

設計渴水量的 誘導를 위한 水文統計學的 研究 (I)

Statistical Studies on the Derivation of Design Low Flows (I)

李 淳 赫* · 朴 明 根** · 朴 鍾 國**
Lee, Soon Hyuk · Park, Myeong Keun · Park, Jong Kuk

Summary

Design low flows were derived from the decision of a best fitting probability distribution and of an optimum transformation method can be contributed to the planning of water utilization and management of various hydraulic structures during dry season in the main river systems in Korea.

The results were analyzed and summarized as follows.

1. Basic statistics for the selected watersheds were calculated as one of means for the analysis of extremal distribution.
2. Parameters for the different frequency distributions were calculated by the method of moment.
3. Type III extremal distribution was confirmed as a best one among others for the frequency distribution of the low flows by χ^2 goodness of fit test.
4. Formulas for the design low flows of the Type III extremal distribution with two and three parameters were derived for the selected watersheds.
5. Design low flows for the Type III extremal distribution when a minimum drought is zero or larger than zero were derived for the selected watersheds, respectively.
6. Design low flows of the Type III extremal distribution with two parameters are appeared to be reasonable when a minimum drought approaches to zero and the observed low flows varied within a relating small range while those with three parameters are seemed to be consistent with the probability distribution of low flows when a minimum drought is larger than zero and the observed low flows showed a wide range.

* 忠北大學校 農科大學

** 忠北大學校 大學院

키워드: 確率分布型, 媒介變數, 適合度檢定, Type III 極值分布, 特徵旱魃量, 極小旱魃量, 設計渴水量

I. 緒 論

가뭄의 繼續으로 오는 用水不足으로 말미암아 生活用水 및 農業用水를 爲始한 各種 産業用水의 不足現象은 深刻한 生存問題가 아닐 수 없다. 따라서 가뭄시에 물 不足을 解決할 수 있는 水量確保를 爲해 農業用貯水池 및 多目的 댐의 建設과 같은 水資源의 開發과 利水計劃을 爲한 合理的인 對策이 매우 重且大함은 現實的으로나 또한 過去歷史에서도 充分히 實證하고도 남음이 있음은 周知의 事實이다. 그런데 集中豪雨로 인한 洪水推定 및 防災對策에 關한 研究는 國內外的으로 筆者를 包含하여 많은 經驗公式과 推計學的方法^{4,5,6} 및 單位圖法 等の 多様な 方法들이 提示되고 있으나, 우리나라에서 가뭄시 農業用水를 비롯한 各種 利水計劃을 爲한 設計渴水量的 研究는 거의 全無한 實情에 놓여 있다. 渴水分析에 關한 研究를 于先 國外的으로 살펴보면 Deininger와 Westfield⁴)는 渴水量 分析을 爲한 極小可能旱魃量과 特徵旱魃量 및 媒介變數 等を 最少自乘法으로 이끄는 方法을 提示하였으며, 또한 이들은 美國 44個 河川의 渴水量分析에서 Least square method가 가장 믿을 수 있는 方法이라고 提唱하였다.

그리고 Palmer¹⁹)는 Water balance를 基本으로 해서 時間的, 空間的으로 旱魃의 極甚度를 구하기 爲해 어느 地域의 實際降水量과 必要降水量과의 差를 利用하여 Index를 提示하였는데 이를 爲해서는 流出과 蒸發散과 같은 要素들이 推定되어야 하므로 광활한 面積으로의 適用은 不可하다고 發表하였다. 한편 Velz와 Gannon²²)은 圖式的 節次에 依해 確率渴水量을 對數極值 確率紙 상에 圖示하였으며, Matalas¹⁶)는 渴水量的 確率分布型으로서는 Gumel分布와 Person Type III 分布가 適合하다고 發表하였다.

國內的으로 渴水에 關한 研究는 前述한 바와 같이 이에 關한 研究가 거의 없는 實情으로 다만 筆者¹⁷)가 우리나라 3個 流域에 對한 Weibull

分布와 Gumbel-Chow 分布에 依한 基本的인 確率渴水量 試圖되었으며 또한 金¹¹)이 洛東江 몇개 流域을 對象으로 極值分布 III를 適用한 것이 全部이다.

이에 本 研究에서는 渴水頻度分析이 各各의 流域面積을 위시한 流域特性과 氣象條件은 勿論 確率頻度分析方法和 變換法에 따라 設計渴水의 差異를 가져오게 된다는 事實을 重視하여 第I 報에서는 4個 確率分布分析에 依한 適正渴水頻度分析을 遂行하고 第II報에서는 SMEMAX 變換 및 冪變換(Power transformation)과 같은 變換分析方法에 依한 渴水頻度分析을 追求하고, 適正確率分布型과 變換分析方法의 比較考察을 통해 最終的인 適正設計渴水量的 誘導로서 農業用水를 비롯한 各種 利水計劃을 爲한 水利 構造物의 設計基準으로서의 指針을 提供하고자 한다.

