

## 설계갈수량의 유도기법에 따른 비교 고찰

### Comparative Studies on the Derivation Techniques of Design Low Flows

李淳赫\*, 孟昇辰\*\*  
Lee, Soon-hyuk Maeng, Sung-jin

#### Abstract

It was attempted to get an optimal method for the prediction of design low flows among derivation techniques of design low flows. Derivation techniques of design low flows used in this study are Type III extremal, Gumbel-Chow distribution, SMEMAX(Small, Median, Maximum) and Power transformation methods. Two kinds of transformation mentioned above are used for the normalization of skewed distributions. Three watersheds for application are Og Cheon, Jeong Am and Ma Reuk watersheds of Geum, Nag Dong and Yeong San rivers, respectively.

The results were analyzed and summarized as follows:

1. Power transformation method in the comparative analysis for the efficiency test of transformation was found to be better for the normalization of skewed distribution than SMEMAX transformation.
2. It was found that the best fitting of the distributions and transformations for the derivation of design low flows used in this study is the Power transformation by using Kolmogorov-Smirnov test for the goodness of fit test.
3. It can be seen that design low flows derived by Type III extremal distribution, SMEMAX and Power transformation methods except Gumbel-Chow distribution in the applied watersheds are closer to those plotted by Weibull probability plotting technique of the observed data in the return period within 10 years.

#### I. 서론

가뭄의 계속으로 오는 용수부족으로 말미암아

생활용수 및 농업용수를 위시한 각종 산업용수의 부족 현상은 심각한 생존문제가 아닐 수 없다. 따라서 홍수피해방지를 위한 항구적인 치수대책 못

\* 충북대학교 농과대학

\*\* 충북대학교 대학원

키워드 : Type III 극치분포, Gumbel-Chow 분포, 통계적 매개변수, SMEMAX변환, Power변환, 왜곡도 계수, 설계갈수량

지 않게 가뭄시의 물 부족을 해결할 수 있는 이수 계획을 위한 합리적인 대책 또한 매우 중차대함은 주지의 사실이다. 그런데 지금까지 우리나라의 연구동향을 보면 홍수빈도분석을 수행하므로서 치수 계획을 위한 홍수량 예측에 관한 연구는 활발한 편이나, 가뭄시 이수계획을 위한 설계갈수량에 관한 연구는 거의 수행되지 않는 실정이며 특히, 1994년과 1995년 초의 극심한 가뭄으로 인한 피해는 우리에게 시사하는 바가 너무나 크다. 따라서 이와 같은 가뭄해석에 관한 보다 많은 연구로서 한발시 수리계획에 만전을 기할 수 있는 대책이 보다 절실히 요구되는 실정이다.

이에 본 연구에서는 2개 확률분포형과, 변환법인 SMEMAX(Small, Median, Maximum)변환 및 Power변환(Power transformation)에 의한 갈수빈도분석을 수행하므로서 장차 발생될 수 있는 양적추정과 발생빈도의 신빙성 있는 예측이 가능한 설계갈수량을 추정하고 각각의 유도방법에 의해 구해진 결과치와의 비교 분석을 수행하여 최종적으로 정도 높은 분석방법을 제시하므로서 장차 이수계획을 위한 각종 수리구조물의 수문학적 설계기준을 제공하고자 한다.

## II. 확률분포형 및 변환법의 이론적 분석

### 1. 확률분포형

#### 가. Type III 극치분포(Type III Extremal Distribution)

Type III 극치분포는 극소한발량의 해석을 위해 흔히 사용되어 왔으며 Weibull 분포로도 알려져 있다. Type III 극치분포의 확률밀도함수는 다음의 식(1)과 같다.

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

여기에서

$\alpha$  : 척도매개변수

$\beta$  : 현상매개변수

$\gamma$  : 위치매개변수

또한 누가확률함수,  $F(x)$ 는 다음의 식(2)와 같다.

$$F(x) = 1 - \exp \left[ - \left\{ \frac{x - \gamma}{\beta - \gamma} \right\}^\alpha \right] \quad (2)$$

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

식(2)에서  $\beta$ 는 특정한발량이며,  $\gamma$ 는 극소한발량으로  $\beta$ 와  $\gamma$ 는 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$\beta > \gamma \geq 0 \quad (3)$$

식(2)에서 계수,  $\alpha$ 는 상수로 실질적으로는 간단한 계산을 위해서 다음과 같은 식(4)를 사용한다.

