〔論 文〕

# トレンドモデルにより経年変化を考慮した気温極値解析

# 酢 谷 真 巳\*•水 野 量\*\*

#### 要 旨

経年変化を考慮した,気温によるリスク発生の可能性・規模等の評価に資するため,トレンドモデルを用いた気 温極値解析を行った.気温極値解析は,全国17気象官署における長期間の年最高気温・年最低気温データ(統計期 間1931~2006年)に対して行った.9地点の最高気温,全地点の最低気温でパラメータにトレンドをもつモデルが 選ばれた.トレンドモデルを用いることにより,気温の経年変化による母分布の非定常性を考慮し,精度よくクォ ンタイルの推定ができる分布を抽出でき,精度のよい再現期待値が得られた.

#### 1. はじめに

異常に高い(低い)気温が観測された場合には,建 築物への荷重効果,産業や健康への影響などのリスク が生じる.

建築物荷重指針(日本建築学会 2004)によると, 建築物が建設される際には,年最高気温と年最低気温 の再現期間100年(3.2節を参照)に対する値を基本値 として,外気温による荷重効果を検討しなければなら ない場合がある.そのため,気温極値解析の精度良い 推定結果が求められている.また,高温による産業, 健康への影響として,熱死・熱射病及び農作物・家畜・ 家きん・養殖魚貝等の被害がある(気象庁 1990;気 象庁 2002).このような気温によるリスク発生の可能 性・規模等の評価には,極端な気温の頻度・規模を知 ること,つまり気温極値解析が不可欠である.

過去に行われた気温極値解析として,

①北沢ほか(1986a, b)による全国56地点についての気温極値解析(観測開始から1984年(最大102年)の気象庁の年最高気温及び年最低気温データ)

\* 釧路地方気象台.

\*\* 気象庁観測部.

© 2010 日本気象学会

②日本建築学会(2004)による同地点についての気温 極値解析(1961年から2001年までの41年間の気象庁 データ)

がある. これらの研究は,気温極値の母分布 (Gumbel, Frechet, Weibull の3種類) に定常性を仮定したもの である. 一方,藤部 (1997) は,地域により気温極値 に経年変化が存在することを述べており,異常気象レ ポート (気象庁 2005) では,気温極値における温暖 化等の影響が示されている. このように,母分布自体 に非定常性が想定される場合の極値解析では,パラ メータに時間変化を持たせたトレンドモデルによる解 析手法が有効である.

トレンドモデルを用いた過去の研究には,

- ・全球結合モデルシミュレーションの IPCC アンサン ブルでの気温と降水極値の変動(Kharin *et al.* 2007)
- ・21世紀の北大西洋における波の気候変動シナリオ (Wang et al. 2004)
- GEV 分布を用いた中国における降水量の年極値の モデル化(Feng *et al.* 2007)

などがある.中でもKharin *et al.* (2007) は,シ ミュレーションにより計算した最高気温あるいは最低 気温の20年確率値を,2046~65年と1981~2000年とで 比較しており,最高気温極値は乾燥化が進行する地域 で,最低気温極値は高緯度の海域で,それぞれ昇温傾 向が強いことを述べている.しかし、日本の気温極値 に対してトレンドモデルを用いた詳細な研究は報告さ れていない.

以上の背景のもとに、本研究は、全国17気象官署の 気温データに対するトレンドモデルを用いた気温極値 解析を行い、気温極値の経年変動を調査すること、な らびに精度良い気温の再現期待値を得ることを目的と した.なお、本研究で調査した17地点は、気象庁 (2005)が長期的な異常気象などの変動をみるため、 20世紀初頭より観測データの均質性が継続していると 選定した観測点であり、都市化の影響が比較的小さい ことや地理的になるべく均等に分布するよう配慮され ている.ただし、選定した観測点は、ほかの観測点と 比べて都市化の影響が相対的に小さいということであ り、その影響が全くないというわけではない.

この研究で用いられたデータを第2章に、具体的な 解析方法を第3章に示す.次に、解析結果を第4章に 示し、第5章では解析結果の適合性を議論する.

## 2. データ

解析に用いたデータは,第1図に示す全国17気象官 署における1931年から2006年までの日最高気温・日最 低気温データである.ただし,名瀬の1945年の日最高 気温データは,データが不足していたため使用しな かった.これらの地点は,第1章で述べたように,都 市化の影響が比較的小さいと気象庁が選定した地点で ある.これら全国17気象官署の日最高気温,日最低気



第1図 17気象官署の配置図.

温データの累年値から,毎年の年最高気温,年最低気 温を算出して解析した.

- 3. 方法
- 3.1 概要

環境データを扱う場合,しばしば,データに非定常 性(季節的なもの,長期の気候変動)が見られる.そ の結果,気温極値にも何らかのトレンドが現れること が想定される.本研究では,トレンドを考慮した気温 極値を推定するために,Coles (2001)に従い母分布 のパラメータを時間変化させた.まず,極値解析の概 要を簡単にまとめる.

3.2 極値解析

極値解析では、観測データの平均ではなく大きな (小さな)値の変動が重要となる.いま、統計量 X が 独立に生起し、ある特定の確率密度関数 f(x)に従う と仮定する.確率密度関数 f(x)は、どの程度の頻度 でX が生じるかを指定する.X が  $x_p$ 以下となる確 率 $f(x_p)$ は、

$$F(x_p) = \int_{-\infty}^{x_p} f(x) \, dx \tag{1}$$

で与えられ, F(x)はXの分布関数と呼ばれる.  $F(x_p)$ を非超過確率pといい,  $1-p=1-F(x_p)$ を超 過確率という.

Xが $x_r$ 以上となるようなことが、平均的にT年 に一度の割合で生起することが期待されるとき、この Tを再現期間(リターン・ピリオド)、 $x_r$ を再現期待 値と呼ぶ、再現期間Tと非超過確率pとの間には、 次の関係

$$T = \frac{1}{1-p} = \frac{1}{1-F(x_T)}$$
(2)

がある.また、同じように X が  $x_T$  以下となるような ことが平均的に T 年に一度の割合で生起することが 期待されるとき、再現期間 T と非超過確率 p との間 には、次の関係

$$T = 1/p = 1/F(x_T)$$
 (3)

がある.

再現期待値  $x_T$  は T 年確率値ともいう. 極端な気温 の頻度と規模は、分布関数 F(x),再現期間 T に対 する再現期待値  $x_T$  (T 年確率値)から推定される.

3.3 モデルの作成

Coles (2001) は、トレンドモデルの分布形として

"天気" 57. 8.

一般極値分布 (GEV) を用いた.しかし,統計期間 が十分長くない場合には,標本変動のため,それぞれ の地点に複数の分布形が存在する.本研究の目的は, 真の分布形を識別することではなく,精度良くクォン タイルの推定ができる分布を見つけることである.そ こで,一般極値分布 (GEV) に加え,3パラメータ の一般正規分布 (GEV) に加え,3パラメータ の一般正規分布 (GNO),一般 logistic分布 (GLO),2パラメータのGumbel分布 (Gum),正規 分布 (Nor)の計5つの分布に対しトレンドモデルを 適用した.各分布の詳細は,付録A1~A5に示す.以 下,DIST はGEV (一般極値分布),GNO (一般正 規分布),GLO (一般 logistic分布),Gum (Gumbel 分布),Nor (正規分布)のうちの一つを表す.な お,付録A1~A5の表記は,Hosking and Wallis (1997) に倣っている.

