

점 강우모형과 강우강도-지속기간-생기빈도 해석

A Point Rainfall Model and Rainfall Intensity-Duration-Frequency Analysis

유 철 상* / 김 남 원** / 정 광 식***
Yoo, Chulsang / Kim, Nam-Won / Jung, Kwangsik

Abstract

This study proposes a theoretical methodology for deriving a rainfall intensity-duration-frequency (I-D-F) curve using a simple rectangular pulses Poisson process model. As the I-D-F curve derived by considering the model structure is dependent on the rainfall model parameters estimated using the observed first and second order statistics, it becomes less sensitive to the unusual rainfall events than that derived using the annual maxima rainfall series. This study has been applied to the rainfall data at Seoul and Incheon stations to check its applicability by comparing the two I-D-F curves from the model and the data. The results obtained are as followed. (1) As the duration becomes longer, the overlap probability increases significantly. However, its contribution to the rainfall intensity decreases a little. (2) When considering the overlap of each rainfall event, especially for large duration and return period, we could see obvious increases of rainfall intensity. This result is normal as the rainfall intensity is calculated by considering both the overlap probability and return period. Also, the overlap effect for Seoul station is found much higher than that for Incheon station, which is mainly due to the different overlap probabilities calculated using different rainfall model parameter sets. (3) As the rectangular pulses Poisson processes model used in this study cannot consider the clustering characteristics of rainfall, the derived I-D-F curves show less rainfall intensities than those from the annual maxima series. However, overall pattern of both I-D-F curves are found very similar, and the difference is believed to be overcome by use of a rainfall model with the clustering consideration.

keywords : Point rainfall model, rectangular pulses Poisson process model, I-D-F curve

요 지

본 연구에서는 모형의 구조가 상대적으로 간단한 구형펄스모형을 이용하여 I-D-F 곡선을 유도할 수 있는 이론

- * 고려대학교 환경공학과 부교수
Associate Professor Dept. of Environmental Eng., Korea University. 208 Seochang, Jochiwon, Chooug-Nam, 339-800, Korea.
(E-mail: envchul@tiger.korea.ac.kr)
- ** 건설기술연구원 수자원환경연구부 수석연구원
(E-mail: nwkim@kict.re.kr)
- *** 고려대학교 환경공학과 대학원 석사과정
(E-mail: edjks@hanmail.net)

적 방법론을 제시하였다. 강우모형의 구조를 고려하여 유도되는 I-D-F 곡선은 관측 강우의 1차원 및 2차원 통계 특성을 이용하여 추정된 매개변수에 의해 그 형태가 결정되므로 년최대치계열을 이용하여 추정하는 I-D-F 곡선에 비해 비정상적인 강우사상에 상대적으로 덜 민감하게 된다. 본 연구는 서울 및 인천지점에 적용되었으며 이때 유도된 I-D-F 곡선은 년최대치계열을 이용하여 유도된 I-D-F 곡선과 비교함으로써 그 적용성을 판단해 보았다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다: (1) 지속기간이 길어짐에 따라 중첩확률은 아주 크게 증가한다. 그러나, 중첩에 따른 강우강도의 증가정도는 지속기간이 증가함에 따라 완만하게 감소하는 추세를 나타내고 있다. (2) 중첩을 고려하는 경우, 특히 지속기간 및 재현기간이 긴 경우에, 강우강도의 증가가 두드러짐을 확인할 수 있었다. 이는 강우강도의 계산 시 추정된 중첩확률과 재현기간을 함께 고려함으로써 생기는 당연한 결과이다. 아울러, 서울과 인천지점의 비교에서는 서울지점의 경우가 중첩의 효과가 더욱 크게 나타나고 있음을 확인할 수 있었으며, 이는 추정된 중첩확률의 차이, 보다 궁극적으로는 구형펄스모형의 매개변수의 차이로 설명될 수 있다. (3) 본 연구에서 사용한 구형펄스 모형은 강우의 군집특성을 고려하지 못함으로 유도된 I-D-F 곡선도 전체적으로 년최대치를 이용한 I-D-F 곡선에 비해 작은 강우강도를 나타내었다. 그러나 각 곡선의 전체적인 형태는 유사함을 확인할 수 있었으며 강우의 군집특성을 고려하는 강우모형을 사용할 경우 보다 나은 결과를 유도할 수 있을 것으로 판단된다.

핵심용어 : 점 강우모형, 구형펄스모형, I-D-F 곡선

1. 서 론

강우강도-지속기간-생기빈도곡선(Rainfall Intensity-Duration-Frequency Curve; I-D-F 곡선)은 수문설계 시 기준이 되는 중요한 정보를 제공한다. 이 관계곡선은 어떤 지역의 지속기간별 최대강우강도를 기록년 동안의 자료로부터 추출하여 시계열을 만든 후 통계학적 처리과정을 통해 얻게 된다(윤용남, 1998). 그러나 이러한 관계곡선은 첫째, 기록년만에 크게 의존되어 상대적으로 긴 재현기간을 사용하는 중요구조물의 설계 시 정도있는 강우강도의 추정이 어렵다는 점과, 둘째, 상대적으로 아주 크거나 아주 작은 강우기록이 전체적인 결과에 너무 큰 영향을 미치게 된다는 단점을 가지고 있다(안재현 등, 2000). 최근 지구온난화에 따른 이상 집중호우는 과거의 관측기록을 근거로 하는 경우 거의 가능최대홍수량에 접근하는 것으로 나타나 이러한 접근방법의 문제점을 여실히 나타내고 있다.

