

地上気温変動の季節性に着目した都市気候成分の解析

朴(小野) 恵淑*・安成哲三**・沖 理子***・尾田敏範****

一地点の気温の平年偏差の季節変化パターンの主成分分析を行なうことにより、都市気候成分(都市化に伴う気温変化量)を取り出す試みを日本の42地点について行ない、非常によい結果を得た。第1主成分から第4主成分までで全体の変動の90%以上を説明でき、第1主成分の寄与率は50%を超えている。

第1主成分の固有ベクトル分布(季節パターン)とスコア(時間係数)をみると、ほとんどの地点において「季節パターン」は冬季の振幅が他の季節に比べて卓越し、スコアは1900年代の初めからほぼ一方的な増加傾向を示している。第1主成分は1年を通じて気温が年々上昇する傾向を示し、その傾向はとくに冬季に強いという気温の変動モードが非常に卓越していることから、都市気候成分を表わすモードとして捉える。

第1主成分による年平均気温偏差の平均的な線形増加率 α と都市人口との関係を日本の諸都市において調べた結果、両者の間にはかなりよい正の線形関係があることがわかった。すなわち、都市の規模が大きいほど都市気候による気温の増加率が大きいことが示唆された。しかし、年平均気温偏差の線形増加率 α と都市人口との関係は人口約30万程度を境にして大きく異なる。人口約30万以下の中・小都市では、両者の間にほとんど相関関係がみられないが、人口30万以上の大都市では非常によい正の相関関係($R^2=0.655$; 有意水準99%)がみられる。

人口約30万以下の中・小都市での線形増加率 α の値は、人口に関係なく $0.5\sim 1.0^\circ\text{C}/100$ 年の間に分布し、30万以上の大都市での線形増加率 α の値は、人口に対応して $1.0\sim 3.0^\circ\text{C}/100$ 年の間に分布している(東京, $2.7^\circ\text{C}/100$ 年; 京都, 2.4; 福岡, 2.2; 札幌, 2.0など)。これらの結果は、これまでの日本の都市気候の研究と非常に一致を示している。

キーワード: 都市気候成分, 地上気温偏差, 主成分分析, 線形増加率

I はじめに

温室効果ガスの増加に伴う地球の温暖化は、人間活動による地球環境の半球・全球規模での改変の1つの現われとして、大きな問題となっている。今世紀初めからの気温の長期的な上昇傾向は、この温暖化の現われではないかとして議論されている(Hansen and Lebedeff, 1987, 1988; Jones, 1988; Hansen *et al.*, 1988; Vinnikov *et al.*, 1990; IPCC, 1990, 1992)。これらの研究は、データセットの違いや補正方法の違いなどによって年ごとの値や上昇率に若干の差が生じているものの、長期的な昇温傾向は非常によく一致している。とくに1970年代以降の全球的な昇温傾向は、過去100年の中でも最も

顕著なものとなっている。

しかしながら、この半球規模、あるいは全球規模での気温の変動を求める際に、大きな問題となっているのが、世界各地の観測地点における都市化の影響である(Karl and Jones, 1989; Jones and Wigley, 1990)。都市化に伴う人口の集中、地表面の改変、熱エネルギー放出量増大などは、都市の周辺の大気を暖め、ヒートアイランドと呼ばれる暖気塊をローカルに形成することが知られている(河村, 1977; Oke, 1979; Yamashita, 1988)。このヒートアイランド効果の強さは、都市のサイズに大きく依存しており、したがって同じ都市でも都市化の進展とともに大きく、より顕著に現われる(Oke, 1973; Fukuoka, 1983; Park, 1986)。この都市化による都市域の気温の上昇は、近年ほど著しくなっており(小元, 1988)、この影響が半球または全球の平均気温算定に大きく寄与しているならば、上述

* 三菱化成生命科学研究所

** 筑波大学地球科学系

*** 東京大学気候システム研究センター

**** 筑波大学自然学類

したような気温の長期傾向は、いわば“見せかけの地球温暖化”を示していることになってしまう。Karl *et al.* (1988) や Karl and Jones (1989) は、この問題に北米大陸での地上気温データを用いて取り組み、過去 80 年 (1901~1984) における都市化による昇温は、全米平均で、 $0.06\sim 0.09^{\circ}\text{C}$ 程度であり、北半球全体の平均でも、この期間で 0.1°C 以上になることはない、としている。一方、Kukula *et al.* (1986) は、やはり北米での過去 40 年 (1941~1980) の都市化による昇温として、10 年につき 0.12°C というかなり大きな値を出し、北半球平均の気温上昇は、この都市化の影響を反映したものではないか、という疑問を投げかけている。

これらの研究ではいずれも、都市化による気温変化を、都市内外の観測点の気温差を指標にして求めている。この方法はヒートアイランド強度として、都市気候の研究で広く用いられているものである (Oke, 1987)。しかし、この方法の問題点は、都市化の影響のない、あるいは非常に小さいと仮定した地点との、あくまで相対値として都市化による気温変化を算定していることである。したがって、比較する地点の取り方によっては、この気温差の値は大きく変わりうる (小元・鯉谷, 1979, 1980; 河村・朴, 1987) ため、2つの地点のペアにおける気温差が、必ずしも都市化による気温変化を反映していない可能性もある。

さらに、ヒートアイランド強度は、都市のおかれた自然環境 (気候、地形条件など) や人文環境 (都市の構造など) により大きく異なっている (Park, 1987) ため、都市化による気温変化量を、限られたパラメータにより一般化された回帰式で表わすことは不可能に近い。したがって、現在の半球スケール以上での地球の平均気温の算定には、大都市の気温データを初めから除かなければならない、という大きな問題点が含まれている。

