

제한적 강우-지속기간 자료를 이용한 실용적 IDF 관계식의 유도

A Practical Approach Determining an IDF formula with Limited Rainfall-Duration Data Availability

성 기 원*

Seong, Kee Won

Abstract

In order to aid the derivation of the IDF relationship for a station with insufficient duration-rainfall data, an approach to derive a simple and practical IDF formula is presented. The IDF formula is described simply by the term of the two parameters and a design frequency. The model parameters were estimated from a statistical technique based on the normal distribution of transformed rainfall intensities. In order to give the transformed data, both the Kruskal-Wallis statistic and the Manly transformation of duration-rainfall data were adopted. With the methods, the proposed IDF formula becomes a simpler model that compares well with conventional form. In addition, it allows avoiding an exceptional condition of the higher rainfall intensity for longer duration. The performance of the proposed formula was evaluated by using the limited rainfall data for short duration from two gauge stations. The result showed that the IDF formula developed in this work was an effective tool, providing a reliable relationship between the intensity and duration even though insufficient data are only available.

keywords : Intensity-duration-frequency (IDF), Manly transformation, normal distribution

요 지

지속기간별 강우자료의 보유연한이 충분하지 않은 지역에도 실용적인 적용이 가능한 IDF 관계식을 유도하였다. 이 관계식은 두개의 모형변수와 재현기간으로 구성된 근사식으로서, 지속기간별 강우자료를 통합하고 정규화 하는 변환과정을 통하여 통계적으로 유도되었다. 강우자료의 변환을 위하여 Kruskal-Wallis 통계량과 Manly 변환을 적용하였는데 이 결과 해석적으로 간단한 형식의 IDF 관계식을 얻을 수 있었다. 특히 보유 자료의 수가 제한된 경우 주로 발생하는 짧은 지속기간의 강우강도가 긴 지속기간의 강우강도에 비하여 작아지는 이상 현상을 완화할 수 있는 특징을 보여주었다. 실무적으로 혼란을 주고 있는 산청과 영천의 강우자료에서 발생하는 이상 현상을 처리하기 위하여 제안된 방법론을 적용한 결과 만족스러운 결과를 보여주었다.

핵심용어 : 강우강도-지속기간-발생빈도관계, Manly 변환, 정규분포

* 건국대학교 공과대학 토목공학과 부교수

Associate Professor, Dept. of Civil Engr., Konkuk University, 1, Hwayang-dong, Gwangjin-gu, Seoul 143-701, Korea

(e-mail: kwseong@konkuk.ac.kr)

1. 서론 및 연구배경

강우강도-지속기간-발생빈도 (IDF) 관계는 수공 시설물의 설계 계획 및 해석에 요구되는 필수자료 가운데 하나이다. 이 IDF 관계는 지속시간별 최대 가능 우량의 통계적 결정치를 지역별 특성에 적합하게 나타낸 식이나 그래프로서 이러한 IDF 관계를 유도하는데 있어서 충분하고 정확한 강우자료의 적용은 신뢰성을 높이는 가장 중요한 인자이다. 그렇지만 강우자료의 보유 년수의 불충분, 강우지속기간별 자료 보유수의 불일치 그리고 자료 결측 등은 강우의 확률분포선정에 있어서 불확실성을 발생시키는 문제로서 이로부터 야기되는 실무적으로 가장 심각한 문제는 동일한 발생빈도에 대한 짧은 지속기간의 강우강도가 상대적으로 긴 지속기간의 강우강도보다 유의성 있게 작아지는 역전현상이다(이희창, 성기원, 2003). 본 연구에서는 IDF 관계식의 선정에 있어서 이러한 역전현상을 완화하거나 제거할 수 있는 통계적 기법을 제시하고 아울러 IDF가 일반화된 공식화가 가능하도록 유도하고자한다.

IDF 관계에 대한 통계학 배경의 일반화 공식을 적용한 연구사례를 살펴보면 기존의 전통적인 경험적 공식을 적용하는 대신 이원환 등(1993)의 연구에서 한국의 대표확률강우강도식과 확률강우강도의 일반화 공식 등이 연구되면서 지역 분석적 연구에 있어서 한층 유리하다고 판단되는 통합화된 IDF 관계식이 제시된 바 있다. 그리고 허준행 등(1999)은 선형계획법을 적용하여 IDF의 최적화된 확률분포 형태를 결정하는 방안을 제안하였으며 건설교통부(2000)는 한국의 주요지점의 IDF 관계 자료를 집대성한 바 있다. 이희창, 성기원(2003)은 Box-Cox 변환을 이용하여 IDF 곡선을 평활화 하는 기법을 보여주었고 김태순 등(2007)은 허준행 등(1999)의 IDF 관계의 역전현상을 지적하고 강우의 확률분포를 유전자알고리즘으로 해결하는 방법을 고안한 바 있다. 해외 연구로서 Loganathan and Parkin(1992)은 IDF 관계를 이변수정규분포로 표현하는 방법을 제시하고 이를 위하여 Box-Cox 변환을 적용한 바 있으며 Koutsoyiannis *et al.*(1998)은 Kruskal-Wallis 통계량을 이용하여 강우의 통합형 확률모형의 기본적 이론을 제시한 바 있다. 또한 Mohymont *et al.*(2004) 그리고 Amin and Shaaban(2004)은 Koutsoyiannis *et al.*(1998)의 연구방법을 적용하여 지역성이 반영된 GEV 분포형태의 IDF 곡선을 제시한 바 있다.