본 연구는 이러한 문제점을 해결한다는 시도로서 비정상적으로 크거나 작은 강우기록에 대해 상대적으로 덜 민감하며, 아울러 과거 20-30년 정도의 기록으로도 어느 정도 신뢰도가 있으며, 또한 일관성 있는 I-D-F 곡선을 추출하는 것을 목표로 한다. 이러한 연구의 목적을 위해 본 연구에서 시도하고자 하는 방법은 포아송과정(Poisson process)에 근거한 점강우모형을 이용하는 것으로, 주어진 모형의 구조에 근거하여 I-D-F 곡선을 추출할 수 있는 이론적 방법론을 개발하는 것이다. 궁극적으로는 점강우모형의 매개변수가 적절히 추정되

면 이 매개변수가 I-D-F 곡선을 결정하게 되는 형태를 취하게 된다. 이때, 모형의 매개변수는 관측된 강우의 1차원 및 2차원 통계특성을 이용하여 추정되므로 비정상적으로 크거나 작은 한 두개의 강우사상이 전체적인 강우특성에 상대적으로 작은 영향만을 미치게 되고, 따라서 그러한 강우사상을 직접 고려하여 I-D-F 곡선을 작성하는 경우보다 상대적으로 덜 민감한 안정적인 결과를 얻을 수 있다. 그러나 지구온난화 등으로 인해 전체적인 기후특성이 달라질 경우에는 전체적인 강우특성에 변화가 있게 되고, 따라서 이러한 경우에는 I-D-F 곡선의 상당한 변화도 예상할 수 있다. 반대로 지구온난화 시나리오에 따라 강우특성의 변화가 예측되면 본 연구에서의 방법론에 근거하여 I-D-F 곡선의 변화가 어떻게 변화할지를 예측할 수도 있다.

포아송과정에 근거한 강우모형은 강우의 발생을 포아송과정으로 모의하는 것을 기본으로 하는 모형이다. 예를 들면, Rodriguez-Iturbe 등(1984), Rodriguez-Iturbe 등(1987a; 1988), Entekhabi 등(1989), Islam 등(1990)이 대표적인 연구이며 이 모형들의 일반적인 구조는 강우의 발생은 포아송과정을 따르고, 강우강도와 지속기간은 일반적으로 지수분포를 따른다고 가정하는 것이다. 이러한 지수분포의 가정은 모형의 이론적 해석을 쉽게 한다는 장점 때문에 많이 채택되고 있다. 실제의 강우강도를 모의하는 데는 감마(gamma)분포가 가장 적절한 단일분포로 알려져 있으나 이 경우에는 모형의 2차원 통계특성의 유도와 같은 이론적 해석이 어려운 것으로 알려져 있다. 최근에는 강우강도를 두 개의 지수분포를 혼

합한 형태인 혼합지수분포(mixed exponential distribution)를 사용하여 나타내기도 한다(Wilks, 1998).

이와 같이 포아송과정에 근거한 강우모형은 강우의 군집특성을 나타내기 위해 보통 Bartlett-Lewis 과정이나 Neyman-Scott 과정 등을 이용한다(Rodriguez-Iturbe 등, 1987a; Rodriguez-Iturbe 등, 1988). 최근에는 이들의 문제점을 (예를 들면, 평균 무강우 지속 일수가 관측치에 비해 작게 나타나는 것과 같은) 개량한 형태인 Modified Neyman-Scott 과정 (Entekhabi 등, 1989)이나 Modified Bartlett-Lewis 과정 (Islam 등, 1990) 등이 이용되기도 한다. 포아송과정에 기초하며 이러한 강우의 특성을 반영한 모형들은 그 조합의 형태에 따라 구형펄스모형(Rectangular Pulse Model), Neyman-Scott 구형펄스모형(Neyman-Scott Rectangular Pulse Model), Bartlett-Lewis 구형펄스모형(Bartlett-Lewis Rectangular Pulse Model), 수정 Neyman-Scott 구형펄스모형 (Modified Neyman-Scott Rectangular Pulse Model), 수정 Bartlett-Lewis 구형펄스모형 (Modified Bartlett-Lewis Rectangular Pulse Model) 등으로 불리고 있다.

본 연구에서는 그 첫 번째 시도로 모형의 구조가 상대적으로 간단한 구형펄스모형 (Rodriguez-Iturbe 등, 1984)을 이용하여 서울 및 인천지점을 대상으로 I-D-F 곡선을 유도해 보고, 그 결과를 강우자료로부터 추출한 I-D-F 곡선과 비교함으로써 그 적용성을 판단해 보고자 한다. 본 연구에서 고려하는 구형펄스모형은 강우의 군집특성을 고려하지 못함으로 유도된 I-D-F 곡선은 년최대치계열을 이용하여 추정하는 I-D-F 곡선에 비해 상대적으로 작은 강우강도를 나타낼 것임을 예상할 수 있다.

