

L-모멘트법을 이용한 한강유역 일강우량자료의 지역빈도해석 Frequency Analysis of Daily Rainfall in Han River Basin Based on Regional L-moments Algorithm

이 동 진* / 허 준 행**
Lee, Dong-Jin / Heo, Jun-Haeng

Abstract

At-site and regional frequency analyses of annual maximum 1-, 2-, and 3-days rainfall in Han River basin was performed and compared based on the regional L-moments algorithm. To perform regional frequency analysis, Han River basin was subdivided into 3 sub-basins such as South Han River, North Han River, and downstream regions. For each sub-basin, the discordancy and homogeneity tests were performed. As the results of goodness of fit tests, lognormal model was selected as an appropriate probability distribution for both South Han River and downstream regions and gamma-3 model for North Han River region. From Monte Carlo simulation, RBIAS and RRMSE of the estimated quantiles from regional frequency analysis and at-site frequency analysis were calculated and compared each other. Regional frequency analysis shows less RRMSE of the estimated quantiles than at-sites frequency analysis in overall return periods. The differences of RRMSE between two approaches increase as the return period increases. As a result, it is shown that regional frequency analysis performs better than at-site analysis for annual maximum rainfall data in Han River basin.

keyword : at-site frequency analysis, regional frequency analysis, simulation, L-moments algorithm, RBIAS, RRMSE

요 지

본 연구에서는 한강유역의 1일, 2일, 3일 연최대강우자료를 대상으로 L-모멘트법을 이용한 지점 빈도해석과 지역 빈도해석을 실시하여 그 결과를 비교하였다. 지역빈도해석을 실시하기 위하여 한강유역을 남한강, 북한강, 한강하류부 유역의 3개 소유역으로 분할하고, 각 유역에 대한 자료의 이산도 및 동질성을 검토하였으며, 각 소유역에 대하여 여러 분포형을 적용한 결과, 남한강유역과 한강하류부 유역은 lognormal 분포형, 북한강 유역은 gamma-3 분포형이 적정분포형으로 선정되었다. 지역빈도해석과 지점빈도해석을 통하여 선정된 확률분포형을 이용, Monte Carlo 모의를 수행하였으며, 재현기간에 따른 상대편의와 상대제곱근 오차를 산정하였다. 지역빈도해석과 지점빈도해석을 비교한 결과 상대제곱근오차에 있어서 지역빈도해석을 수행한 경우가 지점빈도해석에 비해 그 결과가 우수하였으며, 재현기간이 커질수록 그 차이는 현저하게 나타났다. 따라서, 한강유역의 강우량에 대해서 지역빈도해석 수행함이 지점빈도해석에 비해 우수하다는 결론을 얻게 되었다.

핵심용어 : 지점빈도해석, 지역빈도해석, 모의발생, L-모멘트방법, 상대편의, 상대제곱근오차

* 연세대학교 토목공학과 박사과정

Ph.D Candidate, Dep. of Civil Eng., Yonsei Univ., Seoul, 120-749, Korea (E-mail : djlee@yonsei.ac.kr)

** 연세대학교 사회환경·건축공학부 토목전공 부교수

Associate Professor, Dep. of Civil Eng., Yonsei Univ., Seoul, 120-749, Korea (E-mail : jhheo@yonsei.ac.kr)

1. 서 론

확률수문량의 산정에 있어 널리 사용되고 있는 지점 빈도해석 방법은 수문자료 관측기간이 짧은 경우 정확도의 문제를 발생시킬 수 있으며, 따라서 지점 빈도해석을 실시하기 위해서는 지점내 충분한 수의 자료 확보가 선행되어야 한다. 지역빈도해석은 지점에서의 자료가 부족한 경우 또는 미계측 지점에서 확률수문량을 결정하기 위하여 제안된 방법으로 우리나라와 같이 자료의 수가 부족한 경우 지역빈도해석방법을 이용하면 보다 효율적이고 정확하게 확률수문량을 산정할 수 있다(Darymple, 1960; Benson, 1962; Stedinger와 Tasker, 1985; Cunnane, 1989).

수문시계열의 빈도분석 방법은 지점별로 각각 수행하는 것보다는 어느 정도 수문학적 동질성을 가지고 있는 유역단위로 실시하는 것이 통계학적으로 유리하다고 할 수 있다. 자료의 지점간 차이에서 오는 분산의 증가보다는 자료개수의 증가로 인한 분산의 감소가 훨씬 크므로 전체적인 분산이 감소되어 분석 결과의 정확도가 크게 개선되기 때문이다. 따라서, 지역 빈도해석 방법은 빈도 분석 결과의 정확도를 개선할 수 있는 가장 현실적인 방법이라고 할 수 있으며, 이 방법에서는 동질성을 가지는 한 유역내 여러 지점의 수문시계열에 적합한 지점별 확률분포형을 구하여 각 지점 및 지역단위의 빈도수문량을 추정하게 된다. 이와 같은 지역 빈도분석 방법의 우월성은 여러 연구자들에 의해 입증된 바 있다(Hosking 등, 1985; Lettenmaier와 Potter, 1985; Wallis와 Wood, 1985; Lettenmaier 등, 1987; Heo 등, 1990; Potter와 Lettenmaier, 1990).

Cunnane (1988)은 12가지의 서로 다른 지역빈도해석 방법을 비교하여 확률가중모멘트를 이용한 지역 빈도해석 방법이 가장 우수함을 제시하였다. L-모멘트를 이용한 지역 빈도분석 방법은 확률가중모멘트로부터 유도되는 것으로 확률가중모멘트에 기초한 지역빈도해석의 정확성을 향상시킬 수 있다(Hosking, 1986; 1990). 이러한 방법은 확률가중모멘트의 선형조합인 L-모멘트를 사용하므로 편의되지 않게 매개변수를 추정할 수 있다는 장점을 가지고 있으며, 자료의 검증과 동질지역의 구분을 위한 통계지수 산정절차가 포함되어 있는 장점을 가지고 있다.

본 연구에서는 한강유역 내 건설교통부 산하 강우지점에서 기록된 1, 2, 3일 연최대 강우량을 기준으로

빈도해석을 실시하였으며, 전체유역을 남한강, 북한강, 그리고 한강하류부 유역의 3가지 소유역으로 나누고 각 소유역별로 Hosking과 Wallis (1993)가 제안한 L-모멘트 지역빈도해석 방법을 이용하여 지역빈도해석을 실시하였다. 추정된 확률강우량과 확률분포형을 기준으로 Monte Carlo 기법을 이용한 모의실험을 수행하여 상대절대편의(relative absolute bias)와 상대제곱근오차(relative root mean square error)를 산정하고 지점 및 지역빈도해석 방법들에서 산정된 이들 통계량의 비교를 실시하여 한강유역에서의 지역빈도해석의 적용가능성을 검토하고자 한다.