$$\frac{1}{\alpha} = \lambda \quad (4)$$

Type III 극치분포는 극소한발량,  $\gamma$ 가零보다 더 소라도 때를 상정하여 3개 매개변수인 특정한 발량  $\beta$ , 극소한발량  $\gamma$  및 형상매개변수  $\lambda$ 를 구해야만 한다. 먼저, N년 관측갈수량의 평균치인  $\bar{X}$  및 표준편차  $s_x$ 를 구하고 N년간 관측된 갈수량 중에서 극소갈수량  $X_1$ 은 극소한발량  $\gamma$ 가零보다 클 때의 극소한발량을 구하는데 사용된다. 극소한발량이零보다 클 때의 형상매개변수,  $\lambda$ 는 다음의 식(5)인 시험함수,  $J(\lambda, N)$ 을 이용한다.<sup>27)</sup>

$$J(\lambda, N) = (\bar{X} - X_1) / S \quad (5)$$

식(5)의 시험함수는 모멘트법에 의해 다음과 같이 구한다.

$$J(\lambda, N) = \Gamma(1+\lambda)\beta(\lambda)(1-N^{-\lambda}) \quad (6)$$

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

식(5)와 식(6)에 의해서 형상매개변수,  $\lambda$ 를 구하고, 극소한발량  $\gamma$ 는 Gumbel에 의해 유도된 다음의 식(7)에 의해 구해질 수 있다.

$$\gamma = \bar{X}_1 - (\bar{X} - X_1) / N^{-1} - 1 \quad (7)$$

또한 특정한발량  $\beta$ 는 다음의 식(8)에 의해 구해진다.

$$\beta = \bar{x} - \gamma / \Gamma(1+\lambda) + \gamma \quad (8)$$

결과적으로 전술한 3변수에 의한 설계갈수량공식,  $M_T$ 는 다음의 식(9)로 나타낼 수 있다.

$$M_T = \gamma + (\beta - \gamma)e^{iy} \quad (9)$$

여기에서

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

T : 재현기간

#### 4. Gumbel-Chow 분포

Chow는 극치분포의 제1형식인 Gumbel법을 변형해서 여기에 빈도계수 K를 이용하는 방법을 제시하였다. Gumbel 분포에서의 수분량을 x로 하는 경우 Gumbel 분포의 비초과확률  $S(x)$ 는 식(10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$S(x) = \exp\{-e^{-(b+x)/c}\} \quad (10)$$

여기에서 b, c는 통계적 매개변수로서 식(11) 및 식(12)와 같다.

$$b = \gamma c - \bar{x} \quad (11)$$

$$c = \frac{\sqrt{6}}{\pi} \sigma_x \quad (12)$$

여기에서  $\gamma$ 는 0.5772의 Euler 상수이며  $\bar{x}$ 는 수 문자료 평균치,  $\sigma_x$ 는 표준편차이다. 지금 초과확률을  $W(x)$ 라 하면 비초과확률,  $S(x)$ 와는 다음과 같은 식(13)의 관계가 성립된다.

$$W(x) = 1 - S(x) = 1 - \exp\{-e^{-(b+x)/c}\} \quad (13)$$

따라서 재현기간, T는 초과확률,  $W(x)$ 의 역수로 다음의 식(14)와 같다.

$$T = \frac{1}{1 - \exp\{-e^{-(b+x)/c}\}} \quad (14)$$

식(14)를 x에 관해 다시 정리하면 식(15)와 같이 나타낼 수 있다.

$$x = -b - c \ln[\ln T - \ln(T-1)] \quad (15)$$

식(11)과 식(12)을 식(15)에 대입하여 정리하면 다음의 식(16) 및 식(17)과 같이 나타낼 수 있다.

$$x = -(\gamma c - \bar{x}) - \left(\frac{\sqrt{6}\sigma_x}{\pi}\right) \ln[\ln T - \ln(T-1)] \quad (16)$$

$$x = \bar{x} - \gamma \left(\frac{\sqrt{6}\sigma_x}{\pi}\right) - \left(\frac{\sqrt{6}\sigma_x}{\pi}\right) \ln[\ln T - \ln(T-1)] \quad (17)$$

지금, 식(17)에서  $\frac{\pi}{\sqrt{6}\sigma_x} = a$ ,  $(\bar{x} - \gamma/a) = u$ 로 하면 식(18) 및 식(19)와 같이 변환시킬 수 있다.

$$x = \bar{x} - \frac{\gamma}{a} - \frac{1}{a} \ln[\ln T - \ln(T-1)] \quad (18)$$

$$x = u - \frac{1}{a} \ln[\ln T - \ln(T-1)] \quad (19)$$

식(19)의 우변의 제2항만을 y로 변환하면 다음의 식(20)이 된다.

$$x = u + \frac{1}{a} y \quad (20)$$

$$\text{단 } y = -\ln[\ln T - \ln(T-1)] \quad (21)$$

상술한 식(20)이 곧 Gumbel의 제창한 확률수분량의 추정식이 된다.

