

最高・最低気温偏差の季節性を利用した都市化に伴う 気温上昇率の推定

日 下 博 幸*・西 森 基 貴**・安 成 哲 三**

要 旨

最高および最低気温偏差の季節変化パターンに着目した主成分分析を、日本の24観測点について個別に行った。その結果に基づき、比較観測点を用いることなく、1観測点のデータから都市化に伴う過去90年間の気温上昇量を推定した。

最低気温の第1主成分は、冬季に大きな値を持ち、年間を通して全て同符号となる季節変化パターンである。固有ベクトルとスコア時系列から推定された最低気温偏差の時系列(T'_{\min})には、昇温のトレンドが見られる。また、この時系列のトレンド($\Delta T'_{\min}$)と観測点のある都市の人口の対数との間には、正の相関(相関係数0.76)がある。以上のこと等から、第1主成分の季節変化パターンは主として都市気候のパターンであり、時系列のトレンドは都市化に伴う気温上昇率であると推定された。また、このトレンドは0.4~3.7°C/100年であり、多くの地点で1°C/100年を越えている。一方、日本における過去90年間の最低気温の上昇に対して、バックグラウンドの気候変化の影響は0~1°C/100年程度であり、昇温の要因として都市化の影響を無視できない大きさであることが明らかとなった。

一方、最高気温の季節変化パターンは最低気温と異なる。推定された最高気温偏差の時系列(T'_{\max})には最低気温のそれほど明瞭なトレンドは見られない。この結果、過去90年間の最高気温の変動には、都市化の影響が顕著に現れていないことが確認された。

1. はじめに

近年、半球及び全球平均地上気温が上昇している(Jones *et al.*, 1988; 気象庁, 1993; IPCC, 1996など)。この気温上昇は二酸化炭素などの温室効果ガスの増加に伴う“地球温暖化”ではないかとして、大きな問題となっている。この全球平均気温の上昇に特に寄与しているのは最高気温ではなく最低気温の上昇であり、季節では冬と春の気温の上昇が顕著であることが明らかにされている(Karl *et al.*, 1988; IPCC, 1990; 気象庁, 1993など)。しかしながら、実際の温暖化を正確に評価するためには、観測期間が長く、代表性があり、しかも都市化の影響等のノイズを取り除いたより精度の高い正確な気候データが不可欠であると指摘されて

いる(IPCC, 1990; 気象庁, 1993など)。上記のような理由により、都市化の影響を取り除いて、より広域の気温変動を推定した研究が従来から数多くなされてきた。(Kukla *et al.*, 1986; Karl *et al.*, 1988; Karl and Jones, 1989; Jones *et al.*, 1990)。日本においても野口(1994)などにより、全国規模で気象官署のデータから都市化の影響を推定する試みがなされている。従来より、ヒートアイランド強度を推定する方法として、都市郊外の観測点を都市の影響がないと仮定して、都市の観測点と郊外の1地点もしくは数地点の観測データの差を用いるという方法が一般的である。しかしながら、グローバルな地球温暖化を評価する際、大都市と同じバックグラウンドの気候と見なせ、長期間の良質な気温観測資料を持ち、なおかつ都市化の影響を受けていない観測点を選ぶことは、極めて難しい。また、首都圏のような大都市圏に現われる可能性のある広域ヒートアイランドの現象を評価する場合も比較観測点を選ぶことは難しい。さらに、来世紀に予想される人

* 財電力中央研究所環境科学部。

** 筑波大学地球科学系。

—1997年8月18日受領—

—1998年1月23日受理—

口増加を考えると、日本の諸都市を初め、開発途上国の都市のように都市が急速に巨大化して、発展していく状況では、大都市と郊外の地点を適切に選択することは、今後ますます困難になるという可能性がある。

そこで、安成・山根(1990)や朴ほか(1994)は、1観測点の月平均気温の季節変化パターンに着目した主成分分析を行い、ある季節に特徴的に現れる気温変動の成分を分離することを試みた。この分析結果の第1主成分の固有ベクトル分布(季節変化パターン)が冬季に大きな振幅を持ち、スコア時系列のトレンドが人口の対数と良い相関関係にあることから、この成分を都市化の影響を表している都市気候成分であると結論づけている。しかしながら、上記の研究結果においていくつか議論すべき点が残されている。

(i) 都市化に伴うヒートアイランド現象の影響は、平均気温に比べ最低気温のデータにより大きく含まれ、最高気温のデータにはそれほど大きく含まれていないと予想される(野口, 1994)。したがって、平均気温よりも最高気温、最低気温のそれぞれについて同様の解析を行うことにより、都市気候成分はより明確に抽出されると考えられる。

(ii) 過去100年間における気温上昇が、平均気温に比べて最低気温に表れていることを考慮すると、最低気温に含まれる都市化の影響を見積もることは重要であると考えられる。

(iii) ヒートアイランド現象は冬季に現れやすいが(河村, 1977)、同じ季節変化パターンを示す都市化以外の大規模な気候変動の成分がある場合、そのシグナルを含んでいる可能性がある(安成・山根, 1990; 朴ほか, 1994; Kato, 1996)。このため、都市気候成分と結論づけられた第1主成分に、大規模な気候変動の成分が大きく含まれていないことを確認する必要がある。

以上の点を踏まえ、本研究は平均気温ではなく、日最高および日最低気温偏差の季節変化パターンを解析することにより、日本の過去90年間の気温変動から、都市化に伴う気温上昇率を検出することを目的とする。

