

極端事例の統計およびみかけのトレンドに関する数値実験

西澤 誠也・余田 成男 (京大・理)

1 はじめに

近年、対流圏では温暖化、成層圏では寒冷化の気温トレンドが観測されている (e.g. Houghton et al., 2001; Ramaswamy et al., 2001)。これら気温のトレンドは二酸化炭素など温室効果気体の増加が主な原因であるとされており、成層圏オゾンの減少も成層圏の寒冷化に寄与しているとされている (e.g. Hare et al., 2004)。また、集中豪雨や突風、成層圏突然昇温などの極端事例のトレンドも観測データの解析や数値実験などにより多くの研究がされている。

有限長のデータからトレンドを見積もると、内部変動により誤差が生じる。例えば、真のトレンドが無くとも見かけ上トレンドがあるかのように見積もられることがある。このように、見積もられたトレンドは外部強制の変化により生じた真のトレンドからのずれをもっており、このずれを見かけのトレンドと定義する。図1は見かけのトレンドについての簡単な例である。有限長のデータから見積もったトレンドは与えた真のトレンドからずれており、見かけのトレンドをもっている。例えば、最初の5年および10年のデータで見積もったトレンドは、与えたトレンドが負であるにもかかわらず、正の値となっている。

見積もられたトレンドには見かけのトレンドが含まれており、見かけのトレンドの性質を知っておかなければ見積もられたトレンドを正しく評価できず、トレンドを誤って解釈してしまう危険がある。見かけのトレンドを生じさせる原因として、ここで考えた内部変動の他に、太陽活動のように長周期をもった強制や、火山噴火のような長い間隔をもつ間欠的な強制、観測機器の変化などのようにデータの質の変化を与える事象などがあげられる。

Tiao et al. (1990) は内部変動やデータの自己

相関に因るトレンドの見積もりの誤差を調べており、これらの原因による見かけのトレンドの頻度分布の標準偏差を求めている。Weatherhead et al. (1998) はその2つに加え観測機器の変化などによるデータの質の変化によるトレンドの見積もりの誤差について考察している。一般的に、ここで得られた見かけのトレンドの標準偏差を用いて、 t -検定により見積もられたトレンドの統計的有意性の議論がされている。 t -検定には、見かけのトレンドが正規分布に従うという仮定が必要となる。

大気内部変動の頻度分布にはさまざまな分布がある。したがって、内部変動による見かけのトレンドはさまざまな頻度分布をもつと考えられ、その頻度分布が正規分布に近いとは限らない。見かけのトレンドの頻度分布が正規分布から大きくずれている場合、 t -分布を用いた方法で

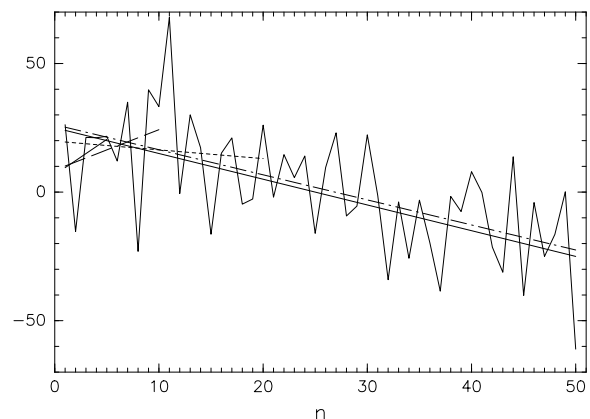


図1: 見かけのトレンドの概念図。細実線の直線で表された線型トレンドとランダムな内部変動をあわせ持つ変動(データ)を折れ線で表している。太い実線、破線、点線、一点鎖線が、それぞれ最初の5年、10年、20年、50年のデータで見積もったトレンドを表す。

はトレンドを正しく評価できていない可能性がある。したがって、トレンドを考える際には内部変動や見かけのトレンドの分布関数を陽に考える必要がある。

内部変動の頻度分布やモーメントなどの性質を調べるためには多くのデータが必要となるが、現実大気データの長さは十分ではないことが多い。Taguchi and Yoden (2002b) は 1,000 年積分実験を行い、大気内部変動の頻度分布を調べ、冬季成層圏気温の頻度分布が大きく歪んでいることを指摘した。しかし、そこで得られたヒストグラムは粗く、1,000 年のデータでもまだ十分であるとはいえない。

そこで、本研究では 3 次元大気循環モデルを用いて長期間積分実験を行い、得られた 15,200 年という長期間のデータを用いて内部変動の分布関数を調べる。頻度分布の性質を表すモーメントを調べ、標本モーメントの見積もり誤差のデータ長および内部変動の頻度分布に対する依存性を調べる。

見かけのトレンドについて確率統計理論により考察を行い、見かけのトレンドのいくつかのモーメントおよび分布関数を考える。また 15,200 年データを用いて、内部変動のいくつかのモーメントの空間・季節分布を調べ、このモデル内大気の内変動の性質を押さえ、同じモデルを用いて外部強制にトレンドを与えたアンサンブル実験を行い、見積もられたトレンドと内部変動のモーメントの関係を調べ、理論で得られた結果と合わせて考察する。また、見積もられたトレンドの統計的有意性検定も行う。一般的に用いられている t -検定やブートストラップ検定に加えて、理論により求めた分布関数を用いたより正確な検定を行い、両者の結果を比較し前者の検定の妥当性についての考察も行う。

2 モデルおよび実験設定

使用したモデルは Taguchi and Yoden (2002a) と同じものである。このモデルは 3 次元大気プリミティブ方程式モデル AGCM5.3 (Swamp Project, 1998) の物理過程を単純化したものである。水平

