

부산지방 강수량의 변화시점에 관한 통계적 접근

박종길·석경하*
인제대학교 환경학과·통계학과
(1997년 12월 15일 접수)

The Statistical Approaches on the Change Point Problem of the Precipitation in the Pusan Area

Jong-Kil Park and Kyung-Ha Seok*

Dept. of Environmental Sciences, Inje University, Kimhae, 621-749, Korea

*Dept. of Statistics, Inje University, Kimhae, 621-749, Korea

(Manuscript received 15 December 1997)

This paper aims to estimate the change point of the precipitation in Pusan area using the several statistical approaches. The data concerning rainfall are extracted from the annual climatological report and monthly weather report issued by the Korean Meteorological Administration.

The average annual precipitation at Pusan is 1471.6 mm, with a standard deviation of 406.0 mm, less than the normal(1486.0 mm). The trend of the annual precipitation is continuously decreasing after 1991 as a change point. And the statistical tests such as t-test and Wilcoxon rank sum test reveals that the average annual precipitation of after 1991 is less than that of before 1991 at 10% significance level. And the mean annual precipitation in Kyongnam districts is also continuously decreasing after 1991 same as Pusan.

Key words : annual precipitation, change point problem, t-test, Wilcoxon rank sum test.

1. 서 론

급속한 도시의 발전과 인구 집중현상은 도시 대기오염을 유발하고 산업활동으로 인한 온실기체(CO₂, O₃, 등)의 증가는 지구의 평균기온 상승과 더불어 기후변화를 예상하고 있다. 그러나, 환경 변화를 최소화하려는 각국의 노력은 그 나라의 경제와 맞물려 실효를 크게 거두지 못하고 있는 실정이다.

최근 우리 나라에 나타나고 있는 이상 기온현상이 전 세계에 영향을 주고 있는 극심한 엘니뇨 현상의 영향에 의한 것인지, 지구적 환경변화에 의한 기후요소의 변화에 의한 것인지 아직 알 수 없다. 특히 강수량은 기후요소 가운데 가장 국지성이 강하며 기온과 함께 그 지역의 기후 특성을 나타내는 중요한 지표이다. 또한 강수량의 다과는 저기압의 이동 경로나 산맥의 위치, 그리고 그 지방의 탁월풍 및 주변 해양에 의해 많은 영향을 받으므로 어느 한가지 factor에 의해 강수량 변화를 예측하기란 매우 어려운 일이나, 강수량은 인간 생활과 동·식물의 성장에 많은 영향을 미치고, 치수나 관개와 같은 수문 기상학적 측면에서 매우 중요하므로(박종길과 이부용, 1993) 강수량의 변화점(change point) 및 예측에 관한 많은 연구가 이루어져야 할 것이다.

강수량의 변동에 관한 연구로는 김광식(1966), 水越

(1972), 문승의(1977), Tooley and Sheail(1985), 허창회와 강인식(1988), 김유근(1988) 등이 있으며, 문승의와 황수진(1979), 정창회와 안희수(1971), 배종원(1989) 등은 강수량의 anomaly를 분석하여 지역 강수량의 특성을 설명하였고, 강인식 외(1992)는 우리나라 하계 강수량의 anomaly를 변수화하여 하계 강수량의 장기 예측을 시도한 바 있다. 그리고 문영수 외(1995)는 남한의 61개 기상관측소의 20년간(1972-1991)의 연강수량의 장기변동특성과 강수지역 구분을 시도한 바, 부산을 포함한 경남지방은 강수량이 많고 장기변동 정도가 크며, 이는 남 또는 남동계열의 기류유입과 산지에 의한 지형적 영향을 많이 받고 있다고 하였다.

그러나, 최근 우리 나라 남부지방에 나타나고 있는 기온 현상과 앞으로의 예측에 대한 연구는 아직 가시화되지 못하고 있다. 본 연구는 부산 지방 강수량의 최근 변화 경향을 여러 가지 통계량을 사용하여 강수량의 변화를 확인하고 앞으로의 변화를 예측할 수 있는 모델을 개발하여 21세기의 강수량을 예측함으로써 우리 나라의 수자원 관리에 대한 방향과 대안을 제시하고자 하는 것으로, 먼저 남부지방 특히 부산지방의 강수량 변화를 살펴보고자 한다.

2. 자료 및 방법

부산지방의 강수량 변화를 추정하기 위하여 사용된 자료로는 기상청 발행 기상월보와 기상연보를 사용하였으며, 관측방법이나 결측 등으로 인한 자료의 부적절성을 제외하고 자료의 일관성을 위해 1954년 이후부터 1996년 까지의 자료를 추출하였다.