ある分布の確率密度関数,分布関数を,それぞれ, f<sub>DIST</sub>, F<sub>DIST</sub> とする. 観測年を*i*年とし、3パラメータ 分布は、locationパラメータ $\mu(i)$ , scaleパラメータ  $\sigma(i)$ , shapeパラメータ $\xi(i)$ を持つとする. 2パラ メータ分布は shape パラメータを持たず, location パラメータ $\mu(i)$ , scale パラメータ $\sigma(i)$ のみを持 つ. ここで、各パラメータにトレンドを持たせるた め、本研究では各パラメータを,

$$\mu(i) = \mu_0 + \mu_1 t_i + \mu_2 t_i^2 \tag{4}$$

 $\sigma(i) = \exp(\sigma_0 + \sigma_1 t_i) \tag{5}$ 

$$\boldsymbol{\xi}(i) = \boldsymbol{\xi}_0 \tag{6}$$

とする.ここで, t<sub>i</sub>は,

である.  $\mu(i)$  は  $t_i$ に関して 2 次まで,  $\sigma(i)$  は  $t_i$ に 関して 1 次までのトレンドを考慮する.  $\xi(i)$  は, ト レンドを精度よく推定することが困難であるため, 不 変とする. 例えば,  $\mu_2 \varepsilon$  0 とすれば, location パラ メータ, scale パラメータの 1 次までのトレンドを考 慮することになる.  $\mu_0$ ,  $\mu_1$ ,  $\mu_2$ ,  $\sigma_0$ ,  $\sigma_1$ ,  $\xi$ を推定す ることにより, 観測年 *i* 年における各パラメータを求 めることができ, 観測年 *i* 年における各再現期待値を 推定できる.

ここで、トレンドモデルを $M_{nm}^{DIST}$  (DIST:前述, n: location パラメータ $\mu(i)$ のトレンドの次数, m: scale パラメータ $\sigma(i)$ のトレンドの次数) で表 す. 適用させるトレンドモデルの分布形は,前に述べた5つ ( $M_{nm}^{Gum}$ ,  $M_{nm}^{Nor}$ ,  $M_{nm}^{GEV}$ ,  $M_{nm}^{GLO}$ ,  $M_{nm}^{GNO}$ ) であり, パラメータのもつトレンドは次の6通りとする.

比較のため, M<sup>DIST</sup> としてトレンドを持たない場合も トレンドモデルに含む.本研究では,以上計30種類の トレンドモデルを用いて解析を行った.

3.4 パラメータの推定

パラメータの推定には、最尤法を用いる.  $x_i$ を観 測年i年の観測値、 $\beta$ をパラメータベクトルとする と、分布 DIST の尤度 $L(\beta)$ 、対数尤度 $l(\beta)$ は、

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=\text{{\it W}}|\text{{\it H}}|\text{{\it H}}|\text{{\it H}}}^{\text{{\it H}}\text{{\it H}}\text{{\it H}}\text{{\it H}}} f_{DIST}(x_i \ ; \ \mu(i), \sigma(i), \boldsymbol{\xi}(i))$$
(8)

$$l(\beta) = \sum_{i=\text{initial matrix}}^{\text{Refinitian}} \log \left( f_{DIST}(x_i ; \mu(i), \sigma(i), \xi(i)) \right)$$
(9)

となる.  $L(\beta)$  あるいは  $l(\beta)$  を最大とする  $\beta$  を最尤 推定値とし、パラメータに決める. 最尤推定値は解析 的に求めることができないため、数値的に求めること になる.

3.5 モデルの選択

モデルを選ぶために、データを最も良く表現する分 布形とトレンドの次数を検討する必要がある.本研究 では、最適な分布を選択する際に分布を問わず有効で ある AIC (赤池の情報量基準, Akaike's Information Criteria)を用いて検定を行った.モデル  $M_k$ の 最大対数尤度を  $l(M_k)$ ,パラメータの自由度を  $m_k$ と すると、AIC は次のようになる(水文・水資源学会 編 1997).

$$AIC = -2l\left(M_k\right) + 2m_k \tag{10}$$

パラメータの自由度  $m_k$ が大きくなると、分布の適合 がよくなり  $l(M_k)$ が大きくなるため、(10)の第1項 は AIC を小さくするが、(10)の第2項は AIC を大き くする. この兼ね合いから、AIC を最も小さくする モデルを、最適な分布として選択する. 3.6 再現期待値の推定

3.4節,3.5節により選択された分布,パラメータから,再現期待値を求めることができる.また,再現期 待値におけるトレンドの程度を調べるため,50年確率 値の再現期間の変化を調べる.まず,統計期間の始め 10年(1931~1940年)の50年確率値を平均する.統計 期間の終わり10年(1997~2006年)における,その平 均値に対する再現期間を計算し,平均する.仮に,最 高気温の観測値に増加傾向があれば,統計期間の始め 10年の50年確率値を観測値が超過する頻度は増すた め,統計期間の終わり10年での再現期間の平均値は50 年未満となる.逆に,最高気温の観測値に減少傾向が あれば,再現期間の平均値は50年以上となる.

3.7 トレンドモデルの推定精度

本研究における,適合基準 AIC により選ばれたト レンドモデルの推定精度を調べるため、シミュレー ションによりトレンドモデル選択の感度実験を行っ た.4.2節で述べるように,最高気温極値ではトレン ドモデルの分布形として Nor が多く選ばれ,最低気 温極値では GEV が多く選ばれた.そこで,最高気温 を代表して母分布を Nor とした場合と,最低気温を 代表して母分布を GEV とし,*६* 値に年最低気温累年 値に *M*<sup>GEV</sup> を適合して得られる*६* の平均値0.39を用 いた場合とにおいて, locaton パラメータと scale パ ラメータに対するトレンドの影響を調べる.

 3.7.1 母分布の location パラメータにトレンドが ある場合の推定精度

母分布の location パラメータにトレンドが存在す る場合のトレンドモデルの推定精度を検証するため, location パラメータにのみ 1 次のトレンドを持つ場合 を考える(母分布  $M_{10}^{Nor}$ ,  $M_{10}^{GEV}$ ). ここで, location パラメータを $\mu_0 + \mu_1 t_i$  とし, そのトレンドを $K_l(=\mu_1)$ (°C/76年)とする.まず, location パラメータに  $K_l$ のトレンドを持つ母分布に従う乱数を76年分発生させ る.発生したデータに各トレンドモデル(3.3節の30 種類)を適用させ,標本に対して最もあてはまりの良 いトレンドモデルをAICの適合基準により選出する.

それぞれの母分布の各パラメータは次のように設定 した.まず、locationパラメータを $\mu_0=0, \mu_1=K_l$ (=-4,-3,-2,-1,-0.5,0,0.5,1, 2,3,4)とし、scaleパラメータは一定(1.2) とする.GEVは3パラメータ分布であるため、*ξ*値 として各地点の最低気温から得られた値(0.39)を使 用して検証を行った. 以上のパラメータの設定のもとで,乱数の発生から トレンドモデルの選出に至る手順を500回繰り返すこ とにより, location パラメータのトレンドの大きさに 対するトレンドモデルの推定精度を検証した.

# **3.7.2** 母分布の scale パラメータにトレンドがあ る場合の推定精度

母分布の scale パラメータにトレンドが存在する場 合におけるトレンドモデルの推定精度を検証するた め、scale パラメータ ( $\sigma_0 + \sigma_1 t_i$ ) にのみ1次のトレ ンドを持つ場合を考える (母分布,  $M_{01}^{opr}$ ,  $M_{01}^{opr}$ ). 3.7.1項と同様に、GEV 分布の*ξ*値として0.39を用 いる.また、location パラメータは一定(0)とす る.3.7.1項と同様の手順で、scale パラメータに1 次トレンド( $\sigma_0=1.2$ ,  $\sigma_1=K_s(=-1, -0.75,$ -0.5, -0.25, -0.1, 0, 0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 1))を持つ母分布に従う乱数を76年分発生させ、各 トレンドモデルを適用し、AIC により最適な分布を 選択する.各トレンドモデルが選ばれる割合を検証す ることにより、scale パラメータのトレンドの大きさ に対するトレンドモデルの推定精度を検証した.

#### 4. 結果

まず,3.7節による予備的な結果を4.1節に示す. 4.2~4.4節に解析結果を示す.また,具体的な数値は 第3表,第4表に示す.再度,トレンドモデルを *M<sup>Dist</sup>で*表す (3.3節を参照).

- 4.1 トレンドモデルの推定精度
- 4.1.1 母分布の location パラメータにトレンドが ある場合の推定精度

3.7.1項に従い, location パラメータのトレンドの 大きさに対するトレンドモデルの推定精度を検証した 結果を,第2図a, b, 第1表a, bに示す.