2. 구형펄스모형 (Rectangular Pulse Poisson Process Model)

수문분야에서 흔히 구형펄스모형이라고 불리는 모형은 Eagleson(1972), Waymire와 Gupta(1981)과 Rodriguez-Iturbe 등(1984)의 연구에서 그 출처를 살펴볼 수 있다. 이 모형은 이후 군집특성을 추가로 고려하는 여러 모형들로(Rodriguez-Iturbe 등, 1987a; 1988; Entekhabi 등, 1989; Islam 등, 1990) 발전되어 왔으나 여전히 포아송과정을 기본으로 하는 점강우 모형의 전형을 이루고 있는 모형이다. 이 모형은 그 구조가 간단하고 매개변수가 적음으로 해서 여러 관련 연구에 많이 이용되고 있기도 하다(Diaz-Granados 등,

1984; Raines와 Valdes, 1993). 이 모형의 구조 및 특성을 살펴보면 다음과 같다.

구형펄스모형은 개개 강우사상 $\xi(t)$ 의 발생을 나타내는 과정 $N(t)$ 는 매개변수 λ 인 포아송과정을 따르고 각 강우사상의 발생시간 T_n 과 더불어 강우사상의 지속기간 $t_r^{(n)}$ 과 강도 $i_r^{(n)}$ 은 한 쌍으로서 $U_n = (t_r^{(n)}, i_r^{(n)})$ 으로 나타낸다. 따라서 U_n 은 시간 T_n 에 발생한 강우사상의 기본특성이 된다. 각 사상의 특성인 U_n 은 상호 독립적이며 동일하게 분포되어 있고(independent and identically distributed) 발생시간 T_n 과도 역시 독립적이다. 일반적으로 각 강우사상의 강도와 지속기간은 독립적인 무작위 변수로서 각각 지수확률밀도함수를 따른다고 가정한다.

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

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

따라서

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

여기서 $E[t_r] = 1/\eta$ 와 $E[i_r] = 1/\mu$ 는 각각 사상의 평균 지속기간과 평균강도를 나타낸다.

이러한 모형의 경우 평균강우강도는 다음과 같이 구해진다.

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

아울러 분산 및 상관함수는 다음과 같이 유도될 수 있다

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

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

식 (6)으로부터 이 모형의 상관함수가 강우사상의 지속기간 η^{-1} 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 필요 충분조건을 갖추고 있다. 정상과정(stationary process)이 되기 위한 조건은 다음과 같이 표현된다.

$$R(t_2 - t_1) = R(t_2 - t_3) R(t_3 - t_1) \quad (7)$$

여기서 $t_1 < t_2 < t_3$ 는 세 개의 임의의 시간이다. 현재까지의 상태에서 $\xi(t)$ 는 연속 매개변수 마코프 체인으로 볼 수 있다. 구형펄스모형의 이러한 마코프 의존 구조는 3개의 중요한 가정의 결과인데, 그 첫째가 사상의 도달시간이 포아송 과정을 따른다는 것, 둘째가 사상의 지속기간 t_i 가 상호독립이고 지수분포를 따른다는 것, 셋째가 $t_i^{(n)}$ 와 $i_i^{(n)}$ 이 서로 독립이라는 것이다.

그러나 실제 관측자료는 누가된 형태로 존재하므로 모형의 적용을 위해서는 즉, 매개변수를 추정하거나 주어진 시간축척에 대한 모형의 특성을 시험하기 위해서는 주어진 기간 T에 대해 다양한 시간간격의 누가강수 값이에 대한 고려가 필요하게 된다. 먼저 Y_i 를 다음과 같이 정의하자.

$$Y_i = \int_{(i-1)T}^{iT} \xi(s) ds, \quad i=1, 2, \dots \quad (8)$$

$\xi(t)$ 의 정상성 때문에 Y_i 도 U_n 과 마찬가지로 동일하게 분포됨을 알 수 있다. Y_i 의 평균, 분산 및 공분산은 다음과 같다.

$$E[Y] = T\lambda/\mu\eta \quad (9)$$

$$\text{Var}[Y] = \frac{4\lambda}{\eta^3\mu^2}(\eta T - 1 + e^{-\eta T}) \quad (10)$$

$$\text{Cov}[Y_1, Y_k] = \frac{2\lambda}{\eta^3\mu^2}(1 - e^{-\eta T})^2 e^{-\eta(k-2)T}, \quad k \geq 2 \quad (11)$$

여기서 Y_i 의 상관구조가 η 와 T에만 의존된다는데 주목할 필요가 있다.

구형펄스모형의 매개변수 λ , μ , η 의 추정식은 (9) - (11)을 이용하여 수행될 수 있다. 일반적으로 모형의 매개변수는 관측 자료의 평균, 분산 및 lag-1 상관계수가 보전되도록 추정된다.

