

섬진강 및 영산강 유역 기상자료의 시·공간적 상관성

Temporal and Spatial Correlation of Meteorological Data in Sumjin River and Yongsan River Basins

김 기 성* · 정 재 성*
Kim, Ki Sung · Jung, Jae Sung

Abstract

The statistical characteristics of the factors related to the daily rainfall prediction model are analyzed. Records of daily precipitation, mean air temperature, relative humidity, dew-point temperature and air pressure from 1973~1998 at 8 meteorological stations in south-western part of Korea were used.

1. Serial correlation of daily precipitation was significant with the lag less than 1 day. But, that of other variables were large enough until 10 day lag.

2. Crosscorrelation of air temperature, relative humidity, dew-point temperature showed similar distribution with the basin contours and the others were different.

3. There were significant correlation between the meteorological variables and precipitation preceded more than 2 days.

4. Daily precipitation of each station were treated as a truncated continuous random variable and the annual periodic components, mean and standard deviation were estimated for each day.

5. All of the results could be considered to select the input variables of regression model or neural network model for the prediction of daily precipitation and to construct the stochastic model of daily precipitation.

I. 서 론

하천유출량의 최대변수인 유역강수량의 시간적·공간적 분포를 정확히 추정하거나 예측하기 위해서는 정확한 관측자료를 많이 확보하여 결측치를 보완할 적절한 방법과 지점강수량의 정확한

예측, 면적강수량으로의 환산 등 일련의 작업을 필요로 한다.

관측자료 확보는 관측망 구성과 관측시설의 운영 및 관리에 따라 결정되는 구조적인 면이 강하지만, 그 외의 사항들은 기술적인 면이 강조된다. 강수량 예측은 단기인 경우에는 시간축의 외삽,

* 순천대학교 공과대학

키워드 : 섬진강·영산강 일강수량, 일강수량 확률분포, 상관분석, 최우추정법

대기역학을 이용한 수치예보 등이 있고, 장기 예측은 과거자료의 통계적 특성을 반영한 시계열 분석 등이 있다(Redano and Lorente, 1993).

본 연구에서는 섬진강 및 영산강 유역을 중심으로 강수량 자료의 결측치 보완과 통계학적인 일강수량 예측모형 구축에 기초자료를 제공하고, 대상유역의 기상자료와 강수량 자료를 수집하여, 결측 자료를 보완하고, 관측지점별 각 변수의 자기상관성, 변수간 상호상관성, 변수별 공간적 상관성을 분석하여 결측치 보완시 활용방안과 단기예측모형 구성의 방안을 검토하였다. 또한, 일강수량을 '영'에서 절단된 연속확률변수로 보고 연간 주기성을 대변하는 일강수량의 평균과 표준편차를 산출하여 추계학적인 일강수량 예측모형에 이용 가능하도록 하였다.

II. 유역개황 및 자료조사

섬진강 및 영산강 유역은 면적이 4,897km²과 3,371km²이고, 연평균 강수량은 1,414mm와 1,319mm로 전국평균 1,274mm보다 큰 값을 가지며, 그에 따른 연간유출계수도 각각 0.54, 0.57로 큰 편이다. 호남지역의 기상관측소 15개소와 우량국 49개소중 대상유역 내부 또는 인근에 있고, 20년 이상 장기간의 관측자료를 보유한 지점은 Fig. 1에 제시된 8개소이다.

조사자료는 1973년부터 1998년까지 26년간 8개 지점에서 관측된 일강수량(0.1mm), 일평균 기온(0.1℃), 상대습도(0.1%), 이슬점온도(0.1℃), 해면기압(0.1hPa)으로, 원시자료는 한국건설기술연구원과 기상청에서 제공하는 전산자료를 활용하였다. 1985~1996의 한국건설기술연구원의 자료에서 누락된 부분은 해당기간의 기상청 기상월보를 참고하여 보완하였고, 1973~1998의 잔여기간은 기상청 기후자료과 제공자료를 수집하였다. 수집자료에서 임실 : 1973. 2. 11~2.12, 1982. 8. 25의 기상자료 일부와 임실, 남원 : 1973. 3.1~3. 31, 승주, 장흥 : 1973. 3. 1~1984. 12. 31의 기압자료가 결측되어 있었다. 기압을 제외한 기상자료는 결측

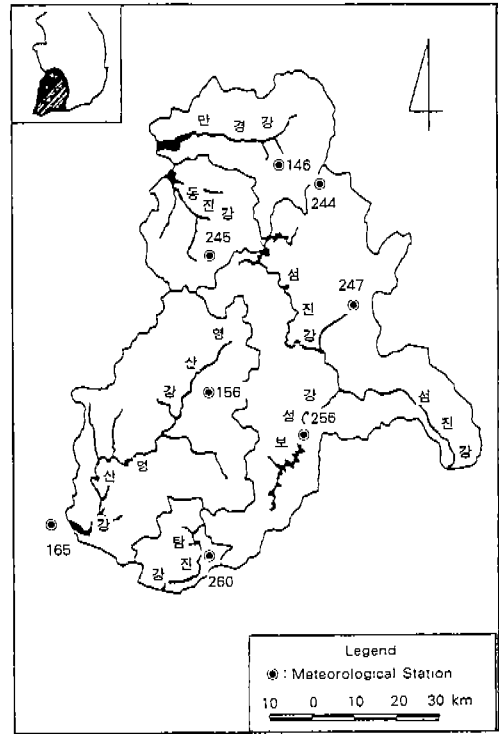


Fig. 1. Location map of Sumjin river and Yongsan river basins

Table 1. Investigated meteorological observing stations.