これらの問題を解決するために、安成・山根

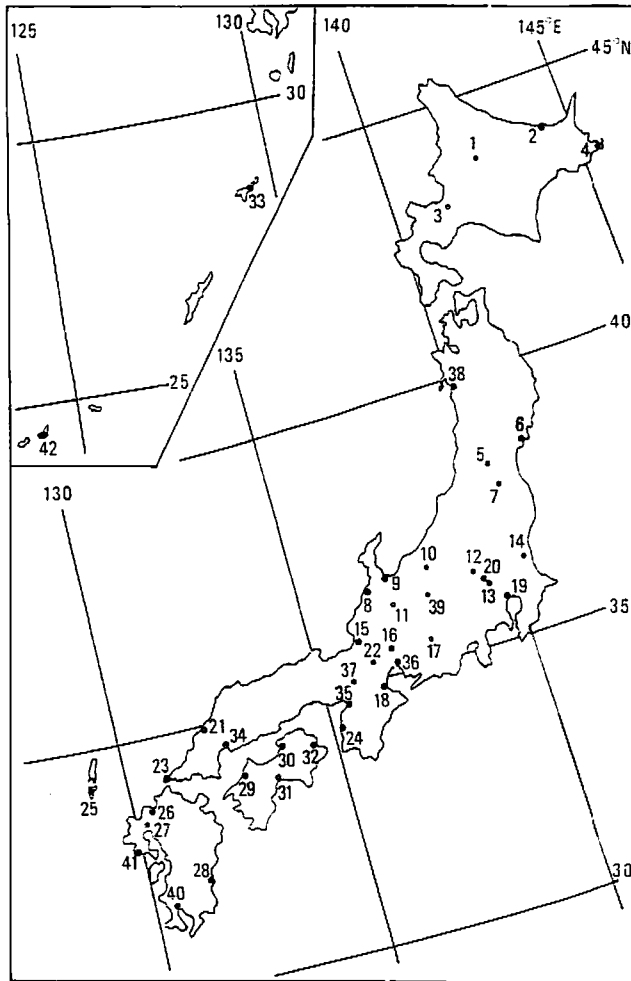
(1990) は、都市化に伴う気温変化の絶対量を、一地点の気温偏差の季節性から抽出するという、まったく新しい原理に基づいて求める試みを行なった。安成 (1986) は、気候変動のシグナルを取り出す 1 つの有効な手法として、気候要素の経年変動成分 (平年偏差) の、季節サイクルにおける特徴的な現われかたを系統的に調べることにより、それぞれ物理機構 (あるいは外力) の異なる気候変動を分離して取り出しうる可能性を指摘した。安成・山根 (1990) は、この原理を実際に過去約 80 年間 (1901~1984) の日本の 16 地点の月平均気温の変動に適用し、この手法の有効性を示した。具体的には、各地点の月平均気温の平年偏差の主成分分析を行ない、偏差に現わ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ものである。この研究では、日本の 16 地点に現われた第 1 主成分が、都市化に伴う気温変化を表わしている可能性が指摘されている。

本研究では、この研究に基づき、さらに多くの地点の地上気温の平年偏差の季節パターンの主成分分析を行ない、それらの結果を比較検討することにより、日本の地上気温の長期変動における都市気候成分 (都市化に伴う気候変化量) を検出することを目的とする。

II 資料と解析方法

解析に用いた資料は日本全国 42 地点の気象官署の要素別累年値の月平均地上気温値で、期間は 1901 年から 1990 年までの 90 年間である。観測地点の分布を第 1 図に示した。地点の選択に際しては、解析期間を同一化すること、全期間中に欠測値のないことを優先させたため、観測場所の移動があった地点も含めて解析を行なった。

解析方法は次の順で行なった。まず、データ行列の作成を行なった。各地点における各月ごとの



第1図 日本の観測地点

- | | | | | |
|---------|---------|--------|---------|---------|
| 1. 旭川 | 2. 網走 | 3. 札幌 | 4. 根室 | 5. 山形 |
| 6. 石巻 | 7. 福島 | 8. 金沢 | 9. 伏木 | 10. 長野 |
| 11. 高山 | 12. 前橋 | 13. 熊谷 | 14. 水戸 | 15. 敦賀 |
| 16. 岐阜 | 17. 飯田 | 18. 津 | 19. 東京 | 20. 境 |
| 21. 浜田 | 22. 彦根 | 23. 下関 | 24. 和歌山 | 25. 厳原 |
| 26. 福岡 | 27. 佐賀 | 28. 宮崎 | 29. 松山 | 30. 多度津 |
| 31. 高知 | 32. 徳島 | 33. 名瀬 | 34. 広島 | 35. 大阪 |
| 36. 名古屋 | 37. 京都 | 38. 秋田 | 39. 松本 | 40. 鹿児島 |
| 41. 長崎 | 42. 石垣島 | | | |

Fig. 1 Distribution of weather stations

- | | | | |
|------------------|---------------|---------------|----------------|
| 1. Asahikawa | 2. Abashiri | 3. Sapporo | 4. Nemuro |
| 5. Yamagata | 6. Ishinomaki | 7. Fukushima | |
| 8. Kanazawa | 9. Fushiki | 10. Nagano | 11. Takayama |
| 12. Maebashi | 13. Kumagaya | 14. Mito | 15. Tsuruga |
| 16. Gifu | 17. Iida | 18. Tsu | 19. Tokyo |
| 20. Sakai | 21. Hamada | 22. Hikone | 23. Simonoseki |
| 24. Wakayama | 25. Izuohara | 26. Fukuoka | 27. Saga |
| 28. Miyazaki | 29. Matsuyama | 30. Tadotsu | 31. Kouchi |
| 32. Tokushima | 33. Naze | 34. Hiroshima | |
| 35. Osaka | 36. Nagoya | 37. Kyoto | 38. Akita |
| 39. Matsumoto | 40. Kagoshima | 41. Nagasaki | |
| 42. Ishigakijima | | | |

1951~1980年の平均値を求め、この値を平年値とし、各月ごとに平年値からの偏差を求めた。この偏差値のデータを、3カ月単純移動平均をした。その理由は自然変動としての季節内振動の除去と季節単位の偏差値の経年変動に着目するためである。この移動平均をほどこしたデータを5月を始点とし、翌年の4月まで並べ1季節サイクルのデータセットとした。たとえば1980年の5月から1981年の4月間での1年間を1980年の気候年のデータとした。主成分分析をするにあたって、季節サイクルをどこで始めるか、あるいは1気候年をどう定義するかということは大切な問題である。すなわち、月々の気温偏差の持続性を考慮すべきであるということである。このことについて、月々の偏差間の相関係数の解析から、持続性のよいのが夏や冬であり、よくないのが春と秋であったこと、さらに、より上位の主成分に寄与率が集中するように年を区切った主成分分析を行なった結果、5月を始点とするのが最も妥当であったことに基づき、すべてのデータセットを作成した。すなわち、1つの地点について5月に始まる12カ月の気温偏差の時系列(1気候年)が行として並び、年ごとのデータが年数分(5月を始点とするため、元の年数より1年減る)の列として存在するデータ行列ができたことになる。

安成・山根(1990)は、過去約80年間(1901~1984)の日本の16地点について月平均気温の変動の主成分分析を行なう際に、1年の始点を12通りに変えて主成分分析を行ない、より上位の主成分に寄与率が集中するように年を区切ると、1年を5月から始め翌年4月までとすることが最も妥当であると述べている。また、Yasunari(1990)は、“monsoon year”の概念を提出し、熱帯を中心とする気候要素の偏差傾向はこの時期に変わりやすく、夏から秋・冬にかけては持続性が高いことを示している。

各観測地点ごとに12カ月×89年間(1901年5月~1990年4月)のマトリックスに対する主成分分析

の結果からメカニズムの異なる気候変動のシグナルを抽出した。気温偏差の変動の大きさ（振幅）をそのまま表わすために、変数間の分散共分散行列を用いる方法をとった。計算に際してはSASプログラムを使用した。

