Proceedings of Joint Conference of Korean Data And Information Science Society and Korean Data Analysis Society, June 21-22, 2002, pp. 35-50

기후변화 원인별 정량화 기법 연구*

이정형[1] · 손건태[2] · 김병수[3] · 권원태[4] · 민승기[5]

요 약

본 연구에서는 ECHAM4/OPYC3 자료를 이용하여 관심영역인 동아시아 영역과 기후변화의 신호가 강할 것으로 추정되는 시베리아 영역에 대하여 베이즈 접근법을 적용하여 기후변화 신호를 탐지하고, 시나리오 자료에 대하여 기후변화 원인별 정량화를 실시하였다.

1. 서론

외부 강제력이 있는 기후변수는 일반적으로 식 (1)과 같이 기후변화 신호와 자연변동성으로 표현할 수 있다.

$$\text{observations} = g \times a + \text{noise}, \quad (1)$$

여기서 반응변수는 각 격자점에 대한 연평균 기온 관측치(또는 아노말리 자료) 벡터이고, g 는 공간적으로 다양한 지문값(fingerprint)을 나타내며, a 는 알려지지 않은 모수(unknown parameter)이다. 또한 잡음(noise)은 자연변동성을 나타낸다. $H_0: a = 0 : H_1: a \neq 0$ 의 가설검정이 기후변화 신호탐지(detection)이며, 구체적인 a 값의 추정이 속성 검증(attribution test)이다. 베이즈 방법은 모수를 미지의 상수가 아닌 확률변수로 두고 이에 대한 사전 분포(prior distribution)를 GCM에 의한 사전 정보를 이용하여 추정하고, GCM 모의실험의 부정확성을 관측치를 이용하여 보정한 식 (2)의 관계식으로 사후분포(posterior distribution)를 추정하여 기후변화 신호평가(탐지와 속성 검증)를 수행하는 과정으로 이루어진다.

$$\pi(a \mid \text{data}) \propto f(\text{data} \mid a)\, \pi(a), \quad (2)$$

여기서 $\pi(a)$ 는 모수 a 의 사전분포이며, $f(\text{data} \mid a)$는 관측치가 주어졌을 때 모수 a 가 발생할

*본 연구는 과학기술부 지원으로 수행하는 중점국가연구개발사업(온실가스저감기술연구)의 일환으로 수행되었음.

[1] 604-714, 부산시 사하구 하단동 840, 동아대학교 경영정보과학부 조교수
[2] 609-735, 부산시 금정구 장전동 산30, 부산대학교 수학통계학부 교수
[3] 621-749, 경남 김해시 어방동 607, 인제대학교 데이터정보학과 조교수
[4] 156-720 서울시 동작구 신대방동 460-18, 기상청 기상연구소 기후연구실장
[5] 156-720 서울시 동작구 신대방동 460-18, 기상청 기상연구소 기상연구사

가능성을 나타내는 가능도함수(likelihood function)이고, $\pi(a \mid \text{data})$는 모수 a의 사후분포이다. (Berger, 1985).

본 연구에 사용된 모든 자료는 시공간(time-spatial)자료이다. 자료의 형태는 GCM 모의실험 결과와 관측치 모두 동일한 격자점으로 이루어지며, GCM 모의실험은 규준 실험 자료(control run outputs)와 이산화탄소를 배가시킨 시나리오 실험 자료(scenario run outputs)로 구성되었으며, GCM 모의실험의 기간은 관측기간보다 충분히 길다. n은 격자점의 수이며, 연도 t에서 관측된 연평균기온으로 이루어진 $Y_t\,(t=1,2,\cdots,m)$는 차원 n인 벡터이고, 분석기간 전체의 관측값 $Y=(Y_1',\cdots,Y_m')'$는 차원 $mn\,(t=1,2,\cdots,m)$인 벡터이다. D는 격자점의 관측오차에 대한 $n\times n$ 공분산행렬이다.

자연변동성과 격자점의 지문값 및 모수 a 값이 주어졌을 때 Y_t의 분포는 식 (3)을 따른다고 가정한다.

$$Y_t \mid a, g, \Sigma_s \sim N(ga, \Sigma_s), \quad t=1,2,\cdots,m \tag{3}$$

여기서 Σ_s는 차원 $n\times n$인 격자점들의 공분산행렬이고, g는 차원 n인 지문값 벡터이다. 식 (3)을 이용한 Y의 분포는 식 (4)와 같다.

$$Y \mid a, g, D, \Sigma \sim N(Ga, D+\Sigma), \tag{4}$$

여기서 G는 차원 mn인 벡터로 g 벡터가 m번 반복된 형태이며, Σ는 $\Sigma=\Sigma_c\otimes\Sigma_s$로 정의되는 시공간적 공분산행렬이다. 여기서 Σ_c는 AR(1) 모형의 시간적 상관행렬이며, Σ_s는 격자점들의 공분산행렬이다.

모수 a를 미지의 상수로 놓았을 때, a의 추정은 식 (5)와 같이 일반화 최소제곱 추정량(generalized least square estimator)을 이용한다.

$$\hat{a}(Y) = (G'V^{-1}G)^{-1}G'V^{-1}Y, \tag{5}$$

여기서 $V=D+\Sigma$이며, $\hat{a}(Y)$는 최우량선형불편추정량(best linear unbiased estimator)이 된다. 또한 $\hat{a}(Y)$의 분포는 식 (6)과 같다.

$$\hat{a}(Y) \mid a \sim N(a, \sigma^2), \tag{6}$$

여기서 $\sigma^2=(G'V^{-1}G)^{-1}$이다. V의 역행렬 V^{-1}는 행렬의 차원이 매우 높아서 이를 일반적인 방법으로 구하기가 어려우므로, 본 연구에서는 분광분해(spectral decomposition)를 이용하였다. 또한 최적지문값 g는 각 격자점에서 규준실험과 시나리오 실험의 각각 마지막 100년에 대한 평균의 차를 이용하였다.

베이즈 방법에서는 모수 a를 미지의 상수로 취급하지 않고 불확실성을 지닌 확률변수로 취하여 모수 a의 사전분포를 가정한다. 관측값이 주어진 경우 모수 a의 가능도를 가중값으로 하여 사전분포에 곱한 식 (2)의 관계식으로부터 모수 a의 사후분포를 유도할 수 있다. 이러한 사후분포를 분석에 이용하는 것이 베이즈 방법의 기본 과정이다. 즉, 베이즈 방법은 사전정보와 관측값을 이용하여 사전정보를 최신화(updating)하는 형태로 생성된 사후분포에 근거하여 통계적 추론을 하는 기법이다. 베이즈 방법을 이용한 기후변화의 중요한 부분 중의 하나는 사전분포의 구조화이다. 본 연구에서는 Berliner et al.(2000)에서 제안한 사전분포의 형태를 이용하여 식 (7)과 같은 혼합분포를 이용하였다.

$$\pi(a) = pN(0, \tau^2) + (1-p)N(\mu_A, \tau_A^2), \tag{7}$$

여기서 τ^2는 식 (5)와 규준실험자료를 이용하여 구한 $\hat{a}$의 분산이며, μ_A와 τ_A^2는 시나리오 실험 자료를 이용하여 구한 $\hat{a}$의 평균과 분산이다.

관측값 Y가 주어졌을 때 모수 a에 대한 가능도함수는 식 (6)을 이용한 식 (8)의 분포에 대한 확률밀도함수로 주어진다.

$$a \mid Y \sim N(\hat{a}(Y), \sigma^2), \tag{8}$$

여기서 $\sigma^2 = (G'V^{-1}G)^{-1}$이다.