KMA No*	Station	Lat. N	Long.E	Hight (EL.m)	Thiessen coef	
					Sum jin	Yung san
146	Chonju	35° 49'	127° 09'	51.2	.910	.000
156	Kwangju	35° 10'	126° 53'	70.5	.040	.600
165	Mokpo	34° 47'	126° 23'	53.4	.000	.200
244	Imshil	35° 37'	127° 17'	244.0	.100	.000
245	Chongju	35° 34'	126° 53'	40.5	.100	.070
247	Namwon	35° 25'	127° 25'	115.0	.350	.000
256	Sunchon	35° 04'	127° 15'	74.0	.300	.020
260	Changhung	34° 41'	126° 55'	40.0	.100	.110

* : Korea Meteorological Administration station number

기간이 1, 2일 정도이므로 시간축의 선형보간법으로 보완하였고, 기압자료는 주변관측소와의 역거리가중치 및 통계적 상관성을 이용하여 보간하였다.

임실, 남원, 승주, 장흥 지점에서 1973년 3월의

Table 2. Weights of missing data augmentation.

Item Station	RDS weight		Correlation weight		RDS weight		Correlation weight	
	Imshil	Nomwon	Imshil	Namwon	Sunchon	Changhung	Sunchon	Changhung
Chonju	0.5943	0.3356	0.1796	0.1802	0.0656	0.0551	0.1762	0.1640
Kwangju	0.0996	0.2752	0.2726	0.2744	0.3730	0.3100	0.1662	0.1694
Mokpo	0.0249	0.0624	0.2739	0.2722	0.0640	0.3629	0.1652	0.1687
Imshil	-	-	-	-	0.1231	0.0757	0.1648	0.1683
Chongju	0.2812	0.2739	0.2739	0.2732	0.1098	0.0931	0.1624	0.1617
Namwon	-	-	-	-	0.2645	0.1032	0.1645	0.1679

기압자료를 보완하기 위하여 전주, 광주, 목포, 전주 지점에 대한 RDS (Reciprocal Distance Squared) 가중치와 기존관측자료의 관측소간 상호상관계수를 이용한 가중치를 구하여 Table 2에 제시하였다.

Table 2의 상관성 가중치는 1985~1998의 기압자료를 이용한 결과로서 임실과 남원의 1973. 4.~1984. 12.의 기압 추정에 적용하여 실제 관측자료와 비교한 결과 임실 지점에서는 RDS 방법, 남원 지점에서는 상관계수 방법이 더 정확한 것으로 나타났다. 각 방법의 관측치에 대한 편차정도가 유사하여, 순천과 장흥의 기압자료 보완에서도 2방법을 모두 적용하여 비교했는데 0.02%이내의 차이를 보였다. 본 연구에서는 기준관측소들이 결측 지점 주변에 고르게 분포해 있지 않은 점을 고려하여 RDS 방법보다는 상관계수 방법에 의한 결과를 결측된 기압의 추정치로 채택하였다.

III. 상관성 분석

강수과정이 기상현상의 일부라는 사실에 근거하여 강수량에 비하여 변동성향이 완만한 기온, 기압, 이슬점, 상대습도, 등 기상자료와 강수량의 일별 자료에 대한 자기상관성, 지점별 변수간 상호상관성, 변수별 지점간 상호상관성을 각각 분석하고 그 결과를 이용하여 일강수량 예측모형의 구성 가능성을 검토하였다.

1. 자기 상관 분석

장래 기상변수의 과거 또는 현재의 기상변수 값에 대한 의존도를 평가하기 위하여 식(1)와 같이 자기상관계수를 계산한다.

$$\rho_i = \frac{1}{\lambda} \int_{\lambda} Z_t \cdot Z_{t+i} dt = \frac{Cov(Z_t \cdot Z_{t+i})}{\sigma_t \cdot \sigma_{t+i}} \dots\dots(1)$$

$$= \frac{1}{(N-i)} \sum_{j=1}^{N-i} Z_j \cdot Z_{j+i}; i=1,2,\dots,m$$

여기서, Z_t 와 Z_{t+i} 는 시간 t 와 $t+i$ 에서 동일지점의 동일 변수값, i 는 지체기간, $Cov(\cdot)$ 는 공분산, σ_t 와 σ_{t+i} 는 해당기간의 표준편차이고, N 은 전체자료기간이다.

