# 日本の都市気象台における近年の湿度の低下について\*

# 小 元 敬 男·鱧 谷 憲\*\*

### 要旨

札幌、仙台、東京、京都、大阪および福岡の各気象台では近年、平均湿度が著しく低下している。この現象についてこれまで、都市気候の影響のみが強調されていたが、自然変化の影響も決して少なくないことを明らかにした。例えば、1946~1975の20年間における湿度の平均減少率に対する自然変化の寄与は、上記気象台のばあい(札幌を除く)、ほぼ25~50%の範囲に入る。

勿論,これ等気象台の観測値に及ぼす都市気候の影響を軽視することは出来ない。都市気象台における平 年偏差あるいは極値の再現期間は、利用に際して、充分注意を払わなければならなくなっている。

#### 1. はしがき

日本の主要気象台の多くは県庁所在地にあり、これら 諸都市の著しい発展に伴って、都市気候の影響とみられ る急速な乾燥化が観測されている(福井、1943;佐々 倉、1965;荒川、1970;Yoshino、1975;など)。一方、 日本各地で都市化とは無関係な相対湿度の低下が起って いることが指摘されている(吉野、1977、1979;河村、 1979)。本論文では、日本の代表的都市気象台6箇所にお ける年平均湿度の減少傾向に、都市気候の影響がどの程 度寄与しているかを示し、あわせて、それがこれ等の気象 台の観測値の変動特性に及ぼす影響についても述べる。

筆者等は農業気象の立場から、市街地に位置する気象 台の累年気候データの自然値化を試みてきた(小元・鱧 谷,1979a,1980)。本報は、その都市気候学的問題へ の応用である。

#### 2. 対象地点・計算方法

本報で取り上げた代表的都市気象台は、札幌、仙台、 東京、大阪、福岡の各管区気象台と京都地方気象台の6 ケ所である。

#### 2.1. 計算方法の基本型

- \* On the Decrease of Relative Humidity Observed at Urban Meteorological Observatories of Japan.
- \*\* Yukio Omoto and Ken Hamotani, 大阪府立大 学農学部.
  - -- 1981年 6 月19日受領--
  - --1981年11月16日受理--

実際に使った式の説明に入る前に、計算方法の基本的な考えについて簡単に述べる。まず、注目する都市気象台Aにおける i 年の観測値  $M(A)_i$  は、都市気候の影響(以下に都市効果と記す) $M_m(A)_i$  と、そこに都市がなければ観測されるであろう想定値(以下に自然値と呼ぶ) $M_n(A)_i$  の和で表わされるものとする。すなわち、

$$M(\mathbf{A})_i = M_n(\mathbf{A})_i + M_m(\mathbf{A})_i \tag{1}$$

次に、比較的近くにあるが都市気候の影響をほとんど うけていない観測所Cをみつけ、ここを対比観測所とす る、Cにおける観測値は、

$$M(\mathbf{C})_i = M_n(\mathbf{C})_i \tag{2}$$

で表わされる。そして両地点の累年気候データを使って $M_n(A)$ 。と $M_m(A)$ 。を計算する。もし、近くに適当な対比観測所が見付からないばあいには、比較的近くの若干都市気候の影響を受けた気象台Bのデータを上の方法で自然値化し、それを使ってAの値を計算する。実際に用いた計算式および、B気象台(中継地点)あるいはC観測所(対比地点)としての必要条件については次節に述べる。第1表は、6気象台の自然値と都市効果を求めるにあたって用いたB気象台およびC観測所を示す。本研究では各気象官署の開設年から1979年までのデータを利用した。計算期間は中継地点あるいは対比観測所の観測開始によっても左右されるので、求められる自然値は必ずしも注目の気象台の観測期間と一致しない。なお、自然値・都市効果の有効期間は1977年までになっている

第1表 各都市気象台における自然値の計算方法お よび有効期間、A:都市気象台、B:中継 気象台, C:対比観測所.