두 분포의 혼합형태인 식 (7)의 사전분포에 대하여 사전분포의 두 분포 각각과 일치하는 사후분포를 식 (9)와 같이 구할 수 있다.

$$\pi(a \mid \hat{a}) = p(\hat{a})\, N(\mu(a \mid \hat{a}), \tau^2(a \mid \hat{a})) + (1 - p(\hat{a}))\, N\big(\mu_A(a \mid \hat{a}), \tau_A^2(a \mid \hat{a})\big), \tag{9}$$

여기서

$$\mu(a \mid \hat{a}) = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2}\hat{a}, \qquad \tau^2(a \mid \hat{a}) = \frac{\tau^2\sigma^2}{\tau^2 + \sigma^2},$$

$$\mu_A(a \mid \hat{a}) = \frac{\tau_A^2}{\tau_A^2 + \sigma^2}\hat{a} + \frac{\sigma_A^2}{\tau_A^2 + \sigma^2}\mu_A, \qquad \tau_A^2(a \mid \hat{a}) = \frac{\tau_A^2\sigma^2}{\tau_A^2 + \sigma^2},$$

$$p(\hat{a}) = \left[1 + \left(\frac{1-p}{p}\right)\sqrt{\frac{\tau^2 + \sigma^2}{\tau_A^2 + \sigma^2}} \cdot \exp\left\{\frac{1}{2}\left(\frac{(\hat{a} - \mu_A)^2}{\tau_A^2 + \sigma^2} - \frac{\widehat{a^2}}{\tau^2 + \sigma^2}\right)\right\}\right]^{-1}.$$

베이즈 접근법을 이용한 기후변화의 탐지 및 속성검증은 식 (9)의 사후분포로부터 식 (10)과 식 (11)을 이용한다.

$$P(a \in D \mid \hat{a}), \tag{10}$$

$$P(a \in A \mid \hat{a}), \tag{11}$$

여기서 D 는 0을 포함한 작은 구간이며 식 (10)의 확률이 작은 경우 기후변화 신호가 있는 것 ($a \neq 0$)으로 판정한다. 그리고 A 는 μ_A 를 포함하는 작은 구간이며 식 (11)의 확률이 큰 경우 $a = \mu_A$ 라고 판정하고 미래에 대한 기후변화에 적용한다.

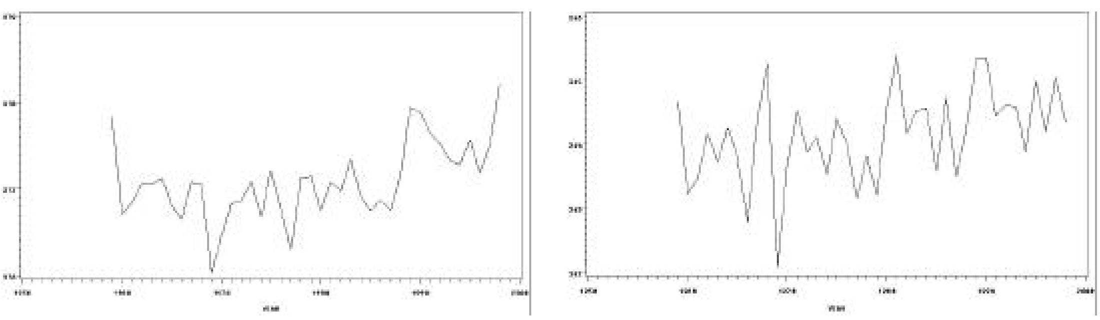
2. 자료 및 자료의 최적지문값

본 연구의 분석에 사용된 자료는 $5^\circ \times 5^\circ$ 격자점에서 월별평균 지표기온에 대한 GCM 자료인 ECHAM4/OPYC3와 관측자료 NCEP을 이용하였다. 분석대상영역은 격자점 구역을 한반도가 포함된 동아시아 영역인 30N 60N, 120E 150E로 하였으며, 분석에 사용된 격자점의 수는 $n = 7 \times 7 = 49$ 이다. 또한 비교분석에 사용된 시베리아 영역은 50N 75N, 100E 140E이며, 분석에 사용된 격자점의 수는 $n = 6 \times 9 = 54$ 이다. NCEP 재분석자료는 1959년부터 1998년까지의 격자점별 연평균 지표기온을 사용하였으며, ECHAM4/OPYC3는 1860년부터 2049년까지 190년의 격자점별 연평균 지표기온을 각각 사용하였다. 각각의 GCM 자료에 대한 규준실험 및 시나리오실험의 방법은 Table 1과 같다.

Table 1. Control run and scenario run of GCM

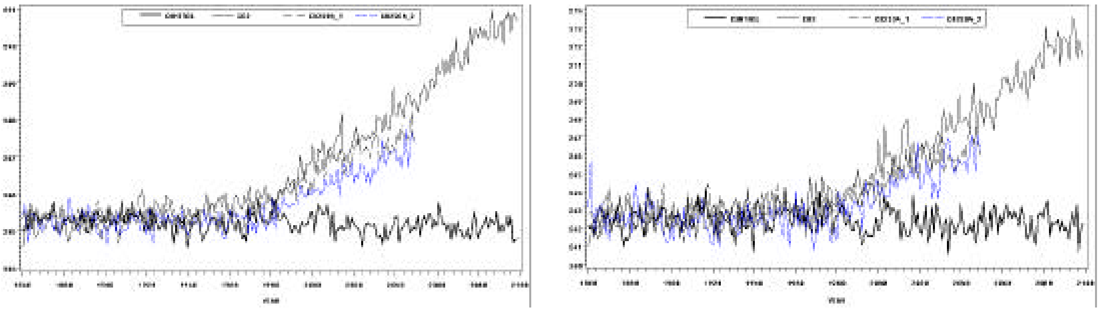
GCM	scenario run	data generation method
ECHAM4/OPYC3	control run	constant CO2
	CO2 forcing	historic CO2 1860-1989, IS92a 1990-2099
	CO2+SO4 forcing (1)	historic CO2 1860-1989, IS92a 1990-2049 historic SO4 1860-1989, IS92a 1990-2049
	CO2+SO4 forcing (2)	historic CO2 1860-1989, IS92a 1990-2049 historic SO4 1860-1989, IS92a 1990-2049

Fig. 1-Fig. 2는 동아시아 영역과 시베리아영역에 대한 NCEP, ECHAM4/OPYC3 자료의 평균기온을 나타낸 것이다. Fig. 1의 NCEP 재분석자료에서 동아시아 영역과 시베리아 영역의 평균기온의 시계열이 서로 다른 형태로 나타났으나, Fig. 2의 ECHAM4/OPYC3 자료의 평균기온은 동아시아 영역과 시베리아 영역이 매우 유사한 형태로 나타났다.



(a) East-Asian region (b) Siberian region

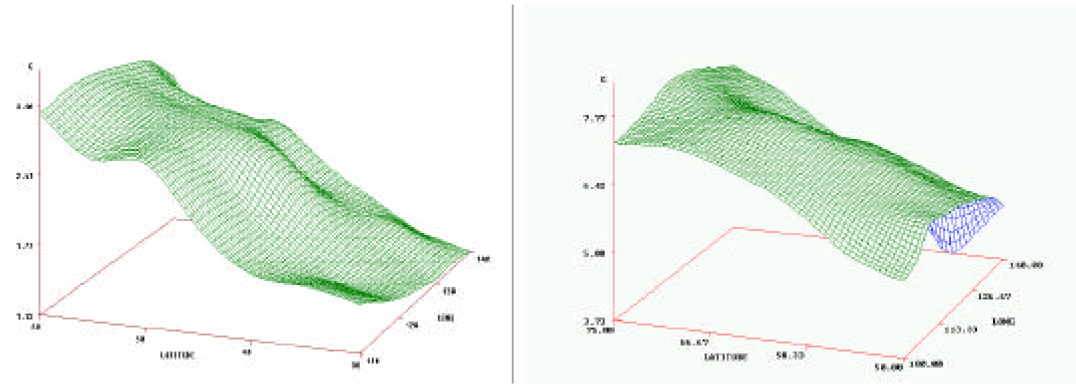
Fig. 1. Regional average of yearly mean temperature of NCEP



(a) East-Asian region (b) Siberian region

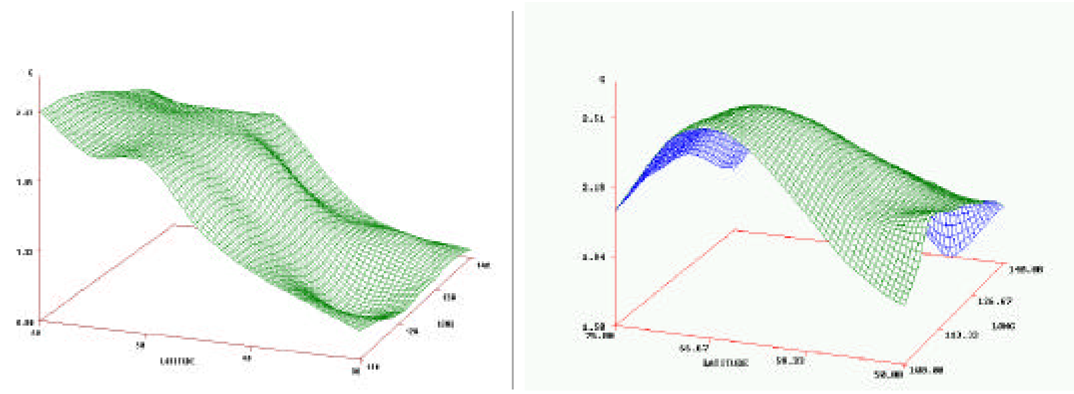
Fig. 2. Regional average of yearly mean temperature of ECHAM4/OPYC3

Fig. 3-Fig. 5는 ECHAM4/OPYC3의 CO_2 증가 실험, CO_2+SO_4 (1) 증가 실험, CO_2+SO_4 (2) 증가 실험자료에 대한 동아시아 영역과 시베리아 영역의 연평균 지표기온에 대한 지문값을 나타낸 것이다. Fig. 3-Fig. 5에 나타난 바와 같이 지문값의 형태는 해양을 포함하지 않은 대륙영역인 시베리아 영역과 해양을 포함하는 동아시아 영역의 지문값의 형태는 서로 다른 것으로 나타났으며, 규준실험에 대한 시나리오실험의 기온변화가 동아시아영역보다는 시베리아 영역에서 전체적으로 크게 나타났다. 또한 동아시아 영역에서는 저위도보다 고위도에서 대체로 높은 지문값이 나타났으나, 시베리아 영역에서는 70N을 정점으로 하여 주변 영역의 지문값의 상대적으로 낮게 나타났다.