Chow는 Gumbel의 식(10)에서 변량 x를 y로,  $b = \gamma c - \bar{y}$ 로 높고 식(17)을 다음의 식(22)로 표시하였다.

$$y = \bar{y} - \gamma \left(\frac{\sqrt{6}\sigma_y}{\pi}\right) - \left(\frac{\sqrt{6}\sigma_y}{\pi}\right) \ln[\ln T - \ln(T-1)] \quad (22)$$

식(22)을 다시 정리하면 다음의 식(23)이 된다.

$$y = \bar{y} - \frac{\sqrt{6}\sigma_y}{\pi} [\gamma + \ln[\ln T - \ln(T-1)]] \quad (23)$$

식(23)의 우변 제2항의  $\sigma_y$ 를 제외한 나머지를

K로 하면 다음의 식(24)가 된다.

$$y = \bar{y} - K\sigma_y \quad (24)$$

단 여기에서

$$K = \frac{\sqrt{6}}{\pi} [\gamma + \ln(\ln T - \ln(T-1))] \quad (25)$$

상술한 식(24)는 Chow가 제시한 확률수문량 추정식이며 식(25)의 K는 빈도계수이다.

## 2. 변환법

### 가. SMEMAX 변환

SMEMAX 변환은 수문자료의 왜곡도와 첨예도를 감소시켜 시계열 분포를 정규화시키고자 하는 것으로 자료의 최소치, 중앙치 및 최대치가 꼭 지점이 되는 직각삼각형에 그 이론적 근거를 두고 있다. 따라서 직각삼각형의 밑변과 높이는 자료의 중앙치 보다 작거나 큰 것으로 나뉘어지며 자료의 변환된 대응치는 사면에 위치하게 되고 각 자료의 대응치에 관한 해석은 정현의 삼각형 법칙에 따라 구하게 된다.<sup>21,22)</sup> 이 변환법은 Median 값에 기본을 두게 되므로서 우연한 Outlier에 의한 영향을 별로 받지 않는 안정된 값을 유지할 수 있다는 장점을 가지고 있다.

### 나. Power변환법(Power Transformation)

Power변환(Power transformation) 역시 왜곡된 시계열(時系列)분포를 정규화시키는데 쓰이는 변환법으로서 다음의 식(26)과 같다.<sup>3,22)</sup>

$$Y_i = \frac{X_i^{\lambda} - 1}{\lambda} \quad (26)$$

여기에서

$X_i$  : 주어진 계열의 변량

$Y_i$  : 변환된 계열의 변량

$\lambda$ 는 변환상수로 왜곡도계수를零에 접근시키기 위한 계수이며  $\lambda$ 가 증가하거나 감소함에 따라서 왜곡도계수도 증가하거나 또는 감소하게 되며 일반적으로  $-0.1 \sim 1.0$ 의 범위를 갖는다. 변환상수,

$\lambda$ 는 최우법(最尤法)이나 최소자승법 및 시행착오법 등에 의해 구해질 수 있으며 본 연구에서의 변환상수인  $\lambda$ 의 값은 왜곡도계수가零에 최대한 근접할 수 있도록 하는 시행착오법을 사용하였다.

각 대상유역에 대한 설계빈도별 갈수량은 상기 Power변환에 의거 식(27)에 의해 유도되며 이에 관한 Flow chart는 다음의 <Fig. 1>과 같다.