2. L-모멘트법과 확률가중모멘트법

2.1 L-모멘트와 확률가중 모멘트

확률가중모멘트법은 변수값과 변수의 평균치와의 차를 모멘트 차수에 따라 누승하여 모멘트를 산정하고 이를 이용하여 매개변수를 추정하는 방법이다. 확률분포의 매개변수를 추정하기 위한 확률가중모멘트는 다음과 같이 정의한다(Greenwood 등, 1979).

$$\beta_r = E[X\{F(X)^r\}] \quad (1)$$

여기서, $F(X)$ 는 오름차순으로 정렬한 순차통계치 X 의 확률누기분포함수이며, r 은 모멘트 차수이다.

L-모멘트 법은 확률가중모멘트법의 선형조합으로서 차수가 다른 몇 개의 확률가중모멘트를 선형으로 가중하여 편의가 제거된 모멘트를 구하는 방법이다. L-모멘트법과 확률가중모멘트법은 일반 모멘트 방법과 매우 유사하게 사용되며 확률분포의 매개변수를 추정할 수도 있고, 구간 추정 및 가설검증도 가능하다(Hosking 등, 1985). 하지만, L-모멘트는 기존의 모멘트와 유사한 L-모멘트 비를 사용할 수 있으므로 적정확률분포형을 선정하거나 수문학적 동질유역을 구분할 때 특히 유리하다. L-모멘트를 확률가중모멘트의 선형조합으로 표시하면 다음과 같다(Landwehr 등, 1979; Hosking 등, 1985).

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (2)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (3)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (4)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (5)$$

식 (2)~식 (5)를 일반적인 형태로 나타내면 다음과 같으며,

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \beta_k, \quad r = 0, 1, \dots, n-1 \quad (6)$$

여기서,

$$p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} = \frac{(-1)^{r-k} (r+k)!}{(k!)^2 (r-k)!}$$

이다.

식 (2)~식 (6)으로 정의한 L-모멘트를 이용하여 일반모멘트 방법에서와 같이 변동계수, 왜(곡)도, 첨(예)도를 정의하면 다음과 같다(Hosking, 1986).

$$\tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} : \text{L-변동계수 (L-coefficient of Variation)} \quad (7)$$

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} : \text{L-왜(곡)도 (L-skewness)} \quad (8)$$

$$\tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} : \text{L-첨(예)도 (L-kurtosis)} \quad (9)$$

2.2 L-모멘트 사용의 이점

L-모멘트의 표본추정량은 순차로 정리된 관측치의 선형조합이므로 일반모멘트 방법에서와 같이 2차나 3차 모멘트를 산정할 경우 관측치를 자승하거나 삼승해야 할 필요가 없다. 일반모멘트 방법에서 산정된 변동계수, 왜도, 첨도계수는 표본의 크기가 작은 경우 매우 크게 편의되는데 반하여, L-모멘트 방법으로 산정된 무차원화된 변동계수나 왜도의 추정치는 거의 편의되어 있지 않으며 정규분포에 가깝다.

Hosking과 Wallis (1993)에 의하면 수문계열에서는 어떤 큰 값이 다른 값보다 훨씬 큰 경우가 흔히 발생한다. 만약 적(product)에 의하여 일반모멘트 법으로 모멘트를 산정하게 되면 다른 값보다 훨씬 큰 값이 적의 합산치를 좌우하게 되며 따라서 관측치로부터의 얻을 수 있는 정보를 사용할 수 없게 된다. 반면, 표본의 대수값을 사용하게 되면 작은 값들로 인하여 큰 값들의 정보를 얻을 수 없게 할 수도 있다. 그러므로, L-모멘트 법은 다양한 수문자료에 대하여 특성과 분

포형의 매개변수를 나타내는 간단하고 비교적 효율적인 방법이다.

3. 지역 빈도해석

L-모멘트법을 이용한 지역빈도해석 단계는 자료의 검증, 동질지역의 구분, 적정 분포형의 선택, 그리고 매개변수 추정 등 크게 4가지 단계로 나눌 수 있다. 자료의 검증으로부터 적정분포형을 산정하는 단계는 주관적인 판단이 개입될 수 있으므로 객관적인 통계 지표가 필요하며, 따라서 본 연구에서는 Hosking과 Wallis(1993; 1997)가 제시한 통계지표를 사용하여 빈도해석을 실시하고자 한다.

3.1 지점별 자료의 검증

지역빈도해석에서는 다른 통계분석과 마찬가지로 전반적인 검토를 통하여 오류나 비일관성에 대한 검증을 실시하여야 한다. 이를 목적으로 지점자료의 L-모멘트의 형태로 불일치척도(discordancy)를 나타내는 $D(i)$ 가 사용된다. $D(i)$ 는 소유역내 지점간의 L-모멘트 값을 비교하여 차이를 확인함으로써 자료의 오류를 판단하는데 이용된다. 다시 말해 불일치척도 $D(i)$ 를 통하여 지역내 지점들을 하나의 그룹으로 간주시 전반적으로 일치정도가 가장 떨어지는 지점들을 선정할 수 있다. 불일치척도 $D(i)$ 는 각 지점에서의 L-변동계수, L-왜도, L-첨도를 이용하여 다음 식 (10)과 같이 정의한다(Hosking 등, 1985).

$$D(i) = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (10)$$

여기서, u_i 는 지점 i 의 L-모멘트비인 t_1, t_3, t_4 를 포함하는 벡터로서 $u = [t_1^{(i)} t_3^{(i)} t_4^{(i)}]^T$ 로 정의되며, t_1 는 지점 i 자료의 L-변동계수, t_3 는 지점 i 자료의 L-왜도, t_4 는 지점 i 자료의 L-첨도, \bar{u} 는 소유역내 지점들 u_i 의 산술평균, A 는 표본자료의 공분산이다. 식 (10)에서 $D(i)$ 값이 지나치게 큰 지점은 소유역을 하나로 간주하였을 때 자료의 일치도가 떨어지는 지점임을 의미하며, 오류가 있는지 확인할 수 있다. $D(i)$ 에 대한 절대적인 기준은 아직 마련된 것이 없으며, Hosking과 Wallis (1993)는 3.0을 기준으로 제안하였다.