分解能は三角切断 T21 であり、鉛直方向は地表から中間圏まで 42 層である。いくつかの物理過程を単純化した。水を含まない乾燥大気を仮定し、放射過程はニュートン加熱・冷却で置き換えた。モデルの地表には北半球のみに東西波数 1 のサイン関数型の地形を入れ、その振幅を 1000m とした。

標準実験では、擾乱を加えた 240K の静止等温大気を初期値とし、1 年間のスピナップの後 1,520 年積分した。初期擾乱を変え全部で 10 ランの実験を行い、合計 15,200 年分という長期間のデータを得た。

トレンド実験では、放射平衡温度場を標準実験で用いた放射平衡温度場から寒冷化させた温度場に線形的に変化させた。高度 50km あたりで約 0.25K/year 寒冷化させている。標準実験と同様の初期値および放射平衡温度場を用いて 1 年間スピナップし、その後、線形的に変化させた放射平衡温度場を用いて 50 年間積分した。実験は 96 アンサンブル行った。

3 極端事例の統計的性質

極端事例とは起る頻度が少なく値が平均値から大きくはずれている現象であり、変動の頻度分布の裾の尾に相当する現象であるといえる。頻度分布の裾の尾が少し異なるだけで、極端な気象現象はその頻度や程度が大きく異なる。

図 2 は、15,200 年分のデータから求めた極域成層圏での気温のヒストグラムと Taguchi and Yoden (2002b) と同様に 1,000 年分のデータから求めたものである。内部変動の頻度分布は季節によって大きく異なっている。標準偏差は夏季に比べて冬季にとっても大きく、冬季には、大部分の年は放射平衡温度近くの低い温度に集中しているが、大きく離れた高い値をとる年があり、頻度分布の裾の尾が高温の方へ長く延びている。この放射平衡温度から離れた高温は成層圏突然昇温現象に因るものであり、その発生が冬季の大きな年々変動の原因となっている。一方、対流圏では、変動は一年中正規分布に近い (図は省略)。

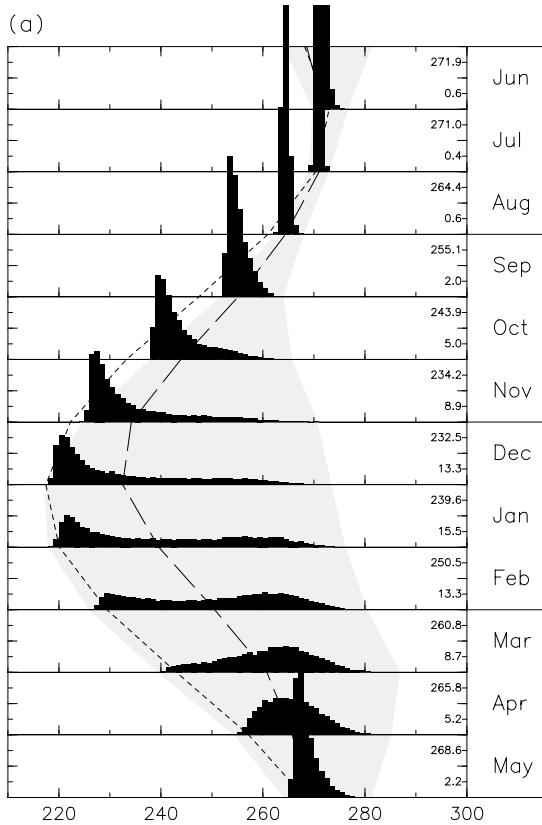


図 2: 北緯 86 度の 2.6hPa における気温のヒストグラムの季節依存性。各月の平均値を破線で、放射平衡温度の月平均値を点線で表している。シェードは各月の最大値と最小値の範囲を示している。各月の右の数字は上から平均値と標準偏差である。単位は K である。

頻度分布の裾の尾の違いを表す簡単な統計量の 1 つとして尖度や歪度がある。尖度は頻度分布の裾の尾の広がり具合を表す統計量で、尖度が正で大きいほど極端な現象の頻度が高く程度が大きくなる。歪度は頻度分布の左右の非対称性を表す統計量で、歪度が大きいと頻度分布の片側の極端な現象が卓越する。このようなモーメントは極端事例を考える際の一つの指標となる。有限長データから見積もられた変動のモーメントには誤差が含まれており、標本モーメントの誤差の性質を押さえておく必要がある。ここでは、標準実験で得られた 15,200 年データを用いて、有限長のデータから求めたモーメント

の誤差について考える。重複しない連続した N 年分のデータを $[1, 520/N] \times 10$ 組取り出し、それぞれ標本モーメントを求めた。ここで $[x]$ は x を越えない最大の整数である。内部変動の頻度分布による標本モーメントの誤差の違いをみるため、異なる頻度分布をもつ成層圏と対流圏における冬季の極域気温を考える。

図 3 は、各データ長で求めた標本平均の 15,200 年データから求めた平均からのずれのヒストグラムである。データ長 N が大きいほどヒストグラムの標準偏差は小さくなる。それぞれの N での誤差の標準偏差はデータ長の平方根に反比例することが知られている。中心極限定理により N が大きな場合は標本平均の頻度分布は正規分布に近づくことが分かっている。ここでは、 $N = 10$ でも標本平均の頻度分布は成層圏、対流圏ともにほぼ正規分布である。エッジワース展開により標本平均の分布関数が得られるが、 $O(N^{-1})$ までのエッジワース展開による分布関数は $N = 10$ のときでも正規分布とほとんどかわらず (図は省略)、標本平均の頻度分布は内部変動の頻度分布の違いに鈍感であることが分かる。