$$X_i = (\lambda Y_i + 1)^{1/\lambda} \quad (27)$$

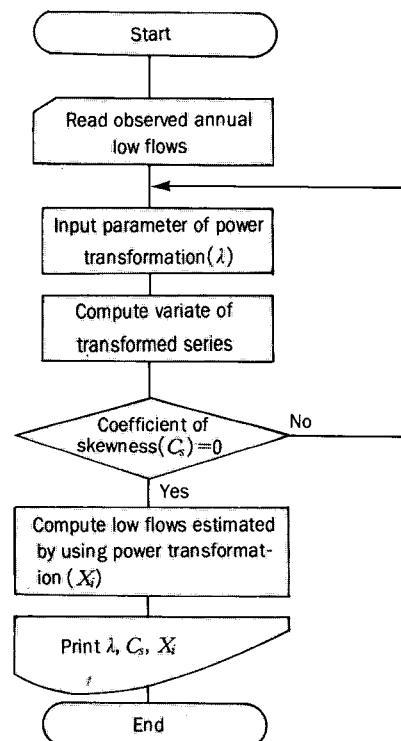
•여기에서

$$Y_i = \bar{Y} - K\sigma_y$$

$\bar{Y}$  : Power변환된 변량의 평균

K : 재현기간별 빈도계수

$\sigma_y$  : Power변환된 변량의 표준편차



<Fig. 1> Flow chart of power transformation

### III. 기본수문자료 및 유역특성

갈수분석을 위한 대상유역으로서는 우리나라 주요수계인 금강수계의 옥천유역, 낙동강수계의 정암유역 및 영산강수계의 마륵유역, 도합 3개 유역을 선정하였으며 대상유역의 극치중 매년 갈수량( $m^3/s$ )를 수문자료로 하였다.<sup>15,16,17,18)</sup>

분석대상유역의 유역특성은 <Table 1>과 같이 조사되었으며 유역면적은 684~2,990km<sup>2</sup>의 범위를 나타내고 있고, 주하천장은 56.0~169.3km에 이르며, 평균폭과 형상계수는 각각 12.21~17.96km 및 0.10~0.22의 범위를 나타내고 있다.

<Table 1> Gauging watersheds and physical characteristics

River	Watershed	Area (km <sup>2</sup> )	Length of main stream (km)	Average basin width(km)	Shape factor	Observed duration (yrs)	Location
Geum River	Og Cheon	2943	169.3	17.38	0.10	16	Long. 127° 39' Lat. 36° 16'
Nag Dong River	Jeong Am	2990	166.5	17.96	0.11	18	Long. 128° 17' Lat. 35° 19'
Yeong San River	Ma Reuk	684	56.0	12.21	0.22	25	Long. 126° 49' Lat. 35° 08'

### IV. 분석결과 및 고찰

#### 1. 사용자료의 기본통계치 분석

옥천, 정암 및 마륵유역에 대한 기본통계치로서 평균치, 표준편차, 변동계수 및 왜곡도계수를 각 유역별로 구한 결과는 <Table 2>와 같으며 전유역

<Table 2> Basic statistics

River	Watershed	Observed years (N)	Mean ( $\bar{X}$ )	Standard deviation ( $\sigma_x$ )	Coefficient of variation ( $C_v$ )	Coefficient of skewness ( $C_s$ )
Geum River	Og Cheon	16	9.50	3.48	0.367	0.299
Nag Dong River	Jeong Am	18	5.22	2.47	0.474	0.411
Yeong San River	Ma Reuk	25	3.13	1.78	0.567	0.855

에 걸쳐 평균치와 표준편자는 각각 3.13~9.50 및 1.78~3.48이며 변동계수와 왜곡계수는 각각 0.367~0.567 및 0.299~0.855의 범위를 나타내었다.

#### 2. 확률분포형에 따른 매개변수 및 설계갈수량의 유도

##### 가. Type III 극치분포

###### 1) 매개변수

각 수계별 대상유역들에 대한 갈수량의 Type III 극치확률분포함수에 필요한 매개변수인 척도매개변수  $\alpha$ 와 형상매개변수  $\beta$  및 위치매개변수  $\gamma$ 의 값을 유역별로 구한 결과는 <Table 3>과 같다.

<Table 3> Calculated parameters for Type III extremal distribution

River	Watershed	Scale parameter ( $\alpha$ )	Shape parameter ( $\beta$ )	Location parameter ( $\gamma$ )
Geum River	Og Cheon	2.74	10.56	0.94
Nag Dong River	Jeong Am	2.48	5.93	-0.35
Yeong San River	Ma Reuk	1.78	3.50	0.14

###### 2) 설계갈수량의 유도

각 유역별로 구해진 3개 매개변수를 이용한 설계갈수량공식과 재현기간별 설계갈수량을 구한 결과는 <Table 4>와 같다.

<Table 4> Predicted low flows calculated by Type III extremal distribution for the applied watersheds(  $m^3/s$  )

River	Watershed	Formula ( $M_f$ )	Return Period(yrs)				
			2	5	10	20	50
Geum River	Og Cheon	$3.29 + 6.99e^{0.53y}$	9.05	6.45	5.41	4.74	4.17
Nag Dong River	Jeong Am	$2.11 + 3.31e^{0.81y}$	4.57	3.09	2.64	2.41	2.25
Yeong San River	Ma Reuk	$0.04 + 3.47e^{0.56y}$	2.87	1.54	1.02	0.70	0.43

$$y' = \ln[-\ln(1 - 1/T)] \quad T : \text{Return Period}$$

#### 나. Gumbel-Chow 분포

##### 1) 매개변수

Gumbel-Chow 분포에 의한 갈수량을 유도하기 위해 각 수계별 대상유역들의 통계적 매개변수인  $b$ 와  $c$ 를 구하였으며 이에 대한 결과는 〈Table 5〉와 같다.