2. IDF 관계식 이론유도

2.1 IDF 관계의 구성

본 연구에서는 지속기간별 강우기록 자료를 통합하고 통계학적으로 처리하여 형태적으로 일관성 있는 IDF를 표현할 수 있도록 하고자 한다. 이를 위하여 Koutsoyiannis *et al.*(1998)이 제시한 방법론을 이용하였다. 이들의 연구에 의하면 년 최대 강우량의 시계열 분석을 통하여 IDF 관계를 나타내는 일종의 통합식을 Eq. (1)과 같이 나타낼 수 있다고 하였다.

$$i_{T,d} = \frac{a(T)}{(d+\theta)^\eta} \quad (1)$$

여기서 $i_{T,d}$ 는 재현기간 T(단위: 년)와 지속기간 d(단위: 시간)에 대한 강우강도(단위: mm/hr)를 나타낸다. $a(T)$ 는 재현기간을 모수로 하는 확률밀도함수이며 분모인 $(d+\theta)^\eta$ 는 지속기간에 따라 $a(T)$ 값을 조절하는 규모 (scaling) 함수로서 지속기간 그리고 θ 와 η 의 두개의 변수로 이루어지고 있다. Eq. (1)로 표현되는 IDF 관계를 도출하기 위해서는 모든 강우자료를 지속기간별로 적절하게 분류하는 기호적 정의가 필요하다. 즉, 어느 강우관측 지점에서 기록되는 강우의 지속기간이 p개로 구분된다고 할 때 이를 $d_k, k=1, \dots, p$ 로 나타내며 각 지속기간 d_k 의 강우강도는 확률변수 I_k 로 나타낼 수 있다고 정의하도록 한다. 그런데 Koutsoyiannis *et al.*(1998)은 확률변수 I_k 를 지속기간과 결합한 새로운 확률변수 Z 를 Eq. (2)와 같이 정의하여 지속기간별 자료의 통합화를 제시한 바 있다.

$$Z_k = I_k(d_k + \theta)^\eta, k=1, \dots, p \quad (2)$$

이 결과 Eq. (2)으로부터 Eq. (1)의 $a(T)$ 는 확률변수 Z 의 $(1-1/T)$ 분위수가 되며 따라서 Eq. (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$a(T) = F_Z^{-1}\left(1 - \frac{1}{T}\right) \quad (3)$$

여기서 F_Z^{-1} 는 확률변수 Z 의 분포함수에 대한 역함수이다. 통합 IDF 관계식인 Eq. (1)을 결정하기 위해서는 θ 와 η 가 추정되어야 하며 $a(T)$ 가 선택되어야 한다. 본 연구에서는 θ 와 η 의 추정을 위해서 Koutsoyiannis *et al.*(1998)이 제안한 Kruskal-Wallis 통계량을 최소화하

는 방법을 적용하였으며 $a(T)$ 의 결정을 위해서 자료를 정규분포에 따르도록 하는 기법을 적용하여 $a(T)$ 가 표준정규 확률밀도누적함수의 역함수가 될 수 있도록 유도하였다.

2.2 매개변수 θ 와 η 추정

임의의 지속기간별 $Z_k, k=1, \dots, p$ 가 공통된 모수의 확률분포함수 $a(T)$ 를 따르도록 하는 θ 와 η 를 추정하였다. 이 결과 지속기간별 Z_k 의 개별 강우강도 자료는 지속기간과 상관없이 단일한 확률분포의 실현값으로 간주될 수 있다. 이 계산을 위하여 다음과 같은 정의가 필요하다. 지속기간 k 그룹에 속하는 강우강도의 자료개수가 n_k 라 할 때 이를 전체자료에 일반화 하면 강우강도는 $i_{kl}, l=1, \dots, n_k$ 로 나타낼 수 있으며 이를 다시 Eq. (2)의 변환에 적용하면 $z_{kl} = i_{kl}(d_k + \theta)^\eta$ 로 나타낼 수 있다. 그리고 각 지속기간 그룹에서 Z_k 을 내림차순으로 정리하고 이를 r_{kl} 라 한다. 정리된 자료 r_{kl} 을 이용하여 Kruskal-Wallis 통계량을 계산하게 되는데 이를 처리하기 위하여 Helsel and Hirsch(1992)가 제시한 Kruskal-Wallis 통계량의 대수적 근사치를 이용하였으며 이는 Eq. (4)와 같다.

$$KW = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{k=1}^p n_k \left(\frac{\sum_{l=1}^{n_k} r_{kl}}{n_k} - \frac{N+1}{2} \right)^2 \quad (4)$$

여기서 N 은 강우강도 자료의 총 개수이다. θ 와 η 를 추정하기 위해서는 Eq. (4)의 통계량 KW 를 최소화하여야 하여야 하는데 본 연구에서는 상업용 프로그램 (MATLAB)의 비선형최적화기능을 통하여 이 과정을 처리하였다. 추정된 θ 와 η 를 Eq. (2)에 적용하면 원래의 지속기간별 강우강도 자료는 단일한 자료공간의 변환된 실현값으로 변환되는데 이를 Eq. (5)와 같은 통합되어 단일화된 변수로 나타낼 수 있다.

$$x_m, m = 1, \dots, N \equiv Z_k, k = 1, \dots, p \quad (5)$$

여기서 x_m 은 단일화된 전체자료이다. 이에 따라 지속기간별로 구분되어 처리되는 빈도분석 대신에 전체자료를 대상으로 단일한 확률밀도함수를 적용하여 빈도분석을 시행할 수 있게 된다. 이 빈도분석은 Eqs. (1) and (3)에 나타난 확률밀도함수 $a(T)$ 를 통하여 수행되는데 이 함수는 수문학적 빈도분석에 이용되는 함수가 주로 이