3.2 지역별 동질성 구분

지역빈도해석을 하기 위해 대상유역을 여러 개의 소유역으로 나누는데 있어서, 기본 가정은 각 소유역별로 소유역내의 확률분포가 같다는 것이다. 따라서, 소유역별로 자료계열이 수문학적인 동질성을 가지는 지를 평가하기 위하여 기준이 마련되어야 하며, 이러한 목적으로 이질성 척도를 산정한다. 동질지역에서 예견할 수 있는 이산도를 추정하기 위한 이질성척도 H는 자료의 이산도를 모의 발생시킨 평균과 이산도의 차, 그리고 모의발생시킨 표준편차의 비로 정의한다(Hosking, 1990).

$$V = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (11)$$

$$H = \frac{V - \mu_V}{\sigma_V} \quad (12)$$

여기서, n_i 는 지점별 자료수, N 은 유역내 지점수, $t^{(i)}$ 는 표본 L-모멘트비, t^R 는 n_i 에 가중한 표본 자료 집단의 평균 L-변동계수, 그리고 μ_V , σ_V 는 V 를 표본자료 집단의 평균 L-모멘트인 1, t^R , t_3^R , t_4^R 를 Kappa 분포형에 적합시킨 다음, 충분한 횟수의 모의발생을 실시하여 계산된 V 의 평균 및 표준편차이다. Hosking과 Wallis(1997)는 사용된 L-모멘트비에 따라 이질성 척도 H 를 H_1 (L-변동계수), H_2 (L-왜도계수), 그리고 H_3 (L-침도계수)의 세가지 형태로 제시하였으며, $H < 1$ 이면 동질성 지역, $1 \leq H < 2$ 이면 이질성 지역일 가능성이 있는 유역, $H > 2$ 이면 이질성 지역으로 분류된다고 제시하였다.

3.3 적정분포형의 선정

동질성을 가진 한 지역내에 있는 지점들에 가장 적합한 분포형을 선정하는 척도로서 적합도를 나타내는 Z 를 사용한다. 동질성 지역내 각 지점별 자료계열의 L-모멘트의 평균은 지역의 특성을 충분히 대표하므로 검정하고자 하는 확률분포형의 모멘트가 이들 평균값들과 일치하는가를 검사항으로써 적정 확률분포형을 산정한다.

일반적으로 확률분포형의 위치매개변수와 형상매개변수는 소유역 전체에 대한 평균과 L-변동계수, L-침도로부터 산정하며, 적합성척도 Z 는 L-모멘트법으로 구한 각 분포형에서의 L-왜도계수와 L-침도가 관측된 자료의 L-왜도와 L-침도를 소유역에 대해 평균한 값으로 정의한다. 적합성척도 Z 는 적용하고자 하는 분포형의 L-침도 τ_4^{DIST} 와 표본 모멘트의 소유역 평균치 t_4^R 과의 차이값과 kappa 분포형을 이용하여 모의발생시켜 구한 분산 (σ_4)과의 비로 다음과 같이 정의한다(Hosking, 1990).

$$Z^{DIST} = (t_4^R - \tau_4^{DIST}) / \sigma_4 \quad (13)$$

기록기간이 짧거나 ($n_i \leq 20$) 모집단의 왜도가 큰 경우 ($t_3 \geq 0.4$), t_4 와는 달리 t_3 는 편의될 수 있으며, 이러한 문제에 대하여 t_4 의 편의를 수정하여 적용한다. 편의 수정량은 관측된 자료와 동일한 기록년수, 기록지점을 가진 지역에 대하여 평균한 L-침도의 편의량이며 σ_4 를 산정하는 경우와 동일한 방법의 모의발생을 통하여 산정한다.

t_4^R 의 편의를 계산하면 다음 식 (14)와 같으며, 표준편차를 계산하면 식 (15)과 같다.

$$B_4 = \frac{1}{N_{sim}} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R) \quad (14)$$

$$\sigma_4 = \left[\frac{1}{(N_{sim} - 1)} \left\{ \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R)^2 - N_{sim} B_4^2 \right\} \right]^{1/2} \quad (15)$$

여기서, N_{sim} 은 모의발생 수이다. 따라서, 각 분포형에 대한 적합성 척도는 다음과 같다.

$$Z^{DIST} = \frac{\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4}{\sigma_4} \quad (16)$$

여기서, Z^{DIST} 가 0에 가까울수록 적합도가 높다고 할 수 있으며, 적합성 인정의 최소 기준은 $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ 와 같다(Hosking과 Wallis, 1993).

3.4 지수홍수법

지수홍수법(index flood method)은 서로 다른 자료 표본들로부터 대표 통계량을 도출하는데 매우 유용한 방법이다. 'index flood'란 용어는 홍수해석을 위한 방법으로서 제안되었던 것을 의미하며, 지금까지 비단 홍수뿐만 아니라 다른 여러 종류의 자료들에도 적용되고 있다(Dalrymple, 1960).

자료수 n_i 를 가지는 N 개의 지점 i 가 존재하며, 관측된 자료를 Q_{ij} ($j = 1, 2, \dots, n_i$) 라고 정의하고, $Q_i(F)$ ($0 < F < 1$)를 지점 i 에서의 분포함수의 역함수 즉, quantile 함수로 정의한다. 지수홍수법에서의 기본가정은 각 지점들이 동질성을 가지는 하나의 지역내에 존재한다는 것이다. 다시 말하면 N 개의 지점에서의 지점분포함수들은 지수홍수로 정의되는 지점고유의 크기변수(scale factor)를 제외하고는 동일하다. $Q_i(F)$ 를 지수홍수 μ_i 의 함수로 나타내면 다음과 같으며, μ_i 는 각 지점 분포의 평균값과 같다.

$$Q_i(F) = \mu_i q(F), \quad i = 1, \dots, N \quad (17)$$

여기서, $q(F)$ 는 모든 지점에 공통으로 적용할 수 있는 무차원 quantile 함수로 지역 성장곡선(regional growth curve)으로 정의하며, Q_{ij}/μ_i 의 분포함수인 지역 빈도분포함수의 quantile 함수와 같다. 지수홍수는 지점 i 에서의 관측자료의 평균 \bar{Q}_i 를 이용하여 추정하면 다음과 같다.

$$\hat{\mu}_i = \bar{Q}_i \quad (18)$$

$q_{ij} = Q_{ij}/\hat{\mu}_i$ ($j = 1, 2, \dots, n_i, i = 1, \dots, N$)로 정의되는 무차원 보정량을 이용하여 성장곡선 $q(F)$ 를 추정한다. $q(F)$ 가 p 개 미지 매개변수들을 가지고 있는 경우 $q(F; \theta_1, \dots, \theta_p)$ 와 같이 표현할 수 있으며, 미지 매개변수는 분포함수의 변동계수와 왜도 또는 L-모멘트 비 $\tau, \tau_3, \tau_4, \dots$ 등을 이용하여 쉽게 추정된다. 지수홍수를 지점 i 에서의 지점분포함수의 평균과 같다고 두면, 지역 빈도분포함수의 평균은 1로 산정된다.