2. 資料と解析方法

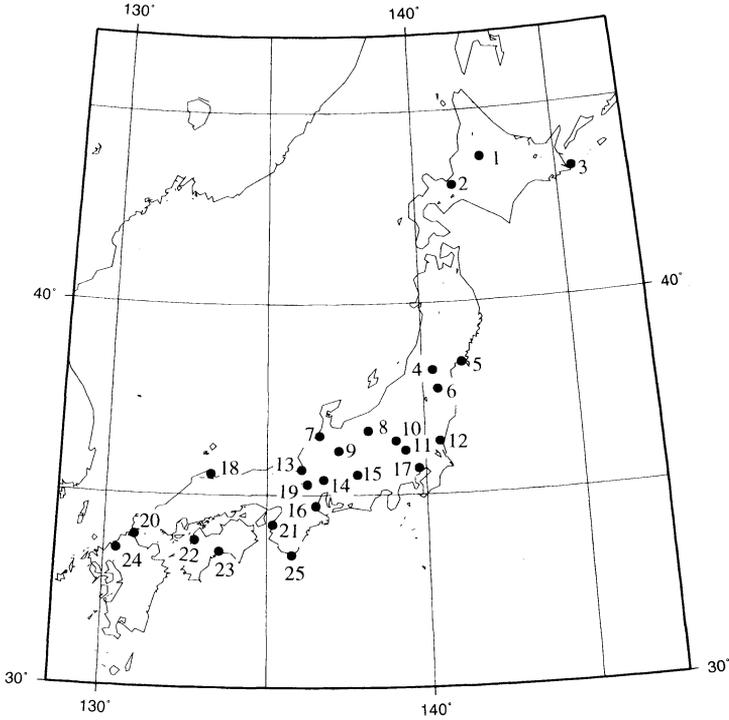
2.1 資料

解析に用いたデータは、気象庁の要素別月別累年値(SMP)の月平均の日最高・日最低気温で、解析期間は1901~1990年の90年間である。解析地点は24地点で、

解析期間中に欠測値がなく観測点の移動がないものを選んだ。850 hPa 高度の気温についてはNCAR(National Center for Atmospheric Research)のGEDEX(Greenhouse Effect Detection Experiment: 1992 update 版)に記録されている上層のレーウィンゾンデデータを用いた。第1図に本研究で用いた地上気温およびゾンデの観測点を示す。解析期間は1963~1990年の28年間である。解析期間中に欠測値がある年については欠測年とした。人口については、総務庁統計局「平成2年国勢調査報告 第1巻 人口総数」を用いた。

2.2 解析方法

安成・山根(1990)や朴ほか(1994)は、各地点の月平均気温の年偏差の主成分分析を行い、偏差に現れたいくつかの卓越する季節変化パターンとその時間係数の特徴的な様相から、それぞれメカニズムの異なる気候変動のシグナルとして議論した。本研究においても、安成・山根(1990)や朴ほか(1994)にならい、以下のような手順で解析を行った。まず、日最高及び日最低気温の月平均値(以下は単に最高気温、最低気温と記す)についてそれぞれ、各地点における各月ごとの1961~1990年の年値を求め、この年値からの偏差を3か月単純移動平均した。これを5月から翌年の4月までで1年とする季節サイクルのデータセットとして24個作成した。安成・山根(1990)や朴ほか(1994)は、月々の気温の持続性が良い点、上位の主成分に寄与率が集中するような点を考慮した結果、5月を始点とすることが最も妥当であると述べている。本研究においても朴ほか(1994)の平均気温の解析結果との比較をより正確に行うために、5月を始点に取ることが妥当であると考えられる。また、このデータセットは、1901年4月以前と1990年5月以降のデータを用いていないため、対象年数は89年となっている。次に、各観測点ごとに分散共分散行列を作り主成分分析を行った。一般的に、主成分分析は空間パターンを求めることを目的として、時間×空間の行列を用いる。しかしながら、本解析では季節変化パターンを求めることを目的としているため、24地点ごとに月を変量、年をサンプルとした月×年の行列を用いている。また、地点ごとに主成分分析が別々に行われているため、第1主成分のパターンは全ての地点でそれぞれ異なるという点にも注意が必要である。24回の主成分分析の結果求められた変量(月)にかかる重み係数(固有ベクトル)は、その月がどのくらいその成分に寄与してい



第1図 本研究で使用した気象官署24地点およびゾンデの観測点。
 1. 旭川 2. 札幌 3. 根室 4. 山形 5. 石巻 6. 福島
 7. 金沢 8. 長野 9. 高山 10. 前橋 11. 熊谷 12. 水戸
 13. 敦賀 14. 岐阜 15. 飯田 16. 津 17. 東京 18. 境 19.
 彦根 20. 下関 21. 和歌山 22. 松山 23. 高知 24. 福岡(以
 上, 気象官署) 25. 潮岬(ゾンデ観測点).

