

大都市域内の局地大気汚染濃度予測に関する研究

PREDICTION OF AIR POLLUTION CONCENTRATION IN URBAN AREA

平岡正勝*・池田有光**
By Masakatsu Hiraoka and Yuko Ikeda

1. 緒 論

都市域の大気汚染物質の伝播を表わす数学モデルは、単一汚染源を対象とした定常拡散式の解をそのまま適用せず種々の改良が加えられている。これは都市域の大気汚染がもつ次のような特殊性によっている。

i) 排出源が無数にあり、その排出強度が非定常である。またそれらは広域にわたって不規則に分布している。

ii) 建物が乱立し地表・面粗度が大きく、また暖房や日射の作用で局所的な気温の差ができ接地層の空気の挙動は田園地帯のそれとは異なる。

特に局地域の汚染濃度の時間的な変化を推定するには排出強度と気象現象の非定常性を考慮することが必要となる。

1960年代の後半になって、前述した諸特性を満足させることを意とした都市域拡散モデルがさかんに研究されるようになった。シカゴ市、ニューヨーク市を対象に研究されているパフモデル^{1),2)}や、ロスアンゼルス市を対象に研究されている適応予測モデル³⁾をそれらの例にあげることができる。

数学モデルの作成と平行して濃度の推定と予測の方法もいろいろ試みられている。それらは2つに大別して説明することができる。

(1) 決定論的方法：結果とその原因が関係式できわめてよく表わせるため、その関係を確定的に利用する場合にあたる。これらは理論式、統計論による式、経験式を含む。Pasquill⁴⁾による大気安定度の分類をはじめ、シカゴ、ニューヨーク、ワシントン D.C.⁵⁾ など多くの都市で行なわれつつある濃度推定計算法がこの範疇に入る。

(2) 適応論的方法：理論的、経験的に因果関係が明らかになったときでも、実際に利用しようとした場合、独立変数を定量的に知ることができない場合や、定量的に知ることができてもその因子を構成する因子にいくつかの不確定成分を含む場合がある。そのようなとき決定論的な方法で現象を推定すると、推定値と実際の値との間に誤差を生ずる危険があるため、現在まで続いた不確定な部分の傾向を重視して将来を推定する方法である。

(2) は気象学的には傾向法、持続法、周期法などの言葉で表わされ気象予測の常套手段である。気象学的にはこれらの方法は非常に定性的に扱われてきた。筆者らは大気汚染の濃度推定のための数学モデル式中のパラメーターにこの概念を導入し研究を行なってきた。ロスアンゼルス市の拡散モデルにも時期を同じくしてこの概念がとり入れられたといわれるが、その具体的な方法は明らかでない。

本論では 2. に濃度推定のための数学モデルと計算条件を示し、3. で数学モデルの中にあるパラメーターの検討ならびに濃度計算法を、4. で濃度計算結果について示す。

本論で扱った大気汚染物質はいおう酸化物であり、濃度計算と解析を行なった地点は大阪府公害監視センターである。同局は大阪平野の中心、大阪湾の東 8~10 km、生駒山の西 10~12 km の所にありビル街の東端にあたる。

2. 大気拡散数学モデルと計算条件

(1) 数学モデル

排出源からでた大気汚染物質の伝播媒体である大気は、地表以外に境界をもたない半オープンシステムであり、気象現象は常に変化するため、伝播過程の諸現象を単一の数学モデルで表現することは不可能とみなしてよ

* 正会員 工博 京都大学教授 工学部衛生工学教室

** 正会員 工修 京都大学助手 工学部衛生工学教室

い。したがって対象とする時間、空間のスケール、または現象に応じて複数の数学モデルを作り、それらを組み合わせて相互の欠点を補う方法をとることが合理的であると考えた。本論はそのような考えにたつて、広域拡散モデルパラメーターを局地拡散モデルの計算の助けとして組み込むことを試みた。

a) 広域拡散数学モデル

都市域全体の平均汚染濃度を対象とした計算モデルはすでに土木学会論文報告集⁶⁾上に発表している。広域拡散数学モデルは次式で与えられた。

$$\frac{d\bar{C}}{dt} = -\Gamma(\bar{C} - C_{out}) + \frac{Q_{tot}}{V} - \phi \dots\dots\dots(1)$$

$$\Gamma = \frac{1}{L \cdot Z} \int_0^Z u(z) \cdot dz \dots\dots\dots(2)$$

ここで \bar{C} は対象地域を覆う汚染大気濃度の計算値 (ppm), t は時間 (hr), V は平均濃度 \bar{C} の大気の容積で、対象地域面積を S とすると $V = S \cdot Z$ とおける。すなわち、 Z は汚染大気の気柱の高さ (m) である。 Γ は空気の換気回数, C_{out} は V なる槽内へ Γ なる値で流入する槽外の大気汚染濃度, ϕ はいおう酸化物の場合降雨強度 W (mm/hr) の関数となり $\phi = 0.47 W \bar{C}$ となる。 Q_{tot} は V なる槽内へ排出される汚染物質排出強度で、 Q_A を単位面積当たりの排出強度 ($m^3/m^2/hr$) とすると $Q_{tot} = Q_A \cdot S$ である。 L は都市域の幅 (m) で大阪地方で $L = 23.64$ km としている。式 (2) は具体的には次式で与えられた。

$$\left. \begin{aligned} Z \leq 1000 \text{ m で} \\ \Gamma = 0.1086 \cdot u(z_0) \left(\frac{Z}{z_0}\right)^{0.4} \text{ (1/hr)} \\ Z \geq 1000 \text{ m で} \\ \Gamma = 0.152 \left(1.0 - \frac{286.0}{Z}\right) \\ \cdot u(z_0) \cdot \left(\frac{1000}{z_0}\right)^{0.4} \text{ (1/hr)} \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots(3)$$

