한국관개배수 제 5 권 제 1 호
KCID J. VOL.5 No.1(1998.6)pp 20-31

논 문

빈도해석에 의한 용담 수위관측소 지점의 갈수량 분석

Frequency Analysis of Low Flows at Yongdam Stage Station

안 태 진* 여 운 식** 정 광 근**
Ahn, Tae-jin Yo, Woon-shik Chung, Kwang-kun

Abstract

The Power transformation, the modified Power transformation, the logarithmic transformation, the square-root logarithmic transformation, the SMEMAX transformation, the Extreme value type III, the Weibull, the log Pearson type III, the lognormal distribution, and the log-Boughton based on plotting position are considered to estimate 7-day, 10-day, 20-day, and 30-day low flows for return periods at the Yongdam stage station. The method of moment and the maximum likelihood procedure are adopted to calculate the parameters of the Extreme value type III, the Weibull and the log-Pearson type III distribution, and the Kolmogorov - Smirnov (K-S) test is performed to test the goodness of fit for each distribution. The main advantage of the transformation methods is to transform a given sample data in a such manner that the transformed sample is a near normal distribution. The fitting procedure for the Extreme value type III performed poorly. The maximum likelihood procedure only produced results in 7-day flow series. The two parameters in the Weibull distribution are not sufficient to adequately describe the shape. The log-Pearson type III performs relatively well in most cases. It is found that the Power, the modified Power, the logarithmic, the square-root logarithmic, the log-Boughton distribution consistently provide a good fit to low flows for the Yongdam station.

I. 서 론

하천의 갈수량은 하천수를 수원으로 하는 상수도사업, 가뭄을 대비한 저수지의 운영, 희석량으로서의 환경용수량, 하천유지수량 등 수자원 이용 및 수질관리에 중요한 수문량이다. 물의 이용에 있어서 갈수의 크기와 지속기간에 주로 관심을 두는 하천의 갈수량은 수자원 계획 단계에서 분석되어야 한다. 따라서 갈수량 해석은 한발이 계속되는 기간

* 안성산업대학교 농학부
** 농어촌진흥공사 농어촌연구원

키워드 : 갈수량, 변환법, 확률분포, 왜곡도계수, 첨예도계수, 빈도해석

인 갈수지속 기간내 유량의 크기와 발생빈도를 추정하는 것이다. 유량관측 자료를 보유한 수위관측소가 있는 지점에서의 하천 갈수량은 빈도해석에 의하여 결정할 수 있다. 일반적으로 빈도해석은 주로 변환법, 확률분포형에 의한 방법 및 확률도시법이 채택되어 왔다.

변환법은 표본자료의 분포와 독립하여 변환된 범위내에서 특정 분포를 찾고자 하는 것이다. Power 변환법은 Box와 Cox(1964)에 의하여 처음으로 제안되었으며, 그 후 Chander 등(1978)은 이 변환법을 홍수빈도 해석에 이용하였고 Kumer와 Devi(1982)는 갈수분석에 적용한 바 있다. Bethlahmy(1977)는 SMEMAX 변환을 홍수분석에 적용하였으며 Prakash(1981)는 갈수 분석에 적용하였다. Rasheed 등(1982)은 Bethlahmy의 SMEMAX 변환에 임의승수를 도입함으로써 수정 SMEMAX 변환법을 제안하였다. 또한 이순혁 등(1995)은 변환법을 갈수분석에 적용하였다. 확률분포형에 의한 방법은 관측자료를 어떤 이론적 확률분포형이라 가정하고 그 확률분포형의 매개변수를 추정한 후 매개변수의 적합도 검정을 통하여 빈도해석을 수행하는 것이다. 가정한 분포형의 매개변수 추정은 모멘트법, 최우도법을 이용하거나 자료의 가중치를 부여하여 매개변수를 추정하는 확률가중모멘트법 및 최대 엔트로피법(Maximum entropy method)을 이용하고 있다(김경덕 등, 1995; 허준행 등, 1997; 윤용남 등, 1995; 강경석 등; 1996). 가정한 분포의 적합도 검정으로는 x^2-검정, Kolmo-gorov-Smirnorv 검정 및 Cramer von Mises 검정이 이용되고 있다. Hosking (1986)은 적정 확률분포형 결정에 모멘트비 일람도와 L-모멘트비 일람도를 제안하였으며 국내에서는 허준행 등(1997)이 저유량 빈도해석에 적용하였다.

수위관측소에서 수집한 수위를 환산한 유량계열의 적정확률분포형을 찾기 위한 노력은 여러 학자들에 의해 수행되어 왔지만 모든 수위관측소에 적용할 수 있는 확률분포형은 도출되지 않았다. 특히 갈수량을 위한 빈도해석의 결과는 선택된 분포에 따라 영향을 받으며 적정분포를 결정하는 것 또한 용이하지 않다. 본 연구에서는 용담 수위관측소 지점에서의 갈수량을 변환법인 Power 변환, 수정 Power 변환, 대수변환, 대수제곱근 변환 및 SMEMAX 변환을 이용하여 추정하였고, 확률분포형은 Gumble type III, Weibull, Log-Pearson Type III, Log-normal 및 Log-Boughton 분포형을 적용하여 분석하고, 각 방법의 적용성을 평가하고자 한다.