또한 한반도 남부지방의 많은 도시에서도 부산과 같이 강수량에 변화가 있음을 알아보기 위하여 경남지방에 산재한 측후소 및 관측소의 강수량 자료를 비교하였다.

강수량의 변화점을 찾기 위해 누적합(cumulant sum, cusum) 방법, 누적합의 비모수적 접근법을 사용하였고 강수량의 대체적인 변동추세와 예측을 위하여 지수평활법과 이동중위수 평활법을 사용하였다.

3. 결과 및 고찰

3.1 부산지방 강수량의 시계열 분포

Fig. 1은 본 연구 기간동안 부산지방의 연총강수량의 경년변화를 나타낸 것으로 평균 총강수량은 1471.6 mm 였으며 표준편차는 406.0 mm 였다. 연도에 따라 단순한 강수량의 증감을 보여줄 뿐, 뚜렷한 경향을 갖는 변동은 찾아 볼 수 없다. 그러나 1961년부터 1990년까지 30년간의 평균강수량은 1486.0 mm이며, 표준편차는 426.02 mm(박종길과 이부용, 1993)에 비해 약간 감소한 것을 알 수 있다.

본 연구 기간중 가장 많은 강수량을 기록한 해는 1972년으로 2620.4 mm를 였으며, 1988년에는 901.5 mm 로 가장 적은 강수량을 기록하였다. 박종길과 이부용(1993)의 방법에 의해 분류된 anomaly level 가운데 Above normal(M+2.0SD ~ M+1.0SD, M:평균강수량, SD; 표준편차)을 나타낸 해는 1956년, 1963년, 1970년, 1980년, 1985년, 1991년이었으며, Subnormal(M-2.0SD ~ M-1.0SD)에 해당되는 해는 1966년, 1967년, 1976년, 1988년, 1994년, 1995년으로 나타나 1990년 이후에는 1991년과 1993년을 제외하고 모두 연평균 강수량보다 적은 강수량을 나타내었고 subnormal에 해당하는 해(1994년, 1995년)도 있었다. 이는 최근 부산지방의 강수량이 점차 감소하고 있는 추세에 있음을 알게하여 준다.

3.2 강수량의 변화점 추정

시간에 따라 관측되는 확률변수열 $X_1, X_2, X_3, \dots, X_T$

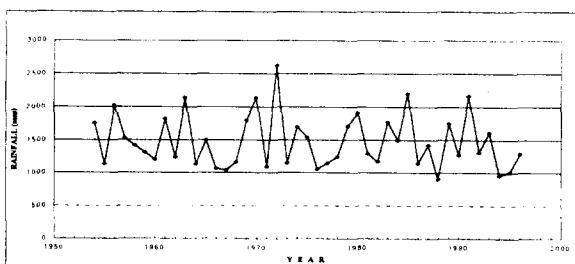


Fig. 1. Time series plot of rainfall at Pusan from 1954 to 1996.

가 동일한 확률분포함수를 가지는지 아니면 어떤 사건이나 자연적 현상에 의해 미지의 시점 t에서 변화가 일어났는지의 문제를 통계적으로 분석하는 것을 변화점 문제(Change-point problem)라 한다. 이러한 변화점 문제를 연구함으로써, 변화의 원인을 분석하거나 변화점을 중심으로 자료를 블록화 또는 총화하여 좀 더 유용한 통계적 분석을 수행할 수 있다(정미숙, 1990).

부산지방 강수량의 시계열자료를 통해 어떠한 현상(강수량의 증감)의 변화시점 혹은 전체적인 경향을 알아보기 위해 가장 널리 사용되는 방법으로 누적합 통계량

$$y_t = \sum_{i=1954}^t (x_i - \bar{x})$$

을 사용하였다. 여기서 $t=1954, \dots, 1996$ 의 연도를 나타내고 x_t 는 t년도의 강수량, \bar{x} 는 1954년부터 1996년까지의 평균강수량이다. Fig. 2의 횡축은 연도를 나타내며 종축은 매년의 총강수량을 평균강수량으로 뺀 값 $(x_t - \bar{x})$ 의 누적합(cumulant sum)을 나타낸 것이다. 이 그림에 의하면 1968년 이후 강수량이 크게 증가 하였음을 알 수가 있다. 또한 1963년 부터 1968년까지 그리고 1991년 부터 1996년 까지의 값이 지속적으로 감소하고 있음을 알 수가 있다. 이것은 이 기간 동안의 강수량이 평균강수량 이하임을 나타내는 것으로 Fig. 1에서도 확인을 할 수가 있다.

그러나 이 결과가 엘리뇨의 영향에 의한 일시적인 가뭄 현상인지, 온실기체의 증가와 지구온난화와 같은 기후변화로 나타날 지속적인 가뭄으로 이어질지는 아직 알 수 없으며, 강수량 감소를 나타내는 최근 자료의 기간이 너무 짧아 뚜렷한 강수량의 변동을 예측하기에는 다소 부족한 면이 없지 않다.

