

우리나라에서 최근 (1976-2005) 강수의 변화 시점

김찬수¹ · 서명석^{2,*}

¹공주대학교 응용수학과

²공주대학교 대기과학과

(2008년 2월 18일 접수; 2008년 5월 2일 승인)

Change-Point in the Recent (1976-2005) Precipitation over South Korea

Chansoo Kim¹ and Myoung-Seok Suh^{2,*}

¹Department of Applied Mathematics, Kongju National University

²Department of Atmospheric Science, Kongju National University

(Manuscript received 18 February 2008; in final form 2 May 2008)

Abstract

This study presents a change-point in the 30 years (1976-2005) time series of the annual and the heavy precipitation characteristics (amount, days and intensity) averaged over South Korea using Bayesian approach. The criterion for the heavy precipitation used in this study is 80 mm/day. Using non-informative priors, the exact Bayes estimators of parameters and unknown change-point are obtained. Also, the posterior probability and 90% highest posterior density credible intervals for the mean differences between before and after the change-point are examined. The results show that a single change-point in the precipitation intensity and the heavy precipitation characteristics has occurred around 1996. As the results, the precipitation intensity and heavy precipitation characteristics have clearly increased after the change-point. However, the annual precipitation amount and days show a statistically insignificant single change-point model. These results are consistent with earlier works based on a simple linear regression model.

Key words: Bayesian approach, change-point, annual and heavy precipitation

1. 서론

인위적 요인에 의한 온실기체의 증가로 지구가 온난화 되면서 물 순환의 강도와 시공간 변동성이 강해지고 있음이 관측 및 전구/지역기후 모델 연구에서 밝혀지고 있다 (IPCC, 2001; IPCC, 2007). 지구가 온난화 되면 대기권이 수증기를 포함할 수 있는 용량이 커지게 되고, 해수면 등 지표에서는 수증기의 증발산이 많아져 물 순환의 패턴이 변하게 되는 것이다. 지

구 온난화로 인한 물 순환의 변화는 지역에 따라 매우 상반되게 나타남이 Easterling *et al.* (2000) 등 많은 연구에서 확인되고 있다. 즉, 강수가 많은 지역에는 더 많은 강수를 내리게 하는 반면 강수가 적은 사막이나 반사막 지역에서는 강수량이 현저히 줄어드는 현상이 나타나고 있다. 아시아 대륙 동안에 위치한 우리나라의 경우 최근 평균기온의 상승이 전 지구 평균보다 클 뿐만 아니라 주변 해수면 온도도 상승한 것으로 나타나고 있다 (이명인과 강인식, 1997; 권원태, 2005; Choi *et al.*, 2003). 또한 여름철 장마 시 우리나라의 풍상 측에 위치한 중국 남부 지역에서도 최근 강수량이 현저히 증가된 것으로 보고되고 있다 (Liu *et al.*, 2005). 우리나라 주변 환경의 이러한 변화는 우리나라에서 집중호우와 같은 극한 강수현상의 발달에 유리하게 작용할 것으로 추정할 수 있다.

*Corresponding Author: Myoung-Seok Suh, Department of Atmospheric Sciences, Kongju National University, Shinkwandong, Kongju, 314-701, Korea.
Phone : +82-41-850-8533, Fax : +82-41-856-8527
E-mail : sms416@kongju.ac.kr

최근 지구촌의 많은 지역에서는 기후변화의 영향으로 집중호우, 태풍 등 극한 기상현상의 발생빈도와 강도가 증가되는 것으로 보고되고 있다 (Easterling *et al.*, 2000; IPCC, 2001; Chu and Zhao, 2004; Khaiq *et al.*, 2007). 그 결과 태풍, 집중호우와 같이 대규모 기상재해를 유발하는 기상현상에 대해 많은 관심이 집중되고 있다 (Iwashima and Yamamoto, 1993; Haylock and Nicholls, 2000; Meehl *et al.*, 2000; Roy and Balling, 2004). 우리나라에서 발생하는 자연재해의 규모별 순서는 태풍, 집중호우, 대설, 및 기타 순으로 기상 현상과 관련된 재해가 대부분이다 (소방방재청, 2006). 이중에서도 집중호우는 발생시간이 짧고, 공간규모가 작아서 현재의 기술로는 예측수준이 낮기 때문에 집중호우 발생 시 많은 인명과 재산 피해가 발생한다. 1996년, 1998년 및 1999년 3년간 연속적으로 기록적인 홍수가 발생했던 임진강 사례와 2002년과 2003년 우리나라를 통과하면서 기록적인 강수를 유발했던 태풍 루사와 매미는 극한 강수현상의 예라고 할 수 있다.

이러한 집중호우 또는 극한 강수의 예측수준을 높이기 위해, 통계적 특성 분석에서부터 기상위성/레이더와 수치모델을 활용한 정량적 예측 연구에 이르기까지 다양한 연구들이 수행되었다 (고정용 외, 2005; 이지우와 홍성유, 2006; 홍기욱 외, 2006; Kim *et al.*, 2004; Lee and Kim, 2007). 또한 기상청의 지상 관측 자료 분석에 의하면 강수일수에는 큰 변화가 없지만 연강수량과 집중호우의 발생빈도 및 강도는 점점 강해지는 것으로 보고되고 있다 (권원태, 2005; 최영은과 권원태, 2005; Choi, 2002; Jung *et al.*, 2002; Ha *et al.*, 2006). 최근 외국에서는 변동경향에 대한 연구와 함께 기후패턴의 급격한 변화 또는 변화시점에 대한 연구들이 수행되고 있다 (Kiely, 1999; Meehl *et al.*, 2000; Groisman *et al.*, 2001; Booij, 2002). 우리나라의 경우 강수현상의 변동경향에 대한 많은 연구에 비해 강수현상의 변화시점에 대해서는 상대적으로 연구가 매우 미흡했다 (Ho *et al.*, 2003).

