

〈論 文〉

河川洪水量の 地域化를 위한 一般化回歸模型의 開發

Development of Generalized Regression Model
for Regionalization of River Floods

趙 國 光* 權 純 國**
Cho, Kuk Kwang Kwun, Soon Kuk

Abstract

In this study, a regression model, which relates annual flood peak flows collected at streamflow gaging stations in the Han river and Nakdong river basin to both basin characteristics and precipitation data, is developed by using the generalized least squares method which can provide reasonable and unbiased estimator of error variance by separating error variance of the regression model into that due to model error and due to sampling error. This model may be used as a mechanism for transferring hydrologic information from the gaged sites to ungaged sites.

要 旨

본 研究에서는 回歸模型의 誤差分散을 模型誤差分散과 標本誤差分散으로 분리하므로써 誤差分散에 대한 합리적이고도 편의되지 않은 추정량을 제공해 줄 수 있는 一般化 最小自乘法을 이용하여 한강 및 낙동강유역의 유량관측점에서 수집된 年最大洪水量 자료를 유역특성 및 강우량 자료와 연관시키는 地域化回歸模型을 개발하였다. 本 模型은 計測地點으로부터 未計測地點으로 水文情報를 전달해 주기 위한 手段으로 사용될 수 있다.

1. 緒 論

수자원개발의 계획과 관리에 관한 의사결정에서는 어느 관측망에 대응하는 점들과 그밖의 다른 점들에서의 水文情報를 필요로 할 수 있다. Fiering¹⁾과 Matalas and Jacobs²⁾의 연구는 어

는 주어진 지점에서의 시계열 정보는 보다 긴 水文事象系列이 관측되어온 다른 지점으로부터 정보를 轉移하므로써 증가될 수 있음을 보여준다. 수문정보를 未計測地點에 제공하기 위하여 주로 사용되는 情報傳達體系는 주로 回歸分析으로서 일반적으로 回歸模型의 형태로 표현된 地域化된 관계는 地域母數의 추정량, 未計測地點에서의 母

* 水原專門大學 土木科

** 서울大學校 農科大學 農工學科

數推定量 및 관측된 時系列보다 더 작은 標準誤差를 가지는 다른 계측지점들에서의 母數推定량을 제공하는데 사용될 수 있다. (7,9,11,19)

Moss and Karlinger¹²⁾는 지역하천 유량정보로부터 얻는 이익을 유량관측점의 數 및 관측점에서 얻을 수 있는 기록치 길이에 관한 함수로 나타내는 NARI(Network Analysis for Regional Information)기법을 개발하였다.

NARI는 수문정보의 지역화 기법으로서 지형학적 특성치에 대한 유량특성치의 회귀관계에 의존하며, 회귀분석에서 사용된 관측점 수와 기록치 길이에 대한 회귀관계의 정밀도는 지역화 회귀분석에서 본래부터 가지고 있는 시간적·공간적 오차 및 모형오차들과 관측점 사이의 기록치들의 상관관계를 설명해 준다.

Solomon et al.¹⁵⁾은 수문정보의 지역화를 위하여 하천유량과 강수량의 통계량들을 공동으로 圖化하고 內插하기 위한 하나의 기본원리로서 格子技法을 제안하였는데 이 기법은 강수-유출에 관한 일종의 분포모형에 의존하며 시간적·공간적 및 측정오차가 지역화의 정확도를 조절하는 것으로 생각한다.

Stedinger and Tasker^{16,17,18)}는 유량자료를 유역특성 및 기후자료와 연관시키는 地域化 回歸模型을 개발하는데 있어서 普通(Ordinary Least Squares:OLS), 加重(Weighted Least Squares:WLS) 및 一般化(Generalized Least Squares:GLS) 最小自乘法的 母數推定能力을 비교하였다. 이들은 WLS 및 GLS 방법에서 사용하기 위한 유량통계량 추정치들의 標本變動과 相互相關뿐만 아니라 기초가 되는 回歸模型의 정밀도를 추정하기 위한 방법을 개발하였고, Monte Carlo방법을 이용한 여러가지 실험을 통하여 一般化平均平方誤差 추정량이 基礎回歸模型이 지니는 誤差分散에 대한 합리적이고도 편의되지 않은 추정량을 제공해준다는 결론을 얻었으며, 無作為로 배정된 歪曲係數를 가진 非正規 Pearson Type III 변량을 사용했을 경우에도 正規變量을 사용했을 때와 같은 성과를 경험하였다.

本 研究에서는 한강 및 낙동강 유역의 유량관측점에서 수집된 年最大洪水量 자료를 유역특성 및 강우량 자료와 연관시키는 地域化 回歸模型을 一般化 回歸分析法에 의하여 개발하므로써 水文情報를 전달하는 수단으로 사용할 수 있도록 하

였다.