두 번째는 최근 강수량 자료를 이용하여 변화점(change point)을 찾기 위해 t년까지의 평균 강수량과 t년이후의 평균 강수량의 차이로 변화시점을 찾는

$$w_t = \bar{x}_{t+} - \bar{x}_t$$

의 통계량을 사용하였는데, 여기서 \bar{x}_t 는 1954년부터 t년까지의 평균강수량이며 \bar{x}_{t+} 는 t년 이후의 평균강수량으로 다음과 같다.

$$\bar{x}_t = \frac{1}{t-1953} \sum_{i=1954}^t x_i$$

$$\bar{x}_{t+} = \frac{1}{1996-t} \sum_{i=t+1}^{1996} x_i$$

Fig. 3은 w_t 의 통계량을 나타낸 것인데 전반적으로

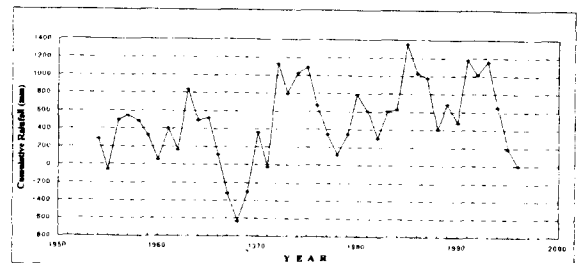


Fig. 2. The plot of cusum of $(x_t - \bar{x})$ at Pusan from 1954 to 1996.

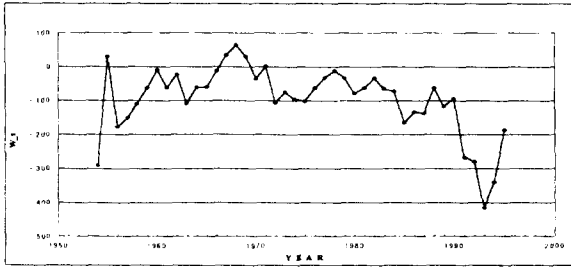


Fig. 3. The difference(W_t) of the annual mean precipitation before and after t year. The unit is mm.

음의 값을 가지는데 이것은 강수량이 점차적으로 감소하고 있음을 보여주는 것이다. 특히 1991년 이후의 값이 아주 큰 음의 값을 가지는데 이는 1991년 이후의 강수량이 예년에 비해 상당히 적다는 것을 시사하는 것이다.

금세기 에 엘리뇨 영향이 가장 강했던 1982/1983년에 부산지방의 연총강수량은 각각 1168.1 mm, 1770.2 mm 였으며, 그보다 약하였으나 1990년대 발생한 엘리뇨 해인 1991/1992년에는 각각 2167.1 mm, 1308.9 mm를 기록하였다. 본 연구 기간중의 연평균 총강수량이 1471.6 mm(예년값: 1486.0 mm)에 비하면 적거나 많아 현재 나타나고 있는 강수량의 다과가 엘리뇨의 영향이 크게 작용하였음을 입증하기에 불충분하며, 1997년에 나타난 강한 엘리뇨 현상이 우리나라 강수량의 증감에 큰 변화를 줄 것이라고 예측하기에는 부적당하다고 생각된다. 그러므로 이와 같은 강수량의 지속적인 감소현상은 환경오염으로 인한 아열대 영역의 확장과 같은 기후변화의 초기 증거로 보고 효율적인 수자원 관리 및 대책을 수립하는 것이 더 타당하리라 생각된다.

한편 모집단의 분포함수에 대한 확실한 근거가 있을 때는 일반적으로 모수적 방법으로 통계적 추론을 하는 것이 좋으나, 모집단이 정규분포를 따른다는 등의 가정을 할 수 없을 때에는 비모수적 방법으로 추론하는 것이 안전한 방법이므로 세 번째는 비모수적 접근방식(Pettitt, 1979; Wolfe and Schechtman, 1984) 즉, 두 집단에 속한 각 관측값의 크기 비교를 통해 변화 시점을 찾아내는 Mann-Whitney의 통계량을 사용하였다.