최대지체기간 m 을 10일로 하여 8지점에서 26년간 관측된 기온, 이슬점, 기압, 상대습도, 강수량의

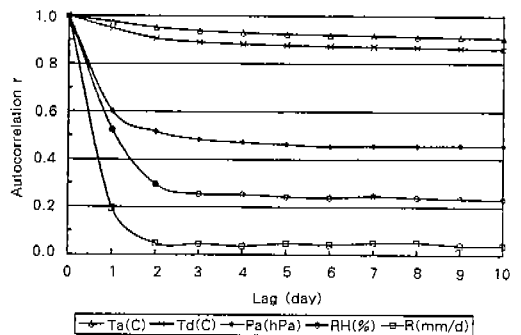


Fig. 2. Autocorrelation functions of daily meteorological data(averaged at 8 site during '73~'98)

일자료로부터 계산된 지점별 변수별 자기상관계수는 Fig. 2에 제시한 바와 같이 지점별로 약간의 차이가 있기는 하였지만, 기온 $T_a(^\circ\text{C})$ 와 이슬점 $T_d(^\circ\text{C})$ 이 가장 크고 기압 $Pa(\text{hPa})$, 상대습도 $RH(\%)$, 강수량 $R(\text{mm}/\text{d})$ 의 순서로 자기상관성이 감소하였다. 특히, 강수량은 지체기간 1일을 초과 하면 계열상관이 없는 것으로 나타났는데, 이는 기존 연구결과와도 일치한다(이근후, 1989). 따라서, 일강수량 추정 및 예측에서는 1일 선행강수량만을 이용할 수 있는 반면에 다른 기상변수들은 계열상관이 커서 2~10일 선행관측치를 이용하는 것도 유용성이 있다고 판단된다.

2. 상호 상관 분석

특정 기상변수에 대한 관측지점들 사이의 상호 의존도와 특정지점에서 변수들 사이의 관련성을 평가하기 위하여 식(2)와 같이 상호상관계수를 계산한다.

$$\begin{aligned} \rho_{i,j} &= \frac{1}{\lambda} \int_{\lambda} Z_{t,i} \cdot Z_{t,j} dt = \frac{\text{Cov}(Z_{t,i} \cdot Z_{t,j})}{\sigma_i \cdot \sigma_j} \dots\dots\dots (2) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N Z_{k,i} \cdot Z_{k,j}; \quad i, j = 1, 2, \dots, m \end{aligned}$$

여기서, $Z_{t,i}$ 와 $Z_{t,j}$ 는 시간 t 에 i 및 j 지점의 동일변수값 또는 동일지점에서 i 및 j 변수값, $\text{Cov}(Z_{t,i} \cdot Z_{t,j})$ 는 i 와 j 간에 Z 값의 공분산, σ_i 와

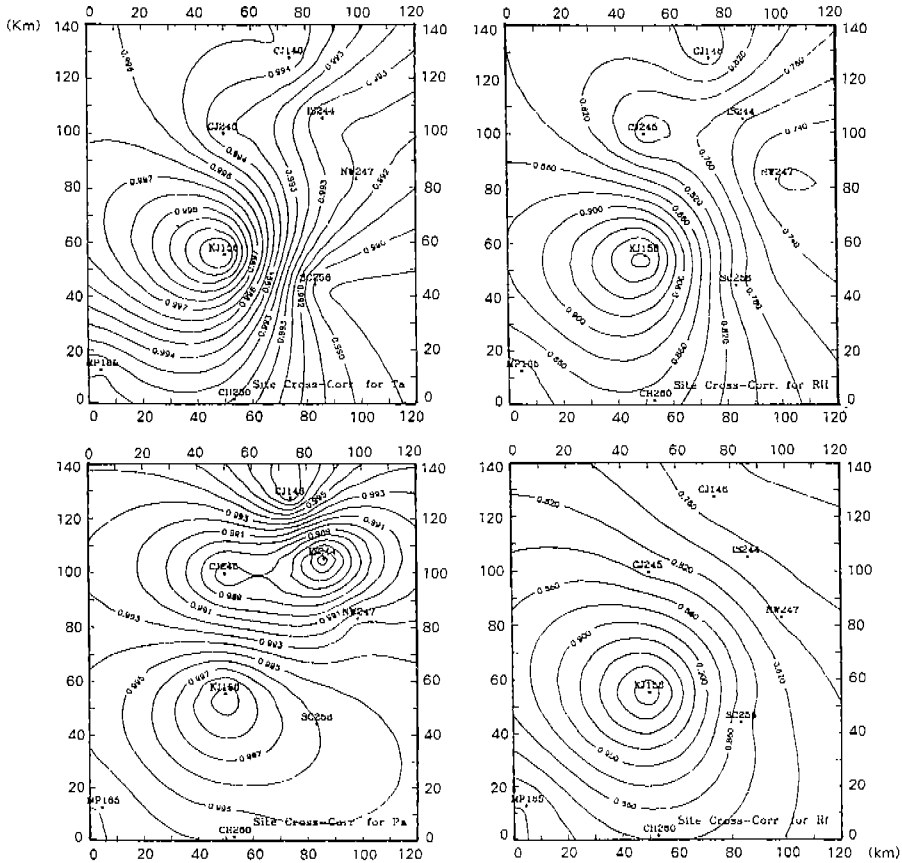


Fig. 3. Crosscorrelation functions between meteorological stations

σ_t 는 해당지점 또는 변수의 시간변화에 따른 표준 편차이다.

기온, 이슬점, 기압, 상대습도, 강수량의 26년간 일자료로부터 계산된 지점간 상호상관계수 산정결과 8개 경우의 일예로서 대상지역의 중심에 위치한 광주지점을 중심으로 한 경우만을 Fig. 3에 각 변수별로 도시하였다.

Fig. 3에서 수평 및 수직좌표는 동경 126° 20' 와 북위 34° 40' 을 (0, 0)으로 한 상대거리(km)이고, 각 관측지점을 * KJ156 : 156번 광주관측소'와 같이 표기하였으며, 상관계수 등치선은 Kriging 방법에 의한 보간 결과이다. Fig. 3의 변수간 상호상관성 분포에서 기온과 이슬점, 상대습도가 섬진강과 영산강의 유역경계를 반영한 유사한 경향을 보였고, 기압과 강수량은 각각 상이한 분포를 보였다.