3. 강우 강도-지속기간-빈도 해석 (Intensity-Duration-Frequency Analysis)

이 장에서는 구형펄스모형을 이용한 I-D-F 해석과정을 설명한다. 구형펄스모형은 그 특성상 개개 강우사상이 어떤 확률을 가지고 중첩되게 되며 만일 중첩이 전혀 발생하지 않는다면 추정되는 I-D-F 곡선은 지수분포를 이용한 I-D-F 해석 결과와 유사한 형태를 갖

게 된다. 본 연구에서는 독자의 이해를 돕기 위해 먼저 개개 강우사상이 중첩되지 않는 경우를 살펴보고 그 다음에 중첩이 고려되는 경우로 확장해 보고자 한다.

3.1 중첩이 고려되지 않는 경우

(1) 지속기간의 고려

I-D-F 해석에서 지속기간에 대한 고려는 다음의 두 가지로 나누어 생각할 수 있다. 먼저, 관측강우의 평균 지속기간 $(1/\eta)$ 이 D보다 긴 경우 ($D < E[D_\lambda]$)에는 다음의 관계가 성립한다.

$$E[I_D] = E[I_\lambda] \cdot D \quad (12)$$

여기서, $E[I_D]$ 는 지속기간 D를 고려한 강우강도를 나타내고 $E[I_\lambda]$ 는 모형에 의해 구현되는 개개 강우사상의 강도의 기대치를 나타낸다.

만일, 관측강우의 평균지속기간 $(1/\eta)$ 이 D보다 짧은 경우 ($D > E[D_\lambda]$)에는 다음의 관계가 성립한다.

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

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

(2) 재현기간(빈도)의 고려

재현기간 T의 고려는 강우강도를 결정하는 확률분포(여기서는 매개변수를 μ 로 하는 지수분포)로부터 재현기간을 고려하여 구하게된다. 즉, 지속기간이 D, 재현기간이 T인 강우강도는 $D > E[D_\lambda]$ 인 경우에 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[I_D]_T = E[I_\lambda]_T \cdot D \cdot \left[\frac{F(d \leq E[D_\lambda])}{F(d \leq D)} \right] \quad (14)$$

여기서, $E[X]_T$ 는 재현기간이 T에 해당하는, 즉 $P\{x \leq X\} = 1 - 1/(T+1)$ 인 X의 기대값을 나타낸다. 아울러 $D < E[D_\lambda]$ 인 경우에는 다음과 같이 간단히 나타낼 수 있다.

$$E[I_D]_T = E[I_\lambda]_T \cdot D \quad (15)$$

본 연구에서 사용하는 구형펄스모형의 경우 강우강

도는 지수분포를 따르는 것으로 가정하므로 재현기간 T에 따른 강우 강도는 지수분포로부터 다음과 같이 유도될 수 있다.

$$E[I_{\lambda}]_T = -\frac{\ln(1-F)}{\mu} \quad (16)$$

이때, $F=1-1/(T+1)$ 이다. 아울러, 지속기간 D를 고려하여 강우강도를 보정하는데 필요한 함수 $F(d \leq D)$ 및 $F(d \leq E[D_{\lambda}])$ 도 역시 구형필스모형이 지수분포를 가정하므로 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$F(d \leq D) = 1 - e^{-\nu D} \quad (17)$$

$$F(d \leq E[D_{\lambda}]) = 1 - e^{-\nu E[D_{\lambda}]} = 1 - e^{-1} = 0.632 \quad (18)$$

3.2 중첩을 고려하는 경우

(1) 중첩확률 p_0 의 결정

중첩확률은 개별강수사상의 평균지속기간 및 개별강수사상의 평균발생간격의 함수로 나타낼 수 있다. 즉,

$$p_0 = \text{prob}[E[D_{\lambda}] \geq \frac{T}{\lambda T}] \quad (19)$$

따라서, 구형필스모형의 경우에 p_0 는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$p_0 = \int_{\frac{1}{\lambda}}^{\infty} f(t) dt = e^{-\frac{1}{\lambda}} \quad (20)$$

주어진 재현기간이 T인 경우 중첩이 될 수 있는 개별호우사상의 기대값은 $p_0 T$ 가 된다. 여기서 주의하여야 할 것은 위의 계산에서 T가 시간의 단위로 고려된다는 점이다. 이는 연속적인 강우과정을 고려하면 쉽게 이해될 수 있다.

(2) 중첩에 따른 강우강도의 증가 정도

중첩이 발생하는 경우에 강우강도는 증가하나 그 정도 α 는 개별강수사상의 평균지속기간 $E[D_{\lambda}]$ 와 설계에 고려되는 지속기간 D에 영향을 받는다. α 는 $D > E[D_{\lambda}]$ 의 경우에 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\alpha = \frac{F(d \leq E[D_{\lambda}])}{F(d \leq D)} \quad (21)$$

식 (17) 및 (18)을 고려하면 $\alpha = 0.632 / (1 - e^{-\nu D})$ 이다. 아울러, $D < E[D_{\lambda}]$ 인 경우 α 값은 1이 된다.