〈Table 5〉 Calculated parameters for Gumbel-Chow distribution

River	Watershed	Statistical parameter	
		b	c
Geum River	Og Cheon	-7.934	2.713
Nag Dong River	Jeong Am	-4.108	1.926
Yeong San River	Ma Reuk	-2.329	1.388

##### 2) 설계갈수량의 유도

왜곡된 시계열자료를 정규화하기 위한 빈도계수,  $K$ 는 식 (25)에서 보는 바와 같이 재현기간,  $T$ 에 따라 변화되며 재현기간에 따른 빈도계수,  $K$ 값은 재현기간 2, 5, 10, 20과 50년에 대해 각각 167, 0.719, 1.304, 1.866과 2.592로 나타났고, Gumbel-Chow 분포에 의한 재현기간별 설계갈수량을 각 유역별로 구한 결과는 〈Table 6〉과 같다.

〈Table 6〉 Predicted flows calculated by Gumbel-Chow distribution for the applied watersheds( m<sup>3</sup>/s)

River	Watershed	Return Period(yrs)				
		2	5	10	20	50
Geum River	Og Cheon	10.07	7.05	4.96	3.0	0.5
Nag Dong River	Jeong Am	5.62	3.44	2.00	0.61	0
Yeong San River	Ma Reuk	3.43	1.85	0.81	0	0

### 3. 변환법에 의한 설계갈수량의 유도

#### 가. 변환법의 효율성 비교

일반적으로 수문자료의 변환효율은 변환된 수문시계열에 있어서 왜곡분포를 정규화 시키는데 큰

영향을 끼치는 왜곡도계수를零에 얼마나 근접시키느냐에 따라 평가된다. 따라서 본 분석에 있어서는 〈Table 7〉에서 보는 바와 같이 실측 년갈수량의 왜곡도계수에 비해 SMEMAX변환에 의해 구한 왜곡도계수가零에 더 근접되었으나 정규화분포로서는 인정할 수 없고 Power변환에 의해 구해진 왜곡도계수가 전 유역에 걸쳐 실측 년수량의 왜곡도계수와 SMEMAX변환에 의한 왜곡도계수에 비해 훨씬零에 근접되는 좋은 결과를 나타낸 점으로 미루어 Power변환이 빈도분석의 정규화를 위해 가장 효율성이 높다고 볼 수 있다.

〈Table 7〉 Effect of different transformations on coefficient of skewness

River	Water-shed	Original data	SMEMAX transformed data	Power transformed data
		Skewness	Skewness	Skewness
Geum River	Og Cheon	0.299	-0.004	-0.007
Nag Dong River	Jeong Am	0.411	0.218	-0.00052
Yeong San River	Ma Reuk	0.855	0.043	0.00069

#### 나. SMEMAX 변환에 의해 유도된 기본통계치 및 설계갈수량

SMEMAX변환 후 구해진 기본통계치의 결과는 〈Table 8〉과 같으며, 표준편차는 1.330~2.579이고 왜곡도계수는 -0.004~0.218의 범위를 나타내고 있다.

〈Table 8〉 Basic statistics calculated by SMEMAX transformation

River	Water-shed	Mean ( $\bar{X}$ )	Standard deviation( $\sigma_x$ )	Coefficient of skewness( $C_s$ )
Geum River	Og Cheon	3.766	2.579	-0.004
Nag Dong River	Jeong Am	2.165	1.824	0.218
Yeong San River	Ma Reuk	2.583	1.330	0.043

따라서 SMEMAX법에 의해 변환된 자료치의 평균치와 표준편차에 의해 유도된 재현기간별 설계갈수량은 〈Table 9〉와 같다.

〈Table 9〉 Predicted low flows calculated by SME-MAX transformation for the applied watersheds(  $m^3/s$  )

River	Watershed	Return Period(yrs)				
		2	5	10	20	50
Geum River	Og Cheon	9.19	6.60	5.25	4.13	2.87
Nag Dong River	Jeong Am	5.04	3.17	2.19	1.38	0.47
Yeong San River	Ma Reuk	2.62	1.72	1.25	0.87	0.43

다. Power 변환에 의해 유도된 기본통계치 및 설계갈수량

Power변환에 의하여 구한 기본적인 통계치의 결과는 〈Table 10〉과 같으며 표준편차  $\sigma_y$ 는 0.699~1.438이며 왜곡계수  $C_s$ 와 변환변수  $\lambda$ 는 각각  $-0.0007 \sim -0.00069$  및  $0.216 \sim 0.602$ 의 범위를 나타내고 있다.