2. 一般化回歸模型의 理論

Stedinger and Tasker^{16,17)}에 의하면 地域水文 回歸 문제는 다음과 같이 설명될 수 있다. 각 관측점 $i(i=1, \dots, N)$ 에서는 시간적으로 독립적이며 正規分布를 한다고 가정되는 確率變數들로 구성된 이용가능한 n_i 년 유량기록치 $\{x_{i1}, \dots, x_{in_i}\}$ 를 갖는다. 이들 관측유량 x_{it} 는 年最大洪水量, 年河川流量, 季節流量 또는 그것들의 어느 對數值에 대응할 수 있다. 서로 다른 관측점에서의 동시관측치들은 相互相關을 가질 수 있으며 이는 水文現象에서 자주 관측되는 同時事象들 사이에 존재하는 공간적상관에 대응된다. 각 유량관측치들로부터 標本平均 \bar{x}_i 와 不偏標本分散 s_i^2 가 계산될 수 있으며 이들은 각각 해당 관측점에서의 유량의 平均 및 分散에 대한 추정량들이다.

$\hat{\theta}_i$ 은 平均流量 \bar{x}_i , 유량의 標準偏差 s_i 혹은 x 분포의 100p percentile인 $x_i + z_p s_i$ 의 추정량을 나타낸다고 하면, $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_N)^T$ 는 θ 의 추정량을 나타내는 벡터가 되며, $\hat{\theta}$ 에 대응하여 $\hat{\theta}$ 는 관심의 대상이 되는 유량자료의 참값인 地點平均 $(\mu_1, \dots, \mu_N)^T$, 標準偏差 $(\sigma_1, \dots, \sigma_N)^T$ 혹은 100p percentiles $(\mu_1 + z_p \sigma_1, \dots, \mu_N + z_p \sigma_N)^T$ 를 나타내는 벡터가 된다. 여기서 θ 의 기대치를 분석대상 관측점에서의 地形學的 媒介變數 및 다른 유역특성인자들에 관한 하나의 函數로 정의하는 回歸關係를 유도하는데에 $\hat{\theta}$ 을 사용한다.

가. $\hat{\theta}$ 의 특성

벡터추정량 $\hat{\theta}$ 이 θ 에 대한 不偏推定量이라고 가정할 경우 다음의 관계가 성립된다.

$$E(\hat{\theta}) = \theta \quad (1)$$

$$E[(\hat{\theta} - \theta)(\hat{\theta} - \theta)^T] = \Sigma(\hat{\theta}) \quad (2)$$

여기서 $\Sigma(\hat{\theta})$ 은 벡터추정량 $\hat{\theta}$ 의 標本供分散行列이다. $\Sigma(\hat{\theta})$ 의 값은 θ 의 추정량으로서 $\hat{\theta}$ 이 갖게 되는 정밀도를 나타내주므로 이 값을 명시해주는 일은 地域水文回歸 문제를 해결하는 하나의 중요한 단계가 된다.

$\Sigma(\hat{\theta})$ 의 유도에서, 두 표본의 크기 n_1 와 n_2 중에서

더 작은 것이 동시관측치의 수와 같다고 가정하면 $\hat{\theta}$ 에 따른 $\Sigma(\hat{\theta})$ 은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_i &= x_i \text{ 에 대해서는,} \\ \Sigma(\bar{x})_{ij} &= \sigma_j^2 / n_j \quad i=j \\ \Sigma(\bar{x})_{ij} &= \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j / \max(n_i, n_j) \quad i \neq j \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 ρ_{ij} 는 동시관측유량들의 相互相關係數이다.

$\hat{\theta}_i = s_i$ 에 대해서는 正規確率變數들에 대한 1차 근사법을 통하여 다음의 결과를 얻게 된다.¹⁶⁾

$$\begin{aligned} \Sigma(S)_{ij} &= 0.5 \sigma_i^2 / n_i \quad i=j \\ \Sigma(S)_{ij} &= 0.5 \rho_{ij}^2 \sigma_i \sigma_j / \max(n_i, n_j) \quad i \neq j \end{aligned} \quad (4)$$

마지막으로, $\hat{\theta}_i = x_i + z_{p_i}$ 및 正規流量에 대해서는

$$\Sigma(\hat{\theta}) = \Sigma(\bar{x}) + z_p^2 \Sigma(S) \quad (5)$$

이 된다. 한편, Monte Carlo 방법을 이용한 실험을 통해서 Log-Pearson Type III 變數에 대한 $\Sigma(\hat{\theta})$ 의 값은 다음과 같이 정의된다.¹⁸⁾

$$\begin{aligned} \Sigma(\hat{\theta})_{ii} &= \sigma_i^2 [1 + k_i r_i + 0.5 k_i^2 (1 + 0.75 r_i^2)] / n_i \quad i=j \\ \Sigma(\hat{\theta})_{ij} &= 0.5 \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \\ &\quad \frac{2 + k_i r_i + k_j r_j + k_i k_j (\rho_{ij} + 0.75 r_i r_j)}{\max(n_i, n_j)} \quad i \neq j \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 $k_i = k_p(r_i)$ 는 지점 i에서 地域化歪曲係數 r_i 를 가질 때의 頻度係數이다.