Z は次式を満たすように濃度実測値と計算値から推定された。 Z と気象条件との関係式はすでに得られている⁶⁾。

$$P \cdot I_1 = \sum_{i=1}^m \{C_{obs}(t + (i-1)\Delta t) - \bar{C}(t + (i-1)\Delta t, Z)\}^2 \rightarrow \text{最小} \dots\dots\dots(4)$$

ここで t は時刻, $\Delta t = 1$ 時間, $m = 3$ をとっている。 $C_{obs}(t + (i-1)\Delta t)$ は時刻 $t + (i-1)\Delta t$ での濃度実測値である。

b) 局地拡散モデル

広範囲にわたる地域に対して都市大気中に排出された汚染物質の輸送を表わす数学モデルは拡散方程式を基礎にしていくつかの仮定の下に簡化を行ない、すでに次のような式が与えられている⁷⁾。また伝播過程の概念を示すと図-1となる。

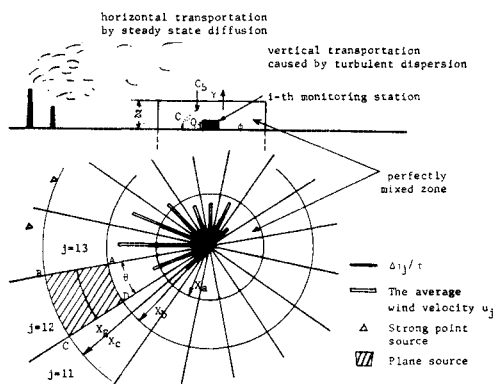


図-1 大気汚染物質の伝播過程の概念図

$$\frac{d\hat{c}}{dt} = r(c_b - \hat{c}) + \frac{Q_{in}}{z} - \phi \dots\dots\dots(5)$$

$$c_b = \frac{1}{\bar{\epsilon}} \sum_{j=1}^{16} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{n_j}{\theta} \frac{\Delta \tau_j}{\alpha \tau u_j} \left\{ \sum_{i=1}^{N_j} \frac{\epsilon_{ij} Q_{sij}(t - \tau_{hij})}{x_{bij}^{1+\nu}} + \sum_{i=1}^{M_j} \frac{\epsilon_{ij} Q_{pij}(t - \tau_{hij})}{x_{ij}^{1+\nu}} \exp\left(-\frac{h^2 p_{ij}}{2 \alpha^2 x^2 \nu}\right) \right\} \dots\dots\dots(6)$$

ここで $n_1 = 194.5 \times 10^{-6} m^3 g^{-1} sec^{-1}$, $n_2 = 0.89 \times 10^{-6} mg^{-1}$, $\epsilon_1 = 0.027$ はいおう含有率, \hat{c} は局地濃度計算値 (ppm), r は局地混合槽内空気の換気回数 (1/hr), c_b は局地混合槽の外部から伝播してくる汚染物質濃度 (ppm), Q_{in} は混合槽内の単位面積当たりの汚染物質排出強度 ($m^3/hr/m^2$), Q_{pij} , Q_{sij} は j 方位にある第 i 番目の点および面汚染源排出強度 (kg/hr), z は局地混合槽の高さ, $\theta = 2\pi/16$ ラジアン, ϵ_{ij} は排出強度 Q_{pij} の中のいおう含有率, x は排出源と計算点との距離, $\Delta \tau_j / \tau$ は風配を示している。すなわち j 方位から吹く風の時間的な割合である。また定常拡散式で煙の広がりに正規分布を仮定したとき、式に現われる煙の鉛直方向の分散を表わすパラメーター σ_z は Pasquill の示した安定度図表から α_x^ν なる関数形で表わせるものとし、式 (6) では σ_z の代りに α_x^ν を代入している。表-1 は x が $2 \text{ km} < x < 10 \text{ km}$ の区間で著者らが求めた各安定度でのこの関係式を示す。

分類 D の近傍の曲線 D_1 を示す近似式から求めた c_b を基準濃度として各安定度に対して求めた c_b の値を無

表-1 2 km < x < 10 km の σ_z と x の関係
表-2 0.5 < x < 2 km の σ_z と x の関係

Stability Categories	σ_z	Stability Categories	σ_z
B	$0.0583 \rightarrow x^{1.09}$	B	$0.0583 \rightarrow x^{1.09}$
C	$0.108 \rightarrow x^{0.918}$	C	$0.103 \rightarrow x^{0.924}$
D 1	$0.123 \rightarrow x^{0.811}$	D	$0.180 \rightarrow x^{0.712}$
D 2	$0.446 \rightarrow x^{0.671}$	E	$0.193 \rightarrow x^{0.680}$
E	$0.515 \rightarrow x^{0.559}$	F	$0.130 \rightarrow x^{0.676}$
F	$0.523 \rightarrow x^{0.488}$		