$$u_t = \sum_{i=1954}^t \sum_{j=i+1}^{1996} \psi(x_j - x_i)$$

여기서 $x > 0$ 이면 $\psi(x)=1$ 이고, $x=0$ 이면 $\psi(x)=0$, $x < 0$ 이면 $\psi(x)=-1$ 이 된다. 이 통계량은 모든 쌍의 관측값 (x_i, x_j) , $i=1954, \dots, t, j=i+1, \dots, 1996$ 에 대하여 $\{x_j > x_i\}$ 를 만족하는 쌍의 개수에서 $\{x_i < x_j\}$ 를 만족하는 쌍의 개수를 뺀 것이다(Pettitt, 1979; Wolfe and Schechtman, 1984). 그 결과는 Fig. 4와 같다. 그림에서 알 수 있듯이 전반적으로 음의 값을 가지므로 지속적으로 강수량이 감소하는 경향을 보여주고 있다. 그리고 최근 1991년 이후에도 지속적으로 큰 음의 값을 가지고 있기 때문에 이 기간 동안의 강수량이 지속적으로 적은 강수량을 나타내

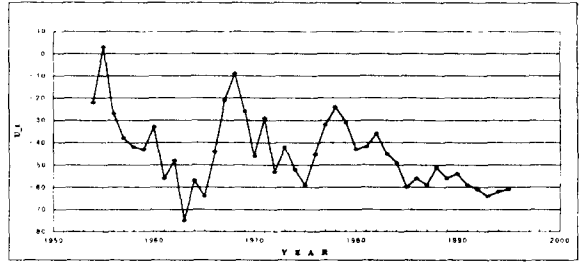


Fig. 4. The plot of the u_t calculated from the precipitation at Pusan from 1954 to 1996.

고 있다는 것을 알수가 있는데 이는 앞의 결과와도 일치하고 있다.

시계열에서 나타나는 변동(variation)은 주로 우연 변동(random variation)과 계통 변동(systematic variation)에 기인하며, 계통 변동에 의해 특정한 형태가 미래에도 계속된다고 가정하면 미래에 대한 예측이 가능해진다. 즉 예측하고자 하는 시점까지 적용될 수 있는 통계적 모형을 설정하여 그 모형에 있는 미지의 모수를 통계적 방법으로 추정함으로써 미래를 예측하게 된다.

그런데 설정된 시계열 모형이, 많은 경우에 국부적으로는 타당하나 시간이 경과함에 따라 새로운 모형으로 변할 수 있다. 즉, 자연적인 요인이 아닌 대기오염과 같은 인위적인 영향에 의해 초래되는 기후변화와 그에 따른 강수량의 변화는 더욱 그럴 것이다. 따라서 과거의 모든 자료를 동등히 이용하는 방법보다는 최근의 자료에 비중을 더 주는 예측법을 사용하는 것이 보다 합리적이라고 생각한다. 이러한 점을 고려하여 최근 강수량의 자료에 더 큰 비중을 두고 예측할 수 있는 이동중위수 평활법과 지수평활법을 사용하여 강수량의 추세와 미래에 대한 예측을 하였는데 그 결과가 Figs. 5~6 이다.

지수평활법이란 과거의 관측값을 지수적으로 가중평균하여 예측값을 구하는 방법인데, 가중값은 $w_t = \alpha(1-\alpha)^{n-t}$ 형태로 주어진다. 이때 n 은 관측된 자료의 개수이고 t 는 해당되는 관측시점까지 관측된 자료의 개수이며 α 는 0과 1사이의 값인데 평활상수라 부른다. 위의 강수량 자료를 직선모형으로 가정하여 이중지수평활법을 적용하였다. 이중지수 평활법은 초기값 $s_1^{(1)}, s_2^{(2)}$ 가 주어졌다고 가정할 때

$$s_1^{(1)} = \alpha x_t + (1-\alpha) s_1^{(1)}, t=1,2, \dots$$

$$s_2^{(2)} = \alpha s_1^{(1)} + (1-\alpha) s_2^{(2)}, t=1,2, \dots$$

를 반복계산하여 t 년도에서 l 년 앞의 예측값

$$expo_t(l) = \left(\frac{2+\alpha}{1-\alpha}\right) s_1^{(1)} - \left(\frac{1+\alpha}{1-\alpha}\right) s_2^{(2)}$$

을 구하는 것이다. Fig. 5는 SAS의 FORECAST 절차에 따라 trend = 2로 한 이중지수 평활법의 결과로 실선은 연강수량을 나타내며 점선은 이중지수평활법에 의한 예측치이다. 그 결과는 앞서 언급한 여러 결과와도 유사한 경향을 보여주며, 최근의 경향을 보면 1991년 이후 강수량이 감소하는 것을 알 수 있으며, 1997년 이후의 예측강수량도 예년의 연강수량이 비해 적은 값을 보여 강

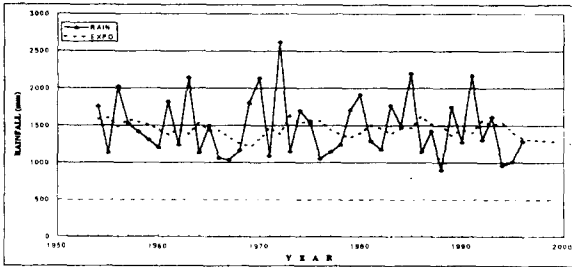


Fig. 5. The plot of annual total precipitation(solid line) and forecasting one(dashed line) using the double exponential smoothing at Pusan.