第2図aは、最高気温を代表して母分布をNorとした場合において、第2図bは、最低気温を代表してGEV分布を母分布とした場合( $\xi$ =0.39)において、横軸をlocationパラメータのトレンドの大きさ、縦軸を各トレンドモデルが選ばれる割合とし、選ばれる割合の多かった4種類のトレンドモデルをプロットしたものである。より詳細な結果(各トレンド $K_i$ に対する選ばれる割合上位5種類のトレンドモデル)を、第1表a、bに示す.

第2図a, b, 第1表a, bより, location パラメー タのトレンドによらず, 母分布と等しい分布形, つま り第2図aでは正規分布 (Nor) が, 第2図bでは

"天気" 57. 8.



第2図 locationパラメータのトレンドの大きさに対するトレンドモデルの推 定精度. 横軸を locationパラメータのトレンドの大きさ,縦軸を各トレンドモデルが選ばれる割合とし,選ばれる割合の多かった4種類のトレンドモデルをプロットしたもの. (a)は,最高気温で多く選ばれた Norを母分布とした場合,(b)は,最低気温で多く選ばれたGEVを母分布とし,*ξ*値として最低気温を代表する0.39を用いた場合である.

第1表 location パラメータのトレンドの大きさに対するトレンドモデルの推 定精度. 各トレンド  $K_l$ に対して,選ばれた割合の多かった上位5種類 のトレンドモデルを示す. トレンドモデルは,DIST n m (DIST: Nor, Gum, GEV, GLO, GNO, n:location パラメータのトレンド の次数, m:scale パラメータのトレンドの次数)と表す. (a)は,最 高気温で多く選ばれた Nor を母分布とした場合, (b)は,最低気温で多 く選ばれた GEV を母分布とし、*ξ*値として最低気温を代表する0.39を 用いた場合である.

°C/76年	11	<u>1</u>	2 位	Ĺ.	3 位	L.	4 位	Ľ	5位		
-4.0	Nor10	47.8	GEV10	13.6	Nor20	8.8	Nor11	8.6	GLO10	3.8	
-3.0	Nor10	47.4	GEV10	13.8	Nor11	8.6	Nor20	8.0	GLO10	5.2	
-2.0	Nor10	47.0	GEV10	13.8	Nor20	9.6	Nor11	6.4	GEV20	3.6	
-1.0	Nor10	Nor10 32.0		Nor00 13.0		11.2	Nor20	7.2	Nor11	7.0	
-0.5	Nor00	33.0	Nor10	15.2	GEV00	9.8	GEV10	6.4	Nor01	5.4	
0.0	Nor00	39.4	GEV00	14.4	Nor10	8.8	Nor01	6.6	Nor20	5.4	
0.5	Nor00	34.6	Nor10	20.6	GEV00	8.8	Nor01	5.2	GEV10	4.8	
1.0	Nor10	31.2	GEV10	14.0	Nor00	13.2	Nor20	6.8	Nor11	6.2	
2.0	Nor10 45.0		GEV10 13.		Nor11	10.2	Nor20	9.0	GEV11	4.0	
3.0	0 Nor10 52.2		GEV10 12.2		Nor11	8.0	Nor20 7.8		GEV20	4.2	
4.0	Nor10	45.0	GEV10	16.2	Nor11	10.2	Nor20	8.4	GLO10	4.4	

(b)

			選ば	れたト	レンドモデル上位5つ %							
°C/76年	1 位	Ľ.	2 位	Ľ.	3 位	Ľ.	4 位	Ľ.	5位			
-4.0	GEV10	44.2	Nor10	17.8	GEV20	11.6	GEV11	9.0	Nor20	4.0		
-3.0	GEV10	47.6	Nor10	18.0	GEV20	10.4	GEV11	6.8	GNO10	3.6		
-2.0	GEV10	48.0	Nor10	18.0	GEV20	10.6	GEV11	7.2	GNO10	4.4		
-1.0	GEV10	37.4	Nor10	13.0	GEV20	9.8	GEV00	7.8	GEV11	7.2		
-0.5	GEV00	28.2	GEV10	18.2	Nor00	10.0	GEV20	8.8	GEV01	8.0		
0.0	GEV00	43.6	Nor00	17.8	GEV01	9.0	GEV10	6.4	GEV20	5.6		
0.5	GEV00	26.2	GEV10	17.0	Nor00	12.0	Nor10	8.4	GEV20	7.8		
1.0	GEV10	35.8	Nor10	15.6	GEV20	11.2	GEV00	6.2	GEV01	6.2		
2.0	GEV10	44.4	Nor10	17.8	GEV20	12.8	GEV11	8.2	GNO10	4.4		
3.0	GEV10	44.8	Nor10	18.0	GEV20	13.8	GEV11	7.6	GNO10	4.2		
4.0	GEV10	43.6	Nor10	18.8	GEV20	12.6	GEV11	10.6	Nor20	4.0		

GEV 分布が分布形として 常に最も多く選択されてい る.また,母分布と等しい トレンドをもつモデル (location パラメータに1次 のトレンドをもつモデル  $M_{10}^{D(ST}$ )が選択される割合 は, $|K_l| \ge 1$ では上位2位 を占めたが(計約60%),  $|K_l| < 1$ になると、トレン ドのないモデル( $M_{00}^{D(ST}$ ) が選ばれる割合を下回るよ うになった。

577

4.1.2 母分布の scale
 パラメータにト
 レンドがある場
 合の推定精度

3.7.2項に従い, scale パラメータのトレンドの大 きさに対するトレンドモデ ルの推定精度を検証した結 果を,第3図a, b,第2 表a, bに示す.

第3図aは、最高気温 を代表して母分布を Nor とした場合において、第3 図bは、最低気温を代表 して GEV 分布を母分布と した場合 (ミ=0.39) にお いて、 選ばれる割合の多 かった4種類のトレンドモ デルを、横軸を scale パラ メータのトレンドの大きさ としてプロットしたもので ある.より詳細な結果(各 トレンド K<sub>s</sub>に対する選ば れる割合上位5種類のトレ ンドモデル)を第2表a, b に示す.

第3図a, b, 第2表 a, bより, scaleパラメー タのトレンドによらず, そ れぞれの母分布と等しい分 布形が最も多く選択され



第3図 scaleパラメータのトレンドの大きさに対するトレンドモデルの推定精度. 横軸を scale パラメータのトレンドの大きさ、縦軸を各トレンドモデルが選ばれる割合とし、選ばれる割合の多かった4種類のトレンドモデルをプロットしたもの. (a)は、最高気温で多く選ばれた Nor を母分布とした場合,(b)は、最低気温で多く選ばれた GEV を母分布とし、 *ξ*値として最低気温を代表する0.39を用いた場合である.

第2表 scale パラメータのトレンドの大きさに対するトレンドモデルの推定精 度. 各トレンド  $K_s$ に対して,選ばれた割合の多かった上位5種類のト レンドモデルを示す.第1表と同様にトレンドモデルを表す. (a)は, 最高気温で多く選ばれた Nor を母分布とした場合,(b)は,最低気温で 多く選ばれた GEV を母分布とし,*ξ*値として最低気温を代表する0.39 を用いた場合である.