나. 地域模型

$\hat{\theta}$ 과 $\Sigma(\hat{\theta})$ 의 추정치가 주어질 경우, 지역회귀 모형의 媒介變數들을 추정할 수 있다. i의 각 요소들은 一群의 유역특성들과 線型關係가 있는 것으로

가정하고, 포함될 수 있는 모든 유역특성들을 대표하여 集水面積의 對數變換值인 $\ln A_i$ 로써 나타내면 地域회귀모형은 다음과 같은 형태를 갖는다.

$$\begin{aligned} \theta_i &= \alpha + \beta \ln A_i + \epsilon_i \\ \epsilon_i &\sim \text{NID}(0, \gamma^2) \end{aligned} \quad (7)$$

그러므로 γ^2 는 模型誤差分散 또는 殘差未說明分散이다. 식(7)을 행렬을 사용하여 나타내면 다음과 같이 쓰여질 수 있다.

$$\theta = \Xi \beta + \epsilon \quad (8)$$

$$\text{여기서 } \Xi = \begin{bmatrix} 1 \ln A_1 \\ \vdots \\ 1 \ln A_N \end{bmatrix}, \beta = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} \text{ 및 } \epsilon = \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_N \end{bmatrix}$$

이다. 식(8)에서 殘差誤差 ϵ 은 식(9)와 같은 1차 및 2차 모멘트를 갖는 것으로 가정된다.

$$E(\epsilon) = 0, \quad E(\epsilon \epsilon^T) \Sigma(\epsilon) = \gamma^2 I_N \quad (9)$$

여기서 I_N 은 $(N \times N)$ 단위행렬이다. 식(1), (8) 및 (9)를 조합하면 다음식을 얻는다.

$$E(\hat{\theta}) = \Xi \beta \quad (10)$$

여기서 미지의 媒介變數 벡터 θ 에 대한 추정량 $\hat{\theta}$ 의 標本共分散 $\Sigma(\hat{\theta})$ 과 $\hat{\theta}$ 의 平均인 $\Xi \beta$ 에 대한 θ 의 共分散 $\gamma^2 I_N$ 이 주어진 경우 $\Xi \beta$ 에 대한 $\hat{\theta}$ 의 共分散인 $\Lambda(\gamma^2)$ 는 다음과 같이 나타내진다.

$$\begin{aligned} E[(\hat{\theta} - \Xi \beta)(\hat{\theta} - \Xi \beta)^T] &= \\ \Lambda(\gamma^2) &= \gamma^2 I_N + \Sigma(\hat{\theta}) \end{aligned} \quad (11)$$

Stedinger and Tasker^{16),17),18)}는 Monte Carlo 방법을 이용한 실험을 통하여 母數推定法들에 대한 상대적인 능력을 평가하기 위한 μ , σ 및 $x_p = \mu + z_p \sigma$ 의 母集團 모형들을 개발하였다. 平均에 대한 모형은 다음과 같다.

$$\mu_i = \alpha_\mu + \beta_\mu \ln A_i + \epsilon_i \quad (12)$$

$$\epsilon_i \sim \text{NID}(0, \sigma_\epsilon^2)$$

여기서 $\alpha_\mu = 0$ 이고 $\beta_\mu = 0.75$ 였다.

標準偏差에 대한 모델은 다음과 같이 주어졌다.

$$\sigma_i = [\alpha_\sigma + \beta_\sigma \ln A_i] \exp(\delta_i) \quad (13)$$

$$\delta_i \sim \text{NID}(-\sigma_\delta^2/2, \sigma_\delta^2)$$

여기서 $\alpha_\sigma = 1.5$ 이고 $\beta_\sigma = -0.14$ 였다. ϵ_i 와 δ_i 는 서로 독립적인 것으로 가정되었으며 주어진 δ_i 분포에 대하여,

$$E(\sigma_i) = \alpha_\sigma + \beta_\sigma \ln A_i \equiv \sigma(A_i) \quad (14)$$

이며 殘差誤差는 다음과 같은 分散을 갖는다.

$$E\{[\sigma_i - E(\sigma_i)]^2\} = \sigma^2(A_i) [\exp(\sigma_\delta^2) - 1] \quad (15)$$

마지막으로, pth quantile 에 대한 모형은 다음에 의해서 주어진다.

$$X_p = \mu_i + z_p \sigma_i = \alpha_p + \beta_p \ln A_i + \eta_i \quad (16)$$

여기서 $E(\eta_i) = 0$, $\text{Var}(\eta_i) = \sigma_\eta^2 + z_p^2 \sigma^2(A_i) [\exp(\sigma_\delta^2) - 1]$, $\alpha_p = \alpha_\mu + z_p \alpha_\sigma$ 및 $\beta_p = \beta_\mu + z_p \beta_\sigma$ 이다. $\text{Var}(\eta_i)$ 가 $\beta_\sigma \neq 0$ 에 대해서 A_i 에 따라 변할 것이므로 식 (16)에서의 殘差는 等分散이 아니다. 그러나 quantile 모형에 도입된 弱異分散性(slight heteroscedasticity)은 母數推定方法에서 무시된다.

