極値流量의 最適分布型과 極値確率 流量에 關한 水文學的 研究

— 錦江流域의 渴水量을 中心으로 —

Hydrological Studies on the best fitting distribution and probable minimum flow for the extreme values of discharge

— On the annual minimum flow of Geum River Basin —

李 淳 赫* · 韓 重 錫**
Soon Hyuk Lee , Chung Suck Han

Summary

In order to obtain the basic data for design of water structures which can be contributed to the planning of water use. Best fitted distribution function and the equations for the probable minimum flow were derived to the annual minimum flow of five subwatersheds along Geum River basin. The results were analyzed and sumnarized as follows.

1. Type Ⅲ extremal distribution was considered as a best fit one among some other distributions such as exponential and two parameter lognormal distribution by χ^2-goodness of fit test.
2. The minimum flow are analyzed by Type Ⅲ extremal distribution which contains a shape parameter λ, a location parameter β and a minimum drought γ. If a minimum drought $\gamma=0$, equations for the probable minimum flow, D_T, were derived as $D_T=\beta e^{\lambda_1 y'}$, with two parameters and as $D_T=\gamma+(\hat{\beta}-\gamma)e^{\lambda y'}$ with three parameters in case of a minimum drought $\gamma>0$ respectively.
3. Probable minimum flow following the return periods for each stations were also obtained by above mentioned equations. Frequency curves for each station are drawn in the text.
4. Mathematical equation with three parameters is more suitable one than that of two parameters if much difference exist between the maximum and the minimum value among observed data.

Ⅰ. 緖 論

우리나라의 發展하는 經濟開發과 文明의 發達은 生活用水, 工業用水 및 農業用水의 急激한 需要增加를 가져왔음은 周知의 事實이다. 特히 利水 乃至는 治水를 爲한 水工構造物의 水文學的 設計基準이 되는 雨量 流量의 決定은 水文循環過程의 複雜과 그리고 水文觀測資料의 不足으로 比較的 신빙성있는 設計水文量을 이끄는데는 難點이 許多하다. 이로서 安全性있는 水文上의 計劃設計는 짧은 水文量의 觀測値에 依한 在來의 方法을 止揚하고 이 資料를 根據로 將來發生할 수 있는 量的인 推定과 發生

* 忠北大學校 農科大學 農工學科
**農業振興公社 美湖川事業所

頻度의 推定等이 무엇보다도 重要하다. 또한 治水計劃을 爲한 洪水頻度에 關한 分析은 國內外를 莫論하고 많이 硏究되고 있으나 利水를 爲한 渴水量頻度分析은 거의 없는 實情으로 우리나라에서는 洛東江流域을 對象으로 分析이 되였을 뿐이다. 特히 이러한 頻度分析을 爲해서는 모든 流域狀況은 勿論 氣象條件에 左右되는바 크므로 各 流域別로 頻度分析方法의 追求와 再現期間別 渴水量의 誘導가 절실히 要求된다. 이에 本 論文에서는 우리나라 四大江의 하나인 錦江流域을 對象으로 利水計劃에 있어 年渴水量을 가지고 各種 渴水分析에 依한 比較檢定으로 適正分布型을 決定하고 再現期間別 確率渴水量方程式 및 確率渴水量을 誘導하므로서 國家의 綜合的인 水資源開發對策에 寄與코저 한다.

Ⅱ. 硏 究 史

渴水의 頻度解析에 關한 硏究는 國內外的으로 別로 많치 못한 便으로 일찌기 Hoyt[9]는 年平均降水量의 85%에 該當하는 降雨에서도 한발은 올 수 있다고 하였으며 Gumbel[5)6]은 渴水頻度分析을 爲해서 Type Ⅰ 極値分布에 必要한 媒介變數를 求하기 爲해서는 모멘트法, 특정한발에 對한 順序統計를 利用하는 法과 實測 極少旱魃量을 使用하는法 들中의 어느 하나를 이용하여 誘導될 수 있다고 發表하였으며 旱魃의 問題는 極値理論에 依據 瞬間的인 極少値의 確率에 依해야 한다고 主張하였다. 또한 Velz와 Gannon[15]은 Michigan의 몇개 河川을 相對로 圖式的 節次에 依해 確率渴水量을 對數極値確率紙上에 圖示하였으며 Thomas[14]는 旱魃이라함은 長期間의 降水量이 平均値보다도 작은 氣象學的인 現象으로 定義하였다. Matalas[12]는 渴水量의 確率分布에 있어서 Gumbel分布와 Pearson Type Ⅲ 分布가 다른 確率分布에 比해 보다 適合한 分布型이라고 發表하였다. 그리고 Deininger와 Westfield[2)3]는 渴水量分析을 爲한 極小可能旱魃量ε와 特徵旱魃量v 그리고 尺度媒介變數 k等을 最少自乘法으로 하여 이끄는 콤퓨터 프로그래밍을 案出해냈고 또한 이들은 美國 44個 河川의 渴水量中에서 least square method가 가장 믿을 수 있는 方法이라고 提唱하였다. Herbst[8]는 月降水量을 利用하여 渴水量을 追求하는 方法을 提示하였으며 旱魃의 季節的인 出現에 關係없이 渴水頻度의 比較가 可能하다고 하였다. 一便 Goodridge[7]는 土壤水分末端에 根據를 둔 渴水指數는 美國 東部의 濕潤地帶에서는 有用하나 乾燥한 西部地方에는 適合치 못하다고 力說하였다.