以上の手順にしたがって、主成分分析を行なうと、第1主成分から第12主成分までの固有ベクトルとスコアの時系列が結果として出てくる。この2つの変量を用いることにより、取り出されたある主成分が年平均気温偏差に対しどの程度寄与しているかを知ることができる。以下にその方法を記す。

主成分分析の性質、また、今回の主成分分析を、気温偏差の分散共分散行列に基づいて行なったことにより、Y年m月の気温偏差 $\Delta T(m, Y)$ は、

$$\Delta T(m, Y) = \sum_{i=1}^{12} E_i(m) \times C_i(Y) \quad (1)$$

と書くことができる。ここで、

$E_i(m)$: 第*i*主成分の固有ベクトルの*m*月の成分値

$C_i(Y)$: 第*i*主成分のY年の時間係数、

である。

第*i*主成分による気温の偏差 $T_i(m, Y)$ は、

また、

$$\Delta T_i(m, Y) = E_i(m) \times C_i(Y) \quad (2)$$

となる。

したがって、第*i*主成分に伴う年平均気温偏差 $\overline{\Delta T_i(Y)}$ は、

$$\overline{\Delta T_i(Y)} = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} E_i(m) \times C_i(Y) \quad (3)$$

となる。

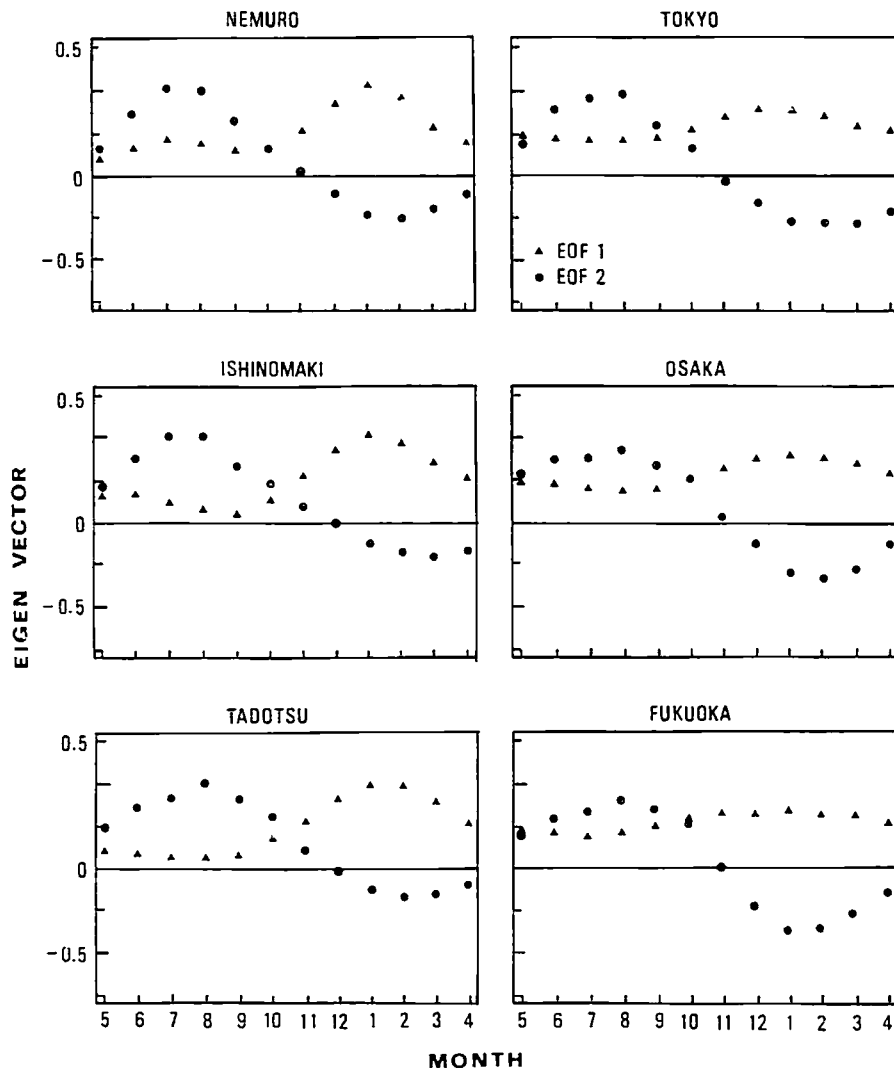
このことからわかるように、ある主成分の固有ベクトルが意味するものは、その主成分が表わす、気温偏差の月別（季節別）推移であり、以下「季節パターン」と表記する。また、その主成分のスコア（時間係数）が意味するものは、その主成分の年別の強さである。

III 季節サイクルに現われた気候変化

主成分分析の結果、日本の42地点について、各主成分とも大局的には非常に類似した「季節パターン」とスコアが得られた。ほとんどすべての地点において、第1主成分から第4主成分までで全体の変動の90%以上を説明でき、第1主成分の寄与率は50%を超えている。第2主成分の寄与率は約20%、第3主成分は10~20%、第4主成分は10%以下であった。

都市化の影響が少ないためバックグラウンドとしてのグローバルな変動の特徴がみられると思われる小都市の根室・石巻・多度津と、都市化の影響が明瞭にみられると思われる大都市の東京・大阪・福岡について第1、第2主成分の「季節パターン」とそれぞれのスコアを第2図と第3図に示した。

第1主成分は全変動の約50%を説明する主成分で、「季節パターン」は全地点同じように1年を通じて同符号の偏差を示す変動であり、とくに冬の振幅が大きくなっている。しかし冬季と他の季節の値の違いの程度は地点ごとに異なっている。とくに冬季の振幅の大きい地点が最も多く、これを基本としている。中には冬季の値のみ突出して他の季節の偏差がゼロに近い地点もある。このパターンは根室・石巻・多度津などの比較的小都市に現われる。逆に、東京・大阪・福岡などの大都市には夏季の値が冬季の値と同程度で季節変化が少ないパターンが現われる。すなわち、第1主成分の夏冬の季節差が小都市ほど大きく、大都市ほど小さい。西沢（1992）は、ヒートアイランドの出現は都市の発展段階によって日変化や年変化が異なると論じている。すなわち、都市の第1発展段階（小都市：町村）に形成されるヒートアイランドは、冬季の夜間に出現し、都市の第2発展段階（都市表面が人工的に改変された都市）のヒートアイランドは、冬季はもちろん夏季の夜間にも出現し、都市の第3発展段階（都市表面が



第2図 根室, 石巻, 多度津, 東京, 大阪, 福岡における「季節パターン」(固有ベクトル)

▲: 第1主成分 ●: 第2主成分

Fig. 2 Eigen vector patterns (seasonal variation) in Nemuro, Ishinomaki, Tadotsu, Tokyo, Osaka, Fukuoka