다. $\Sigma(\hat{\theta})$ 의 推定

WLS나 GLS를 사용하려면 식(3)-(5)에서 정의된 $\Sigma(\hat{\theta})$ 의 전부 혹은 부분에 대한 추정이 필요하다. $\Sigma(\hat{\theta})$ 에 대한 必要推定量 $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ 은 標本抽出誤差($\hat{\theta} - \theta$) 그리고 β 의 有效不偏推定

量을 산출하기 위한 WLS 및 GLS 방법의 模型誤差($\theta - E[\hat{\theta}]$)에 대하여 상대적으로 독립적이어야 한다. 따라서 $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ 은 식(17)을 이용하여 치환된 σ_i 를 가진 식(3)-(5)를 이용하여 얻어진다.

$$\hat{\sigma}(A_i) = \hat{\alpha}_\sigma + \hat{\beta}_\sigma \ln A_i \quad (17)$$

여기서 $\hat{\alpha}_\sigma$ 와 $\hat{\beta}_\sigma$ 은 식(14)에 있는 α_σ 와 β_σ 에 대한 推定量이 된다. $\hat{\alpha}_\sigma$ 와 $\hat{\beta}_\sigma$ 은 필요한 가중치 계산을 위해서 α_σ 와 β_σ 에 대한 OLS 알고리즘의 초기 추정량들을 사용한 WLS 알고리즘에 의해서 얻어진다. $\rho_{ij}(i \neq j)$ 로는 X_{it} 사이의 觀測相互關係數들의 平均値를 사용하며 負의 값들은 零으로 치환한다.

라. 一般化 最小自乘法

식(11)에서 $\Lambda(\gamma^2)$ 를 알 수 있다면 β 에 대한 最良線型不偏推定量은 식(18)과 같은 一般化 最小自乘 추정량이 된다.

$$\hat{\beta}_{GLS} = [\Xi^T \Lambda(\gamma^2)^{-1} \Xi]^{-1} \Xi^T \Lambda(\gamma^2)^{-1} \hat{\theta} \quad (18)$$

만약 $\Lambda(\gamma^2) = E[(\hat{\theta} - \Xi\beta)(\hat{\theta} - \Xi\beta)^T]$ 이라면 $\hat{\beta}_{GLS}$ 는 식(19)와 같은 共分散을 갖는다.

$$\Sigma(\hat{\beta}_{GLS}) = [\Xi^T \Lambda(\gamma^2)^{-1} \Xi]^{-1} \quad (19)$$

그러나 일반적으로 γ^2 를 알 수 없기 때문에 실제로 추정을 해야한다. 추정방법으로는 모멘트법과 最尤推定法이 고려될 수 있는데 여기서는 모멘트법에 대해서만 다루기로 한다.

$\Lambda(\gamma^2)$ 를 알게 될 경우 식(20)과 같은 관계가 성립된다.

$$E\{(\hat{\theta} - \Xi\hat{\beta})^T \Lambda(\gamma^2)^{-1} (\hat{\theta} - \Xi\hat{\beta})\} = N - k \quad (20)$$

여기서 N 과 k 는 $\hat{\theta}$ 과 $\hat{\beta}$ 의 차원이며 $\hat{\beta}$ 은 식(18)을 이용하여 구한다. 따라서 모멘트법에 의한 GLS 추정량 $\hat{\gamma}_{GLS-MM}^2$ 은 $\Lambda(\gamma^2)$ 를 경유하여 γ^2 에 좌우되는 식(18)에서 주어진 $\hat{\beta}$ 을 이용하여 식(21)을 풀므로써 얻어진다.

$$(\hat{\theta} - \Xi\hat{\beta})^T [\hat{\gamma}_{GLS}^2 I_N + \hat{\Sigma}(\hat{\theta})^{-1}] (\hat{\theta} - \Xi\hat{\beta}) = N - k \quad (21)$$

일반적으로, 식(21)의 좌변은 하나의 식이 존재할 경우 그 식에 대한 해를 구하는 것을 상대적으로 용이하게 해주는 γ_{GLS}^2 에 관한 減少函數이다. 하지만 특히 γ_{GLS}^2 가 작을 때 또는 $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ 에 비하여 작을 때에는 식(21)을 풀어주는 $\hat{\gamma}_{GLS-MM}^2$ 의 값이 負인 경우가 종종 발생한다. 즉,

$$(\hat{\theta} - \Xi\hat{\beta})^T \hat{\Sigma}(\hat{\theta})^{-1} (\hat{\theta} - \Xi\hat{\beta}) > N - k \quad (22)$$

이러한 경우, $(\hat{\theta} - \theta)$ 에만 관련된 標本變動 $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ 은 $\Xi\hat{\beta}$ 에 대한 $\hat{\theta}$ 의 관측변동에 대해서 다른 것보다 더 잘 설명해주며 또한 γ_{GLS}^2 의 어떠한 場의 값도 식(22)를 만족시키지 못한다. 그러한

경우에는 $\gamma_{GLS-MM}^2=0$ 으로 한다.

3. 使用資料

가. 分析對象 觀測點

과거에 폐쇄되었거나 1986년 현재까지 건설부에서 운영해오고 있는 한강 및 낙동강유역의 유량관측점 중에서 저수지 水門操作의 영향을 받지 않은 관측점으로서 5년 이상의 유량자료를 구할 수 있는 지점만을 선정하여 한강유역은 16개 지점을, 낙동강유역은 28개 지점을 분석대상으로 하였으며 이들로부터 年最大洪水量 자료를 추출하여 自然對數를 취한 후 回歸模型의 從屬變數로 사용하였다. 각 유역의 분석대상 관측소 및 記錄值年數는 Table 1과 같으며 관측소의 위치는 Fig 1 및 2 와 같다.