Palmer[13]는 土壤의 water balance를 基本으로해서 時間的 또는 空間的으로 旱魃의 極甚度를 求하기 爲하여 어떤 地域에서의 平均 氣象條件下에 實際降水量과 必要降水量과의 差를 利用하여 Index를 提案했는데 이를 爲해서는 流出과 蒸發散과 같은 要素들이 推定되지 않으면 안되므로 이 方法의 광활한 面積으로의 適用은 어렵다고 하였다. Dickerson과 Dethier[4]는 Palmer의 Index를 使用하여 美國 東北部 地域에 있어서 渴水頻度를 決定하는데 적용을 시도해본 結果 普通의 旱魃은 大略 5年에 한번씩 期待되어지며 극심한 旱魃은 10年에 1回 그리고 매우 極甚한 旱魃은 50年에 1回 發生된다고 發表하였다. 王[16]은 Gumbel의 極値分布의 理論에 依據 臺灣 45個 流域을 對象으로 渴水確率分析을 施行하였으며 우리나라에서는 다만 金[17]이 洛東江 流域을 對象으로 극치유량빈도분석에서 극치분포 Type Ⅰ가 적합한 型이라고 發表하였다.

Ⅲ. 使用基本 水文資料

分析을 爲한 資料는 錦江流域의 5個觀測地點인 公州, 石花, 松浦, 沃川, 龍潭流域을 對象으로하여 極値中 渴水流量으로 每年 渴水値를 選定하였다. (Table.-1, Fig. 1參照)

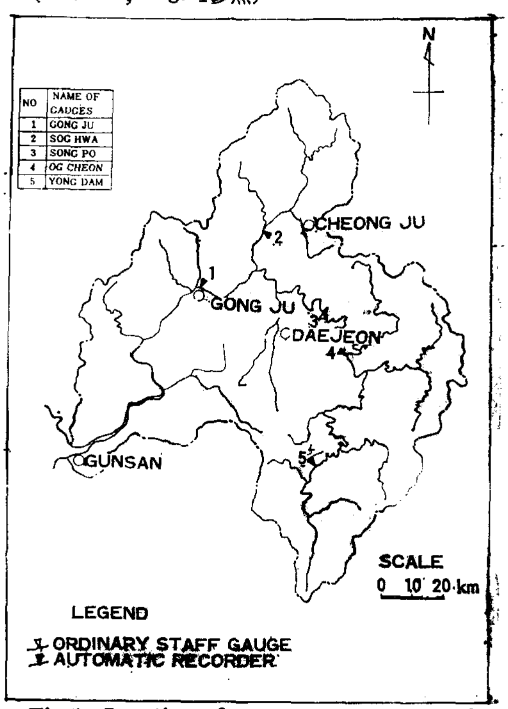

Fig.1. Location of stream gauges in the geum river basins.

Table—1. **Gauging Stations**

Observatory	Area(km²)	Observed duration	Remarks
GONG JU	7126	1950～1977(28)	Long.:127°07′38″ Lat.:36°27′48″
SOG HWA	1822	1930～1948(19)	Long.:127°22′ Lat.:36°37′
SONG PO	3882	1963～1978(16)	Long.:127°34′ Lat. 36°24′
OG CHEON	2943	1929～1970(42)	Long.:127°39′08″. Lat.:36°16′16″
YONG DAM	937	1963～1977(15)	Long.:127°32′ Lat.:35°58′

Ⅳ. 確率分布型 理論

極値確率分布는 TypeⅢ Extremal分布, Two Parameter Lognormal, Pearson TypeⅢ, Exponential distribution 等의 理論的 分布型 中에서 年渴水量의 分析에 使用한 分布型式은 다음과 같다.

1. 確率分布型

1) Type Ⅲ Extremal distribution

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

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

$f(x)$:probability density function

$p(x)$:cumulative probability function

2) Two Parameter Lognormal distribution

$$f(x)=\frac{1}{x\sigma_y\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(\ln x-\mu_y)^2}{2\sigma^2_y}}$$

μ_y:The mean of the natural Logarithms of x

σ_y:Standard deviation of the natural Logarithms of x

3) Exponential Distribution

$$p(x)=\int_b^x f(x)\ dx=1-e^{-\alpha(x-b)}$$

α:Constant b (Constant)$=\bar{x}-S_x$ $\frac{1}{\alpha}=S_x$

S_x:Standard deviation

以上의 3個 極小値 確率分布 中에서 主로 많이 利用되고 있는 TypeⅢ Extremal 分布에 關해서만 理論分析을 施行키로 한다.

2. Type Ⅲ 極値分布의 理論分析

TypeⅢ 極値分布는 極小値 分布型式으로서 다음과 같이 表示된다.

$$p(x)=\exp\left[-\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}\right]\cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

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

式(1)은 3個의 媒介變數 α,β,γ를 갖고 確率 $p(x)$는 x의 增加에 따라서 減少하고 特徵旱魃量(characteristic drought) β와 極小旱魃量(Minimum Drought) γ와는 다음과 같은 關係를 갖는다.

即 $\beta>\gamma\geqq0\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$

係數 α는 하나의 常數로 實質的으로는 簡便한 計算을 爲해서 다음과 같은 式 (3)을 使用한다.

$$\frac{1}{\alpha}=\lambda\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(3)$$

Gumbel 氏가 λ를 實證한 限界는 式(4)가 된다.

$0<\lambda<1\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$

또한 Reduced Variable $y''=\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}$로 놓으면 $p(x)=e^{-y''}$로 되는데 이것은 간단한 指數函數가 된다. $x=\beta$라 놓으면 $p(x)=e^{-1}=0.368$이다. 故로 $x\geqq\beta$면 그 確率은 0.368이 된다. Type Ⅲ 極値分布는 2種類의 型式을 갖는다. 第1型式은 極小旱魃量 $\gamma=0$로 假定했을 때 特徵旱魃量 β 및 α를 計算하면 式 (1)은 實際로 2變數를 갖춘 確率函數가 된다. 이 函數는 線型直線이 되고 應用도 簡便하다. 第2型式은 極小旱魃量 $\gamma>0$로 하였을때 α,β,γ의 媒介變數를 誘導하면 式(1)은 3個의 媒個變數를 갖춘 確率函數가 되고 거의 曲線型式이 되며 實際 資料分布와 比較的 適合하다.