용되어왔다. 예를 들어 Koutsoyiannis et al.(1998)은 Gumbel, Gamma, Log Pearson III, Lognormal, 그리고 Pareto 분포 등을 $a(T)$ 에 적용하여 지속기간 5분~24시간의 그룹에 대한 30년간의 자료를 이용하여 이론의 타당성을 검증한 바 있으며 Mohymont et al.(2004)은 중앙아프리카의 IDF 연구에 Koutsoyiannis et al.(1998)과 유사한 방법론을 적용하여 가정된GEV 분포의 타당성을 평가한 바 있다. 그리고 Amin and Shaaban(2004) 역시 Koutsoyiannis et al.(1998)의 연구방법을 적용하여 미세측 지점에 대한 IDF의 유도를 수행한 바 있다.

2.3 확률밀도함수 $a(T)$ 의 결정

일반적으로 강우자료는 고도로 비대칭 되어(skewed) 있으며 자료의 증감에 따라 이분산성(heteroscedasticity)이 존재할 가능성이 있는데 Eq.(2)를 통하여 변환된 자료 Z_k 도 유사한 경향을 갖고 있다. 이로 인하여 동일한 지점에 대하여서도 확률밀도함수 $a(T)$ 선택과 모수추정에 있어서 어려움을 주고 있다. 이는 고도 비대칭 자료를 표현할 수 있는 확률밀도함수의 경우 주로 세 개 이상의 모수로 구성되어 추정에 어려움이 있고 그리고 자료 분포의 국부적 변동성(local variation)과 더불어 자료 증감 시 발생하는 오차분산의 상이성이 존재하기 때문이다. 그러므로 특히 자료의 수가 충분하지 않을 경우에는 통계학적 결점을 보다 완화할 수 있으면서 동시에 자료의 증감에 관계없이 일관된 형태를 유지할 수 있는 분포함수 $a(T)$ 를 찾는 것이 이상적이라고 판단된다.

적은 수의 자료에 대한 비대칭성과 이분산성을 완화하는 분포함수 선정이 용이하지 않을 경우 자료를 변환하여 정규분포에 적합하도록 처리하는 것이 적극적 대안이다. 이를 위한 통계적 기법으로 가장 많이 이용되는 것이 지수변환(power transformation)이다. 이 지수변환은 다양한 기법을 총칭하는 데 이 가운데 가장 대표적인 것이 Box-Cox 변환(Box and Cox, 1964)이다. 이 Box-Cox 변환을 이용하여 이희창, 성기원(2003)은 산청과 영천지역의 IDF를 제안하여 실무적 문제점으로 지목된 IDF의 역전현상이 제거된 결과를 보여주었다. 그런데 이들의 연구결과는 해석적인 형태가 존재하지 않는 확률론적 모형으로서 실무적 적용이나 지역 간 비교에 어려움이 있다. 마찬가지로 Loganathan and Parkin(1992)의 연구도 유사한 방법론과 결과를 주고 있다. 그런데 Box-Cox 변환을 이용하지만 확률론적 모형에서 벗어난 IDF가 Seong and Lee(2008)*에 의해서 개발되었는데 그들은 Eq. (1)의 $a(T)$ 에 Box-Cox 변환

* Seong, K.W., and Lee, Y.H. (2008). "An approximation of the IDF relationship using transformed intensities: An Example from Korea." Water International (계재예정). 우리나라 주요 강우관측소의 장기자료를 Box-Cox 변환을 통하여 해석적 IDF유도에 이용하고 보정하는 과정을 다루고 있음.

식과 표준정규분포의 해석적 역함수를 적용하여 결과적으로 기존의 IDF 공식과 유사한 형태의 통합형 IDF공식을 제안한 바 있다. 그렇지만 이희창, 성기원(2003)이 언급한 바 있듯이 Seong and Lee(2008)의 연구에서도 정규분포가 다른 분포에 비하여 유연성이 부족하기 때문에 극한값의 적용에 있어서 다소간의 문제가 있음을 보인바 있다.

자료의 분포가 단봉 비대칭(unimodal skewed)된 경우 자료를 보다 효과적으로 정규분포로 변환하는 기법으로 Box-Cox변환을 보완하는 Manly 변환이 제안된 바 있다(Manly, 1976). 만일 Eq. (5)에서 정의한 x_m 이 단봉 비 대칭된 분포를 따른다면 이전에 적용된 Box-Cox변환 보다 Manly 변환이 적용성에서 우월하다고 판단하였다. 또한 Manly 변환은 다봉을 갖는 분포 또는 U-형 분포를 갖는 자료에 대해서는 정규화 시키지 못하므로 Box-Cox 변환보다 자료의 적용조건이 까다롭다. 따라서 Manly 변환은 Box-Cox 변환과는 달리 자료의 질과 성격을 파악하여 무리한 정규화로 인한 통계학적 오류를 최소화할 수 있는 잠재적 장점을 갖고 있다고 할 수 있다. 이에 본 연구에서는 Manly 변환을 x_m 의 정규분포 변환에 적용하였다. 이에 따라 Eq. (1)의 θ 와 η 가 최적결정 되었다는 가정 하에 단일 계열 x_m 을 Manly 변환을 수행하는 절차는 Eq. (6)과 같다.