본 연구에서는 각 지점 i 에서의 매개변수 θ_k 를 추정하여 이를 $\hat{\theta}_k^{(i)}$ 라고 정의하고, 추정된 이들 지점 매개변수들을 조합하여 지역매개변수의 추정량을 산정하였다.

$$\hat{\theta}_k^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \hat{\theta}_k^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (19)$$

여기서, $\hat{\theta}_k^R$ 은 지점 i 의 자료수 n_i 에 대한 가중 평균이며, n_i 에 반비례한다. 추정된 매개변수값들을 $q(F)$ 에 대입함으로써 추정량인 $\hat{q}(F) = q(F; \hat{q}_1^R, \dots, \hat{q}_p^R)$, 즉 성장곡선을 구한다 (Wallis, 1981). μ_i 와 $q(F)$ 의 추정량을 이용하여 최종적으로 구한 지점 i 에서의 quantile 추정량은 다음과 같다.

$$\hat{Q}_i(F) = \hat{\mu}_i \hat{q}(F) \quad (20)$$

4. 적용 및 분석

4.1 기본자료의 구축

한강유역은 10개 지점의 기상청 산하 강우관측소와 건설부 및 수자원공사 산하 지점의 130개 강우관측소를 보유하고 있다. 기상대 강우관측소는 자기우량지의 보관상태가 양호하며, 결측자료가 거의 없이 잘 보존되어 있는 반면, 유역 내 강우관측소의 수가 적음으로 인하여 지점빈도해석에는 유리하나 지역 빈도해석을 실시함에 있어 유역의 면적을 고려하여 볼 때 합리적이지 못하다. 건설부나 수자원공사 관리 관측소는 1987년 이후에 비교적 잘 관측·보관되어 있으나, 그 이전의 경우에는 결측 자료가 많고 자료의 상태도 양호하지 않은 단점이 있기는 하지만 그 자료수가 많기 때문에 지역 빈도해석의 대상으로 선정하였다. 따라서, 130개의 건설교통부 자료에 대하여 매년 1일 최대, 2일 최대, 3일 최대 자료를 구축하였으며, 비교적 결측치가 비교적 적고 자료 상태가 양호한 49개 지점을 추출하여 이들 지점에 대하여 지점 및 지역 빈도해석을 실시하였다(한국수문조사서 우량편, 1961; 한국수문조사서 우량·수위, 1962~1978; 한국수문조사연보,

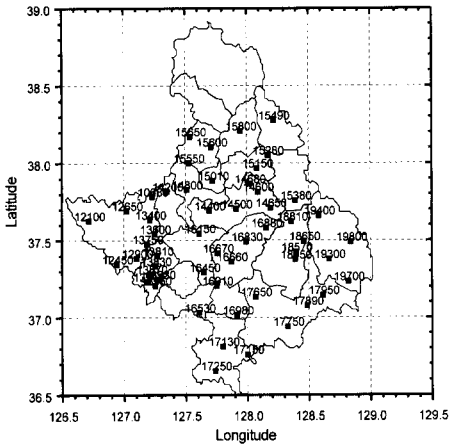


그림 1. 강우관측소의 위치표

1979~1996).

한강유역은 유역 면적 25,078km², 유로 연장 481.7km

의 국내에서 가장 큰 유역으로 수문학적으로 이를 하나의 동일한 유역으로 고려할 수 없으므로, 한강 전체 유역을 남한강과 북한강의 합류점인 팔당댐을 기준으로 남한강유역, 북한강유역, 그리고 한강하류부 유역의 3개 소유역으로 구분하였다.

다음 그림 1에서는 130개 관측소 가운데 본 연구의 대상으로 채택된 49개 관측소(남한강 유역 21개, 북한강 유역 15개, 한강하류부 13개)의 위치를 나타내고 있으며, 표 1에서는 이 들 관측소의 이름과 보유하고 있는 지점 자료의 관측년, 자료수를 나타내고 있다.

4.2 지역 빈도해석

1) 이산도 산정 및 동질성 평가

대상 유역내 지점 자료들의 이상치 여부를 판단하기 위한 목적으로 지점별 자료들에 대하여 각각 표본 L-모멘트비를 산정하고 식 (10)을 이용하여 이산도 $D(i)$ 를 산정하였으며, 그 결과는 다음 표 2~표 4와

표 1. 연최대치 강우자료의 현황(건교부)

지점번호	지점명	관측기간	관측년도	지점번호	지점명	관측기간	관측년도
한강하류부				015600	화천	30	1965-1994
010680	내리	30	1965-1994	015650	상서	31	1965-1995
012100	김포	30	1965-1994	015800	방산	31	1965-1995
012450	남면	31	1965-1995	남한강유역			
012900	낙생	29	1967-1995	016150	제천	27	1969-1995
013400	금곡	29	1967-1995	016450	여주	30	1966-1995
013600	고안	31	1965-1995	016660	간현	29	1967-1995
013750	남한산성	29	1967-1995	016670	양동	30	1965-1994
013810	광주	31	1965-1995	016830	황성	30	1965-1994
013830	모현	29	1967-1995	016880	청일	31	1965-1995
013870	포곡	29	1967-1995	016910	부은	29	1967-1995
013910	영진	28	1968-1995	016980	목계	31	1965-1995
013930	양지	29	1967-1995	017250	청천	30	1966-1995
013950	운학	29	1967-1995	017650	백운	29	1967-1995
북한강유역				017750	단양	28	1968-1995
014200	하면	31	1965-1995	017890	영춘	30	1966-1995
014500	홍천	29	1967-1995	017950	상동	29	1966-1994
014600	내천	31	1965-1995	018450	평창	28	1968-1995
014650	서석	31	1965-1995	018570	방림	30	1966-1995
014680	두촌	30	1965-1994	018650	대림	30	1966-1995
014800	가평2	29	1967-1995	018810	봉평	29	1967-1995
015010	춘천	22	1974-1995	019300	정선	31	1965-1995
015150	부평	30	1966-1995	019400	진부	27	1969-1995
015280	인제	24	1972-1995	019700	황계	22	1972-1993
015380	창춘	25	1970-1994	019800	임계	29	1967-1995
015490	서화	25	1970-1994				
015550	사내	28	1968-1995				