|   |   |    |    |   |    |    |     |    | ·                |
|---|---|----|----|---|----|----|-----|----|------------------|
|   | A |    | (  | C | ]  | В  | 計方  | 算法 | 自 然 値<br>有効期間    |
| 札 | 幌 |    | 寿  | 都 |    |    | 基本  | 关  | 1890~1977        |
| 仙 | 台 | I  | 宮  | 古 |    |    | 基本  | 式  | 1929~1977        |
| 仙 | 台 | II | 石  | 巻 |    |    | 基本  | 浅  | 1929~1977        |
| 東 | 京 | I  | 館  | 野 | 横  | 浜  | T-  | 2法 | 1899~1977        |
| 東 | 京 | II | 銚  | 子 |    |    | 基本  | 式  | 1889~1977        |
| 京 | 都 |    | 彦  | 根 |    |    | 基本  | 法  | 1896~1977        |
| 大 | 阪 | I  | ME | 本 | 神  | 戸  | T-2 | 2法 | 1899~1977        |
| 大 | 阪 | II | MR | 本 | 和哥 | 灰山 | T-2 | 2法 | 1888~1977        |
| 福 | 岡 | I  | 厳  | 原 |    |    | 基本  | 式  | 1892~1977        |
| 福 | 岡 | II | 佐  | 賀 |    |    | 基本  | 式  | $1893 \sim 1977$ |

が、これは都市効果が実際上は注目の年を中心とする5 年移動平均値として求められるためである.

## 2.2. 自然値および都市効果の計算式

上述の基本的な考えに基づいて、筆者らはA気象台に おける自然値  $M_n(A)$ i を求める式として、まず次式を 提案した (小元・鱧谷, 1979 a).

$$M_n(\mathbf{A})_i = M(\mathbf{A})_i + \overline{\alpha(\mathbf{A}, \mathbf{C})_{(\mu)}}^{s0} + \overline{M(\mathbf{C})_i}^{s} - \overline{M(\mathbf{A})_i}^{s}$$
(3a)

ここで、 $( )i^5$  は i 年を中心とする 5 年平均を表わ す. また,以下にα項と呼ぶ

(4)

$$\overline{\alpha(A,C)_{(\mu)}}^{so} = \overline{M(A)_{(\mu)}}^{so} - \overline{M(C)_{(\mu)}}^{so}$$
 (4) で定義される項は、自然状態における $\mathbf{A} \cdot \mathbf{C}$  2 地点の気候差と仮定される。記号  $\overline{( )_{(\mu)}}^{so}$  は、 $\mathbf{A} \cdot \mathbf{C}$  2 地点の気候差と仮定される。記号  $\overline{( )_{(\mu)}}^{so}$  は、 $\mathbf{A} \cdot \mathbf{C}$  2 地点の気候差と仮定される。記号  $\overline{( )_{(\mu)}}^{so}$  は、 $\mathbf{A} \cdot \mathbf{C}$  四両用できる最初の年  $\overline{(i=\mu)}$  から30年間(以下に調整期間と称する)の平均値を意味する。 $\alpha$  項の導入は、 $\mathbf{A} \cdot \mathbf{A}$  気象台における観測値の調整期間平均  $\overline{M(A)_{(\mu)}}^{so}$  の都市効果はゼロであり(仮定1)、この期間における  $\mathbf{A} \cdot \mathbf{C}$  両気象官署の観測値の平均値の差は、都市気候の影響がなければ全期間通して一定である(仮定2)、という2つの仮定を置くことに相当する。若しこの調整期間中に $\mathbf{A} \cdot \mathbf{A}$  気象台の観測値が実際は都市気候の影響を受けているばあいは、都市効果はそのぶん過少評価される。この期間、都市効果が増加中であると、調整期間の前の部分に本来とは反対の符号を持つ値がでてくる。次に、仮定2による誤差は対比観測所が遠いほど大きくなると

考えられる。地形の影響も関係するので一概にはいえな

いが、 A・C間の距離は 50km 以内であることが望ま しい. しかし, 仮定1による誤差をなるべく小さくする ため、対比観測所はあるていど長い観測記録のある所で ならなければならないので、100km 程度離れた地点を 選ぶことがよく起こる。このような場合、2地点の間で の観測値の差は、都市気候の影響がなくても少なからず 変動するはずである。これによる誤差については、確率 論的に信頼区間を求め、精度をはっきりさせることもで きる (小元・鱧谷, 1980).