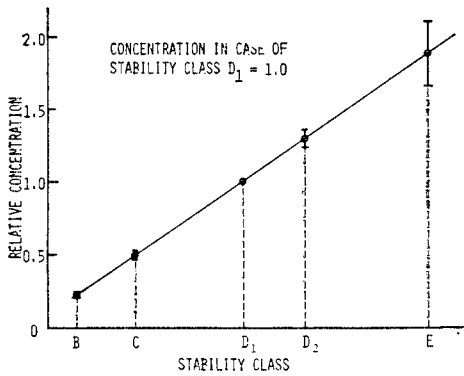


図-2 安定度クラス D_1 の c_b の値に対する他の安定度での相対濃度と平均値のまわりの分散

次元化表示すると 図-2 のようになった。この結果から無次元濃度の各安定度での平均値のまわりの分散は小さいのでパラメーターの数を減らすため、安定度 D_1 での $\sigma_z = \alpha x^2$ を使って求めた c_b に $1/\varepsilon$ を乗じ、 ε を適当に変動させることによって他の安定度での c_b の値を推定することにした。式 (5)、式 (6) に含まれるパラメーター γ と ε および α は次式 (7) を満たすように濃度実測値に基づいたパラメーター推定によって求められ、気象条件との定量的な関係式を得た。

$$P.I._2 = \sum_{i=1}^m \{ \varepsilon(t + (i-1)\Delta t) - c_{obs}(t + (i-1)\Delta t) \}^2 \rightarrow \text{最小} \dots (7)$$

ここで $c_{obs}(t + (i-1)\Delta t)$ は $t + (i-1)\Delta t$ 時の局地汚染濃度 (ppm)、 m は気象条件が変動しやすいので 3、 $\Delta t = 1$ 時間とした。

(2) 計算条件

a) 汚染源データ

排出源のうち、66 事業所の巨大汚染源を点源とし、その他の排出源を面源とする。排出強度は 1 時間ごとの値が得られておりそれを使う。次にその他の項目を列挙する。

① 混合槽の半径を濃度計算地点を中心に 2 km とする。この値を定めた根拠は K.J. Marsh と M.D. Foster⁹⁾ の研究結果と、定常拡散公式を使用するとき式が有用である排出源距離の一般的評価⁹⁾ とにしたがっている。

② 面汚染源の地域区分は 図-1 の中の記号で $x_b = 3.5$ km, $x_c = 5.5$ km とし、面源で 5.5 km 以上遠方にあるものは汚染に寄与せぬものとする。放射区分は計算点を中心とする 16 風向方位区分を考える。したがって計算点のまわりの面汚染源の数は計 32 となる。

③ 排出強度は時々刻々に変化するので、計算地点の汚染は到達時間遅れを考え、 c_b の計算にはその滞留時間

を τ_h とすると

3 時間 $\leq \tau_h$: その排出源の影響を無視する。

2 時間 $\leq \tau_h < 3$ 時間 : 2 時間前の排出強度を使用する。

1 時間 $\leq \tau_h < 2$ 時間 : 1 時間前の排出強度を使用する。

0 時間 $\leq \tau_h < 1$ 時間 : 現在の排出強度を使用する。

④ 汚染源高度は面源は地表面上、巨大点源は実際の煙突高度を採用する。

⑤ 燃料中いおう含有率として面源は平均値 2.7% を、点源は個々の含有率を使う。

b) 気象データ

気象要素の内利用するデータは次の項目とする。

① 地上風向の 1 時間代表値の日変化 (汚染監視局の値)

② 地上風速の 1 時間平均値の日変化 (汚染監視局の値と広域平均値)

③ 地上の日射量の 1 時間値の日変化 (広域平均値)

④ 雲量の日変化 (広域平均値)

⑤ 雨量の日変化 (広域平均値)

日射量と雨量、雲量は大阪管区気象台の値を、風速は大阪地方 14 地点にある汚染監視局での平均風速を地上 15 m での広域平均値とする。

c) 汚染濃度データ

電気伝導法によって自動測定されるいおう酸化物で 10 分ごとに 1 時間平均値が測定記録されたものを使用する。

3. 数学モデルに含まれるパラメーターの検討と濃度計算法

汚染物質の大気中拡散希釈に関する数学モデル中に含まれるパラメーターと気象条件の関係を見つけることが数学モデルの同定と同様、現象分析の主な部分を占める。パラメーターがあらゆる条件を数的に十分よく表現し得るか、ないしは気象条件を表わす諸量との相関が高いか否かがもとの数学モデルの適不適を決定する鍵ともなる。常時観測される気象要素は質的にも量的にも限られており、得られたパラメーターを定量化するために直接関連する気象データが存在せぬ場合が多い。そこで間接的に関連をもっていそうな他の実測されている気象要素を代用することになる。かかる場合、これらのデータの中からもっとも相関の高い要素を試行錯誤を通じて見つけ出さざるを得ない。本節では数学モデル内のパラメーターの推定値からパラメーター間の関係や気象要素との関係を検討し、それらに基づいて濃度推定計算を行ないうる関係式を求める。

(1) 広域浄化パラメーターと局地汚染モデル
パラメーターの関係

これまでに局地汚染濃度計算のための数学モデル中のパラメーター ξ, z, r の値を式 (7) を利用して推定し、そのときの局地風速、気温変化との回帰関係や相関を求めてきたが最終的には本節で以下に述べる結果がもっとも満足できるものであった。

a) パラメーター Z と ξ の関係

局地汚染濃度を推定する数学モデルは、濃度計算地点から 2 km 以遠にある汚染源からの汚染物質の伝播を示す式と局地域の濃度計算を行なうための常微分方程式から構成されている。水平伝播を表わす式 (6) は都市の幅のオーダーの煙流を表わすため、その拡散は局地気象条件のみならず広域の気象条件、広域の汚染浄化能力によって評価することができる。式 (6) で ξ が大気混合力を示す唯一のパラメーターであるので、まず ξ と Z の関係を求めた。図-3 は定式化した気象条件と Z の関係式 (10) から推定した Z を縦軸に、そのときの式 (5), (6), (7) からパラメーター推定した ξ を横軸にとりプロットしたものである。この図から ξ と Z の回帰式を求めたところ式 (8) となった。