るかを表している。

さらに、この結果得られた第*i*主成分の*m*月の固有ベクトル： $U_{i,max}(m)$, $U_{i,min}(m)$ と*X*年のスコア： $Z'_{i,max}(X)$, $Z'_{i,min}(X)$ より、*X*年平均の最高気温偏差： $T'_{i,max}(X)$ 、および最低気温偏差： $T'_{i,min}(X)$ を得た。

$$T'_{i,max}(X) = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} U_{i,max}(m) \times Z'_{i,max}(X) \quad (1)$$

$$T'_{i,min}(X) = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} U_{i,min}(m) \times Z'_{i,min}(X) \quad (2)$$

3. 第1主成分の季節変化パターンと気温偏差の時系列： T'_{max} , T'_{min}

解析を行った結果、本解析で使用した気象官署24地点について、第1主成分の固有値、寄与率、固有ベクトルおよび固有ベクトルとスコアを用いて(1)および(2)式から推定される最高・最低気温偏差の時系

列(以下では、第1主成分のみを議論するので、単に T'_{max} , T'_{min} とする)、その T'_{max} , T'_{min} の100年あたりの気温上昇量(以下、 $\Delta T'_{max}$, $\Delta T'_{min}$ とする)を得た。気象官署24地点の人口(万人)、第1主成分の寄与率(%), $\Delta T'_{max}$, $\Delta T'_{min}$ ($^{\circ}C/100年$)を第1表に示す。また、平均気温との比較のために朴ほか(1994)の結果(以下、 $\Delta T'_{mean}$ とする)も第1表に示す。次に、最高気温の第1主成分の季節変化パターンに基づいて観測点を分類した結果を第2図に示す。第2図を見ると、最高気温については、おおよそ東日本と西日本で季節変化パターンが大きく異なることが分かる。一方、最低気温の季節変化パターンについては、全国的に類似したパターンが得られた(図省略)。そこで、東日本(第1表)における第1主成分の季節変化パターンおよび T'_{max} , T'_{min} の例として、熊谷の結果を第3図に示す。同様に、西日本(第1表)における第1主成分の例として和歌山の結果を第4図に、大都市(第1表)にお

第1表 本研究で使用した気象官署24地点の人口(万人), 最高気温の第1主成分の寄与率(%), 最低気温の第1主成分の寄与率(%), 固有ベクトルとスコアから得られた最高・最低気温偏差の時系列のトレンド $\Delta T'_{\max}$ ($^{\circ}\text{C}/100$ 年), $\Delta T'_{\min}$ ($^{\circ}\text{C}/100$ 年), 林ほか(1994)で得られた平均気温偏差の時系列のトレンド $\Delta T'_{\text{mean}}$ ($^{\circ}\text{C}/100$ 年), および気象庁において定義されている観測点の地域分類。ただし, 人口100万人を越える都市は, 大都市とした。

No	地点	人口 (万人)	寄与率 (最高気温) (%)	寄与率 (最低気温) (%)	トレンド $\Delta T'_{\max}$ ($^{\circ}\text{C}/100$ 年)	トレンド $\Delta T'_{\min}$ ($^{\circ}\text{C}/100$ 年)	トレンド $\Delta T'_{\text{mean}}$ ($^{\circ}\text{C}/100$ 年)	地域分類
1	旭川	36.4	32.5	57.0	-0.1	2.57	1.4	北日本
2	札幌	154.3	36.3	66.3	0.80	3.73	2.0	大都市
3	根室	4.1	40.2	49.2	0.12	0.95	0.8	北日本
4	山形	24.5	38.9	58.3	1.39	1.39	0.6	北日本
5	石巻	12.3	40.3	46.1	0.77	0.52	0.6	北日本
6	福島	27.1	40.1	53.3	1.51	1.68	1.0	北日本
7	金沢	43.0	42.1	52.1	0.52	1.50	1.1	東日本
8	長野	33.7	38.9	54.6	0.11	1.27	0.5	東日本
9	高山	6.5	45.4	57.3	0.14	0.61	0.4	東日本
10	前橋	27.7	36.7	47.5	0.73	1.24	0.9	東日本
11	熊谷	14.3	38.4	52.2	0.70	1.46	1.3	東日本
12	水戸	22.9	38.3	57.3	0.15	0.77	0.6	東日本
13	敦賀	6.6	39.2	46.3	0.09	1.08	0.7	東日本
14	岐阜	41.2	40.8	52.1	0.74	1.56	1.3	東日本
15	飯田	9.2	38.3	51.1	0.67	0.92	0.6	東日本
16	津	15.1	37.0	52.2	0.21	1.32	0.2	東日本
17	東京	835.4	48.1	71.2	1.55	3.51	2.7	大都市
18	境	3.7	36.1	40.6	0.73	1.21	1.2	西日本
19	彦根	9.4	37.0	57.3	0.26	1.46	0.4	西日本
20	下関	26.9	37.0	57.6	0.11	1.68	1.0	西日本
21	和歌山	40.1	42.4	59.6	0.65	1.54	0.1	西日本
22	松山	42.7	37.9	63.0	0.11	2.50	1.3	西日本
23	高知	31.3	42.1	46.7	0.49	0.41	1.0	西日本
24	福岡	116	39.4	64.7	0.29	3.68	2.2	大都市