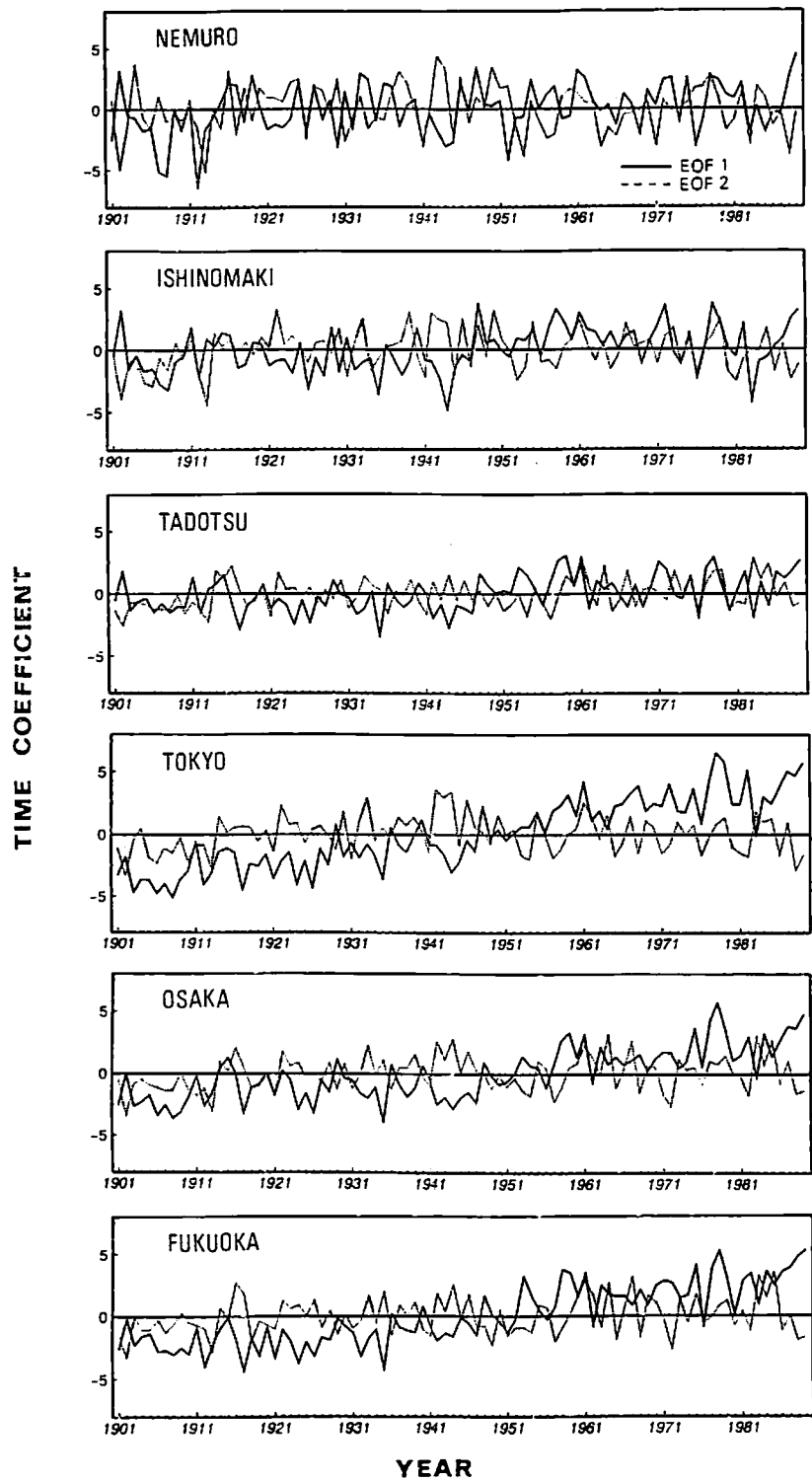
▲: EOF 1 ●: EOF 2

人工的に改変され, なおエネルギー消費が増大する大都市)のヒートアイランドは, 熱汚染型で, 季節や時刻を問わないで発生し, 存在すると分類した. また, 野口(1994)は, 気象官署所在都市の人口規模別・季節別にみた日最高・最低気温の変化率(1950~1988)を調べた. ほとんどの都市で, 冬季の日最低気温の上昇率が顕著にみえるが, とくに, 人口100万以上の大都市では, 夏季の日最低気温の上昇率が冬季より大きいことを指摘した.

これらの大都市は「季節パターン」だけでなく,

スコアのパターンも小都市と異なり, いずれも大幅な上昇を特徴としている. スコアは1900年代の初めから, 小さな年々の変動はあるものの, ほぼ一方的な増加傾向を示している.

第2主成分は, 全変動の約20%を説明する主成分で, 「季節パターン」は夏季と冬季とで正負反転したパターンを示す. スコアも長期的なトレンドではなく, むしろ数年周期の変動が卓越している. これは, 暑夏(冷夏)と寒冬(暖冬)が組み合わせられて起こる経年変動のモードを示し, ENSO(エル・



第3図 根室, 石巻, 多度津, 東京, 大阪, 福岡におけるスコア (時間係数) パターン

Fig. 3 Score patterns (time coefficient) in Nemuro, Ishinomaki, Tadotsu, Tokyo, Osaka, Fukuoka
 — : 第1主成分 - - - : 第2主成分
 — : EOF 1 - - - : EOF 2

ニーニョ/南方振動)と関連した気温変動であることが考えられる。

第1主成分は、都市化の影響のほかに、とくに冬季に偏差が現われるような北半球スケールの現象に起因する長期傾向が重なったモードであるとも考えられる。安成・山根(1990)は、これに関して、この季節変化モード(第1主成分)が、都市化以外の大規模な気候変動、たとえば温室効果によるグローバルスケールの温暖化による可能性について次のような見解を述べている。すなわち、全球的な温室効果は、大気大循環におけるプラネタリー波の変動・調整を伴うはずであり、とすると、必ず地域的・季節的な気候要素の変化として現われ、“地球の温暖化”は、全(半)球の1年についての積分値としてのみ現われるはずである。したがって、温室効果に伴う気温変化が全球的に同じ季節パターンとして現われる可能性は、むしろ小さいとも推測される。これに対し、季節変化のモードが、全球的にどの地点にも現われるとすると、このパターンは、都市効果

というローカルではあるが全観測地点に共通する現象によるものと判定することができよう。

また、都市化に伴うヒートアイランド効果が、一般的には1年を通じてあるものの、冬季に最も顕著に現われるというこれまでの研究の指摘(たとえば、河村, 1977, 1979; 吉野, 1977)と符合するため、本研究では第1主成分を主として都市気候による成分として評価した。この「季節パターン」の基本パターンは、全国42地点のどの地点においても、第1主成分として認められ、スコアの単調増加的傾向は、大都市でとくに顕著に認められる。次節では第1主成分が、基本的には都市化に伴う気温上昇を表わしたモードと判定できることを都市人口との関係からさらに調べてみる。