$$\xi = 0.000276 Z^{1.4} \dots\dots\dots (8)$$

式の重相関係数は 0.690 であった。ここで式 (8) は非線形であるので両辺の対数を取り線形化してその係数を求めた。

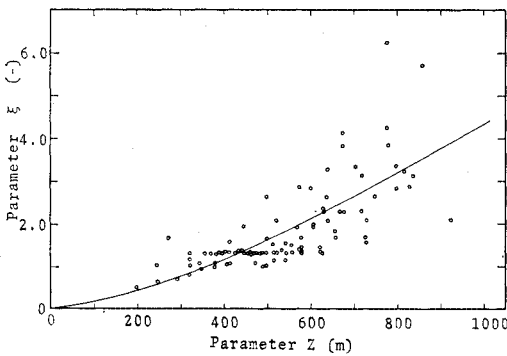


図-3 広域パラメーター Z と ξ の関係

定常状態を仮定した場合式 (1) から次の関係が得られる。

$$\frac{\bar{C}}{Q_A} = \frac{1}{\Gamma Z} \dots\dots\dots (9)$$

ここで Γ は式 (3) から $Z \leq 1000$ m のとき $\Gamma \propto Z^{0.3 \sim 0.4} u(z_0)$ であり、結局

$$\bar{C} \propto \frac{Q_A}{u Z^{1.3 \sim 1.4}} \dots\dots\dots (10)$$

式 (6) と式 (8) から c_b は次式となる。

$$c_b \propto \frac{Q}{\xi u \sigma_z} \sim \frac{Q}{u Z^{1.4}} \dots\dots\dots (11)$$

ここで Q は排出強度である。したがって、広域に適用した式 (1) から得られる式 (10) と煙流モデルから得られる式 (11) とはいずれも風速と $Z^{1.4}$ に逆比例している。以上の関係からパラメーター ξ はパラメーター Z の関数としても適しており、 ξ が広域的な大気混合力をよく表わしていることがわかった。また、濃度 c_b はパラメーター推定の結果から広域性をもち広域濃度 \bar{C} とよく対応している。

b) パラメーター Z と z の関係

パラメーター z は、これまでの考察では大気が温度成層上安定ないしは中立であると推定されたときに、パラメーター推定で求めた値の平均値 150 m を使ってきた。しかし、大気安定度が変動するとき z を常に一定値にしておくことは現象論的には不合理である。ところで気温や汚染濃度の鉛直分布が測定されないため z をこれらの実測値から推定することは不可能である。そこで広域のパラメーター Z の関数として z を与えることにした。

すでに発表^{6),7)} しているように、 Z と z は風速が小さくなるほど大きな値をとることが認められており、

$$z \propto Z \dots\dots\dots (12)$$

であることが推定される。一方、煙の鉛直方向の分散が拡散式の σ_z で与えられるが、大気の鉛直方向の乱れが高さに関して一定であるものと仮定すると、 Z と z は水平方向の伝播規模と鉛直方向の拡散の規模から式 (13) で与えられる。

$$\left. \begin{aligned} Z &\sim \frac{1}{L} \int_0^L \sigma_z dx \\ z &\sim \frac{1}{L_e} \int_0^{L_e} \sigma_z dx \end{aligned} \right\} \dots\dots\dots (13)$$

$\sigma_z = \alpha x^\nu$ で表わされるので式 (13) から式 (14) を得る。

$$\frac{z}{Z} = \left(\frac{L_e}{L} \right)^\nu \dots\dots\dots (14)$$

ここで L_e は混合槽の水平方向の径で図-1 では $L_e = 2x_a$ にあたり、 $L_e = 4$ km, $L = 23.64$ km, $\nu = 0.81$ である。

(2) パラメーター r

r は高さ z の混合槽内大気の外気との交換回数であるが、パラメーター推定結果から z は 100~300 m の大きさであるので、鉛直方向の混合と同時に水平方向の風による輸送の項を含める必要がある。 r を決定論的な式で与えるため東京タワーの温度分布と風速分布から推定した鉛直方向の拡散係数の推定式を利用して次のような式によって表わせるものとした⁷⁾。

$$r = \left\{ 0.0104 \frac{du(z)}{dz} + \frac{1}{L_e \cdot z} \int_0^z u(z) \cdot dz \right\}$$

$$\cdot 3600 \text{ (1/hr)} \dots\dots\dots (15)$$

ここで $u(z)$ は高さ z での風速を示す。風速分布は指数法則 (指数 0.4) を利用した。

(3) 適応論的濃度計算法

パラメーター r, ξ, W, z および Q_{in}, c_T が単位時間 Δt の間に変動しないものと考えるとき式 (5) は次式のように解かれる。ここで c_T は $\xi=1$ のときの c_b の値とする。

$$\begin{aligned} \hat{c}(K+1) &= \hat{c}(K) \exp\{- (\tau(K) + 0.47 W(K)) \Delta t\} \\ &+ \frac{1 - \exp\{- (\tau(K) + 0.47 W(K)) \Delta t\}}{\tau(K) + 0.47 W(K)} \\ &\cdot \left(\frac{Q_{in}}{z(K)} + \frac{r(K)}{\xi(K)} c_T \right) \cdot \eta \dots\dots\dots (16) \end{aligned}$$