본 연구에서는 최근 30년간 (1976-2005) 기상청의 지상 관측 시계열 자료로부터 남한평균 연 강수 및 집중호우 현상(강수량, 강수일수 및 강수강도)의 변화시점에 대해 베이지안 (Bayesian) 기법을 적용하여 분석하고자 한다. 베이지안 분석은 주관적 믿음, 과거 자료, 모형 모의실험 및 새로운 정보 등과 같은 다양한 정보들을 활용하여 불확실성을 유추하는데

합리적 방법을 제공한다. 일례로 Epstein (1985)은 기상자료에 대한 다양한 베이지안 패러다임과 그 응용 가능성을 소개하였으며 Solow (1985)는 회귀모형에 근거한 기후변화의 추론에서 베이지안 방법을 적용하였다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 기상청의 지상 관측 자료로부터 강수 현상의 시계열 자료 작성과정에 대해 언급하였으며, 3장에서는 남한평균 연 강수 및 집중호우의 시계열 자료로부터 변화시점을 추정하기 위한 베이지안 방법을 간략히 언급하였다. 4장에서는 남한평균 연 강수 및 집중호우의 시계열 자료에 베이지안 기법을 적용하여 분석한 변화시점에 대해 해석하였으며 5장에서는 본 연구의 요약과 결론을 기술하였다.

2. 자 료

본 연구에서 사용된 자료는 1976년부터 2005년까지 최근 30년간 기상청 소속 60개 지점 (Fig. 1)에서 관측한 일 강수량 자료이다. 관측지점은 현재 기상청에서 운용중인 관측소 중 관측기간이 30년 이상이며 상대적으로 결측이 적은 지점들로 선정하였다. 특히 강수현상이 빈번한 우기 (6월, 7월, 8월과 9월) 중 3일 이상 결측이 있는 지점들은 제외하였다. 현재 기상청에서 사용하는 집중호우 기준은 80 mm/12시간이나 여기서는 기존의 기준인 80 mm/24시간을 적용하였다.

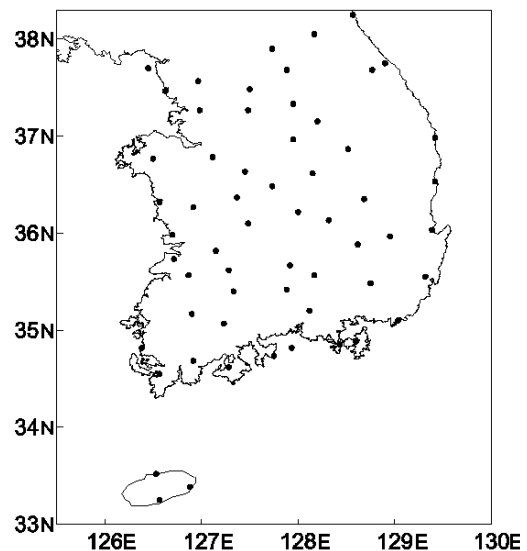


Fig. 1. Location of 60 observing stations used in this study.

Fig. 2는 1976년부터 2005년까지 최근 30년간 기상청 소속 60개 지점에서 관측한 연강수 현상(강수량, 강수일수 및 강수강도)에 대해 60 지점 평균(이하 남한평균)과 집중호우 현상의 시계열을 보인 것이다. 즉, 남한평균 연강수량은 60개 지점별 연강수량의 합을 60으로 나눈 값이고, 남한평균 강수일수는 60개 지점별 0.1 mm 이상의 연강수일수의 합을 60으로 나눈 값이다. 또한 남한평균 강수강도는 남한평균 연강수량을 남한평균 강수일수로 나눈 값으로 이하에서는 남한평균을 생략하고 연강수량, 강수일수 및 강수강도로 설명한다. 그림에서 두개의 수평선은 변화시점 이전과 이후의 평균을 의미한다.

연강수량은 약 900 mm에서부터 1900 mm까지로 경년변동이 클 뿐만 아니라 1996년 또는 1997년 이후에는 기록적인 연강수량이 2회 발생하고 있다. 강수일수도 약 84일에서 124일까지로 경년변동은 크지만 뚜렷한 증가경향은 보이지 않고 있다. 반면에 강수강도는 시각적으로도 1996년 또는 1997년 이후 급격히 증가하였음을 볼 수 있다.

집중호우 현상(강수량, 일수 및 강도)에서도 연강수 현상에서와 같이 경년변동이 크에도 불구하고 집중호우시의 강수량 및 강도뿐만 아니라 집중호우 일수도 증가하는 경향을 보이고 있고, 특히 1996년 또는 1997년을 시점으로 집중호우의 발생특성에 변화가 있음을 알 수 있다. 사용 자료의 기간이 짧음에도 불구하고 최근 30년간의 남한평균 연강수와 집중호우 현상에서 강수일수를 제외하면 전반적으로 강수 현상에서 뚜렷한 증가와 함께 경년변동에서도 변화가 보이고 있다.

3. 베이지안 추정

최근 30년(1976-2005) 남한평균 연강수와 집중호우 현상(강수량, 강수일수 및 강수강도)에 대한 시계열 자료에 베이지안 기법을 적용하여 변화시점을 분석하였다.

$x = (x_1, \dots, x_n)$ 을 크기가 n 인 확률 변수 $X = (X_1, \dots, X_n)$ 가 연속적으로 관측된 자료이고 서