II. 자료의 선정

금강유역의 용담 수위표 지점에서의 일유출량을 추정하기 위하여 1963년부터 1995년까지 관측된 일수위 자료를 수집하였으며, 일유출량 계열을 작성하기 위하여 사용한 수위-유량 곡선식은 식 (1)과 같다(건설부, 한국건설기술연구원, 1994).

$$Q = 54.571\ (h+0.282)^{2.428} \qquad (1)$$

용담 수위관측소 지점에서의 각 지속기간별 유량계열의 통계학적 특성은 〈Table 1〉과 같다. 왜곡도 계수(Coefficient of skewness)와 첨예도 계수(Coefficient of kurtosis)는 표본유량계열이 나타내는 분포의 형상을 나타내며 왜곡도 계수가 0이면 대칭형 분포이고,

<Table 1> Statistical properities of sample

(unit: cms·day)

Period of flows	Mean	Standard deviation	Coefficient of variation	Coefficient of skewness	Coefficient of kurtosis
7-day	30.16	19.94	0.661	0.449	1.948
10-day	45.28	24.75	0.546	0.458	1.912
20-day	104.91	50.94	0.485	0.517	2.084
30-day	173.21	80.54	0.465	0.473	2.414

0보다 크면 오른쪽으로 왜곡되고, 0보다 작으면 왼쪽으로 왜곡된 분포이다. 첨예도 계수가 3보다 크면 정규분포의 형상보다 더 급하며, 3보다 작으면 정규분포의 형상보다 완만함을 나타낸다. 왜곡도 계수가 0이고 첨예도 계수가 3이면 표본자료가 정규분포하는데 필요조건이나 충분조건은 아니다.

〈Table 1〉에서 보는 바와 같이 표본유량 계열이 나타내는 분포의 형상은 정규분포에 비하여 상당히 왜곡되어 있음을 알 수 있다.

III. 확률분포형

1. 변환법

Power 변환(Power transformation)은 임의 관측자료의 확률분포를 결정하는데 있어서 표본자료의 분포와 관계없이 거의 정규분포로 변환한다. Power 변환법은 다음 형태로 표현된다.

$$z_i = \frac{[(y_i)^{\lambda} - 1]}{\lambda} \quad ; \lambda \neq 0,\ y_i > 0 \qquad (2)$$

$$z_i = \ln y_i \quad ; \lambda = 0,\ y_i > 0 \qquad (3)$$

여기서 z_i는 표본유량의 변환치로서 평균 M_z 와 표준편차 S_z을 갖고 정규분포하며, y_i는 표본유량이고 λ는 Power 변환의 매개변수이다. 변환의 매개변수 λ는 유량의 변환치 z_i의 왜곡도 계수가 거의 0이 될 때의 값으로 결정된다. Chander 등(1978)은 최우도법을 이용하여 λ의 값을 결정하였으나 본 연구에서는 매개변수 λ의 값을 가정하고 z_i를 계산하여 왜곡도가 거의 0이면 가정한 λ값을 선택하고 그렇치 않으면 다시 λ값을 가정하여 반복 계산하는 시산법을 적용하였다. 재현기간별 유량을 계산하는 Power 역변환 공식은 다음과 같이 표현된다.

$$Q_T = (\lambda z_T + 1)^{\frac{1}{\lambda}} \qquad (4)$$

여기서 Q_T는 재현기간 T별 유량이고 z_T는 $\varnothing(z_T) = 1/T = P(z < z_T)$로 계산되며 $\varnothing$는 정규누가확률분포함수이다.

예를 들어 재현기간이 10년일 때

$P\left[\frac{z - M_z}{S_z} \leq \frac{z_T^{0.1} - M_z}{S_z}\right] = 0.1$이며, $\frac{z - M_z}{S_z}$는 변환치의 표준정규누가확률이고, $\frac{z_T^{0.1} - M_z}{S_z}$는 변환치의 표준정규누가확률의 절단점이다. 따라서 이 경우

$\frac{z_T^{0.1} - M_z}{S_z} = -1.28155$로부터 $z_T^{0.1}$을

계산한 후 역변환 공식에 대입하여 재현기간 10년에 해당하는 유량을 계산한다.