K は時間を示し、 $K+1$ は K より Δt 時間先 ($\Delta t = 1$ 時間) を意味する。適応論的なパラメーターを導入する場合、そのパラメーターは短時間の内に簡単に計算で求められることが要求される。本節では式 (16) の右辺第 2 項にパラメーター η を乗ずることによって η をパラメーター ξ と z とを同じ重みで補正する適応パラメーターとした。 $\hat{c}(K+1)$ と $\hat{c}(K)$ にそれぞれ実測濃度データを代入し $\eta(t)$ を求め各時刻ごとに平均化すると 図-4 となった。計算に使用したデータは、1968 年 12 月の日曜日と 27 日以後を除くほぼ全日であった。この 1 日にわたる $\eta(t)$ の変動は周期性をもつが、この理由は r や z, ξ の決定論的な式がもつ不正確さと不備によるものと考えられる。

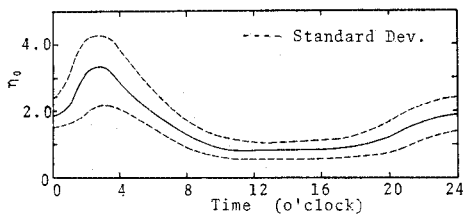


図-4 適応パラメーター η の平均値 η_0 の日変化

$\eta(t)$ の平均値を $\eta_0(t)$ とすると夜間のそれは日中のそれよりも大きくなる。また各時刻での $\eta(t)$ の $\eta_0(t)$ のまわりのばらつきを表わす無次元化した標準偏差を求めると 3時は 0.356, 12時は 0.316, 20時は 0.358 であった。図-4 ではそれを破線で示している。このような $\eta_0(t)$ のまわりの分散と $\eta_0(t)$ の周期性から $\eta(t)$ は $\eta_0(t) \cdot \eta'$ とおいて η' を適応的に推定することによって $\eta(t)$ を決定する一種の周期法をとった。 η' は次式を満足するよう量で与えられる。

$$\sum_{i=1}^n \{ \eta(t-t_i) - \eta_0(t-t_i) \cdot \eta' \}^2 W_i(t-t_i) \rightarrow \text{最小} \dots\dots\dots (17)$$

ここで $\eta(t-t_i)$ は $t-t_i$ 時に式 (16) の \hat{c} に実測値

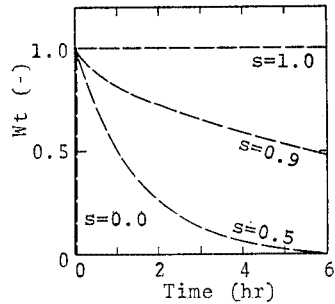


図-5 s の値と重み関数 W_t

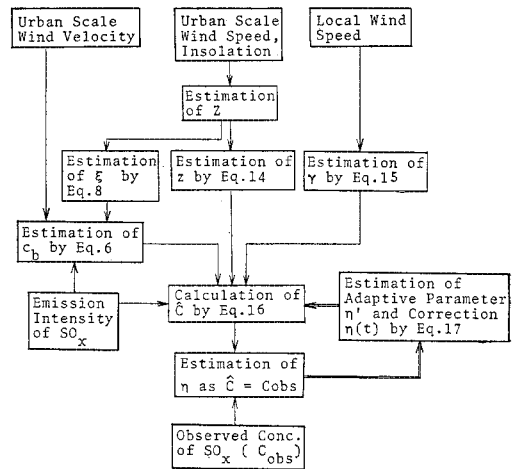


図-6 予測計算過程の概要

を代入して推定した η の値で、 $W_t(t-t_i)$ はその時刻の重みを表わす。 t は現在の時刻、 t_i は i 時間前を意味する。重み関数は

$$W_t(t-t_i) = s^{t_i} \dots\dots\dots (18)$$

とおいた。 s を 0 から 1 まで変えたときの重みの各時間の配分は 図-5 で示される。

濃度計算過程を簡単なフローチャートで示すと 図-6 となる。

4. 濃度推定結果および考察

濃度予測の計算は式 (18) の s の値が 0.0, 0.5, 0.9, 1.0 の 4 つの場合について行なった。予測値の精度を比較するため次のような式で示される無次元標準偏差を求めた。ここで式 (17) の n を 6 とした。データの個数を M とすると

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \left\{ \frac{\hat{c}(t) - c_{obs}(t)}{c_{obs}(t)} \right\}^2} \dots\dots\dots (19)$$

図-7 は横軸を予測時間、縦軸を無次元標準偏差として各時間の σ をプロットしたものである。同図中の曲線につけられた数値は設定した重み関数中の s の値である。 $s=0$ のときは現時点からごく近い将来の濃度の

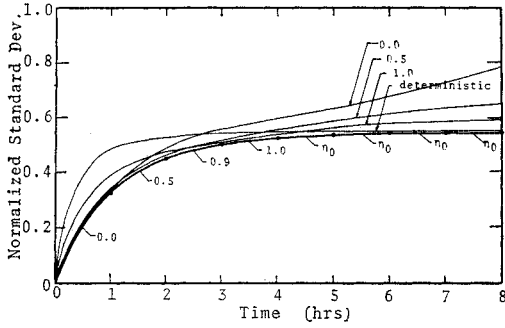
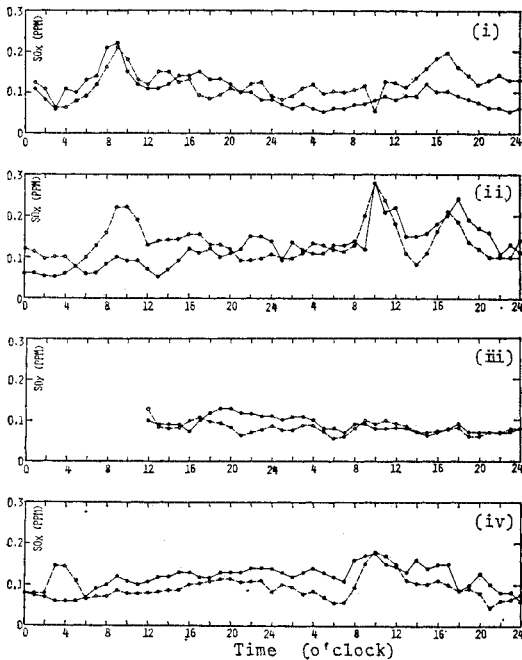