図 4 は標本分散の誤差のヒストグラムである。ヒストグラムの平均値はすべての N で 15,200 年データから求めた値とほぼ一致している。標本分散の誤差もデータ長が大きくなるにしたがって小さくなり、頻度分布の標準偏差はおよそデータ長の平方根に反比例することが分かっている。標準正規分布に従う N 個の標本の二乗和の分布は自由度が $N - 1$ の χ^2 分布、 $\chi^2(N - 1)$ 、となる。対流圏では、内部変動の頻度分布が正規分布に近いので、標本分散の頻度分布は χ^2 分布とほぼ一致している。一方、成層圏では、内部変動が正規分布からずれているため、標本分散の分布は χ^2 分布からずれている。

歪度や尖度も同様に頻度分布を調べた (図は省略)。データ長が大きくなると誤差が小さくなる傾向は同じである。歪度や尖度は不偏推定値ではないため N が小さなときのヒストグラムの平均値は全データから求めた値からずれている。尖度の頻度分布には大きな歪みが見られる。歪度の頻度分布は成層圏と対流圏であまり違いが

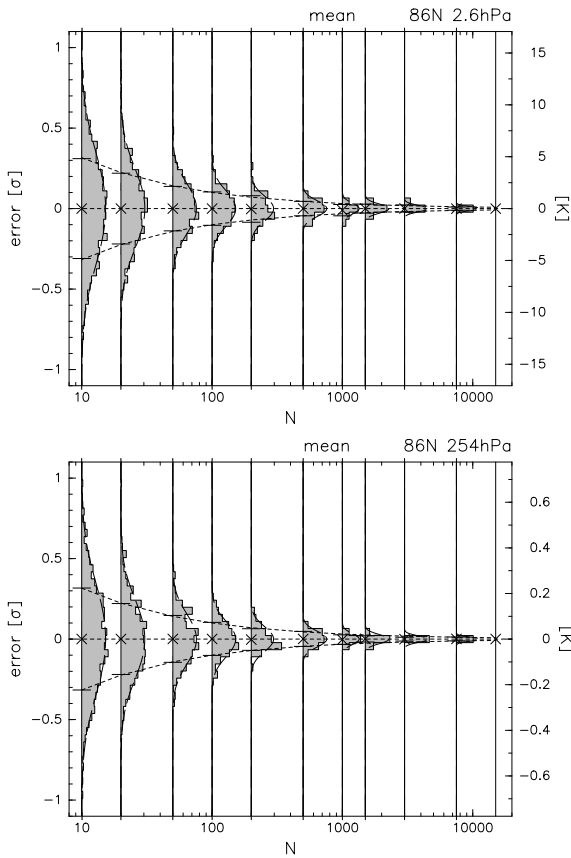


図 3: (上)2.6hPa および (下)254hPa における 1 月の極域気温の各データ長 N で求めた標本平均の 15,200 年データから求めた平均値からのずれのヒストグラム。値は 15,200 年データから求めた標準偏差で規格化している。破線は正規分布を表している。各 N での平均、標準偏差をそれぞれ \times 印、 $-$ 印で表しており、標準偏差の理論曲線を点線で示している。

ないが、尖度では成層圏と対流圏で違いがみられる。頻度分布の標準偏差の N 依存性を最小二乗法により見積もると歪度はおよそ $2N^{-0.55}$ 、尖度はおよそ $4N^{-0.6}$ である。

ここで得られた誤差の頻度分布の標準偏差のデータ長依存性を用いると、誤差の程度を見積もることができ、モーメントを求めるために必要なデータ長を見積もることができる。

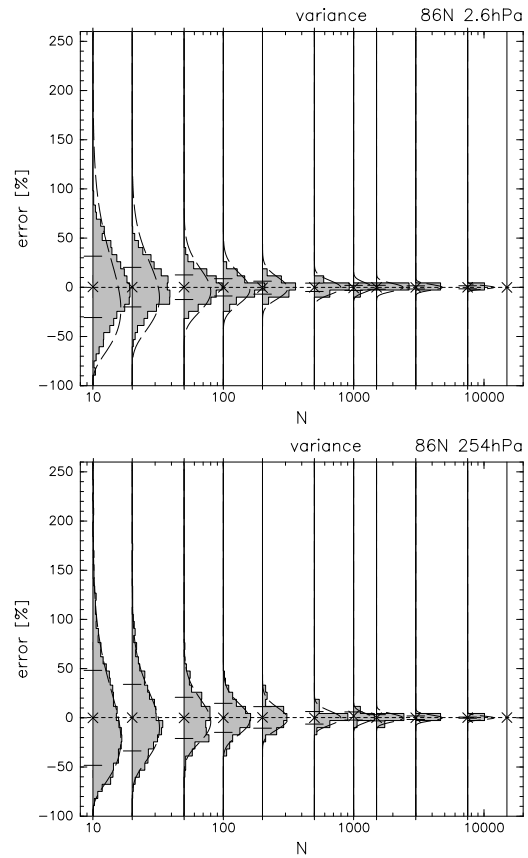


図 4: (上)2.6hPa および (下)254hPa における 1 月の極域気温の各データ長 N での求めた標本分散の 15,200 年データから求めた分散に対する割合のヒストグラム。破線は自由度 $N-1$ の χ^2 分布を表している。各 N での平均、標準偏差をそれぞれ \times 印、 $-$ 印で表している。

4 見かけのトレンド

4.1 見かけのトレンドに関する確率統計理論

有限の長さのデータからトレンドを見積もる際、図 1 に見られたように、内部変動により見積られたトレンドには見かけのトレンドが含まれている。ここでは見かけのトレンドの性質を確率統計理論に基づいて調べる。