Table 1. Existing streamflow-gaging stations in the Han and Nakdong river basin

| River basin | Station | Name |
|-------------|---------------------|-------------------|
| Han | 1.Gwangjang(24) | 9.Geoun(23) |
| | 2.Goan(46) | 10.Moggye(62) |
| | 3.Yeaju(58) | 11.Ganhyeon(21) |
| | 4.Danyang(56) | 12.Chungjul(48) |
| | 5.Hongcheon(23) | 13.Chungju2(15) |
| | 6.Hoengseong(24) | 14.Yeongweoll(54) |
| | 7.Hupo(22) | 15.Jeongseonl(37) |
| | 8.Pyeongchang(28) | 16.Jucheon(24) |
| Nak - dong | 1.Yeringyo(19) | 15.Imhal(24) |
| | 2.Jeongam(31) | 16.Imha2(22) |
| | 3.Changri(31) | 17.Bonghwa(23) |
| | 4.Gaejin(18) | 18.Hyunpung(54) |
| | 5.Goryeingingyo(16) | 19.Songriweon(16) |
| | 6.Dongchon(54) | 20.Goryeong(24) |
| | 7.Waegwan(52) | 21.Keumho(24) |
| | 8.Seonsan(20) | 22.Gimcheon(36) |
| | 9.Yonggok(20) | 23.Nakdong(56) |
| | 10.Ian(18) | 24.Andongl(46) |
| | 11.Jeomchon(21) | 25.Jindong(52) |
| | 12.Dalji(23) | 26.Susan(53) |
| | 13.Sanyang(18) | 27.Masuweon(31) |
| | 14.Weolpo(18) | 28.Habcheon(24) |

Note: numbers in the () are record length in years

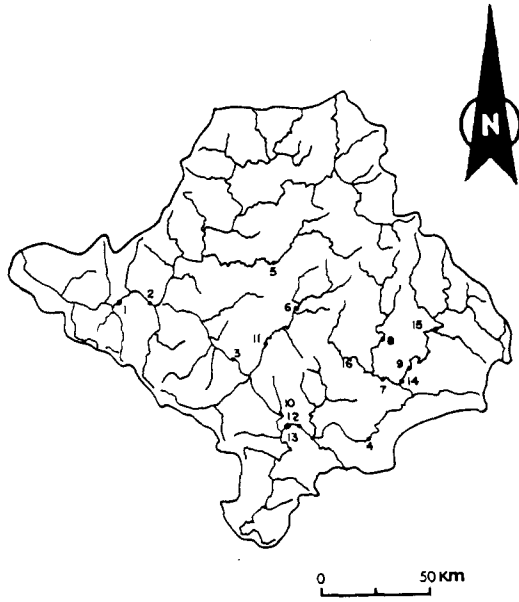


Fig.1 Location of streamflow-gaging stations in the Han river basin

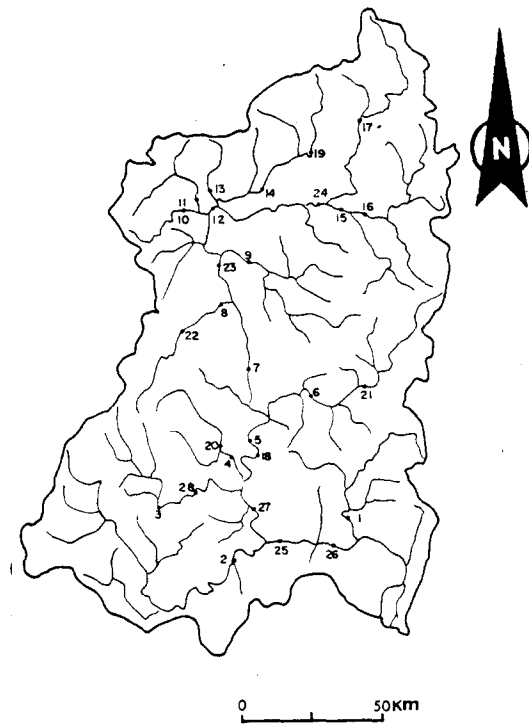


Fig.2 Location of streamflow-gaging stations in the Nakdong river basin

나. 流域特性

대상유역의 유역특성으로는 集水面積, 河川頻度, 主河川의 河床傾斜, 注河川長 및 貯留指數 등을 사용하였으며 이들의 값은 1 : 25,000 및 1 : 250,000 지형도를 이용하여 구하였다.

(1) 集水面積(AREA)

각 관측점별 集水面積은 주요 유역보고서와 유량측정조사 보고서 등을 이용하여 구하였으며, 면적이 불확실하거나 보고서에 나타나지 않은 관측점들에 대해서는 1 : 250,000 지형도를 이용하여 구하였다.