1) 極小渴水量 $\gamma=0$일시 2個의 變數λ_1 및 β와 確率渴水量方程式 誘導.

TypeⅢ 極小値 分布型式은 前記한 式 (1)과 같고 또 그 再現期間(Return Periods) $T(x)$는 式(5)와같다.

$$T(x)=\frac{1}{1-p(x)}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

式 (5)를 멱급수로 하여 간단하게 表示하면 式(6)을 얻는다.

即 $T(x)=\left(\frac{\beta-\gamma}{x-\gamma}\right)^{\alpha}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(6)$

極小渴水量 $\gamma=0$라면 式 (6)은 다음과 같이 式(7)로 고쳐 쓸 수 있다.

即 $T(x)=\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha_1}$ ....(7)

$\ln T(x)=\alpha_1 \ln \beta-\alpha_1 \ln x$.........(8)

式 (8)에서 α_1으로 表示하는것이 一般 α와 다르다. 式(8)를 通하여 $\ln T(x)$와 $\ln(x)$는 線型關係를 갖고 있음을 알 수 있다. $\gamma=0$이면 Gumbel氏의 證明을 通하여 式(9)(10)을 얻는다.

$$Cv=\frac{\sigma}{\mu}=\frac{S}{\bar{x}}=\frac{1}{B(\lambda_1)\Gamma(1+\lambda_1)}\cdots(9)$$

$$B(\lambda_1)=\left[\Gamma(1+2\lambda_1)-\Gamma^2(1+\lambda_1)\right]^{-\frac{1}{2}}\cdots(10)$$

Cv:Coefficient of variation, $\Gamma(1+\lambda_1)$: Gamma function λ_1: Shape parameter

Gamma函數値는 λ_1가 增加하므로서 正比例가 된다. 式(9)와 式(10)의 관계는 Fig. 2 와 같이 나타낼 수 있고 Table-2 에 表示한바와 같다 Fig. 2의 下橫座標는 λ_1이 되고 上橫座標는 $\alpha_1=\frac{1}{\lambda_1}$이 되며 縱座標 右側은 Cv이고 左側은 $\frac{\bar{X}}{S}$로서 Cv와 λ_1의 關係는 거의 一直線이 된다. 관측자료로 부터 平均値 $\bar{X}$ 및 標準偏差 S를 求할 수 있고 $Cv=\frac{S}{\bar{X}}$를 算出한後 그림에서 變數 λ_1을 求할 수 있다. 또한 特徵旱魃

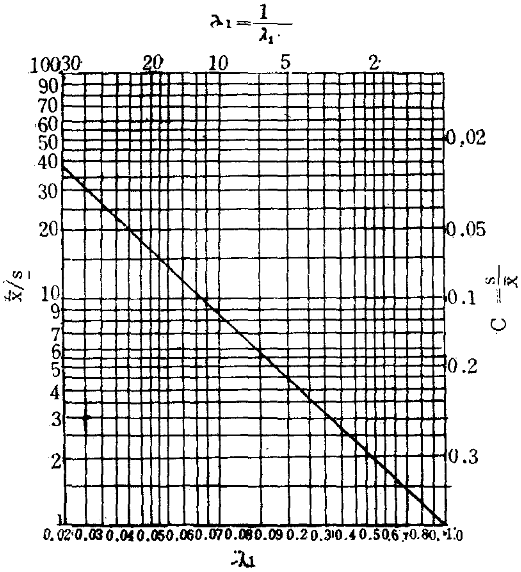

Fig. 2. Relationship between λ_1 and $C_v(\gamma=0)$

量 β는 Gumbel氏에 依해서 moment法으로 求하였는데 이는 式(11)과 같다.

$$\beta=\frac{\bar{X}}{\Gamma(1+\lambda_1)}>\bar{X}\cdots\cdots(11)$$

따라서 式 (1)에서

$$p(x)=\exp\left[-\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}\right]=\exp(-e^{y'})\cdots(12)$$

式中 y'는 渴水의 變換變數이다.

$0.001\leq p(x)\leq 0.999$라면

$2>y'>-7$이다.

Table-2. Relationship between λ_1 and $\frac{\bar{X}}{S}$

λ_1	$\frac{\bar{X}}{S}$	λ_1	$\frac{\bar{X}}{S}$
0.01	78.5335	0.20	4.3658
0.02	39.5429	0.30	3.0243
0.03	26.5423	0.40	2.3370
0.04	20.0392	0.50	1.9131
0.05	16.1352	0.60	1.6207
0.06	13.5308	0.70	1.4079
0.07	11.6690	0.80	1.2422
0.08	10.2714	0.90	1.1094
0.09	9.1833	1.00	1.0000
0.10	8.3118		

式 (12)로부터 χ와 y'의 關係는 다음과 같이 式(13)으로 求할 수 있다.

$$\ln(x-\gamma)=\ln(\beta-\gamma)+\lambda_1 y'\cdots\cdots(13)$$

그런데 $\gamma=0$일시 式 (14)가 된다.

$$\ln x=\ln \beta+\lambda_1 y'\cdots\cdots(14)$$

故로 確率渴水量方程式은 다음式 (15)로 쓸 수 있다.

$$D_T=\beta e^{\lambda_1 y'}\cdots\cdots(15)$$

式 (15)는 極値對數確率紙上에 그리면 左側에서 右側으로 下降하는 直線이 된다. 式中 λ_1은 Fig. 2에서 求할 수 있고 β는 式 (11)에서 求할 수 있다.

2) 極小渴水量 $\gamma>0$일시 3個의 變數 λ,γ및 β에 依한 確率渴水量方程式의 誘導.