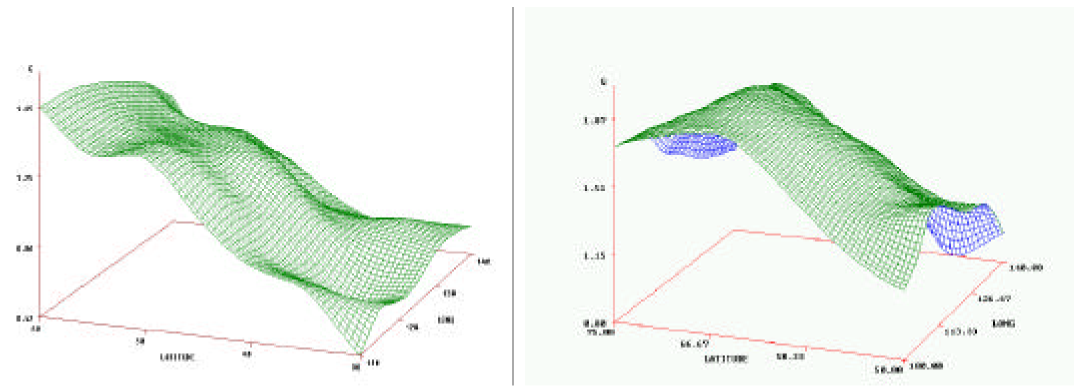
(a) East-Asian region (b) Siberian region

Fig. 3. Fingerprint of ECHAM4/OPYC3 : CO_2 forcing



(a) East-Asian region (b) Siberian region

Fig. 4. Fingerprint of ECHAM4/OPYC3 : CO2+SO4 (1) forcing



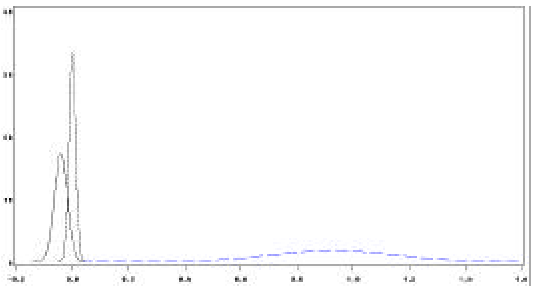
(a) East-Asian region (b) Siberian region

Fig. 5. Fingerprint of ECHAM4/OPYC3 : CO2+SO4 (2) forcing

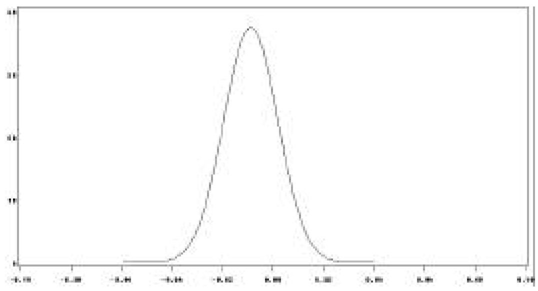
3. 동아시아 영역에 대한 베이즈 접근법의 기후변화 신호평가 결과

베이즈 접근법의 적용을 위하여 본 연구에 사용된 NCEP 재분석 자료의 시계열을 (a) 1959년-1998년, (b) 1969년-1998년, (c) 1979년-1998년, (d) 1989년-1998년의 10년 단위의 네 가지 기간에 대하여 사후분포에 대한 추론을 실시하였다. 이와 같은 10년 단위의 짧은 기간에 대한 분석은 Fig. 2-Fig. 4에 나타난 바와 같이 기후변화의 추세가 20세기 후반부터 급격하게 증가하는 것으로 나타났기 때문이다.

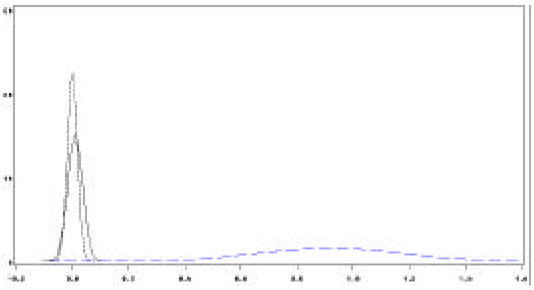
Fig. 6-Fig. 8은 ECHAM4/OPYC3의 CO2, CO2+SO4 (1), CO2+SO4 (2)의 증가 실험에 대한 사전분포와 가능도함수 및 사후분포를 나타낸 그림이다. Fig. 6-Fig. 8의 사후분포의 추정을 위하여 사용된 사전 가중치는 $p = 0.5$로서 기후변화가 있을 때와 기후변화가 없을 때의 두 가지 사전분포에