또한, 이들 관측값의 상관성이 지점간 거리 및 고도차에 영향을 받는지를 Fig. 4와 같이 검토하

였다(Oki etc, 1991). Fig. 4a에서 기온, 기압, 이슬점은 거리에 관계없이 높은 상관성을 보였고, 강수량과 상대습도는 45km까지는 거리에 따라 감소하는 경향이 나타났다. Fig. 4b의 고도차별 상호상관성은 3.7m의 작은 고도차에서도 급격한 변동을 보여 고도차에 따른 경향으로 보기에 어렵다고 판단되었다. 이는 공간적으로 보다 조밀한 관측 자료를 토대로 분석되어야 할 사항이지만, 본 연구에서는 고도차보다는 거리차의 영향이 더 명백한 것으로 나타났다.

동일한 일자료로부터 변수간 상호상관계수 산정결과 5개 경우 중 강수량을 중심으로 한 4개 변수의 상관성을 Fig. 3과 같은 양식으로 작성하여 Fig. 5에 제시하였다.

Fig. 5의 변수간 상호상관성 분포에서 기압과 이슬점이 유사한 경향을 보였고, 기온과 상대습도는 각기 다른 양상을 보였다.

3. 상관 분석 결과 활용

Fig. 2에 제시된 강수량의 1일 지체 자기상관계수는 8개 지점 평균 0.192로 Fig. 2의 기온, 이슬점, 기압, 상대습도의 1일 지체 자기상관계수와 Fig. 5의 강수량에 대한 이들 변수의 상호상관계수를 곱한 것과 비슷한 크기를 가진다. 그러나, 지체기간이 2일 이상인 경우는 8개 지점 모두에서 후자의 경우가 큰 값을 가진다. Fig. 6은 8개 지점의 상관계수를 평균하여 도시한 것으로 8개 지점 모두 유사한 경향을 보였다. 그림에서 R(mm/d)는 강수량의 자기상관계수이고, Ta(°C)~RH(%)는 기온, 이슬점, 기압, 상대습도와 강수량의 상호상관계수에 각 변수의 자기상관계수를 곱한 결과를 도시한 것이다. 이 그림에서 각 지점의 일강수량 예측에서 예측기간이 2일 이상인 경우에는 강수량보다는 기상자료를 이용하는 것이 더 나을 것임을 추정할 수 있다.

Fig. 7은 Fig. 2의 자기상관계수에 Fig. 3의 광주지점을 중심으로 구한 지점간 상호상관계수와 Fig. 5의 강수량에 대한 다른 기상변수의 상호상

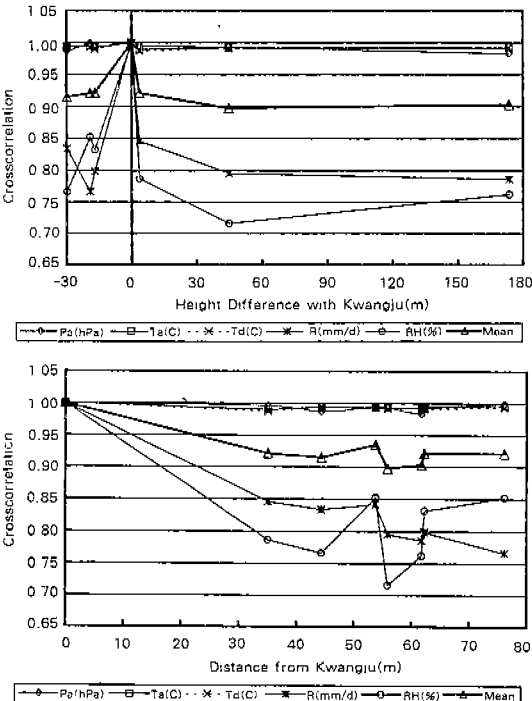


Fig. 4. Variation of crosscorrelation between meteorological stations with distance and height difference