$$y_m = \begin{cases} \frac{e^{\lambda x_m} - 1}{\lambda} & \text{if } \lambda \neq 0 \\ x_m & \text{if } \lambda = 0 \end{cases} \quad (6)$$

여기서 y_m 은 x_m 의 Manly 변환된 값이며 λ 는 변환계수이다. 이때 y_m 이 정규분포를 따르게 하는 λ 의 최적값을 추정하기 위해서 실제 정규분포와 변환자료의 정규성을 비교하는 기법을 이용하였다. 이를 위하여 본 연구에서는 표준정규분포와 y_m 간의 초과확률을 비교하는 maximum-correlation기법을 적용하였다. Manly 변환을 통하여 y_m 은 근사적으로 정규분포를 따르게 된다. 따라서 자료의 정규분포를 이용하는 여러 가지의 통계학적 처리가 가능하다. 특히 IDF 관계식에서 중요한 요소는 재현기간을 반영하는 것인데 재현기간에 따른 발생확률을 계산하여 이를 표준정규 확률밀도누적함수(standard normal cdf)의 역함수에 적용함으로써 재현기간에 따른 강우강도가 계산된다. 그런데 표준정규 확률밀도누적함수의 역함수는 완전한 해석적 공식이 존재하지 않고 다만 근사식으로 제시되고 있다. 그렇지만 실용적으로 단순한 형식의 근사식이 Stedinger *et al.*(1993)에 의하여 제안된 바 있으며 본 연구에서는 이

제안식을 $a(T)$ 로 선택하였다.

3. 적용 및 결과

3.1 자료 분석 및 변환

본 연구에서 제시하는 IDF 공식은 자료 계통의 평균적 특성을 반영하는 것이다. 따라서 지속기간별로 제시된 자료의 질과 양이 차이를 보인다고 하더라도 이러한 차이를 공통된 프레임을 갖는 계통으로 투영함으로써 자료를 평면적으로 평활화(smoothing)하는 특성을 갖는다. 이 결과 필요로 하는 지속기간이나 재현기간 등에 대한 강우강도의 확률론적 기대치를 IDF곡선대신 IDF곡면을 표시할 수 있는 공식으로서 제시할 수 있다. 본 연구의 적용성을 평가하는 좋은 방법 가운데 한 가지는 자료의 보유연한이 지속기간별로 차이가 있고 이에 따라 기존의 IDF 관계가 역전현상과 같은 이상치를 보이는 경우에 대하여 적용하는 것이다. 이미 이희창, 성기원(2003)은 건설교통부(2000)가 제시한 산청과 영천의 IDF 관계에서 지속기간 20~60분 사이에 역전현상이 있음을 지적하고 이를 최소한의 자료로서 개선하는 연구를 수행한 바 있다. 이에 그들은 자료의 최소 보유년수인 12개년의 자료를 지속기간별로 추출하는 방법을 적용하였다. 그러나 본 연구에서는 자료의 보유연한과 이상치의 영향을 파악하고 또한 실제 적용성을 고려하는 측면에서 비록 자료 보유연한이 차이가 있다고 하더라도 전체자료를 연구대상으로 선정하였다. 그러나 자료보유연한이 적은 지속기간의 자료의 영향도를 충분히 연구에 반영하는 측면에서 지속기간 10분~540분(9시간)의 강우강도를 자료로 채택하였으며 그 통계적 특성을 Table 1과 Figs. 1 and 2에 나타내었다.

Table 1에 나타낸 바와 같이 산청의 자료보유연한은 장기 28년 단기 12년이며 영천은 각각 29년과 12년으로 주로 단기 지속기간에 대한 신규관측이 이루어진 것으로 보인다. 그런데 평균값을 살펴볼 때 산청의 경우 50분의 평균값이 60분보다 적으며 영천의 경우도 30분과 40분 사이에서 같은 현상이 발생한다. 이 현상은 모두 자료의 보유연한이 다른 지속기간 사이에 발생한 것이며 이것은 IDF의 역전현상이 발생하는 지속기간과 일치한다. Fig. 1에서 산청의 지속기간 50분과 60분의 상자그림(box plot)을 비교하면 평균값과 달리 중앙값은 정상적인 자료성격을 보여주나 자료의 분포가 크게 차이가 있음을 보여준다. 특히 다른 지속기간의 자료의 분포가 우측으로의 꼬리(tail)를 보여주고 있지만 50분의 경우 다른 양상을 보여준다. Fig. 2의 영천의 경우 30분의 상자그림을 살펴볼 때 30분 상자 중심에 나타낸

Table 1. Mean Values of Rainfall Intensities for Each Durations

duration (minute)	Sancheong		Youngcheon	
	record amount (year)	average (mm/hr)	record amount (year)	average (mm/hr)
10	12	69.75	12	75.50
20	12	53.75	12	62.88
30	28	47.33	29	44.83
40	12	41.19	12	46.94
50	12	36.70	12	41.75
60	28	37.33	29	33.38
90	28	31.89	29	25.90
120	28	27.92	29	21.62
180	28	23.60	29	17.35
240	28	20.45	29	14.90
360	28	17.09	29	11.66
540	28	13.94	29	9.23