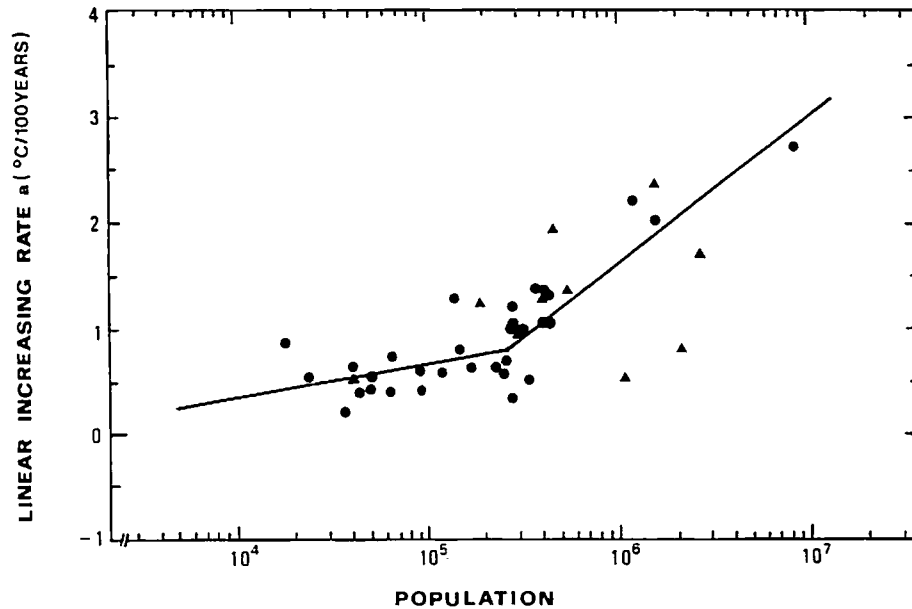
IV 都市化に伴う気温増加率

第1主成分が都市気候の影響による気候変動を示していると考え、都市化による気温の上昇量、すなわち、第1主成分による気温の上昇量は、以下

第1表 都市規模・地形別にまとめた第1主成分から推定した年平均気温偏差の線形増加率 a の値(1901~1990);単位 $^{\circ}\text{C}/100$ 年

Table 1 The linear increasing rate of temperature anomaly (a) by first component (1901-1990: $^{\circ}\text{C}/100$ years) grouped by city size and topographical aspects

大都市 (人口約30万以上)			中・小都市 (人口約30万以下)								
都市名	人口 (千人)	a ($^{\circ}\text{C}/100$ 年)	盆地都市			平野都市			海岸都市		
都市名	人口	a	都市名	人口	a	都市名	人口	a	都市名	人口	a
1. 旭川	364	1.4	5. 山形	215	0.6	12. 前橋	277	0.9	2. 網走	44	0.4
3. 札幌	1,543	2.0	7. 福島	271	1.0	13. 熊谷	143	1.3	4. 根室	41	0.8
8. 金沢	430	1.1	11. 高山	65	0.4	14. 水戸	229	0.6	6. 石巻	123	0.6
10. 長野	337	0.5	17. 飯田	92	0.6	20. 境	37	1.2	9. 伏木	—	0.8
16. 岐阜	412	1.3	39. 松本	197	1.3	22. 彦根	94	0.4	15. 敦賀	66	0.7
19. 東京	8,354	2.7						18. 津	151	0.2	
24. 和歌山	401	0.1						21. 浜田	51	0.8	
26. 福岡	1,160	2.2						23. 下関	269	1.0	
29. 松山	427	1.3						25. 厳原	18	0.8	
31. 高知	313	1.0						27. 佐賀	168	0.8	
34. 広島	1,044	0.5						28. 宮崎	279	0.3	
35. 大阪	2,636	1.7						30. 多度津	24	0.5	
36. 名古屋	2,116	0.8						32. 徳島	258	0.2	
37. 京都	1,479	2.4						33. 名瀬	50	0.4	
40. 鹿児島	530	1.4						38. 秋田	296	1.0	
41. 長崎	449	1.4						42. 石垣島	41	0.5	



第4図 都市化による年平均気温の線形増加率 a (1901~1990)と都市人口の対数関係
 ▲は観測場所の移動があった地点。
 Fig. 4 Relationship between the linear increasing rate (a) of temperature anomaly by first component (1901-1990) and urban population
 ▲ indicates stations moved during observation period.

のように算定できる。

第1主成分に伴う年平均気温偏差 $\overline{\Delta T_1(Y)}$ は、

$$\overline{\Delta T_1(Y)} = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} E_1(m) \times C_1(Y) \quad (4)$$

となる。ここで、

$E_1(m)$: 第1主成分の固有ベクトルの m 月の成分値、

$C_1(Y)$: 第1主成分の Y 年の時間係数、

である。

この $\overline{\Delta T_1(Y)}$ の時系列を、直線回帰式

$$\overline{\Delta T_1(Y)} = aY + b \quad (5)$$

に当てはめると、傾き a は第1主成分による年平均気温偏差の線形増加率となる。以下、この線形増加率 a の値を用いて定量的に、都市気候が気温の変動に与える影響の大きさについて考察する。切片 b は今回の検討の対象としない。

この気温偏差の過去90年(1901~1990)における平均的な線形増加率 a を全国42地点で求め、都市の規模および地形別にまとめて第1表に示した。

まず、人口約30万人以上の都市を大都市、30万以下の都市を中・小都市と区分し、次に、都市の置かれている地形別に盆地都市、平野都市、海岸都市に区分した。東京の値が $2.7^\circ\text{C}/100$ 年と、ずば抜けて大きく、京都(2.4)、福岡(2.2)、札幌(2.0)といった大都市がその後に続いている。多度津や名瀬といった、海岸部の小都市ないしは町村では、これに対し非常に小さい値(0.5以下)になっており、この成分の変動が、基本的には都市化に伴う気温上昇であることを示している。このことをさらにはっきりと示すために、近似的に都市化の大きさを示す指標として、一般的によく用いられる各都市の人口(1985年)の対数と線形増加率 a の関係を求めたのが第4図である。過去90年間に観測場所の変動があった地点は▲で示した。長期間の気温トレンドを調べる際に、観測地点の移動に伴う都市気候の影響については十分に考慮されるべきである。たとえば、大阪・名古屋・広島などは人口規模に比べて線形増加率 a の値が小さく、長崎などは線形増加率 a の値

が大きい、これらの地点における観測地点の移動の影響を定量的に評価することは今後の課題である。

Y 軸は過去 90 年間の昇温量なので、X 軸も同じ期間の人口増加量とすべきであろうが、この増加量は現在の人口で十分代表できることが多くの研究で指摘されている（たとえば、Karl *et al.*, 1988）。両者はかなりよい線形関係を示しており、年平均気温偏差の線形増加率を都市化による気温上昇量と判定することの妥当性を支持している。ただし、より詳しくみると、人口約 30 万を境にして線形増加率 a と人口との対応が異なることがわかる。人口 30 万以下の中・小都市では線形増加率 a の値は人口によらず、 $0.5\sim 1.0^{\circ}\text{C}/100$ 年の間に分布しているが、30 万以上の大都市の線形増加率 a の値は人口に対応して $1.0\sim 3.0^{\circ}\text{C}/100$ 年の間に分布している。この関係について人口を P 、線形増加率を a ($^{\circ}\text{C}/100$ 年) とした回帰式で表わし、決定係数 R^2 とともに示すと次のようになる。