수정 Power 변환(Modified Power transformation)은 다음 형태로 표현된다.

$$z_i = \frac{[(y_i+c)^{\lambda}-1]}{\lambda} \; ; \lambda \neq 0,\ y_i > 0 \quad (5)$$

$$z_i = \ln(y+c) \qquad ; \lambda = 0,\ y_i > 0 \quad (6)$$

여기서 c는 변환치의 왜곡도계수가 거의 0이 될 때의 상수이다. 재현기간별 유량을 계산하는 수정 Power 역변환 공식은 식 (7)과 같이 표현된다.

$$Q_T = (\lambda\, z_T + 1)^{\frac{1}{\lambda}} - c \quad (7)$$

대수변환(logarithmic transformation) 식과 역변환식은 식 (8) 및 식 (9)와 같다.

$$z_i = \ln(y_i + c) \quad (8)$$

$$Q_T = \exp(z_T) - c \quad (9)$$

대수제곱근변환(Square-root logarithmic transformation)식과 역변환식은 식 (10)과 식 (11)과 같다.

$$z_i = \sqrt{\ln(y_i + c)} \quad (10)$$

$$Q_T = \exp(z_T^2) - c \quad (11)$$

SMEMAX 변환(SMEMAX Transformation)은 표본 유량 자료의 최소치(Smallest), 중앙치(MEdian) 및 최대치(MAXimum)를 이용하여 정규분포에 가까운 분포로 변환하는 방법이다. 이 변환법에서는 변환을 위한 매개변수를 식 (12)를 이용하여 결정한 후 식 (13)과 식 (14)로 표본유량을 변환하므로 Power 변환의 매개변수를 계산하는 것보다 용이하다.

$$A = \arctan[(y_l) - (y_m)/(y_m - y_s)] \quad (12)$$

여기서 y_s 는 표본자료의 최소치, y_m 은 표본자료의 중앙치 그리고 y_l 은 표본자료의 최대치이다.

$$z_i = (y_i - y_s)/2\cos A \; ; \; y_i \leq y_m \quad (13)$$

$$z_i = [(y_m - y_s) + (y_i - y_m)\cot A]/2\cos A \; ; \quad y_i > y_m \quad (14)$$

이 방법을 갈수분석에 적용할 때 빈도별 유량은 중앙치보다 작거나 같으므로 식 (13)을 이용하면 재현기간별 갈수량을 구하는 역변환공식은 식 (15)와 같이 된다.

$$Q_T = 2\, z_T \cos A + y_s \quad (15)$$

Rasheed 등(1982)은 Bethlahmy의 SMEMAX 변환에 임의 승수(Multiplier)를 도입함으로써 수정 SMEMAX 변환법을 제안하였으나 승수의 값은 1이므로 변환된 표본자료는 수정전과 같으며 그 분석결과도 동일하다. 따라서 변환법에 의한 일반적인 빈도해석의 절차는 다음과 같다.

단계 1. 변환에 필요한 매개변수 계산

단계 2. 표본자료계열(y_i)을 변환된 계열 (z_i)로 변환

단계 3. 변환된 계열의 평균(M_z)와 표준편차(S_z)를 계산

단계 4. 재현기간(T)별 표준정규편차(K_T, Standard normal deviates) 계산

단계 5. 변환된 z_T 값을 다음 식으로 계산

$$z_T = M_z + K_T S_Z$$

단계 6. 역변환 공식에 의하여 재현기간별 갈수량(Q_T)을 추정

2. Log-Boughton 분포

Log-Boughton 분포는 Boughton(1980)이 홍수 빈도분석에 적용한 이후 갈수 빈도해석에 적용은 많지 않았다. 표본자료를 대수치로 변환시키고 평균과 표준편차를 이용하여 표본자료를 표준화하였다. 빈도계수 K_i는 식 (16)과 같이 계산한다.

$$K_i=(z_i- M_z)/ S_z \qquad (16)$$

여기서 z_i는 표본자료의 대수치이고 M_z는 변환치의 평균치이며 S_z는 변환치의 표준편차이다. 갈수량과 변수 G_i와 재현기간 T는 식 (17)과 같이 정의된다.

$$G_i= \ln[\ln(T)] \qquad (17)$$

Boughton는 K_i와 G_i가 관련한 함수는 쌍곡선에 잘 적합됨을 관찰하였으며 식 (18)과 같이 C를 표시한다.

$$C=(K_i-A)(G_i-A) \qquad (18)$$

여기서 A와 C는 결정될 상수이다.

누가확률분포함수(Cumulative probability distribution function, cdf) F(z)와 재현기간 T와의 관계는 식 (19)와 같으며, 이 식과 식 (17)을 결합하여 F(z)에 관하여 풀면 식 (20)과 같다.

$$F(z)=1/T \qquad (19)$$

$$F(z_i)=\exp[-\exp(G_i)] \qquad (20)$$

식 (18)을 G_i에 관하여 풀면

$$G_i=A+[C/(K_i-A)] \qquad (21)$$

식 (16)에서 z_i를 z로 하여 식 (20)에 대입하여 정리하면 식 (21)이 되고, 이 식을 식 (20)에 대입하면 식 (22)와 같이 되며 계산된 F(z)는 적합도 검정에 이용된다.