なお,式(3a)に対応する都市効果の式は次のように 書かれる。

$$M_m(\mathbf{A})_i = -\overline{\alpha(\mathbf{A}, \mathbf{C})_{(\mu)}}^{30} - \overline{M(\mathbf{C})_i}^5 + \overline{M(\mathbf{A})_i}^5$$
(3b)

式 (3a) および (3b) によって求められた自然値と都 市効果の妥当性に関して,仮定1と仮定2に関連した記 述は不充分なものである。しかし、この点を更に明瞭に するには、他の都市効果の評価方法と比較・検討すると か、両式を一般化して分析する等、相当紙面を割かなけ ればならない、その様な議論は別の諸報告(小元・鱧 谷, 1979 a, b; 1980) で断片的ながらなされており, 本報の目的からもこれ以上方法論にスペースを取るのは 好ましくないので割愛させて頂く。

さて、仮定1による誤差は、調整期間が近年にかかる ほど大きくなることは容易に予想できる。一方、A気象 台の観測期間がいかに長くても、C観測所が比較的新し ければ、調整期間は近年にかかってしまう. 例えば大阪 の近くにあるほぼ自然環境下の気象官署というと洲本で あるが、この観測開始年は1919年で調整期間は1919~ 1948の30年間になる、大阪と洲本の間に神戸という長期 間の観測データのある地点はあるが、ここの近年の値は 都市気候の影響を受けている恐れがある。そこで、神戸 のデータに都市気候の影響が表われるようになったのは 1948年以降であると仮定して,まず洲本を使ってここの 観測値を自然値化する。そのままではデータの利用期間 が前後2年削られるので(式 3a), 調整期間の初年は  $\mu+2$ 年, つまり1921年になってしまう. そこで  $\mu+2$ 年 以前の観測値は全く自然値であると仮定して,計算され た自然値とつなぐわけである。 所で、 $\mu+2$ 年について は観測値そのままのと、計算値の2つの自然値があり、 両者はほとんどのばあい一致しない、どちらに合わせる のが良いのかは難しい問題であるが、観測値を生かす方 が無難と考え, 差 ε を定数として, 神戸のばあいなら洲 本を用いて計算した1921年以後の自然値に加える。この

操作はかなりの危険性を孕んでいるが、一般に ε は小さく、計算期間の延長によって仮定1に起因する誤差が 減ることによるプラスの方が大きい.

この神戸のような計算上の中継点的役割をする気象台をBと書くと、上の議論は次のように表わすことができる.

$$M_n(B)_i = M(B)_i$$
  $i \le \mu + z$ ,  
=  $M_n(B)_i * + \varepsilon$   $i \ge \mu + z$ 

ここで  $M_n(B)_i$  は気象台 B における全期間の自然値、 $M_n(B)_i$ \* は観測所 Cを使って求めた B の自然値である。したがって A の自然値は、(3 a)式の C を  $B_n(M_n(B)$  の略号)で置き換えた次式から求められる

$$M_n(\mathbf{A})_i = M(\mathbf{A})_i + \overline{\alpha(\mathbf{A}, \mathbf{B}_n)_{(v)}}^{s_0}$$

$$+ \overline{M_n(\mathbf{B})_i}^{s_0} - \overline{M(\mathbf{A})_i}^{s_0}$$
(5 a)

ここで

$$\overline{\alpha(\mathbf{A}, \mathbf{B}_n)_{(v)}}^{30} = \overline{M(\mathbf{A})_{(v)}}^{30} - \overline{M_n(\mathbf{B})_{(v)}}^{30}$$

は、中継点的気象台Bの自然値に対するA気象台の気候差ともいうべき定数である。また、 $( )_{(\nu)}^{30}$ は、A・B両気象台のデータが利用できる期間の最初の年  $(\nu$ 年)から30年間の平均を意味する。式 (5a)に対応する都市効果の計算式は、

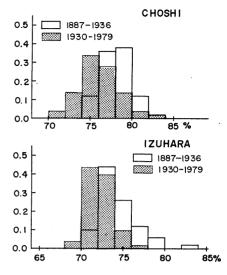
$$M_m(\mathbf{A})_i = -\overline{\alpha(\mathbf{A}, \mathbf{B}_n)_{(\nu)}}^{\mathfrak{so}} - \overline{M_n(\mathbf{B})_i}^{\mathfrak{so}} + \overline{M_m(\mathbf{A})_i}^{\mathfrak{so}}$$

$$\tag{5 b}$$

である。我々は式 (3 a, b) による計算方法を基本型, 式 (5 a, b) による計算方法を T-2 型と呼んでいる (第 1 表).