ける第1主成分の例として東京の結果を第5図に示す。

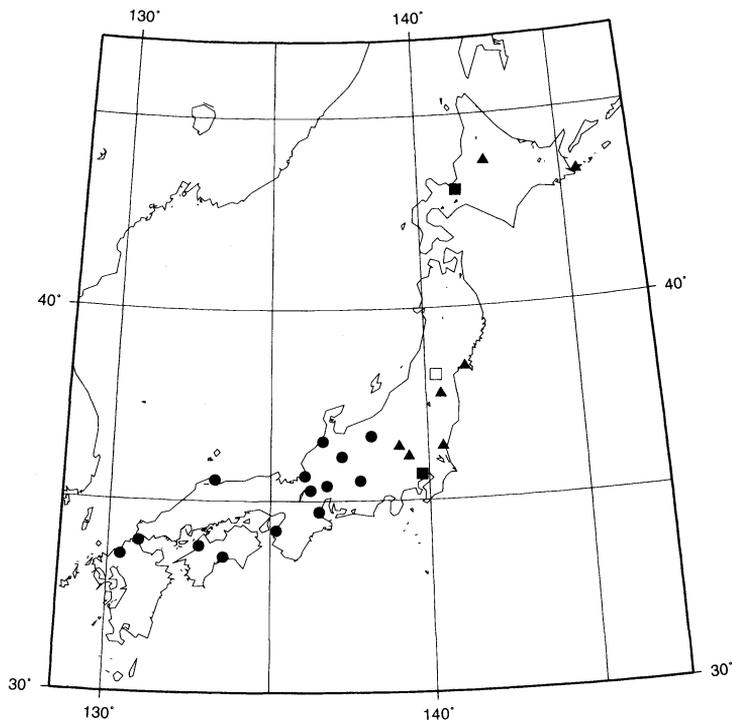
まず, 最低気温の結果を以下に記す。

最低気温の第1主成分の季節変化パターンおよび T'_{\min} の傾向は, 全国的に類似しており, 熊谷(第3図), 和歌山(第4図)ともに同様な結果を示している。例えば, 第3図aを見ると季節変化パターンは, 1年を通じて同符号で, 特に冬季に大きな値を持つ。また, 第3図bの T'_{\min} には, 正のトレンドが明瞭に見られる。このトレンド $\Delta T'_{\min}$ は $0.4\sim 3.7^{\circ}\text{C}/100$ 年の範囲で全国的に見られる(第1表)。この結果は, 過去90年間において, 観測点のある都市の最低気温の変動の中に, 冬季を中心とした年々変動の大きな成分が存在し, その長期トレンドが大きな値を持つ(冬季の気温が上昇

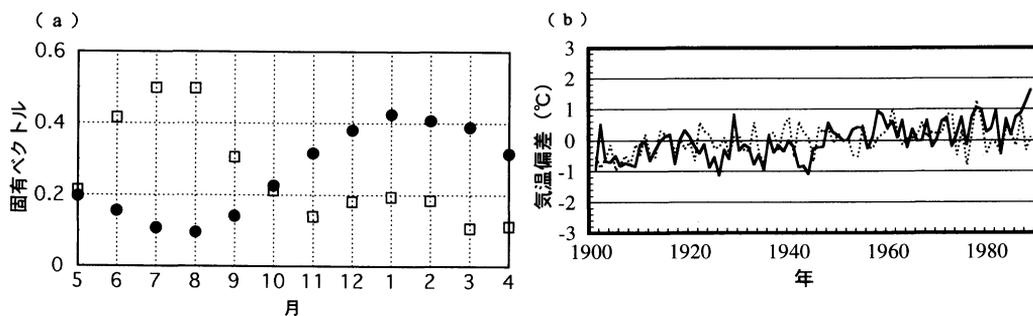
する成分が存在する)ことを意味している。

次に, 最高気温の結果を以下に記す。

北日本および東日本における最高気温の第1主成分の季節変化パターンは, 熊谷(第3図a)に見られるように1年を通じて同符号で, 特に夏季に大きな値を持つパターンである。 T'_{\max} (第3図b)にはスペクトル解析の結果, 有意な変動ではなかったものの, 年々の変動および20年前後の周期が若干見られる。また, トレンド $\Delta T'_{\max}$ は北日本においてやや大きいものの, 多くの地点において $1^{\circ}\text{C}/100$ 年以下であり(第1表), $\Delta T'_{\min}$ の値に比べて小さい。この結果は, 過去90年間において, 観測点のある都市の最高気温の変動の中に, 夏季を中心とした気温の年々変動の大きな成分が存在することを意味している。



第2図 最高気温の季節変化パターンに基づいた観測点の分類図。
 ●は冬の固有ベクトル値が特に大きい分布型, ▲は夏の固有ベクトル値が特に大きい分布型, □は夏と冬で固有ベクトル値が正負反転する分布型, ■は夏と冬の固有ベクトル値が大きい二山型の地点。

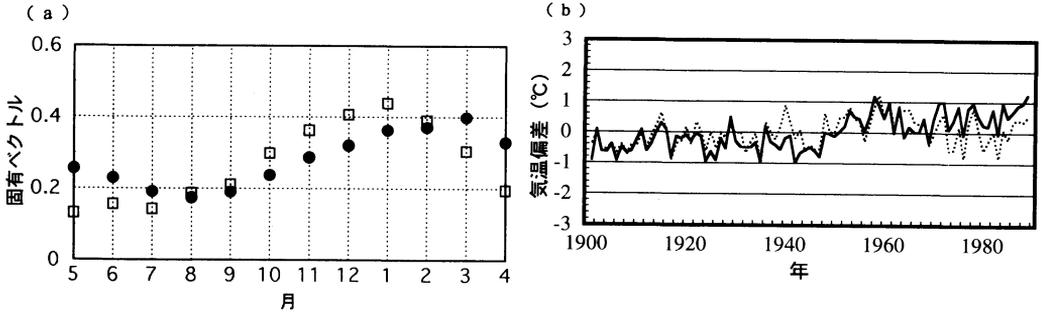


第3図 熊谷(東日本)における第1主成分。(a) 季節変化パターン, ●は最低気温, □は最高気温の固有ベクトル値, (b) 固有ベクトルとスコアから得られた気温偏差の時系列, 実線は最低気温: T'_{min} 破線は最高気温: T'_{max} 。