표 2. 남한강 유역내 지점 L-모멘트비와 이산도

자료 수	지점명	1일최대				2일최대				3일최대			
		L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)	L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)	L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)
27	016150	.2460	.2429	.0408	1.55	.2695	.2604	.1550	.38	.2576	.2213	.1323	.09
30	016450	.2382	.3915	.3088	1.09	.2352	.2578	.2141	.34	.2339	.2212	.1953	.60
29	016660	.2753	.3434	.1341	1.15	.2753	.3152	.1497	1.05	.2642	.2897	.1144	1.38
30	016670	.2401	.3218	.1869	.22	.2296	.2016	.1591	.84	.2431	.2393	.1915	.39
30	016830	.2442	.3501	.1812	.66	.2460	.2681	.1265	.62	.2482	.2238	.0891	.72
31	016880	.2477	.2593	.0888	.72	.2747	.2874	.1120	.96	.2729	.2632	.0671	1.76
29	016910	.2521	.2747	.1234	.36	.2536	.2824	.1225	.80	.2552	.2281	.1235	.10
31	016980	.2849	.2901	.1459	1.79	.2818	.2321	.1590	2.02	.2709	.2199	.1707	1.28
30	017250	.2262	.3859	.2417	1.66	.2188	.2827	.1937	1.57	.2236	.2822	.1997	2.82
29	017650	.2296	.2384	.1262	.50	.2476	.1687	.0366	2.40	.2442	.1412	.0386	2.01
28	017750	.2052	.1973	.1339	1.49	.2423	.2495	.1143	.66	.2381	.2383	.1309	.69
30	017890	.2284	.2221	.1768	.48	.2710	.2664	.1526	.39	.2641	.2250	.1637	.53
29	017950	.2782	.3098	.2208	1.75	.2632	.2626	.2143	.82	.2718	.2664	.1608	.65
28	018450	.1934	.2017	.2529	1.95	.2121	.2054	.1663	1.45	.2174	.1319	.1416	1.66
30	018570	.2433	.3217	.2092	.08	.2428	.3124	.2369	.81	.2343	.2051	.2131	1.04
30	018650	.2235	.3851	.3160	1.38	.2582	.3311	.2596	1.28	.2628	.2881	.2064	1.04
29	018810	.2297	.3162	.3300	1.11	.2338	.2823	.2306	.56	.2352	.2041	.1769	.38
31	019300	.2348	.3397	.2704	.35	.2712	.2436	.0893	.85	.2544	.1774	.0794	.77
27	019400	.2544	.2938	.2520	.84	.2624	.3178	.2386	.88	.2807	.2422	.1681	1.64
22	019700	.2281	.2565	.2734	.90	.2228	.2193	.2326	1.46	.2247	.1355	.1253	1.30
29	019800	.2242	.1959	.1766	.94	.2465	.2245	.2000	.85	.2491	.1939	.1200	.16

표 3. 북한강 유역내 지점 L-모멘트비와 이산도

자료 수	지점명	1일최대				2일최대				3일최대			
		L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)	L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)	L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)
31	014200	.2372	.2458	.0775	1.21	.2224	.3159	.1382	1.96	.2373	.2606	.0834	1.15
29	014500	.2469	.2507	.1458	.13	.2785	.2416	.1637	.48	.2754	.2503	.1945	.93
31	014600	.2488	.2567	.1069	.41	.2906	.3322	.1761	.83	.3031	.3541	.1583	1.00
31	014650	.2525	.2868	.1417	.35	.2866	.2794	.1829	.59	.2871	.2743	.1384	.03
30	014680	.2612	.3175	.1899	.60	.2899	.3552	.1431	1.06	.2975	.3539	.1219	1.13
29	014800	.2120	.1578	.0872	1.46	.2148	.2442	.0873	1.81	.2202	.2443	.1132	1.53
22	015010	.3083	.3266	.1902	1.56	.3211	.2759	.1191	.64	.3233	.2671	.1136	1.14
30	015150	.2913	.2716	.1252	1.07	.3335	.3028	.1674	1.12	.3420	.3302	.1958	1.52
24	015280	.2555	.2293	.1893	.88	.2753	.2708	.1401	.03	.2864	.2739	.1030	.11
25	015380	.2663	.2723	.1170	.32	.3098	.3071	.0662	1.55	.3149	.3342	.1341	.47
25	015490	.2721	.1610	.0951	2.30	.2980	.2384	.0489	1.95	.3007	.2537	.0030	2.87
28	015550	.2776	.3359	.1554	.77	.2877	.2450	.1439	.26	.2944	.2671	.1229	.15
30	015600	.2386	.2036	.1987	1.87	.2471	.1623	.1528	2.35	.2461	.1868	.1791	2.00
31	015650	.2412	.1842	.0936	.55	.2637	.2548	.1123	.20	.2504	.2197	.1040	.58
31	015800	.2748	.3485	.2415	1.53	.2941	.2989	.1515	.17	.2938	.3189	.1613	.38

같다. 지역 빈도해석방법에서는 일반적으로 정확한 결과의 산정을 위해서는 지점의 이산도 $D(i)$ 가 3보다 큰 경우 배제하는 것이 합리적이라고 제안되고 있으며 (Hosking, 1990), 표 2~표 4에서와 같이 본 연구의 대상유역내 지점자료들에 대한 이산도는 모두 3.0보다

작은 값을 가지므로 자료의 상태가 양호한 것을 알 수 있다.

표 5에서는 남한강유역, 북한강 유역, 한강하류부 유역에 대하여 이질성척도 H_1, H_2, H_3 를 산정한 결과를 나타내고 있다. 표 2~표 4에서 산정된 표본 L-

표 4. 한강하류부 유역내 지점 L-모멘트비와 이산도

자료 수	지점명	1일최대				2일최대				3일최대			
		L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)	L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)	L-변동 계수	L-왜도 계수	L-첨도 계수	D(i)
30	010680	.2370	.3112	.1572	1.23	.2656	.2448	.1513	.81	.2738	.2342	.1390	.29
30	012100	.2293	.2890	.2263	1.86	.2278	.2537	.0988	2.23	.2177	.2484	.1138	2.77
31	012450	.2857	.2381	.1331	.66	.2916	.2633	.1353	.53	.2821	.2102	.0746	1.23
29	012900	.3065	.3305	.2555	1.28	.3017	.3009	.1631	.48	.2907	.2338	.1387	.51
29	013400	.2265	.0662	.0734	2.66	.2600	.2855	.1585	.30	.2697	.3137	.1442	.88
31	013600	.2645	.1979	.0712	1.79	.2763	.3316	.1735	.55	.2655	.3100	.2058	.31
29	013750	.2793	.3608	.2346	.22	.2910	.4145	.2692	1.48	.2874	.3365	.1783	1.11
31	013810	.3259	.3906	.2346	1.00	.3024	.3980	.2542	1.07	.2912	.3658	.2641	1.36
29	013830	.3068	.3919	.2290	.54	.3195	.3205	.1898	1.01	.2986	.2953	.2291	.72
29	013870	.2839	.3242	.2156	.10	.2951	.3028	.2442	1.96	.2730	.2677	.2556	2.23
28	013910	.2463	.3754	.2045	1.39	.2585	.3367	.2489	1.55	.2591	.3128	.1905	.42
29	013930	.2800	.3177	.1945	.02	.2857	.2388	.1049	.94	.2954	.2094	.1282	1.07
29	013950	.2930	.3503	.2345	.25	.2889	.3185	.2044	.08	.2764	.2710	.1458	.10