〈Table 10〉 Basic statistics calculated by power transformation

River	Water-shed .	Mean ( $\bar{Y}$ )	Standard deviation ( $\sigma_y$ )	Coefficient of skewness( $C_s$ )	Coefficient of transformation( $\lambda$ )
Geum River	Og Cheon	4,678	1.438	-0.0007	0.602
Nag Dong River	Jeong Am	1.861	0.699	-0.00052	0.216
Yeong San River	Ma Reuk	1.241	0.850	0.00069	0.342

재현기간에 따른 빈도계수  $K$ 의 값은 재현기간 2, 5, 10, 20과 50년에 대해 각각 0, 0.8416, 1.2816, 1.6449과 2.0538로 나타났고 Power변환에

의해 유도된 재현기간별 설계갈수량은 〈Table 11〉과 같다.

〈Table 11〉 Predicted low flows calculated by power transformation for the applied watersheds(  $m^3/s$  )

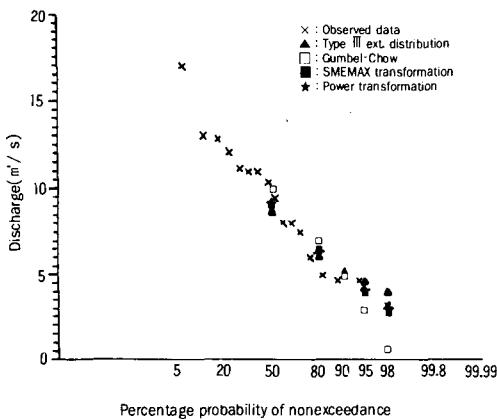
River	Watershed	Return Period(yrs)				
		2	5	10	20	50
Geum River	Og Cheon	9.25	6.51	5.22	4.26	3.16
Nag Dong River	Jeong Am	4.80	3.08	2.42	1.93	1.49
Yeong San River	Ma Reuk	2.81	1.62	1.16	0.85	0.57

#### 4. 극치분포 및 변환법에 의한 설계갈수량의 비교

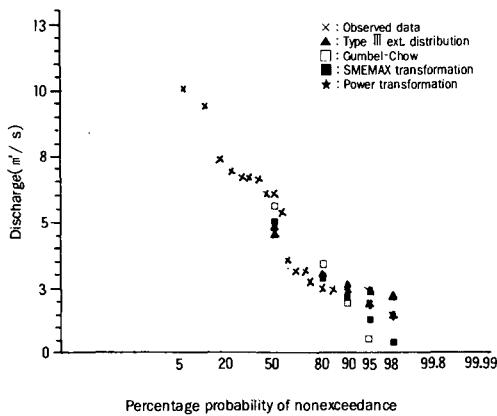
Type III 극치분포, Gumbel-Chow 분포, SMEMAX 및 Power 변환법에 의해 유도된 각각의 설계갈수량을 비례개변수적 방법인 식(28)과 같은 Kolomogorov-Smirnov 방법에 의해 적합도 검정을 수행한 결과 〈Table 12〉에서 보는 바와 같이 적용된 3개 유역에서 공히 Power 변환법이 가장 낮은  $D_n$ 값을 나타내므로서 4개 방법중 최적 갈수량 유도기법으로 인정될 수 있다고 사료된다.

〈Table 12〉 Comparison of design low flows calculated by the four methods(  $m^3/s$  )