$$F(z)=\exp[-\exp (A+[CS_z/ (z- M_z- AS_z)])] \qquad (22)$$

Boughton은 초과확률을 구하기 위하여 Weibull을 적용하였으며 변수 G_i를 추정하는데 이용된다. Boughton과 Shirley(1983)는 식 (18)의 C값의 평균제곱오차를 최소화함으로써 A와 B를 결정하였다. 식 (18)의 A와 C의 최적치를 사용함으로써 빈도계수 K_i^*는 다음 식 (23)과 같다.

$$K_i^* = A + \frac{C}{G_i - A} \qquad (23)$$

따라서 식 (16)은 식 (24)로 된다.

$$z_i = M^* + K_i^* S^* \qquad (24)$$

식 (24)는 M^*과 S^* 계수를 갖는 선형 회귀식이며 결정된 M^*과 S^*는 식 (25)와 같이 재현기간 T별 갈수량 Q_T를 추정하는데 적용된다.

$$Q_T = 10^{(M^* + K_T S^*)} \qquad (25)$$

여기서 K_T는 빈도계수이며 식 (23)을 이용하여 계산한다.

3. Type III 극치 분포

Gumbel Type III 분포는 3변수 Weibull 분포로 알려져 있으며, 최소값 해석의 경우 하한값(Lower bound), 최대값 해석의 경우 상한값(Upper bound)이 있을 때 적용한다. 이 분포의 누가확률분포함수는 식 (26)과 같다.

$$F(y) = 1 - \exp\left[-\left[(y-\gamma)/(\beta-\gamma)\right]^{\alpha}\right] \qquad (26)$$

여기서 $F(y)$는 확률밀도함수, y는 변수, β는 갈수량의 특성을 나타내는 위치변수(location parameter), γ는 y의 하한값 및 α는 축척변수(scale parameter)이다. 3가지 변수인 α, β 및 γ를 계산하기 위하여 본 연구에서는 모멘트법과 최우법을 채택하였다. 또한 이 분포의 확률밀도함수는 식 (27)과 같다.

$$f(y) = [\alpha (y-\alpha)^{\alpha-1} / (\beta-\gamma)^{\alpha}] \exp\left[-\left[(y-\gamma)/(\beta-\gamma)\right]^{\alpha}\right] \qquad (27)$$

재현기간 T별 갈수량 Q_T는 식 (28)을 적용하여 추정한다.

$$Q_T = \gamma + (\beta-\gamma)[-\ln[1-(1/T)]]^{1/\alpha} \qquad (28)$$

갈수량 분석에서 하한값은 0인 경우가 많으므로 $\gamma=0$을 식 (26)과 식 (27)에 대입하면 누가확률분포함수와 확률밀도함수는 각각 식 (29)와 식 (30)으로 변형되며 2변수 Weibull 분포가 된다.

$$F(y) = 1 - \exp[-(y/\beta)^{\alpha}] \qquad (29)$$

$$f(y) = [\alpha y^{\alpha-1} / \beta^{\alpha}] \exp[-(y/\beta)^{\alpha}] \qquad (30)$$

여기서 y의 범위는 0에서 무한대까지 이며 다른 변수는 식 (27)에서 정의한 것과 같다.

이 분포의 재현기간 T별 갈수량 Q_T는 식 (31)을 적용하여 추정한다.

$$Q_T = \beta[-\ln[1-(1/T)]]^{1/\alpha} \qquad (31)$$

4. Log-Pearson Type III 분포

이 분포형은 빈도해석에 널리 사용되고 있으며 특히 홍수분석에 가장 적절한 분포로

알려져 있어 미국 수자원평의회(US Water Resources Council)에서는 홍수빈도해석에 이 분포형을 적용하도록 추천하고 있다. Log-Pearson Type III 분포의 확률밀도함수는 식 (32)와 같다.

$$f(x) = [(\ln(x)-\gamma)/\alpha]^{\beta-1} \exp [-[(\ln(x)-\gamma)/\alpha]]/[|\alpha|\Gamma(\beta)] \quad (32)$$

여기서 $f(x)$는 확률밀도함수, x는 변수, α는 축척변수, β는 형상변수, γ는 위치변수이다. 누가확률분포함수는 해석적으로 공식화하기 어렵기 때문에 3변수 Gamma 분포의 매개변수 계산공식으로부터 α, β 및 γ를 계산하고, 재현기간 T별 갈수량 Q_T는 식 (33)을 적용하여 추정한다.

$$Q_T = \exp(M_y + K S_y) \quad (33)$$

여기서 M_y는 대수로 변환된 자료의 평균치, S_y는 대수로 변환된 자료의 표준편차 및 K는 빈도계수로서 왜곡도계수의 함수이다.