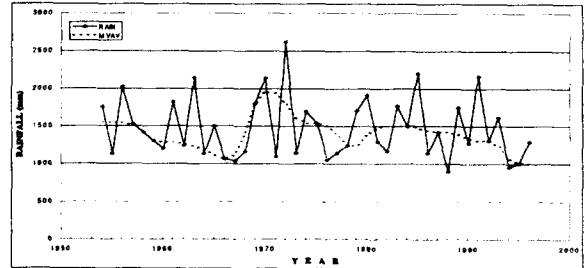


Fig. 6. The plot of annual total precipitation(solid line) and forecasting one(dashed line) using the moving average at Pusan.

수량이 지속적으로 감소할 것임을 예고하고 있다. 다음은 위의 시계열 자료를 상수모형으로 가정하여 이동 중위수 평활법으로 그 추세를 살펴보았다. 이동 중위수 평활법은 이동평균법에서 사용되는 평균대신 중위수를 사용하는 방법인데 저항성이 강한 것으로 알려져 있다. 시점 t 에서의 너비가 k 인 이동 중위수 평활값은

$mvm_d_t = median(x_{t-k}, \dots, x_t, \dots, x_{t+k})$
 이며 $median(x_1, \dots, x_n)$ 은 x_1, \dots, x_n 중 크기가 중앙인 값이다. 여기에서는 복합적으로 평활하는 방법을 사용하였는데, 너비가 3인 평활법($k=1$)을 무한번 적용한 후(3R)의 자료값 a_t 의 봉우리 또는 골짜기가 평평하게 된 경우 그 두값을 떨어뜨리기 위해 분리(S, splitting)를 사용하였다. 즉, 예를 들어

$a_{t-2}, a_{t-1} < a_t = a_u > a_{u+1}, a_{u+2}$ 인 경우 ($u=t+1$),
 $mvm_d_t = median(a_{t-1}, a_t, a_{t+1})$
 로 하는 것이다. 여기서
 $a_{t+1}^* = 3a_{t-1} - 2a_{t-2}$
 $mvm_d_u = median(a_{u-1}^*, a_u, a_{u+1})$

$a_{u-1}^* = 3a_{u+1} - 2a_{u+2}$
 이다. 골짜기가 평평한 경우에는 같은 방법으로 분리를 할 수 있다. 분리를 거친 자료 b_t 를 또 다시 해닝(hanning), 즉
 $mvm_d_t = (b_{t-1} + 2b_t + b_{t+1})/4$

을 통해 재평활하였다(허명희, 1993). 이렇게 3R과 S 그리고 H 를 적용한 이동 중위수 평활법의 결과는 Fig. 6인데, MINITAB의 RSMOOTH 명령어에서 3RSSH 부명령어를 사용하였다. 실선은 연총강수량을 나타내며 점선은 이동평균값이다. 이동평균값은 강수량을 잘 대변하고 있으며 1968년 이후 증가하였다가 감소하는 경향을 보여주며 1991년 이후에도 계속 감소추세를 나타내고 있다.

3.3 통계적 검정

앞의 결과에서 91년 이후의 강수량이 그 이전의 강수량보다 적었다는 것을 알 수 있었으며 이를 통계적 검정하여 통계적으로 의미가 있는지 확인하고자 한다. 이하 여러 가지 통계적인 분석은 SAS를 사용하여 얻은 결과

이다. 두 집단 자료의 평균강수량을 비교하기에 앞서 자료의 독립성에 대한 가정을 검정하기 위하여 Durbin - Watson 검정을 하였는데, 그 검정 통계량은

$$d = \frac{\sum_{i=1955}^{1966} (x_i - x_{i-1})}{\sum_{i=1954}^{1996} x_i^2}$$

으로 정의된다. 여기서 x_i 는 i 년의 연총강수량이며, 검정량 d 의 값이 4에 가까운 경우 negative 자기상관이 있으며, d 의 값이 0에 가까운 경우 두 집단의 자료는 positive 자기상관이 있다. 그리고 d 의 값이 2에 가까우면 자기상관이 없는 것으로 판명되어 두 집단의 자료가 서로 독립적인 것으로 판단할 수 있다. 본 연구의 강수량 자료는 d 의 값이 2.525 이며, 유의확률이 0.9546 이었다. 따라서 자기상관이 없는 독립적인 자료로 해석하여도 무리가 없다.