°C/76年	1 位	立	2 位	Ĭ.	3 位	L.	4 位	Î.	5位		
-1.00	Nor01	55.4	GEV01	12.0	GLO01	7.0	GNO01	6.2	Nor11	4.8	
-0.75	Nor01	48.2	GEV01	16.8	Nor11	6.0	Nor21	5.4	GNO01	4.4	
-0.50	Nor01	33.4	Nor00	14.0	GEV01	13.0	GEV00	5.8	Nor11	4.8	
-0.25	Nor00	35.8	Nor01	13.8	GEV00	9.2	GEV01	7.8	Nor10	6.2	
-0.10	Nor00	42.2	GEV00	12.0	Nor10	8.2	Nor01	8.2	GEV01	5.8	
0.00	Nor00	42.8	GEV00	13.2	Nor01	8.2	Nor10	7.0	Nor20	6.2	
0.10	Nor00	36.4	GEV00	11.6	Nor01	9.8	Nor10	8.0	Nor20	6.2	
0.25	Nor00	35.2	Nor01	12.8	GEV00	11.0	Nor10	7.4	GEV01	6.6	
0.50	Nor00	26.6	Nor01	22.6	GEV00	12.0	GEV01	9.6	Nor10	4.6	
0.75	Nor01	27.6	Nor00	19.0	GEV01	14.8	GEV00	5.6	Nor11	5.0	
1.00	Nor01	41.0	Nor00	12.4	GEV01	10.8	Nor11	6.6	GEV00	4.0	
(b)											

			選ば	れたト	レンドモ	<u>/ンドモデル上位5つ %</u>							
°C/76年	1 位	Ľ.	2 位	Ľ.	3 位	Ľ.	4 位	Ĺ	5位				
-1.00	GEV01	50.4	Nor01	18.2	GEV21	5.6	GEV11	5.4	Nor11	5.2			
-0.75	GEV01	56.2	Nor01	19.2	GEV11	5.6	GEV21	4.0	Nor11	3.6			
-0.50	GEV01	41.8	Nor01	11.2	GEV00	9.2	Nor00	6.6	GEV10	5.8			
-0.25	GEV00	30.6	GEV01	16.6	Nor00	15.8	GEV10	7.8	Nor01	7.4			
-0.10	GEV00	39.0	Nor00	14.4	GEV01	10.8	GEV10	8.0	GEV20	5.4			
0.00	GEV00	39.0	Nor00	20.4	GEV01	9.2	GEV10	6.6	GEV20	4.6			
0.10	GEV00	39.6	Nor00	16.0	GEV01	10.4	GEV10	9.4	GEV20	5.2			
0.25	GEV00	32.4	Nor00	14.6	GEV01	13.6	GEV10	9.6	Nor01	6.0			
0.50	GEV01	28.6	GEV00	20.4	Nor00	10.2	GEV10	7.2	Nor01	6.8			
0.75	GEV01	40.2	Nor01 10.8		GEV00	10.6	Nor00	8.0	GEV10	6.4			
1.00	GEV01 43.2		Nor01	12.4	GEV00	7.4	GEV21	5.8	Nor00	5.6			

た.また,母分布と等しい トレンドをもつモデル (scale パラメータに 1 次 のトレンドをもつモデル  $M_{01}^{D(ST}$ )が選択される割合 は, $|K_s| \ge 0.5$ では上位 2 位を占めたが(計約 60%), $|K_s| < 0.5$ になる と,トレンドのないモデル ( $M_{00}^{D(ST}$ )が選ばれる割合 を下回るようになった.

4.1.1項, 4.1.2項より, location. scale パラメー タにおけるトレンドがある 程度大きい場合には(それ ぞれおよそ±1 (°C/76年) 以上と±0.5 (°C/76年) 以 上)、母分布の持つそれぞ れのトレンドの推定精度は およそ60%であった. -方, location, scale パラ メータのトレンドが小さく なるにつれて(それぞれお よそ±1 (°C/76年) 未満, ±0.5 (°C/76年) 未満), トレンドのないモデル (*M*<sup>*DIST*</sup>) が選ばれる割合 が多くなった.

これらの検証は先に示し た限られた条件下で行った ものであるが、これらの検 証により、母分布のパラ メータの持つトレンドがあ る程度大きい場合には、ト レンドモデルによりトレン ドの存在を推定することが 可能であると考えられる. 一方,パラメータのトレン ドが小さい場合や統計期間 が50年未満と短い場合, 複 数の分布形が適応可能な場 合などには、必ずしも真の トレンドモデルが選択され るとは限らないということ

"天気" 57. 8.

に注意が必要である.

4.2 モデルの選択

3.5節で述べたように、AIC により各地点の気温 データに適合するトレンドモデルを選択した.推定さ れたパラメータを含む地点ごとの詳細として,最高気 温,最低気温の結果を第3表,第4表に示す.

最高気温の場合,気象官署17地点中12地点で正規分 布が選択された.また,およそ半分の9地点でパラ メータにトレンドをもつモデルが選択された.主なト レンドは, locationパラメータの2次の変化であっ た.

一方,最低気温の場合,17地点中6地点で正規分布 が,9地点でGEV分布がそれぞれ選択された.ま た,全地点でパラメータにトレンドをもつモデルが選 択された.トレンドは,主にlocationパラメータの 変化であり,一部 scaleパラメータに変化を持つ地点 もあった.

これらのトレンドモデルは、3.3節や4.1節で示した ように、複数の分布形が適応可能な場合や location, scale パラメータのトレンドが小さい場合には、必ず しも真のトレンドモデルが選択されているとは限らな いものの、過去のデータを最も適切に表現できた分布 形であると考えられる.

4.3 再現期待値の推定

推定した各地点の再現期待値のいくつかを,第4図 ~第7図に示す.地点ごとの詳細は,第3表,第4表 に示す.

第4図は、伏木における最高気温の再現期待値の経 年変化を示している.伏木の最高気温累年値におい て、基準AICにより選択されたモデルは*M*<sup>Nor</sup>であ り、トレンドのあるモデルは選択されなかった. *M*<sup>Nor</sup>は、最高気温において、17地点中最多の5地点 (網走、寿都、伏木、浜田、石垣島)で選択された. パラメータはトレンドを持たないため、再現期待値は 経年変化しない.

第5図は、長野における同様の結果である.長野の 最高気温累年値は、 $M_{20}^{NOT}$ への当てはまりが最もよ く、最高気温において、 $M_{20}^{NOT}$ は $M_{20}^{NOT}$ と同じ最多の5 地点(根室、長野、飯田、彦根、宮崎)で選択され た.locationパラメータに2次のトレンドを持つた め、2006年における確率密度関数は1931年のそれと比 べてわずかに高温側にシフトし、再現期待値は統計期 間の最初に減少、後半に増加している.

第6図は、飯田の最低気温における同様の結果であ

る.飯田の最低気温累年値は、 $M_{10}^{Gev}$ への当てはまり が最もよく、最低気温において、 $M_{10}^{Gev}$ は最多の4地 点(石巻、飯田、境、彦根)で選択された.location パラメータに1次の増加トレンドを持つため、1931年 における確率密度関数に比べ2006年のそれは高温側に シフトし、再現期待値は1次のトレンドで増加してい る.

第7図は、伏木における同じく最低気温の結果であ る.伏木の最低気温累年値は、M<sup>GEV</sup>への当てはまり が最もよく、最低気温において、2地点(伏木、多度 津)でM<sup>GEV</sup>が選択された.locationパラメータ、 scaleパラメータともに1次の増加トレンドを持つた め、2006年における確率密度関数は1931年のそれに比 べ高温側にシフトし、かつ分布のすそが短くなってい る.そのため、年が経つにつれ再現期待値は増加し、 また、再現期待値間の差が小さくなり、極端な低温に なりにくくなっている.

全体として,最高気温に比べ最低気温の方が,再現 期待値にトレンドをもつ地点が多く,最高・最低気温 ともに,主なトレンドは平均値の昇温による location パラメータの増加であった.ただし,最高気温3地点 (水戸,銚子,多度津)では,極端な高温となりやす くなり極値のばらつきが大きくなったため,scaleパ ラメータに増加傾向が見られた.一方,最低気温3地 点(伏木,長野,多度津)では,極端な低温となりに くくなっており,scaleパラメータに減少傾向が見ら れた.

4.4 50年確率値の再現期間の変化

再現期待値の増加・減少傾向を調べるため、3.6節 の方法により50年確率値の再現期間の変化を調べた. 結果の具体的な数値は、第3表、第4表に示す.

第8図は,最高気温において,統計期間の始め10年 の50年確率値が統計期間の終わり10年に何年確率値と なるのかを示している.8地点で再現期間に変化な し,同じく8地点で再現期間の減少傾向があった.特 に,関東から九州にかけて,統計期間おわり10年にお ける再現期間が50年未満となった地点,つまり昇温傾 向のある地点が多い.水戸が最も再現期間が小さくな り,2.8年となった.次に小さくなったのは境で,再 現期間7.8年となった.一方,飯田は再現期間128年と 再現期間が大きくなった.