特徵旱魃量 β 極小渴水量 γ 및 形狀媒介變數 λ를 求해야한다. 관측소에서 N年間 實測된 渴水量 中에서 최소渴水量 x_1은 하나의 統計變數가 되며 N年 觀測渴水量의 平均値인 $\bar{X}$ 및 標準偏差 S를 求한다. 여기에서 또한 極小渴水量 $\gamma>0$ 때의 形狀媒介變數 λ를 求하기 爲하여 다음의 試驗函數(Test Function) $J(\lambda,N)$式을 利用한다

$$\text{即 } J(\lambda\ N)=\frac{(\bar{X}-x_1)}{S}\cdots\cdots(16)$$

또한 試驗函數 $J(\lambda,N)$은 모멘트法[16]에 依하여 다음과 같이 求해진다.

$$J(\lambda,N)=\Gamma(1+\lambda)\ B(\lambda)(1-N^{-\lambda})\cdots(17)$$

$$\text{但 } B(\lambda)=\left[\Gamma(1+2\lambda)-\Gamma^2(1+\lambda)\right]^{-\frac{1}{2}}$$

式 (17)의 結果는 Fig. 3. 으로 나타낼 수 있다. 換言하면 分析하는 渴水流量 資料中에서 이미 아는 $\bar{X}$, x_1 및 S로 $J(\lambda,N)$을 算出하고 다시 分析年數 N을 利用하여 Fig.3. 에서 곧 形狀變數 λ를 算出할 수 있다. λ를 求한 後 다음의 式(18)에 依해서 極小渴水量 γ를 求할 수 있다.

$$\text{即 } \gamma=x_1-\frac{\bar{X}-x_1}{N^{\lambda}-1}<x_1\cdots\cdots(18)$$

式 (18)은 Gumbel氏의 誘導에 依한 것으로서 極小渴水量 γ는 實測된 N年 記錄中의 最小渴水量 x_1보다 작다. 式(18)에서 $C=\frac{1}{N^{\lambda}-1}$로 하면 式(18)은 다음과 같이 表示할 수 있다.

$$\gamma=x_1-C(\bar{X}-x_1)\cdots\cdots(19)$$

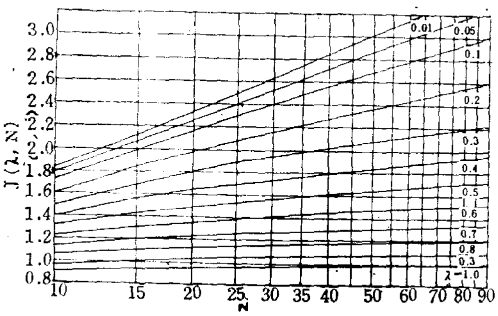

Fig. 3. Relationship between J(λ,N) and N for λ

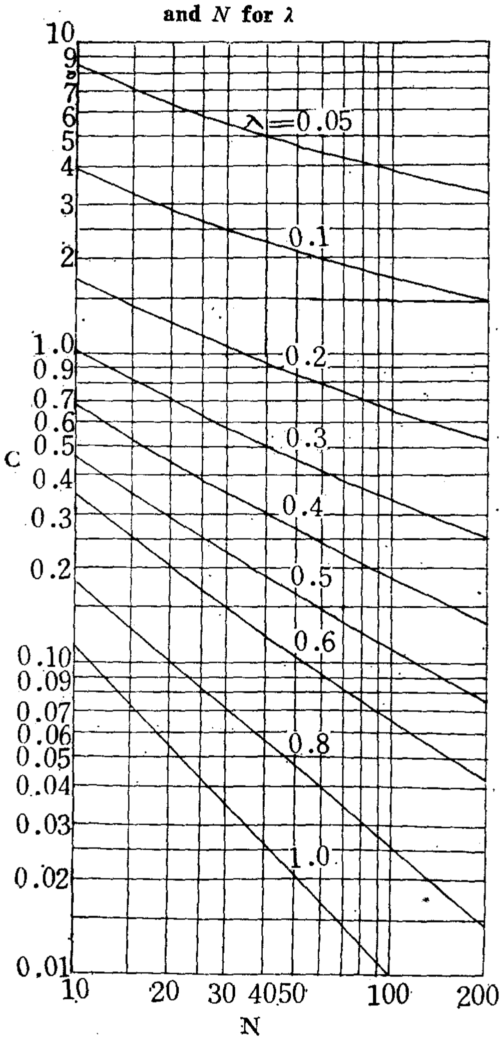

Fig. 4. Relationship between C and N for λ

式 (18)에서 λ値를 兩對數紙上에 그릴 수 있고 右側으로 傾斜진 直線을 얻을 수 있으며 Fig. 4에서 보는바와 같다. 特徵旱魃量 β는 式(20)과 같이 表示할 수 있다. (16)

$$\beta=\frac{\bar{x}-\gamma}{\Gamma(1+\lambda)}+\gamma\cdots\cdots(20)$$

3個變數 λ, γ, β를 算出한後 式(13)에 依해서 確率渴水量方程式 (21)을 얻는다.

$$D_T=\gamma+(\beta-\gamma)e^{\lambda y'}\cdots\cdots(21)$$

極小渴水量 $\gamma>0$인때에 理論 渴水流量値를 對數極値確率紙上에 點으로 表示하면 右側으로 下降하는 圓滑한 曲線 關係를 나타낸다.

V. 結果 및 考察

1. 確率分布型 函數分析

1) 基本 統計値

理論的 確率分布型을 類推하기 爲한 基本統計値 即 平均値($\bar{X}$), 分散(S^2) 標準偏差(S) 變異係數(C_v) 歪曲係數(C_s) 等을 求하면 다음의 Table-3과 같다.

Table-3. Basic Statistics

Observatory	N	$\bar{X}$	S^2	S	C_s	C_v
GONG JU	28	16.70	161.29	12.70	1.21	0.76
SOG HWA	19	12.62	105.88	10.29	0.69	0.81
SONG PO	16	7.71	10.76	3.28	1.44	0.43
OG CHEON	42	10.15	5.86	2.42	−0.22	0.24
YONG DAM	15	1.99	0.11	0.33	−0.24	0.17

이 表에서 보는바와 같이 歪曲係數 Cs의 範圍가 全 流域에 결쳐 −0.24~1.44의 범위로 Cs의 値가 −1.1395보다 큰 경우에는 Type Ⅲ 極値分布에 依한 頻度分析의 妥當性을 認定할 수 있다고 提唱한 Gumbel (6,10,11)의 理論에 一致됨을 볼 수 있다.