섬진강 및 영산강 유역 기상자료의 시·공간적 상관성

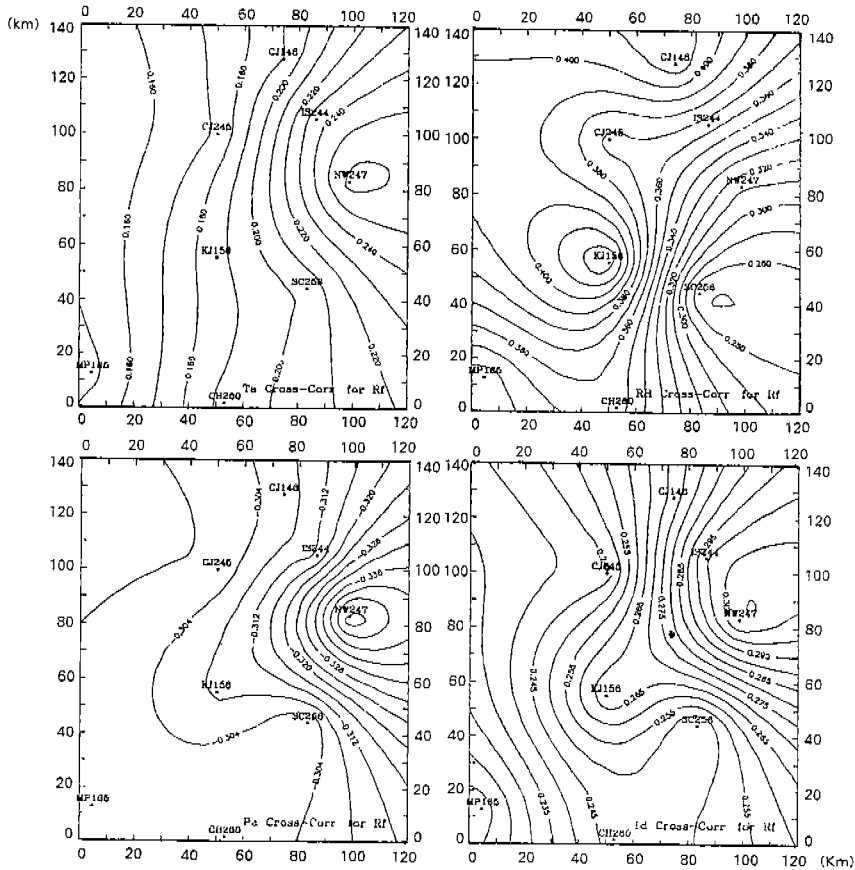


Fig. 5. Crosscorrelation functions of precipitation with other variables

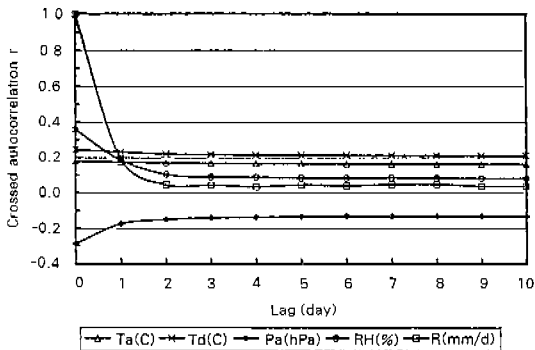


Fig. 6. Crossed autocorrelation functions of precipitation with other variables

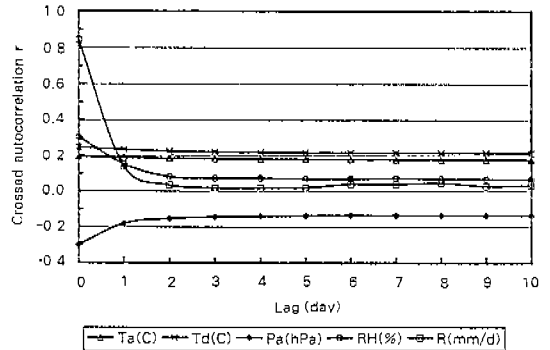


Fig. 7. Crossed autocorrelation functions of precipitation with other variables at Kwangju with other stations

관계수를 곱하여 구한 7개 경우를 평균하여 도시한 것으로, 각 경우 모두가 유사한 경향을 보였다.

그림에서 R(mm/d)는 강수량의 자기상관계수와 지점간 상호상관계수의 곱이고, Ta(°C)~RH(%)는

기온, 이슬점, 기압, 상대습도와 강수량의 지점간 상호상관계수에 각 변수의 자기상관계수와 변수간 상호상관계수를 곱한 결과를 도시한 것이다. 분석 결과의 사례로 제시한 Fig. 7은 광주지점의 일강수량 예측모형을 구성함에 있어 다른 관측소 7개소 자료의 활용성을 나타낸 것으로 예측기간 2일 이상에서는 유용성이 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 일강수량 예측을 위한 회귀모형 또는 신경망모형의 입력변수 선정에 반영하면 보다 개선된 예측결과를 보일 것으로 기대된다.

IV. 주기성 분석

기상과정은 현재상태로부터 확률만으로 장래상황을 예견할 수 있는 무작위 과정이라 할 수 있지만 여기에는 연중 기상의 계절적 변동에 의거한 주기성분도 포함되어 있다. 1년 이내의 시간간격을 가진 모든 기상시계열들은 특정지점에서 기본주기 1년의 주기성을 보인다. 이 주기성은 시계열의 비정상성(nonstationarity)을 야기한다. 기상시계열을 통계학적 정상과정으로 표현하려면, 그 주기성분을 검출하여 제거해야한다. 주기성은 기상시계열의 평균, 표준편차, 자기상관함수 또는 그 이상의 고차모멘트에 존재할 수 있다. 본 연구에서는 평균과 표준편차의 주기성만을 고려하였다.

평균과 표준편차의 주기성 때문에 특정지점의 평균 μ_r 와 표준편차 σ_r 는 1년중 일수(Julian day) τ 별로 산출해야한다. 기상변수들의 p 년 τ 일 관측치 $Z_{p,\tau}$ 는 식(3)과 같이 평균 μ_r 와 잔차 $R_{p,\tau}$ 로 구분할 수 있고, 잔차 $R_{p,\tau}$ 는 표준편차 σ_r 와 정규잔차 $\epsilon_{p,\tau}$ 의 곱으로 표현할 수 있다. 기상자료의 통계학적 특성은 정규잔차 $\epsilon_{p,\tau}$ 를 분석하여 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} Z_{p,\tau} &= \mu_r + R_{p,\tau} \\ &= \mu_r + \sigma_r \cdot \epsilon_{p,\tau} \end{aligned} \quad \dots\dots\dots(3)$$

일평균 기온, 상대습도, 이슬점온도, 해면기압은 정규분포를 이루고 있다고 가정하여 일반적인 모

멘트법으로 손쉽게 일별 평균 μ_r 와 표준편차 σ_r 를 구할 수 있다. 그러나, 일강수량은 '영'에서 절단되었기 때문에 통상적인 정규분포로 가정할 수 없으므로, μ_r 와 σ_r 의 추정에 모멘트법을 이용할 수 없다. 본 연구에서는 섬진강 및 영산강 유역의 일강수량을 정규모집단의 절단표본으로 보고, 그 확률분포와 μ_r 및 σ_r 를 최우추정법에 의해 다음과 같이 구하였다.