II. 對象流域選定 및 流域特性

渴水分析을 爲한 對象流域으로서는 우리나라 主要水系인 錦江水系의 窺岩, 沃川의 2개 流域, 洛東江 水系의 鼎岩流域과 榮山江 水系의 羅州 및 馬勒 流域의 都合 5個 流域을 選定하였으며 對象流域의 極值中 每年 渴水值를 分析水文資料로 하였다.^{12,13,14,15)}

分析對象流域의 流域特性은 Table-1과 같이 調査되었으며 流域面積은 684~8,273km²의 範圍를 나타내고 있고, 主河川長은 56.0~339.2 km에 이르며, 平均幅은 12.21~27.43km이며, 形狀係數는 0.07~0.37의 範圍를 나타내고 있다.

III. 分析結果 및 考察

1. 確率分布型 函數分析

가. 確率分布型

- 1) 2變數對數正規分布(Two Parameter Log-normal Distribution)

Table-1. Gauging watershed and watershed characteristics

| River | Watershed | Area (km ²) | Length of main stream (km) | Average basin width(km) | Shape factor | Obs. years | Location |
|-----------------|----------------|-------------------------|----------------------------|-------------------------|--------------|------------|-------------------------------------|
| Geum River | Gyu Am | 8273 | 339.2 | 24.48 | 0.07 | 28 | Long. 126°53'36" Lati. 36°16'17" |
| | Og Cheon | 2943 | 169.3 | 17.38 | 0.10 | 16 | Long. 127°39'08" Lati. 36°16'16" |
| Nag Dong River | Jeong Am River | 2990 | 166.5 | 17.96 | 0.11 | 18 | Long. 128°17' Lati. 35°19' |
| Yeong san River | Na Ju | 2060 | 75.1 | 27.43 | 0.37 | 25 | Long. 126°44'05" Lati. 35°01'53" |
| | Ma Reuk | 684 | 56.0 | 12.21 | 0.22 | 25 | Long. 126°49'56" Lati. 35°08'16" |

$$P(x) = \frac{1}{x\sigma_y\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln x - \mu_y]^2}{2\sigma_y^2}}$$

P(x) : Probability density function

μ_y, σ_y : The mean and standard deviation of the natural logarithms of x

2) 3變數對數正規分布(Three Parameter Lognormal Distribution)

$$P(x) = \frac{1}{(x-a)\sigma_y\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln(x-a) - \mu_y]^2}{2\sigma_y^2}}$$

P(x) : Probability density function

μ_y, σ_y^2 : The form and scale parameter to be the mean and variance of the natural logarithms of (x-a)

a : The lower boundary

3) 3分布型 極值分布(Type III Extremal Distribution)

$$P(x) = \frac{\alpha}{\beta - \gamma} \left\{ \frac{x - \gamma}{\beta - \gamma} \right\}^{\alpha - 1} e^{-\left\{ \frac{x - \gamma}{\beta - \gamma} \right\}^\alpha}$$

P(x) : Probability density function

α : Scale parameter

β : Shape parameter

γ : Location parameter

4) Log Pearson III型 分布(Log Pearson Type III Distribution)

$$P(x) = \frac{1}{\alpha x \Gamma(\beta)} \left\{ \frac{\ln x - \gamma}{\alpha} \right\}^{\beta - 1} e^{-\left\{ \frac{\ln x - \gamma}{\alpha} \right\}}$$

P(x) : Probability density function

α : Scale parameter

β : Shape parameter

γ : Location parameter

$\Gamma(\beta)$: Gamma function(β)

나. 基本統計值

理論的 確率分布型 追求를 위한 基本統計值 로서 平均值(\bar{X}), 分散(S^2), 標準偏差(S), 歪曲度係數(C_s) 및 分散係數(C_v) 등을 각 流域 別로 구한 結果는 다음의 Table-2와 같다.

Table-2에서 보는 바와 같이 標準偏差, S는 1.78~8.04, 歪曲度係數, C_s 와 分散係數, C_v 는 各各 0.299~2.269 및 0.367~0.652의 範圍를 나타내고 있다.

다. 確率分布型的 媒介變數(Parameter)

各 水系別 對象流域들에 대한 濁水量的 適正 分布型 決定을 위해 本 分析에서는 前述한 Two parameter lognormal, Three parameter lognor-

Table-2. Basic statistics for the applied watersheds

| River | Watershed | N | \bar{X} | S ² | S | C _s | C _v |
|-----------------|-----------|----|-----------|----------------|------|----------------|----------------|
| Geum River | Gyu Am | 28 | 21.05 | 64.71 | 8.04 | 0.442 | 0.382 |
| | Og Cheon | 16 | 9.50 | 12.14 | 3.48 | 0.299 | 0.367 |
| Nag Dong River | Jeong Am | 18 | 5.22 | 6.12 | 2.47 | 0.411 | 0.474 |
| Yeong San River | Na Ju | 25 | 4.91 | 10.23 | 3.20 | 2.269 | 0.652 |
| | Ma Reuk | 25 | 3.13 | 3.15 | 1.78 | 0.855 | 0.567 |

mal, Type III extremal 및 Log Pearson Type III 確率分布型에 관한 4個 確率分布函數에 必要한 媒介變數들의 값을 모멘트 法(Method of Moment)에 依據하여 구한 結果는 Table-3과 같다.