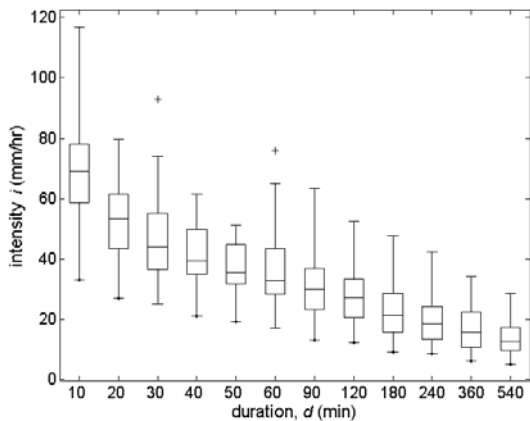


Fig. 1. Box Plot of Raw Intensities for Sancheong Station

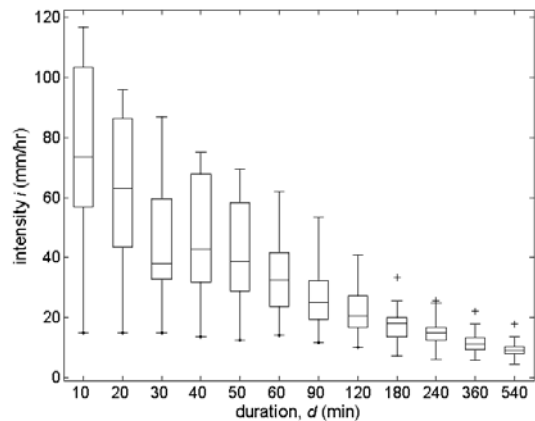


Fig. 2. Box Plot of Raw Intensities for Youngcheon Station

중앙값을 20분과 40분의 중앙값과 비교할 때 이들 값들은 지속시간의 변화에 따라 적절하게 계산되고 있지 못함을 볼 수 있다. 이와 같은 현상은 상대적으로 짧은 지속시간의 강우변동이 과거에 비하여 극심하다는 것과 강우시간이 길어질수록 초반보다 중후반의 강우강도의 변동이 적다는 등의 수문기상학적 해석이 가능하지만 현 연구에서는 자료의 보유연한의 불균형을 역전현상의 주원인인 것으로 가정하였고 전체적인 자료조작을 통해 실무적 적용에 안정적이고 보수적인 IDF 관계식이 도출되어야한다고 판단하였다.

연구에서 제안한 IDF를 작성하기 위하여 우선 모든 지속시간에 대한 강우자료를 Eq. (2)에 적용한 후 Eq. (4)를 통하여 통계량 KW를 최소화하는 θ 와 η 를 찾아 통합된 자료인 x_m 을 만들었다. 이 과정의 결과를 Table 2와 Figs. 3 and 4에 나타내었다.

Figs. 3 and 4를 살펴보면 지속기간별 강우자료가 마치 동일 모집단의 실현값 같이 대체로 고르게 분포되어 있다. 그렇지만 산청과 영천의 자료는 다소 다른 분포 형태를 보여주고 있음을 알 수 있다. 산청은 긴 지속기간에서 반면 영천은 짧은 지속기간에서 변동 폭이 심함을 보여주는데 이것은 통합된 자료 x_m 의 분포결정에서 분포의 꼬리를 어떤 자료가 영향을 주고 있는지 판단의 근거가 된다. 아울러 본 연구에서 수행한 전체자료를 고려하는 방식대신 특이한 변화가 발생한 부분부터 별도로 구분되는 IDF를 작성하면 보다 신뢰성 있는 IDF 작성이 가능하다고 가정할 수 있는 근거가 될 수 있다.

통합된 자료 x_m 이 결정되었으므로 이를 정규분포에 따르도록 Eq. (6)의 Manly 변환을 수행하였다. 그리고 변환값 y_m 이 정규분포를 따르고 있는지 여부를 Lilliefors 통계량(Conover, 1980)을 통해 검증하였다. 그

Table 2. Estimated Values of Parameters by Minimizing Kruskal–Wallis Statistic

	Sancheong	Youngcheon
number of data (N)	272	280
θ	0.105	0.082
η	0.463	0.586

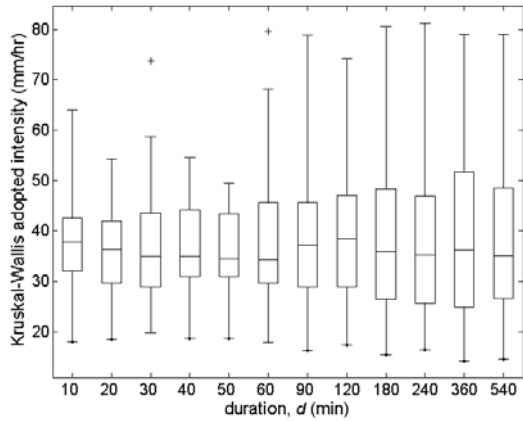


Fig. 3. Box Plot of Converted Intensities for Sancheong Station after Minimizing the Kruskal–Wallis Statistic

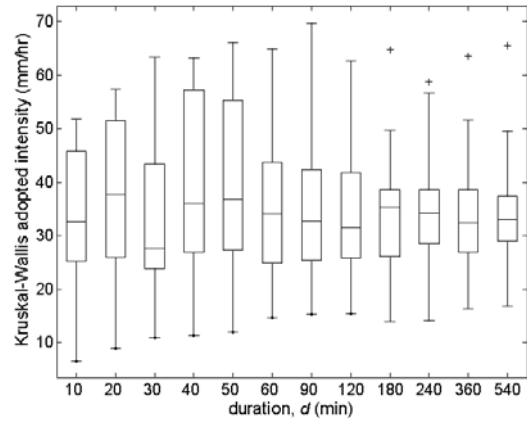


Fig. 4. Box Plot of Converted Intensities for Youngcheon Station after Minimizing the Kruskal–Wallis Statistic

Table 3. Test of Normality after Manly Transformation

	Sancheong	Youngcheon
Manly transform coefficient λ	-0.03	-0.02
skewness coefficient	-0.12	-0.09
Lilliefors statistic (for 5% level)	0.038 (< 0.054)	0.043 (< 0.053)

런데 Lilliefors 통계량은 표본이 정규분포를 따른다는 가설을 검정하는 통계량으로서 Kolmogorov–Smirnov 검정보다 평균과 분산에 대한 제약에서 보다 유리하다고 알려져 있다. 검정 결과를 Table 3에 수록하였다.