線型トレンドと内部変動を含む簡単な線型ト

レンドモデルを考える;

$$X(n) = an + b + \epsilon(n). \quad (1)$$

ここで $n, a, b, \epsilon(n)$ はそれぞれ時刻、トレンド、定数項、内部変動を表している。最小二乗法により見積もられたトレンド、 \hat{a} 、の真のトレンド、 a 、からのずれである見かけのトレンド、 a' 、は

$$\begin{aligned} a' &= \hat{a} - a \\ &= \frac{12}{N(N+1)(N-1)} \sum_{n=1}^N \left(n - \frac{N+1}{2} \right) \epsilon(n) \end{aligned} \quad (2)$$

となる。

内部変動の各時刻における値、 $\epsilon(1), \dots, \epsilon(N)$ 、が互いに独立で同一の分布に従う確率変数であるとする。このとき見かけのトレンド、 a' 、も確率変数であり、試行毎に異なった値をとる。 a' の平均および歪度は0、標準偏差、 $\sigma_{a'}$ 、および尖度、 $\beta_{2a'}$ 、はそれぞれ

$$\sigma_{a'} = \sqrt{\frac{12}{N(N+1)(N-1)}} \sigma_{\epsilon} \approx \sqrt{12} N^{-\frac{3}{2}} \sigma_{\epsilon}, \quad (3)$$

$$\beta_{2a'} = \frac{3}{5} \frac{3N^2 - 7}{N(N+1)(N-1)} \beta_{2\epsilon} \approx \frac{9}{5} N^{-1} \beta_{2\epsilon} \quad (4)$$

であることが求められた。ここで $\sigma_{\epsilon}, \beta_{2\epsilon}$ はそれぞれ $\epsilon(n)$ の標準偏差と尖度である。より高次のモーメントも同様に計算することができる。この標準偏差は Tiao et al. (1990) や Weatherhead et al. (1998) でも同様の結果が得られている。より高次のモーメントの考察も行った。 $\epsilon(n)$ の時系列の順番を逆にすると a' は正負が逆の値となることから、ある a' の確率は正負が逆の値の確率と全く同じである。したがって、奇数次のモーメントはすべて0であることが分かった。

次に見かけのトレンドの分布関数について考える。見かけのトレンドの奇数次のモーメントが0であるのと同じ理由で、見かけのトレンドの確率密度関数は偶関数であることが分かる。見かけのトレンドの分布関数は内部変動の分布関数に依存する。内部変動が正規分布に従う場合は見かけのトレンドは正規分布に従うことが分

かった。次に一般的な場合を考える。見かけのトレンド、 a' 、をその標準偏差、 $\sigma_{a'}$ 、で規格化したものを a'_s とする; $a'_s = a'/\sigma_{a'}$ 。 a'_s の累積分布関数、 $F_{a'_s}(x)$ 、のエッジワース展開を考えた。 $F_{a'_s}(x)$ のエッジワース展開を求めると、

$$F_{a'_s}(x) = \Phi(x) + \sum_{l=1}^{\infty} Q_l(x) \phi(x) N^{-\frac{1}{2}l}, \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Q_{2m-1}(x) &= 0, \\ Q_2(x) &= -\frac{3}{40} \frac{\kappa_4}{\kappa_2^2} H_3(x), \\ Q_4(x) &= -\frac{3}{560} \frac{\kappa_6}{\kappa_2^3} H_5(x) - \frac{9}{3200} \frac{\kappa_4^2}{\kappa_2^4} H_7(x) \end{aligned}$$

となった。ここで $H_k(x)$ は k 番目のエルミート多項式、 κ_k は $\epsilon(n)$ の k 番目のキュムラント、 m は正の整数である。累積分布関数を微分することにより a'_s の確率密度関数、 $f_{a'_s}(x)$ 、の同様の展開も求めることができる。見かけのトレンドの分布関数はデータ数の -1 乗のオーダーで正規分布に収束する。エッジワース展開を使うと正規分布よりも正確度が高い分布関数を求めることができる。内部変動の標準偏差および尖度が分かっている場合、4次の正確度をもつ分布関数を求めることができる。

見かけのトレンドの累積分布関数と正規分布の累積分布関数の差の最大値はおよそ $0.04|\beta_{2\epsilon}|N^{-1}$ であり、正規分布の仮定に必要なデータ長を見積もることができる。例えば、1%の誤差が無視できる場合、データ長が $4|\beta_{2\epsilon}|$ よりも長い場合は見かけのトレンドの頻度分布はほぼ正規分布であると見なすことができる。

見かけのトレンドの分布関数の百分位数をコーニッシュ・フィッシャー展開により得た。92%よりも高い信頼係数では、係数が100%に近づくにつれて、正規分布と見かけのトレンドの分布関数の信頼区間の差が大きくなる。高い信頼係数を用いる場合は、特に正規分布の仮定の妥当性に注意する必要がある。

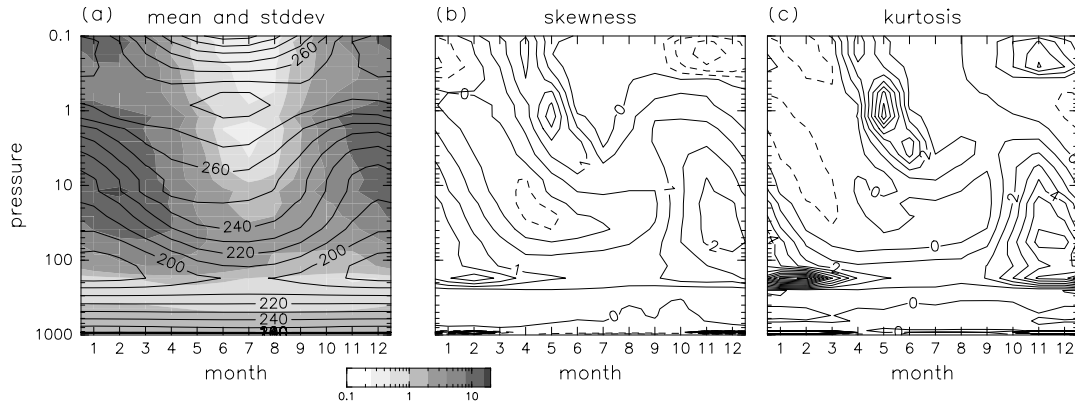


図 5: 北緯 86 度における帯状平均気温の (a) 平均値と標準偏差、および (b) 歪度、(c) 尖度の月-高度断面図。(a) 図の等値線が平均、シェードが標準偏差を表している。