라. 確率分布型的 適合度 檢定(Goodness of Fit Test)

구해진 4個 確率分布型別 媒介變數에 의해 理論確率分布值를 구하고 分布型에 따른 確率

密度曲線과 各 流域別 實測值에 의한 柱相圖를 그리므로서 適正한 確率分布型을 選定할 수 있는 圖式의 方法이 있으나 이러한 方法은 正確한 判別이 容易하지 않으므로 本 分析에서는 信憑性이 높은 χ^2 檢定에 의해 各 分布型別 適合度 檢定(Goodness of fit test)을 遂行하므로서 이들의 適合性 與否를 判別하였다.^{3,8)}(Table-4. 參照)

이상의 χ^2 테스트 結果에서 보건데 모든 流

Table-3. Parameters calculated from different probability distributions

| Watershed | Two Parameter lognormal | | Three parameter lognormal | | Type III extremal | | | Log Pearson type III | | |
|-----------|-------------------------|------------|---------------------------|--------------|-------------------|---------|----------|----------------------|---------|----------|
| | μ_y | σ_y | μ_y | σ_y^2 | α | β | γ | α | β | γ |
| Gyu Am | 21.05 | 8.04 | 21.05 | 64.71 | 2.39 | 23.32 | 3.32 | 0.0017 | 4607.7 | -74.79 |
| Og Cheon | 9.50 | 3.48 | 9.50 | 12.14 | 2.74 | 10.56 | 0.94 | 0.0064 | 2815.6 | -15.98 |
| Jeong Am | 5.22 | 2.47 | 5.22 | 6.12 | 2.48 | 5.93 | -0.35 | 0.010 | 1771.9 | -16.71 |
| Na Ju | 4.91 | 0.48 | 4.92 | 10.26 | 0.97 | 4.88 | 1.86 | 0.0079 | 5335.8 | -40.93 |
| Ma Reuk | 0.97 | 0.63 | 3.21 | 2.88 | 1.78 | 3.50 | 0.14 | 0.0012 | 1731.9 | -20.31 |

Table-4. χ^2 test for four probability distributions

| River | Watershed | 2 P. L. N. | | 3 P. L. N. | | Type III ext. | | L. P. T. III | |
|-----------------|-----------|------------|------|------------|------|---------------|------|--------------|------|
| | | χ^2 | Test | χ^2 | Test | χ^2 | Test | χ^2 | Test |
| Geum River | Gyu Am | 5.867 | O | 3.620 | O | 2.599 | O | 18.270 | N |
| | Og Cheon | 2.841 | O | 1.945 | O | 2.298 | O | 20.350 | N |
| Nag Dong River | Jeong Am | 9.568 | N | 20.651 | N | 9.205 | O | 32.760 | N |
| Yeong San River | Na Ju | 53.450 | N | 21.305 | N | 16.505 | O | 31.340 | N |
| | Ma Reuk | 1.380 | O | 34.870 | N | 2.101 | O | 37.380 | N |

O : 有意水準 5% 以內 N : 有意水準 1% 以上

2 P. L. N. : Two parameter lognormal distribution

3 P. L. N. : Three parameter lognormal distribution

Type III ext. : Type III extremal distribution

L. P. T. III : Log Pearson Type III distribution

域에서 共히 Type III 極值分布가 가장 適合한 確率分布型으로 立證되었으며 그 다음이 2變數 對數正規分布로 有意水準 5% 以內가 全體 對象流域의 60% 程度의 適合性을 보이고 있으며 그 다음으로 3變數 對數正規分布는 錦江의 窺岩 및 沃川 流域에서 適合性이 認定되었으나 其他 流域에서는 不適合하였고 Log Pearson Type III 分布는 全 流域에 걸쳐 不適合性이 判明되었다.

따라서 本 分析對象流域 全體에 걸쳐 Type III 極值分布型에 의한 分析이 가장 適合한 것으로 判定되므로서 最終적으로 이를 適正確率 分布型으로 選定하고 流域별로 分析考察을 遂行하기로 한다.