2) 確率分布型의 適合度檢定

渴水流量의 適正確率分布型 決定을 爲하여 여기에서는 Type Ⅲ Extremal과 Two Parameter Logn-romal 및 Exponential distribution에 關한 3個 確率分布函數에 必要한 Parameter를 計算하여 이로서 各各의 理論 確率分布를 計算하였고 그 標本例로서 石花地區의 結果는 Table-4와 같다. 以上에서 얻어진 確率分布値 $F(x)$와 實測値의 柱狀圖와를 比較해보면 probability Curve는 Fig. 5와 같다. 以上에서 보건데 Type Ⅲ Extremal 分布가 實測値에 가장 가까운 것으로 나타났으나 이러한 圖式 方法에 依한 適正分布型의 判斷은 多少 곤란하기 때문에 여

Table-4. Probability of Sog-Hwa station

Class	Class Mark	Freq	Rel. Freq	Type Ⅱ Extremal $F(x)$	Type Ⅱ Extremal Cum. $F(x)$	Exponential $F(x)$	Exponential Cum. $F(x)$	2-Parameter Log-normal $F(x)$	2-Parameter Log-normal Cum. $F(x)$
0-6	3	6	0.315	0.155	0.155	0.066	0.066	0.097	0.097
6-12	9	3	0.158	0.309	0.464	0.421	0.487	0.367	0.464
12-18	15	5	0.263	0.218	0.682	0.232	0.719	0.217	0.681
18-24	21	1	0.053	0.137	0.819	0.127	0.846	0.119	0.799
24-30	27	2	0.105	0.081	0.900	0.070	0.916	0.069	0.867
30-36	33	2	0.105	0.047	0.947	0.037	0.953	0.041	0.909

Freq:度數, Rel. Freq:相對度數, $F(x)$:확률함수, Cum. $F(x)$:누적확률 함수

Table-5. χ^2-Test for each distribution

Distribution / χ^2 Test / Stations	Type Ⅱ extremal χ^2	Type Ⅱ extremal Test	Two-parameter Lognormal χ^2	Two-parameter Lognormal Test	Exponential χ^2	Exponential Test
GONG JU	6.686	O	16.513	S	12.600	S
SOG HWA	2.678	O	17.961	N	24.721	S
SONG PO	5.353	O	12.389	S	5.533	O
OG CHEON	7.261	O	20.897	N	4.631	O
YONG DAM	5.166	O	5.66	S	4.241	O

O : 有意水準 5% 以內　　S : 有意水準 5%～1% 사이　　N : 有意水準 1% 以上

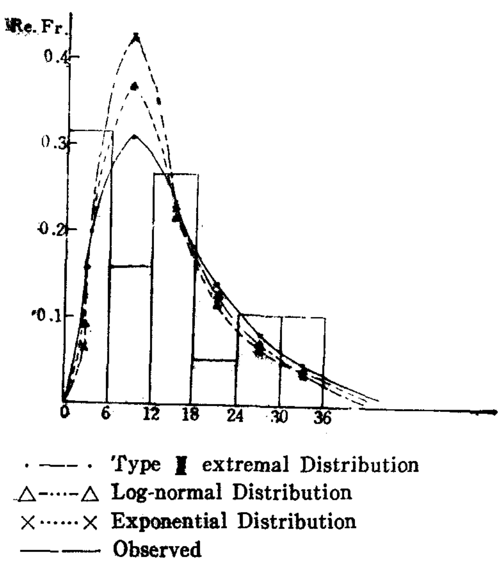

Fig. 5. Probability Density Curve at Sog Hwa of Geum River

기에서는 各 分布型別로 χ^2 test에 依한 Goodness of fit test를 遂行하여 그 適合性 與否를 判別하였다. (Table-5 參照)

以上의 χ^2test에서 보건데 모든 觀測所에서 共히 Type Ⅱ Extremal 分布가 가장 適合한 分布型임을 나타내고 있으며 다음이 Exponential 分布로 有意水準 5% 以內가 全體 觀測所의 66%의 適合性을 보인 反面 Two Parameter Lognormal 分布는 全觀測所 共히 5% 以上의 有意水準으로 同 確率分布에의 不適合性이 判明되었다.

이는 Gumbel[5][6]과 R.A. Deininger 및 J.D. Westfield[8] 그리고 金[11]의 結果에서와 같은 傾向으로 本 對象流域에서 Type Ⅱ Extremal分布에 依한 分析이 가장 適合한 것으로 判別되므로서 앞으로 이 分布에 依한 分析과 考察을 遂行키로 한다.

2. 適正確率分布型에 依한 再現期間別 確率渴水量方程式 및 渴水量 誘導.

適正確率分布型으로 設定된 Type Ⅱ Extremal distribution에서의 確率分布는 理論分析에서 詳述한 바와 같이 (1)式과 같은 即 $p(x)=\exp\left[-\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}\right]$ 이고 이의 再現期間은 式 (22)가 된다.

$$T(x)=\frac{1}{1-p(x)} \quad \cdots\cdots(22)$$

1) 極小渴水量 $\gamma=0$인 境遇

式 (12)로부터 變換變數(Reduced variable)

$$y'=\ln\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}=\ln\left[-\ln\left(1-\frac{1}{T(x)}\right)\right]\cdots(23)$$

이 된다. 이 y'에 相互對應하는 $p(x)$ $T(x)$ 및 y'는 Table-6과 같다. 2個의 變數確率渴水量方程式 $D_T=\beta e^{\lambda_1 y'}$가 되고 임의의 再現期間 $T(x)$에 對應하는 變換變數 y'를 求할 수 있으며 이들 再現期間에 對한 確率渴水量方程式이 成立되고 또한 確率渴水量을 求하게 된다.