4.2 見かけのトレンドに関する数値実験

大気変動における見かけのトレンドを考えるためには大気内部変動を知る必要がある。内部変動の頻度分布は経度や緯度、高度、季節等によって異なっている。標準実験により得られた 15,200 年長期間データを用いて内部変動のモーメントの空間・季節分布について調べた。

極域における各モーメントの月-高度断面を図 5 に示す。標準偏差は 2 月の 12hPa あたりで 16K と最大となり、夏季の中間圏で最小となる。秋季には 1hPa あたりで最大となっているが夏季には 100hPa あたりまで最大となる高度が下がる。歪度と尖度は、極域では冬季成層圏下部および 5 月の 1hPa あたりで大きな値をとっており、両者が大きな領域はほぼ一致している。歪度の最大値はおよそ 2 である。尖度は 2 月の 200hPa あたりで約 12、冬季成層圏で約 6、5 月の 1hPa あたりでは約 7 である。したがってこのような領域では変動の頻度分布は正規分布からずれていることが分かる。一方、中緯度では歪度、尖度ともほぼ 0 であり、変動の頻度分布は正規分布に近い (図は省略)。

次に、成層圏の放射平衡温度に寒冷化トレンドを与えた 96 メンバーアンサンブル実験により見積もられたトレンドおよび見かけのトレンドの性質を調べた。

図 6 (a) はすべてのランにおける冬季極域成層圏における気温の時系列である。トレンドの

大きさに比べて極域気温の年々変動が大きいのが分かる。最初の 20 年および 50 年のデータでトレンドを見積もると、与えたトレンドは負であるにもかかわらず、いくつかのランでは正のトレンドが見積もられる (図 6 b,c)。データ長が短い方が見積もられたトレンドのばらつきは大きい。

一方、夏季には、年々変動が小さく、50 年のデータではすべてのランで与えたトレンドに近い値が見積もられる (図 7)。

図 8 は各ランにおいて最初の 20 年および 50 年データから見積もったトレンドの極域におけるアンサンブル平均およびアンサンブル間の標準偏差の月-高度断面図である。冬季成層圏では、見積もられたトレンドのアンサンブル平均が与えたトレンドからずれており、そのずれは 20 年データの方が大きい。一方、中緯度では、アンサンブル平均は与えたトレンドとほぼ一致している (図は省略)。アンサンブル平均のずれが大きな場所では見かけのトレンドの標準偏差も大きな値となっている。したがってそのずれは見かけである可能性がある。標準偏差の空間・季節分布のパターンは内部変動の標準偏差の分布のパターン (図 5 a) とほぼ一致しており、値はデータ長が短いほど大きく、内部変動の標準偏差から理論式で予想される値とほぼ一致している。

各ランで見積もられたトレンドの統計的有意性の検定を行った。有意性検定には、通常用いら

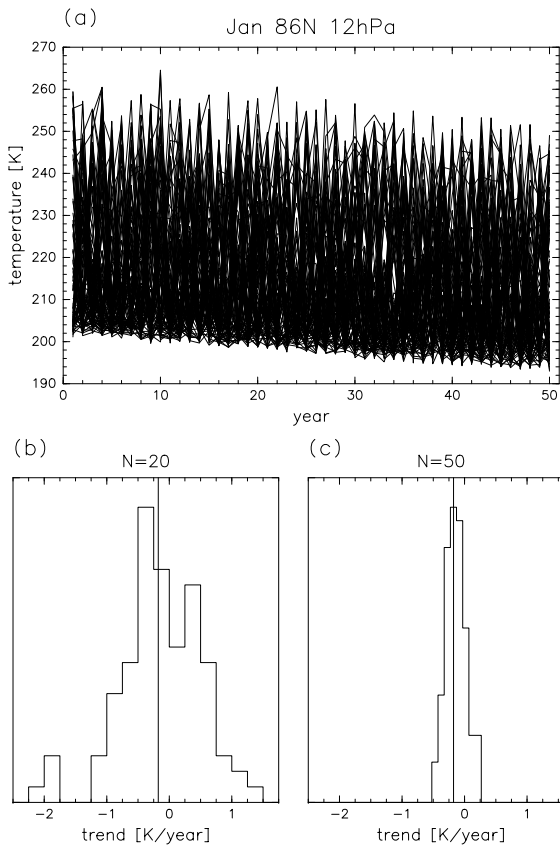


図 6: 1月における北緯 86 度および 12hPa の気温の (a) すべてのランの時系列、および (b,c) 見積もられたトレンドのヒストグラム。(b) は最初の 20 年のデータで求めたトレンド、(c) は 50 年データで求めたトレンドである。(b) および (c) 図の細実線は与えたトレンドの値を示している。

れる t -検定やブートストラップ検定に加え、ここでは内部変動の標準偏差と尖度が分かっているためより正確な $O(N^{-1})$ のエッジワース検定も行うことができる。図 9 は、見積もられたトレンドの統計的有意性が t -検定と $O(N^{-1})$ のエッジワース検定のうち片方の検定では 99% 以上であるがもう一方の検定では 99% 未満である格子点の数が 96 ランの中で最も多かったランの結果である。見積もられたトレンドの統計的有意性は内部変動の標準偏差が小さい夏季の上部成層圏から中間圏で高い。一方、冬季には、与えたトレンドは同じであるにも関わらず、内部変動