2. 適正確率分布型인 Type III 極值分布에 의한 設計渴水量 公式과 設計 頻度別 渴水量的 誘導

適正確率分布型으로 決定된 Type III 極值確率分布型的 累加確率函數, $F(x)$ 는 다음의 식 (1)과 같다.

$$F(x) = e^{-\left\{\frac{x-\gamma}{\beta-\alpha}\right\}^\alpha} \dots\dots\dots(1)$$

但 $x \geq \gamma, \alpha > 0, \beta > \gamma$

式(1)에서 β 는 特徵旱魃量(Characteristic drought)이며, γ 는 極小旱魃量(Minimum drought)으로 β 와 γ 는 다음의 關係를 갖는다.

$$\beta > \gamma \geq 0 \dots\dots\dots(2)$$

式(1)에서 係數 α 는 常數로 實質的으로는 簡便한 計算을 위해서 다음과 같은 式(3)을 使用한다.

$$1/\alpha = \lambda \dots\dots\dots(3)$$

Type III 極值分布는 다음의 2가지 式으로 나누어 分析하기로 한다. 첫째로 제1식은 極

小旱魃量, γ 를 零으로 假定했을때 特徵旱魃量, β 와 α 를 구하므로서 式(1)은 2變數에 의한 確率函數가 되며, 둘째 제2식은 極小旱魃量, γ 가 零보다 클때 α, β, γ 의 媒介變數를 誘導하므로서 式(1)은 3變數에 의한 確率函數가 된다.

따라서 上記한 2가지 確率函數에 의한 設計渴水量 公式 및 設計頻度別 渴水量的 誘導를 위한 分析과 考察을 遂行하기로 한다.

가. 極小旱魃量, $\gamma=0$ 일시 2變數에 의한 設計渴水量 公式과 設計頻度別 渴水量的 誘導

Type III 極值分布에 있어서 再現期間, $T(x)$ 는 다음의 式(4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$T(x) = \frac{1}{1-F(x)} \dots\dots\dots(4)$$

式(4)를 式(1)에 의해 冪級數로 나타내면 式(5)를 얻게 된다.

$$T(x) = \left\{ \frac{\beta-\gamma}{x-\gamma} \right\}^\alpha \dots\dots\dots(5)$$

式(5)에서 極小旱魃量, γ 를 零으로 하면 다음의 式(6)이 成立된다.

$$T(x) = \left[\frac{\beta}{x} \right]^\alpha \dots\dots\dots(6)$$

또한 $\alpha=0$ 일때 Gumbel은 다음의 式(7)과 式(8)의 關係式을 定立하였다.

$$C_v = \frac{s}{x} = \frac{1}{\beta(\lambda) \Gamma(1+\lambda)} \dots\dots\dots(7)$$

$$\beta(\lambda) = [\Gamma(1+2\lambda) - \Gamma^2(1+\lambda)]^{-1/2} \dots\dots\dots(8)$$

여기서 C_v : 分散係數
 $\Gamma(1+\lambda)$: Gamma 函數
 λ : 形狀媒介變數(Shape parameter)

式(7)과 式(8)에 의해서 形狀媒介變數, λ 를 구하고 特徵旱魃量, β 는 모멘트法에 의해 구

해진 다음의 식(9)에 의해서 구할 수 있다.

$$\beta = \frac{\bar{X}}{\Gamma(1+\lambda)} > \bar{X} \dots\dots\dots(9)$$

따라서 식(1)의 累加確率函數에서

$$F(x) = \exp\left[-\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^\alpha\right] = \exp(-e^{y'}) \dots(10)$$

式中 y'는 渴水量的 變換變數는 다음의 식(11)과 같다.

$$y' = \ln\left\{\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right\}^\alpha \dots\dots\dots(11)$$

또한 식(10)으로부터 x와 y'의 關係는 다음의 식(12)가 된다.

$$\ln(x-\gamma) = \ln(\beta-\gamma) + \lambda y' \dots\dots\dots(12)$$

따라서 極小旱敍量, γ가 零일시 設計渴水量 公式, M_T는 다음의 식(13)이 誘導된다.

$$M_T = \beta e^{\lambda y'} \dots\dots\dots(13)$$

그리고 식(10)에서 變換變數, y'는 다음의 식(14)로 나타낼 수 있다.

$$y' = \ln\left\{\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right\}^\alpha = \ln[-\ln(1-1/T(x))] \dots(14)$$

따라서 y'에 對應하는 Type III 極值分析의 累加確率函數, F(x) 및 再現期間, T(x)의 값을 구한 結果는 Table-5와 같다.

이상의 結果에 의해 流域別 2變數에 의한 設計渴水量 公式과 設計頻度別 渴水량을 誘導한 結果는 Table-6과 같다.

또한 再現期間別 設計渴水量的 作圖는 Weibull plotting 方法에 의해 Type III 極值分布確率紙(Type III extremal probability paper)에 프롯팅하였으며 다음에 理論確率渴水量公式에 의해 設計渴水량을 各 流域別로 구한 結果는 Fig. 1~Fig. 5의 點線과 같다. 이로부터 一般의 極小旱敍量이 零인 境遇 水系 別 設計渴水量은 全 對象流域에서 公히 再現期間이 커질수록 負의 直線關係를 나타내고 있음을 볼 수 있다.