Table 3에서 Manly 변환은 y_m 의 비대칭도 (skewness)가 0에 가깝도록 유도하고 있다. Lilliefors 통계량 분석에서 산청의 경우 유의수준 5%조건에서 0.038의 통계량을 나타내었고 이는 검정치(cutoff value)인 0.054를 크게 밑돌고 있다. 따라서 y_m 의 분포가 정규분포라는 가설을 기각하지 못한다. 그리고 영천의 경우도 마찬가지로 결과를 보여주었다. Manly 변환의 결과를 Seong and Lee(2008)가 수행한 Box-Cox 변환과 비교하여 이를 비교하였는데 이를 Figs. 5 and 6에 나타내었다.

정규분포확률지를 나타내는 Figs. 5 and 6에서 산청과 영천의 변환 전 통합자료 x_m 은 모두 정규분포를 따르지 않는다. 그러나 Manly 그리고 Box-Cox 변환은

x_m 을 충분히 정규화 시키고 있는 것을 알 수 있다. 그런데 Manly 변환은 Box-Cox 변환에 비하여 높은 값의 변환된 강우강도 값에서 미미하지만 보다 정규분포에 근접하도록 변환시키고 있음을 볼 수 있다. 그렇지만 극한값의 경우 두 변환 모두 정규분포 값을 약간 벗어나고 있다. 따라서 대략 초과확률 95% 이내의 강우강도를 추정 할 경우 Manly 변환이 수치적으로는 다소 좋은 결과를 보여준다고 할 수는 있지만 Box-Cox 변환과의 변별성은 두드러진다고 할 수는 없다. 다만 Manly 변환을 통하여 자료가 정규분포로의 변환에 적절한지 여부를 상대적으로 명백히 알 수 있다는 점에서 Manly 변환은 보다 신뢰성 있는 방법으로 평가할 수 있다.

3.2 IDF 공식의 해석적 도출

Manly 변환의 결과 y_m 은 정규분포를 만족하였으므로 표준정규 확률밀도누적함수의 역함수를 이용하면 임

의 초과확률에 대한 y_m 을 얻을 수 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 Eq. (7)과 같은 표준정규 확률밀도누적 함수의 역함수 즉 분위수 함수를 적용하였다.

$$Q(T) = \frac{(1 - 1/T)^{0.135} - (1/T)^{0.135}}{0.1975} \quad (7)$$

여기서 T 는 재현기간이다. Eq. (7)을 통해서 얻어진 값은 Manly 변환의 결과의 표준 정규값(standard normal)이므로 강우강도의 값으로 환산하려면 Eq. (6)을 이용하여 다시 역변환 하여야 한다. 이것은 Eq. (3)을 재정리하여 Eq. (8)을 유도함으로 가능하다.

$$a(T) = \frac{\log[(\mu_y + \sigma_y Q(T))\lambda + 1]}{\lambda} \quad (8)$$

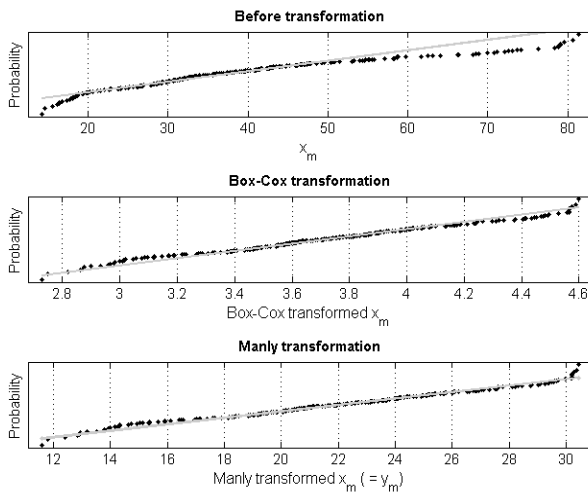


Fig. 5. Comparison of Probability Plots for Sancheong Station

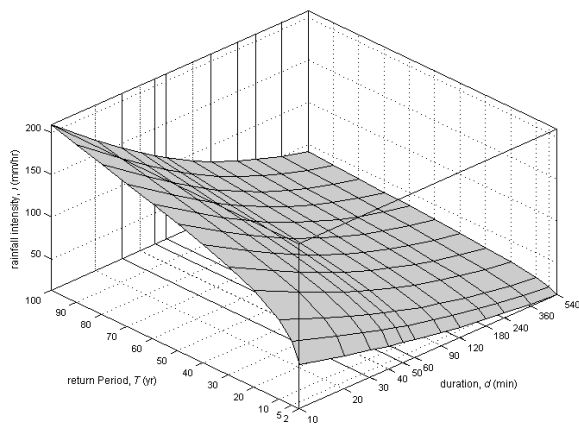


Fig. 7. IDF Surface Generated by Eq. 9 for Sancheong Station

여기서 μ_y 와 σ_y 는 각각 y_m 의 평균과 표준편차이다. 그리고 최종적으로 Eq. (8)을 Eq. (1)에 대입함으로써 다음과 같은 결과를 얻게 된다.