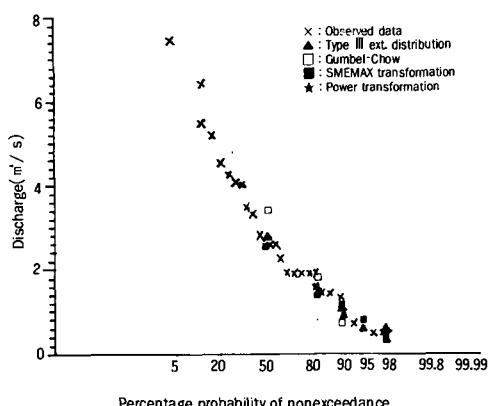
River	Water-shed	Distri-bution & Transformation	Return Period(yrs)					Kolmo-gorov-Smirnov Test
			2	5	10	20	50	
Geum River	Og	Type III extremal	9.05	6.45	5.41	4.74	4.17	0.11
		Gumbel-Chow	10.07	7.05	4.96	3.0	0.5	0.15
		SMEMAX	9.19	6.60	5.25	4.13	2.87	0.09
		Power	9.25	6.51	5.22	4.26	3.16	0.08
Nag Dong River	Jeong Am	Type III extremal	4.57	3.09	2.64	2.41	2.25	0.16
		Gumbel-Chow	5.62	3.44	2.0	0.61	0	0.17
		SMEMAX	5.04	3.17	2.19	1.38	0.47	0.17
		Power	4.80	3.08	2.42	1.93	1.49	0.14
Yeong San River	Ma Reug	Type III extremal	2.87	1.54	1.02	0.7	0.43	0.09
		Gumbel-Chow	3.43	1.85	0.81	0	0	0.14
		SMEMAX	2.62	1.72	1.25	0.87	0.43	0.11
		Power	2.81	1.62	1.16	0.85	0.57	0.08



〈Fig. 2〉 Comparison of estimated low flows at Og Cheon watershed of Geum river



〈Fig. 3〉 Comparison of estimated low flows at Jeong Am watershed of Nag Dong river



〈Fig. 4〉 Comparison of estimated low flows at Ma Reuk watershed of Yeong San river

$$D_n = \text{Max.} |F(x) - S_n(x)| \quad (28)$$

여기에서  $F(x)$  : 이론누가확률분포함수

$S_n(x)$  : 실측치에 의한 누적확률

$D_n$  : 최대편차

또한 실측치의 Weibull 프로팅에 의한 확률도시법과 Type III 극치분포와 Gumbel-Chow분포, SMEMAX 및 Power 변환법에 의해 유도된 각각의 설계갈수량을 정규확률지상에 도시한 결과는 〈Fig. 2〉~〈Fig. 4〉와 같다.

그림에서 보는 바와 같이 전 대상유역에서 10년 이내의 재현기간에서는 Gumbel-Chow 분포법을 제외하고는 3개 방법 공히 실측치의 Weibull 프로팅에 의한 설계갈수량과 매우 근접된 결과를 나타내고 있다.

## V. 결론

본 연구는 우리나라 주요 수계의 3개 선정유역에 대한 낸갈수량을 대상으로 갈수빈도분포형인 Type III 극치분포와 Gumbel-Chow 분포, 변환법인 SMEMAX 및 Power 변환법에 유도된 설계갈수량을 비교 분석하므로서 최종적으로 적정갈수빈도분포형과 이에 의한 설계갈수량을 이끌어 내고자 시도된 것으로서 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

1. 왜곡분포의 정규화를 위한 변환법의 효율성 비교분석을 수행한 결과 Power변환법이 SME-MAX변환법 보다 훨씬 높은 효율성을 나타내었다.

2. 설계갈수량의 유도기법에 따른 적합도 검정을 Kolmogorov-Smirnov Test에 의해 수행한 결과 Power 변환법이 전 유역에 걸쳐 타 방법에 비해 보다 나은 적정기법으로 인정 되었다.

3. 실측치의 Weibull 프로팅에 의한 확률도시법과 4개 기법에 의해 유도된 각각의 설계갈수량을 비교한 결과 전 유역에 걸쳐서 10년 이내의 재현기간에서는 Gumbel-Chow 분포법을 제외하고는 3개 방법 공히 실측치의 Weibull 프로팅에 의한 설계갈수량과 매우 근접된 결과를 보여 주고 있다.