Table-5. F(x), T(x) and y' for the Type III extremal distributions

| F(x) | T(x) | y' | F(x) | T(x) | y' | F(x) | T(x) | y' |
|--------|-------|------|------|--------|-------|--------|-----------|-------|
| 0.0005 | 1.000 | 2.03 | 0.40 | 1.667 | -0.09 | 0.95 | 20.00 | -2.97 |
| 0.001 | 1.001 | 1.93 | 0.50 | 2.000 | -0.37 | 0.98 | 50.00 | -3.90 |
| 0.01 | 1.010 | 1.53 | 0.60 | 2.500 | -0.67 | 0.99 | 100.00 | -4.60 |
| 0.10 | 1.111 | 0.83 | 0.70 | 3.330 | -1.03 | 0.995 | 200.00 | -5.27 |
| 0.20 | 1.250 | 0.47 | 0.80 | 5.000 | -1.50 | 0.999 | 1,000.00 | -6.91 |
| 0.03 | 1.429 | 0.19 | 0.90 | 10.000 | -2.25 | 0.9999 | 10,000.00 | -9.20 |

Table-6. Design low flows for the different return periods(γ=0) unit : cms

| River | Watershed | Formula(M _T) | M ₂ | M ₅ | M ₁₀ | M ₂₀ | M ₅₀ | M ₁₀₀ |
|-----------------|-----------|---------------------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| Geum River | Gyu Am | 23.65 e ^{0.36y'} | 20.73 | 13.78 | 10.52 | 8.12 | 5.80 | 4.51 |
| | Og Cheon | 10.65 e ^{0.35y'} | 9.37 | 6.30 | 4.84 | 3.77 | 2.72 | 2.13 |
| Nag Dong River | Jeong Am | 5.87 e ^{0.45y'} | 4.98 | 2.99 | 2.13 | 1.54 | 1.02 | 0.74 |
| Yeong San River | Na Ju | 5.47 e ^{0.63y'} | 4.34 | 2.13 | 1.33 | 0.84 | 0.47 | 0.30 |
| | Ma Reuk | 3.52 e ^{0.55y'} | 2.88 | 1.54 | 1.02 | 0.69 | 0.41 | 0.28 |

$$y' = \ln[-\ln(1-1/T)]$$

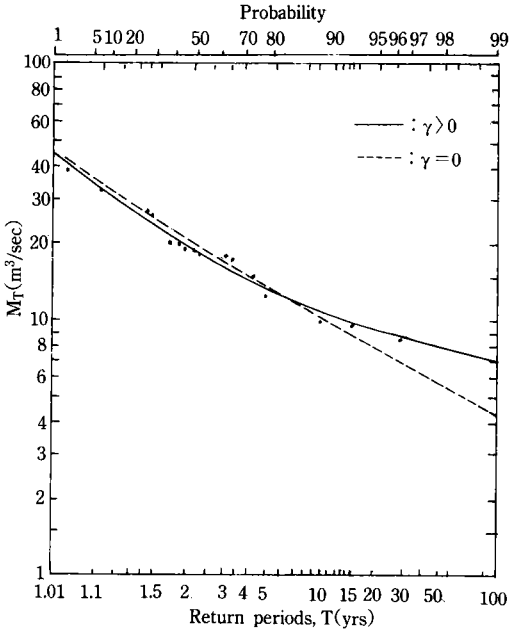


Fig. 1. Design low flows at Gyu Am watershed in the Geum rive

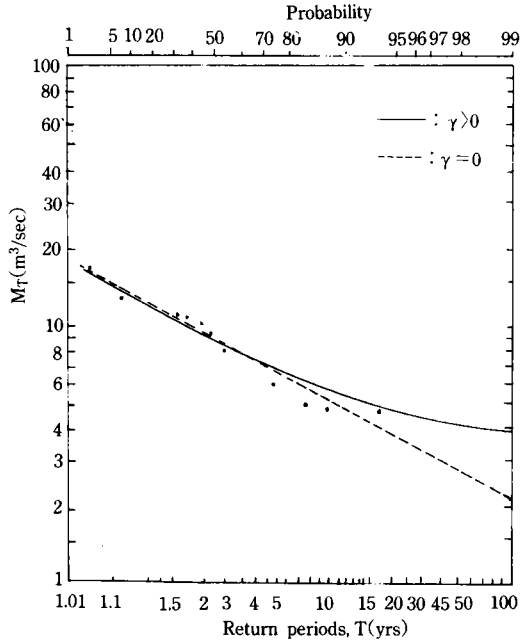


Fig. 2. Design low flows at Og Cheon watershed in the Geum river.