IV. 갈수량 빈도해석과 고찰

금강 유역내 용담수위 관측소 지점에서의 연도별 지속 기간 7일, 10일, 20일 및 30일 평균 일유량 계열의 갈수량 빈도해석을 위하여 Power 변환, 수정 Power 변환, 대수변환, 대수제곱근 변환, SMEMAX 변환, Gumbel Type III, Weibull-2, log-Pe arson Type III, 대수정규 및 Log-Boughton 분포를 적용하였으며, 매개변수 추정방법으로는 모멘트법과 최우도법을 적용하였다. 〈Table 2〉에서 보는 바와 같이 최우도법에 매개변수 추정은 수렴이 용이하지 않아 7일 평균일유량인 경우에만 적합한 매개변수를 추정할 수 있었다. Gumbel 분포형에서 α는 축척변수(Scale parameter), β는 위치변수(Location parameter) 및 γ는 유량계열의 하한치를 표시하는 매개변수이다. Gumbel 분포형에서 모멘트법에 의한 매개변수는 20일과 30일 유량계열의 γ값은 표본유량의 최소치보다 작아 적합하였지만 7일과 10일 유량계열 경우에는 음수로 나타나 추정된 매개변수는 적합하지 않은 것으로 판정하였다. Gumbel 분포형에서 γ가 0보다 작으면 임의 확률을 갖는 유량은 0보다 작아지므로 재현기간이 긴 경우 확률유량이 음수일 수가 있다. Weibull 분포형은 하한치를 0으로 두었기 때문에 추정된 매개변수는 적합하나 형상을 확정하기에는 충분치 않은 측면이 있다. Log-Pearson 분포형에서 α는 축척변수, β는 형상변수(Shape parameter), 및 γ는 위치변수이다. 각 지속기간 유량계열의 α는 음수이어서 e^{γ}인 상한치를 갖고 왼쪽으로 왜곡된 분포를 나타내며 추정된 매개변수는 적합하였다.

〈Table 2〉에서 보는 바와 같이 변환법에 의하여 변환된 자료의 왜곡도 계수는 거의 0이 되어 변환된 자료는 모두 정규분포한다고 가정하였지만 첨예도 계수는 3보다 작아 정규분포의 형상보다 완만하므로 추정된 표준정규편차는 오차를 수반할 가능성이 있다. 왜곡도 계수가 0인 것은 표본자료가 정규분포하는데 중요한 인자이다. 왜곡도 계수가 0이고 첨예도 계수가 3이면 정규분포라 가정하고 표준정규편차를 변환된 정규분포의 절단점을 찾기위해 이용할 수 있지만 왜곡도

<Table 2> Statistical properties and estimates of parameters

(unit: cms · day)

Period	Distribution	Cs	Ck	Parameter λ	α	β	γ	Qmin (Qmax)
7-day	power	0.000	1.682	0.246				8.419 (66.361)
	mod. power	0.000	1.782	0.549	c=-8.0			
	log-trans.	0.000	1.655		c= 7.9			
	square-root	0.000	1.648		c=12.5			
	SMEMAX	0.156	1.663					
	Gumbel*				2.326	34.86	-6.38***	
	Gumbel**				1.147	31.14	8.27	
	Weibull				1.847	33.96		
	log-Pearson*				-0.418	2.94	4.43	
	lognormal	-0.153	1.720					
	Boughton	mean=1.406 S=0.235 A=2.57 C=6.936						
10-day	power	0.000	1.723	0.221				13.016 (97.078)
	mod. power	0.000	1.860	0.577	c=-13.0			
	log-trans.	0.0004	1.701		c= 10.2			
	square-root	0.0003	1.695		c= 16.2			
	SMEMAX	0.163	1.684					
	Gumbel*				2.310	52.12	-7.80***	
	Weibull				1.903	51.04		
	log-Pearson*				-0.379	3.24	4.85	
	lognormal	-0.142	1.771					
	Boughton	mean=1.587 S=0.229 A=2.613 C=7.179						
20-day	power	0.000	1.922	0.182				33.210 (203.002)
	mod. power	0.000	2.104	0.579	c=-33.1			
	log-trans.	0.000	1.900		c= 19.1			
	square-root	0.000	1.893		c= 30.3			
	SMEMAX	0.087	1.891					
	Gumbel*				2.200	118.40	0.042	
	Weibull				2.171	118.46		
	log-Pearson*				-0.241	5.35	5.81	
	lognormal	-0.128	1.978					
	Boughton	mean=1.969 S=0.208 A=3.094 C=10.181						
30-day	power	0.000	2.059	0.387				62.744 (367.061)
	mod. power	0.000	2.169	0.690	c=-62.0			
	log-trans.	0.000	2.027		c= 98.0			
	square-root	0.000	2.024		c=121.1			
	SMEMAX	-0.013	2.018					
	Gumbel*				2.281	195.21	2.45	
	Weibull				2.278	195.53		
	log-Pearson*				-0.228	5.44	6.27	
	lognormal	-0.364	2.113					
	Boughton	mean=2.190 S=0.204 A=3.063 C=9.982						