Table-6. p(x), T(x) and y' for Type Ⅲ extremal distribution

$p(x)$	$T(x)$	y'	$p(x)$	$T(x)$	y'	$p(x)$	$T(x)$	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
0.30	1.429	0.19	0.90	10.000	−2.25	0.9999	10,000.00	−9.20

$$p(x)=\exp\left[-\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}\right] \qquad T(x)=\frac{1}{1-p(x)} \qquad y'=\ln\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}$$

Table-7. Equation of Probable minimum flow for each watershed ($\gamma=0$)

Subwatersheds	$\bar{X}$	S	C_v	λ_1	$\Gamma(1+\lambda_1)$	β	$D_T=\beta e^{\lambda_1 y'}$
Gong Ju	16.70	12.70	0.76	0.66	0.90167	18.52	$D_T=18.52e^{0.66y'}$
Sog Hwa	12.62	10.30	0.81	0.71	0.91057	13.86	$D_T=13.86\,e^{0.71y'}$
Song Po	7.71	3.28	0.43	0.35	0.89115	8.65	$D_T=8.65e^{0.35y'}$
Og Cheon	10.15	2.42	0.24	0.19	0.92089	11.02	$D_T=11.02e^{0.10y'}$
Yong Dam	1.99	0.33	0.17	0.13	0.93993	2.12	$D_T=2.12e^{0.13y'}$

Table-8. Probable minimum flow according to return periods ($\gamma=0$) unit : cms

Subwater-sheds	$D_T=\beta e^{\lambda_2 y'}$	D_2	D_5	D_{10}	D_{20}	D_{50}	D_{100}
Gong Ju	$D_T=18.52e^{0.66y'}$	14.54	6.88	4.19	2.61	1.41	0.89
Sog Wha	$D_T=13.86e^{0.71y'}$	10.68	4.78	2.80	1.68	0.87	0.53
Song Po	$D_T=8.65e^{0.35y'}$	7.61	5.12	3.94	3.06	2.21	1.73
Og Cheon	$D_T=11.02e^{0.10y'}$	10.28	8.29	7.19	6.27	5.25	4.60
Yong Dam	$D_T=2.12e^{0.13y'}$	2.02	1.74	1.58	1.44	1.28	1.11

觀測所別 2個變數에 依한 確率渴水量 方程式을 誘導하고 또한 再現期間別 渴水量을 求한 結果는 Table-7 및 8과 같다.

또한 再現期間別 確率渴水量의 作圖는 極値對數確率紙(Extremal logarithmic probability paper)를 使用하였다. 各 觀測所의 N年 渴水量 記錄을 利用하여 確率紙上에 weibull plotting 方法에 依據 plotting 하였으며 다음에 理論確率渴水量 方程式에 依한 確率曲線을 作圖한 結果는 Fig. 6~Fig. 10과 같다.

Table-9. Equations of probable minimum flow for each watershed ($\gamma>0$)

Subwatersheds	N	$\bar{X}$	S	λ	$\Gamma(1+\lambda)$	β	γ	$D_T=\gamma+(\beta-\gamma)e^{\lambda y'}$
Gong Ju	28	16.70	12.70	0.87	0.95184	17.41	2.60	$D_T=2.60+14.81e^{0.87y'}$
Sog Hwa	19	12.62	10.30	0.84	0.94261	13.38	0.01	$D_T=0.01+13.37e^{0.84y'}$
Song Po	16	7.71	3.28	0.78	0.92623	8.32	3.52	$D^{y}=3.52+4.8e^{0.78y'}$
Og Cheon	42	10.15	2.42	0.21	0.91558	11.07	0.13	$D_T=0.13+10.94e^{0.21y'}$
Yong Dam	15	1.99	0.33	0.01	0.99000	2.259	−24.65	$D_T=-24.65+26.91e^{0.01y'}$

2) 極小渴水量 $\gamma>0$인 境遇

3個의 變數에 依한 確率渴水量方程式은 $D_T=\gamma+(\beta-\gamma)e^{\lambda y'}$로 誘導되었음은 前述하였고 이에 依한 5個 觀測所의 確率渴水量方程式 誘導 및 再現期間別 各 流域의 確率渴水量을 求한 結果는 各各 Table-9. 및 10.과 같다.

Table-10. **probable minimum flow according to return periods ($\gamma>0$)** Unit : cms

Subwater sheds	$D_T=\gamma+(\beta-\gamma)e^{\lambda y'}$	D_2	D_5	D_{10}	D_{20}	D_{50}	D_{100}
Gong Ju	$D_T=2.60+14.81e^{0.87y'}$	13.67	6.62	4.69	3.72	3.10	2.87
Sog Wha	$D_T=0.01+13.37e^{0.84y'}$	9.84	3.80	2.03	1.11	0.51	0.29
Song Po	$D_T=3.52+4.8e^{0.78y'}$	7.13	5.01	4.35	3.99	3.75	3.65
Og Cheon	$D_T=0.13+10.94e^{0.21y'}$	10.26	8.11	6.95	5.99	4.95	4.29
Yong Dam	$D_T=-24.65+26.91e^{0.01y'}$	2.16	1.86	1.66	1.47	1.23	1.05

또한 이에 依한 再現期間別 渴水流量을 極值對數確率紙上에 作圖한 結果는 Fig. 6.~Fig. 10. 과 같다.