T-2 法の導入によって,例えば大阪の計算における調整期間は,洲本だけを使う基本型によるより20年遡り,1899~1928になる.東京のばあいは,館野だけから計算するよりも調整期間は23年遡り,1899~1928になる.いずれの場合も $\alpha$ 項による誤差は減少したと考えられる.今回の計算では横浜の自然値化に館野を用いたが,東京との相対的位置関係を考えると好ましくない.しかし他に適当な対比観測所が見付からなかったため,やむを得ずこの様な組合せを用いた.

また、館野のごく最近のデータ(1978、1979)には、移転の影響とみられる著しい湿度の低下が認められたが、補正せずに連続データとして使用した。一般に、観測所の移転に伴い観測値の性質の変化が起こることが考えられるが、本報で述べた方法は長期間の連続データを必要とするので、その影響が小さいと考えられる限りにおいて一地点のデータとして扱った。名古屋の場合は1923年における都心から郊外への移転の影響が余りにも



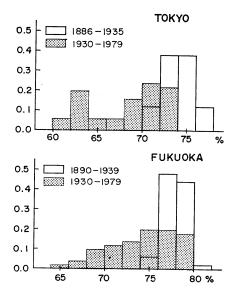
第1図 銚子(上)および厳原(下)に おける年平均湿度の前期50年と 後期50年の度数分布の比較

大きいので、今回は対象外とした.

#### 3. 度数分布

すでに述べたように、北海道の一部を除く日本のほぼ 全域にわたって年平均湿度の低下が観測されており、特 に都市にある気象台の低下率が大きい。本章ではこの点 を相対度数分布によって検討する。

第1図は都市気候の影響が小さいと考えられる銚子と 厳原のデータについて、それぞれ観測所開設後最初の50 年間(1887~1936)と最近50年間(1930~1979)の年平 均湿度の相対度数分布を比較したものである。これら2 つの期間は一部重複しているが、ともあれ前期と後期各 50年間の平均湿度は銚子が78.1%および76.2%、厳原は 74.3%と72.3%で、いずれも後期のほうが約2%低い。 正規分布を仮定した検定によると, 両地点ともに危険率 1%で、後期のほうが充分乾燥しているといえることが 分った。これらの近くの都市気象台である東京(1886~ 1935, 1930~1979) と福岡 (1890~1939, 1930~1979) では、前・後期の差は更に大きく、それぞれ5.5% およ び3.5%で、検定するまでもなく、近年は乾燥している と断定できる. 後期には前期に全く観測されなかった低 い値がしばしば観測されており、度数分布の形は同一地 点のものとはいえないほど変わっている (第2図)。こ の様な分布型の著しい変化は次のように説明できる。す



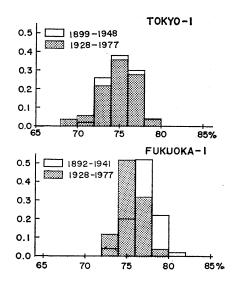
第2図 東京(上)および福岡(下)に おける年平均湿度の観測値の前 期50年と後期50年の度数分布の 比較

なわち、上記の都市気象台でも以前は都市気候の影響は 小さく、前期の度数分布は自然環境下とあまり違わなかった。ところが、近年は都市効果が著しく増大し、自然 状態では起こるはずのない低い年平均湿度がしばしば観 測されるようになった。このことは、自然値化された東 京と福岡の年平均湿度を上と同様に前期と後期、それぞれ50年ずつに分けて比較するとよくわかる(第3図). 後期の方がやや乾燥しているが、差は非常に小さく、分 布の形も似ている。

第4図は、札幌、仙台、東京、京都、大阪、福岡の各 気象台における年平均湿度の観測値と自然値の相対度数 分布の比較である。観測値についての統計年数も自然値 が得られる期間に合わせた。自然値の分布では変動巾が 比較的小さく、平均値は最大頻度のある2%の区間にほ ぼ入っている。一方、観測値の分布は自然値よりかなり 湿度の低い所まで拡がり、平均値は最大頻度の起こる位 置よりかなり乾燥側に寄っている。