(2) 河川頻度(STMFRQ)

河川頻度は 1 : 25,000 지형도상에서 식별이 가능한 모든 河道마다 河川次數를 기입한 후 각 관측점의 集水區域內에 있는 河川次數別 河道의 數를 모두 더한 값을 해당 관측점의 集水面積으로 나누어 구하였다.

(3) 河床傾斜(SLOPE) 및 主河川長(MSL)

主河川의 河床傾斜로는 極高低기울기를 배제하기 위하여 관측점으로부터 해당 集水區域의 最遠點까지의 주하천장의 10% 및 85% 되는 두 점 사이의 경사인 S1085¹⁾를 사용하였다.

(4) 貯留指數(LAKE 1, LAKE 2)

유역내에 있는 저수지가 홍수량에 미치는 영향을 나타내는 지수로서 저수지의 滿水面積이 배수면적의 1% 이상인 경우에만 적용한다.¹⁾ LAKE1은 관측점의 集水區域內에 있는 저수지의 排水面積의 합을 集水面積으로 나눈 값이고, LAKE2는 관측점의 集水區域內에 있는 저수지의 満수면적의 합을 集水面積으로 나눈 값이며, 분석대상 저수지로는 韓國水資源公社와 韓國電力公社에서 관할하는 大壩과 市·郡 및 農地改良組合에서 관할하는 중·소규모 저수지를 택하였다.

다. 降雨量資料

강우량자료로는 年平均等雨量線圖³⁾를 이용하여 각 관측점의 集水區域內에서 등우선 사이의 면적을 加重平均하여 구한 年平均降水量(AAP)을 사용하였다.

과, 한강유역은 $\rho = 0.4$, 낙동강유역은 $\rho = 0.6$ 이었다.

라. 流量資料

(1) 基本統計量 및 確率洪水量

각 지점의 年最大洪水量 對數値를 이용하여 기본통계량인 平均, 標準偏差를 구하였다. 確率洪水量 산정에는 Log-Pearson Type III 分布函數를 사용하였는데 이때의 地域化 歪曲係數는 趙¹¹⁾의 결과를 이용하여 한강유역은 -0.73176, 낙동강유역은 -0.57514로 하였으며, 50년 頻度 홍수량을 回歸模型의 從屬變數로 하였다.

(2) 相互相關係數 및 同時記錄年數

普通回歸分析法에서는 유량자료가 相互相關이 없으며 각 관측점에서의 유량자료는 等分散을 갖는다고 가정하였으나, 一般化 回歸分析法에서는 그러한 가정을 하지 않으므로 각 관측점 사이의 유량자료에 대한 相互相關係數 行列과 同時記錄年數 行列이 入力資料로서 필요하다.

一般化 回歸分析에서는 年最大洪水量的 相互相關係數 行列을 합리적으로 추정할 필요가 있다. 동시기록년수가 매우작은 경우가 많기 때문에 相互相關에 대한 標本推定量들을 信賴하기는 어려우므로 이러한 문제점을 극복하기 위하여 관측점 i와 j사이의 相互相關係數인 ρ_{ij} 의 기대치가 식(23)과 같이 되도록 非線型回歸를 이용하여 相互相關係數를 각 관측점 사이의 거리에 연관시킨다.¹²⁾

$$E[\rho_{ij}/d_{ij}] = \theta \left\{ \frac{\alpha d_{ij}}{\alpha d_{ij} + 1} \right\} \quad (23)$$

여기서 d_{ij} 는 관측점 i와 j사이의 거리(km)이며, θ 와 α 는 媒介變數들이다. 25년 혹은 그 이상의 同時記錄年數를 가지는 관측점들에 대하여 다음 식(24)에 의하여 α 와 θ 를 구한 후 식(23)에 대입하는 과정을 반복하면 $E[\rho_{ij}/d_{ij}]$ 의 값들은 어느 값 ρ 에 수렴하게 된다.

$$\alpha = \frac{-\ln \rho_1}{d_1(\ln \rho_1 - \ln \rho_{\min})}, \theta = (\rho_{\min})^\alpha \quad (24)$$

여기서 (ρ_1, d_1) 은 (ρ_{ij}, d_{ij}) 의 평균치에 가장 가까운 점이다. 이와같이 하여 구해지는 값은 각 유역을 대표하는 평균相互相關係數가 되며 계산 결

4. 回歸模型의 開發

回歸分析은 年最大洪水量 對數値의 平均, 標準偏差 및 50년 頻度 流量을 각각 從屬變數로 하고 유역특성 및 강우량자료를 獨立變數로 하여 다음과 같이 3종류로 나뉘어 수행되며 각 회귀분석에서는 단계적회귀(stepwise regression)에 의하여 最良回歸方程式을 구한다. 回歸係數의 추정에는 추정의 分散을 模型誤差成分과 標本誤差成分으로 분리해줄 수 있는 一般化最小自乘法을 사용하였다.

가. 標準偏差 回歸

식(13)에서와 같은 모형을 적합시키기 위한 回歸分析으로서 平均值回歸과 50년 頻度流量 回歸에서 標本共分散 行列 $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ 의 추정에 필요한 標準偏差 추정치 $\hat{\sigma}_1$ 의 추정과, 平均值와 標準偏差 사이의 相關係數인 γ_{12} 의 추정에 필요한 模型誤差分散 $\hat{\gamma}_{12}^2$ 을 구하는데 사용된다.