1. 강수량의 확률분포

한 지점의 일강수량이 정규분포를 이루거나 정규분포로 변환될 수 있다고 가정을 하였을 때, 특정지점의 일강수량은 확률변수 $Z_{p,\tau}$ 로 정의된다. 여기서, $Z_{p,\tau}$ 는 p 년 τ 일의 강수량으로 기존 연구 결과에 따르면 일강수량의 정규화에는 대수변환보다 제곱근변환이 유용하다(C. W. Recharadson, 1977). 따라서, 식(4)와 같이 변환된 '0'이상의 일강수량 $y_{p,\tau}$ 는 의사정규분포를 가진다.

$$y_{p,\tau} = (Z_{p,\tau})^{1/2} \quad \dots\dots\dots(4)$$

평균 μ 와 표준편차 σ 를 가진 정규분포 연속확률변수 z 의 확률밀도함수 $f(z)$ 는 식(5)와 같이 주어진다. 그런데, 실제 일강수량의 분포는 이산 및 연속 확률변수를 같이 포함한 혼합분포를 가진다. 식(4)에서 임의의 τ 일에 강수량은 '0'의 이산 확률과 '0' 이상의 연속확률밀도를 가진 부분으로 구성된다. 즉, 변환된 일강수량 $y_{p,\tau}$ 는 절단된 정규분포에서의 표본으로 간주할 수 있다.

$-\infty$ 부터 0까지 식(5)의 확률밀도를 적분하면 일강수량이 0 일 확률이 구해지고, 나머지 부분이 0 이상의 강수량을 가진 날에 대한 강수량분포를 나타낸다. 이 개념은 Fig. 8과 같은 빈도함수와 관측치 빈도의 주상도로 설명된다. 본 연구에서는 강수량을 0.01mm까지 측정하는 점을 고려하여, 0.01mm 이하를 무강수일로 간주하였다.

$$f(z) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)^2} \quad \dots\dots\dots(5)$$

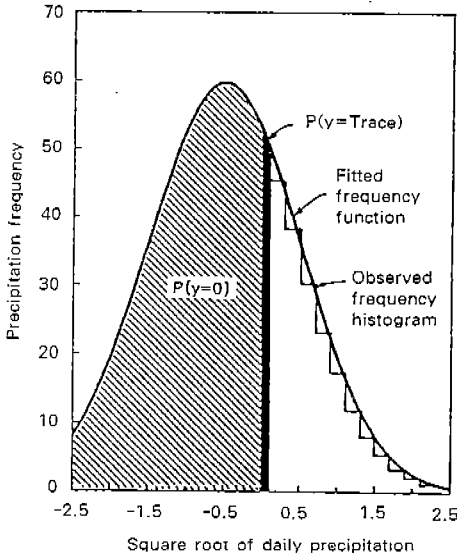


Fig. 8. Truncated normal distribution of daily precipitation (C. W. Recharadson, 1977)

2. Cohen의 최우추정법

기지의 측정 및 미측정 표본수로서 단측절단된 정규모집단에 대한 Cohen(1950)의 최우추정법을 요약하면 다음과 같다.

y_0 를 좌측 절단점이라 하면, y_0 미만의 값은 측정되지 않고 y_0 이상의 값만 측정된다. n_0 를 y_0 이상의 측정 표본수, n_1 을 y_0 미만의 미측정 표본수라 하고 y_0 를 0.1 (=√0.01mm)이라 할 때, n_0 는 특정 일자에 측정 가능한 강수량이 발생한 햇수이고 n_1 은 강수량이 '영'으로 기록된 햇수이다. $w_i = y_i - y_0$ 라 하여 원점을 좌측 절단점으로 이동시키고, $\gamma = (y_0 - \mu)/\sigma$ 라 하면, w 의 확률밀도 함수 $f(w)$ 는 식(6)과 같이 주어지고, I_0 를 식(7)로 정의하면, 모집단 확률분포의 최우함수는 식(8)로 주어진다.

$$f(w) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\gamma + \frac{w_i}{\sigma})^2} \dots\dots\dots(6)$$

$$I_0 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\gamma}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \dots\dots\dots(7)$$

$$L = (1 - I_0)^{n_1} \prod_{i=1}^{n_1} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\gamma + \frac{w_i}{\sigma})^2} \dots\dots\dots(8)$$

$$= (1 - I_0)^{n_1} (\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}})^{n_1} e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n_1} (\gamma + \frac{w_i}{\sigma})^2}$$

식(8)의 양변에 log를 취한 후 γ 와 σ 에 대한 편미분을 각각 0으로 놓으면, 최우추정식 (9)가 구해진다.

