평균-0.75표준편차 및 평균-1.0표준편차를 절단수준으로 하여 분석해 나가고자 한다.

표 2. 절단수준에 따른 과우해의 발생 횟수

Threshold	Mean	Mean-0.25stdv	Mean-0.50stdv	Mean-0.75stdv	Mean-1.00stdv
# Years below Threshold	49	33	22	13	8

표 3. 주어진 절단수준에 대한 과우해의 재현기간 및 지속기간 별 발생 횟수 (표에서 0, 0.25, 0.5, 0.75 및 1은 각각 평균, 평균-0.25표준편차, 평균-0.5표준편차, 평균-0.75표준편차 및 평균-1.0표준편차의 절단수준을 나타낸다.)

years	Return Period					Duration				
	0	0.25	0.5	0.75	1	0	0.25	0.5	0.75	1
1	11	6	4			9	7	12	11	6
2	6	3	1	2	1	3	3	2	1	1
3		3	4	3	1	3	4	2		
4	2	2	2			2	2			
5			2	2	1	1				
6				1	1					
7				1						
8		1		1						
9										
10		1	2	1						
11				1						
12						1				
longer					3					

표 4. 절단수준 결정을 위한 Kolmogorov-Smirnov 테스트 결과 (5% 유의수준)

Threshold	Mean	Mean-0.25stdv	Mean-0.50stdv	Mean-0.75stdv	Mean-1.00stdv
Test Results	rejected	rejected	accepted (1%)	accepted	accepted

4. 포아송 과정을 이용한 과우해의 재현기간 및 지속특성 분석

앞 절에서는 과우해의 발생이 서로 독립적이 될 수 있도록 포아송 분포로 나타낼 수 있는 수준으로 절단수준을 결정하였다. 본 장에서는 이러한 과우해의 발생이

포아송 과정을 따른다고 보고 (실제로 이러한 가정은 이미 포아송 분포를 따르는 절단수준의 결정으로 확인 되었음) 과연 과우해의 재현기간 및 지속특성이 어떤지를 분석해 보고자 한다.

익히 알려진 바와 같이 포아송 과정은 연속시간 마코프 연쇄의 한 예로 볼 수 있으며, 이는 시간적으로 무

작위하게 어떤 사건이 발생하는 경우 시간간격 t 동안 발생한 사건의 횟수가 시간 t 에 비례하는 모수를 가지는 포아송 분포를 따르는 것으로서 정의할 수 있다 (Parzen, 1962). 즉, t 시간 동안에 어떤 사건이 n 회 발생할 확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p_n(t) = (\lambda t)^n e^{-\lambda t} / n!, \quad n = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

이때, λ 는 어떤 사건의 발생확률, λt 는 t 시간동안 발생하는 사건의 평균을 나타낸다. 아울러 사건의 간격은 λ 를 모수로 가지는 지수분포를 가지게 된다.

본 연구에서 추정하고자 하는 과우해의 지속특성은 궁극적으로는 과우해의 연속적인 발생특성과 같다. 이러한 연속된 과우해의 발생확률도 포아송 과정을 이용하여 추정할 수 있는데, 이는 연속된 과우해가 다른 아닌 t 년 동안에 t 회의 과우해가 발생할 확률과 같기 때문이다. 즉, 연속된 과우해의 발생확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p_t(t) = (\lambda t)^t e^{-\lambda t} / t!, \quad t = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (3)$$