표 5. 이질성 척도 산정 결과

이질성 척도		남한강 유역			북한강 유역			한강하류부		
		1일 최대	2일 최대	3일 최대	1일 최대	2일 최대	3일 최대	1일 최대	2일 최대	3일 최대
H1	τ	-2.23	-2.47	-2.66	-1.42	0.02	0.18	-0.86	-1.74	-1.93
H2	τ/τ_3	-2.42	-3.58	-3.46	-1.84	-2.18	-1.93	-0.80	-2.24	-2.32
H3	τ_3/τ_4	-1.71	-3.12	-3.21	-2.07	-2.86	-2.44	-1.26	-2.20	-2.03

모멘트비를 이용하여 이를 kappa 분포에 적합시켜 매개변수를 추정한 다음, 이를 기준으로 Monte Carlo 모의를 수행함으로써 이질성척도 H_1 , H_2 , H_3 를 산정하였다. 표본 L-왜도계수를 고려한 H_2 와 표본 L-첨(예)도계수를 고려한 H_3 에 비하여 표본의 특성을 잘 반영하고 있는 표본 L-변동계수를 고려한 H_1 을 기준으로 이질성 여부를 판단하였으며, Hosking과 Wallis (1993; 1997)이 제안한 기준을 사용하여 분석한 결과 북한강 유역과 한강하류부 유역에서는 동질성이 있는 것으로 나타났다. 반면, 남한강 유역에서는 1일, 2일, 3일 연최대강우량 모두 이질성이 있는 것으로 판명되었는데 남한강 유역내의 이산도가 큰 지점을 제거하여도 Hosking과 Wallis (1993; 1997)이 제안한 기준을 만족하는 경우가 발생하지 않았으나, 비교의 목적으로 남한강유역의 경우에도 지역빈도해석을 실시하였다.

2) 적합성 검정 및 적정분포형 선정

본 연구에서는 구분된 동질성의 유역에 대하여 Pearson type-III(PE3), generalized extreme value(GEV), generalized logistic(GLO), generalized Pareto(GPA), generalized normal(GNO), 4-parameter Wakeby(WKB4) 및 5-parameter Wakeby(WKB5) 등의 확률분포형을 적용하여 매개변수를 추정한 다음, 적합성을 검정하고 이를 통하여 적정 분포형을 산정하였다.

표 6~표 7에서는 각 유역별 적합성 검정을 통한 적정분포형 결과를 나타내고 있는데, 남한강 유역에서는 general lositic 분포, lognormal 분포, GEV 분포, gamma 분포가 적합한 것으로 나타났으며, 1일, 2일, 3일 강우량에 모두 적합한 것으로 나타난 lognormal(GNO) 분포를 최적분포형으로 산정하였다. 북한강 유역의 경우에는 적정 분포형으로 GEV 분포, gamma-3 분포, generalzed Pareto 분포가 선정되었으며, 상대적으로 적합성 척도를 나타내는 Z값이 작

표 6. 적합성 검정 결과

적용분포형	남한강유역			북한강유역			한강하류부		
	1일 최대	2일 최대	3일 최대	1일 최대	2일 최대	3일 최대	1일 최대	2일 최대	3일 최대
General Logistic	1.44	2.68	3.73	3.63	4.48	4.86	1.74	2.08	2.26
GEV	.16	1.05	1.66	2.14	3.08	3.46	.75	1.10	1.09
Lognormal	-.81	.19	-.99	1.40	2.21	2.56	-.06	.26	.35
gamma-3	-2.46	-1.34	-.30	.06	.69	.99	-1.44	-1.18	-.93
General Pareto	-3.30	-3.06	-3.21	-1.57	-.55	-.18	-1.95	-1.60	-1.93

은 gamma-3 분포형을 최적분포형으로 선정하였다. 그리고, 한강하류부 유역에서는 채택된 lognormal 분포, generalized normal 분포, GEV 분포, 그리고 Pearson type III 분포 가운데 Z값이 가장 적은 lognormal 분포를 적정분포형으로 선정하였다.

4.3 지점 빈도해석과 지역 빈도해석의 비교

지점빈도해석을 위해서 본 연구에서는 건설부 산하 50개의 강우관측지점에 대하여 구축된 1일, 2일, 3일 최대치 자료에 대하여 지역빈도해석 결과와의 비교를 위하여 지역빈도해석에서 채택된 분포형을 가정하였다. 남한강유역, 한강하류부 내 각 지점에서의 적정분포형은 lognormal 분포형으로 가정하였으며, 북한강유역에서는 각 지점별로 gamma-3 분포형을 가정하였다. 가정한 분포형을 이용하여 한강유역 50개 지점의 매개변수를 모멘트법, 최우도법, 확률가중모멘트법을 이용하여 추정하였으며, 추정된 매개변수에 대해서 적합도 검

정을 실시한 결과 유의수준 5%에 대하여 모두 통과하였다.

지점빈도해석과 지역빈도해석의 결과를 비교하기 위하여 Monte-Carlo 모의기법을 이용하였다. 각 빈도해석방법에 대하여 최적분포형으로 공통적으로 선정된 lognormal(남한강유역, 한강하류부), gamma-3(북한강유역) 분포형을 모집단 분포형으로 가정하고, 이의 매개변수를 이용하여 10,000번의 반복을 통하여 자료를 발생시킨 다음 상대 편과의 상대 제곱근오차를 산정하였다. 그림 2~그림 10에서는 각 유역을 기준으로 유역 내 각 지점별로 산정된 상대편과의 절대치와 상대 제곱근오차를 유역에 대하여 평균한 결과를 도시하고 있다. 여기서 상대편과의 상대제곱근오차는 다음과 같은 관계를 가지고 있다.

$$\text{상대제곱근오차} = \text{분산} + \text{상대편의}^2 \quad (21)$$

절대치를 취한 상대편의의 경우, 지점빈도해석과 지

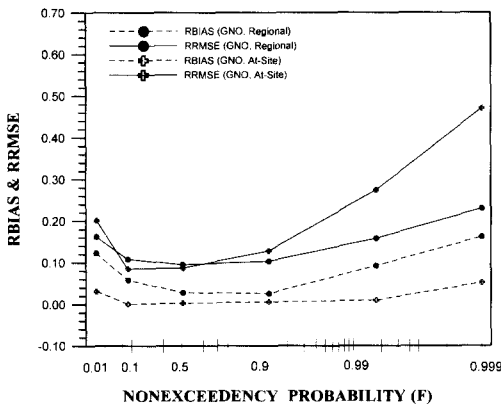


그림 2. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (남한강유역, 1일 최대)