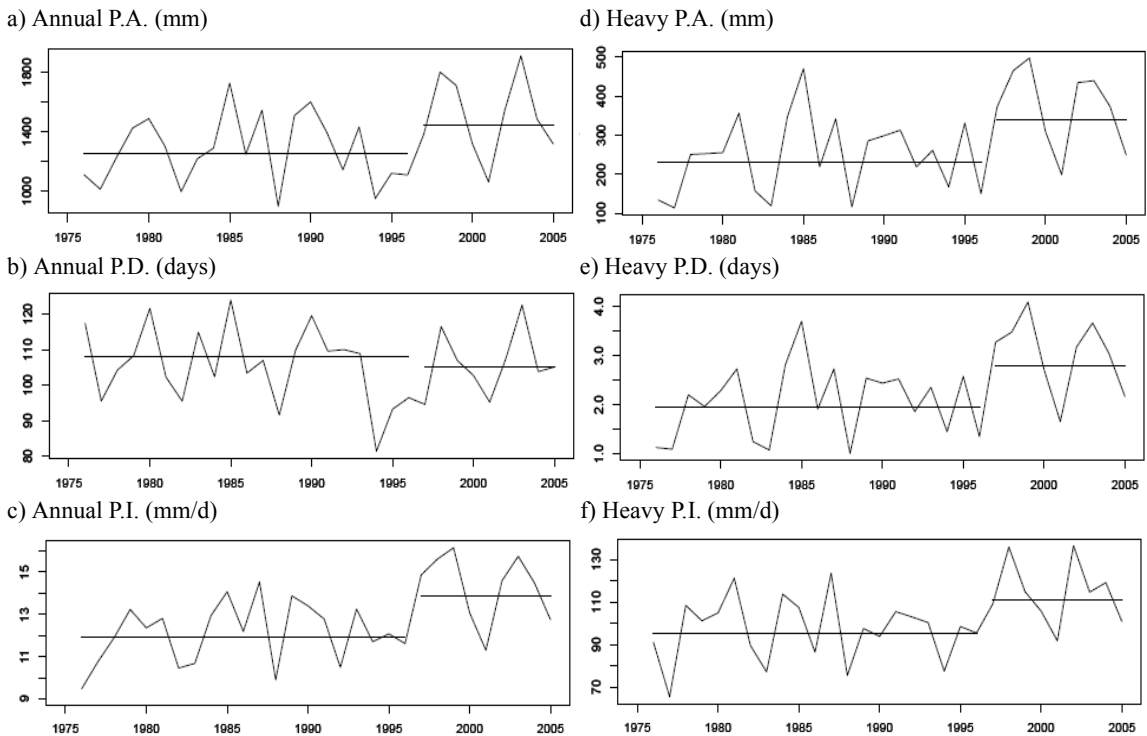


Fig. 2. Times series of the amount, days and intensity of annual precipitation and heavy precipitation averaged over South Korea from 1976 to 2005. P.A., P.I., and P.D. mean the precipitation amount, precipitation intensity and precipitation days, respectively. The two bars represent the mean values of P.A., P.I., and P.D. before and after the change point (1996).

로 독립이라고 가정하자. 남한평균 연강수와 집중호우의 현상 시계열 자료에 대해, 전체 관측기간에서 분산은 큰 변화가 없고 관측 자료들이 정규분포를 따른다고 가정하면 모형 M_1 은 다음과 같이 표현된다.

모형 M_1 : 변화시점(τ)이 있는 모형

$$\begin{aligned} X_i &\sim N(x_i|\mu_1, \sigma^2), i=1, \dots, \tau \\ X_i &\sim N(x_i|\mu_2, \sigma^2), i=\tau+1, \dots, n \end{aligned} \quad (1)$$

이와 같은 변화시점에 대한 통계적 분석은 Page (1954)와 Hinkley (1970) 등에 의해 논의되었으며 베이지안 관점에서의 연구는 Chernoff와 Zacks (1963), Smith (1975)와 Lee and Hartigan (1977) 등에 의해 이루어졌다. 우리나라에서도 김찬수 외 (2007)는 최근 30년간 우리나라 강수에서 누적시간별(1, 3, 6 12, 24, 및 48시간) 최대 강수현상에서의 변화시점을 베이지안 기법으로 분석하였다.

모형 M_1 하에서, $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ 가 주어질 때, 모수 μ_1, μ_2, σ^2 과 τ 의 우도함수는 다음 식에 비례한다.

$$\begin{aligned} L(\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \tau | \mathbf{x}, M_1) \\ \propto \sigma^{-n} \exp\left(-\frac{\tau}{2\sigma^2} [S_\tau^2 + (\mu_1 - \bar{x}_\tau)^2]\right) \\ \times \exp\left(-\frac{n-\tau}{2\sigma^2} [S_{n-\tau}^2 + (\mu_2 - \bar{x}_{n-\tau})^2]\right) \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 $\bar{x}_\tau = \frac{\sum_{i=1}^{\tau} x_i}{\tau}$,

$$S_\tau = \sum_{i=1}^{\tau} (x_i - \bar{x}_\tau)^2 / \tau,$$

$$\bar{x}_{n-\tau} = \frac{\sum_{i=\tau+1}^n x_i}{(n-\tau)},$$

$$S_{n-\tau}^2 = \sum_{i=\tau+1}^n (x_i - \bar{x}_{n-\tau})^2 / (n-\tau) \text{ 이다.}$$

모형 M_1 하에서, 모수들 μ_1, μ_2, σ^2 와 τ 는 확률변수이므로, 위치 및 척도모수인 μ_1, μ_2, σ^2 에 대한 사전분포로 무정보 사전분포를, 변화시점 τ 에 대한 사전분포는 이산 균등분포를 가정하였다. 또한 변화시점 τ 와 모수 (μ_1, μ_2, σ^2)들은 서로 독립이라는 가정을 하면 모수들에 대한 사전분포는 다음과 같은 형태를 갖는다.

$$\begin{aligned} \pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \tau | M_1) \\ \propto \pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2 | M_1) P(\tau | M_1) \\ \propto \frac{1}{\sigma^2} P(\tau | M_1) \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 $P(\tau | M)$ 는 $\{1, \dots, n-1\}$ 상에서 이산 균등분포이다.

관측된 자료 \mathbf{x} 가 주어져 있을 때, 모수 ($\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \tau$)에 대한 결합 사후분포는 모수들의 우도함수와 사전분포의 곱에 비례한다. 따라서 (2)식과 (3)식으로부터 모수 ($\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \tau$)의 결합 사후분포는

$$\begin{aligned} \pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \tau | \mathbf{x}, M_1) \\ \propto L(\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \tau | \mathbf{x}, M_1) \\ \times \pi(\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \tau | M_1) \end{aligned} \quad (3)$$

결합 사후분포로부터 변화시점 τ , 변화시점 이전의 평균 μ_1 과 변화시점 이후의 평균 μ_2 에 대한 각각의 주변 사후분포들은 다음 식으로 계산된다.

$$\begin{aligned} P(\tau | \mathbf{x}, M_1) \propto (\tau(n-\tau))^{-\frac{1}{2}} (T_\tau(x))^{-\frac{n}{2}+1} \\ \times P(\tau | M_1) \end{aligned} \quad (4)$$

$$\pi(\mu_1 | \mathbf{x}, M_1) = \sum_{\tau=1}^{n-1} \pi(\mu_1 | \tau, \mathbf{x}, M_1) \times P(\tau | \mathbf{x}, M_1) \quad (5)$$

$$\pi(\mu_2 | \mathbf{x}, M_1) = \sum_{\tau=1}^{n-1} \pi(\mu_2 | \tau, \mathbf{x}, M_1) \times P(\tau | \mathbf{x}, M_1) \quad (6)$$

여기서,

$$\pi(\mu_1 | \tau, \mathbf{x}, M_1) = t\left(\frac{\bar{x}_\tau}{\sigma_\tau}, \frac{S_\tau^2}{\tau}, n-2\right),$$

$$\pi(\mu_2 | \tau, \mathbf{x}, M_1) = t\left(\frac{\bar{x}_{n-\tau}}{\sigma_{n-\tau}}, \frac{S_{n-\tau}^2}{n-\tau}, n-2\right),$$

$$S^2 = (\tau S_\tau^2 + (n-\tau) S_{n-\tau}^2) / (n-2),$$

$T_\tau(x) = (\tau S_\tau^2 + (n-\tau) S_{n-\tau}^2) / 2$ 이고, t 는 t 분포를 나타낸다.