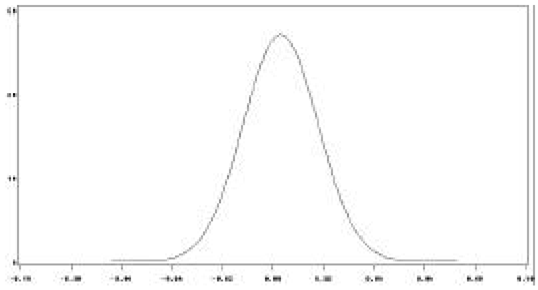
(a) 1959 - 1998 : priors and likelihood



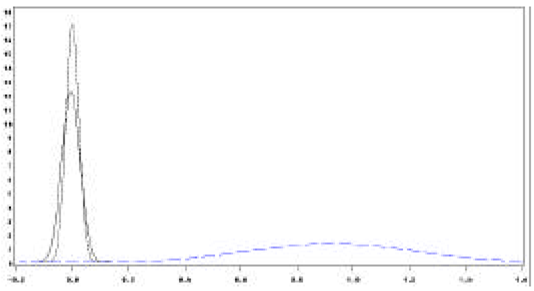
(a) 1959 - 1998 : posterior



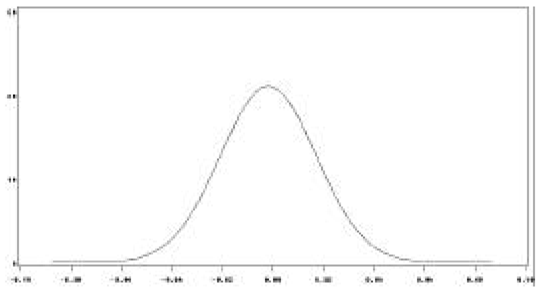
(b) 1969 - 1998 : priors and likelihood



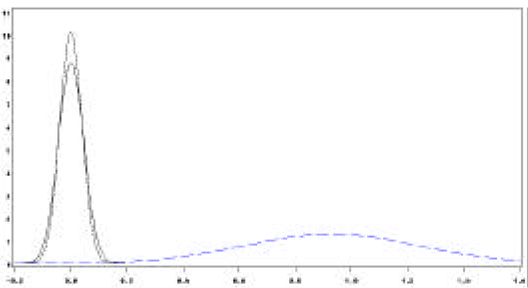
(b) 1969 - 1998 : posterior



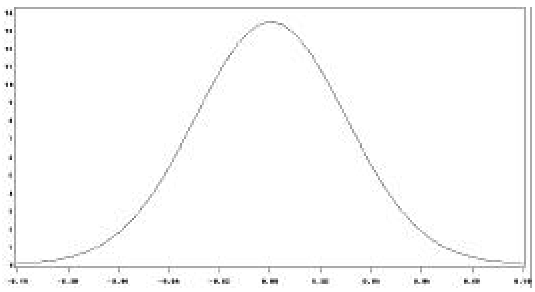
(c) 1979 - 1998 : priors and likelihood



(c) 1979 - 1998 : posterior

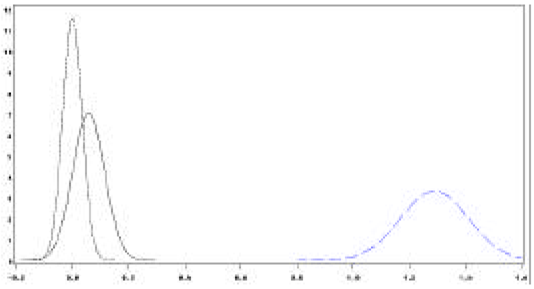


(d) 1959 - 1998 : priors and likelihood

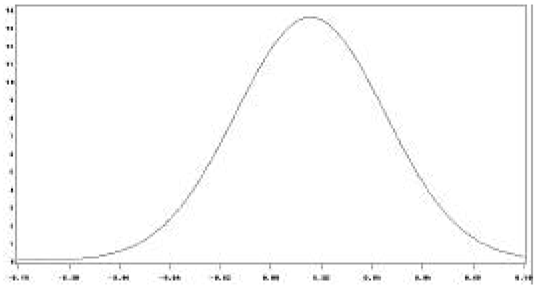


(d) 1989 - 1998 : posterior

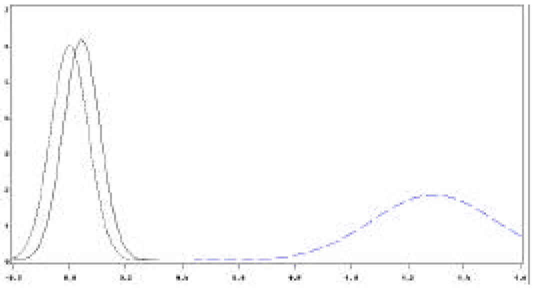
Fig. 6. Likelihood function, prior distribution, and posterior distribution of a using ECHAM4/OPYC3 fingerprint of the East-Asian region. For each of the time periods (a)-(d): (left) the likelihood(solid line) and prior distribution components[anthropogenic CO2 forcing(dashed line); no anthropogenic impacts(dotted line)], and (right) the posterior mixture distribution.



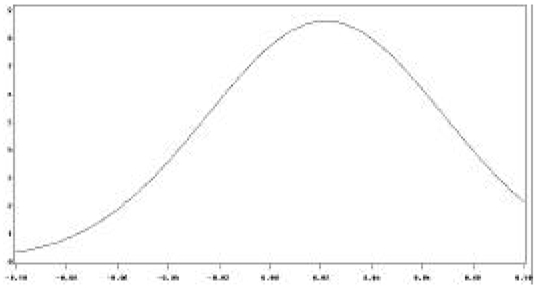
(a) 1962 - 1998 : priors and likelihood



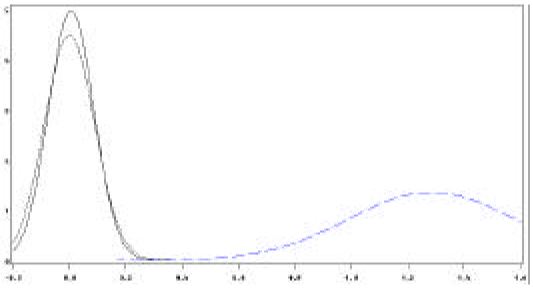
(a) 1962 - 1998 : posterior



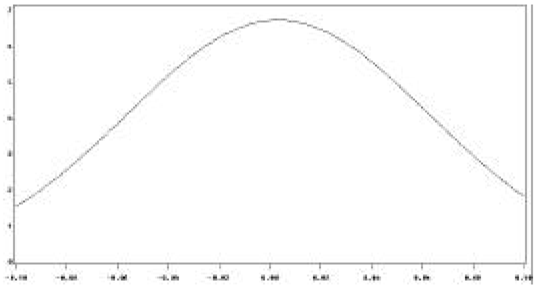
(b) 1969 - 1998 : priors and likelihood



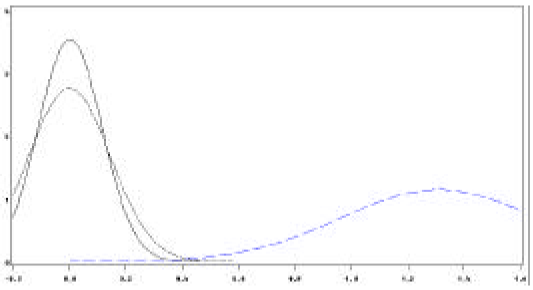
(b) 1969 - 1998 : posterior



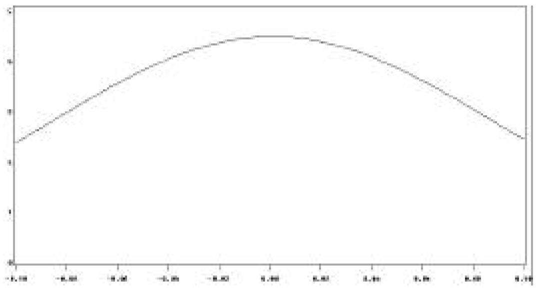
(c) 1979 - 1998 : priors and likelihood



(c) 1979 - 1998 : posterior

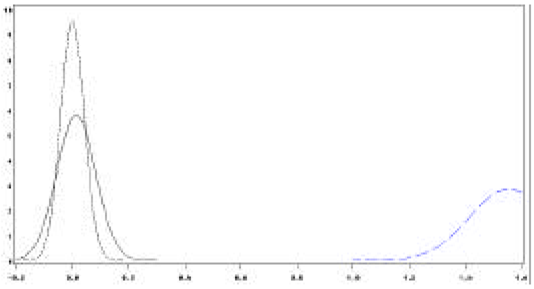


(d) 1989 - 1998 : priors and likelihood

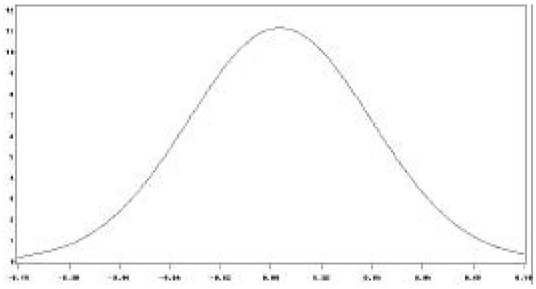


(d) 1989 - 1998 : posterior

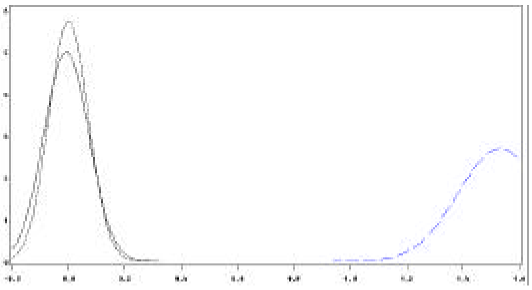
Fig. 7. Likelihood function, prior distribution, and posterior distribution of a using ECHAM4/OPYC3 fingerprint of the East-Asian region. For each of the time periods (a)-(d): (left) the likelihood(solid line) and prior distribution components[anthropogenic CO_2+SO_4 (1) forcing(dashed line); no anthropogenic impacts(dotted line)], and (right) the posterior mixture distribution.