## 참고문헌

1. Ang, Alfredo H.S. and W.H. Tang, 1975. Probability concepts in engineering planning and design, Vol. 1, John Wiley & Sons, Inc., pp. 261~318.
2. Benjamin J.R. and C.A. Cornell, 1970. Probability statistics and decision for civil engineers, McGraw-Hill, New York, pp. 370~500.
3. Box, G.E.P. and D.R. Cox, 1964. An analysis of transformation, Jour. of the Royal Statistical Society, Vol. B 26, pp. 211~252.
4. Chander, S., S.K. Spolia and A Kummar, 1978. Flood frequency analysis by power transformation, Jour. Hyd. Div. Am. Soc. Civ. Eng., 104(HY 11), pp. 1495~1504.
5. 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.
6. Deininger, P.S. and J.D. Westfield, 1965. Estimation of the parameters of Gumbel's third asymptotic distribution by different methods, Dcp. Environ. Health, working paper, Univ. of Michigan.
7. Dickerson, W.H. and B.E. Dethier, 1970. Drought frequency in the Northeastern United States, Bull. No. 595, Agr. Exp. Station, West Virginia, Univ.
8. Gumbel, E.J., 1963. Statistical forecast of drought, Bull. Int. Ass. Sci. Hydro., 8(1).
9. Goodridge, J.D., 1967. Drought index for an arid climate, Paper presented at the irrigation and drainage conference, ASCE, Sacramento, California.
10. Gupta, V.K., C.C. Kisiel and L. Duckstein, 1973. Droughts as extremal distributions from a point rainfall process, Proceedings of the second international symposium in hydrology. W.R.P. Fort Collins, Colorado, pp. 637~647.
11. Haan, C.T., 1977. Statistical methods in hydrology, ISU Press, Ames., pp. 97~158.
12. Herbst, P.H. and K.B. Bredenkam, 1966. A technique for the evaluation of drought from rainfall data, Vol. 4, No. 3, pp. 264~272.
13. 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.
14. 김지학, 1974. 극치유량의 빈도분석에 관한 연구, 영남대학교 대학원.
15. 건설부, 1962. 한국수문조사서(수위편).
16. 건설부, 1972. 금강유역조사사업보고서.
17. 건설부, 산업기지개발공사, 1974. 한국하천조사서.
18. 건설부, 1979. 한국수문조사서(우량, 수위편).
19. Millan, J., 1973. Statistical Properties of Runs as Applied to Hydrologic Droughts, Proceedings of the Second International Symposium in Hydrology, W.R.P. Colorado, pp. 627~636.
20. 이순혁, 한중석, 1979. 극치유량의 최적분포형과 극치확률유량에 관한 연구, 한국농공학회지, Vol. 21, No. 4, pp. 108~116.
21. 이순혁, 박명근, 1985. SMEMAX 변환에 의한 홍수빈도분석에 관한 연구, 충북대논문집 제30집, pp. 165~175.
22. 이순혁, 박명근, 박종국, 1992. 설계갈수량의 유도를 위한 수문통계학적 연구(I)(II), 한국농공학회지, Vol. 34, No. 3, 4 pp. 43~52, pp. 39~47.
23. Linsley, R.K., M.A. Kohler and J.L.H. Paulhus, 1982. Hydrology for engineers, Third edition, McGraw-Hill Book Co. Inc., N.Y., pp. 357~374.
24. Matalas, N.C., 1963. Probability distri-

- bution of low flows, Statistical Studies in Hyd., U. S. Geol. Surv. Prof. Paper 434-A.
25. McMahan, T.A. and R.G. Mein, 1986. River and reservoir yield, W.R.P. Colorado, U.S.A., pp. 45~54.
26. 岩井重久, 石黒正義, 1970. 應用水文統計學, 森北出版社.
27. 王如意, 1973. 應用統計之極端值理論分析, 臺灣集水區水文頻度之研究, 臺灣水利 Vol. 2, No. 3, pp. 16~40.
28. Plamer, N.C., 1965. Meteorological drought, Research Paper No. 45, U.S. Weather Bureau, Silver Spring, Maryland.
29. Prakash A., 1981. Statistical determination of design low flows, Jour. of Hydrology. Vol. 51, pp. 109~118.
30. Rasheed, H.R., M.V. Raramoorthy and A. S. Aldabbagh, 1982. Modified SMEMAX transformation for frequency analysis, W. R.R., Vol. 18, No. 3, pp. 509~511.
31. Thomas, H.E., 1962. The Meteolorogical drought, No. 44, U.S. Weather Bureau, Maryland.
32. Velz, C.J., and J.J. Gannon, 1960. Drought flow characteristics of Michigan streams, Michigan Water Res. Commission, Lansing, Michigan.
33. Wadsworth, P.G. and G.F. Bryan, 1960. Introduction to probability theory and random variables, McGraw-Hill, N.Y.
34. Yevjevich, V., 1972. Probability and statistics in hydrology. W.R.P. Colorado, pp. 118~167.

## 약력

이순혁



1965. 서울대학교 농과대학 농공학과 졸업  
 1967. 서울대학교 대학원 농학석사  
 1969. 카나다 McGill 대학교 초빙연구교수  
 1977. 서울대학교 대학원 농학박사  
 1980. 미국 네브라스카 주립대학교 초빙연구교수  
 1982. 영국 국립농공대학 연구교수  
 1984. 미국 콜로라도 주립대학교 객원교수  
 1987. 일본 경도대학 초빙연구교수  
 1994. 일본 오카야마대학 초빙교수  
 현재 충북대학교 농공학과 교수  
 KCID 이사

맹승진



1990. 충북대학교 농과대학 농공학과 졸업  
 1995. 충북대학교 대학원