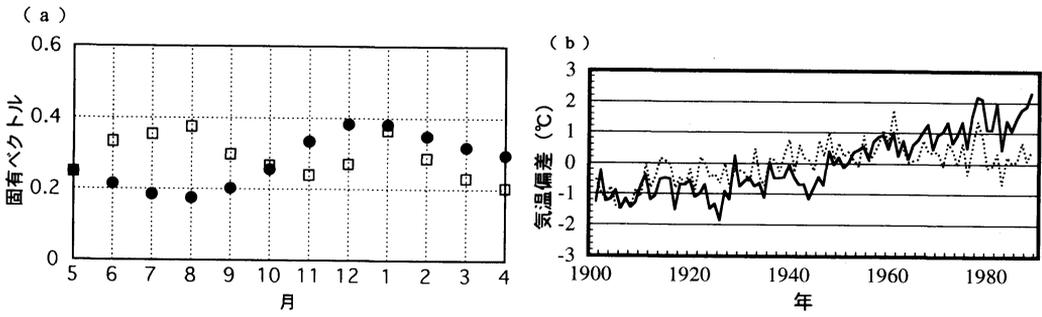
西日本における最高気温の第1主成分の季節変化パターンは、和歌山(第4図a)に見られるように1年を通じて同符号で、特に冬季に大きな値を持つパターンである。 T'_{max} (第4図b)には、東日本と同様に年々の変動は見られるが、 $\Delta T'_{max}$ も東日本同様、 $1^{\circ}\text{C}/100$ 年以下の範囲内でありかなり小さい(第1表)。この結

果は過去90年間において、観測点のある都市の最高気温の変動の中に、冬季を中心とした気温の年々変動の大きな成分が存在することを意味している。

大都市における最高気温の第1主成分の季節変化パターンは、東京(第5図a)に見られるように上記の熊谷、和歌山をはじめとする中小都市のパターンとはか



第4図 和歌山(西日本)における第1主成分。(a) 季節変化パターン, ●は最低気温, □は最高気温の固有ベクトル値, (b) 固有ベクトルとスコアから得られた気温偏差の時系列, 実線は最低気温: T'_{min} 破線は最高気温: T'_{max} .

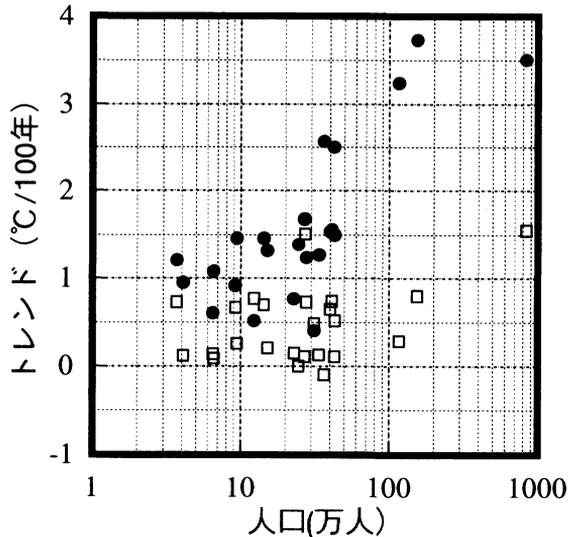


第5図 東京(大都市)における第1主成分。(a) 固有ベクトル成分の分布(季節変化パターン), ●は最低気温, □は最高気温の固有ベクトル値, (b) 固有ベクトルとスコアから得られた気温偏差の時系列, 実線は最低気温: T'_{min} 破線は最高気温: T'_{max} .

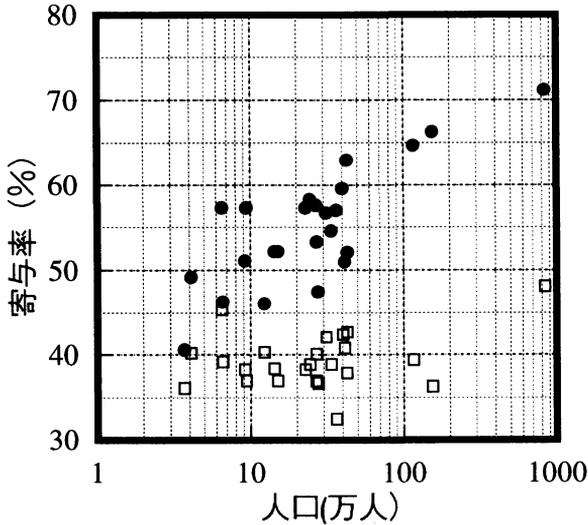
なり異なる。大都市の季節変化パターンは、冬季と夏季に大きな値を持つパターンである。 T'_{max} (第5図b)を見ると、戦前においては最高気温の上昇傾向を意味する明瞭な正のトレンドが見られる。ただし1960年代以降には気温がやや下降することを意味する負のトレンドが存在する点に注意したい。この結果は、荒川ほか(1970)、野口(1994)、Fujibe(1995)およびFujibe(1996)で述べられているような、気温上昇の大きさは期間の取り方に大きく依存するという従来の結果と矛盾しない。

4. 第1主成分と都市規模の関係

第6図は都市規模と $\Delta T'_{max}$, $\Delta T'_{min}$ との関係を示している。都市化の指標として、現在の人口で十分代表できることが、Oke(1978)やKarl *et al.*(1988)などの多くの研究で指摘されているので、本研究についても第6図のX軸に1985年現在の人口を用いている。朴ほか(1994)は平均気温の解析により得られた第1主成分のトレンド $\Delta T'_{mean}$ と人口の対数との関係



第6図 1985年の人口の対数と固有ベクトルとスコアから得られた、最高・最低気温偏差の時系列のトレンド $\Delta T'_{max}$, $\Delta T'_{min}$ との関係, ●は最低気温, □は最高気温.