나. 平均值 回歸

식(12)로 주어진 모형을 적합시키기 위한 回歸分析으로서 50년 頻度流量 回歸에서 필요한 平均值 추정량 $\hat{\mu}_1$ 과 模型誤差分散 $\hat{\gamma}_{12}^2$ 을 추정하는데 사용된다.

다. 50年 頻度流量 回歸

앞에서의 標準偏差 回歸과 平均值 回歸 결과를 이용하여 식(8)로 주어지는 模型을 적합시킴으로 地域化 回歸模型을 구해준다.

5. 結果 및 考察

段階的回歸에 의하여 最良回歸方程式을 구한 결과는 Table 2.에 주어져 있으며 각 유역별 地域化 回歸模型은 다음과 같다.

< 한강유역 >

$$\begin{aligned} \ln Q_{50} = & 3.94982 + 0.90043 \ln(\text{AREA}) \\ & - 0.45945 \ln(\text{MSL}) \\ & + 0.49596 \ln(\text{LAKE1}) \end{aligned} \quad (25)$$

(낙동강유역)

$$\ln Q_{50} = 2.82551 + 0.61444 \ln(\text{AREA}) + 0.50558 \ln(\text{SLOPE}) + 1.4019 \ln(\text{LAKE1}) \quad (26)$$

Table 2.에서 보는 바와같이, 두 유역 모두 標準偏差回歸에서만 決定係數(R²)가 아주 작아서 낮은 精度를 나타내며 특히 한강유역의 경우는 F檢定에서 有意性이 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대한 원인은 분석에 사용된 홍수량자료의 신뢰성이 낮거나 水位測定誤差 또는 수위-유량곡선의 부정확성 때문인 것으로 사료된다. 그러나, 平均值 및 50年 頻度流量 回歸에서는 두 유역 모두 精度가 높으며, F檢定에서 有意性이 크게 나타났다.

地域化回歸模型이 지니는 標本誤差分散 및 模型誤差分散은 한강유역의 경우가 더 작은 것으로 나타났다.

Table 2. Results of generalized regression analysis

| River basin | Flow charac. | Constant | Coefficient of | | | | | | R ² | F | Error variances | | |
|-------------|--------------|-----------|----------------|----------|----------|----------|-----------|---------|----------------|--------|-----------------|--------|--------|
| | | | AREA | SLOPE | MSL | AAP | LAKE1 | LAKE2 | | | AMR | ASE | AVP |
| Han | Mean | 88.13959 | 1.25156 | 0.76006 | 1.39160 | - | -12.34797 | - | 0.936 | 40.5** | 0.09091 | - | - |
| | Std. dev. | -71.89150 | - | -0.40937 | -0.85050 | -0.62687 | 10.55856 | - | 0.246 | 0.9 | 0.07456 | - | - |
| | 50-yr Q | 3.94982 | 0.90043 | - | - | -0.45945 | - | 0.49596 | 0.946 | 70.2** | 0.0094 | 0.0127 | 0.0220 |
| Nakdong | Mean | 3.17812 | 0.51540 | -0.27038 | - | - | 0.45605 | - | 0.815 | 35.2** | 0.09297 | - | - |
| | Std. dev. | -2.26305 | - | - | - | -0.25913 | 0.42784 | 1.63720 | 0.316 | 2.7* | 0.06060 | - | - |
| | 50-yr Q | 2.82551 | 0.61444 | - | 0.50558 | - | 1.40190 | - | 0.718 | 20.4** | 0.1405 | 0.0380 | 0.1785 |

(Note) * significant at 5% level F-test
 ** significant at 10% level F-test
 AME : Average Model Error variance
 ASE : Average Sampling Error variance
 AVP : Average Variance of Prediction (AMR+ASE)

6. 結 論

一般化 回歸分析法을 이용하여 각 유역의 유량 관측점에서 수집된 年最大洪水量자료와 유역특성 및 강우량 자료를 연관시키는 地域化 回歸模型을 구하였다. 분석에 사용된 유량특성치는 年最大洪水量의 平均, 標準偏差 및 50年 頻度流量이고 分布函數로는 Log-Pearson Type III를 사용하였으며 각유역별 地域化 回歸模型은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{한강유역} : \ln Q_{50} &= 3.94982 + 0.90043 \ln(\text{AREA}) \\ &\quad - 0.45945 \ln(\text{MSL}) \\ &\quad + 0.49596 \ln(\text{LAKE1}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{낙동강유역} : \ln Q_{50} &= 2.82551 + 0.61444 \ln(\text{AREA}) + 0.50558 \ln(\text{SLOPE}) \\ &\quad + 1.40190 \ln(\text{LAKE1}) \end{aligned}$$

感謝의 글

本 研究는 韓國科學財團 研究費支援에 의해서 수행되었으며, 지원해주신 韓國科學財團에 심심한 謝意를 표합니다.