$$i_{T,d} = \frac{\log\left[\left(\mu_y + \frac{\sigma_y}{0.1975}(1 - 1/T)^{0.135} - (1/T)^{0.135}\right)\lambda + 1\right]}{\lambda(d + \theta)^n} \quad (9)$$

Eq. (9)의 변수들은 앞서 언급한 바와 같이 독립적으로 그리고 단계적으로 추정되기 때문에 실제 계산에서 변수추정에 대한 어려움은 거의 없다. 유도된 공식 Eq. (9)를 이용하여 산청과 영천의 IDF 곡면을 작성하고 이를 Figs. 7 and 8에 나타내었다.

Figs. 5 and 6은 IDF는 평활화가 이루어져서 역전 현상 없이 매끄럽게 연장된 곡면을 보여준다. 앞서 제기한 역전현상과의 비교를 위해 Eq. (9)를 이용한 연구

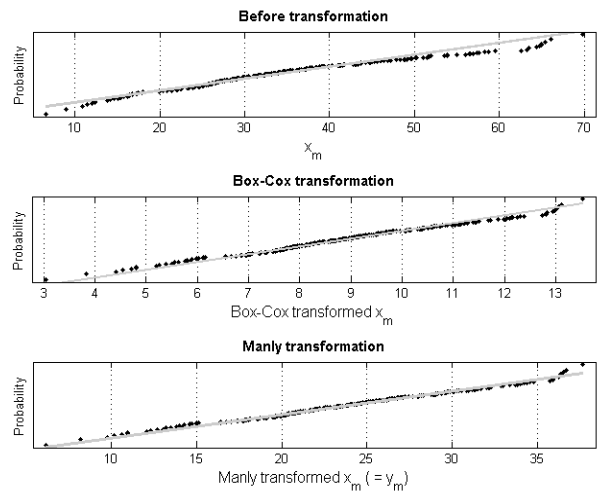


Fig. 6. Comparison of Probability Plots for Youngcheon Station

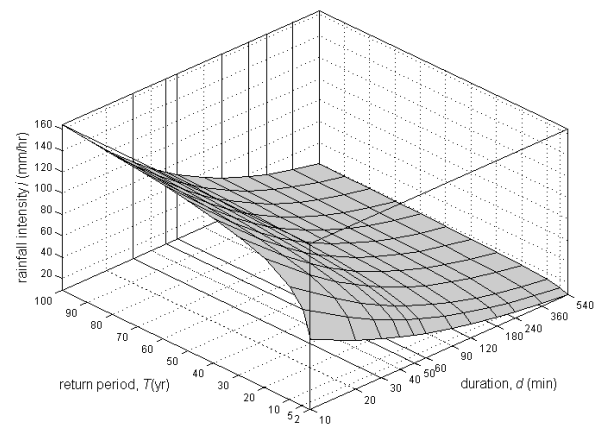


Fig. 8. IDF Surface Generated by Eq. 9 for Youngcheon Station

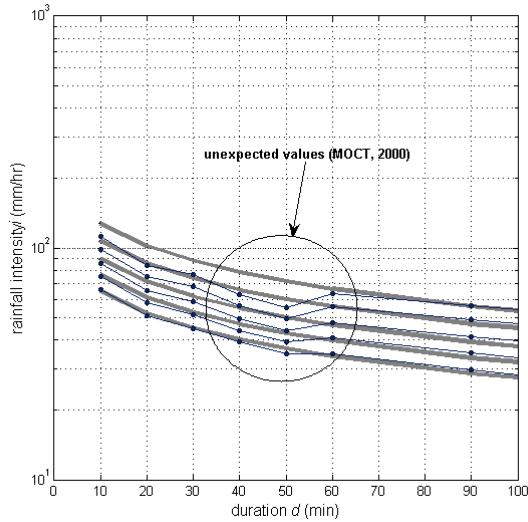


Fig. 9. IDF Curves of Sancheong for Selected Return Period ($T=2, 5, 10$ and 20 years)

대상지역의 IDF 곡선을 건설교통부(2000) 자료와 비교하여 Figs. 9 and 10에 각각 도시하였다.

Figs. 9 and 10은 재현기간 20년 이하의 본 연구를 통한 IDF 추정값(굵은 실선)과 역전현상이 발생하는 지속기간에 대한 자료(가는 점선)를 비교한 것이다. Eq. (9)에 의한 IDF는 구간 추정을 매끄럽게 수행하는 것으로 판단하며 다른 지속기간의 값과도 비교적 일치하는 경향을 보여주고 있다. 이 사실은 이희창, 성기원(2003)의 연구 성과와 흡사한 결과로서 Box-Cox 변환과의 관계를 고려할 때 당연한 결과로 판단된다. 그렇지만 해석적 공식으로 IDF를 나타낼 수 있고 보다 정규분포에 보다 신뢰성 있게 접근할 수 있는 Manly 변환을 이용하였다는 점은 기존의 성과와 구분된다.

4. 결 론

자료의 부족으로 IDF 작성이 곤란할 경우 대안으로 이용할 수 있는 IDF 구성방안을 연구하였다. 이를 위하여 Kruskal Wallis 통계량과 Manly 변환이 도입되었고 해석적인 확률기법이 이용되었다. 이 과정을 통하여 다음과 같은 결론을 제시할 수 있다.