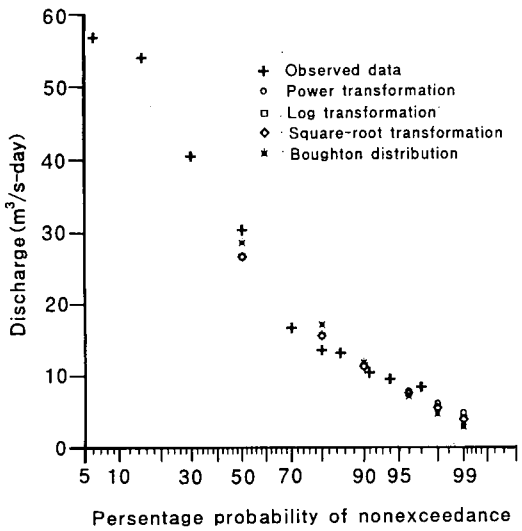
* method of moment

** maximum likelihood

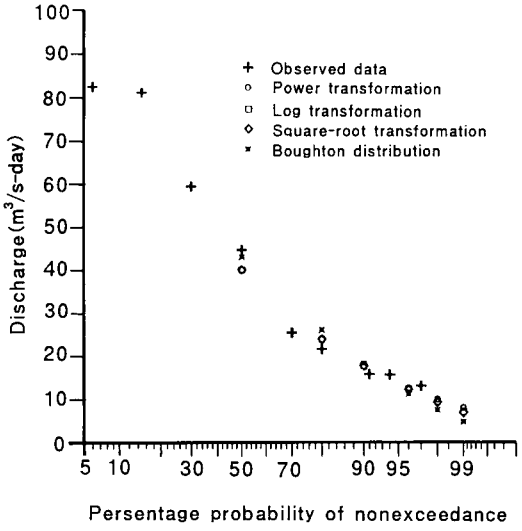
*** unacceptable parameters

계수가 0이고 첨예도 계수가 3보다 지나치게 크거나 작으면 변환된 자료의 정규분포를 보증하기 어려우므로 표준정규편차를 사용할 수 없을 것이다. 따라서 변환된 자료가 대칭이면서 정규분포하지 않을 경우는 첨예도 계수를 고려하여 표준정규편차를 보정하여야 하지만 표준정규편차는 첨예도 계수와 재현기간의 함수가 되므로 그 보정은 용이하지 않다.

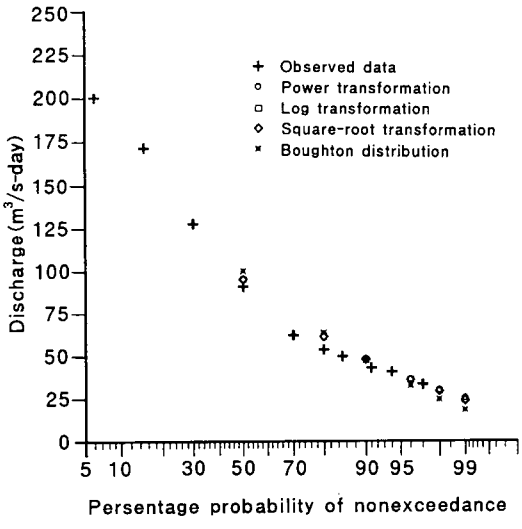
변환법으로 변환된 자료의 왜곡도 계수는 거의 0이 되었지만 첨예도 계수는 20일 유



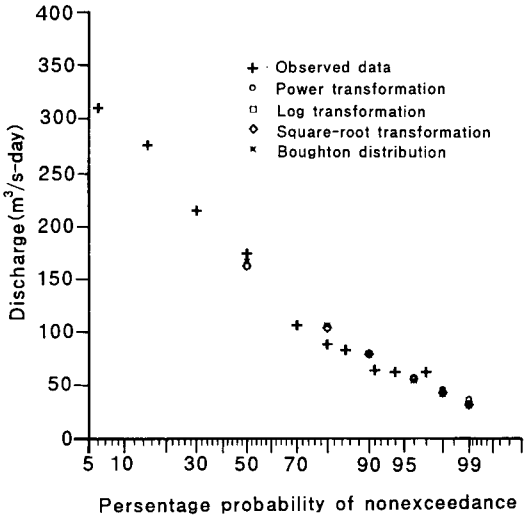
<Fig. 1> Comparison of estimated 7-day low flows



<Fig. 2> Comparison of estimated 10-day low flows



<Fig. 3> Comparison of estimated 20-day low flows



<Fig. 4> Comparison of estimated 30-day low flows

<Table 3> Low flows for return periods using various distributions

(unit: cms·day)