따라서 재현기간 T, 지속기간이 D에 해당하는 강우강도는 $D > E[D_{\lambda}]$ 인 경우에 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[I_D]_T = E[I_{\lambda}]_T \cdot D \cdot \left[\frac{F(d \leq E[D_{\lambda}])}{F(d \leq D)} \right] \cdot [\alpha p_0 T + 1] \quad (22)$$

아울러 $D < E[D_{\lambda}]$ 인 경우는 다음과 같다.

$$E[I_D]_T = E[I_{\lambda}]_T \cdot D \cdot [p_0 T + 1] \quad (23)$$

4. 적용 예

4.1 강우자료 특성

본 연구에서는 한강하류에 위치한 기상청 산하의 서울 및 인천지점 우량관측소 자료를 이용하여 본 연구의 결과를 평가하였다. 각 지점의 시 우량 자료 보유기간은 대략 40년 정도이며(1961년 6월 1일~2000년 5월 31일), 특히 건기에는 결측자료가 많으나 우기의 경우는 자료가 대체로 양호하므로 본 연구에서도 우기인 6-9월의 자료를 이용하였다.

관측자료를 이용한 빈도해석을 위하여 매년의 최대치로 구성된 년최대치계열(Annual Maximum Series)을 지속시간별로 작성하였으며, 초과확률은 Weibull공

표 1. 지속시간별 년최대치계열의 통계특성

지속시간 (hr)	서울			인천		
	평균 (mm)	분산 (mm ²)	1차 상관계수	평균 (mm)	분산 (mm ²)	1차 상관계수
1	43.40	338.73	0.08	39.03	191.47	-0.05
6	110.89	1765.48	0.00	100.46	2104.42	-0.17
12	138.66	2929.48	-0.11	126.00	4157.53	-0.22
24	166.56	7173.40	-0.14	148.97	6777.68	-0.24

표 2. 관측자료의 통계특성

지속 시간 (hr)	서울				인천			
	평균 (mm)	분산 (mm ²)	1차 상관계수	2차 상관계수	평균 (mm)	분산 (mm ²)	1차 상관계수	2차 상관계수
1	0.3262	4.0242	0.5434	0.3363	0.2691	3.0561	0.5412	0.3295
6	1.9571	68.3526	0.3390	0.1261	1.6146	52.2142	0.3522	0.1270
12	3.9142	186.7920	0.2332	0.0509	3.2293	146.0323	0.2272	0.0483
24	7.8284	455.6035	0.1414	0.0335	6.4585	353.4306	0.1441	0.0342

표 3. 추정된 구형펄스모형의 매개변수

지속 시간 (hr)	서울			인천		
	$E[i_r] = 1/\mu$ (mm/hr)	$E[t_r] = 1/\eta$ (hour)	STORMS/4MONTH	$E[i_r] = 1/\mu$ (mm/hr)	$E[t_r] = 1/\eta$ (hour)	STORMS/4MONTH
1	8.3816	1.0011	113.8	7.7311	0.9939	102.5
6	5.0487	3.0996	61.0	4.5810	3.2392	53.1
12	4.2270	4.2201	53.5	4.0646	4.1178	47.1
24	3.4626	5.4047	51.0	3.2175	5.4936	44.6

표 4. 추정된 매개변수에 대한 구형펄스모형의 통계특성

지속 시간 (hr)	서울				인천			
	평균 (mm)	분산 (mm ²)	1차 상관계수	2차 상관계수	평균 (mm)	분산 (mm ²)	1차 상관계수	2차 상관계수
1	0.3262	4.0242	0.54340	0.20011	0.2691	3.0561	0.54122	0.19788
6	1.9571	68.3526	0.33896	0.04892	1.6146	52.2142	0.35219	0.05525
12	3.9142	186.7920	0.23319	0.01358	3.2293	146.0323	0.22720	0.01233
24	7.8284	455.6035	0.14143	0.00167	6.4585	353.4306	0.14415	0.00183

식을 사용하였다. 표 1은 각 지속시간에 따라 작성된 년최대치계열의 평균, 분산 및 1차 상관계수를 나타내고 있다. 표 1에서 살펴볼 수 있듯이 지속시간의 증가에 따라 평균과 분산은 증가하며, 1차 상관계수는 대체로 유의수준이하로 평가할 수 있다.

4.2 구형펄스모형의 매개변수 추정

구형펄스모형의 매개변수 추정은 앞에서 언급한 것과 같이 모형으로부터 유도된 통계특성과 관측된 강우의 통계특성을 비교함으로써 수행될 수 있다. 본 연구에서는 모형의 매개변수 추정에 6 - 9월의 우기자료만을 이용하였다(김남원, 1998). 이는 건기의 경우 결측

된 자료가 많을뿐더러 우리나라의 경우 주요 호우사상은 대체로 우기인 6-9월에 분포되기 때문이다.