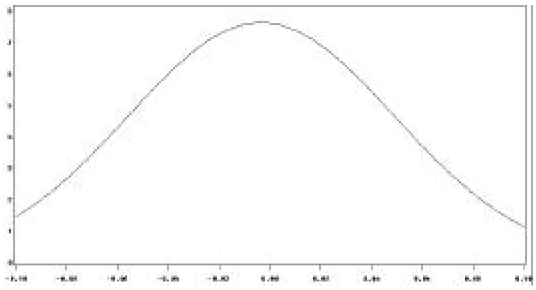
(a) 1962 - 1998 : priors and likelihood



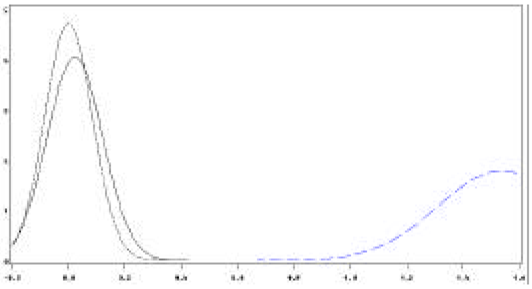
(a) 1962 - 1998 : posterior



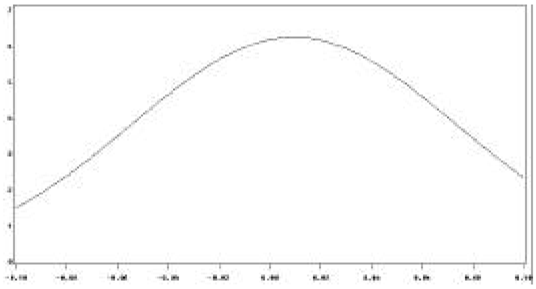
(b) 1969 - 1998 : priors and likelihood



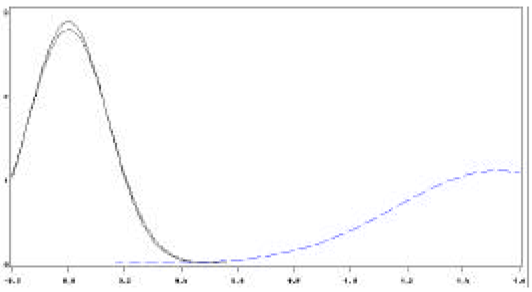
(b) 1969 - 1998 : posterior



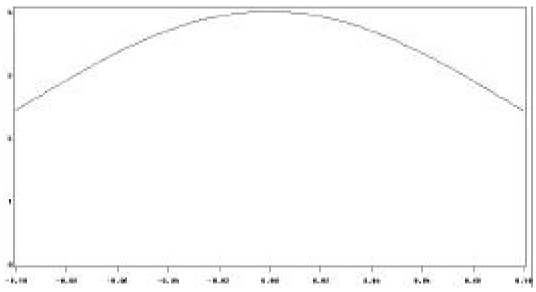
(c) 1979 - 1998 : priors and likelihood



(c) 1979 - 1998 : posterior



(d) 1989 - 1998 : priors and likelihood



(d) 1989 - 1998 : posterior

Fig. 8. Likelihood function, prior distribution, and posterior distribution of a using ECHAM4/OPYC3 fingerprint of the East-Asian region. For each of the time periods (a)-(d): (left) the likelihood(solid line) and prior distribution components[anthropogenic CO2+SO4 (2) forcing(dashed line); no anthropogenic impacts(dotted line)], and (right) the posterior mixture distribution.

동일한 가중치를 부여하였다. 또한 사전분포는 1990년 이후의 자료를 이용하여 (7)로부터 유도하였으며, 가능도함수는 식 (8)로부터 유도하였다.

Fig. 6-Fig. 7의 CO2 증가 실험과 CO2+SO4 (1) 증가 실험자료에 대한 사후분포를 살펴보면, 1969년-1998년의 사후분포의 평균은 1959년-1998년의 평균에 비해 약간 큰 것으로 나타났고, 1979년-1998년의 사후분포의 평균은 1969년-1998년의 평균에 비해 약간 작은 것으로 나타났고, 1989년-1998년의 사후분포의 평균이 1979년-1998년의 평균과 유사한 것으로 나타났다. Fig. 8의 CO2+SO4 (2) 증가 실험자료에 대한 사후분포는 CO2 증가 실험과 CO2+SO4 (1) 증가 실험자료와는 달리 1969년-1998년의 사후분포의 평균은 1959년-1998년의 평균에 비해 약간 작은 것으로 나타났고, 1979년-1998년의 사후분포의 평균은 1969년-1998년의 평균에 비해 약간 큰 것으로 나타났고, 1989년-1998년의 사후분포의 평균이 1979년-1998년의 평균과 작은 것으로 나타났다.

Table 2는 1959년-1998년, 1969년-1998년, 1979년-1998년, 1989년-1998년의 네 가지 기간 각각에 대하여 식 (5)의 일반화최소제곱추정량 $\hat{a}$과 $\sigma^2 = (G'V^{-1}G)^{-1}$로부터 추정된 분산 및 식 (7)의 사전분포와 식 (9)의 사후분포의 모수추정량들을 나타낸 것이다. 또한 사전가중치($p = 0.5$)에 대한 사후 가중치($p(\hat{a})$)의 값을 포함하고 있다.

Table 2를 살펴보면, 기후변화의 정도가 1959년-1998년, 1969년-1998년, 1979년-1998년, 1989년-1998년의 순서로 강할 것이라는 예상과는 달리 $\mu(a|\hat{a})$의 크기가 일관성 갖고 증가하지 않음을 알 수 있다.

Table 2. For each of the four time periods (a)-(d) of the East-Asian region : GLS $\hat{a}$ of a and associated standard deviation σ; mean and associated standard deviation of a under the first component(no climate change) of the posterior mixture ; posterior mean and associated standard deviation under the second component(ECHAM4/OPYC3:CO2, CO2+SO4 (1), and CO2+SO4 (2) forcing) of the posterior mixture ; posterior weight, $p(\hat{a})$, assuming prior weight $p = 0.5$.

scenario	period	$\hat{a}$	σ	τ	μ_A	τ_A	$\mu(a\|\hat{a})$	$\tau(a\|\hat{a})$	$\mu_A(a\|\hat{a})$	$\tau_A(a\|\hat{a})$	$p(\hat{a})$
CO2	1959-98	-0.041127	0.023163	0.012039	0.929901	0.230334	-0.008747	0.010682	-0.031405	0.023047	0.9999
	1969-98	0.009891	0.026562	0.017827	0.917029	0.258860	0.003072	0.014802	0.019343	0.026423	0.9997
	1979-98	-0.005419	0.032694	0.023365	0.924754	0.293915	-0.001832	0.019009	0.005949	0.032493	0.9990
	1989-98	0.000745	0.045497	0.039385	0.929239	0.312161	0.000319	0.029778	0.020059	0.045022	0.9974
CO2 +SO4(1)	1959-98	0.057780	0.056692	0.034565	1.290086	0.120401	0.015658	0.029512	0.2814126	0.051290	0.9999
	1969-98	0.042849	0.065120	0.066769	1.291725	0.219101	0.021960	0.046619	0.144218	0.062421	0.9999
	1979-98	0.005900	0.080373	0.089123	1.284338	0.294066	0.003254	0.059687	0.094765	0.077530	0.9999
	1989-98	0.001735	0.113147	0.145400	1.311046	0.348643	0.001080	0.089295	0.126496	0.107621	0.9991
CO2 +SO4(2)	1959-98	0.013233	0.069168	0.042078	1.556097	0.140264	0.003574	0.035949	0.315031	0.062035	0.9999
	1969-98	-0.007868	0.080257	0.069792	1.531778	0.149458	-0.003388	0.052664	0.336733	0.070707	0.9999
	1979-98	0.022432	0.098790	0.084691	1.53608	0.224368	0.009502	0.064298	0.268229	0.090414	0.9999
	1989-98	-0.000552	0.138996	0.143556	1.522377	0.362374	-0.000285	0.099858	0.194774	0.129777	0.9997

Table 3은 식 (10)과 식 (11)의 탐지확률과 속성확률을 각각의 시나리오에 대하여 나타낸 것이다. 이 때 사용된 탐지집합과 속성집합은 $D = [0 - 0.02,\ 0 + 0.02]$, $A = [\mu_A - 0.02,\ \mu_A + 0.02]$이다. Berliner et al.(2000)은 탐지확률이 매우 작으면 기후변화의 신호가 있는 것으로 제안하였으며,

속성확률이 0.3-0.4 이상이면 시나리오자료가 관측자료와 유사하다고 제안하였다.

Table 3의 ECHAM4/OPYC3의 탐지확률은 예상했던 것과 같이 1959년-1998년, 1969년-1998년, 1979년-1998년, 1989년-1998년의 순서로 일관성을 갖고 감소하고 있으나, 탐지확률이 모든 시나리오와 기간에 대하여 0.15보다 큰 값이 나타나 강력한 기후변화 신호가 있다고 보기는 어렵다. 또한 속성확률은 1959년-1998년의 CO2 증가 실험자료를 제외하면 탐지확률과 매우 유사하게 나타났다. 이는 지표기온의 변화가 거의 없음을 시사한다고 할 수 있으며, 1959년-1998년을 제외한 기간의 CO2 증가 실험자료에 대한 속성확률이 0.5 이상으로 나타나 관측자료와 유사함을 알 수 있다.