Period	Distribution	Return period in years						K-S statistic
		2	5	10	25	50	100	
7-day	power	26.59	15.45	11.27	7.82	6.06	4.75	0.138
	mod. power	26.83	15.12	11.08	0.0	0.0	0.0	0.134
	log-trans.	26.57	15.51	11.28	7.58	5.57	3.99	0.129
	square-root	26.55	15.52	11.27	7.50	5.44	3.79	0.129
	SMEMAX	27.39	16.24	10.41	4.19	0.17	0.0	0.174
	Gumbel**	24.88	14.45	11.48	9.68	9.03	8.69	0.114
	Weibull	27.84	15.07	10.04	6.01	4.10	2.81	0.148
	log-Pearson*	28.19	14.59	9.49	5.58	3.80	2.61	0.142
	lognormal	25.44	15.15	11.61	8.71	7.23	6.12	0.123
	Boughton	28.51	17.04	11.78	7.02	4.55	2.80	0.192
10-day	power	40.08	23.84	17.71	12.60	9.97	7.99	0.132
	mod. power	40.65	23.25	17.18	0.0	0.0	0.0	0.127
	log-trans.	40.03	23.90	17.73	12.34	9.42	7.11	0.121
	square-root	40.0	23.92	17.73	12.24	9.24	6.85	0.124
	SMEMAX	41.10	24.99	16.57	7.60	1.80	0.0	0.164
	Weibull	42.09	23.20	15.64	9.50	6.57	4.55	0.135
	log-Pearson*	42.45	22.68	15.11	9.19	6.41	4.52	0.132
	lognormal	38.63	23.45	18.14	13.76	11.51	9.80	0.106
	Boughton	43.02	26.09	18.27	11.16	7.41	4.70	0.182
20-day	power	95.17	61.15	47.80	36.30	30.16	25.38	0.088
	mod. power	96.36	59.92	46.34	36.58	0.0	0.0	0.079
	log-trans.	95.08	61.20	47.90	36.02	29.49	24.28	0.081
	square-root	94.99	61.23	47.89	35.90	29.25	23.90	0.081
	SMEMAX	92.02	63.03	47.88	31.73	21.29	11.90	0.104
	Gumbel*	100.30	60.09	42.85	27.99	20.45	15.00	0.090
	Weibull	100.06	59.37	42.02	27.15	19.64	14.24	0.089
	log-Pearson*	99.24	59.72	43.61	29.97	22.98	17.81	0.085
	lognormal	93.04	60.52	48.50	38.21	32.76	28.52	0.071
	Boughton	100.07	63.54	47.28	32.46	24.38	18.17	0.108
30-day	power	161.82	103.59	79.25	57.54	45.72	36.47	0.091
	mod. power	161.35	101.18	77.28	0.0	0.0	0.0	0.079
	log-trans.	161.88	104.03	79.48	56.35	43.04	32.05	0.086
	square-root	161.73	103.97	79.38	56.13	42.69	31.56	0.086
	SMEMAX	159.61	107.80	80.71	51.83	33.18	16.40	0.109
	Gumbel*	166.61	102.34	74.34	49.89	37.30	28.12	0.088
	Weibull	166.48	101.23	72.83	48.03	35.28	25.97	0.089
	log-Pearson*	165.04	101.76	75.47	52.84	41.07	32.25	0.084
	lognormal	154.54	101.14	81.32	64.29	55.23	48.18	0.094
	Boughton	166.25	106.40	79.46	54.72	41.16	30.68	0.103

* Method of moment

** Maximum likelihood

량계열을 제외하고는 표본유량의 첨예도 계수보다 낮았으며, Power법에서 매개변수 λ의 범위는 0.182 ~ 0.69이었다. 대수정규분포법에 임의 상수를 추가한 대수변환은 왜곡도계수를 거의 0으로 하여 표본유량의 정규분포 특성을 개선하였다. SMEMAX 변환에서 왜곡도 계수는 -0.013 ~ 0.163으로 비대칭분포로 변환되므로 수정 Power 변환법이 SMEMAX 변환법보다 적용성이 높음을 알 수 있다. 〈Table 2〉에서 보는 바와 같이 수정 Power 변환법의 상수 c의 값은 음수로 나타나 재현기간이 길어지면 갈수량을 추정할 수 없었으나 대수변환법이나 대수제곱근 변환법의 상수 c의 값은 양수값으로 재현기간별 갈수량을 추정하는데 용이하다.

〈Fig. 1〉~〈Fig. 4〉는 관측치를 Weibull 플롯팅에 의한 방법과 Power변환, 대수변환, 대수제곱근변환 및 Log-Bou ghton분포형으로 계산한 지속기간별 갈수량을 정규확률지에 도시한 결과를 보여 주고 있다. 〈Fig. 1〉과 〈Fig. 4〉에서 보는 바와 같이 Power 변환, 대수변환, 대수제곱근변환 및 Log-Boughton 분포형에 의한 갈수량은 실측치의 Weibull 프롯팅에 의한 확률갈수량에 근접됨을 나타내고 있다. 또한 Kolmogorov-Smirnov(K-S) 검정을 통하여 가정한 각 분포의 적정함을 검정하였다. K-S 검정시 가정된 확률분포는 유의수준 α_1=0.05에 따른 한계치를 기각한계로 하여 실시한 결과, 모두 기각한계 이내에 들어와서 분포의 적정함을 보여 주었다. 표본 유량계열의 자료수(n)는 33개이므로 기각한계 $D^n\alpha_1$는 0.212이다. 용담관측소 지점에서의 지속 기간 7일, 10일, 20일 및 30일 평균 일유량의 빈도해석 결과는 〈Table 3〉과 같다.