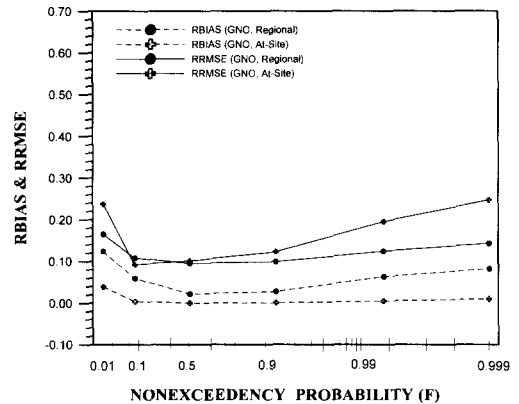


그림 3. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (남한강유역, 2일 최대)

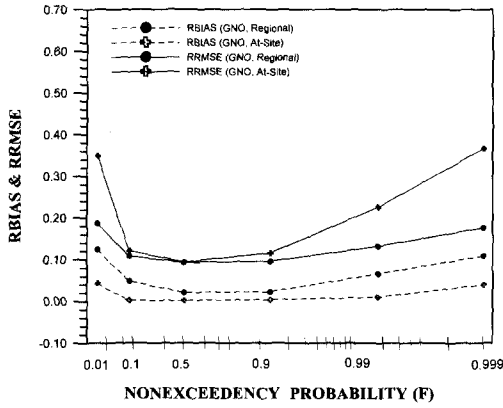


그림 4. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (남한강유역, 2일 최대)

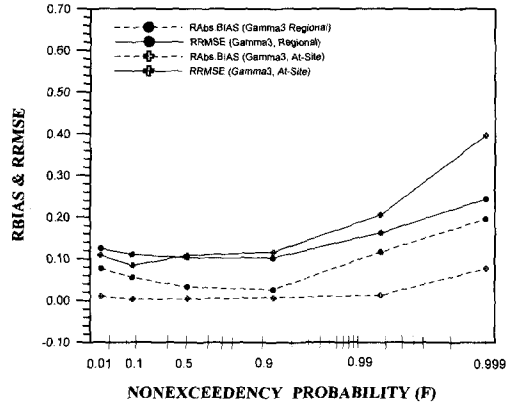


그림 5. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (북한강유역, 1일 최대)

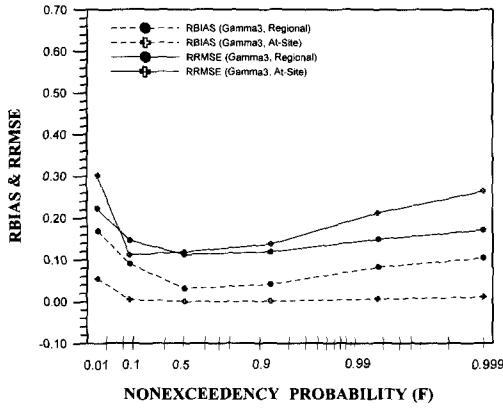


그림 6. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (북한강유역, 2일 최대)

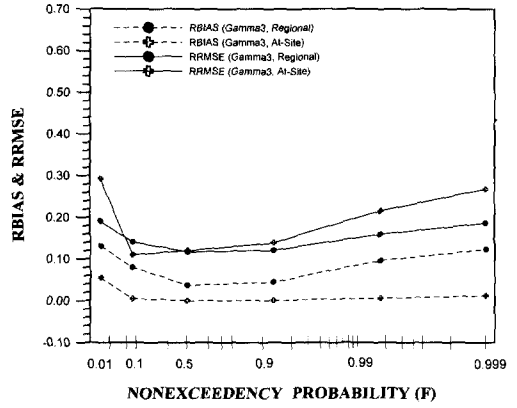


그림 7. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (북한강유역, 3일 최대)

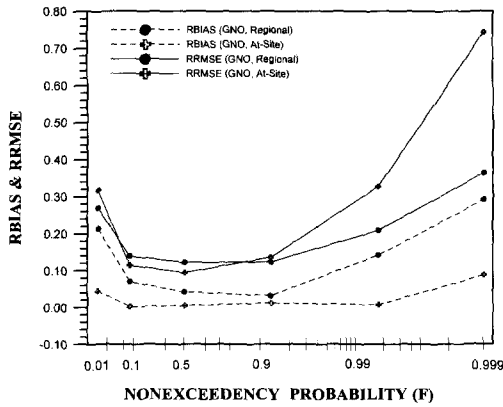


그림 8. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (한강하류부, 1일 최대)

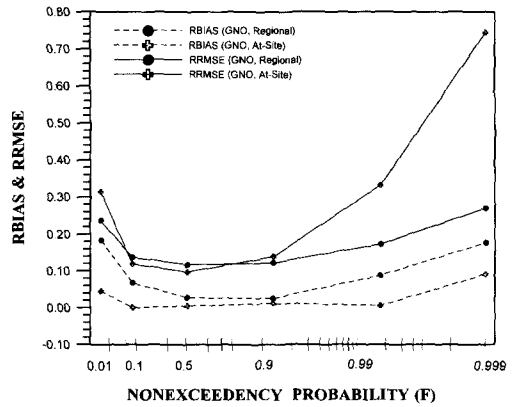


그림 9. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (한강하류부, 2일 최대)

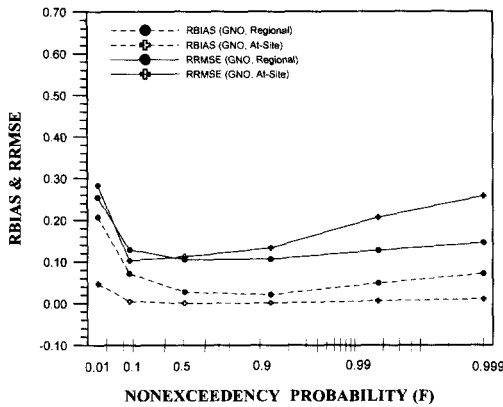


그림 10. 지점 및 지역빈도해석 결과 비교 (한강하류부, 3일 최대)