Table 3. Significance probabilities for traditional, non-Bayesian detection and attribution test results of ECHAM4/OPYC3 for the East-Asian region. Detection is very small values; attribution may be suggested by moderate or large values.

scenario	CO2				CO2+SO4(1)				CO2+SO4(2)			
period	1959 - 1998	1969 - 1998	1979 - 1998	1989 - 1998	1959 - 1998	1969 - 1998	1979 - 1998	1989 - 1998	1959 - 1998	1969 - 1998	1979 - 1998	1989 - 1998
detection	0.8503	0.8139	0.7047	0.4976	0.4449	0.2991	0.2620	0.1771	0.4201	0.2952	0.2416	0.1587
attribution	0.1232	0.7782	0.6984	0.4976	0.2091	0.3021	0.2621	0.1771	0.4085	0.2948	0.2395	0.1587

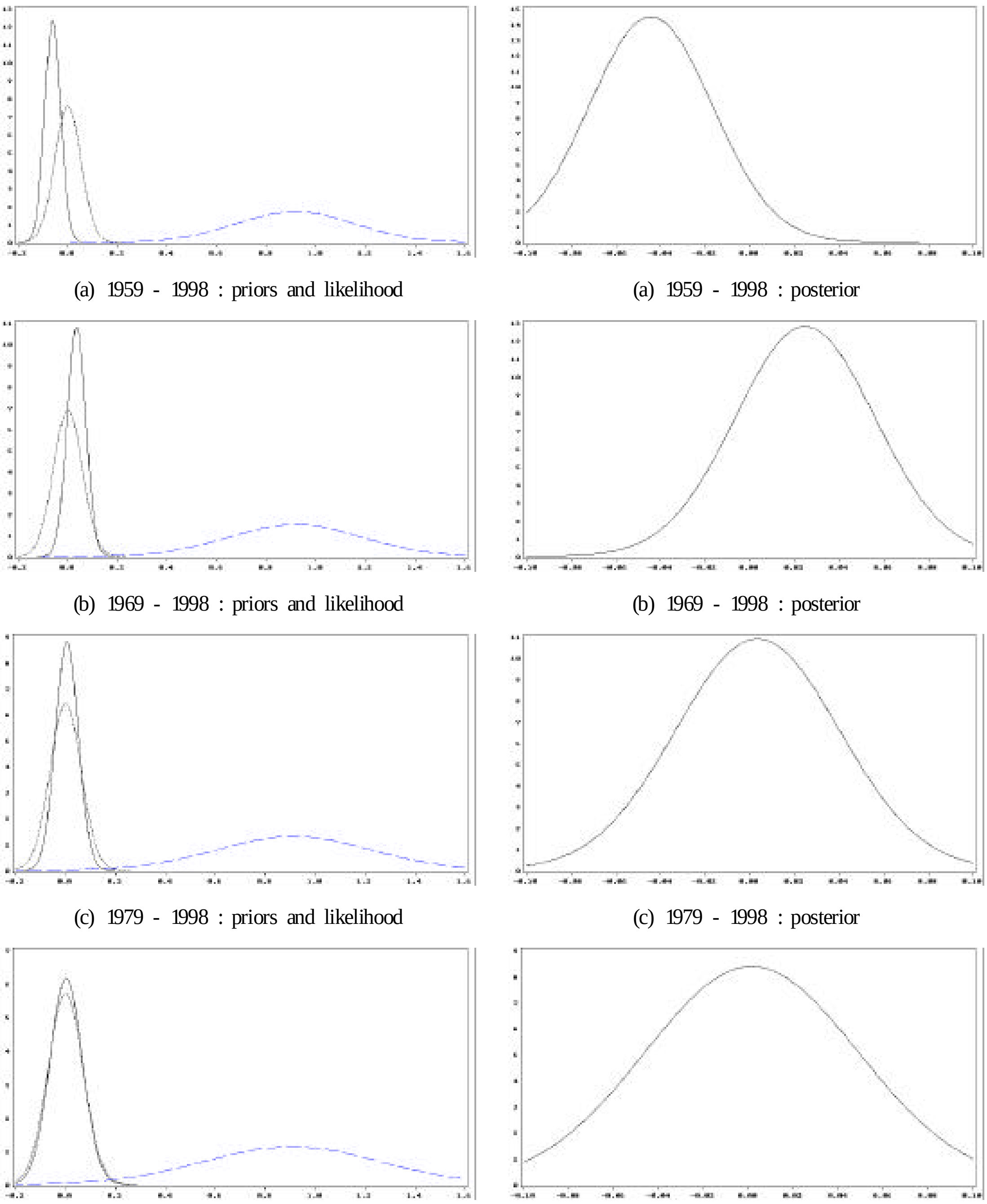
4. 시베리아 영역에 대한 베이즈 접근법의 기후변화 신호평가 결과

Fig. 9-Fig. 11은 ECHAM4/OPYC3의 CO2, CO2+SO4 (1), CO2+SO4 (2)의 증가 실험에 대한 사전분포와 가능도함수 및 사후분포를 나타낸 그림이다. Fig. 9-Fig. 11에 나타난 사후분포의 추정을 위하여 사용된 사전 가중치는 $p = 0.5$로서 기후변화가 있을 때와 기후변화가 없을 때의 두 가지 사전분포에 동일한 가중치를 부여하였다. 또한 사전분포는 1990년 이후의 자료를 이용하여 (7)로부터 유도하였으며, 가능도함수는 식 (8)로부터 유도하였다.

Fig. 9의 ECHAM4/OPYC3의 CO2 증가 실험자료에 대한 사후분포를 살펴보면, 1969년-1998년의 사후분포의 평균은 1959년-1998년의 평균에 비해 약간 큰 것으로 나타났고, 1979년-1998년의 사후분포의 평균은 1969년-1998년의 평균에 비해 약간 작은 것으로 나타났고, 1989년-1998년의 사후분포의 평균이 1979년-1998년의 평균과 유사한 것으로 나타났다.

Fig. 10의 ECHAM4/OPYC3의 CO2+SO4 (1) 증가 실험자료에 대한 사후분포를 살펴보면, 1969년-1998년의 사후분포의 평균은 1959년-1998년의 평균에 비해 약간 큰 것으로 나타났고, 1979년-1998년의 사후분포의 평균은 1969년-1998년의 평균에 비해 약간 큰 것으로 나타났고, 1989년-1998년의 사후분포의 평균이 1979년-1998년의 평균과 작은 것으로 나타났다.

Fig. 11의 ECHAM4/OPYC3의 CO2+SO4 (2) 증가 실험자료에 대한 사후분포를 살펴보면, 1969년-1998년의 사후분포의 평균은 1959년-1998년의 평균에 비해 약간 큰 것으로 나타났고, 1979년-1998년의 사후분포의 평균은 1969년-1998년의 평균에 비해 약간 큰 것으로 나타났고, 1989년-1998년의 사후분포의 평균이 1979년-1998년의 평균과 작은 것으로 나타났다.



(a) 1959 - 1998 : priors and likelihood

(a) 1959 - 1998 : posterior

(b) 1969 - 1998 : priors and likelihood

(b) 1969 - 1998 : posterior

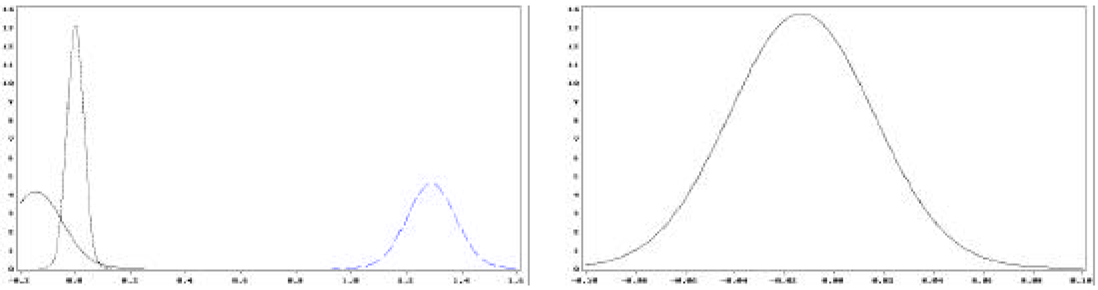
(c) 1979 - 1998 : priors and likelihood

(c) 1979 - 1998 : posterior

(d) 1989 - 1998 : priors and likelihood

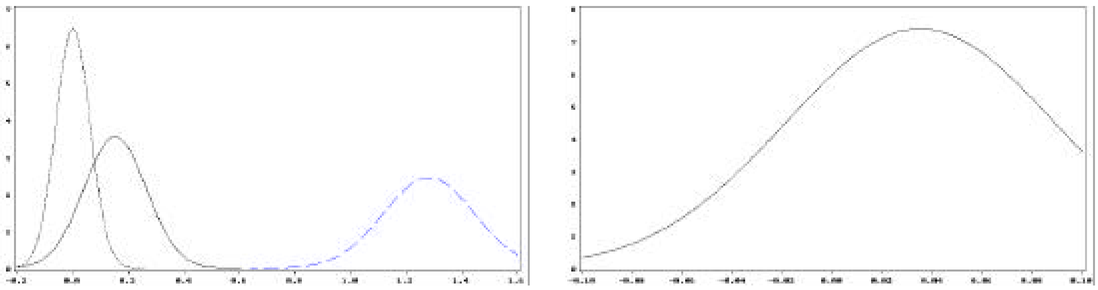
(d) 1989 - 1998 : posterior

Fig 9. Likelihood function, prior distribution, and posterior distribution of a using ECHAM4/OPYC3 fingerprint of the Siberian region. For each of the time periods (a)-(d): (left) the likelihood(solid line) and prior distribution components[anthropogenic CO2 forcing(dashed line); no anthropogenic impacts(dotted line)], and (right) the posterior mixture distribution.