人口 30 万以下の中・小都市では、

$$a=1.0611 \log P - 0.6737 \quad R^2=0.012 \quad (6)$$

人口 30 万以上の大都市では、

（観測場所の移動があった地点を含む場合）

$$a=1.3430 \log P - 6.4220 \quad R^2=0.642 \quad (7)$$

（有意水準 99%）

（観測場所の移動があった地点を除く場合）

$$a=1.3797 \log P - 6.6689 \quad R^2=0.655 \quad (8)$$

（有意水準 99%）

この図に示された人口と過去 90 年間における気温上昇量との関係は、Karl *et al.* (1988) によるほぼ同じ期間の合衆国における結果と比べると、どの人口帯においても、約 $0.5^{\circ}\text{C}/100$ 年程度、多めの上昇率となっているが、人口対気温上昇量の相対的な関係は、おおむねよく一致している。上昇率の違いの理由としては、Karl *et al.* (1988) の結果があくまで近くの小都市（または町）との気温差で、

都市化による気温上昇量を求めているため、参照した小都市の都市効果を、原理的に評価することができず、少なめに見積もられている可能性がある。

V 考 察

これまでの結果から、ほとんどの地点において第 1 主成分の固有ベクトル成分により示された気温偏差の「季節パターン」は 1 年を通じて同符号の偏差を示すパターンであり、冬季の気温偏差が夏季のそれよりも大きいパターンが卓越していることがいえ。また、スコアの時系列パターンに関しては、気温の上昇傾向パターンが卓越していることを示している。また、「季節パターン」から冬季の気温変動が年間の気温変動に大きく寄与していることがわかる。これらのことをまとめると、気温が年々上昇していく傾向があるなかで、その傾向がとくに冬季に強いという気温の変動モードが第 1 主成分に現われていることがいえる。ここで都市化に伴うヒートアイランド効果が 1 年を通じて現われるが、とくに冬季における気温の年々の上昇に顕著に現われるというこれまでの研究を前提に考えると、第 1 主成分は都市気候の影響を表わしたモードであると考えられる。

東京・大阪・福岡など大都市における第 1 主成分の「季節パターン」やスコアの中・小都市との差異は、都市化の影響の現われ方の違いによる可能性が非常に大きい。日本というスケールにおいては、グローバルな気温変動の現われ方はほぼ同じであるとすると、各地点の季節パターンや年々変動パターンの違いは、ローカルなスケールの気温変動によってもたらされたものであると考えられる。東京・大阪・福岡など大都市に現われた「季節パターン」とそのスコアから算定された気温の変化量は、したがって都市化の影響による温暖化を定量的に現わしていると考えられる。

この結果は、別の手法で都市気候成分を評価した

加藤（1992, 1993）の結果と対比させることができる。加藤は、各地点の気温トレンドが各地点に共通の主成分トレンド ΔZ_s （都市化影響トレンド ΔZ_{cs} と自然変化のトレンド ΔZ_{ns} の和）の関数として現わされるとして、日本の 53 地点の気象官署における過去 90 年間（1900～1989）の月平均気温を用い、各地点ごと、月ごとの平均からの偏差の時系列データ（53 地点×1,080 カ月）のマトリックスに対する主成分分析を行ない、地域的な気温のトレンドを解析した。すなわち、都市化影響が小さい地点の観測トレンドで自然変化のトレンドを近似させ、それらの観測トレンドを用いた連立方程式から自然変化のトレンド（ ΔZ_{ns} ）、または都市化影響トレンド（ ΔZ_{cs} ）を求め、人口 100 万以上の 9 都市について調べた。月ごとの気温トレンドに含まれている都市化影響のトレンドは、ほとんどの都市で年間を通じて正のトレンドを示しており、季節的には冬季が夏季に比べて顕著である。大都市ほど都市化影響のトレンドは大きく、とくに、東京（ $2.8^\circ\text{C}/100$ 年）、福岡（2.2）、札幌（2.0）で、本研究と加藤の結果はきわめてよく一致している。以上の考察からも、第 1 主成分は、基本的には都市気候の影響を現わすモードであることが裏づけられる。また、都市化に伴う気温変化の絶対量を一地点の気温偏差の季節性から抽出するという新しい原理に基づいた本研究の結果が、従来の都市気候の手法、すなわち、都市内外の観測点の気温差を指標とした研究結果と非常によく対応を示したことは、この方法の有効性がきわめて高いことを意味しよう。

第 1 主成分による年平均気温偏差の線形増加率 a は 90 年間の $\Delta T_1(Y)$ を直線回帰することによって求めたもので、時系列の中の $\Delta T_1(Y)$ の短周期変動は除去されている。一般的に都市の規模が大きくなれば、都市気候が気温の変動に与える影響の度合いも大きくなると考えられる。人口約 30 万以上の都市での線形増加率 a の値は人口に対応して $1.0\sim$

$3.0^\circ\text{C}/100$ 年の間に分布している。

しかし、人口が約 30 万以下の都市での線形増加率 a の値は、人口にほとんど関係なく $0.5\sim 1.0^\circ\text{C}/100$ 年の間に分布しているとみることができる。要するに、この分布を直線回帰式で表わそうとする場合 1 本の直線で表わすより、人口 30 万を境にして 2 本の直線に分けて考えるのが妥当である。福岡（1983）は、都市の人口とヒートアイランド強度（都市内外の気温差）の関係を調べ、それが片対数グラフ上で、欧米は 1 つの直線であるが、日本では人口 30 万を折れ目として 2 つの直線に折れることを指摘した。また、朴（1987）は、この結果に加え、韓国の諸都市においても同様に 2 つの直線になることを指摘した。このことから、都市気候の影響が顕著に現われてくる都市規模の大きさとして、人口 30 万という値がある程度の目安になってくると考えられる。30 万という人口が都市気候を議論するうえで意味をもつ数字であるということが、全球においてもいえるかどうかは今後の課題である。その解明のためには、人文・社会科学的見地からの考察も必要である。日本と韓国の都市の規模や機能に関する分類あるいは都市化に関しては都市地理学の多くの研究があるが（服部、1979；戸沼、1980；成、1977；朱、1982）、人口 30 万程度の都市は地方中心（県都級）都市圏を形成し、その圏領域の政治、経済、文化のセンターとしての機能をもつことが指摘されている。朴（1987）は、日本と韓国における都市人口とヒートアイランド強度との関係が中・小都市と大都市とで異なる原因の 1 つとして、非透水性面積比の違いで表わされるような都市構造の差異が関与していると述べている。