예를 들어, 1년, 2년, 3년 및 10년 연속 지속된 과우해의 발생확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} p_1(1) &= \lambda e^{-\lambda} / 1! \\ p_2(2) &= (2\lambda)^2 e^{-2\lambda} / 2! \\ p_3(3) &= (3\lambda)^3 e^{-3\lambda} / 3! \\ &\vdots \\ p_{10}(10) &= (10\lambda)^{10} e^{-10\lambda} / 10! \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 하나 주목해야 하는 것은 여기에서 계산되는 확률이 t 년에 t 회 발생하는 확률로서 $t+1$ 년의 과우해 발생유무와는 무관하다는 것이다. 따라서, 보다 엄밀히 말하면, 여기에서의 확률은 t 년 이상 지속되는 과우해의 확률로 보는 것이 타당할 것이다. 따라서, T 년에 T 회만 발생하는 경우는 T 년 동안 T 회 이상 발생확률에서 $T+1$ 동안 $T+1$ 회 발생할 확률을 빼줌으로 계산된다. 즉,

$$p_T(T) = (\lambda T)^T e^{-\lambda T} / T! - [\lambda(T+1)]^{T+1} e^{-\lambda(T+1)} / (T+1)! \quad (5)$$

이와 유사하게 과우해의 재현특성은 t 년 동안 과우해가 전혀 발생하지 않을 확률로 표현할 수 있다. 즉, t 년 이상 동안 과우해가 발생하지 않을 확률은 다음과 같고,

$$p_t(0) = [(1-\lambda)t]^t e^{-(1-\lambda)t} / t!, \quad t = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (6)$$

따라서, T 년 동안만 과우해가 발생하지 않을 확률은 다음과 같이 계산된다.

$$p_T(0) = [(1-\lambda)T]^T e^{-(1-\lambda)T} / T! - [(1-\lambda)(T+1)]^{T+1} e^{-(1-\lambda)(T+1)} / (T+1)! \quad (7)$$

이와 같은 확률의 계산이 간단히 하나의 모수(parameter) λ 에만 의존하므로 과우해의 발생이 독립이 되

표 5. 각각의 절단수준에 대한 포아송 과정의 모수 λ

Thresholds	mean-0.50stdv	mean-0.75stdv	mean-1.00stdv
λ	0.272	0.160	0.099

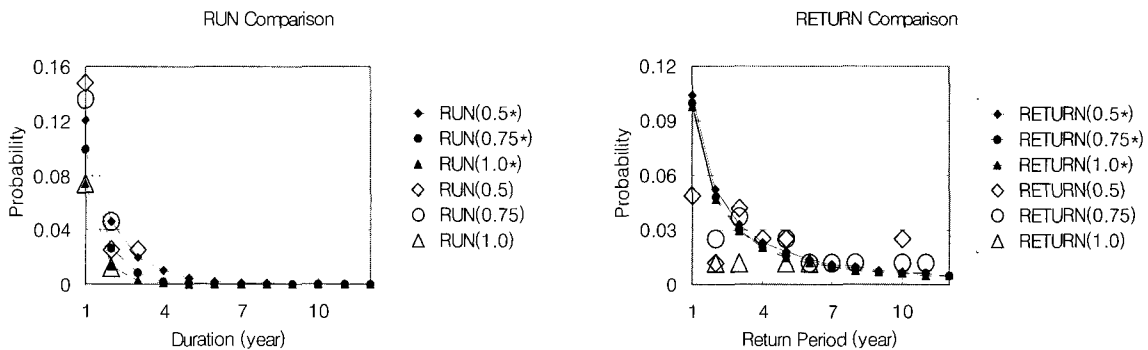


그림 3. 절단수준에 따른 가뭄의 재현기간 및 지속특성 비교 (위 그림에서 선으로 연결된 것이 모형에 의한 결과이고 기호로 나타낸 것이 관측된 결과이다)

표 6. 주어진 절단수준에 대한 과우해의 재현기간 및 지속기간 별 발생확률 비교 (표에서 0.5, 0.75 및 1은 각각 평균-0.5표준편차, 평균-0.75표준편차 및 평균-1.0표준편차의 절단수준을 나타내며, *는 추정된 확률(모형)을 나타낸다.)