변화시점 τ 를 기준으로 변화시점 이전과 이후의 평균들에 차이가 있는지도 관심의 대상이다. 변화시점 이전과 이후의 평균 차 $\delta = \mu_2 - \mu_1$ 에 대한 조건부 사후분포는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \pi(\delta | \tau, \mathbf{x}, M_1) \\ = t\left(\frac{\bar{x}_{n-\tau} - \bar{x}_\tau}{\sigma_\tau}, S^2\left(\frac{1}{\tau} + \frac{1}{n-\tau}\right), n-2\right) \end{aligned} \quad (7)$$

따라서 (4)식과 (7)식으로부터 δ 에 대한 주변 사후 분포는 다음과 같이 계산되어진다.

$$\pi(\delta|x, M_1) = \sum_{\tau=1}^{n-1} \pi(\delta|\tau, x, M_1) \times P(\tau|x, M_1) \quad (8)$$

여기서 $\tau = 1, \dots, n-1$.

참고. 모수 μ_1, μ_2 와 δ 의 주변분포들은 t 분포와 변화시점 τ 의 주변 사후확률 $n-1$ 개 값들의 가중치 결합으로 구성된 유한개의 혼합 분포이다.

4. 결 과

모형 M_1 하에서, 최근 30년간 우리나라 강수에서 남한평균 강수현상(연 및 집중호우시의 강수량, 강수일수, 강수강도)에 대한 변화시점, 변화시점 이전과 이후의 평균들 μ_1, μ_2 에 대한 베イズ 추정치들이 유도되었다. 모수들에 대한 베イズ 추정치들을 구하기 위해 오차자승 손실함수를 사용하였으며 이 손실함수에서 베イズ 추정치들은 사후분포의 평균이다. 따라서 Table 1과 Table 2에서 나타낸 베イズ 추정치들은 (5), (6)식과 (8)식의 사후분포에 대한 평균들이고, 90% 최고사후밀도 신뢰구간은 Berger (1985)의 방법에 의해 계산되어졌다. 변화시점 τ 에 대한 사후확률은 변화시점 τ 가 갖는 값($\tau=1, \dots, n-1$)들과 변화시점 τ 의 이산 균등확률을 이용하여 각 τ 에 대해 (4)식으로 계산한 후 표준화(normalizing)하였으며 그 결과를 Fig. 3에 나타내었다. 변화시점 이전 평균의 사후분포 $\pi(\mu_i|\mathbf{x}), i=1, 2$ 는 (4)식에서 구한 사후확률과 $n-1$ 개의 변화시점에 대한 조건부 분포 $\pi(\mu_i|\tau, x, M_1)$ 인 t 분포를 이용하여 변화시점의 사후확률 $n-1$ 개가 가중 결합된 (5)식으로 계산하였으며 변화시점 전후의 μ_i 의 영역에 대한 분포를 Fig. 4에 나타내었다.

연강수량 및 강수강도 자료에서 변화시점 τ 이전과 이후의 평균들 μ_1, μ_2 평균 차 $\delta = \mu_2 - \mu_1$ 에 대한 베イズ 추정치, 그리고 평균 차 δ 에 대한 90% 최

고사후밀도(highest posterior density: HPD) 신뢰구간이 Table 1에 주어져 있다. 연강수량의 경우, 변화시점 (1996년) 이전과 이후의 연강수량들에 대한 각각의 베イズ 추정치들은 $\hat{\mu}_1 = 1254.2$ mm 이고 $\hat{\mu}_2 = 1446.7$ mm이다. 또한 변화시점 이전과 이후의 평균 차 δ 에 대한 90% HPD 신뢰구간이 0을 포함하고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 1996년 전후에서 연평균 강수량에 변화가 있지만, 통계적으로 유의하지 않음을 보여주고 있다. 또한, 변화시점 이전과 이후의 평균 차 δ 의 사후확률 역시 동일하게 유의하지 않음을 보여주고 있다. 그러나 강수강도의 경우, 변화시점 1996년 이전과 이후의 평균 차 δ 에 대한 90% HPD 신뢰구간이 0을 포함하지 않고, 그것에 대한 사후확률 역시 유의한 결과를 제시하고 있음을 알 수 있다. 따라서 변화시점을 전후로 이전과 이후에 강수강도에 변화가 있음을 보여주고 있다.

Fig. 3에서 (a), (b)와 (c)는 남한평균 연강수량, 강수일수 및 강수강도에 대한 각각의 변화시점 τ 의 사후확률을 보인 것이다. 일반적으로, 주어진 시계열 자료에서 변화시점을 기점으로 자료특성(regime)의 변화 가능성은 변화시점의 사후확률 크기에 비례한다. Fig. 3에서 남한평균 연강수량은 1996년과 1997년에 가장 큰 사후확률 값을 가진다. 즉, 연강수량은 1996년과 1997년 전후에서 연강수량에 변화가 있음을 보여주고 있다. 연강수일수의 경우, 1976년에 사후확률 값이 가장 크게 나타나는 것을 제외하면 전반적으로 뚜렷한 변화시점이 있다고 볼 수 없다. 강수강도는 변화시점 τ 의 사후확률이 1996년일 때 최대 사후확률을 가지므로, 이 시점 전후에서 강수강도에 변화가 있음을 알 수 있다. 따라서 최근 30년의 남한평균 자료만으로 볼 때 1996년 전후를 기점으로 연강수량과 강수강도에 변화가 있었음을 알 수 있지만, 연강수일수에는 뚜렷한 변화가 없었음을 알 수가 있다.

Fig. 3에서 (d), (e)와 (f)는 집중호우시의 강수량, 일수 및 강도에 대한 각각의 변화시점 τ 의 사후확률 분포를 나타낸 것이다. 집중호우시의 강수량, 일수 및 강도의 경우에는 다른 연도에 비해 1996년에 사

Table 1. Bayes estimates and 90% HPD credible intervals for the annual precipitation amount (P.A.) and intensity (P.I.).