第7図 1985年の人口の対数と第1主成分の寄与率との関係。●は最低気温，□は最高気温。

が人口30万人を境に異なるという傾向を確認しているが、本研究で得られた $\Delta T'_{min}$ と人口の対数との関係においては、そのような傾向は明瞭には見られない。むしろ、第6図から $\Delta T'_{min}$ が、人口の対数と線形的な関係があるように見える。 $\Delta T'_{min}$ と人口の対数との相関係数は0.76（危険率1%で有意）である。つまり、第6図から $\Delta T'_{min}$ が都市規模に比例して大きくなることが確認された。

しかしながら、 $\Delta T'_{max}$ と都市規模との間には、上記のような正の相関関係が最低気温ほど明瞭には見られない。気象庁観測部（1996）においても、最高気温のトレンド成分と都市化との相関は有意であるが、小さいという同様な結果を得ている。以上の結果から、朴ほか（1994）の平均気温の結果および本研究で行った最高気温の結果に比べて、最低気温においてより強い線形関係が存在することが明らかにされた。

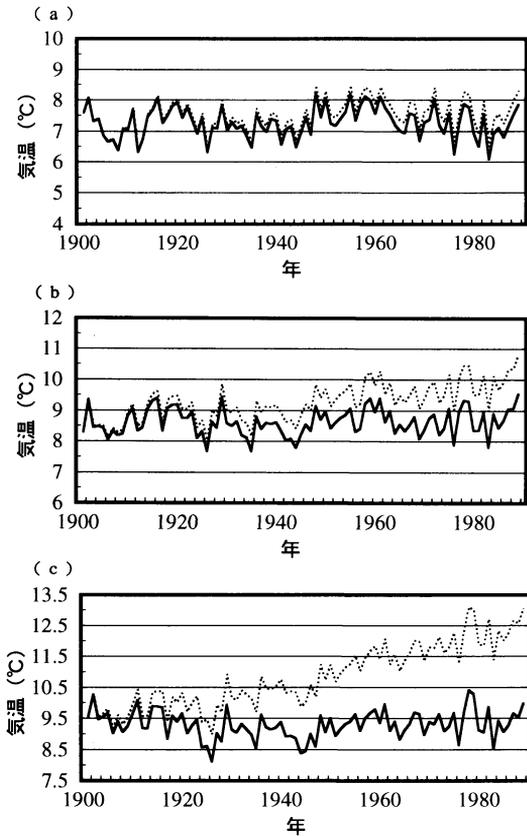
次に都市規模と第1主成分の寄与率との関係を第7図に示す。第7図から最低気温の第1主成分の寄与率（%）も人口（1985年）の対数と非常に良い正の相関が存在することが分かる。相関係数は0.78（危険率1%で有意）である。仮に、ヒートアイランド効果と同様な季節変化を持つ大規模な気候変動の影響が、第1主成分に大きく含まれているならば、寄与率は都市規模によらずほぼ一定となることが予想される。実際、最高気温の場合はこのため、寄与率も都市規模によらず

40%前後ではほぼ一定である。しかしながら、最低気温の場合は先に述べたように、第1主成分の寄与率と人口との相関は強い。つまり、人口の少ない小都市ほど第1主成分による影響は小さくなり、人口の多い大都市ほど第1主成分の影響は大きくなることを意味している。

以上の結果を考慮すると、最低気温偏差の第1主成分は、若干バックグラウンドの気候の成分を含むにせよ、主として都市気候の影響を表している成分であると考えられる。ただし、最低気温のトレンドがすべて都市化の影響ではない可能性がある点に注意したい。一方、最高気温偏差の第1主成分は、主として東日本と西日本において異なる影響を与えるバックグラウンドの気候を表す成分であると考えられる。ただし、3章で述べたように、本解析結果の中で、大都市における T'_{max} には明瞭な正のトレンドが見られる点、および夏季の大都市（東京）において、人工排熱や地表面の改変により日中のヒートアイランド現象が弱いながらも現れるという数値シミュレーションの結果（Kimura and Takahashi, 1991）などを考慮すると、大都市においては都市化の影響を受けた成分が検出された可能性があることにも注意したい。

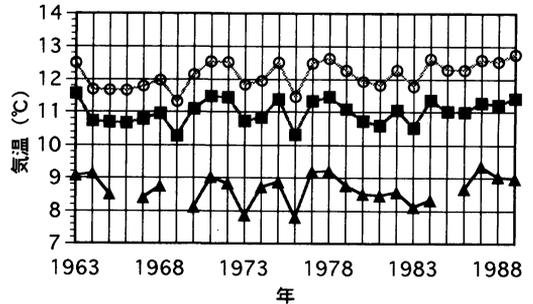
5. 最低気温変動に対する都市化の影響と自然変動の影響の比較

$\Delta T'_{min}$ が都市化の影響によるものであるとすれば、都市における最低気温のデータを用いた地球温暖化などの影響による気温上昇量の見積もりは過大に評価されている可能性がある。この可能性を議論するために、各都市における年平均最低気温（5月を始点としたもの）の時系列から、3章で求めた $\Delta T'_{min}$ を除去した。この結果の中で、小都市の例として石巻を第8図a、中都市の例として熊谷を第8図b、大都市の例として東京を第8図cに示す。第8図aから第8図cを見ると、熊谷や東京のような中都市以上における最低気温の時系列には気温の上昇傾向が見られるが、 $\Delta T'_{min}$ を除去した時系列（以下、推定自然変動時系列とする）には明瞭な気温上昇が見られない。推定自然変動時系列は、都市化があまり生じていないと考えられる石巻のような小都市の最低気温の時系列と類似する。この推定自然変動時系列のトレンドは、ほとんどの地点で $1^{\circ}\text{C}/100$ 年以下である。さらに、都市化の影響をそれほど反映していないと考えられる $\Delta T'_{max}$ も、多くの地点において $1^{\circ}\text{C}/100$ 年以下であるという結果を考慮す