나. 極小旱魃量, $\gamma > 0$ 일시 3變數에 의한 設計渴水量 公式과 設計頻度별 渴水量的 誘導

極小旱魃量, γ 가 零보다 클때에는 3個 媒介變數인 特徵旱魃量, β , 極小旱魃量, γ 및 形狀媒介變數, λ 를 구해야 한다. 먼저 N 年 觀測渴水量的 平均值인 \bar{X} 및 標準偏差, S 를 구하고 N 年間 觀測된 渴水量 中에서 最小渴水量, X_1 은 極小旱魃量, γ 가 零보다 클때의 極小旱魃量을 구하는데 使用된다. 極小旱魃量이 零보다 클때의 形狀媒介變數, λ 는 다음의 式(15)인 試驗函數, $J(\lambda, N)$ 을 利用한다.

$$J(\lambda, N) = (\bar{X} - X_1) / S \quad \dots\dots\dots(15)$$

式(15)의 試驗函數는 모멘트 法에 의해 다음과 같이 구한다.

$$J(\lambda, N) = \Gamma(1+\lambda) \beta(\lambda) (1 - N^{-\lambda}) \quad \dots\dots\dots(16)$$

$$\text{但 } \beta(\lambda) = [\Gamma(1+2\lambda) - (1+\lambda)]^{-1/2}$$

式(15)와 式(16)에 의해서 形狀媒介變數, λ 를 구하고, 極小旱魃量, γ 는 Gumbel에 의해 誘導된 다음의 式(17)에 의해 구해질 수 있다.

$$\gamma = X_1 - (\bar{X} - X_1) / N^\lambda - 1(X_1) \quad \dots\dots\dots(17)$$

또한 特徵旱魃量, β 는 다음의 式(18)과 같이 表示될 수 있다.

$$\beta = \bar{X} - \gamma / \Gamma(1+\lambda) + \gamma \quad \dots\dots\dots(18)$$

結果的으로 3變數에 의한 設計渴水量公式, M_T 는 式(12)로 부터 다음의 式(19)를 誘導할 수 있다.

$$M_T = \gamma + (\beta - \gamma)e^{\lambda y'} \quad \dots\dots\dots(19)$$

따라서 각 流域別로 必要한 3個 媒介變數를 式(15) 式(18)에 의해 구하고 이들에 의한 設計渴水量公式의 誘導 및 再現期間別 設計渴水量을 구한 結果는 Table-7과 같다.

Table-7. Design low flows for the different return periods ($\gamma > 0$) unit : cms

| River | Watershed | Formula(M_T) | M_2 | M_5 | M_{10} | M_{20} | M_{50} | M_{100} |
|-----------------|-----------|--------------------------------|-------|-------|----------|----------|----------|-----------|
| Geum River | Gyu Am | $5.42 + 17.64 e^{0.49\gamma'}$ | 20.16 | 13.88 | 11.28 | 9.54 | 8.03 | 7.27 |
| | Og Cheon | $3.29 + 6.99 e^{0.53\gamma'}$ | 9.05 | 6.45 | 5.41 | 4.74 | 4.17 | 3.90 |
| Nag Dong River | Jeong Am | $2.11 + 3.31 e^{0.81\gamma'}$ | 4.57 | 3.09 | 2.64 | 2.41 | 2.25 | 2.19 |
| Yeong San River | Na Ju | $2.24 + 2.59 e^{1.07\gamma'}$ | 3.99 | 2.76 | 2.47 | 2.35 | 2.28 | 2.26 |
| | Ma Reuk | $0.04 + 3.47 e^{0.56\gamma'}$ | 2.87 | 1.54 | 1.02 | 0.70 | 0.43 | 0.30 |

$$\gamma' = \ln[-\ln(1-1/T)]$$

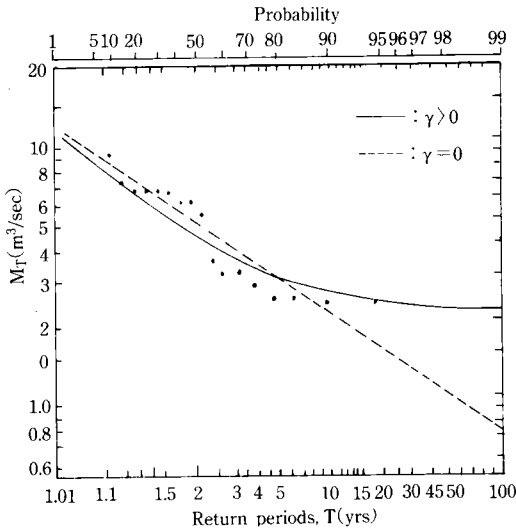


Fig. 3. Design low flows at Jeong Am watershed in the Nag Dong river

Table-7과 같은 각流域의 確率渴水量은 Type III 極值分布確率紙에 作圖한 結果는 Fig. 1~ Fig. 5의 實線과 같다.