Annual Mean	Bayes estimates			90% HPD credible interval	Posterior probability
	μ_1	μ_2	δ	$P(\hat{\delta}_L \leq \delta \leq \hat{\delta}_U \mathbf{x}) = 0.9$	$P(\delta < 0 \mathbf{x})$
P.A.(mm)	1254.2	1446.7	192.5	(-23.22, 408.30)	0.089
P.I.(mm/d)	11.9	13.9	2.0	(0.788, 3.139)	0.011

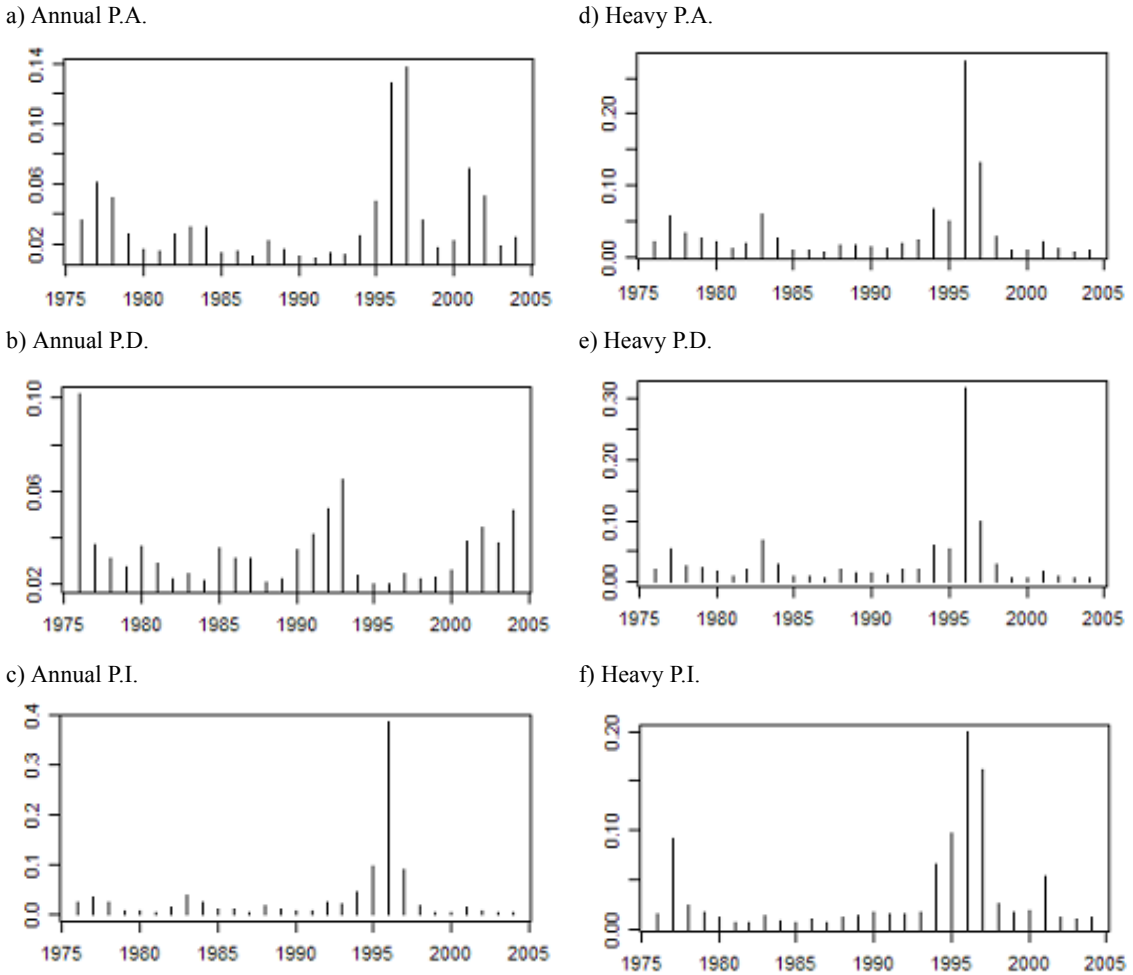


Fig 3. Marginal posterior probability of the change-point $P(\tau_i, x)$ for amount, days and intensity of annual precipitation and heavy precipitation averaged over South Korea, respectively.

후확률 값이 크게 나타나고 있다. 특히, 연강수량과 강수일수와 달리 집중호우 시에는 강수량과 일수에서 1996년에 사후확률 값이 다른 연도에 비해 매우 큰 반면 강수강도에서는 1996년과 1997년에 사후확률 값이 크지만 그 크기는 앞의 두 값에 비해 약 2/3 수준으로 작다. 이것은 최근 우리나라에서 발생하는 집중호우에서 강수강도에서도 1996년을 기점으로 어느 정도 변화가 있었지만 그 보다는 집중호우의 발생빈도에서 큰 변화(증가)가 있었고 그로 인하여 집중호우에 의한 강수량에서 현저한 변화(증가)가 발생하였음을 보여준다. 이러한 강수현상의 변화는 우리나라 강수현상의 변동경향에 대한 다른 연구결과와 일치한다 (권원태, 2005; 최영은과 권원태, 2005;

Choi, 2002).

Table 2에는 집중호우시의 강수량, 일수 및 강도에 대한 베イズ 추정치와 90% HPD 신뢰구간이 주어져 있다. 집중호우의 경우, 강수량, 일수 및 강도 전체에서 1996년을 전후로 변화가 있음을 보여주고 있다. 집중호우시의 강수량, 일수 및 강수강도의 δ 에 대한 90% HPD 신뢰구간에서 모두 0을 포함하고 있지 않고, δ 에 대한 사후확률 역시 유의한 결과를 보여주고 있다. 따라서 변화시점을 기준으로 이전과 이후의 집중호우 현상(강수량, 일수, 강수강도)에 변화가 있음을 보여준다.

남한평균 연강수와 집중호우시의 강수량, 강수일수 및 강수강도에 대한 변화시점 이전과 이후의 평균

Table 2. Bayes estimates and 90% HPD credible intervals for the heavy precipitation characteristics.