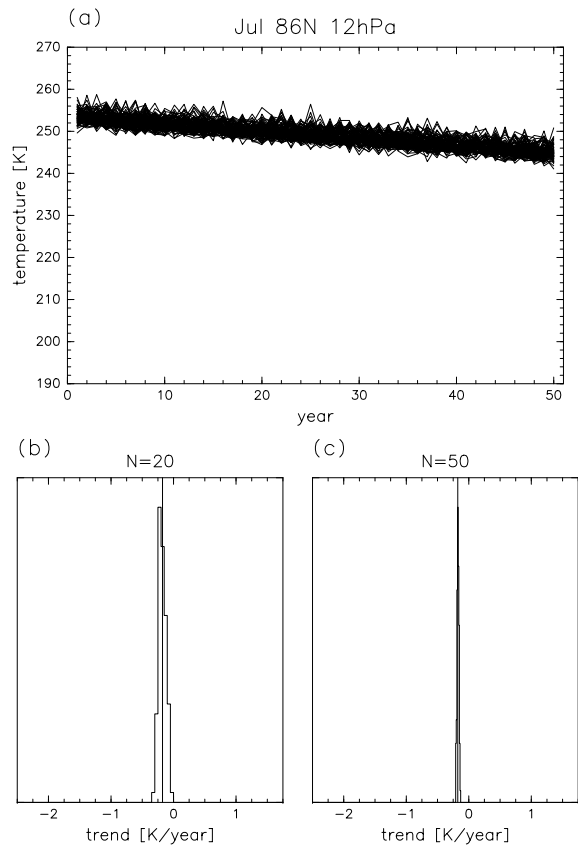


図 7: 7月であること以外図 6 と同じ。

の標準偏差が大きいため有意性は見られない。 t -検定、ブートストラップ検定、エッジワース検定の結果はおおむね似ており、エッジワース検定との比較の結果、月平均帯状平均気温については t -検定およびブートストラップ検定はおおむね有効であることが確認できた。ただし、5月の 1hPa あたりでは、内部変動の尖度が高いため正規分布の仮定が適切ではなく、 t -検定はできず、その結果にはエッジワース検定の結果と差がみられる。

4.3 現実大気におけるトレンドの解析

2 つの現実大気 of データを用いて内部変動とトレンドの空間・季節依存性を調べた。用いたデータは、NCEP/NCAR 再解析データ (Kalnay et al., 1996) の 1981-2000 年の 20 年分、および

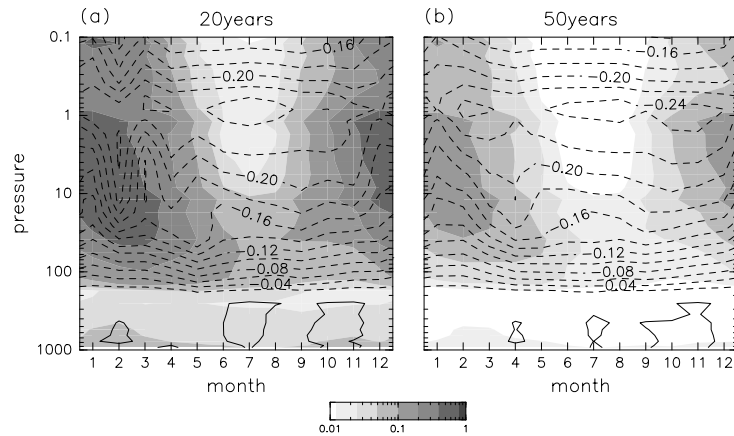


図 8: 各ランにおいて (a) 最初の 20 年および (b) 50 年データから見積もったトレンドの北緯 86 度におけるアンサンブル平均およびアンサンブル間の標準偏差の月-高度断面図。等値線が平均を、シェードが標準偏差を表している。等値線間隔は 0.02K/year である。

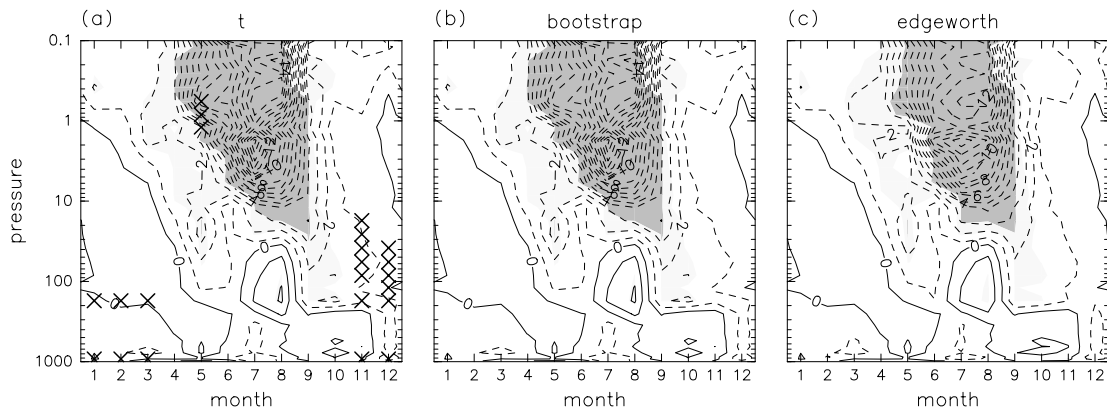


図 9: 極域の 20 年のデータでの t -検定と $O(N^{-1})$ のエッジワース検定の結果の差が最も大きかったランにおける、(a) t -検定、(b) ブートストラップ検定、(c) $O(N^{-1})$ のエッジワース検定で得られた見積もられたトレンドの統計的有意性が大きな領域。薄いシェードが 90%、濃いシェードが 99% トレンドが有意な領域を表している。等値線は、(a, b) では 20 年のデータから見積もった見かけのトレンドの標準偏差で規格化したトレンド、(c) では 15,200 年のデータから見積もった見かけのトレンドの標準偏差で規格化したトレンドを表している。(a) の \times 印は、内部変動の尖度が大きく、正規分布の仮定が適切ではない領域を表している。