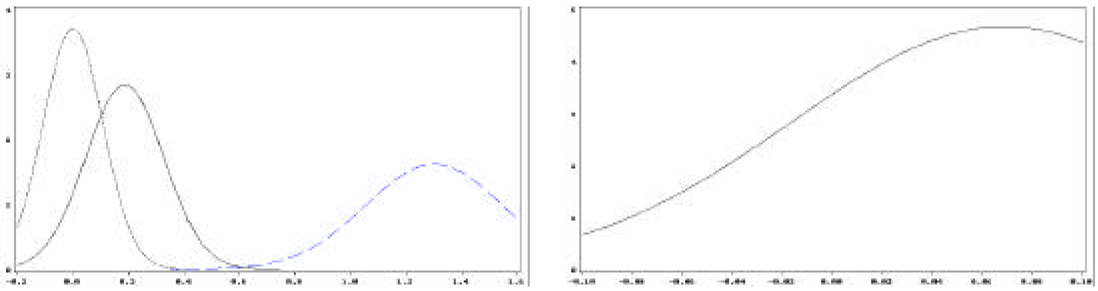
(a) 1959 - 1998 : priors and likelihood

(a) 1959 - 1998 : posterior



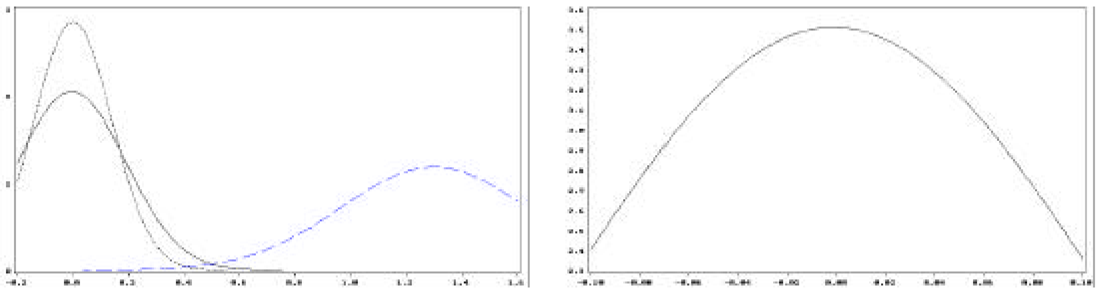
(b) 1969 - 1998 : priors and likelihood

(b) 1969 - 1998 : posterior



(c) 1979 - 1998 : priors and likelihood

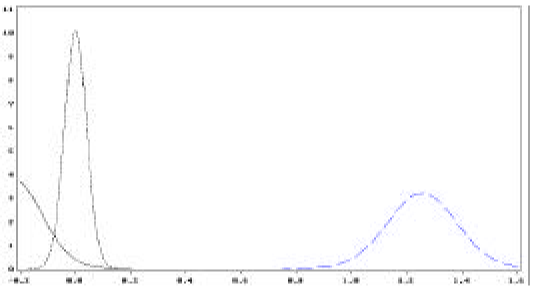
(c) 1979 - 1998 : posterior



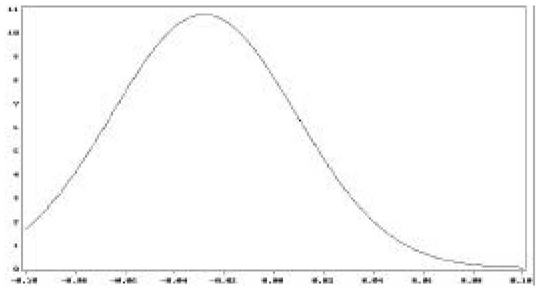
(d) 1989 - 1998 : priors and likelihood

(d) 1989 - 1998 : posterior

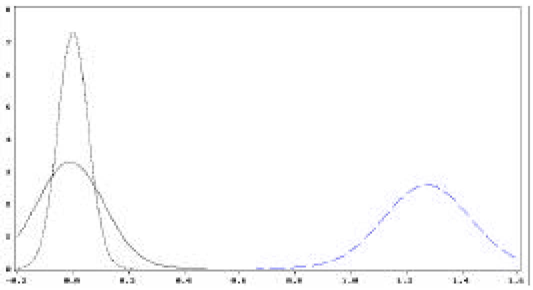
Fig 10. Likelihood function, prior distribution, and posterior distribution of *a* using ECHAM4/OPYC3 fingerprint of the Siberian region. For each of the time periods (a)-(d): (left) the likelihood(solid line) and prior distribution components[anthropogenic CO2+SO4 (1) forcing(dashed line); no anthropogenic impacts(dotted line)], and (right) the posterior mixture distribution.



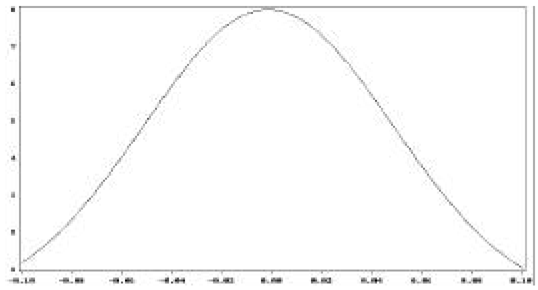
(a) 1959 - 1998 : priors and likelihood



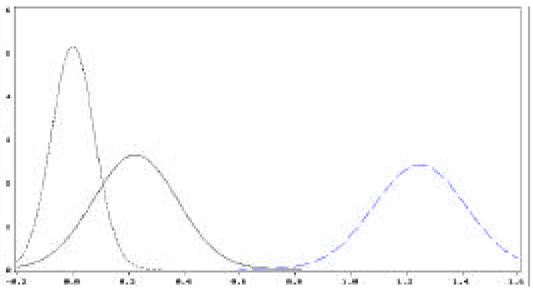
(a) 1959 - 1998 : posterior



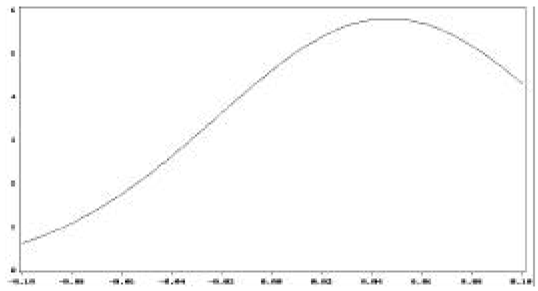
(1969 - 1998 : priors and likelihood



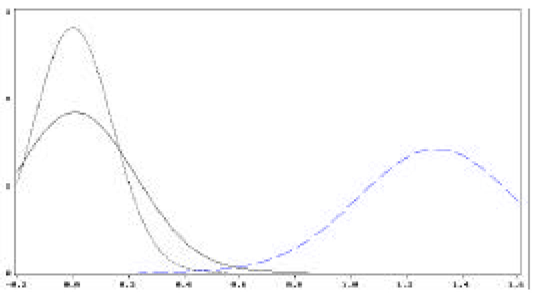
(b) 1969 - 1998 : posterior



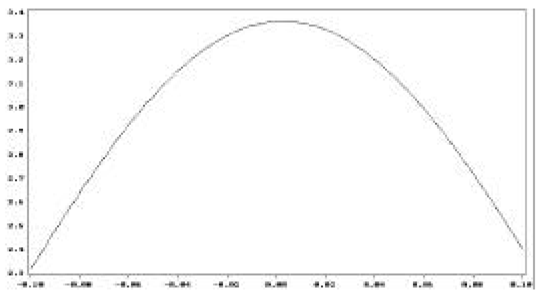
(c) 1979 - 1998 : priors and likelihood



(1979 - 1998 : posterior



(d) 1989 - 1998 : priors and likelihood



(d) 1989 - 1998 : posterior

Fig 11. Likelihood function, prior distribution, and posterior distribution of *a* using ECHAM4/OPYC3 fingerprint of the Siberian region. For each of the time periods (a)-(d): (left) the likelihood(solid line) and prior distribution components[anthropogenic CO2+SO4 (2) forcing(dashed line); no anthropogenic impacts(dotted line)], and (right) the posterior mixture distribution.