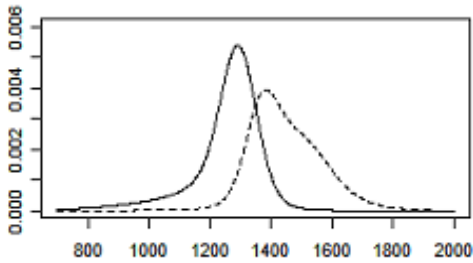
Heavy Precipitation	Bayes estimates			90% HPD credible interval	Posterior probability
	μ_1	μ_2	δ	$P(\hat{\delta}_L \leq \delta \leq \hat{\delta}_U \mathbf{x}) = 0.9$	$P(\delta < 0 \mathbf{x})$
H.P.A.(mm)	231.4	341.0	109.7	(28.84, 190.47)	0.028
H.P.D.(days)	1.942	2.796	0.885	(0.255, 1.454)	0.023
H.P.I.(mm/d)	95.53	110.7	45.21	(2.642, 27.77)	0.045

들에 대한 분포를 비교하기 위해, 변화시점 이전과 이후의 사후분포 $\pi(\mu_1 | \mathbf{x})$ 와 $\pi(\mu_2 | \mathbf{x})$ 를 Fig. 4에 나타내었다. 연강수일수의 경우, 변화시점 이전과 이후의 사후분포들이 거의 일치하고 있는 것을 볼 수 있다. 또한 연강수량의 경우도 사후분포의 꼬리부분이 서로 많이 중첩되어있다. 이것은 앞에서 언급한 것처럼, 변화시점 이전과 이후의 평균에 차이가 크지 않다는 것을 의미한다. 반면에, 강수강도, 집중호우시의 강수량, 일수 및 강수강도의 경우, 변화시점 이전

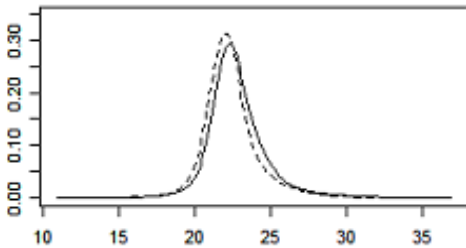
과 이후의 평균들에 대한 사후분포는 꼬리부분에서 약간 중첩되어 있음을 볼 수 있다. 이것은 변화시점 이전과 이후의 평균에서 차가 크다는 것을 의미하고, 변화시점을 기점으로 그 이전보다는 이후에 평균값이 증가되는 방향으로 변위되었음을 제시한다.

변화시점 이전과 이후의 연강수량 및 강수강도 차의 지리적으로 분포는 Fig. 5와 같다. 변화시점 이후에는 주로 전남에서 강원에 이르는 소백산맥과 태백산맥 그리고 경기북서부 지역에서 강수량의 증가가

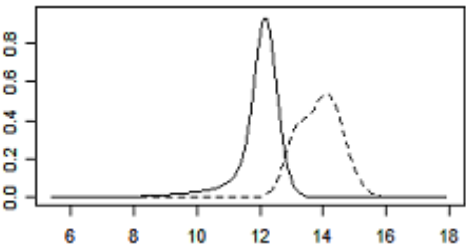
a) Annual P.A. (mm)



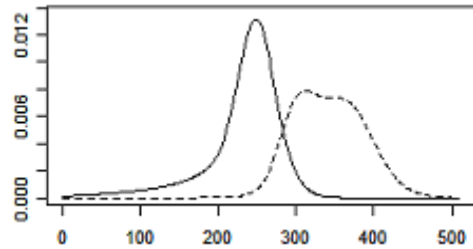
b) Annual P.D. (days)



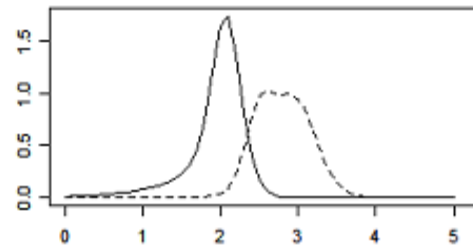
c) Annual P.I. (mm/d)



d) Heavy P.A. (mm)



e) Heavy P.D. (days)



f) Heavy P.I. (mm/d)

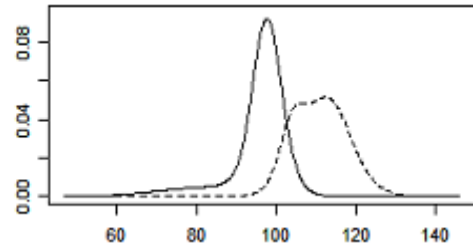


Fig. 4. Marginal posterior density functions $\pi(\mu_i | \mathbf{x})$, $i = 1, 2$ for the annual and heavy precipitation characteristics. The solid line is a marginal posterior density function of before the change-point $\pi(\mu_1 | \mathbf{x})$ and the dotted line is that of after the change-point $\pi(\mu_2 | \mathbf{x})$.

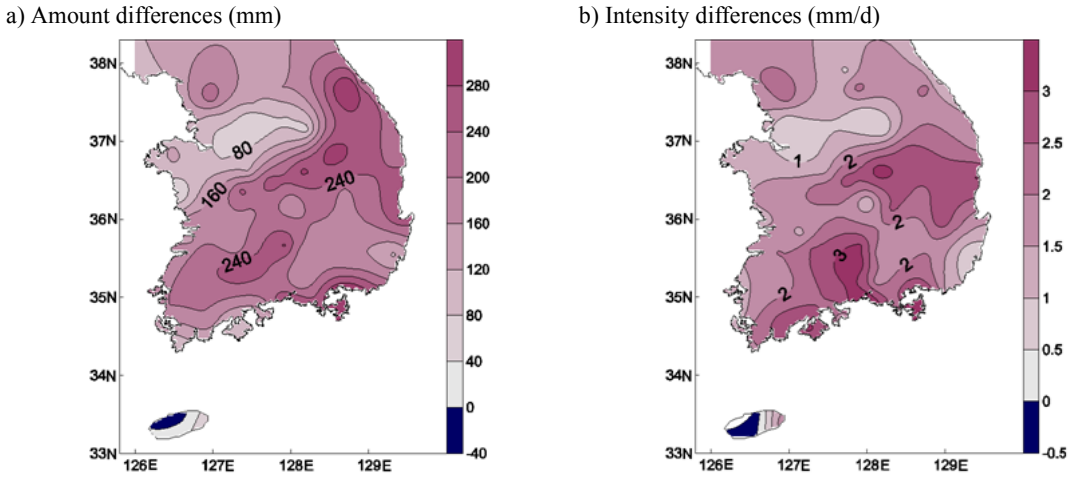


Fig. 5. Spatial distribution of the differences of annual precipitation amount and intensity between before and after the change-point (1996).

현저하였음을 볼 수 있다. 반면에 제주도, 경상도 소우지역 그리고 충청과 경기 경계지역에서는 상대적으로 강수량의 변화가 적게 발생하고 있다. 강수강도도 비슷한 패턴을 보이거나 특히 남해안과 경상북도 지역에서 강수강도가 크게 증가되었음을 볼 수 있다.