이상의 結果를 綜合하여 考察하여 極小旱魃量이 零인 境遇의 確率渴水量은 再現期間이 커질수록 負의 直線關係를 보여주고 있는 反面 極小旱魃量이 零보다 클시에는 再現期間이 커짐에 따라 一般의 負의 緩慢한 曲線關係를 나타내고 있다. 對象流域 中에 榮山江水系의 馬勒流域은 極小旱魃量이 零일때나 零보다 클때라도 頻度別 渴水量의 別 差異없이 거의 같은 負의 直線을 나타내고 있음이 特徵的이다. 이는 實際 渴水量의 範圍가 좁고 또한 極小旱魃量,

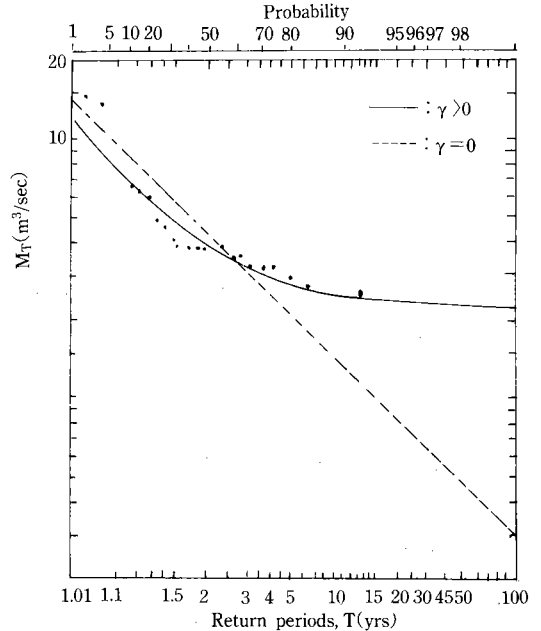


Fig. 4. Design low flows at Na Ju watershed

γ 의 값이 거의 零에 가까운 때문으로 사료된다.

이로 보아서 渴水量의 範圍가 좁고 또한 極小旱魃量이 거의 零에 接近시에는 設計渴水量 公式의 誘導와 計算이 簡便한 2變數 設計渴水量 公式를 利用함의 좋을 것으로 생각된다. 그리고 또한 設計渴水量의 差異를 極小旱魃量이 零일 때와 零보다 클때로 나누어 考察하면 榮山江의 馬勒流域을 除外한 全 對象流域에 걸쳐 一般의 再現期間 4年 以內에서는 極小旱魃量이 零인 境遇의 設計渴水量이 極小旱魃量이 零보다

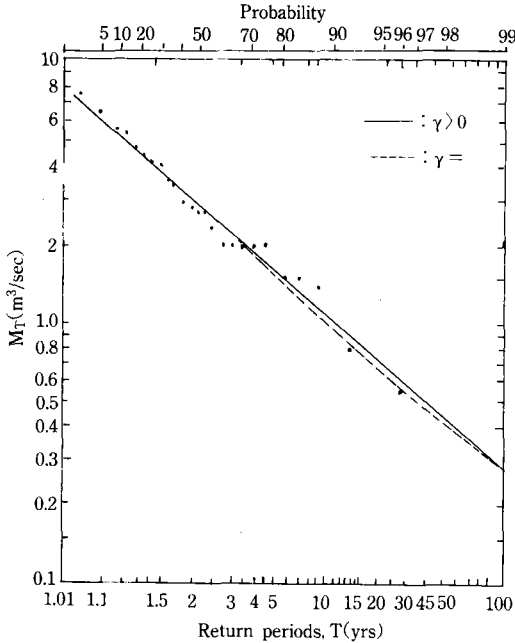


Fig. 5. Design low flows at Ma Reuk watershed in the Yeong San River

큰 경우의 設計渴水量보다 若干 많다가 4年 以上の 再現期間에서는 極小旱魃量이 零보다 큰 경우의 設計渴水量보다 작아지는 것이 一般的인 傾向으로 나타나고 있다.

특히 洛東江의 鼎岩流域과 榮山江의 羅州流域에서는 그 差가 크게 나타났음이 매우 特徵的이다. 以上の 結果로 보아 榮山江의 馬勒流域을 除外한 流域들의 實際 渴水量的 範圍가 크고 또한 極小旱魃量이 零 보다 훨씬 클 경우에는 極小旱魃量을 考慮한 3變數 設計渴水量 公式을 使用함이 妥當하다고 사료된다.

IV. 結論 및 摘要

本 研究는 가뭄시 農業用水를 비롯한 各種 利水計劃과 保全管理를 위해 우리나라 主要水系에 대한 年渴水量을 대상으로 하여 4個 確率分布型 中 最適 渴水頻度分布型을 찾아내고 이에 의한 渴水頻度分析의 追求와 比較 考察로

서 適正設計渴水量을 誘導하므로서 장차 利水計劃을 위한 各種 水利構造物의 設計基準을 提示코져 試圖된 것으로 여기에서 얻어진 結果를 要約하면 다음과 같다.