아울러, 우리나라와 같이 강수의 계절성이 뚜렷한 경우는 년 단위의 강수특성을 이용하여 모형의 매개변수를 추정하는 것은 무리가 있다. 이런 측면에서 보면 우기인 6-9월 사이에도 강수특성이 달라 그 평균적인 특성을 이용하여 모형의 매개변수를 추정하는 것도 무리라고 판단할 수는 있으나, 월별로 각각 매개변수를 추정할 경우는 각 월별로 추정된 I-D-F 곡선을 해석하는데 어려움이 있으므로 본 연구에서는 우기인 6-9월의 평균적인 강수특성을 모형의 매개변수 추정에 이용하였다.

표 5. 중첩확률 P_0 및 중첩에 의한 강우강도의 증가정도 α

지속기간 (hr)	서울		인천	
	P_0	α	P_0	α
1	0.689E-11	1.000	0.330E-12	0.996
6	0.188E-06	0.739	0.405E-07	0.750
12	0.233E-05	0.671	0.278E-06	0.668
24	0.244E-04	0.640	0.646E-05	0.640

모형의 매개변수 추정에 이용된 서울 및 인천지점의 6-9월 강수특성은 표 2와 같다. 표에서의 통계특성은 각각 1시간, 6시간, 12시간 및 24시간 단위로 나타난 자료의 통계특성을 의미한다. 이러한 관측 강수의 통계특성치를 이용하여 추정된 매개변수는 표 3과 같으며, 추정된 매개변수를 사용하는 경우 모형의 통계특성은 표 4에 정리하였다. 표 2와 4의 비교를 통해 살펴볼 수 있듯이 모형의 매개변수 추정은 대체로 적절하다고 판단된다. 그러나, 모형의 2차 상관계수가 관측치보다 훨씬 작은 값을 나타내는 것으로 확인되었으며, 이는 강우의 군집특성을 고려 못하는 모형의 한계로 이해된다.

4.3 구형필스모형을 이용한 I-D-F 해석

구형필스모형을 이용하여 I-D-F 해석을 실시하기 위해서는 먼저 중첩확률 P_0 와 중첩에 의해 증가되는 강우강도의 증가정도 α 를 구해야 한다. 지속기간 1, 6, 12, 24시간에 대한 중첩확률 및 강우강도의 증가정도는 서울 및 인천 지점에 대해 각각 표 5와 같이 계산된다. 먼저, 지속기간에 따른 중첩확률의 변화를 살펴보면 지속기간이 길어짐에 따라 중첩확률은 아주 크게 증가함을 파악할 수 있다. 그러나, 반대로 중첩에 따른 강우강

도의 증가정도는 지속기간이 증가함에 따라 완만하게 감소하는 추세를 나타내고 있다. 이러한 결과는 물리적으로도 타당한 것으로 지속기간이 길어짐에 따라 개개 강우사상이 중첩될 가능성은 커지나, 그 중첩이 완벽하게 이루어 질 가능성은 오히려 작아짐을 나타낸다.

이렇게 계산된 중첩확률 및 강우강도의 증가정도는 모두 추정된 구형필스모형의 매개변수에 영향을 받는다. 특히, 상대적으로 작은 매개변수의 차이가 (대체로 10% 정도; 표 3 참조) 큰 중첩확률의 차이로 나타나는 것에 주목할만하다. 계산 결과 서울 및 인천지점의 중첩확률은 그 절대값이 작기는 하나 약 5배까지의 차이를 주는 것으로 나타나고 있다. 이러한 차이는 구형필스모형을 이용한 I-D-F 해석 결과에도 큰 영향을 미치게 된다.

표 6은 구형필스모형을 이용한 I-D-F 해석 결과를 중첩을 고려한 경우와 중첩을 고려하지 않은 경우로 나누어 비교한 것이다. 앞서서도 언급한 바와 같이 중첩을 고려하는 경우, 특히 지속기간과 재현기간이 긴 경우에 강우강도의 증가가 두드러짐을 확인할 수 있다. 이는 강우강도의 계산 시 추정된 중첩확률과 재현기간을 함께 고려함으로써 생기는 당연한 결과이다. 아울러,

표 6. 구형필스모형을 이용한 I-D-F 해석결과에 대한 중첩의 영향 (계산된 강우강도는 각각 중첩을 고려하지 않은 경우와 중첩을 고려한 경우를 나타냄)

재현기간 (year)	서울				인천			
	지속기간(hour)				지속기간(hour)			
	1	6	12	24	1	6	12	24
2	9.2/9.2	24.5/24.6	37.4/37.8	58.4/63.7	8.5/8.5	22.6/22.6	35.8/35.9	54.3/55.6
5	15.0/15.0	40.1/40.2	61.0/62.4	95.2/116.9	13.8/13.8	36.9/37.0	58.4/58.6	88.6/93.9
10	20.1/20.1	53.6/53.8	81.6/85.4	127.5/185.6	18.5/18.5	49.4/49.5	78.2/78.6	118.5/132.9
20	25.5/25.5	68.1/68.8	103.6/113.2	161.8/309.5	23.4/23.4	62.7/62.9	99.2/100.3	150.5/187.0
40	31.1/31.1	83.1/84.5	126.4/149.6	197.4/557.6	28.6/28.6	76.5/76.8	121.1/123.7	183.6/272.5

서울과 인천지점의 비교에서는 서울지점의 경우가 중첩의 효과가 더욱 크게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 이는 앞서 설명한 중첩확률의 차이로 설명될 수 있다.