第8図 年平均最低気温と都市化の影響を除去した時系列(推定自然変動時系列)との比較。(a)石巻(小都市), (b)熊谷(中都市), (c)東京(大都市), 破線は年平均最低気温の時系列, 実線は年平均最低気温の推定自然変動時系列, 年平均はいずれも5月から翌年の4月までの平均値である。

ると、バックグラウンドの気候変化の影響は大きくとも $1^{\circ}\text{C}/100\text{年}$ 程度と推測される。この結果は、人口密度0、人口被覆率0とする自然状態のトレンドが約 $0.52^{\circ}\text{C}/100\text{年}$ 、 $0.77^{\circ}\text{C}/100\text{年}$ 程度とする気象庁観測部(1996)などの結果や、石巻をはじめとする都市化の影響のない15地点で平均した年平均気温のトレンドが $0.9^{\circ}\text{C}/100\text{年}$ であるという気象庁(1994)の結果とも矛盾しない。さらに、本研究においては、都市化の影響をあまり受けていないと考えられる850 hPa面の気温との比較という点からも都市化の影響を議論する。Yasunari *et al.* (1998) はユーラシア大陸および、北米大陸の850 hPa面の気温が過去30年間で広域的に上昇傾向にあることを明らかにした。もしこのような半球スケールの気候変化の影響で最低気温が上昇してい



第9図 850hPa高度における年平均気温の時系列との比較。○は和歌山における年平均最低気温の時系列, ■は和歌山における年平均最低気温の推定自然変動時系列, ▲は潮岬における850hPa高度の年平均気温の時系列, 年平均はいずれも5月から翌年の4月までの平均値である。

るのならば、都市化の影響をあまり受けていないと考えられる850 hPa高度における日本上空の気温も上昇していると考えられる。そこで、日本上空850 hPa高度における年平均気温変動の時系列(1963~1989年)と比較した結果を第9図に示す。地上気温の観測点と850 hPa高度の観測点にあまりにも距離があると、比較する事に問題が生じるので、ここでは地上気温と850 hPa高度の観測点が比較的近い和歌山、潮岬のペアを選択した。第9図に示している1963年から1989年までの気温上昇量は、和歌山の最低気温上昇量が約 0.67°C ($2.49^{\circ}\text{C}/100\text{年}$)であり、推定された自然変動による気温上昇量が約 0.26°C ($0.95^{\circ}\text{C}/100\text{年}$)、850 hPa 気温上昇量が約 0.09°C ($0.34^{\circ}\text{C}/100\text{年}$)である。850 hPa 気温は平均気温であり、また高度も異なるため比較することは簡単ではないが、明瞭に上昇傾向が見られない点については、推定自然変動時系列とおおよそ類似した傾向であることが分かる。以上の結果から、 $\Delta T'_{\min}$ を除いた推定自然変動時系列が、より忠実に自然変動を表している気温の時系列であると考えられる。これらの点を考慮した結果、日本における過去90年間の気温上昇に対して、バックグラウンドの気候変化による影響が含まれているため、若干見積りが大きい可能性が残されているものの、その影響は $0 \sim 1^{\circ}\text{C}/100\text{年}$ 程度と考えられ、都市化による最低気温上昇の影響は無視できない大きさであるという結論を得た。

6. まとめ

本研究では、平均気温偏差ではなく最高及び最低気温偏差の季節変化パターンに着目した解析により、異

なる外力によって生じた気温の変動成分を検出した。その結果として、以下のことを明らかにした。

最高気温の第1主成分は、東日本と西日本で異なる季節変化パターンを示しており、地域性を持つバックグラウンドの気候の影響を表す成分であると考えられる。このトレンド ($\Delta T'_{\max}$) は大都市を除くと、都市規模によらず多くの地点で $1^{\circ}\text{C}/100$ 年以下である。

最低気温の第1主成分は、冬季に大きな値を持つ季節変化パターンを示しており、時系列 (T'_{\min}) は小都市以外顕著な上昇傾向のトレンドを持つ。このトレンド ($\Delta T'_{\min}$) は約 $0.4\sim 3.7^{\circ}\text{C}/100$ 年の値で都市規模に比例する。さらに寄与率も都市規模に比例する。

以上のことから、本研究の結果得られた最低気温の第1主成分の時系列のトレンド ($\Delta T'_{\min}$) は、同様な季節性を持つ大気循環の変動の影響やグローバルな気候変化の影響などにより、若干見積りが大きい可能性が残されているものの、主として都市気候の影響を表している成分であると考えられる。これに対し、バックグラウンドの気候変化の影響は $0\sim 1^{\circ}\text{C}/100$ 年程度と考えられ、過去90年間という時間スケールを考えると、昇温の要因として都市化の影響は無視できない。最高・最低気温に分けることに着目した本研究の結果は、朴ほか (1994) の平均気温の結果に比べ、より明確に都市化に伴う気温上昇量を検出できたと言える。同時に、日本における過去90年間の気温上昇に対し、非都市要因も寄与しているものの、都市化の影響も平均気温や最高気温にくらべ最低気温により大きく寄与しているという結論を得た。

謝 辞

本稿に対し、有益な議論とご助言を頂いた気象研究所の藤部文昭氏に深く感謝の意を表します。同時に、詳細なコメントを頂いた二人の査読者にもお礼申し上げます。

参 考 文 献

荒川秀俊, 片桐勝男, 常岡好枝, 貝山久子, 吉見貞子, 1970: 日本の大都市における気温と湿度の経年変化, 天気, 17, 239-241.
Fujibe, F., 1995: Temperature rising trends at Japanese cities during the last hundred years and their relationships with population, population increasing rates and daily temperature ranges, Pap. Meteor. Geophys., 46, 35-55.