- 1) 본 연구를 통하여 제시된 해석적 IDF 공식은 기존의 Box-Cox 변환을 이용한 확률론적 방법론과 비슷한 정도의 정확성 보여주었다.
- 2) 지속기간별 자료 보유연한의 불균형으로 발생하는 것으로 추정된 IDF의 역전현상은 평활화를 통하여 개선되었다.

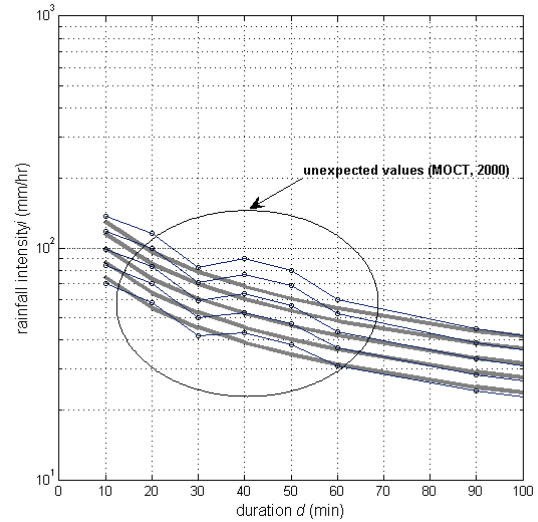


Fig. 10. IDF Curves of Youngcheon for Selected Return Period ($T=2, 5, 10$ and 20 years)

3) 정규분포의 유연성부족으로 인한 극치자료의 부정확한 예측은 예상되는 결과이다. 따라서 정규분포 대신 분포의 역함수가 존재하는 비대칭분포함수의 도입을 고려할 필요가 있다.

4) 본 연구는 자료간의 독립성을 가정한 것이다. 그렇지만 지속기간을 걸쳐서 자료들은 통계학적으로 연관되어있다. 따라서 본 방법은 단일 지속기간에 대하여 독립적으로 수행되는 충분한 자료가 주어질 경우 전통적인 빈도분석에 비하여 통계학적으로 좋은 결과를 제시한다고 보장 할 수는 없지만 대안으로서의 활용을 권장될 수 있다.

5) 본 연구에서 제시된 IDF공식은 표본 집단 범위 안에서의 예측에 주로 유효하다. 따라서 자료의 평활화나 부분적 보간 등에 우선 고려하는 것이 바람직하다.

감사의 글

본 연구는 2007년도 건국대학교 학술진흥연구비 지원에 의하여 수행되었음

참 고 문 헌

- 건설교통부 (2000). 1999년도 수자원 관리기법 개발 연구조사 보고서 (제1권), 한국건설기술연구원. pp. 255-292.
- 김태순, 신주영, 김수영, 허준행 (2007). 유전자알고리즘을 이용한 강우강도식 매개변수 추정에 관한 연구

- (I): 기존 매개변수 추정방법과의 비교.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제40권, 제10호, pp. 811-821.
- 이원환, 박상덕, 최성열 (1993). 한국대표확률강우강도식의 유도.” **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제13권, 제1호, pp. 115-120.
- 이희창, 성기원 (2003). Box-Cox 변환에 의한 I-D-F 곡선의 평활화.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제36권, 제2호, pp. 153-159.
- 허준행, 김경덕, 한정훈 (1999). 지속기간별 강우자료의 적정분포형 선정을 통한 확률강우강도식의 유도.” **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제32권, 제3호, pp. 247-254.
- Amin, M.Z.M, and Shaaban, A.J. (2004). The rainfall intensity-duration-frequency (IDF) relationship for ungauged sites in peninsular Malaysia using a mathematical formulation.” *Proceedings 11th International Conference on Managing Rivers in the 21st Century*, River Engineering And Urban Drainage Research Centre, Penang, MALAYSIA, pp. 251-258
- Box, G.E.P., and Cox, D.R. (1964). "An anlysis of transformation." *Journal of Royal Stat. Soc.*, Series B., Vol. 26, pp. 211-252.
- Conover, W.J. (1980). *Practical nonparametric statistics*, 2d ed., John Wiley & Sons, New York. pp. 357-360.
- Helsel, D.R., and Hirsch, R.M. (1992). *Statistical methods in water resources*. USGS, p. 161.
- Koutsoyiannis, D., Kozonis, D., and Manetas, A. (1998). A mathematical framework for studying rainfall intensity-duration-frequency relationships.” *Journal of Hydrology*, Vol. 206, pp. 118-135.
- Loganathan, G.V., and Parkin, M.A. (1992). A frequency surface for rainfall intensity and duration.” *Water Resources Planning and Management*, ASCE, pp. 387-389.
- Manly, B.F.J. (1976). Exponential data transformations.” *The Statistician*, Vol. 25, No. 1, pp. 37-42.
- Mohymont, B., Demaree, G.R., and Faka, D.N. (2004). Establishment of IDF-curves for precipitation in the tropical area of Central Africa-comparison of techniques and results.” *Natural Hazard and Earth System Sciences*, European Geoscience Union, Vol. 4, pp. 375-387.
- Stedinger, J.R., Vogel, R.M., and Georgiou, E.F. (1993). "Frequency analysis of extreme events." *Handbook of Hydrology*, Edited by Maidment, D.R., NewYork, McGraw-Hill.
- (논문번호:08-39/접수:2008.03.14/심사완료:2008.04.10)