독립된 자료인 두집단(91년 이전과 이후)의 평균강수량 비교에서 가장 보편적으로 사용되는 t-검정은 자료가 정규분포를 따른다는 가정을 만족해야만 그 결과를 믿을 수가 있다. 그러나 Fig. 7-1의 줄기-잎 그림에서 볼 수 있듯이, 강수량 자료는 아래쪽으로 치우쳐 있어 정규분포를 갖는다고 할 수 없으며 Shapiro-Wilks 정규성 검정 결과 유의확률은 0.0063 이었다. Fig. 7-2에서 보듯 Q-Q 그림이 직선을 나타내지 못하고 약한 S자 형태를 하고 있다. 그러므로 이 자료를 바로 t-검정에 사용하는 것은 옳바르지 않기 때문에 변환을 시킨 후에 사용하도록 하였다.

Box-Cox 변환중에서 가장 적합한 변환은 $tr(x_i) = -x_i^{-1}$ 이었으며, Shapiro-Wilks 정규성 검정의 결과 유의확률이 0.3202 로 정규성을 따름을 알 수 있으며, 변환된 자료에 의한 줄기-잎 그림인 Fig. 8-1에서 보는 것처럼 분포가 어느 정도의 대칭성을 가지며, 또한 Fig. 8-2의 Q-Q 그림이 어느 정도 직선형태를 이루고 있으므로 이 자료는 t-검정을 사용해도 무난할 것으로 생각된다. t-검정의 결과가 Table 1에 나와 있다.

Table 1에서 보듯이 변환된 자료의 t-검정 결과 유의확률은 0.073 으로 1991년 이후의 평균강수량이 그 이전의 평균강수량보다 적었다는 사실을 유의수준 10%이

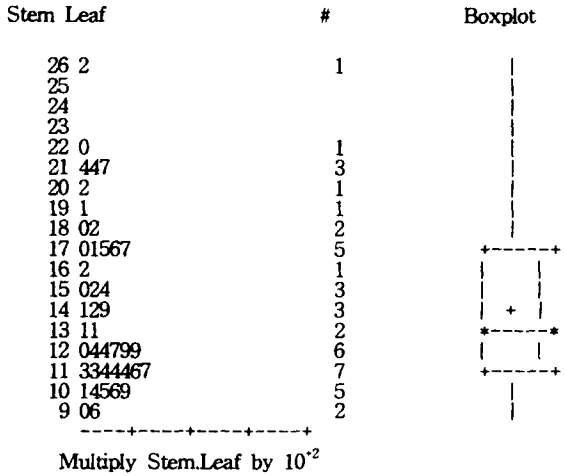


Fig. 7-1. Stem and leaf displays of rainfall data for 1954 to 1996 in Pusan.

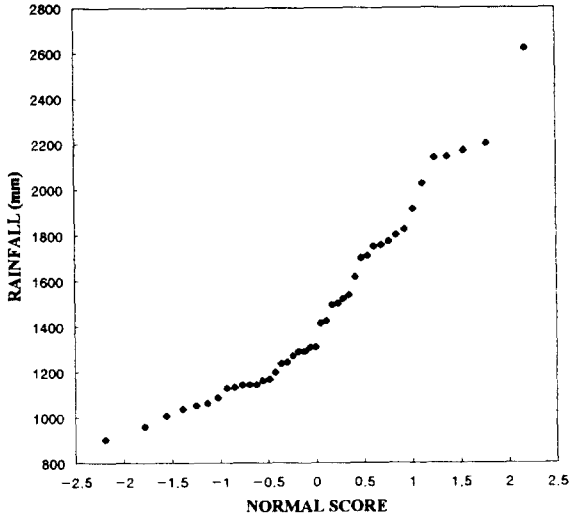


Fig. 7-2. Scatterplot of rainfall verse normal score.

내에서 채택을 할 수가 있다. 따라서 1991년 이후의 평균 강수량은 1991년 이전의 평균강수량에 비해 감소하고 있음을 확인할 수 있다.

그러나 변환된 자료가 완전한 정규분포를 가진 것은 아니므로, 강수량 자료를 크기순으로 나열하여 순위를 준 다음 1991년 이후의 자료에 대응하는 순위들의 합이 얼마나 작아지는지를 살펴보는 비모수적인 방법인 Wilcoxon 순위합 검정을 통하여 강수량이 감소하였는지를 검정한 결과가 Table 2에 나타나 있으며, Table 1의 t-검정과 같은 결과를 얻을 수 있다. 유의확률도 0.094로 1991년 이후의 평균 강수량이 이전의 강수량 보다 적다라는 가설을 유의 수준 10%이내에서 채택 할 수가 있다.