역빈도해석의 결과는 많은 차이를 보이지 않았으며, 재현기간 전체에 걸쳐 지점빈도해석의 상대편의가 지역 빈도해석의 경우보다 조금 작은 것으로 나타났다. 이는 모의과정 중 상대편의가 지점의 평균과 추정치의 차이로 정의되기 때문이며, 지점별로는 분산이 매우 적기 때문에 지점만을 고려하여 빈도해석을 수행하는 경우의 지점빈도해석의 장점을 잘 나타내고 있다고 할 수 있다. 반면, 상대편의의 제곱과 유역 내 지점별 평균치의 분산의 합으로 정의되는 상대제곱근오차의 경우 재현기간 1년과 2년 사이에서는 거의 비슷한 값을 가지나 지점빈도해석의 상대제곱근오차가 조금 작은 것으로 나타났다. 1년 미만, 2년 이상의 재현기간에서 즉, 재현기간 1년을 기준으로 재현기간이 감소하거나 2년을 기준으로 재현기간이 증가할수록 지역빈도해석의 상대제곱근오차와 지점빈도해석의 상대제곱근오차의 차이는 점점 증가하여 지역빈도해석이 훨씬 작은 오차를 발생하는 것을 알 수 있다. 이는 상대편의에서 고려되지 못한 지점별 평균치의 분산정도가 재현기간이 감소, 또는 증가할수록 유역내 분산정도가 커짐에 기인하는 것이며, 따라서 지점별 자료의 양이 많지 않은 경우 지점별 자료를 하나의 유역내의 지점들로 간주하고 지역빈도해석을 실시함으로써 유역 내 추정량의 분산감소로 인하여 자료의 부족 문제를 극복할 수 있다고 판단된다. 실제적으로 갈수량 해석을 수행하는 경우 또는 수공구조물을 설계하는 경우에 빈도해석의 관습의 대상이 되는 것은 아주 짧은 재현기간과 매우 큰 재현기간에서의 추정량이며 지역빈도해석을 실시함이 지점빈도해석을 수행하는 경우보다 유리하다고 판단된다.

4. 결 론

본 연구에서는 자료의 수가 적은 경우에 문제가 되는 지점빈도해석의 단점을 보완하기 위한 방법으로 제안된 지역빈도해석을 한강유역에 대하여 실시하였다. 전체유역을 3개의 소유역으로 나누고, 1일, 2일, 3일 연최대강우량에 대하여 각 유역별 지점 및 지역 빈도해석을 실시하여 비교한 결과 다음과 같은 결론을 얻었다.

(1) 지역빈도해석을 실시한 결과, 남한강유역, 한강하류부 유역은 lognormal 분포형, 북한강유역은 gamma-3 분포형이 최적분포형으로 선정되었으며, 선정된 분포형을 해당 소유역 지점에 적용한 결과 모두 적합도 검정을 통과하는 것으로 나타났다.

(2) Monte Carlo 모의실험을 통하여 지점 및 지역 빈도해석의 상대편의와 상대제곱근오차를 산정한 결과, 상대편의의 절대값을 취한 절대상대편의의 경우에는 지점빈도해석이 지역빈도해석 보다 작은 것으로 나타났으나, 상대제곱근오차의 경우에는 1년과 2년을 기준으로 재현기간이 감소 또는 증가할수록 지역빈도해석에 의한 값이 작아 지역빈도해석을 실시하게 되면 보다 정확한 확률강우량을 산정할 수 있는 것으로 나타났다.

(3) Hosking과 Wallis (1993)가 제안한 지역빈도해석을 위한 동질성 기준을 만족하지 못한 남한강 유역의 경우에도 다른 유역과 동일한 양상이 나타나, 지역빈도해석의 우수성과 함께 동질성을 구분하는 기준에 대한 연구가 향후 진행되어야 할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 건교부 (1961). 한국수문조사서 우량편.
 건교부 (1962-1978). 한국수문조사서 우량·수위편.
 건교부 (1979-1996). 한국수문조사연보.
 Benson, M. A. (1962). Evolution of methods for evaluating the occurrence of floods, U. S. Geol. Surv. *Water Supply Paper*, 1580A.
 Cunnane, C. (1988). Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 100, pp. 269~290.
 Cunnane, C. (1989). Statistical distributions for flood frequency analysis, *WMO Operational Hydrological Report*, 33.
 Darymple, T. (1960). Flood-frequency analyses,

- U.S. Geol. Surv. Water Supply Paper*, 1543A.
- Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C., and Wallis, J.R. (1979). Probability Weighted Moments : Definition and Relation to Parameters of Several Distributions Expressible in Inverse Form. *Water Resources Research*, 15(5), pp. 1049~1054.
- Heo, J.H., Boes, D.C., and Salas, J.D. (1990). *Regional flood-frequency modeling and estimation*, Water Resour. Paper, No. 101, Colorado State Univ., Fort Collins, Colorado, USA.
- Hosking, J.R.M. (1986). The theory of probability weighted moments. *Research Report RC12210*, IBM Research Division, Yorktown Heights, N.Y.
- Hosking, J.R.M. (1990). L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B.* 52, pp. 105~124.
- Hosking, J.R.M. and Wallis, J.R. (1997). *Regional frequency analysis : An approach based on L-moments*, Cambridge University Press.
- Hosking, J.R.M. and Wallis, J.R. (1993). Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29, pp. 271~281.
- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R., and Wood, E.F. (1985). An appraisal of the regional flood frequency procedure in the UK Flood Studier Report, *Hydrological Sciences Journal*, 30, pp. 85~109.
- Landwehr, J.M., Matalas, N.C., and Wallis, J.R. (1979). Probability Weighted Moments Compared with Same Traditional Techniques in Estimating Gumbel Parameters and Quantiles, *Water Resources Research*, 15(5), pp. 1055~1064.
- Lettenmaier, D.P. and Potter, K.W., (1985). Testing Flood Frequency Estimation Methods Using a Regional Flood Generation Model, *Water Resources Research*, 21(12), pp. 1903~1914.
- Lettenmaier, D.P., Wallis, J.R., and Wood, E.F. (1987). Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimation. *Water Resources Research*, 23, pp. 313~323.
- Potter, K.W. and Lettenmaier, D.P. (1990). A comparison of regional flood frequency estimation methods using a resampling method. *Water Resources Research*, 26, pp. 415~524.
- Stedinger, J.R. and Tasker, G.D. (1985). Regional hydrological analysis 1. Ordinary, weighted and generalized least squares compared, *Water Resources Reserch*, 21(9), pp. 1421~1432.
- Wallis, J.R. (1981). Risk and uncertainties in the evaluation of flood events for the design of hydraulic structures. In *Piece e Siccita*, edited by E. Guggino, G. Rossi, and E. Todini, pp. 3~36. Fondazione Politecnica del Mediterraneo, Catania, Italy.
- Wallis, J.R. and Wood, E.F. (1985). Relative accuracy of log Pearson III procedures. *Journal of Hydraulic Engineering*, 111, pp. 1043~1056.

(논문번호:00-052/접수:2000.08.07/심사완료:2001.03.08)