第 1 主成分に基づき年平均気温偏差の線形増加率 a と都市の人口との関係について論じてきたが、上述したように、人口 30 万以下の地点ではどこでも、線形増加率 a の値が $0.5\sim 1.0^\circ\text{C}/100$ 年の値をとっており、線形増加率 a と人口との間にこれといった

関係はみられない。これは、人口 30 万以下の都市では都市気候の影響が顕著に現われない、あるいはもっと大きなスケールの変動によってかき消されていると考えると、この $0.5\sim 1.0^{\circ}\text{C}/100$ 年という値は日本付近全体の気候変動によるものとして考えることができる。すなわち、この値こそが過去 90 年におけるグローバルな気候変動に関連した日本の気温変化量を表わしている可能性が高い。

また、旭川・松本のような盆地都市は、平野・海岸都市に比べて年平均気温偏差の線形増加率 a が非常に大きい。このような傾向は、ヒートアイランド強度を用いた Park (1987) の研究結果と一致し、非常に興味深い。このように、都市の昇温については、都市人口で表わしたような都市の機能や構造など人文環境だけではなく、気候帯や地形条件など自然環境の影響を考慮しなければならないが、それについては今後検討を行なう必要がある (第 1 表)。

VI ま と め

本研究は、従来の都市内外の気温差によって都市の影響を評価するものではなく、都市化に伴う気温変化の絶対量を、一地点の気温偏差の季節性から抽出するという、まったく新しい原理に基づいて求める試みを行ない、日本の地上気温における都市気候成分を算定した。

おもな結果は、次のとおりである。

(1) 季節サイクルに現われた気候変化

主成分分析の結果、日本の 42 地点について、各主成分とも非常に類似した「季節パターン」固有ベクトルとスコアが得られた。

第 1 主成分の寄与率は 50% 以上で、全地点同じように 1 年を通じて同符号の偏差をもつ変動を示す。「季節パターン」は、冬季が他の季節に比べて振幅が大きい気温偏差を示し、スコアは、1900 年代の初めから小さな年々の変動はあるものの、一方的な増加傾向を示している。第 1 主成分は、1 年を通じ

て気温が年々上昇する傾向があり、その傾向は冬季に強いという気温の変動モードが卓越していることから、グローバルな変動の成分が含まれている可能性はあるものの、基本的には都市気候の成分を表わすモードとして考えられる。

(2) 都市化に伴う気温偏差の線形増加率

日本の諸都市における第 1 主成分による年平均気温偏差と都市人口の対数との関係を線形回帰式で示して得られる傾き (線形増加率 a) と都市人口の間にはかなりよい線形関係があり、都市の規模が大きいほど都市気候が気温の変動に与える影響は大きい。しかし、都市人口と線形増加率 a の関係は人口約 30 万程度を境にして大きく異なる。人口約 30 万以下の中・小都市では、両者の間にはほとんど相関関係がみられないが、人口 30 万以上の大都市では非常によい正の相関関係 ($R^2=0.655$; 有意水準 99%) がみられる。この結果はヒートアイランド強度と都市人口との関係を調べた福岡 (1983)、朴 (1987) の研究結果と一致し大変興味深い。

人口約 30 万以下の中・小都市での線形増加率 a の値は、人口に関係なく $0.5\sim 1.0^{\circ}\text{C}/100$ 年の間に分布し、30 万以上の大都市では、人口に対応して $1.0\sim 3.0^{\circ}\text{C}/100$ 年の間に分布している。とくに、東京の値が $2.7^{\circ}\text{C}/100$ 年と最大値を示し、京都 (2.4)、福岡 (2.2)、札幌 (2.0) などの大都市がその後が続いている。

この手法の大きな利点は、都市気候成分を都市内 1 地点の観測資料から、絶対値として推定できることである。従来の手法では近接する (都市気候の影響がないとした) 小都市との相対値としてのみ、都市気候成分を取り出し定義しているため、絶対値として評価することは、原理的に不可能であった。とくに、近年の先進諸国や発展途上国の首都圏のように、いわゆるメガロポリス的に都市が巨大化して発展していく状況では、大小 2 つの都市のペアを決定すること自体困難で、しかも問題を含むことが多い

と思われる。また、最近大きな問題となっているグローバルな温暖化を正確に評価する場合、これまでの方法では、より精度が高くてしかも長期間の気温観測資料のある大都市を大部分除外せざるを得なかったが、本研究の手法を適用して推定された都市効果の絶対値を補正することにより、これらの多くの大都市のデータをグローバルな気温変動の推定に組み入れることが可能となろう。

この手法の問題点としては都市気候の特徴とした気温偏差の季節変化パターンが、都市化以外の大規模な気候変動にないかどうかということである。ここでは、人口との関係式からグローバルな気候変動に関連した部分を推定できる可能性を示したが、今後に残された大きな問題の1つである。安成・山根(1990)でも指摘されているように、今後、この手法を地球上のさまざまな地理的、気候的、社会的条件下にある多くの都市に適用して、この手法の有効性を検証していく必要がある。

本稿は、1993年度日本地理学会春季学術大会および日本気象学会で発表した内容に加筆したものである。本研究を進めるにあたり、日本学術振興会特別研究員の森永由紀氏、筑波大学地球科学研究科の五十嵐弘道氏、三菱化成生命科学研究所の内藤則子氏には、コンピュータならびにデータの取り扱いに関して多大な協力をいただいた。厚く御礼申し上げます。

(投稿 1994年1月11日)

(受理 1994年4月21日)

文 献

- 小元敬男(1988):都市と気候(人間活動と気候変化). 気象研究ノート, 162, 211-231.
- 小元敬男・鯉谷 憲(1979):気象官署のデータからの都市気候効果の消去の試み. 農業気象, 35, 93-96.
- 小元敬男・鯉谷 憲(1980):気象官署のデータからの都市気候効果の消去の試み(2). 農業気象, 35, 203-206.
- 加藤央之(1992):わが国における気候変化の統計解析——多変量解析法を用いた地域気温のトレンド解析——. 電力中央研究所報告(T91043), 29p.
- 加藤央之(1993):わが国における気候変化の統計解析(2)——気温観測記録における自然変化分の推定——.