第9図は,最低気温における同様の結果である.全 地点で,統計期間おわり10年における再現期間が50年 以上となり,昇温傾向がみられた.特に,中部地方,

第3表 選択されたトレンドモデル,パラメータ,再現期待値(最高気温). 17気象官署の最高気温データに対する,統計年数,選択されたトレンドモデ ル,パラメータ数,トレンドモデルのパラメータ (μ,μ,μ,∞,∞,σ,ξ),対数尤度, AIC,再現期間 T 年 (T = 2, 5, 10, 20, 30, 50, 100, 200)の再現期待値 (C),再現期間の変化を示す.再現期待値は,上段に1931年のもの,下段に2006年のものを示した.再現期間の変化は統 計期間の始め10年(1931~1940年)の50年確率値の平均値に対する,統計期間の終わり10年(1997~2006年)の再現期間の平均値である(4.4節参照).トレンドモデルのパラメータ (μ,μ,μ,∞,σ,ξ)から,(4)~(7)により,μ(i),σ(i),ξ(i)が求まる.ただしσ(i)は,σ, σ,が存在	9 の C さ (1) (-1)に 4・・ 01 / 3 1 1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1:1
------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	--------------------------------------------------------------------

580

	再現期間	の変化	50.0	0.00	20-1	T. 02	50.0	0.00	50.0	0.00	50 0		50.0	0.00	17.7		0.2	197 G	0.121	10 4	10.4	0 1	0.1	50.0		6 77	7. FF	12 0	0.01	и И И	r	50.0	0.00	50 0	n	
		200年	37.4	37.4	31.9	32.7	34.0	34.0	40.6	40.6	35.1	35.1	39.8	39.8	38.5	39.1	36.6	39.4	39.0	38.5	36.1	39.1	37.9	39.1	37.8	37.8	37.8	37.8	38.4	39.1	38.2	39.1	38.1	38.1	35.7	35.7
		100年	36.9	36.9	31.5	32.3	33.6	33.6	39.8	39.8	35.0	35.0	39.5	39.5	38.2	38.8	36.4	39.0	38.7	38.3	35.5	38.2	37.5	38.7	37.5	37.5	37.5	37.6	38.2	38.9	38.0	38.8	37.6	37.6	35.5	35.5
		50年	36.4	36.4	31.0	31.8	33.1	33.1	39.1	39.1	34.8	34.8	39.1	39.1	37.9	38.5	36.2	38.7	38.4	37.9	35.0	37.3	37.1	38.3	37.2	37.2	37.3	37.4	37.9	38.6	37.8	38.5	37.1	37.1	35.3	35.3
	値 (°C)	30年	35.9	35.9	30.6	31.4	32.8	32.8	38.5	38.5	34.7	34.7	38.8	38.8	37.6	38.3	36.0	38.4	38.1	37.7	34.6	36.7	36.9	38.1	36.9	36.9	37.1	37.2	37.7	38.4	37.7	38.3	36.8	36.8	35.2	35.2
	<b>拜現期待</b>	20年	35.5	35.5	30.3	31.1	32.5	32.5	38.1	38.1	34.6	34.6	38.6	38.6	37.4	38.1	35.8	38.1	37.9	37.5	34.3	36.1	36.7	37.9	36.7	36.7	36.9	37.0	37.5	38.2	37.5	38.1	36.5	36.5	35.0	35.0
	IIII.	10年	34.8	34.8	29.6	30.5	31.9	31.9	37.4	37.4	34.2	34.2	38.1	38.1	37.0	37.6	35.5	37.6	37.5	37.1	33.7	35.2	36.3	37.5	36.3	36.3	36.6	36.7	37.1	37.8	37.2	37.7	36.0	36.0	34.8	34.8
		5年	33.9	33.9	28.9	29.7	31.2	31.2	36.7	36.7	33.8	33.8	37.5	37.5	36.5	37.1	35.1	37.1	37.0	36.6	33.1	34.2	35.8	37.0	35.7	35.7	36.2	36.3	36.7	37.4	36.9	37.2	35.4	35.4	34.5	34.5
		二二2年	32.2	32.2	27.4	28.2	29.8	29.8	35.6	35.6	32.7	32.7	36.4	36.4	35.5	36.2	34.4	35.9	36.0	35.6	32.3	32.8	35.1	36.3	34.7	34.7	35.4	35.5	35.9	36.6	36.3	36.3	34.6	34.6	33.9	33.9
		Ţ	931年	006年																																
	UI V	327.7 19		308.0 293.3		293.3		264.8		261.2		260.1		243.7		235.5		040 E	242.0	9E1 9	7.107	0 000	7.077	249_0	249.0			991 Q	0.122	911 E	C.112	180 7	1.001	159.3	001	
	世合物	致儿灵	161 0	C. TUL	150.0	0.001	7 4 7	144.1	190.4	100.4	127.6		128.0		0 211	0.111	119 7	1.211	117 9	7.111	190 6	0.021	105 1	1.001	122.5	1	100 4	#	106 0	c.001	100 7	1.001	0 00	6.76	7 77 7	1.11
	14 14 1	ξ.Υ.					- 60.(		45													10														
5		2				0-		0.												0	5	1		I				- 6				I				
1.2	1	σ1			I		I		Ι								7 0.47		I		ц С	26 0.5			Ι		T		I		0.39		I			
5		σn	0.0	÷.0.7	1 7.4	# / · T	1 69	70.T	0 75		1 42	1	1 20	ло.т		T.14	, - -	T- 0	1 19	ст.т	00	0.7.0		4.04	1.21	1	0 01	TC.U	00 0	<i>cc</i> .0	-0.90	3.0	0 71	T	0 67	
6	ç	7 M	I		-6 01	TO.0			I		I		I		1 50	4.00	01 0	01.6	00 1	00.0	о 00 1	0.09	00 6	77.0	I		2 44	##···	9 26	00.4	1 60	· · · · ·			I	
	-	$\mu^{1}$	I		6 86	00.00		I	I		I		I		0 07	10.0	1 54	1.04	6 91	0.44	ц Ц	10.04	1 00	т. 33	I		-3 37	10.0	65	r.u.1	- 1 71	11.1			I	
~ 5		μ υ	29 18	01.20	97 31	TO . 12	02 06	23.13	9E 69	00.00	32, 23		36 11		95 EO	ec.uc	64 49	04.40	26 19	71.00	20 OE	cn.2c	9E 19	71.00	34 73		35 46	04.00	25 QU	00.00	26 22		3/ 37	10.10	23 q4	±0.00
	メルシ	-ク数	6	1	r,	۲	¢	J	ç	°,	с.	<b>_</b>	ç	1	~	+	ц	c	-	+	ц	c	ц	c	6	1	V	r -	-	<del>1</del>	Ľ	°,	6	3	2	J
	トレンド、	モデル・	NANOr	00 747	MNor	02 747	MANOT	00 747	070 UV	00 747	$M_{00}^{GEV}$	00 717	MANOr	00 747	AANOT	111 20	MANOT	<i>IM</i> 21	MANOT	111 20	NA Gum	1M 21	14 GL0	111 20	$M_{00}^{Nor}$		MNor	07 747	MANOT	111 20	MANOr	12 147	$M_{Gum}$	00 747	Moor	00 747
.,	統計	年数	76	0.1	76	0.	76	07	76	0.1	76	-	76	0	76	07	76	07	76	07	76	07	76	01	76		76	2	76	0.1	76	0.	76	0.	76	2
	観測	所名	業	MUAC	根宏	Η	准年	が削り	注二	ШИ	石巻	J	*#		Ē	天 判	[] 수		备后日	<b></b>	건	<u></u>	車	克	田以	I	法据	XI/A	山底	F I	名庐油	シス守	夕漸	1 2 2	万垣島	11/H H

- 2, 統計年数, 選択されたトレンドモデ	期間 $T$ 年 ( $T$ = 2, 5, 10, 20, 30, 50,	
第4表 選択されたトレンドモデル, パラメータ, 再現期待値(最低気温). 17気象官署の最低気温データに対	ル, パラメータ数, トレンドモデルのパラメータ (カa, カi, カa, a, a, g) , 対数尤度, HIC, 再現	100, 200) の再現期待値(°C),再現期間の変化を示す.以下第3表と同様.