Fujibe, F., 1996: Boundary layer features of the 1994 hot summer in Japan, J. Meteor. Soc. Japan, 74, 259-272.
IPCC, 1990: Climate Change. The IPCC Scientific Assessment, J. C. Houghton, G. J. Jenkins and J. J. Ephraums (eds.), Cambridge University Press, 365 pp.
IPCC, 1996: Climate Change 1995. The Science of climate change, J. C. Houghton, L. G. Meira Filho, B. A. Callander, N. Harris, A. Kattenberg and K. Maskell (eds.), Cambridge University Press, 572pp.
Jones, P. D., P. Ya. Groisman, M. Coughlan, N. Plummer, W-C. Wang and T. R. Karl, 1990: Assessment of urbanization effects in time series of surface air temperature over land, Nature, 347, 169-172.
Jones, P. D., 1988: Hemispheric surface air temperature variations: Recent trends and an update to 1987, J. Climate, 1, 654-660.
Karl, T. R., H. F. Diaz and G. Kukla, 1988: Urbanization: Its detection and effect in the United States climate record, J. Climate, 1, 1099-1123.
Karl, T. R. and P. D. Jones, 1989: Urban bias in area-averaged surface air temperature trends, Bull. Amer. Meteor. Soc., 70, 265-270.
Kato, H., 1996: A statistical method for separating urban effect trends from observed temperature data and its application to Japanese temperature records, J. Meteor. Soc. Japan, 74, 639-653.
河村 武, 1977: 都市気候の分布の実態, 気象研究ノート (133), 26-47.
Kimura, F. and S. Takahashi, 1991: The effects of land-use and anthropogenic heating on the surface temperature in the Tokyo Metropolitan area: A numerical experiment, Atmos. Environ., 25B, 155-164.
気象庁編, 1993: 地球温暖化監視レポート1992~地球温暖化にかかわる温室効果気体と気候変動の動向及びオゾン層の状況について~, 245pp.
気象庁編, 1994: 異常気象レポート'94, 近年における世界の異常気象と気候変動, 444pp.
気象庁観測部編, 1996: 気温官署の気温経年変化とその都市化指標による解析, 解説資料第23号, 61pp.
Kukla, G., J. Gavin and T. R. Karl, 1986: Urban warming, J. Climate. Appl. Meteor., 23, 1265-1270.
野口泰生, 1994: 日最高・最低気温の永年変化に与える都市化の影響, 天気, 41, 123-135.
Oke, T. R., 1978: Boundary Layer Climates, Methuen. (斎藤直輔, 新田尚共訳, 1981: 境界層の気候. 朝倉書店, 220-233.)

朴 恵淑, 安成哲三, 山根理子, 尾田敏範, 1994: 地上
気温変動の季節性に着目した都市気候成分の解析, 地
理学評論, 67A, 561-574.
総務庁統計局, 1992: 平成2年国勢調査報告, 第1巻 人
口総数, 344pp.
安成哲三, 山根理子, 1990: 気候変動の季節性に着目し
た都市気候成分の検出について, 昭和61年度-平成元年

度科学研究費補助金研究成果報告書, 73-81.
Yasunari, T., M. Nishimori and T. Mito 1998: Trends
and decadal-scale fluctuation of the tropospheric
temperature in the Northern Hemisphere,
1964-1993. Submitted to J. Meteor. Soc. Japan.

Estimation of the Increasing Rate of Surface Air Temperature Associated with Urbanization by Use of Seasonal Variations of Maximum/Minimum Temperature Anomaly

Hiroyuki Kusaka*, Motoki Nishimori** and Tetsuzo Yasunari**

* (Corresponding author) Environmental Science Department, Central Research Institute of
Electric Power Industry, Abiko, 270-1194, Japan.

** Institute of Geoscience, University of Tsukuba.

(Received 18 August 1997; Accepted 23 January 1998)

月例会「長期予報と大気大循環」のご案内と講演募集のお知らせ

毎年テーマを絞って開催している標記月例会を今年
度は「エルニーニョ現象とその大気への影響について」
をメインテーマとして開催いたします。講演を希望さ
れる方は下記の要領でご応募下さい。なお、1講演あ
たりの講演時間は30分程度を予定しています。また、
講演をしていただいた方には原則として講演内容を
「グロースペクター」に執筆していただきますのであら
かじめご了承願います。

記

日 時 11月9日(月) 13時30分～17時

場 所 気象庁第1会議室(5階)

メインテーマ エルニーニョ現象とその大気への影響
について

申込方法 講演者氏名, 所属, 講演題目, 講演要旨(400
字以内)を添えて申し込んで下さい。

申込・問い合わせ先

〒100-8122 東京都千代田区大手町1-3-4
気象庁気候情報課内 LFグループ事務局
TEL・FAX: 03-3211-8406 (自動切り替え)
E-mail: lfdclim@hq.kishou.go.jp

申込締切 1988年8月31日