ベルリン自由大学成層圏データ (Labitzke et al., 2002) の 1963-2001 年の 39 年分である。NCEP/NCAR が含まれているため、内部変動の標準偏差は 1000-10hPa、ベルリンデータは 100-10hPa のデータが利用できる。ただし、ベルリンデータには欠損値が含まれている。解析には北半球における月平均した帯状平均気温を用いた。

現実大気へのデータにはトレンドと内部変動の両方が含まれているため、内部変動の標準偏差は回帰残差を用いて推定する必要がある。図 10 は北半球の極域における気温の平均と、回帰残差から求めた内部変動の標準偏差である。気温の内部変動は冬季極域成層圏で最も大きく、標

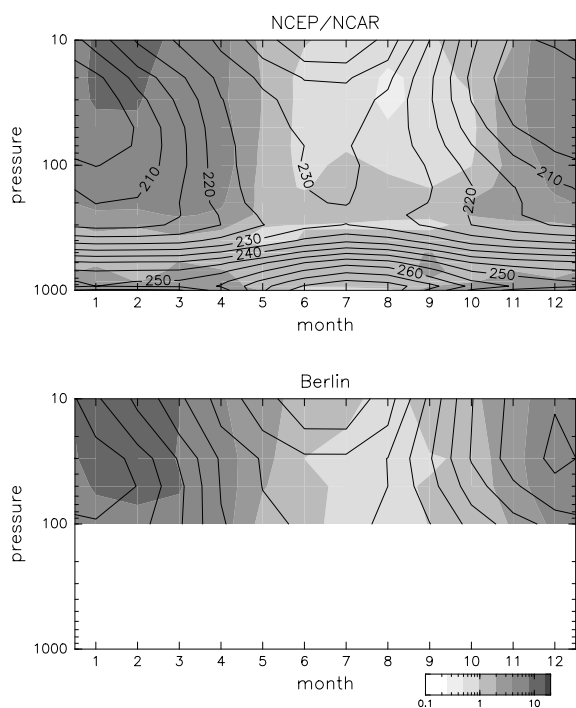


図 10: 北緯 90 度における帯状平均気温の気候値と内部変動の標準偏差の月-高度断面図。等値線が気候値、シェードが標準偏差を表している。上が NCEP/NCAR 再解析データ、下がベルリン成層圏データの結果である。等値線間隔は 10K である。

標準偏差はおよそ 10K である。夏季の成層圏では、赤道域に標準偏差の極大が見られる。データ長が短いことにより標準偏差の誤差が 10~20%程度ある可能性がある。

図 11 はスチューデント化した見積もられたトレンドと t -検定によって得られた統計的有意性が高い領域を表している。季節依存性は 2 つのデータで大きく異なっており、特に極域の冬季から春季にかけては見積もられたトレンドの正負が逆である。見積もられたトレンドの統計的有意性を t -検定およびブートストラップ検定により検定した。夏季から春季にかけて成層圏に有意な寒冷化が見られる。データ長の違いに因って、ベルリンデータの方が有意な領域が広い。冬季の成層圏で見積もられた温暖化のトレンドは

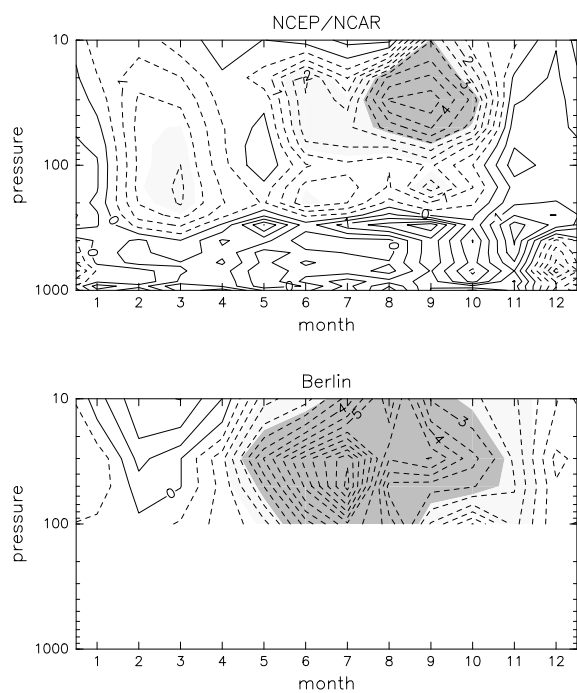


図 11: (等値線) スチューデント化した帯状平均気温のトレンドと (ハッチ) t -検定による統計的有意性の月-高度断面図。薄いハッチは 90%以上、濃いハッチは 99%以上有意な領域を表している。上が NCEP/NCAR 再解析データ、下がベルリン成層圏データの結果である。等値線間隔は 0.5 である。

有意でなく、見かけである可能性がある。ブートストラップ検定の結果は t -検定の結果とほとんど変わらない (図は省略)。

5 まとめ

極端な事例は変動の頻度分布の裾の尾と深い関係があり、極端な気象現象を考察する際には大気内部変動の頻度分布を考える必要がある。大気内部変動の頻度分布はさまざまであり、正規分布とおおきく異なるものもある。本研究では、3次元大気循環モデルを使用した長期間積分実験により得た 15,200 年分という長期間のデータを用いて頻度分布の性質を表すモーメントを調べ