years	Return Period						Duration					
	0.5	0.5*	0.75	0.75*	1	1*	0.5	0.5*	0.75	0.75*	1	1*
1	.049	.104	-	.100	-	.090	.148	.121	.136	.099	.074	.074
2	.012	.052	.025	.048	.012	.047	.025	.046	.012	.026	.012	.013
3	.049	.033	.037	.030	.012	.029	.025	.020		.008		.003
4	.025	.023	-	.021	-	.020		.010		.002		.001
5	.025	.018	.025	.016	.012	.015		.005		.001		.000
6	-	.014	.012	.013	.012	.012		.002		.000		
7	-	.011	.012	.010	-	.010		.001				
8	-	.010	.012	.009	-	.008		.001				
9	-	.008	-	.007	-	.007		.000				
10	.025	.007	.012	.006	-	.006						
11	-	.006	.012	.006	-	.005						
12	-	.005	-	.005	-	.005						

도록 적절한 절단수준을 선정하는 것이 무엇보다 중요하다고 할 수 있다. 모수 λ 는 절단수준에 따른 과우해의 발생횟수를 총 기록년수로 나누어 추정하게 되며 서울지점 연강수량 자료의 경우는 표 5에 정리한 것과 같다. 표 5에 나타난 모수를 이용하여 추정된 연속된 과우해의 발생확률과 관측치에 나타난 결과를 비교하면 표 6과 같다.

표 6 및 그림 3의 비교에서는 상대적으로 과우해의 지속특성이 포아송 과정으로 잘 설명되는 것처럼 보인다. 그러나 본 연구에서 사용된 기록년수가 충분하지는 않아 과우해의 재현기간 및 지속특성이 모형의 결과와 적절히 비교되지는 못하는 것으로 판단된다. 그러나 다음 장의 결과로부터 포아송 과정이 과우해의 재현기간 및 지속특성을 적절히 나타낼 수 있음을 확인할 수 있다.

5. 과우해의 평균 재현기간 및 지속기간

과우해의 평균 재현기간은 단순히 포아송 과정의 매개변수의 역수로 나타난다. 그러나 평균 지속기간은 각

지속기간별 발생확률을 지속기간과 곱하여 계산할 수 있다. 아울러 과우해 발생확률이 1.0보다 작다는 것을 계산에 고려해 주어야 한다. 따라서, 과우해의 평균 지속기간은 다음과 같이 나타난다.

$$\frac{\sum_1^{\infty} p_T(T) \times T}{\sum_1^{\infty} p_T(T)} = \frac{\langle (\lambda T)^T e^{-\lambda T} / T! - [\lambda(T+1)]^{T+1} e^{-\lambda(T+1)} / (T+1)! \rangle \times T}{\sum_1^{\infty} p_T(T)} \quad (8)$$

위와 같은 계산의 결과는 표 7과 8에 정리하였다.

표 7과 8의 결과를 살펴보면 관측 결과와 모형의 결과가 아주 유사하게 나타나고 있음을 확인할 수 있으며, 이는 과우해를 정량화 하는 경우 포아송 과정이 효과적으로 이용될 수 있음을 나타낸다. 그러나 서론에서도 언급한 것처럼 이는 절단수준을 포아송 과정을 따르는 수준으로 결정한테서 나타난 당연한 결과이기도 하다.

표 7. 서울지점 연강수량에 대한 과우해의 평균 재현기간

Threshold	Mean-0.5stdv		Mean-0.75stdv		Mean-stdv	
	observed	Poisson	Observed	Poisson	Observed	Poisson
Avg. Return (years)	3.73	3.67	5.42	6.25	10.00	10.10

표 8. 서울지점 연강수량에 대한 과우해의 평균 지속기간

Threshold	Mean-0.5stdv		Mean-0.75stdv		Mean-stdv	
	Observed	Poisson	Observed	Poisson	Observed	Poisson
Avg. Duration (years)	1.38	1.79	1.08	1.39	1.14	1.21