	再現期間 の変化	229	736	360	6218	726	4.63E + 08	3.47E+13	232	1542	2836	247	231	5681	1495	1.64E + 05	1661	7251
	00年 200年	24.2 - 25.0 22.3 - 23.1	23.0 - 23.9 19.4 - 20.3	15.8 - 16.2 14.5 - 14.9	18.3 - 18.9 13.6 - 14.2	13.4 - 13.8 11.5 - 11.9	12.4 - 12.9 -6.9 -7.2	19.4 - 19.9 12.3 - 12.6	$\frac{12.0 - 12.5}{10.6 - 11.1}$	16.5 - 17.0 13.7 - 14.2	-5.5 -5.7 -3.8 -4.1	-8.9 - 9.4 -7.6 -8.1	-7.4 - 7.8 - 6.4 - 6.8	10.5 - 10.9 -7.4 -7.9	-6.8 -7.0 -5.3 -5.6	-7.1 -7.5 -4.2 -4.4	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$
	C) 三 50年 1(	.8 - 23.49 - 21.59	.3 - 22.1 7 - 18.5 7	.0 - 15.4 7 - 14.1	.1 - 17.64 - 13.0 -	.5 - 12.9 6 - 11.0	.3 - 11.83 - 6.6 -	.3 - 18.8 8 12.0 8	.9 - 11.4 - 5 - 10.0 -	.5 - 15.9	.9 -5.1 -3.5 -	.9 - 8.4 - 6 - 7.0 - 6	.6 -7.0 - .6 -6.0 -	.6 - 10.0 - 5.9 - 6.9 - 6.9	.4 - 6.67 - 5.0 -	.2 - 6.6 - 7 - 3.9 -	.4  4.1  5.9	.0 6.8 .0 8.8
	耳現期待値( <sup>°</sup> 20年 30年	$-22.2 - 22 \\ -20.3 - 20$	-20.7 - 21 -17.1 - 17	-14.7 - 15 -13.4 - 13	-16.7 - 17 -12.0 - 12	-12.2 - 12 - 12 - 10.3 - 10	-10.8 - 11 -6.1 - 6	-17.9 - 18 -11.5 - 11	-10.6 - 10 -9.2 - 9	-15.1 - 15 -12.3 - 12	-4.7 -4 -3.0 -3	-7.6 -7 -6.2 -6	-6.3 -6 -5.3 -5	-9.3 -9 -6.2 -6	-6.2 -6 -4.5 -4	-5.9 -6 -3.5 -3	4.6 4 6.3 6	$7.2 7 \\ 9.3 9$
	年 10年	0.1 - 21.2 8.2 - 19.3	8.1 - 19.5 4.5 - 15.9	3.4 - 14.1 2.1 - 12.8	5.0 - 15.9 0.3 - 11.2	0.8 - 11.5 8.9 - 9.7	9.1 - 10.0 5.1 - 5.7	6.1 - 17.1 0.7 - 11.2	9.1 - 9.9 7.7 - 8.5	3.5 - 14.4 0.8 - 11.6	3.8 - 4.3 2.1 - 2.6	6.1 - 6.9 4.8 - 5.6	5.1 - 5.8 4.1 - 4.8	7.9 - 8.6 4.8 - 5.6	5.6 - 6.0 3.5 - 4.0	4.6 - 5.3 2.8 - 3.2	5.4 5.0 7.2 6.7	8.1 7.6 0.2 9.7
	<u>T=2年5</u>	31年 $-18.1-2)6年 -16.2-1$	-15.7 - 1 -12.0 - 1	-12.1 - 1 -10.8 - 1	-13.4 - 1 -8.7 - 1	-9.4 - 1 -7.5 -	-7.34.2 -	-14.3 - 1 -9.8 - 1	-7.8 - 6.4 -	-12.1 - 1 -9.3 - 1	-2.81.2 -	-4.73.4 -	-3.8 - -2.8 -	-6.4 - 3.4 -	-5.0 - -2.4 -	-3.3 -2.2 -	$\begin{array}{c} 6.1\\ 7.9 \end{array}$	$\begin{array}{c} 9.1 \\ 11.1 \end{array}$
	AIC	$348.7 \begin{array}{c} 19\\ 200 \end{array}$	365.8	293.1	313.2	285.8	278.4	290.9	250.9	283.2	244.4	273.7	288.4	285.0	221.6	211.7	158.4	240.7
	対数尤度	-169.3	-177.9	-143.6	-151.6	-138.9	-134.2	-140.5	-120.4	-137.6	-118.2	-132.9	-141.2	-138.5	-105.8	-100.8	-74.2	-117.3
- 	w	0.14	0.49	I	0.41	0.41	0.41	I	0.63	0.49	I	0.51	I	0.42	I	0.51	0.66	I
	σ1	I	I		I	I	-0.62	-0.72	I	I	I	I	I	T	0.51	-0.64	T	I
× SFI	Ø()	2.25	2.83	1.60	1.78	1.61	0.73	0.79	1.44	1.68	1.15	1.59	1.55	1.62	-0.28	0.36	0.81	1.13
rownest L	$\mu^2$	9.84	9.60		-5.45	I	I	-3.88	3.47	I	5.51	I	I	T	3.05	I	2.33	I
·	$\mu 1$	-7.88	-5.88	1.34	10.24	1.92	3.53	8.55	-2.04	2.81	-3.84	1.38	1.03	3.14	-0.42	1.40	-0.51	2.08
	$\mu^{0}$	-18.00	-16.53	-12.11	-13.51	-9.94	-8.03	-14.42	-8.25	-12.68	-2.74	-5.28	-3.80	-7.04	-4.99	-3.81	5.88	9.07
	パラメ ータ数	2	2	3	5	4	5	5	5	4	4	4	33	4	5	5	5	er S
1007 1001	トレンドモービン	$M_{20}^{GNO}$	$M_{20}^{GEV}$	$M_{00}^{Nor}$	$M_{20}^{GNO}$	$M_{10}^{GEV}$	$M_{11}^{GEV}$	$M_{21}^{Nor}$	$M_{20}^{GEV}$	$M_{10}^{GEV}$	$M_{20}^{Nor}$	$M_{10}^{GEV}$	$M_{10}^{Nor}$	$M_{10}^{GEV}$	$M_{21}^{Nor}$	$M_{11}^{GEV}$	$M_{20}^{GEV}$	$M_{10}^{Nor}$
	統計 数計	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76	76
	観 売 名	網走	根室	寿都	山形	石巻	伏木	長野	水戸	飯田	銚 子	戭	浜田	彦根	回崎	多度津	必 邂	石垣島

 $\mathbf{47}$ 



年最高気温と再現期待値の経年変化 伏木 M<sub>m</sub><sup>Nor</sup>

第4図 伏木における最高気温の再現期待値の経年変化と確率密度関数.(右図)再現期待値の経年変化,横軸:観測年(年),縦軸:気温(°C),(左図)確率密度関数,横軸:確率,縦軸:気温(°C)



第5図 長野における最高気温の再現期待値の経年変化と確率密度関数. 左図, 右図とも第4図と同じ.

四国地方,九州地方,南西諸島で昇温傾向が大きい. また,昇温傾向は,最高気温に比べ顕著であった.

# 5. 議論

4.3節で求めた17気象官署における気温極値解析の 結果の適合度を調べるため,再現期待値に対する超過 地点数を調べた.

最高気温の再現期待値に対する超過地点数の理論的

な期待値は、次のように計算できる.ある年に地点*i* で*T*年再現期待値 $x_T$ を超える確率は1/Tであり、  $x_T$ を超えない確率は1-1/Tである.したがって、 統計期間 $N_i$ 中に $x_T$ を超えない確率は、 $(1-1/T)^{N_i}$ となり、統計期間中に少なくとも一度 $x_T$ を超える確 率は、 $1-(1-1/T)^{N_i}$ となる.これを地点ごとに求め て、足し合わせれば、(11)式から最高気温の再現期待 値に対する理論的な超過地点数が求まる.