변화시점 이전과 이후의 집중호우시 강수량, 일수 및 강도 차의 지리적으로 분포는 Fig. 6과 같다. 변화시점 이후에는 주로 36N 이남 지역과 강원 및 경기 북서부 지역에서 집중호우에 의한 강수량의 증가가 현저함을 볼 수 있다. 반면에 전남 서부와 충청과 경기 경계지역에서는 상대적으로 집중호우에 의한 강수량의 변화가 적게 발생하고 있다. 변화시점 이후

집중호우 일수는 대부분 지역에서 0.4~1.2일이 증가한 것으로 나타나고 있으며 특히 집중호우에 의한 강수량의 증가가 큰 지역에서 집중호우의 일수도 크게 증가하고 있어 집중호우 빈도수 증가가 집중호우시의 강수량 증가를 유발하였음을 보이고 있다. 변화시점 이후 집중호우의 강도는 -10 ~ 40 mm/일로 공간적인 편차가 크게 나타나고 있다. 또한 강수강도가 남해안지역에서는 약해지거나 변화가 거의 없다가 갑자기 소백산맥을 따라 동서방향의 밴드 형태로 강도가 크게 증가한 후 다시 약해진 후 경기북부지역에서 다시 강도가 증가하여 남북방향으로 파동형태를 보이고 있다.

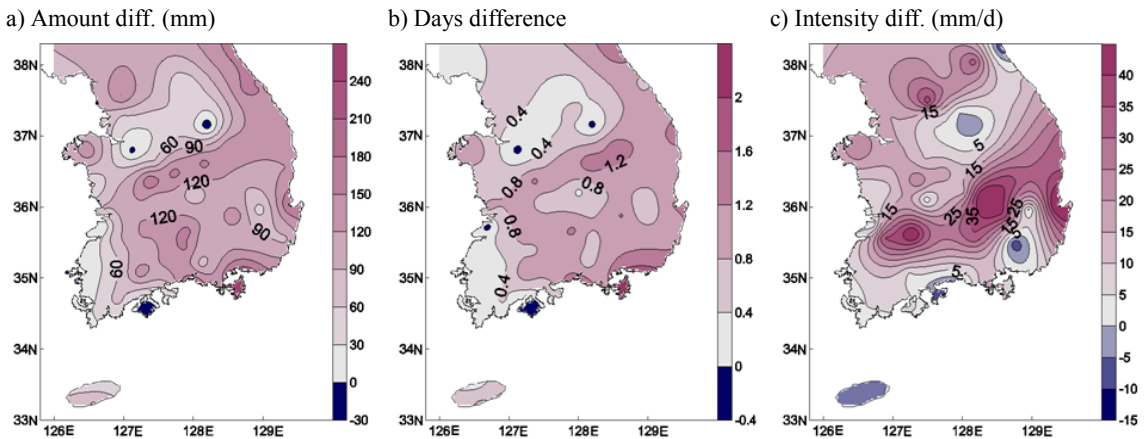


Fig. 6. Spatial distribution of the differences of amount, days and intensity of heavy precipitation between before and after the change-point (1996).

5. 요약 및 결론

본 연구에서는 최근 30년간(1976-2005) 기상청의 지상 관측 자료를 이용하여 남한평균 연 강수 및 집중호우 현상(강수량, 강수일수 및 강수강도)의 변화시점에 대해 다양한 정보들을 활용하여 불확실성을 유추하는데 합리적 방법을 제공하는 베이지안 기법을 적용하여 분석하였다. 여기서 집중호우 현상은 일 강수량이 80 mm 이상인 경우로 정의하였다. 남한평균 강수현상(강수량, 강수일수 및 강수강도)과 집중호우 현상(집중호우시의 강수량, 집중호우일수 및 강도)의 변화시점에 대한 사후확률과 변화시점 전후의 평균 차에 대한 90% 최고사후밀도(HPD) 신뢰구간을 분석한 결과는 다음과 같다.

최근 30년간의 우리나라 강수에서 1996년을 기점으로 연평균 강수강도와 집중호우 현상(집중호우 강수량, 집중호우일수 및 강도)의 평균값에 변위(shift)가 있음을 알 수 있었다. 비록 공간적으로 강한 편차가 있지만, 이 변화시점을 기점으로 강수강도, 집중호우시의 강수량, 집중호우일수 및 강도 모두 증가하는 방향으로 변화가 일어난 것으로 추정된다. 하지만 연강수량에서는 통계적으로 유의한 변화시점이 존재하지 않았고, 연강수일수의 경우도 사후확률에서 뚜렷한 변화가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최근 및 장기간의 기상청 지상 관측자료 분석에서 강수일수에는 큰 변화가 없지만 연강수량과 집중호우의 발생빈도 및 강도가 강해지고 있다는 연구들과 일치하고 있다 (권원태, 2005; 최영은과 권원태, 2005; Choi, 2002; Jung *et al.*, 2002). 결론적으로 우리나라에서는 1996년을 기점으로 집중호우일수와 강도의 증가가 복합적으로 작용하여 집중호우시의 강수량을 크게 증가시킨 것으로 판단된다. 하지만 연강수량의 경우 강수강도는 유의하게 증가하였지만 강수일수에서 거의 변함이 없어 연강수량에서도 변화시점이 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것으로 판단된다.

본 연구에서는 남한에서의 강수현상의 변화시점을 분석하는데 있어서 가급적 많은 관측지점의 자료를 사용하기 위하여 분석기간을 최근 30년으로 하였다. 또한 자료 사용기간이 짧은 점과 문제를 단순화하기 위하여 분석기간에 단지 1회만의 변화시점이 존재하고 경년변동에는 변함이 없다는 가정을 하였다. 하지만 Fig. 2와 Fig. 4에서 보는 바와 같이 대부분의 강수현상자료에서는 평균만 변위 된 것이 아니

고 변동폭에도 변화가 있는 것으로 나타나고 있다. 따라서 우리나라 강수현상의 시계열 자료에서 변화시점의 유무와 함께 변동특성을 상세히 분석하기 위해서는 자료의 활용기간 확장과 더불어 경년변동의 변화를 함께 고려한 다중 변화시점 문제에 대해서도 연구가 필요하다. 또한 우리나라 강수현상의 변화를 유발하는 종관 및 지구규모의 강제력 변화에 대해서도 연구가 필요하다.