1. 對象流域別로 極致分布 解析에 必須的인 基本統計值를 구하였다.
2. 分析에 사용된 4個 確率分布型의 媒介變數들을 모멘트法에 의해 구하였다.
3. χ^2 test에 의한 適合度 檢定 結果 Type III 極值分布型이 渴水頻度分析의 最適分布型으로 選定되었다.
4. 適正分布型으로 決定된 Type III 極值分布型을 極小旱魃量이 零일때와 零 보다 클 때로 나누어서 各各 2變數 設計渴水量과 3變數 設計渴水量 公式을 誘導하였다.
5. 極小旱魃量이 零일때와 零 보다 클시 Type III 極值分布型에 의한 流域別 設計渴水量을 各各 誘導하였다.
6. 渴水量的 範圍가 좁고 極小旱魃量이 零에 接近시에는 2變數에 의한 設計渴水量이 適切하며 實測 渴水量的 範圍가 크고 極小旱魃量이 零 보다 훨씬 큰 경우에는 極小旱魃量을 考慮하는 3變數에 의한 設計渴水量 公式을 使用함이 渴水量分布 樣相에 잘 附合되고 있음을 읽을 수 있다.

本 論文은 '90~'92年度 韓國科學財團의 研究支援(課題番號 901-1501-006-2)에 의하여 遂行된 것임

參 考 文 獻

1. Ang, Alfredo H. S. and Tang, W. H., 1975, Probability Concepts in Engineering Planning and Design, Vol. 1, John Wiley & Sons, Inc. PP. 261-318.
2. Benjamin, J. R. and Cornell, C. A., 1970, Probability, Statistics and Decision for Civil

- Engineers, McGraw-Hill, New York, pp. 370-500.
3. Chow, V. T., 1966, Statistical and Probability Analysis of Hydrological Data Handbook of applied Hydrology, McGraw Hill Book Co., Inc., New York, N. Y., Part 1, Frequency Analysis, Section 8-8, 8-9.
 4. Deininger, P. S. and Westfield, J. D., 1965, Estimation of the Parameters of Gumbels third asymptotic distribution by different methods, Dcp. Environ. Health, working Paper, Univ. of Michigan.
 5. Dickerson, W. H. and Dethier, B. E., 1970, Drought frequency in the Northeastern United States, Bull. No. 595, Agr. Exp. Station, West Virginia Univ.
 6. Gumbel, E. J., 1963, Statistical forecast of droughts, Bull. Int. Ass. Sci. Hydro., 8(1).
 7. Goodrige, J. D., 1967, Drought Index for an arid climate, Paper Presented at the Irrigation and Drainage Conference, ASCE, Sacramento, California.
 8. Haan, C. T., 1977, Statistical Methods in Hydrology, ISU Press, Ames., pp. 97-158.
 9. Herbst, P. H. and Bredendam, K. B., 1966, A technique for the evaluation of drought form rainfall data, Vol. 4, No. 3, PP. 264-272.
 10. Hoyt, J. C., 1938, Drought of 1936 with discussion of the significance of drought in relation to climate, U. S. Geol. Suro., Water Supply Paper No. 820, 629., Washington, D. C.
 11. 金知學, 李舜鐸, 1974, 極值流量의 頻度分析에 관한 研究, 嶺南大學校 大學院.
 12. 建設部, 1962, 韓國水文調查書(水位編).
 13. 建設部, 1972, 錦江流域調查事業報告書.
 14. 建設部, 産業基地開發公社, 1974, 韓國河川調查書.
 15. 建設部, 1979, 韓國水文調查書(雨量, 水位編).
 16. 李淳赫, 韓重錫, 1979, 極值流量의 最適分布型과 極致 確率流量에 관한 研究, 韓國農工學會誌, Vol. 21, No. 4, PP. 108-116.
 17. 李淳赫, 趙成甲, 1991, Weibul 分布에 의한 確率濁水量的 誘導, 忠北大 農業科學研究 9-2, pp. 98-102.
 18. Matalas, N. C., 1963, Probability distribution of low flows, Statistical Studies in Hyd., U. S. Geol. Surv. Prof. Paper 434-A.
 19. Palmer, N. C., 1965, Meteorological Drought, Research Paper No. 45, U. S. Weather Bureau, Silverspring, Maryland.
 20. Thomas, H. E., 1962, The Meteorological Drought, No. 44, U. S. Weather Bureau, Maryland.
 21. 王如意, 1973, 應用統計之 極端值 理論分析, 臺灣集水區 水門頻度之 研究, 臺灣水利 Vol. 2, No. 3, PP. 16-40.
 22. Velz, C. J. and Gannon, J. J., 1960, Drought Flow Characteristics of Michigan Streams, Michigan Water Res. Commission, Lansing, Michigan.
 23. Yevjevich, V., 1972, Probability and Statistics in Hydrology, W. R. P. Colorado. PP. 118-167.