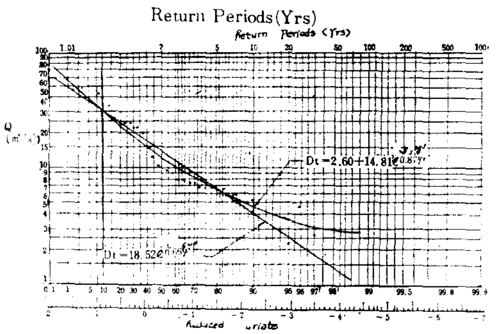

Fig. 6. probable minimum flow with two and three parameters as Gong Ju of Geum River

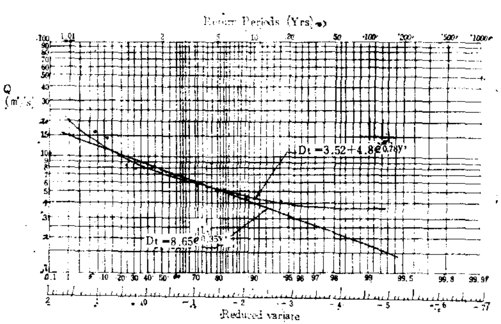

Fig.7. Probable minimum flow with two and three parameters at Song Po of Geum River

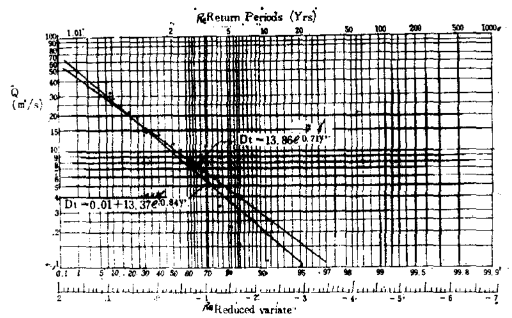

Fig.8. probable minimum flow with two and three parameters at Sog Hwa of Geum River

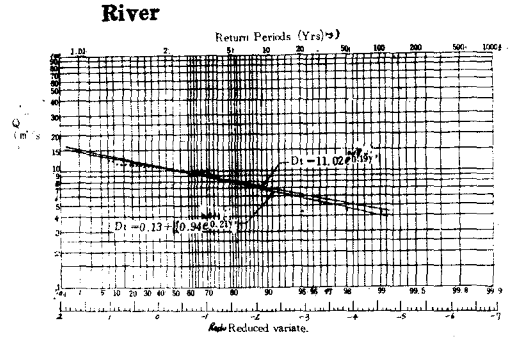

Fig.9. probable minimum flow with two and three parameters at Og cheon of Geum River

以上의 結果를 보면 極小渴水量 $\gamma=0$일때에는 極值對數確率紙上에서 全體 觀測所 共히 直線關係를 보여준 反面 極小渴水量 γ가 0보다 큰 境遇의 3變數 確率方程式은 一般으로 實際 渴水流量의 範圍가 작고 또한 γ의 값이 零에 가까운 石花, 沃川, 龍潭의 流域에서는 直線으로 나타났고 渴水流量의 範圍가 多少 크며 γ의 값이 0보다 큰 公州, 松浦 流域들은 완만한 曲線關係를 보여주고 있다. 이로 보아서 年渴水量의 範圍가 작으면 2變數確率方程式과 3變數 確率方程式 間에 別로 差異가 없는點으로 미루

어 計算이 簡便한 2變數確率方程式을 利用함이 좋

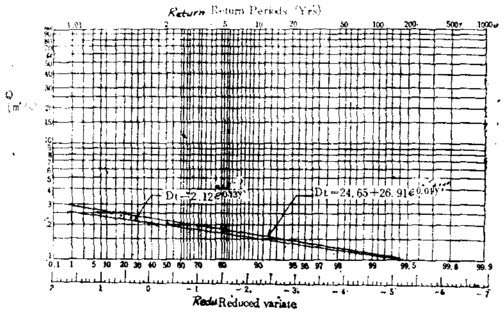

Fig.10. probable minimum flow with two and three parameters at Yong Dam of Geum River

을것이며 渴水流量의 範圍가 多少 큰 境遇에는 實際의 狀況에 보다 더 잘 附合되는 3變數確率方程式을 使用함이 좋을것으로 思料된다. 이는 Wang [16]이 臺灣 41個 流域을 對象으로 分析한 結果와도 近似한 傾向을 나타내고 있음을 볼 수 있다.

Ⅵ. 結 論

錦江流域의 5個 觀測點의 過去 年渴水流量値를 資料로 하여 渴水頻度分析을 爲한 適正確率分布型을 決定하고 이에 依한 確率渴水量方程式 및 再現期間別 確率渴水量을 誘導하므로서 利水計劃에 必要한 基本設計公式을 提供하고자 하는것으로 頻度分析 結果를 要約하면 다음과 같다.

1. 適正確率分布型 決定을 爲해 Type Ⅲ 및 Extremal, Exponential 및 Two Parameter Lognormal distribution의 3個 分布型에 對한 χ^2에 依한 Goodness of fit test 해본 結果 Type Ⅲ Extremal分布가 가장 適合한 分布型으로 判定되었다.

2. 適正分布型으로 決定된 Type Ⅲ Extremal 分布에 依한 確率渴水量方程式은 極小渴水量 $\gamma=0$일 때에 $D_T=\beta e^{\lambda_1 y'}$인 2變數確率方程式을 그리고 極小渴水量 $\gamma>0$일시 $D_T=\gamma+(\beta-\gamma)e^{\lambda y'}$인 3變數確率方程式이 各各 誘導되었으며 이에 依한 各 流域別 確率渴水量方程式은 Table-7 및 9와 같다.

3. 各 流域의 再現期間別 確率渴水量 역시 極小渴水量 $\gamma=0$인때와 $\gamma>0$인 경우에 따른 渴水量을 各各 誘導하였다.

4. 再現期間別 確率渴水量은 流域渴水量 資料의 範圍가 작은 境遇에는 2變數 或은 3變數確率方程式 中 어느 하나에 依하건간에 別로 差異가 없어 無妨하나 範圍가 多少 큰 境遇에는 3變數確率方程式을 利用함이 實際 渴水量分布에 더욱 잘 附合되고 있음을 볼 수 있다.