$$\frac{\partial L}{\partial \gamma} = n_1 \frac{\phi}{1 - I_0} - \sum_{i=1}^{n_1} (\gamma + \frac{w_i}{\sigma}) = 0 \dots\dots\dots(9a)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \sigma} = -\frac{n_0}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^2} - \sum_{i=1}^{n_1} w_i (\gamma + \frac{w_i}{\sigma}) = 0 \dots\dots(9b)$$

여기서,

$$\phi = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\gamma^2/2} \dots\dots\dots(10)$$

식(11)과 같이 Y 을 정의하면 식(9)는 식(12)와 같이 쓸 수 있다.

$$Y = \frac{n_1}{n_0} \frac{\phi}{1 - I_0} \dots\dots\dots(11)$$

$$\sigma [Y - \gamma] - \eta_1 = 0 \dots\dots\dots(12a)$$

$$\sigma^2 - \sigma \gamma \eta_1 - \eta_2 = 0 \dots\dots\dots(12b)$$

여기서, η_1 과 η_2 는 절단점 y_0 에 대한 1차 및 2차 모멘트로서 식(13)과 같다.

$$\eta_k = \sum_{i=1}^{n_1} \frac{w_i^k}{n_0} \dots\dots\dots(13)$$

식(12a)를 식(12b)에 대입하여 σ 를 소거하면 식(14)를 구할 수 있는데, 시산법을 이용하여 식(14)을 풀면 γ 를 구할 수 있다. 식(14)에서 구한 γ 를 식(12)에 대입하여 σ 를 결정하고, $\mu = y_0 - \sigma \gamma$ 를 추정한다.

$$\frac{\eta_2}{\eta_1} = \frac{1}{Y - \gamma} \left\{ \frac{1}{Y - \gamma} - \gamma \right\} \dots\dots\dots(14)$$

3. 일강수량의 μ_τ , σ_τ 추정

식(14)를 이용하여 Table 1에 제시한 8개지점에 대해 지점별로 μ_τ 와 σ_τ 를 추정하여($\tau=1,2,3,\dots,365$), 지점별 Fourier 분석을 실시하면 주기성분의 수식화가 가능하다(이재형 등, 1989). 식(14)에서 γ 를 구하는 방법으로는 Press and Teukolsky

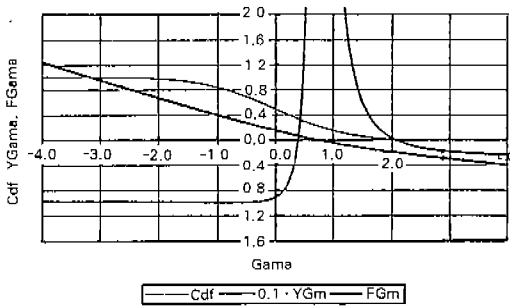


Fig. 9. Sample functions related with γ estimation

(1992)의 false position 법, Ridders' 법, Brent 법을 적용하여 수렴성을 검토하였다. 검토결과 수렴성이 좋게 나타난 Ridders' 법과 단순탐색법을 병

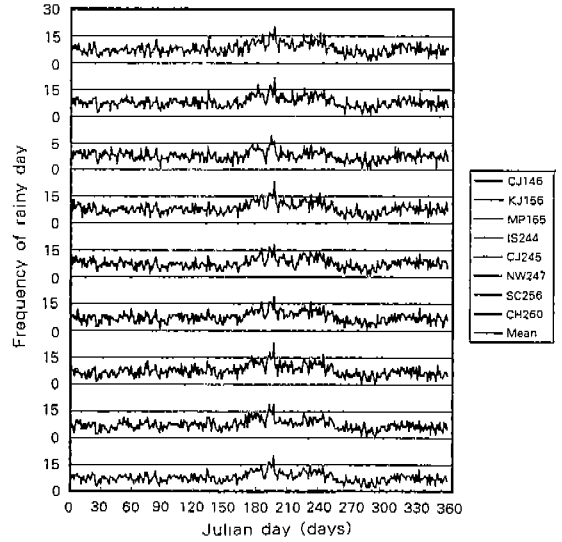


Fig. 10. Frequency of precipitation during 1973~1998

용하였다. 이때, 각 방법의 γ 값 초기치 설정에 참고하기 위하여 $n_0=9$, $n_1=17$, $\eta_2/\eta_1^2=1.3$ 을 가정하고, 식(7)의 $I_0(\text{Cdf})$ 과 식(14)의 $Y-\gamma$ (YGm), 식(15)의 $F(\gamma)$ (FGm)를 계산하여, Fig. 9에 도시하였다. Fig. 9에서 $F(\gamma)$ 의 해는 대체로 $\gamma=1.0\sim 4.0$ 의 범위에 있음을 알 수 있었다.