582



第6図 飯田における最低気温の再現期待値の経年変化と確率密度関数. 左図, 右図とも第4図と同じ.



年最低気温と再現期待値の経年変化 伏木 M<sub>11</sub>

第7図 伏木における最低気温の再現期待値の経年変化と確率密度関数. 左図, 右図とも第4図と同じ.

$$\sum_{i=1}^{N} \{1 - (1 - 1/T)^{N_i}\}$$
(11)

一方,第3表,第4表に示した結果から,ある地点 における年ごとに計算した T 年再現期待値と,その 地点の年ごとの観測値とを比較し,その地点において 統計期間中に観測値が T 年再現期待値を上回ること があったかを判断する.統計期間中に T 年再現期待 値を上回ることのあった地点数と,先に述べた理論的 な超過地点数とを比較することにより,解析結果の適 合度を調べた.

また,理論的な超過地点数の標本誤差範囲を調べる ため,次のシミュレーションを行った.地点ごとに76 個(名瀬75個)の乱数を発生させ,*T*年再現期待値 を超えた地点数を数える.これを1000回繰り返して, 超過地点数の95%範囲を標本誤差範囲とした.最低気 温の場合には,以上の手順で*T*年再現期待値*x<sub>T</sub>*を統



第8図 最高気温の再現期間の変化.統計期間始 め10年(1931~1940年)の最高気温の 50年確率値の平均値が,統計期間終わり 10年(1997~2006年)において,平均 して再現期間何年の値に相当するのかを 示す.



第9図 最低気温の再現期間の変化.統計期間始 め10年(1931~1940年)の最低気温の 50年確率値の平均値が,統計期間終わり 10年(1997~2006年)において,平均 して再現期間何年の値に相当するのかを 示す.

計期間中に下回ったとして考える.

第10図は、最高気温の再現期待値についての超過地 点数である.実際の超過地点数は、期待値の95%標本 誤差範囲内にあり、よく適合しているといえる.一方、 第11図より、最低気温では、再現期間50年において 95%標本誤差範囲内にないものの、その他の再現期間 ではよく適合している.

続いて、トレンドを考慮した場合と考慮しない場合 の再現期待値の超過地点数を比較することにより、観



第10図 17気象官署最高気温の再現期待値の超過 地点数(全17地点).



311図 17気象官者最低気温の再現期待値の超近 地点数(全17地点).

測値におけるトレンドを考慮したことで再現期待値の 推定精度が向上したのかを調べる.算出した再現期待 値を観測値が超過する割合は,観測年によらないこと が理想的である.トレンドモデルを用いたことにより 再現期待値の推定精度が向上したならば,観測値に経 年変化がある場合でも,観測年に対する超過地点数の 偏りは小さいはずである.一方,経年変化を考慮しな ければ,例えば観測値に昇温傾向がある場合,各再現 期待値の超過地点数は最高気温ならば統計期間後半 に,最低気温ならば統計期間前半に多くなり,各観測 年において再現期待値を精度よく推定しているとはい えなくなる. 最高気温にお いて実際に比較した結果を 第12図に,最低気温におけ る同様の結果を第13図に示 す. なお,トレンドの無い 場合とは,3.3節で示した 5つの分布形のうち,パラ メータにトレンドを持たな いモデル*M<sup>00ST</sup>*から,AIC の適合基準によりモデルを 選択した場合とした.

第12図aは、統計期間 始め30年における最高気温 の超過地点数の比較を、第 12図bは、統計期間終わ り30年における最高気温の 超過地点数の比較を示して いる. 最高気温の評価にお いては、トレンドを持つモ デルが適合した地点数は約 半数に留まっていたため, トレンドを考慮した場合と トレンドを考慮しない場合 とで大きな違いは見られな い.しかしながら、トレン ドを考慮しない場合には, 統計期間後半(第12図 b) の方が統計期間前半(第12 図 a) に比べて超過地点数 が多く評価されることが分 かる. 一方で、トレンドを 考慮した場合には、統計期 間の前半と後半での超過地 点数の評価が安定してい

2 2 観測(トレンド有) ■ 観測(トレンド有) (a) (b) 観測(トレンド無) 図 観測(トレンド無) 期待値 ┣━━┫ 95%標本 期待值 н 95%標本 誤差範囲 誤差範囲 再現期待値超過地 再現期待値超過地.91 01 15 6 之点 纷 点数 ŝ 0 2 5 10 20 30 50 100 200 5 10 20 30 50 2 100 200 再現期間 (年) 

第12図 17気象官署最高気温の再現期待値の超過地点数(全17地点).(a)は統計期間始め30年における超過地点数の比較,(b)は統計期間終わり30年における超過地点数の比較を示す. ■ はトレンドを考慮したモデルによる再現期待値を超過した地点数, 図 はトレンドを考慮しないモデルによる再現期待値を超過した地点数, □ は理論的な超過地点数である.



第13図 17気象官署最低気温の再現期待値の超過地点数(全17地点).(a)は統計期間始め30年における超過地点数の比較,(b)は統計期間終わり30年における超過地点数の比較を示す. ■ はトレンドを考慮したモデルによる再現期待値を超過した地点数, □ は理論的な超過地点数である.

る. これらのことは,最低気温においてより明瞭であ る.最低気温による同様の結果を第13図 a, b に示 す.第13図 a, b より,トレンドを考慮しない場合に は,再現期待値を下回ることが統計期間前半に偏って いる.一方,トレンドを考慮した場合には,超過地点 数が観測年によらず安定している.すなわち,トレン ドを考慮しないモデルでは,再現期待値を精度よく推 定することが困難であるが,トレンドを考慮すること により再現期待値の推定精度向上が期待されると判断 できる.

### 6. まとめ

全国17気象官署の年最高,年最低気温データに対し て、トレンドモデルを用いた気温極値解析を行った. 観測値のトレンドを考慮した場合と考慮しない場合と における,観測値が再現期待値を超過した地点数を比 較した結果から、トレンドモデルを用いることによ り、精度よくクォンタイルの推定ができる分布を抽出 でき、再現期待値の推定精度が向上したといえる.最 高気温の場合,気象官署17地点中12地点で正規分布が 選択され、9地点でトレンドをもつモデルが選択され

2010年8月

た. 最低気温の場合, 17地点中6地点で正規分布が, 9地点でGEV分布が選択され、全地点でトレンドを もつモデルが選択された.最高気温・最低気温とも に、主なトレンドは、平均値の昇温による location パラメータの増加であったが、最高気温3地点では極 値のばらつきの増大による scale パラメータの増加傾 向が、最低気温3地点では極端な低温が出にくくなっ たことによる scale パラメータの減少傾向が見られ た、全体として、最高気温に比べ最低気温の方が、気 温の増加トレンドが顕著であった.また, scale パラ メータにおけるトレンドを見ることにより、極端な値 の出やすさの変化を見積もることができた. 再現期間 の変化を見ることにより、17地点中8地点では過去の 極端な高温が出やすくなっており、全地点で極端な低 温が出にくくなっているといえる. なお、今回得られ たトレンドモデルは、過去のデータを最も適切に表現 できたモデルであると考えられるが、複数のトレンド モデルが適応可能な場合には、真のモデルではない可 能性があるということに注意が必要である.

#### 謝 辞

トレンドモデルにおいてRのパッケージismev (Coles and Stephenson 2006)を使用した(http:// cran.r-project.org/).また,地図など図の一部は, 柴田 (2003)を参考にしてフリーソフトのGMT (http://gmt.soest.hawaii.edu/, 2004.5.20閲覧)を 用いて作成した.さらに,解析に使用した17気象官署 の気温データは,平成18~20年度科学研究費補助金に よる「極端な気象現象の発生頻度とその長期変動に関 する研究」(研究代表者:藤部文昭)に関連して提供 されたものである.ここに謝意を表する.