參 考 文 獻

1. Chow Ven T. (1964) : Handbook of Applied Hydrology, Statistical and Probability analysis of Hyd. data. Part 1. Frequency analyis, Section 8-1—8-16.
2. Deininger, R.A. and Westfield, J.D. (1965): Estimation of the parameters of Gumbels third asymptotic distribution by different methods, Dep. Environ. Health, Working paper, Univ. of Michigan.
3. ＿＿＿＿＿＿(1969):Estimation of the parameters of Gum-bels third asymptotic distribution by different methods, Water Resources Research, Vol. 5, No.6, pp. 1238-1243.
4. Dickerson, W.H. and Dethier, B.E. (1970): Drought frequency in the Northeastern United States, Bulletin No. 595, Agr. Exp. Station, West Virginia Univ.
5. Gumbel, E.J. (1958): Statistics of Extremes, Columbia Univ. Press, New
6. ＿＿＿＿＿＿(1963): Statistical forecast of droughts, Bull.Int. Ass. sci. Hydro.,8(1).
7. Goodridge, J.D. (1967): Drought Index for an arid climate, paper presented at the Irrigation and Drainage Conference, ASCE, Sacramento, California.
8. Herbst, P.H. and Bredenkamp, K.B. (1966):A technique for the evaluation of Drought from rainfall data, Vol. 4, No. 3, pp. 264-272.
9. Hoyt, J.C. (1938): Drought of 1936 with discussion of the significance of Drought in relation to climate, U.S. Geol. Sur., Water Supply Paper No. 820, 62 p., Washington, D.C..
10. 岩井重久, 石黑正儀(1973);應用水文統計學, 森北出版株式會社 pp. 109-143.
11. 金知學, 李舞鐸(1974):極値流量의 頻度分析에 關한 硏究. 嶺南大 大學院
12. Matalas, N.C. (1963):Probability distribution of low flows, Statistical studies in Hyd., U.S. Geol. Surv. Prof. Paper 434-A.
13. Palmer, N.C. (1965): Meteorological Drought, Research paper No. 45, U.S. Weather Bureau,

Silver spring, Maryland

14. Thomas, H.E. (1962): The Meteolorogical Drought, No. 44, U.S.Weather Bureau, Maryland.
15. Velz, C. J. and Gannon, J.J. (1960):Drought flow characteristics of Michigan streams, Michigan Water Res. Commission, Lansing, Michigan.
16. 王如意(1973):應用統計之極端值理論分析, 臺灣集水區水文頻率之硏究, 臺灣水利, Vol. 2, No. 3, pp. 16-40.
17. 尹龍男(1978):水文學 淸文閣, pp. 273~324.
18. 建設部(1972):錦江流域調査事業報告書.
19. ＿＿＿＿＿産業基地開發公社(1974): 韓國河川調査書, pp. 97-126, 424-432, 467~495.
20. Water Resources Development Corporation, R.O.K. (1972): Report on the Geum River Basin overall Development project,pp Ⅰ-12~Ⅰ-85.

學會消息

◇ 學會에 書籍을 寄贈하여 주신분 ◇

顧 問 趙 洸 熙 (46卷)

地 表 水	君島八郎	1卷
農業經營經濟學	大槻正男	1卷
土木設計施工要覽	田口文雄	1卷
工業用計算對數表	保田 榮	1卷
コンクリト要覽	中島敏雄	1卷
MATHEMATICAL TABLES		1卷
土壤學講話	川村一水	1卷
河川工學	宮本武之輔	1卷
地質·地震·氣象	高田昭, 平田德太郞	1卷
應用力學	鶴岡鶴吉	1卷
鐵筋コンクリト設計法	永田 年	1卷
發電水力學	菊池英彦	1卷
隧道工學	佐藤周一郞	1卷
都市鐵道工學	橋本敬之	1卷
橋梁工學	青木楠男·牧野喬	1卷
上 水 道	岩崎富久	1卷
下 水 道	高橋甚也	1卷
水 理 學	伊藤 剛	1卷
港灣工學	鈴木雅次	1卷
隧道工學	佐藤周一郞	1卷
鐵道工學	黑田武定·岡田信次	1卷
最新測量學	藤井鹿三郞	1卷
現場活用測量法	有元岩鶴	1卷
數學槪論	寺澤寬一	1卷
最小自乘法	三戶森確郞	1卷
河川·砂防編	弘津恭輔	1卷
水 理 學	物部長穗	1卷
貯水池土木石工堰堤	總督府土地改良課	1卷
農業土木行政	鵜崎多一	1卷
記念論文集	朝鮮總督府 水原高等農林學校	1卷
治水工學	宮本武之輔	1卷
河 工	君島八郎	1卷
堰堤の設計と實例	月岡正三	1卷
日本取入堰堤誌	農業土木學會	1卷
本邦灌漑排水工事圖譜	農業土木學會	1卷
SOME PRINCIPLES OF ACCELERATED STREAM AND VALLEY SEDIMENTATION		1卷
土地改良事業實務提要	農林部	1卷
농업연감	농업은행조사	1卷
韓國의 水利事業	大韓水利組合聯合會	1卷
土地改良事業 統計年報(1968)	農林部	1卷
土地改良事業計劃 設計基準 (필댐)	農林部	1卷
〃 (灌漑)	農林部	1卷
〃 (耕地整理)	農林部	1卷
〃 (排水)	農林部	1卷
〃 (두수공)	農林部	1卷
韓國農業機械年鑑 (1969)	韓國農業機械化硏究所	1卷

專任理事 嚴 泰 營 (1卷)

農業學術用語辭典	任文淳	1卷

理 事 李 熙 榮 (1卷)

DESIGN OF SMALL DAMS		1卷

理 事 姜 乂 默 (4卷)

土質力學	姜乂默·朴春洙	2卷
土質力學演習	姜乂默·朴春洙	2卷