た。大きく歪んだ頻度分布をもつ冬季の極域成層圏気温と正規分布に違い頻度分布をもつ夏季の極域成層圏気温データを用いて、有限長データから見積もった標本モーメントの誤差のデータ長および内部変動の頻度分布に対する依存性を調べた。この結果を用いて各モーメントを求めるために必要なデータ長を見積もることができる。

有限長データから見積もられたトレンドには、外部条件の変化による真のトレンドに加えて内部変動の存在などによる見かけのトレンドが含まれる。見かけのトレンドの分布関数を陽に考え、確率統計理論により有限長データから見積もられたトレンドに含まれる内部変動による見かけのトレンドについて調べた。線型トレンドとランダムな内部変動をもつ簡単なトレンドモデルを考え、見かけのトレンドのいくつかのモーメントを求めた。またエッジワース展開によりその分布関数を求めた。エッジワース展開により近似的な分布関数を得るためには内部変動のいくつかのモーメントが必要となる。

また、見かけのトレンドの性質を数値実験により調べた。大気変動における見かけのトレンドを知るためには大気内部変動のモーメントを知る必要がある。したがって、長期間積分実験により得た 15,200 年分のデータを用いて、大気内部変動のモーメントの空間・季節分布を求めた。成層圏の放射平衡温度に線型の寒冷化トレンドを与えたアンサンブル実験を行い、見積もられたトレンドおよび見かけのトレンドの空間・季節依存性を調べた。見かけのトレンドの標準偏差の空間・季節分布は内部変動の標準偏差の分布とほぼ同じパターンをしており、その値は理論によって内部変動の標準偏差から見積もられる値とほぼ一致していた。従来行われている t -検定、ブートストラップ検定に加えてエッジワース展開により得られた見かけのトレンドの分布関数を用いたより正確なエッジワース検定を行った。5 月の 1hPa あたりでは内部変動の尖度が大きく、このような領域および季節では、見かけのトレンドの頻度分布が正規分布であるという仮説が適切でないため t -検定を行うことはでき

ない。このような領域および季節において t -検定により得られた結果は、エッジワース展開を利用した検定の結果と差が見られた。 t -検定を使う際には常に正規分布の仮定の妥当性に注意しなければならない。

2 種類の現実大気データを用いて、月平均した帯状平均気温のトレンドを調べた。見積もったモーメントの誤差が大きく、 t -検定に必要な正規分布の仮定が妥当であるかは明らかではない。また標本モーメントを利用した場合、エッジワース検定は他の既存の検定法に比べ正確であるとは限らない。このような状況においては、最先端の GCM を用いた長期積分実験は大気内部変動のモーメントを推定するための有用な手段の一つである。現実大気変動にみられるトレンドの考察においては、現実大気データとモデルを組み合わせて考えてゆくことが重要である。

参考文献

- Hare, S. H. E., L. J. Gray, W. A. Lahoz, A. O'Neill, and L. Steenman-Clark (2004), Can stratospheric temperature trends be attributed to ozone depletion?, *J. Geophys. Res.*, **109**, D05111, doi: 10.1029/2003JD003897.
- Houghton, J. T., Y. Ding, D. J. Griggs, M. Noguer, P. J. van der Linden, and D. Xiaosu (Eds.) (2001), *Climate change: The scientific basis, contribution of working group I to the third assessment report of the intergovernmental panel on climate change (IPCC)*, 944 pp., Cambridge University Press, Cambridge.
- Kalnay, E. M., and Coauthors (1996), The NCEP/NCAR reanalysis project, *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, **77**, 437–471.
- Labitzke, K., and Collaborators (2002), *The Berlin stratospheric data series*, Meteorological Institute, Free University Berlin, Berlin, CDROM.

Ramaswamy, V., M.-L. Chanin, J. Angell, J. Barnett, D. Gaffen, M. Gelman, P. Keckhut, Y. Koshelkov, K. Labitzke, J.-J. R. Lin, A. O'Neill, J. Nash, W. Randel, R. Rood, K. Shine, M. Shiotani, and R. Swinbank (2001), Stratospheric temperature trends: Observations and model simulations, *Rev. Geophys.*, **39**, 71–122.

Swamp Project (1998), AGCM5 (in Japanese). GFD-DENNOU Club, available online at <http://www.gfd-dennou.org/arch/agcm5/>.

Taguchi, M., and S. Yoden (2002a), Internal interannual variability of the troposphere-stratosphere coupled system in a simple global circulation model. Part I: Parameter sweep experiment, *J. Atmos. Sci.*, **59**, 3021–3036.

Taguchi, M., and S. Yoden (2002b), Internal interannual variability of the troposphere-stratosphere coupled system in a simple global circulation model. Part II: Millennium integrations, *J. Atmos. Sci.*, **59**, 3037–3050.

Tiao, G. C., G. C. Reinsel, D. Xu, J. H. Pedrick, X. Zhu, A. J. Miller, J. J. DeLuisi, C. L. Mateer, and D. J. Wuebbles (1990), Effects of autocorrelation and temporal sampling schemes on estimates of trend and spatial correlation, *J. Geophys. Res.*, **95**, 20,507–20,517.

Weatherhead, E. C., G. C. Reinsel, G. C. Tiao, X.-L. Meng, D. Choi, W.-K. Cheang, T. Keller, J. DeLuisi, D. J. Wuebbles, J. B. Kerr, A. J. Miller, S. J. Oltmans, and J. E. Frederick (1998), Factors affecting the detection of trends: Statistical considerations and applications to environmental data, *J. Geophys. Res.*, **103**, 17,149–17,161.