V. 결 론

본 연구에서는 용담 수위관측소 지점에서의 연도별 지속기간 7일, 10일, 20일 및 30일 평균 일유량 계열의 갈수량 빈도해석을 위하여 Power 변환, 수정 Power 변환, 대수변환, 대수제곱근변환, SMEMAX 변환, Gumbel Type III, Weibull-2, Log-Pearson Type III, 대수정규 및 Log-Boughton 분포를 적용하여 재현기간별 갈수량을 추정하였다.

변환법의 장점은 표본자료를 정규분포에 가까운 분포로 변환하여 재현기간별 갈수량을 추정하므로 표본자료의 적정확률분포형을 찾는 절차를 피할 수 있는 것이다. 각 변환법에서는 왜곡도 계수가 거의 0이 되는 변환치 계열을 이용하나 SMEMAX 변환에서 왜곡도 계수는 비대칭 분포로 변환되어 Power변환법이 SMEMAX 변환법보다 효율성이 높음을 알 수 있다.

Gumbel 분포형에서 매개변수 추정시 수렴이 되지 않는 경우도 있고, 지속기간 7일과 10일 유량계열에서는 하한치를 표시하는 매개변수가 음수로 나타나 Gumbel 분포형은 갈수분석에 잘 부합하지 않음을 알 수 있다. Weibull 분포형은 하한치를 0으로 두었기 때문에 추정된 매개변수는 적합하나 형상을 확정하기에는 충분치 않은 측면이 있다. Log-Pearson 분포형은 비교적 양호한 결과를 보여 주었으며 Log-Boughton 분포형은 빈도계수의 결정방법이 비교적 간단하여 갈수량 추정이 용이하다.

따라서 용담 수위관측지점에서의 갈수분석에서는 Power 변환, 대수변환, 대수제곱근변환 및 Log-Boughton 분포형이 적정함을 알 수 있다.

참고문헌

1. 강경석, 서병하, 1996. 댐 저수지 설계를 위한 갈수량분석, 대한토목학회논문집, 제16권, 제6호, pp.543~554.
2. 김경덕, 허준행, 조원철, 1995. 지속기간별 강우자료의 분포형에 관한연구, '95 대한토목학회학술발표회 논문집, pp.25~28.
3. 윤용남, 김중훈, 김태균, 호정석, 1995. 빈도분석을 이용한 갈수량 및 '94 가뭄평가, '95 대한토목학회 학술발표회논문집, pp.228~231.
4. 이순혁, 맹승진, 1995. 설계갈수량의 유도기법에 따른 비교 고찰, 한국관개배수, 제2권 제1호, pp.20~29.
5. 허준행, 김경덕, 조원철, 심명섭, 1997. 우리나라 주요지점 저유량의 빈도해석에 관한 연구, 대한토목학회논문집, 제17권, 제5호, pp.207~215.
6. 한국건설기술연구원, 1994. 수자원관리기법개발연구조사 수위유량관계곡선자료집, 한국건설기술연구원 연구보고서, 건설부.
7. Bethlahmy, Nedavia, 1977. Flood analysis by SMEMAX transformation, J. of the Hydraulics Division, ASCE, 103, No. HY1, pp.69~78.
8. Boughton, W. C., 1980. A frequency distribution for annual floods, Water Resources Research, Vol. 16. No. 2, pp.347~354.
9. Boughton, W. C. and E. C. Shirley, 1983. Fitting procedures for the log-Boughton distribution, J. of the Hydraulic Division, ASCE, Vol. 109, No.4. pp.579~589.
10. Box, G. E. P. and D. R. Cox, 1964. An Analysis of transformation, J. of the Royal Statistical Society, B26, pp.211~ 252.
11. Chander, Subhash, S. K. Spolia, and Arun Kumar, 1978. Flood frequency analysis by Power transformation, J. of the Hydraulics Division, ASCE, 104, No. HY11, pp.1495~1504.
12. Hosking, J. R., 1990. L-moments analysis and estimation of distribution using line arcombination of order statistics, J. of Royal Statistical Society, Vol. 52, No. 1, pp.20~29.
13. Kumar, Arun and Rema Devi, 1982. Statistical determination of design low flows-A Comment, J. of Hydrology, 58, pp.175~177.
14. Prakash, Anand, 1981. Statistical determination of design low flows, J. of Hydrology, 51, pp.109~118.
15. Rasheed, Hameed R., Marur V. Ramamoorthy, and A. S. Al-Dabbagh, 1982. Modified SMEMAX transformation for frequency analysis, Water Resources Bulletin, 18, No. 3, pp.509~511.