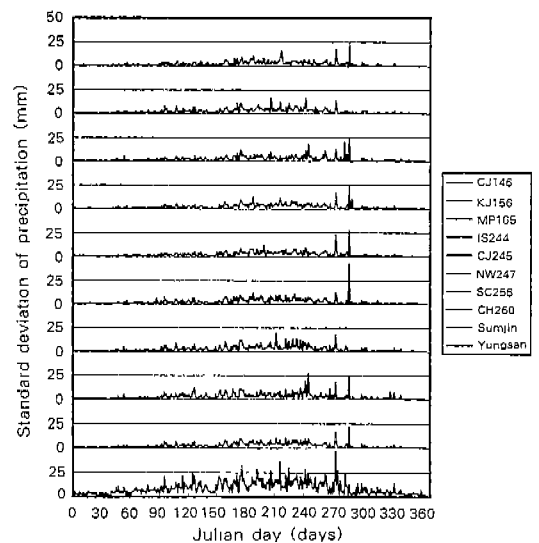
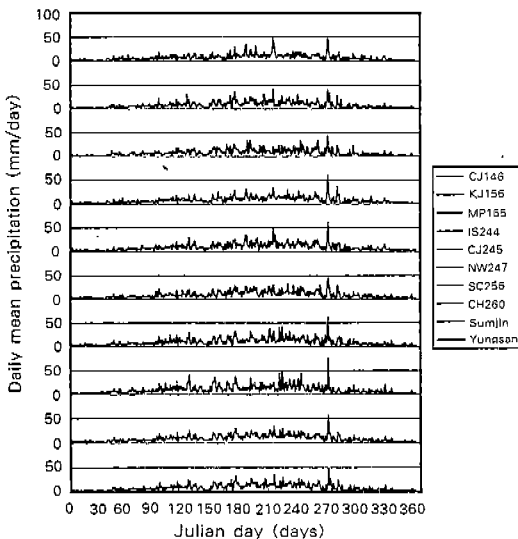


Fig. 11. μ_τ and σ_τ of daily precipitation from truncated normal distribution

$$F(\gamma) = \frac{1}{Y-\gamma} \left\{ \frac{1}{Y-\gamma} - \gamma \right\} - \frac{n_2}{n_1} = 0 \dots\dots(15)$$

지점별로 추정된 $(n_0)_r, \mu_r, \sigma_r$ ($r=1,2,3,\dots, 365$)를 Fig. 10~11에 도시하였다. Fig. 10에서 Mean은 8개 지점의 산술평균이고, Fig. 11에서 Sumjin은 섬진강 유역, Yungshan은 영산강 유역의 Table 1의 가중치를 이용한 Thiessen평균이다.

V. 결 론

일강수량 예측모형의 구성에 필요한 관련인자들의 통계적 특성을 분석하였다. 섬진강 및 영산강 유역의 8개 기상관측소에서 관측된 26년간(1973~1998)의 일강수량, 일평균 기온, 상대습도, 이슬점 온도, 해면기압 자료의 결측치를 보완하고, 기상변수의 시간적 자기상관, 변수간 및 공간적 상호상관을 분석하였으며, 일강수량의 확률분포를 고려한 평균과 표준편차를 산출하여 그 주기성을 분석하였던 바 다음과 같은 결론을 얻었다.

1. 결측치 보완에서 RDS 방법과 상관계수 방법에 의한 결과치에는 차이가 미미하였고, 관측소의 공간분포를 고려하여 상관계수법에 의한 결과를 채택하였다.
2. 자기상관분석에서 일강수량의 계열상관은 지체기간 1일까지만 유의하지만, 다른 기상변수들은 10일까지도 계열상관이 큰 것으로 나타났다.
3. 상호상관분석에서 기온, 이슬점, 상대습도는 유역경계와 유사한 형태를 보인 반면에 기압과 강수량은 각각 상이한 분포를 보였고, 관측지점간 고도차보다는 거리차의 영향이 명확하게 나타났다.
4. 자기상관 및 상호상관 분석결과에서 예측기간 2일이상의 일강수량 예측에서는 강수량 이외의 기상변수들을 활용함이 유용한 것으로 확인되었다.
5. 일강수량을 '영'에서 절단된 연속확률변수로 보고 단측절단 정규분포를 가정하여 각 지점의 일별 강수량의 확률분포와 평균, 표준편차를 산출함

으로서 일강수량의 연간 주기성을 지점별, 유역별로 제시하였다.

6. 이상의 결과는 일강수량 예측을 위한 회귀모형 또는 신경망모형의 입력변수 선정과 일강수량의 추계학적 예측모형 구성에 반영될 수 있을 것이다.

이 논문은 1998년도 순천대학교 공과대학 학술재단 연구비에 의하여 연구되었음.

참 고 문 헌

1. 이근후, 1989, 한국 일강우의 추계학적 구조, 한국농공학회지, 31권 4호, pp. 72~80.
2. 이재형, 이동주, 박영기, 1989, 호우의 환상스펙트럼 추정, 한국수문학회지, 22권 2호, pp. 201~211.
3. Cohen, A.C., 1950, Estimating the mean and variance of normal populations from singly truncated and doubly truncated samples, Annals of Math. Statist., Vol.21, pp. 557~569.
4. Oki, T., K. Musiaka and T. Koike, 1991, Spatial rainfall distribution at a storm event in mountainous regions, estimated by orography and wind direction. Water Resources Research, vol.27, no.3, 359~369.
5. Press, W.H. and S.A. Teukolsky, 1992, Numerical recipes in fortran, Cambridge Univ. press, pp. 340~376.
6. Redano, A. and J. Lorente, 1993, Modeling the spatial and temporal distribution of rainfall intensity at local scale, Theoretical and Applied Climatology, vol.47, no.1, pp. 25~32.
7. Richardson, C.W., 1977, A model of stochastic structure of daily precipitation over an area, Hydrology papers, Colorado State University, pp. 7~9.