- 電力中央研究所報告(T92029), 27p.
- 河村 武(1977):都市気候の分布の実態. 気象研究ノート, 133号, 26-47.
- 河村 武編(1979):『都市の大気環境』. 東京大学出版会, 185p.
- 河村 武・朴 恵淑(1987):ヒートアイランド強度(都市内外の気温差)を論じるときの郊外の観測値の代表性. 気候学・気象学研究報告(筑波大学地球科学系), 第12号, 23-28.
- 成 俊鏞(1977):韓国の都市システム. 地理学評論, 50, 381-401.
- 朱 京植(1982):韓国の都市化と都市システム:1960年-1980年(I). 地理学評論, 55, 1-20.
- 西沢利栄(1992):『自然のしくみ』. 古今書院, 213p.
- 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.
- 戸沼幸市(1980):『人口尺度論』. 彰国社, 337p.
- 服部銈二郎(1979):地方小都市の変容. 青木栄一・永野征男・白坂 蕃・福原正弘編:『現代日本の都市化』. 古今書院, 213-227.
- 朴 恵淑(1987):日本と韓国の諸都市における都市規模とヒートアイランド強度. 地理学評論, 60A, 238-250.
- 福岡義隆(1983):都市の規模とヒートアイランド. 地理, 28(12), 34-42.
- 安成哲三(1986):気候変動の時空間スケールに関する一考察. 河村 武編:『気候変動の周期性と地域性』. 古今書院, 27-40.
- 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——都市化による気温上昇量推定の新しい試み——. 西沢利栄編:都市化の進展に伴う都市気候の変化に関する研究, 昭和61年度~平成1年度科学研究費補助金(一般研究(A))研究成果報告書, 73-81.
- 吉野正敏(1977):日本および外国の諸都市における気候の変化. 気象研究ノート, 133, 1-25.
- Fukuoka, Y. (1983): Physical climatological discussion on causal factors of urban temperature. *Memoirs of the Faculty of Integrated Arts and Sciences, Hiroshima University*, IV, 8, 157-178.
- Hansen, J. and Lebedeff, S. (1987): Global trends of measured surface air temperature. *Journal of Geophysical Research*, 92, 345-372.
- Hansen, J. and Lebedeff, S. (1988): Global surface air temperatures: update through 1987. *Geophysical Research Letter*, 15, 323-326.
- Hansen, J., Fung, I., Lacis, A., Rind, D., Lebedeff, S., Ruedy, R. and Russell, G. (1988): Global climate changes as forecast by Goddard Institute for

- Space studies three-dimensional model. *Journal of Geophysical Research*, 93, 9341-9364.
- IPCC (1990): *Climate Change*, The IPCC Scientific Assessment. (eds) Houghton, J. T., Jenkins, G. J. and Ephraums, J. J., WMO/UNEP. Cambridge Univ. Press, 365p.
- IPCC (1992): *Climate Change 1992*, The Supplementary Report to the IPCC Scientific Assessment. (eds) Houghton, J. T., Callander, B. A. and Varney, S. K., WHO/UNEP Cambridge Univ. Press, 200p.
- Jones, P. D. (1988): Hemispheric surface air temperature variations: recent trends and an update to 1987. *Journal of Climate*, 1, 654-660.
- Jones, P. D. and Wigley, M. L. (1990): Global warming trends. *Scientific American*, 263, 66-73.
- Karl, T. R. and Jones, P. D. (1989): Urban bias in area-averaged surface air temperature trends. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 70, 265-270.
- Karl, T. R., Diaz, H. F. and Kukula, G. (1988): Urbanization: its detection in the United States climate record. *Journal of Climate*, 1, 1099-1123.
- Kukula, G., Gaving, J. and Karl, T. R. (1986): Urban warming. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 25, 1625-1670.
- Oke, T. R. (1973): City size and the urban heat island. *Atmospheric Environment*, 7, 769-779.
- Oke, T. R. (1979): Review of urban climatology 1973-76. *WMO Technical Note*, 169, 100p.
- Oke, T. R. (1987): *Boundary Layer Climates*. 2nd ed., Methuen & Co., New York, 435p.
- Park, H. S. (1986): Features of the heat island in Seoul and its surrounding cities. *Atmospheric Environment*, 20, 1859-1866.
- Park, H. S. (1987): Variations in the urban heat island intensity affected by geographical environments. *Environmental Research Center Papers*, University of Tsukuba, No.11, 79p.
- Vinnikov, K. Ya., Groisman, P. Ya. and Lugina, K. M. (1990): Empirical data on contemporary global climate changes (temperature and precipitation). *Journal of Climate*, 3, 662-677.
- Yamashita, S. (1988): Some studies of heat island in Japan—with special emphasis of the climatological aspects—. *Geographical Review of Japan*, 61B, 1-13.
- Yasunari, T. (1990): The monsoon year—a new concept of climatic year in the tropics—. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 71, 1331-1338.

Detection of the Urban Climatic Component Based on the Seasonal Variations of Surface Air Temperature Anomaly

Hye-Sook Park ONO*, Tetsuzo YASUNARI**, Riko OKI*** and Toshinori ODA****

A prominent issue in climate research is whether the global climate is warming related to the greenhouse effect. The warming trend of the global or hemispheric surface air temperature has been noted (IPCC, 1990, 1992) as evidence of the "global warming". However, it has also been argued that the urban effect might have contributed largely to this warming trend of surface temperature. It is essential to estimate quantitatively the urban effect component in the surface air temperature trend.

Geographical Review of Japan 67A-8 561-574 1994

- * Mitsubishi Kasei Institute of Life Sciences.
- ** Institute of Geoscience, University of Tsukuba.
- *** Center for Climatic System Research, University of Tokyo.
- **** Undergraduate Student University of Tsukuba.

Based on the assumption that climatic changes due to different mechanisms or forcing may show different seasonal dependencies in the anomaly time series of meteorological elements, Yasunari (1986) proposed an original method of analysis of climatic change related to the seasonal pattern of anomalies for each climatic year.

In this study, based on Yasunari's method, seasonal patterns of surface air temperature anomaly and their changes during the past 90 years (1901–1990) are examined for analysis of the urban climatic component on the surface air temperature trend using principal component analysis for 42 Japanese weather stations (Fig. 1).

More than 50 percent of variance can be explained by the first component. The examination of the seasonal eigen vector patterns shows that the first component is characterized by anomalies with the same sign for all months but with relatively high values for winter at all stations (Fig. 2).

The time series (score) of the first component generally shows increasing trends since 1901 at all stations (Fig. 3). The first component strongly seems to explain the variation due to the warming by the urban climate, although this includes the long-term climatic trend on a hemispheric scale.

The linear increasing rate of temperature anomaly (a) of the first component shows a good correlation with the populations of the city as an index of urbanization for large cities with populations over 300,000 ($R^2=0.655$; level of significance 99%). Although the linear increasing rate of temperature anomaly is greater the larger the urban population is, regional differences are obvious. Table 1 shows that for cities with similar size populations, the linear increase rates of temperature anomalies of basin cities are larger than those of inland plain cities and coastal cities. The relationship seems to be better presented if we divide the samples into two groups because the trends bend at around 300,000 population. The increment of the linear increase rate for cities with populations over 300,000 is larger (1.0~3.0°C/100 years: for example, Tokyo, 2.7; Kyoto, 2.4; Fukuoka, 2.2; Sapporo, 2.0) than for cities smaller than 300,000 (0.5~1.0°C/100 years) where there is no apparent relation between the linear increasing rate of temperature anomaly and population (Fig. 4).

Key words: urban climatic component, surface air temperature anomaly, principle component analysis, linear increasing rate of temperature anomaly