図-7 予測時間と精度 (標準化濃度の標準偏差), 添数字は式 (17) の s を示す

予測値の精度を高めるが、逆に長時間先の予測をすると精度が悪くなることを示している。 $s=1.0$ のときは精度は予測時間が異なってもあまり変動しなくなることを示している。このような結果から、短時間先の予測には最近の短期間に推定したパラメーター η の値を重視し、長時間先の予測には長時間前から現在に至るまでに推定したパラメーター η の値を重視して推定した適応パラメーター η' を使えばよいことがわかる。図中特に太線は前述の結果を考慮して s の値を予測時間に応じて変動させた場合の濃度計算値の無次元標準偏差を示している。

図-8 は毎時刻に 8 時間先まで 図-7 の太い実線に示された s の値によって計算した濃度曲線のうちで 6 時間



(i) 12月4日, 5日 (ii) 12月6日, 7日
(iii) 12月11日, 12日 (iv) 12月13日, 14日

図-8 6時間先の予測値(破線)と実測値(実線)の比較

先のものを実測濃度とともにプロットしたものである。ここで 4 時間先以後の濃度推定は η を決定論的に与え ($\eta=\eta_0$) ている。破線が予測計算値を示している。6 時間先の濃度予測値は 5 時間先の濃度計算値を初期条件として計算したものであるので、初期値の影響を受けるが全時間先をとおして決定論的な方法によって求めた計算結果に近い値をとっている。図-8 で 12 月 5 日の計算値は実測値と一致していないが、7 日、12 日の予測値は実測値と比較的によく一致している。

図-9 は 2 時間先の予測値と実測値の関係を示したものであり、このプロットの原点を通る勾配 1 の直線のまわりの無次元標準偏差は 0.46 である。図-10 は 4 時間先の予測値と実測値の関係を示したものであり、同じく無次元標準偏差は 0.54 である。

計算に使用した決定論的に扱った補正パラメーター

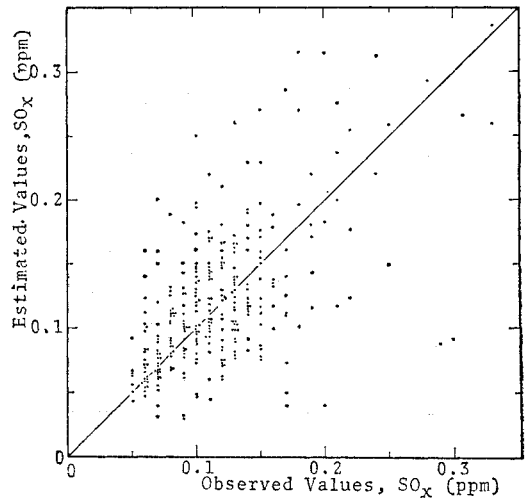


図-9 2時間先の予測値と実測値の関係

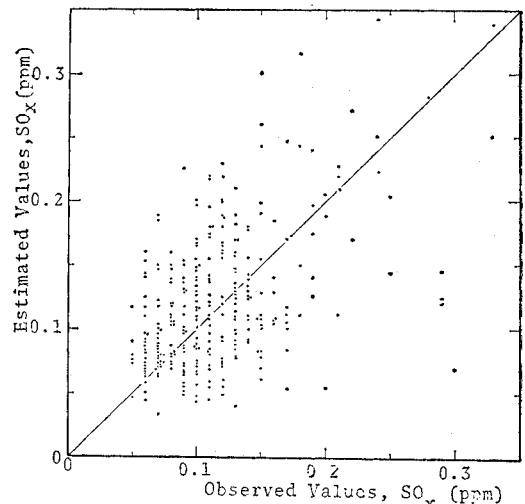


図-10 4時間先の予測値と実測値の関係

$\eta_0(t)$ は予測計算をした期間と同じ 1968 年 12 月の 20 日間の各時刻に推定したパラメーター $\eta(t)$ の値を時刻ごとに平均化したものであるので、予測計算結果は厳密な意味での濃度予測値とはいえないが、濃度予測をそのとき以前のある期間に求めたパラメーター $\eta_0(t)$ を使用して行なったとしても、その平均化したデータの数が多いため、本節の結果とほとんど変わらないものと考えた。

6. 他の数学モデルとの比較, 検討

従来、もっともよく利用されている拡散公式は Pasquill の大気安定度分類に基づく定常拡散公式である。定常拡散公式は定常状態を表わすという公式の根本的な特徴によって長時間にわたって求めた風配, 平均風速, 大気安定度, 汚染物質排出量の情報を使って, その期間の平均汚染濃度を求める場合や, これらの諸条件が急激に変化せぬ期間の排出源から数 km 風下の数分間の平均濃度を求める場合が多い。

本論では 1 時間平均濃度を Pasquill の関係式を修正した Pooler¹⁰⁾ と同じ方法によって推定し, その結果を筆者らの計算結果や, 実測値を比較した。