참 고 문 헌

1. Benson, M.A., 1959. Channel slope factor in flood frequency analysis. J. Hydraul. Div., ASCE. 85(HY4): 1-19.
2. Benson, M.A. and N.C. Matalas, 1967. Synthetic hydrology based on regional statistical parameters, Water Res. Res., 3(4): 931-935

3. Binnie and Partners, 1978. Hydrological services rural infrastructure project, Final report Vol.1-6
4. Draper, N.R. and H. Smith, 1981. Applied Regression Analysis, 2nd ed., John Wiley & Sons, Inc., New York.
5. Fiering, M.B., 1963. Use of correlation to improve estimates of the mean and variance, U.S. Geol. Surv. Prof. Pap. 434-C.
6. Tasker, G.D. and J.R. Stedinger, 1989. An operational GIs model for hydrologic regression. J. Hydrolo., 111: 361-375.
7. Hardison, C.H., 1969. Accuracy of stramflow characteristics in Geological Survey re-

- search, U.S. Geol. Surv. Prof. Pap., 650-D: D210-D214.
8. Hardison, C.H., 1971. Prediction error of regression estimates of streamflow characteristics at ungaged sites, U.S. Geol. Survey Prof. Paper, 750-C: C228-C236.
 9. Matalas, N.C. and M.A. Benson, 1961. Effects of interstation correlation on regression analysis, J. Geophys. Res., 66(10): 3285-3293.
 10. Matalas, N.C. and B. Jacobs, 1964. A correlation procedure for augmenting hydrologic data, U.S. Geol. Surv. Prof. Pap., 434-E.
 11. Matalas, N.C. and E.J. Gilroy, 1968. Some comments on regionalization in hydrologic studies, Water Res. Res., 4(6): 1361-1369.
 12. Moss, M.E. and M.R. Karlinger, 1974. Surface water network design by regression analysis simulation, Water Res. Res., 10(3): 427-433.
 13. Moss, M.E., 1976. Design of surface water data networks for regional information, Hydrol. Sci. Bull., 21(1): 113-127.
 14. Natural Environment Research Council, 1975. Flood studies report, Vol. I: Hydrological studies, London.
 15. Solomon, S.I., J.P. Denouvilliez, E.J. Chart, J.A. Wolley, and C.X. Cadou, 1968. The use of a square grid system for computer estimation of precipitation, temperature and runoff, Water. Res. Res., 4(5): 919-929.
 16. Stedinger, J.R. and G.D. Tasker, 1985. Regional hydrologic analysis, 1, Ordinary weighted, and generalized least squares compared, Water Res. Res., 21(9): 1421-1432.
 17. Stedinger, J.R. and G.D. Tasker, 1986a. Correction to "Regional hydrologic analysis, 1, Ordinary, weighted, and generalized least squares compared", Water Res. Res., 22(5): 844.
 18. Stedinger, J.R. and G.D. Tasker, 1986b. Regional hydrologic analysis, 2, Model-error estimators, estimation of sigma and Log-Pearson Type 3 distributions, Water Res. Res., 22(10): 1487-1499.
 19. Thomas, D.M. and M.A. Benson, 1970. Generalization of streamflow characteristics from drainage-basin characteristics, U.S. Geol. Surv. Water Supply Pap., 1975: 55p.
 20. Water Resources Council, 1977. Guidelines for determining flood flow frequency, Bull. # 17A, U.S. Water Resources Council, Washington, D.C.
 21. 건설부, 1974. 한국하천조사서.
 22. 건설부, 1974. 낙동강유역 조사보고서.
 23. 건설부, 1977. 한강하천정비 기본계획
 24. 건설부, 1979. 한국수문조사서(우량, 수위; 1962-1978)
 25. 건설부, 1981. 하천편람.
 26. 건설부, 1982. 한국하천일람.
 27. 건설부, 1983. 홍수량측정조사 보고서.
 28. 건설부, 1985. 홍수량측정조사 보고서.
 29. 건설부, 1986. 홍수량측정조사 보고서.
 30. 건설부, 1987. 홍수량측정조사 보고서.
 31. 건설부 한강홍수통제소, 1985. 충주다목적댐 건설에 따른 한강홍수예경보 프로그램 개선 보고서.
 32. 건설부 한강홍수통제소, 1986. 낙동강 홍수예경보 프로그램 개발 최종보고서
 33. 건설부 한강홍수통제소, 1986. 낙동강 홍수량측정조사 보고서.
 34. 건설부 한강홍수통제소, 1986. 한강홍수예경보.
 35. 건설부, 한국수문조사년보(1964-1986)
 36. 내무부 토목국, 1958. 한국하천편람, 제2집
 37. 농림수산부, 농업진흥공사, 1987. 수리시설물 수원공일람표, 5-1권~5-5권
 38. 박성현, 1981. 회귀분석, 대영사.
 39. 신우 중호, 1987. 수문학, 대영사.
 40. 조국광, 1989. 하천홍수량의 지역화회귀모형에 의한 유량관측망의 계획, 서울대학교 대학원 박사학위논문.
 41. 조국광, 권순국, 1990, 가중회귀분석에 의한 지역화회귀계수의 추정, 한국농공학회지, 32(1): 인쇄중.