#### 4. 経年変化

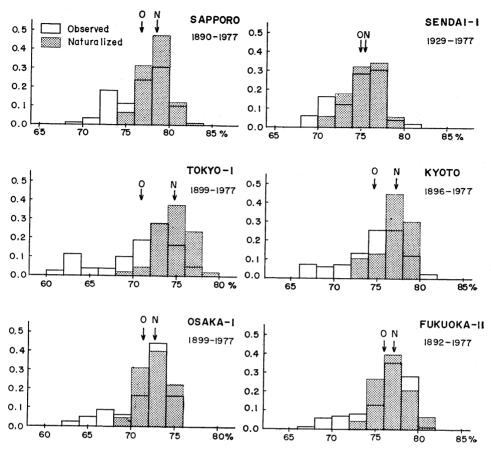
第5図は京都における年平均湿度の観測値と彦根を用いて計算した自然値の経年変化を示す. 双方について, 毎年の値の変動と10年移動平均値の推移を示した. この図によると, 京都では年平均湿度の低下が実際は1900年



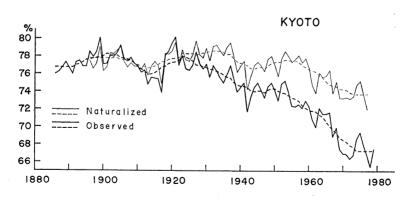
第3図 東京(上)および福岡(下)に おける年平均湿度の自然値の前 期50年と後期50年の度数分布の 比較、

頃から起こっているが、自然値の方は1930年代の半ば過ぎから始まっている。また観測値における湿度の低下率が自然値より大きいのは1970年頃までで、以後観測値と自然値の差は減り気味である。この図では分かりづらいので、第6図に京都だけでなく東京のも合わせて、都市効果の経年変化を示した。計算式から分かるように都市効果は5年移動平均値として求められるので、毎年の値とはいってもだいぶ平滑化されている。

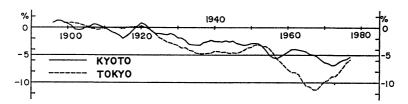
本図から、両地点共に若干の変動はあるが、都市効果は1920年から1970年位までほぼ増加し続け(乾燥化)、この年あたりを境に減少に転じていることが分かる。これとよく似た都市効果の変化は気温関係にも見られる(小元・鱧谷、1979 b)。都市の乾燥化と昇温の関係はよく議論されることであり、興味深い問題であるが、紙面の関係上、別の機会に譲ることにする。ところで荒川(1969)は東京の湿度がその前後は減少しているにも拘わらず、1942~1946の期間だけ著しく増加している点に注目し、それが戦争中から終戦翌年までの荒廃の影響であろうと述べている。しかし、上記の期間は全国的にような変化が観測されており、例えば銚子でも同じような変化が観測されており、例えば銚子でも同じような変化が観測されている。第6図の東京の都市効果の変動は館野と横浜のデータを使って計算したものであるが、一時的減少(湿潤化)はむしろ終戦年頃から5年間くら



第4図 本邦の代表的都市気象台における年平均湿度の観測値と自然値の相対度数分布の比較、平 均値の位置を矢印で示した(Oは観測値,Nは自然値)



第5図 京都における年平均湿度の観測値(太線)と自然値(細線)の経年変化、実線は毎年の変動を、破線は10年移動平均の推移を表わす。



第6図 京都(実線)および東京(破線)における年平均湿度の都市効果の 経年変化。

第2表 代表的都市気象台における近年の湿度減少 率 (%/10年).

|   |   |    | 1946~1975 湿度減少率 (%/10 year) |            |             |      |  |  |  |  |
|---|---|----|-----------------------------|------------|-------------|------|--|--|--|--|
|   |   |    | 観測値<br>(a)                  | 自然値<br>(b) | 都市効果<br>(c) | b/a  |  |  |  |  |
| 札 | 幌 |    | -1.15                       | -1.04      | -0.11       | 0.90 |  |  |  |  |
| 仙 | 台 | I  | -2.53                       | -1.27      | -1.26       | 0.50 |  |  |  |  |
| 仙 | 台 | II | -2.53                       | -0.95      | -1.58       | 0.38 |  |  |  |  |
| 東 | 京 | I  | -4.34                       | -1.67      | -2.67       | 0.38 |  |  |  |  |
| 東 | 京 | II | -4.34                       | -1.87      | -2.47       | 0.43 |  |  |  |  |
| 京 | 都 |    | -2.57                       | -1.44      | -1.13       | 0.56 |  |  |  |  |
| 大 | 阪 | Ι  | -2.99                       | -0.73      | -2.26       | 0.24 |  |  |  |  |
| 大 | 阪 | II | -2.99                       | -0.76      | -2.23       | 0.25 |  |  |  |  |
| 福 | 岡 | I  | -3.39                       | -0.70      | -2.69       | 0.21 |  |  |  |  |
| 福 | 岡 | I  | -3.39                       | -0.85      | -2.54       | 0.25 |  |  |  |  |