数学モデルの特徴と計算の諸条件をあげると次のようになる。

- ① 煙源の主風向の風下軸を含む $2\pi/16$ ラジアン の扇形内では煙源からの距離 x の地点で濃度が均一である。
- ② 風向の短時間の変動を考慮して風向頻度を計算に入れる。
- ③ 煙の拡散パラメーター σ_z は $2\text{ km} \leq x < 10\text{ km}$ では表-1 に示された式を使う。表中の分類 D_2 が Pasquill 安定度 D に相当する。
- ④ 半径 2 km 以内の面汚染源はその排出強度が均一であるものとして半径 500 m 以遠のみを対象として計算する。 $0.5\text{ km} < x < 2\text{ km}$ に対しては筆者らが σ_z を表わす近似曲線として求めた表-2 で示された式を使う。
- ⑤ 半径 2 km 以内の汚染源からの排出物質に対しては滞留時間遅れを考えず, 各時刻の濃度はその時刻に排出されたものとする。
- ⑥ 面汚染源の排出高度は 0 とする。
- ⑦ 風向は濃度計算地点で実測された値を使い, 風速は広域の平均値を指数分布則の式に代入して求めた地上 80 m での値を拡散公式の分母の風速値として使う。
- ⑧ 大気安定度の判定は広域の平均風速と, 大阪管区气象台における雲量, 日射量のデータを使用する。

濃度計算地点から 2 km 以内の面汚染源に対して使用する拡散公式は

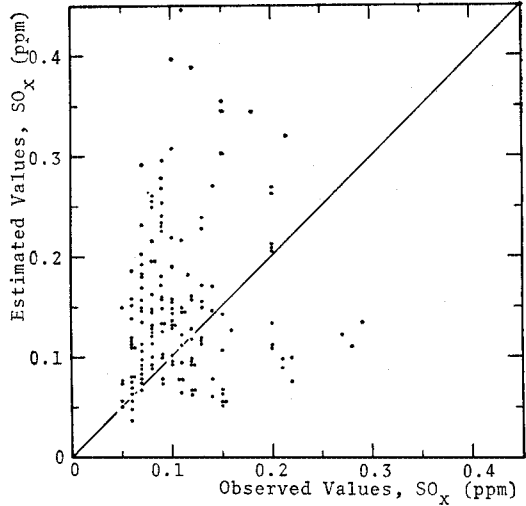
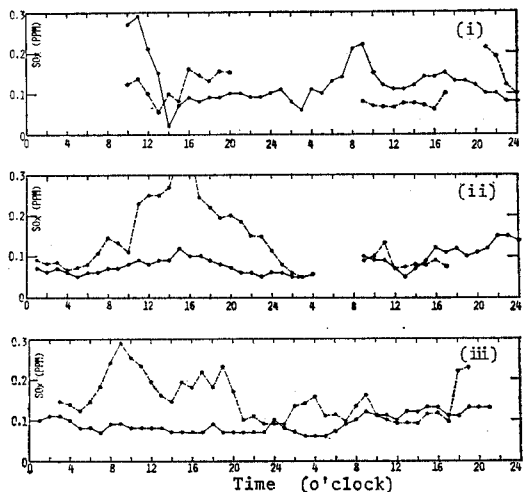


図-11 定常拡散公式と Pasquill の大気安定度による予測値と実測値の関係

$$c_2 = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{Q_A}{u} \int_{500}^{2000} \frac{1}{\sigma_z} dx \dots\dots\dots (20)$$

ここで Q_A は単位面積当たりの排出強度 ($\text{m}^3/\text{m}^2\text{hr}$) を示す。

局地濃度は結局 ξ を 1.0 とし, σ_z に表-1, 2 の関係式を代入して式 (6) と式 (20) から求めた c_b と c_2 の和となる。図-11 は 1968 年 12 月 3~7 日, 10~14 日の期間にわたる 1 時間ごとの濃度実測値対計算値をプロットしたものである。横軸は実測値を縦軸は計算値を示す。この図からプロットは勾配 1.0 の直線からかなり離れて分布していることがわかる。その無次元標準偏差は 0.937 である。とくに計算値が実測値よりもはるかに高い値をとることが多い。図-12 は計算値と実測値の日



(i) 1968 年 12 月 3 日, 4 日 (ii) 5 日, 6 日 (iii) 12 日, 13 日

図-12 定常拡散公式による予測値 (破線) と実測値 (実線) の比較

変化を示したものである。この図から次のようなことがわかる。

(i) 大気安定度の分類が一段階変わると濃度計算値は不連続的に大きく変動する。

(ii) Pasquill の大気安定度の分類とそれに対する σ_z をそのまま利用することは予測精度からみて不適である。

(iii) A~F の 6 種類の分類のいずれにも属さないときが非常に多い。

(ii) の起きる原因には都市域が田園地帯よりも都市の特性によって混合拡散力が大きくなる傾向があることがあげられ、分類法ないしは σ_z と風下距離の関係を都市域用に改める必要がある。

(iii) については、たとえば、3日の21時から4日の8時までの期間、6日の5時から8時の期間、さらに18時以後の期間などが安定度分類のいずれにも属さない場合であった。このような日時はとくに大気が安定な場合にあたり、事実上 Pasquill の大気安定度分類法では濃度を計算によって推定することが不可能である。特に無風状態のとき、計算できないことが定常拡散公式のもっとも大きな欠点であるといえる。

煙の有効排出高度は一つの事業所に対して代表的な煙突の高さに等しいものとして与えたが、これは無数にある煙突の煙の噴出速度、排ガスの熱量のデータを得ることが不可能であることによる。