감사의 글

이 연구는 기상청 기상지진기술개발사업(CATER 2008-2106)의 지원으로 수행되었습니다. 논문에 대해 유익한 지적을 해주신 심사위원님께 감사드립니다.

참고문헌

- 고정웅, 백희정, 권원태, 2005: 한반도 우기의 강수특성과 지역구분. *한국기상학회지*, **41**, 101-114.
- 권원태, 2005: 기후변화의 과학적 현황과 전망. *한국기상학회지*, **41**, 325-336.
- 김찬수, 서명석, 홍기욱, 2007: 최근(1976-2005) 우리나라 강수에서 누적시간별 최대강수량의 변화시점, 한국기상학회 춘계학술회의 초록집, 224-225.
- 소방방재청, 2006: 재해연보, 715 pp.
- 이명인, 강인식, 1997: 한반도 기온 변동성과 온난화. *한국기상학회지*, **33**, 429-443.
- 이지우, 홍성유, 2006: WRF 모형을 이용한 한반도 집중호우에 대한 지형효과의 수치모의 연구. *대기*, **16**, 319-332.
- 최영은, 권원태, 2005: 지리학에서의 기후변화 연구. *한국기상학회지*, **41**, 249-262.
- 홍기욱, 서명석, 나득균, 2006: 최근 30년간(1976-2005) 우리나라 강수의 시·공간변동과 지리환경. *한국지구과학회지*, **27**, 433-449.
- Berger, J. O., 1985: *Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis*, New York: Springer-Verlag New York Inc.
- Booij, M. J., 2002: Extreme daily precipitation in Western Europe with climate change at appropriate spatial scales. *Int. J. Climatol.*, **22**, 69-85.
- Chernoff, H., and S., Zacks, 1963: Estimating the current mean of a normal distribution which is subjected to changes in time. *Annals of Mathematical Statistics*: **35**, 999-1018.
- Choi, Y., 2002: Trends in daily precipitation events and their extremes in the southern region of Korea. *Korea Soc. Environmental Impact Assessment*, **11**, 189-203.
- Choi Y., H.-S. Jung, K.-Y. Nam, and W.-T. Kwon, 2003:

- Adjusting urban bias in the regional mean surface temperature series of South Korea, 1968-99. *Int. J. Climatol.*, **23**, 577-591.
- Chu P. S., and X. Zhao, 2004: Bayesian change-point analysis of tropical cyclone activity: The central North Pacific case, *J. Climate* **17**, 4893-4901.
- Easterling D. R., G. A., Meehl, C. Parmesan, S. A. Changnon, T. R. Karl, and L. O. Mearns, 2000: Climate extremes: Observations, Modeling, and Impacts. *Science*, **289**, DOI 10.1126/science.289.5487.206
- Epstein, E. S., 1985: Statistical Inference and Prediction in Climatology: *A Bayesian Approach*, Meteor. Monograph. **20**, American Meteor. Soc. 199 pp.
- Groisman P. Y., R. W. Knight, and T. R. Karl, 2001: Heavy precipitation and high stream flow in the contiguous United States. Trends in the twentieth century. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **82**, 219-246.
- Ha K-J, and E. H. Ha, 2006: Climatic change and interannual fluctuations in the long-term record of monthly precipitation for Seoul. *Int. J. Climatol.* **26**, 607-618.
- Haylock M., and N. Nicholls, 2000: Trends in extreme rainfall indices for an updated high quality data set for Australia, 1910-1998. *Int. J. Climatol.*, **20**, 1533-1541.
- Hinkley, D. V., 1970: Inference about the change-point in a sequence of random variables, *Biometrika* **57**, 1-17.
- Ho C.-H., Lee J.-Y., Ahn M.-H., and H.-S. Lee, 2003: A sudden change in summer rainfall characteristics in Korea during the late 1970s. *Int. J. Climato.* **23**, 117-128.
- IPCC. 2001, Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Albritton DL, Meira Filho LG (eds). Cambridge University Press: Cambridge.
- IPCC. 2007, Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Albritton DL, Meira Filho LG (eds). Cambridge University Press: Cambridge.
- Iwashima, T., and R. Yamamoto, 1993: A statistical analysis of the extreme events. Long-term trend of heavy daily precipitation. *J. of Meteor. Soc. of Japan* **71**, 37-640.
- Jung, H.-S., Y. Choi, J.-H. Oh, and G.-H. Lim, 2002: Recent trends in temperature and precipitation over South Korea. *Int. J. Climatol.*, **22**, 1327-1337.
- Khaliq, M. N., T. B. M. J. Ouarda, A. St-Hilaire, and P. Gachon, 2006: Bayesian change-point analysis of heat spell occurrences in Montreal, Canada. *Int. J. Climatol.*, **27**, 805-818.
- Kiely, G., 1999: Climate change in Ireland from precipitation and stream flow observations. *Advances in water resources* **23**, 141-151.
- Kim, M.-K., I.-S. Kang, C.-K. Park, and K.-M. Kim, 2004: Superensemble prediction of regional precipitation over Korea. *Int. J. Climatol.*, **24**, 777-790.
- Lee, A. S. F. and S. M. Hartigan, 1977: A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables. Bayesian approach. *Technometrics* **19**, 503-506.
- Lee, T.-Y. and Y.-H. Kim, 2007: Heavy precipitation systems over the Korean Peninsula and their classification, *J. Korean Meteor. Soc.*, **43**, 367-398.
- Liu, B., M. Xu, M. Hendeson, and Y. Qi, 2005: Observed trends of precipitation amount, frequency, and intensity in China, 1960-2000. *J. Geophys. Res.*, **110**. doi:10.1029/2004JD004864.
- Meehl, G. A., F. Zwiers, J. Evans, T. Knutson L. Mearns, and P. Whetton, 2000: Trends in extreme weather and climate events. Issues related to modeling extremes in projections of future climate change. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **81**, 427-436.
- Page, E. S., 1957: On problems in which a change in parameter occurs at an unknown point. *Biometrika* **42**, 248-252.
- Roy, S. S., and R. C. Jr. Balling, 2004: Trends in extreme daily precipitation Indices in India. *Int. J. Climatol.*, **24**, 457-466.
- Smith, A. F. M., 1975: A Bayesian approach to inference about change-point in sequence of random variables. *Biometrika* **62**, 407-416.
- Solow, A. R., 1988: A Bayesian approach to statistical inference about climate change, *J. Climate*, **1**, 512-521.