그림 1과 2는 구형펄스모형을 이용하여 서울 및 인천지점에 대해 각각 I-D-F 곡선을 유도하고 이를 관측된 년최대치계열과 비교하여 나타낸 것이다. 표 6에서 이미 살펴본 바와 같이 중첩을 고려하지 않은 경우의 I-D-F 곡선은 중첩을 고려한 경우에 비해 일관적으로 작은 강우강도를 나타내고 있고 그 정도는 지속기간이 길수록 아울러 재현기간이 길수록 크게 나타나고 있다. 서론에서도 언급한 바와 같이 구형펄스 모형은 강우의 군집특성을 고려하지 못함으로 유도된 I-D-F 곡선도 전체적으로 년최대치를 이용한 I-D-F 곡선에

비해 작은 강우강도를 나타냈은 당연하다고 할 수 있다. 이상과 같은 강우모형의 응용 예에서의 결과의 차이 만으로도 점 강우의 여러 특성을 적절히 고려할 수 있는 강우모형의 중요성을 확인할 수 있다. 또한, 본 연구에서와 같은 점 강우모형을 이용한 I-D-F 해석은 이미 Rodriguez-Iturbe 등(1987b)의 연구에서 유사한 예를 찾아볼 수 있다. 그러나, Rodriguez-Iturbe 등(1987b)의 연구에서는 강우모형을 이용하여 강우자료를 모의하고, 모의된 자료를 이용하여 I-D-F 곡선을 유도하였으나 본 연구에서는 모의를 통해서가 아닌 이론적인 과정을 통해 I-D-F 곡선을 유도했다는 것이 다른 점이다. 두 경우 모두 I-D-F 곡선의 특성은 유사한 것으로 파악되었다.

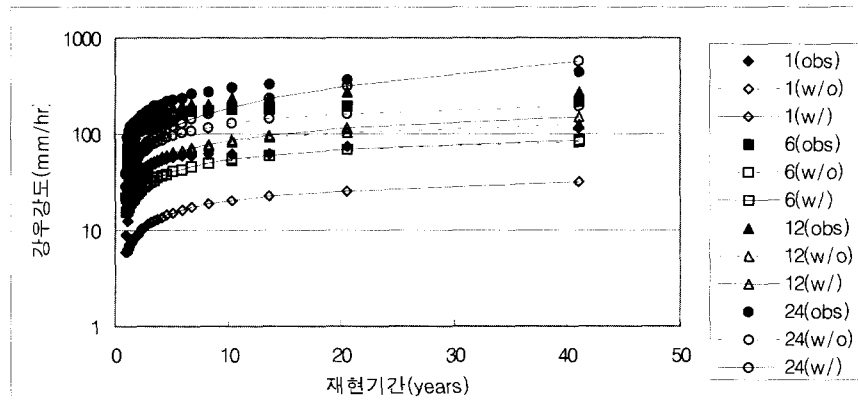


그림 1. 구형펄스모형을 이용한 I-D-F 해석 결과 (서울지점). 그림에서 obs는 관측치를, w/o는 중첩을 고려하지 않는 경우를, w/는 중첩을 고려한 경우를 나타낸다.

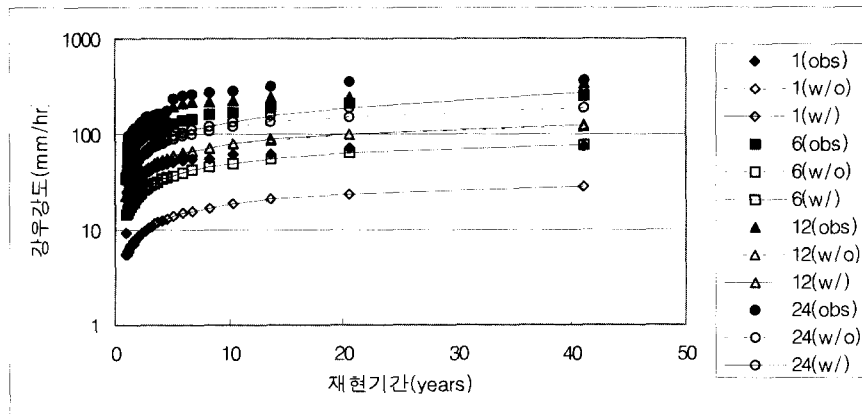


그림 2. 구형펄스모형을 이용한 I-D-F 해석 결과 (인천지점)