Table 4는 1959년-1998년, 1969년-1998년, 1979년-1998년, 1989년-1998년의 네 가지 기간 각각에 대하여 식 (5)의 일반화최소제곱추정량 $\hat{a}$과 $\sigma^2 = (G'V^{-1}G)^{-1}$로부터 추정된 분산 및 식 (7)의 사전분포와 식 (9)의 사후분포의 모수추정량들을 나타낸 것이다. 또한 사전가중치($p = 0.5$)에 대한 사후 가중치($p(\hat{a})$)의 값을 포함하고 있다.

Table 4를 살펴보면, 기후변화의 정도가 1959년-1998년, 1969년-1998년, 1979년-1998년, 1989년-1998년의 순서로 강할 것이라는 예상과 같이 $\mu(a|\hat{a})$의 크기가 대체로 일관성 갖고 증가하고 있음을 알 수 있다.

Table 4. For each of the four time periods (a)-(d) of the Siberian region : GLS $\hat{a}$ of a and associated standard deviation σ; mean and associated standard deviation of a under the first component(no climate change) of the posterior mixture ; posterior mean and associated standard deviation under the second component(ECHAM4/OPYC3 : CO2, CO2+SO4 (1), and CO2+SO4 (2) forcing) of the posterior mixture ; posterior weight, $p(\hat{a})$, assuming prior weight $p = 0.5$.

scenario	period	$\hat{a}$	σ	τ	μ_A	τ_A	$\mu(a\|\hat{a})$	$\tau(a\|\hat{a})$	$\mu_A(a\|\hat{a})$	$\tau_A(a\|\hat{a})$	$p(\hat{a})$
CO2	1959-98	-0.060998	0.032324	0.052631	0.916721	0.235217	-0.044291	0.027544	-0.042875	0.032023	0.9999
	1969-98	0.034831	0.036962	0.057798	0.916866	0.267147	0.024721	0.031139	0.051399	0.036613	0.9986
	1979-98	0.005243	0.045246	0.062080	0.913496	0.307351	0.003424	0.036565	0.024509	0.044764	0.9965
	1989-98	0.002327	0.064602	0.069810	0.906046	0.352744	0.001254	0.047415	0.031656	0.063545	0.9890
CO2 +SO4(1)	1959-98	-0.143609	0.096274	0.030445	1.288598	0.087412	-0.013056	0.029028	0.641431	0.064716	0.9999
	1969-98	0.151568	0.112308	0.061554	1.281634	0.162813	0.035013	0.053978	0.515915	0.092447	0.9999
	1979-98	0.186287	0.140360	0.107515	1.300437	0.246702	0.068884	0.085352	0.458743	0.121997	0.9995
	1989-98	-0.004005	0.194165	0.139687	1.299673	0.335439	-0.001366	0.113392	0.323174	0.168043	0.9978
CO2 +SO4(2)	1959-98	-0.227160	0.105349	0.039621	1.254043	0.125429	-0.028150	0.037085	0.385531	0.080670	0.9999
	1969-98	-0.009920	0.121776	0.054731	1.274330	0.155393	-0.001667	0.049921	0.478699	0.095850	0.9999
	1979-98	0.224568	0.151200	0.077342	1.248389	0.165374	0.046573	0.068857	0.690731	0.111589	0.9999
	1989-98	0.008339	0.216843	0.141747	1.308012	0.280744	0.002496	0.118647	0.493978	0.171613	0.9991

Table 5는 Table 3과 마찬가지로 식 (10)과 식 (11)의 탐지확률과 속성확률을 각각의 시나리오에 대하여 나타낸 것이다. 이 때 사용된 탐지집합과 속성집합은 각각 $D = [0-0.02,\ 0+0.02]$, $A = [\mu_A - 0.02,\ \mu_A + 0.02]$이다.

Table 5. Significance probabilities for traditional, non-Bayesian detection and attribution test results of ECHAM4/OPYC3 for the Siberian region. Detection is very small values; attribution may be suggested by moderate or large values.

scenario	CO2				CO2+SO4(1)				CO2+SO4(2)			
period	1959 - 1998	1969 - 1998	1979 - 1998	1989 - 1998	1959 - 1998	1969 - 1998	1979 - 1998	1989 - 1998	1959 - 1998	1969 - 1998	1979 - 1998	1989 - 1998
detection	0.1791	0.3639	0.4135	0.3255	0.4671	0.2363	0.1344	0.1397	0.3159	0.3111	0.1829	0.1337
attribution	0.4562	0.4577	0.4147	0.3256	0.0000	0.0311	0.0731	0.1396	0.0000	0.3073	0.0088	0.1335

Table 5의 ECHAM4/OPYC3의 탐지확률은 예상했던 것과 같이 CO2 증가 실험자료를 제외한 두 가지의 CO2+SO4 증가 실험자료에서는 1959년-1998년, 1969년-1998년, 1979년-1998년, 1989년-1998년의 순서로 일관성을 갖고 감소하고 있으나, 탐지확률이 모든 시나리오와 기간에 대하여 0.13보다 큰 값이 나타나 강력한 기후변화 신호가 있다고 보기는 어렵다. 또한 속성확률은 CO2 증가 실험

자료에서만 0.3 이상으로 나타나 관측자료와 유사함을 알 수 있다.

5. 기후변화 원인별 정량화

Table 6은 ECHAM4/OPYC3 자료에 대한 동아시아 영역 및 시베리아 영역의 2010년부터 2090년까지 GCM 시나리오 실험 자료에 대한 2002년 기준 10년 단위의 기온상승 효과(단위:℃)를 산출한 것이다. 각 영역의 시나리오별 기온변화량을 살펴보면 CO_2 증가 실험이 CO_2+SO_4 증가실험보다 높게 나타났으며, 시베리아 영역의 기온 변화량보다 동아시아 영역의 기온변화량이 작은 것으로 나타났다.

Table 6. Regional mean of yearly mean temperature variation of GCM scenarion run

년도	East-Asian region			Siberian region		
	CO2	CO2+SO4 (1)	CO2+SO4 (2)	CO2	CO2+SO4 (1)	CO2+SO4 (2)
2010	0.30992	0.47133	0.39452	0.52048	0.85438	0.66047
2020	0.17447	0.71966	0.66438	0.60413	1.18997	0.98227
2030	0.74418	0.96299	0.65827	1.45572	1.55605	1.14556
2040	1.28704	1.11845	1.16153	2.19722	1.69651	1.57073
2050	1.63357	1.46710	1.39859	2.62298	2.30221	1.96974
2060	2.58089	.	.	3.71206	.	.
2070	3.05595	.	.	4.42048	.	.
2080	4.10992	.	.	5.83015	.	.
2090	4.45102	.	.	6.56258	.	.

6. 결론

ECHAM4/OPYC3 자료의 동아시아 영역과 시베리아 영역에 대하여 베이즈 접근법을 이용한 기후변화 신호탐지 결과 시베리아 영역에서는 기후변화의 신호가 매우 약하게 존재하는 것으로 나타났으나, 동아시아 영역에서는 기후변화의 신호가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

GCM 시나리오 자료의 기후변화 원인별 정량화에서 연도별 기온의 변화량은 대부분이 자연변동성에 의해 설명되는 것으로 보여지며, 분석대상 영역에서 인위적 기후변화의 신호는 거의 존재하지 않거나 매우 약한 것으로 추론할 수 있다.

기온상승효과에 대한 유의성 검증은 영역별 지표기온들의 분산구조의 규명을 통하여 할 수 있으므로 향후 과제에서 이를 연구하고자 한다.

참고문헌

[1] Berger, J. O. (1985). Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis. 2nd ed. Springer-Verlag, 617pp.

[2] Berliner, L. M., R. A. Levine and D. J. Shea (2000). Bayesian climate change assessment, *Journal of Climate*, 13, 3805-3820.