6. 요약 및 결론

이해 알려진 바와 같이 포아송 과정을 이용하는 경우는 마코프 연쇄나 DARMA 모형을 이용하는 경우와 그 결과가 유사하지만, 가뭄의 다른 특성인 지속기간, 심도 등을 독립적으로 고려하여 모형을 확장하는데 용이하다는 장점이 있다. 본 연구에서는 이러한 가능성의 살펴보는 일련의 연구의 첫 번째 부분으로서 포아송 과정을 적용하여 가뭄의 재현기간 및 지속특성을 정량화해 보았다. 그 첫 번째 시도로서 본 연구에서는 연강수량 자료를 이용하였다. 대상 지점은 서울지점으로 하였고 1911년 이후의 자료를 이용하였다.

먼저 포아송 과정을 적용하기 위한 절단수준은 평균에서 표준편차의 75%를 뺀 수준 정도로 나타나나 평균에서 표준편차의 50%를 뺀 절단수준의 경우도 아주 근소한 차이로 기각됨을 나타내고 있어 (1% 유의수준에 대해서 채택) 최소의 절단수준은 대략 평균에서 표준편차의 50%를 뺀 정도가 될 것으로 판단되었다.

이러한 절단수준에 대해 관측치와 포아송 과정을 비교한 결과 상대적으로 과우해의 지속특성이 포아송 과정으로 잘 설명되는 것처럼 나타났다. 반면에 과우해의 재현특성은 포아송 과정과의 비교가 적절히 이루어지고 있지 못하며 이는 사용된 자료의 길이가 이를 충분히 반영할 정도가 아닌 때문으로 판단된다. 그러나, 포아송 과정을 적용하여 추정한 과우해의 평균 재현기간 및 지속기간은 관측치와 아주 유사한 값을 나타냄을 확인할 수 있었다. 이는 가뭄을 정량화 하는 경우 포아송 과정이 효과적으로 이용될 수 있음을 나타낸다.

참고 문헌

Alley, W.M. (1984). "The Palmer drought severity index: limitations and assumptions", *Journal of Climate and Applied Meteorology*, Vol. 23, pp. 1100-1109.

Ashkar, F. and Rousselle, J. (1987). "Partial Duration Series Modeling under the assumption of a Poissonian flood counts", *Journal of Hydrology*, Vol. 90, pp. 135-144.

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.

Chung, C. and Salas, H.D. (2000). "Drought oc-

currence probabilities and risks of dependent hydrologic processes", *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, Vol. 5, No. 3, 259-268.

Dracup, J.A., Lee, K.S., and Paulson Jr., E.G. (1980). "On the definition of droughts". *Water Resources Research*, Vol. 16, No. 2, 297-302.

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, 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, 308-316.

Parzen, E. (1962). *Stochastic Processes*, Holden-Day, U.S.A.

Palmer, W.C. (1965). *Meteorological Drought*. Research Paper No. 45, U.S. Weather Bureau, Washington, D.C.

Rodriguez-Iturbe, I. (1986). Scale fluctuation of rainfall models, *Water Resources Research*, Vol. 22, No. 9, pp. 155-375.

Rodriguez-Iturbe, I., Febres De Power, B., and Valdes, J. B. (1987). "Rectangular pulses point process model for rainfall: Analysis of empirical data", *Journal of Geophysical Research*, Vol. 92, No. D8, pp. 9645-9656.

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, 109-118.

Yevjevich, V. (1967). *An objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts*, Hydrology Papers No. 23, Colorado State University, Fort Collins, USA.

Wang, D.-C. and Salas, J.D. (1989). "Stochastic modeling and generation of droughts", *Hydrologic Engineering '89 Proceedings*, ASCE.

Wilhite, D.A., and M.H. Glantz (1985). "Understanding the drought phenomenon : The Role of definition", *Water International*, Vol. 10, pp. 111-120.

(논문번호:03-20/접수:2003.02.26/심사완료:2003.12.06)