5. 결 론

본 연구에서는 모형의 구조가 상대적으로 간단한 구형펄스모형을 이용하여 I-D-F 곡선을 유도할 수 있는 이론적 방법론을 제시하였다. 이러한 연구는 관측자료를 이용한 I-D-F 곡선이 자료기간 뿐만 아니라 비정상적으로 크거나 작은 강우기록에 대해 매우 민감하다는 단점을 보완하고자 하는 시도로 이루어 졌으며, 구형펄스모형을 이용하여 유도되는 I-D-F 곡선은 이러한 단점을 어느 정도 해결할 수 있는 것으로 판단할 수 있었다. 즉, 모형의 매개변수가 관측된 강우의 1차원 및 2차원 통계특성을 이용하여 추정되므로 비정상적으로 크거나 작은 소수의 강우사상은 전체적인 강우특성에 큰 영향을 미치지 못하며, 따라서 추정된 매개변수를 이용하여 유도되는 I-D-F 곡선도 년최대치계열을 이용하여 추정하는 I-D-F 곡선에 비해 상대적으로 덜 민감하게 되는 것이다. 본 연구는 서울 및 인천지점에 적용되었으며 이때 유도된 I-D-F 곡선은 년최대치계열을 이용하여 유도된 I-D-F 곡선과 비교함으로써 그 적용성을 판단해 보았다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

1. 지속기간이 길어짐에 따라 중첩확률은 아주 크게 증가한다. 그러나, 중첩에 따른 강우강도의 증가 정도는 지속기간이 증가함에 따라 완만하게 감소하는 추세를 나타내고 있다. 이러한 결과는 물리적으로도 타당한 것으로 지속기간이 길어짐에 따라 개개 강우사상이 중첩될 가능성은 커지나, 그 중첩이 완벽하게 이루어 질 가능성은 오히려 작아짐을 나타낸다.
2. 중첩을 고려하는 경우, 특히 지속기간 및 재현기간이 긴 경우에, 강우강도의 증가가 두드러짐을 확인할 수 있었다. 이는 강우강도의 계산 시 추정된 중첩확률과 재현기간을 함께 고려함으로써 생기는 당연한 결과이다.
3. 본 연구에서 사용한 구형펄스 모형은 강우의 군집특성을 고려하지 못함으로 유도된 I-D-F 곡선도 전체적으로 년 최대치를 이용한 I-D-F 곡선에 비해 작은 강우강도를 나타내었다. 그러나 각 곡선의 전체적인 형태는 유사함을 확인할 수 있었으며 강우의 군집특성을 고려하는 강우모형을 사용할 경우 보다 나은 결과를 유도할 수 있을 것으로 판단된다.

이러한 연구는 단순히 I-D-F 곡선을 유도하여 설계

에 이용한다는 목적보다는 그 유도과정을 통해 강수를 보다 적절히 정량화하고, 모형화하며 아울러 강수자료에 나타나 있는 기후변화 등의 영향을 간접적으로 파악하는데 보다 장점이 있어 보인다. 특히, 본 연구에서 사용한 구형펄스모형은 그 자체의 단점으로 인해 년최대치계열을 이용한 I-D-F 곡선과의 직접 비교는 어려우며, 단지 이상기상의 상대적인 평가에 적절히 이용될 수 있으리라 판단된다. 예를 들어, 어떤 지점에 가능최대강수량(Probable Maximum Precipitation; PMP)에 가까운 강수 사상이 발생했다고 할 경우, 본 연구에서 유도된 I-D-F 곡선의 변화는 이 강수 사상 자체보다는 전체적인 강수 과정의 변화에 보다 크게 영향을 받을 것이나, 연최대치계열을 이용하여 유도되는 I-D-F 곡선에는 이 강수 사상의 크기만이 직접 고려되는 결과의 차이를 나타낼 것이다. 즉, 하나의 특이한 사상만을 고려하느냐 아니면 전체적인 강수과정의 변화를 고려하느냐의 차이인 셈이다.

6. 참고문헌

- 김남원 (1998). 강우의 시·공간 분포특성: 점 강우모형 매개변수 추정, 한국건설기술연구원.
- 안재현 김태웅, 유철상, 윤용남 (2000). "자료기간 증가에 따른 확률강우량의 거동특성 분석." 한국수자원학회논문집, 제 33권 제5호, pp. 569-580.
- 윤용남 (1998). 공업수문학. 청문각.
- 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.
- Diaz-Granados, M. A., Valdes, J. B., and Bras, R. L. (1984). "A physically based flood frequency distribution." *Water Resources Research*, Vol. 20, No. 7, pp. 995-1002.
- 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.
- 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., and Waymire, E. (1984). "Scale consideration 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. (1987a). "Some models for rainfall based on stochastic point processes." *Proceedings of the Royal Society of London*, Vol. A410, pp. 269-288.
- Rodriguez-Iturbe, I., Febres De Power, B., and Valdes, J. B. (1987b). "Rectangular pulses point process model for rainfall: Analysis of empirical data", *Journal of Geophysical Research*, Vol. 92, No. D8, pp. 9645-9656.
- 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.
- Waymire, E., and Gupta, V.K. (1981). "The mathematical structure of rainfall representation 1. A review of the stochastic rainfall models." *Water Resources Research*, Vol. 17, No. 5, pp. 1261-1272.
- Wilks, D.S. (1998). "Multisite generalization of a daily stochastic precipitation generation model." *Journal of Hydrology*, Vol. 210, pp. 178-191.

(논문번호:01-010/접수:2001.02.02/심사완료:2001.09.14)