いの期間に見られる。なお銚子のデータを使って自然値化したばあいはさらに明瞭に、都市効果の減少期間が1945~1950という結果が得られた。計算精度を考慮すると、本図にあらわれた程度の変化で結論を出すわけにはいかないが、荒廃のための都市効果の減少は、実際あったにしても、むしろ戦争末期から終戦後3~4年の間に起こっていたというほうが妥当と思われる。なお第6図で、東京・京都ともに僅かではあるが、最初に都市効果が湿度増加(正)の部分が見られる。これは2.2.節で指摘した効果によるもので、両地点では調整期間中に、すでに、気象台の観測値に及ぼす都市気候の影響が増加しつつあったことを示唆している。

第2表に代表的都市気象台における自然値, 観測値, と都市効果に見られる1946~1975の30年平均減少率を示す. 札幌を除いて, 各気象台の観測値に見られる相対湿度の急速な減少が都市気候の影響であることがよくわかる. 札幌については計算に用いた寿都が対比観測所とし

て適切でないと思われたが、他に適当な地点がみつからず、止むをえず使用した。本表は自然変化も近年の乾燥化にかなり寄与していることを示している。自然変化の寄与率は札幌を除くと、観測された減少率の25~50%に達する。このことから、急激な温度の低下は、都市の影響の増加と自然変化の両方の効果が同時に作用したためであるといえる。

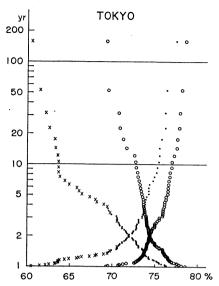
## 5. 再現期間

応用気象学的問題では,注目する気象要素がある値より大きい,又は小さい値が観測される確率を過去のデータから推定するのに,再現期間がよく用いられる。今回は農業気象の研究で広く使われている経験式(気象庁統計課,1958)を用いた。この方法では注目する要素について,それまでの観測値を大きい順(又は小さい順)に並べた時の順位 r に対応する再現期間  $T_r$  を次式から求める。

$$T_r = \frac{2R}{2r-1}$$

ここで、R は資料総数 (統計年数) である。

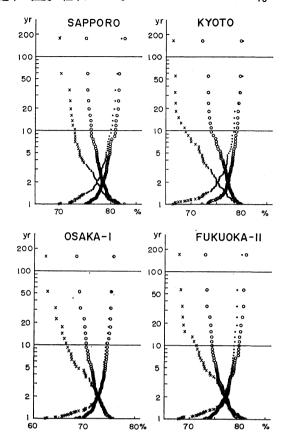
都市気候の影響による乾燥化が最も顕著な東京における自然値と観測値それぞれについて求めた年平均湿度の再現期間を第7図に示す. 図中,右上りに並んだデータは、その値より大きな値の,左上りの方は小さな値の再現期間を求めるのに使う.本図でまず目につくのは、自然値と観測値の差は平均値より湿潤側では比較的小さく、乾燥側では非常に大きいことである.これは都市効果による乾燥化が顕著になったのが、自然状態でも以前より乾燥気味の、近年であるためと考えられる。事実、年平均湿度の観測値が69%以下の年は全て、図中×で印した1955年以後に起こっている。東京のばあい観測値による年平均湿度の最小値は60.5%(1973年)で、その年の自然値は69.8%で自然値としても最低であった。なお、仙台を除く他の気象台(札幌、京都、大阪、福岡)でも1960年以後ずっと自然値の最低より低い値が観測さ



第7図 東京における年平均湿度の自然 値と観測値それぞれの再現期 間.○:自然値,●:1954年以 前の観測値,×:1955年以降の 観測値.