定常拡散公式と筆者らの適応予測モデルについての代表的な特徴をあげると表-3となる。

表-3 定常拡散公式と筆者らのモデルとの比較

特性項目	定常拡散公式	筆者らの適応予測モデル
1	無風状態や安定度分類に属さないとき、計算が不可能である。	計算は常に可能である。
2	定常式であるので汚染物質の蓄積はない。	完全に非定常モデルではないが濃度計算地点付近では蓄積現象が表わされる。
3	地形、排出源、局地的気象の特性に適応性がない。	適応パラメーターによって適応性をもたせることができる。
4	風の循環による汚染物質の再汚染は計算できない。	左と同じ

6. 結 論

数学モデル中のパラメーターと気象条件の関係が求められ、それを使って濃度計算を行なった。

基礎となっている同じ数学モデルによる大気汚染濃度予測の方法論と計算例をすでに大気汚染研究全国協議会誌に発表している¹³⁾。そこでは特に大気が温度成層的に安定ないしは中立のときのパラメーター τ , ξ と風速の関係式を使って適応的な方法と決定論的な方法による計

算結果を比較した。朝から日中にかけてのように温度成層的に安定度の変化がはげしいときには予測精度が適応論的方法によっても低かった。そこで本論では新たに広域浄化パラメーター Z と ξ , z の関係式を導入することによって風速の他に日射量、雲量、時刻などを諸拡散パラメーターを推定するときに考慮し、さらに予測精度を高めるために予測法の改良を試みた。既発表の論文¹⁴⁾との本論との著明な異なりは次の項目で示される。

① z は変動量として Z の値 (風速、日射量、雲量、時刻によって定まる) から推定する。

② ξ は z と同様 Z から推定する。

③ τ は風速と東京タワーの気温分布変化から求められた鉛直方向の混合拡散係数を推定する式との関数として与えられる。

④ 適応パラメーターとして新たに η を導入した。

その結果次のような特徴が明らかとなった。

(1) 広域的な汚染現象から求められる広域浄化能力を示すパラメーター Z は局地濃度の予測計算に有用である。

(2) 短時間先 (3~4 時間先) までの濃度を予測するときには、数時間前から現在までの間に推定した適応パラメーターを使用し、一方 5~6 時間以上先の濃度を予測するときには、長時間前にさかのぼった時点から現在までの間に推定した適応パラメーターを使用すれば予測精度を決定論的な方法によるよりも高めることができた。このことから予測時間に応じて予測の方法を変える方がよいことがわかった。

ある地点での濃度予測の精度は 4. の結果からまだ高いとはいえず、また広域の平均濃度の予測結果⁶⁾ と比べて精度は低い。しかしながら従来の研究より定量的な濃度予測を行なったこと、適応論的な方法を取り入れ予測の精度を少し高めることができた点で研究が一步前進したものと考える。

本論で行なった汚染濃度の推定は、あくまでこれまでで常時観測されている気象要素で表わされた気象条件が正しく予報されるものと仮定して行なった。したがって、実際の汚染予測の計算に際しては現在气象台が行なっている予報よりも短時間先でかつきめの細かい局地風、日射量、広域の平均風向、風速などの予報が必要である。

今後数学モデルの改良と数学モデル中のパラメーターを決定する気象条件との関係式の改良が必要であり、煙の流動拡散に直接作用する数 100 m 上空の空気の流動、気温についてのデータが得られるようになれば、それらが伝播過程のメカニズムの解明に大いに役立つであろうし、その 1 日も早い実現を期待したい。

おわりに

終わりにあたり本研究に関して終始ご指導を賜った京都大学工学部 高松武一郎教授に謹んで感謝の意を表します。また気象等に関連して貴重なご助言を賜った京都大学防災研究所 中島暢太郎教授はじめ、京都大学工学部 内藤正明助教授に心から謝意を表します。

なお、本論文中の諸計算は京都大学大型計算機センターの FACOM-230-60 を利用した。

参考文献

- 1) Robert, J.J., E.J. Croke, A.S. Kennedy : Paper presented at the Symposium on Multiple Source Urban Diffusion Models, North Carolina, Chicago Argonne National Lab. 1969.
- 2) Shien Lian-Jang : Mathematical Models of Urban Air Poll. Dynamics, Final Report Vol. II, New York Univ. 1969.
- 3) Ulbrich, E.A. : Annual Symposium Application of Computers to Problem of Urban Society 10 Nov. 1967.
- 4) Pasquill, F. : Atmospheric Diffusion, D. Van. Nostrand Company LTD. London, 1961.
- 5) Ott, W., J.F. Clarke, G. Ozolins : Public Health Service Publication No. 999-AP-41, 1967.
- 6) 池田有光・平岡正勝 : 大都市の平均大気汚染濃度予測に関する研究, 土木学会論文報告集, 204, 1972.
- 7) 高松武一郎・池田有光 : 大気汚染防止計算機制御システムに関する研究, (I) 定式化, 大気汚染研究, 4, 2, 194-203, 1970.
- 8) Marsh, K.J., Foster, M.D. : An Experimental Study of the Dispersion on the Emission from Chimneys in Reading- I, the Study of Long Term Average Conc. of Sulphur Dioxide, *Atm. Env.* 1, 527-550, 1967.
- 9) OECD 大気管理研究グループ : 大気汚染の予測モデルに関する報告書(その2), 公害, 6, 5, 330-347, 1971.
- 10) Pooler, F. : A Prediction Model of Mean Urban Pollution for Use with Standard Wind Roses, *I.J. Air & Water Pollution*, 4, 199-211, 1961.
- 11) 高松武一郎, 外 : 大気汚染防止計算機制御システムに関する研究, (II) 汚染濃度予知, 大気汚染研究, 4, 2, 204-209, 1970.

(1972. 6.26・受付)