그러므로 본 연구기간 동안의 부산지방의 강수량은 최근인 1991년 이후부터 연평균 총강수량에 비해 계속 감소하고 있음을 알 수 있으므로 부산지방의 강수량변

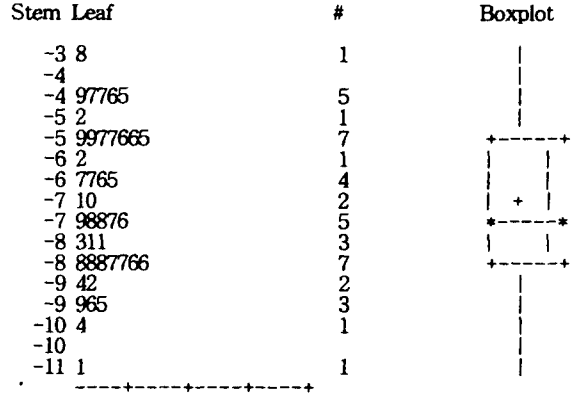


Fig. 8-1. Stem and leaf displays of transformed rainfall for 1954 to 1996 in Pusan.

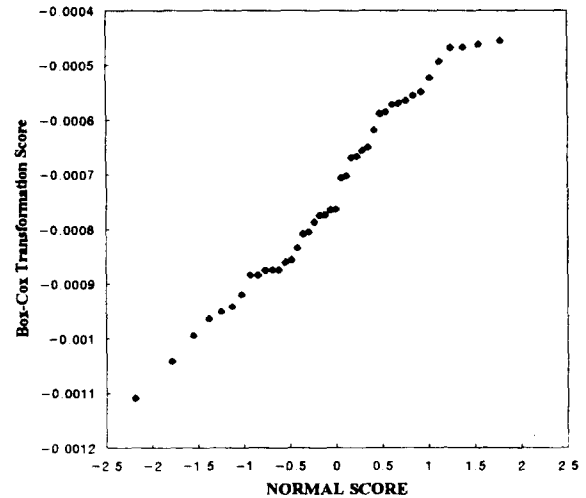


Fig. 8-2. Scatterplots of the transformed rainfall verse normal score.

화에 대한 그 원인의 다각적인 규명과 정확한 강수량 예측 모델의 개발 및 효율적인 수자원 관리 방안에 대한 많은 연구가 이루어져야 할 것으로 생각한다.

3.4 경남지방의 강수량 변화점

부산지방의 강수량 감소 경향이 이 지역에서만 나타나는 현상이라면 앞절에서 언급했듯이 그 지역의 지역성이 매우 강하게 포함되어 있겠지만, 대기오염과 같은 환경오염으로 인한 전지구적 기후변화에 그 원인이 있다면 부산지방의 강수량 감소추세는 이 지역에 국한되지 않고 동 위도상의 많은 지역에서도 그와 유사한 감소 현상이 나타날 것이다. 따라서 한반도의 동남부 지역인 경남에 산재한 각 측후소와 관측소 등 9개 지역의 연총 강수량 자료를 이용하여 Box-Cox 변환, $tr(x_i) = x_i^{-1}$ 시킨 후, 1991년 이후의 강수량이 이전의 강수량에 비해 감소한다는 가정을 t-검정과 Wilcoxon 순위합검정을 수행하였으며 그 결과는 Table 3과 같다. 유의확률 값은

Table 1. The result of t test with the transformed data

Group	Number	Mean Standard Deviation	df	t	p-value
before 1991	38	-7.1×10^{-5}	41	1.4843	0.073
after 1991	5	-8.4×10^{-5}			

DF : degree of freedom, T : test statistic

Table 2. The result of Wilcoxon rank-sum test

Group	Number	Mean Standard Deviation	df	t	p-value
before 1991	38	22.921	1.34	41	0.094
after 1991	5	15.000			

df : degree of freedom, t : test statistic

Table 3. Significant probability of t-test and Wilcoxon rank sum test for average total precipitation before and after 1991 in Kyungnam area

Site	Average total precipitation before 1991 (mm)	Average total precipitation after 1991 (mm)	Significant Probability of t-test(Wilcoxon rank sum test)
Ulsan	1296.7	1086.8	0.1315 (0.0850)
Tongyong	1418.37	1192.68	0.0572 (0.1072)
Chinju	1551.10	1130.30	0.0050 (0.0179)
Kochang	1271.60	965.34	0.0297 (0.0226)
Hapchon	1291.08	830.72	0.0006 (0.0050)
Miryang	1257.39	980.82	0.0051 (0.0036)
Sanchong	1490.65	1118.78	0.0450 (0.0226)
Koje	1739.56	1459.18	0.1557 (0.1460)
Namhae	1734.80	1512.78	0.1577 (0.1796)

t-검정의 결과이며 팔호속의 값은 Wilcoxon 순위합검정 결과이다. t-검정에 앞서 행해져야 할 등분산성 검증은 유의수준 0.1이내에서 실행하였다.