れている.参考までに第8図にこれら4気象台における 観測値と自然値の再現期間を示した.

注目の気象要素が減少, あるいは増加の一定傾向に顧 著に変化しているばあい,平均値との差(平年偏差)あ るいは再現期間の意味づけが難しくなる。再現期間との 関連で述べるならば、東京に例をとると、1886年に観測 が始められて以来の年平均湿度の極値(最低)の72% (1891年) が更新されたのは35年後の1926年(71%)で あった。その後は14年を経た1940年(69%)、さらに17 年後の1957年(68%)と、乾燥化の傾向はうかがわれる が、記録更新の間隔は比較的開いていた。ところがその 次は, 3年後の1960年(67%), 続いて翌年の1961年 (66%), 1965年 (64%), 1966年 (62%) と 1957 年を含 めるとわずか10年の間に実に5回も記録が更新されてい る. 1970年以後は都市効果が減少傾向に転じたこともあ って、極値の更新はしばらく途切れた。現在までの東京 における年平均湿度の最小は1973年の61%(年候表)で ある. 繰り返しになるが, この年の自然値は69.8%で, 自然値の中でも最小であり、1973年は真の乾燥年であっ たわけである。一方, 1960, 1961, 1965年の自然値はそ れぞれ75.0,74.2,74.3%で、自然値の全平均(1899~ 1977) の74.6%とほとんど差はなく, この3回の記録の



第8図 札幌,京都,大阪,福岡の各気象台における年平均湿度の再現期間.符号は第7図と同じ.

更新は全く都市気候の影響によるものといえる.

## 6. 結 び

第二次大戦後の日本の都市気象台における年平均湿度の急速な減少の主因は都市化であるが、自然変化の影響も決して少なくないことが明らかとなった。日本の高度成長期にあたる1950・1960年代はとくに乾燥化が著しく、札幌、東京、京都、大阪、福岡の各気象台における1960年以後の年平均湿度の観測値は自然環境下ではその場所で起こり得ないような低い値になっている。この急速な乾燥化傾向によって、近年の年平均湿度については平年偏差あるいは極値の解釈に問題が生じている。なお、1970年頃を境に、幾つかの都市気象台で都市効果の増加が止まり、ほぼ一定または明らかな減少傾向に転じていることが分かった。これと似た変化傾向がこれら諸

都市におけるエネルギー消費量あるいは SO<sub>2</sub> など大気 汚染物質濃度の変化にもみられる(小元・鱧谷, 1979 b). これら人間活動の激しさをあらわす因子の推移と年平均 湿度, さらに年平均気温に対する都市効果の関係も興味 ある問題であるが, その議論は別の機会に譲ることにす る.

#### 謝辞

本研究を進めるに当って、気象庁図書課、大阪管区気象台調査課、および館野高層気象台に資料の利用についていろいろと御便宜をはかっていただきました。ここに記して関係者各位に厚く御礼申し上げます。

## 汝 献

荒川秀俊, 1969: 東京の都市化と湿度, 温度の変 り,天気,16,23-24.

一一, 片桐勝男, 常岡好枝, 貝山久子, 吉見則 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.

福井英一郎, 1943: 本邦大都市における 気 候 の 変 化, 気象集誌, II, 21, 428-434.

気象庁統計課,1958:日本水量の再現期間の推定法 に関する調査,測候時報,25,181-186.

河村 武, 1979: 都市と気候, 福井·吉野編, 気候環境学概論, 138-156, 東京大学出版会

小元敬男・鱧谷 憲, 1979 a: 気象官署のデータから都市気候効果の消去の試み,農業気象, 35, 93-96.

-----, 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, 36, 203-206.

佐々倉航三, 1965: 東京付近の湿度分布と都心における湿度の経年変化について, 地理学評論, 38, 572-578.

Yoshino, M.M., 1975: Ground surface climate in a small area, in Climate in a small area, 98-100, Univ. Tokyo Press.

吉野正敏,1977: 日本の諸都市における湿度・水蒸 気圧・雲量の変化,災害の研究, IX,33-38.

1979: 都市気候の変化,河村武編,都市の大気環境,28-44,東京大学出版会。