## 参考文献

- Coles, S., 2001 : An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. Springer, 105–123.
- Coles, S. and A. Stephenson, 2006: Ismev: An introduction to statistical modeling of extreme values. http:// cran.r-project.org / web / packages / ismev / index.html (2006.11.28閲覧).
- Feng, S., S. Nadarajah and Q. Hu, 2007 Modeling annual extreme precipitation in China using the generalized extreme value distribution. J. Meteor. Soc. Japan, 85, 599-613.
- 藤部文昭, 1997:都市気象官署における気温極値の経年変 化. 天気, 44, 101-112.

- Hosking, J. R. M. and J. R. Wallis, 1997 Regional Frequency Analysis : An Approach Based on Lmoments. Cambridge Univ. Press, Cambridge, 224pp.
- Kharin, V. V., F. W. Zwiers, X. Zhang and G. C. Hegerl, 2007 Changes in temperature and precipitation extremes in the IPCC ensemble of global coupled model simulations. J. Climate, 20, 1419-1444.
- 気象庁, 1990:異常気象・気象災害調査指針. 気象庁, 137-139.
- 気象庁,2002:気象災害報告(災害速報・災害報告)作業 マニュアルと手引き.気象庁,37pp.
- 気象庁,2005:異常気象レポート2005:近年における世界 の異常気象と気候変動~その実態と見通し~(VII).気象 庁,383pp.
- 北沢正彦,川北司郎,中島裕之,久保雅邦,石田良三, 1986a:鋼製橋脚における鋼構造物温度の実測と温度荷 重の検討(上).橋梁と基礎,20(11),23-27.
- 北沢正彦,川北司郎,中島裕之,久保雅邦,石田良三, 1986b:鋼製橋脚における鋼構造物温度の実測と温度荷 重の検討(下).橋梁と基礎,20(12),35-40.
- 日本建築学会,2004:建築物荷重指針・同解説第4版.丸 善,559-617.
- 柴田のり子, 2003:GMTを使ってみよう. 東管技術 ニュース, (145). (CD-ROM)
- 水文・水資源学会編, 1997:水文・水資源ハンドブック. 朝倉書店, 228-255.
- Wang, X. L., F. W. Zwiers and V. R. Swail, 2004: North Atlantic ocean wave climate change scenarios for the twenty-first century. J. Climate, 17, 2368–2383.

#### 付録 A 各分布の詳細

A.1 Gumbel 分布 (Gum)

 $\mathcal{N} \ni \mathcal{I} - \mathcal{I}(2) : \mu$  (location),  $\sigma$ (scale).

xの範囲: $-\infty < x < \infty$ 

確率密度関数 f, 分布関数 F, 分布関数の逆関数 x は次の通りである.

$$f(x) = \sigma^{-1} \exp\{-(x-\mu)/\sigma\} \exp[-\exp\{-(x-\mu)/\sigma\}]$$
 (A1)

 $F(x) = \exp\left[-\exp\left\{-\left(x-\mu\right)/\sigma\right\}\right]$ (A2)

$$x(F) = \mu - \sigma \log\left(-\log F\right) \tag{A3}$$

A.2 正規分布 (Nor)

 $\mathcal{N} \ni \mathcal{I} - \mathcal{I}(2) : \mu \text{ (location)}, \sigma \text{ (scale)}.$ 

xの範囲: $-\infty < x < \infty$ 

確率密度関数 f, 分布関数 F は次の通りである.

$$f(x) = \sigma^{-1} \phi\{(x - \mu) / \sigma\}$$
(A4)

$$F(x) = \Phi\{(x-\mu)/\sigma\}$$
(A5)

ここで,

$$\phi(x) = (2\pi)^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right), \ \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(t) dt$$
 (A6)

分布関数の逆関数 x(F) は解析的な形をとらない.

## A.3 一般極値分布(GEV)

ここに示す GEV のパラメータは, Coles (2001) ではなく Hosking and Wallis (1997) の表記を使っ ていることに注意が必要である.

$$\gamma = \gamma = \gamma$$
 (3) :  $\mu$  (location),  $\sigma$  (scale),  $\xi$  (shape).

$$x$$
の範囲: $-\infty < x \le \mu + \sigma/\xi$  ( $\xi > 0$ )  
 $-\infty < x < \infty$  ( $\xi = 0$ )  
 $\mu + \sigma/\xi \le x < \infty$  ( $\xi < 0$ )

確率密度関数 *f*,分布関数 *F*,分布関数の逆関数 *x* は次の通りである.

$$f(x) = \sigma^{-1} e^{-(1-\xi)y - e^{-y}}$$
(A7)

$$F(x) = e^{-e^{-y}} \tag{A8}$$

$$x(F) = \begin{cases} \mu + \sigma \{1 - (-\log F)^{\xi}\} / \xi, & \xi \neq 0 \\ \mu - \sigma \log (-\log F), & \xi = 0 \end{cases}$$
(A9)

$$y = \begin{cases} -\xi^{-1} \log\{1 - \xi(x - \mu) / \sigma\}, & \xi \neq 0 \\ (x - \mu) / \sigma, & \xi = 0 \end{cases}$$
(A10)

特別な場合として, *ξ*=0の場合は Gumbel 分布, *ξ*=1の場合は逆指数分布である.

## A.4 一般 logistic 分布(GLO)

パラメータ(3): $\mu$ (location),  $\sigma$ (scale),  $\xi$ (shape).  $\sigma$ を持った正規分布である.

$$x の範囲: $-\infty < x \le \mu + \sigma/\xi$  ( $\xi > 0$ )$$

$$-\infty < x < \infty$$
 ( $\xi = 0$ )

 $\mu + \sigma/\xi \leq x < \infty \qquad (\xi < 0)$ 

確率密度関数 *f*,分布関数 *F*,分布関数の逆関数 *x* は次の通りである.

$$f(x) = \sigma^{-1} e^{-(1-\xi)y} / (1+e^{-y})^2$$
(A11)

$$F(x) = 1/(1 + e^{-y})$$
(A12)

$$x(F) = \begin{cases} \mu + \sigma [1 - \{(1-F)/F\}^{\epsilon}]/\xi, & \xi \neq 0 \\ \mu - \sigma \log\{(1-F)/F\}, & \xi = 0 \end{cases}$$
(A13)  
$$y = \begin{cases} -\xi^{-1} \log\{1 - \xi(x-\mu)/\sigma\}, & \xi \neq 0 \\ (x-\mu)/\sigma, & \xi = 0 \end{cases}$$
(A14)

特別な場合として、 $\xi=0$ の場合は logistic 分布で ある.

### A.5 一般正規分布(GNO) [対数正規分布]

パラメータ(3): $\mu$ (location),  $\sigma$ (scale),  $\xi$ (shape).

$$x の範囲: -\infty < x \le \mu + \sigma/\xi$$
 (ま>0)  
-∞< $x < \infty$  (ま=0)  
 $\mu + \sigma/\xi \le x < \infty$  (ま<0)

確率密度関数 f, 分布関数 F は次の通りである.

$$f(x) = e^{\xi y - y^2/2} / \left(\sigma \sqrt{2\pi}\right) \tag{A15}$$

$$F(x) = \Phi(y) \tag{A16}$$

$$y = \begin{cases} -\xi^{-1} \log\{1 - \xi(x - \mu) / \sigma\}, & \xi \neq 0\\ (x - \mu) / \sigma, & \xi = 0 \end{cases}$$
(A17)

Φは、(A6)で定義された標準正規分布の累積分布
 関数である.

分布関数の逆関数 x(F) は解析的な形をとらない. 特別な場合として、 $\xi=0$ の場合はパラメータ $\mu$ ,  $\sigma$ を持った正規分布である.

# Statistical Analysis of Temperature Extremes in Japan Considering Interannual Temperature Variations by Trend Model

Masami SUYA\* and Hakaru MIZUNO\*\*

- \* Kushiro Local Meteorological Observatory, 10-3, Saiwai-chou, Kushiro, Hokkaido, 085-8586, Japan.
- \*\* Observations Department, Japan Meteorological Agency, 1-3-4, Otemachi, Chiyoda, Tokyo, 100-8122, Japan.

(Received 25 March 2009; Accepted 17 May 2010)