Table 3에서 알 수 있듯이 한반도 동남부 지방에 있는 대부분의 관측소에서 유의확률이 0.1보다 작게 나타났는데 이는 경남지방의 대부분 관측소가 1991년 이후의 강수량이 이전의 강수량에 비해 적었다는 것을 보여주는 것이다. 그리고 울산, 통영, 거제, 남해와 같이 해안부근에 위치한 관측소가 내륙쪽에 위치한 관측소에 비해 유의확률이 크게 나타났다. 이러한 현상은 내륙으로 갈수록 강수량이 훨씬 줄어들어 강수량 자체가 해안지방이 내륙에 비해 많아진다는 박종길과 이부용(1993)의 결과와 잘 일치하고 있다.

4. 결 론

산지방 강수량의 변화시점에 관한 통계적 분석을 위해 여러 가지 통계량을 사용한 결과 부산지방의 연평균 총강수량은 1471.6 mm 였으며 예년(1486.0 mm)에 비해 약간 감소하였으며, 1991년 이후 지속적으로 감소하는 추세가 두드러졌고 t-검정과 Wilcoxon 순위합 검정결과 유의수준 10%이내에서 유의하였다.

한 이러한 현상은 부산에 국한된 것이 아니라 한반도의 동남부 지역인 경남지역 전역에서 1991년 이후 강수량이 감소하고 있음을 알 수 있었다.

그러나 1991년 이후의 자료가 많지 않아 통계적인 분석에 조금은 문제가 있을 수가 있는 것 같으나 우려할 만한 수준은 아니므로 부산지방의 강수량변화에 대한 그 원인을 다각적으로 규명하고 정확한 강수량 예측 모형의 개발 및 효율적인 수자원 관리 방안에 대한 많은 연구가 이루어져야 할 것으로 생각한다.

참 고 문 헌

강인식, 허창희, 민경덕, 1992, 한반도 여름철 강수량의 장기 예측, 한국기상학회지 28(3), p283-292
 김광식, 1966, 강수량에 의한 우리나라의 비 이식적기, 한국기상학회지, 2(1), 6~10
 김우철 외 7인, 1995, 현대통계학 제3판, 영지문화사, p405
 김유근, 1988, 제주도 월평균 강수량의 분포와 Anomaly Level의 특성, 한국지구과학회지, 9(1), 1~14
 문영수, 이병곤, 권혜영, 1995, 강수량의 장기변동에 의한 한국의 지역구분, 한국지구과학회지, 제 16권 제 1호, p 38-43
 문승의, 1977, 남한의 강수량 변동율에 관하여, 한국기상학회지, 13(1), 59~63
 문승의, 황수진, 1979, 부산지방의 연강수량 및 월강수량의 Anomaly Level에 관한 연구, 부산대학교 사

- 대논문집, 6, 11~20
- 박종길, 이부용, 1993, 경남지방의 월강수량의 변동율과 Anomaly Level의 출현 특성, 한국환경과학회지, 제 2 권 제 3 호, p179-191p32
- 배종원, 1989, 대구지방의 연강수량과 월강수량의 Anomaly level 해석, 경북대학교 대학원 석사학위 청구논문, 1~24
- 오재호, 정준희, 1993, 대기의 연직기온분포와 지표면 UV-B 복사량에 미치는 성층권 오존감소의 영향, 한·일 오존층 보호 세미나자료집, 한국환경기술개발원, 171-199
- 정미숙, 1990, 붓스트랩 기법을 활용한 변화점 문제의 연구, 부산대학교 대학원 석사학위논문, p32
- 정창희, 안희수, 1971, 서울지방의 연강수량과 월강수량의 Anomaly에 관하여, 한국기상학회지, 7(1), 1~10
- 허명희, 1993, 통계자료 분석론, 자유아카데미, pp
- VIII.1
- 허창희, 강인식, 1988, 한국 지역 강수의 변동성에 관한 연구, 한국기상학회지, 24(1), 38-48 水越允治, 1972, 몬스-ンアジアにおける降水量の變動率, 몬스-ンアジアの水資源(1973, 古今書院)
- 水越允治, 1972, 몬스-ンアジアにおける降水量の變動率, 몬스-ンアジアの水資源(1973, 古今書院)
- Pettitt, A. N., 1979, A Nonparametric approach to the change point problem. Appl. Statist. 3, 98-108.
- Tooley, M. J. and G. M. Sheail, 1985, The Climatic Scene, George Allen & Unwin Ltd., 39-59
- Wolfe D. A., 1984, Nonparametric statistical procedures for the change point problem, Journal of Statistical Planning and inference, 389-296.