

(62) 大気環境リスク評価のための 気象シナリオ日の選択方法

玉井 昌宏¹・川原 大典²・有光 剛³

¹正会員 大阪大学准教授 大学院工学研究科地球総合工学専攻 (〒565-0871 吹田市山田丘2-1)

E-mail:tamai@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²正会員 東日本旅客鉄道株式会社横浜支社小田原保線技術センター (〒250-0011 小田原市栄町1-1-47)

E-mail:d-kawahara@jreast.co.jp

³正会員 関西電力株式会社 電力技術研究所 (〒661-0974 尼崎市若王寺3-11-20)

E-mail:arimitsu.tsuyoshi@d3.kepco.co.jp

3次元の曝露濃度計算を前提としながら、簡易な大気環境リスク評価を行うための気象シナリオ日の選択方法について検討する。アメダス大阪1地点の地上風データを用いて、1日単位の典型的な風況パターンに分類する。地衡風ベクトルと日積算日射量を説明変数として非線形判別分析を行い、各パターンの代表日を選択する。代表シナリオ日群の風向、風速、気温の相対頻度分布を作成し、リスク評価期間全体の実際の相対頻度分布と比較することによって、気象シナリオとしての有効性を検討する。同様に、代表シナリオ日のNOx、SO2などの代表的な汚染物質データの期間平均値と相対頻度分布を評価することによって、大気汚染リスク評価の枠組みの中での代表シナリオ日の有効性について検証する。

Key Words : Risk Analysis, Meteorological Scenario, Atmospheric Environments,
Discriminant Analysis, Sea and Land Breeze, the Osaka Plain,

1. 研究の目的

ある大気汚染物質について、現況のリスクを評価したり、発生源対策等によるリスク削減効果を予測したりする場合には、当該物質の用量反応関係を踏まえて、評価対象地点の曝露特性を明らかにする必要がある。曝露計算に気象状況や汚染物質発生の時間変動や空間分布を考慮しなければならない場合には、大気流動と当該物質の移流拡散等の挙動に関する3次元数値計算が必須である。¹⁾ 3次元数値計算をリスク評価と結び付けるためには、大気環境研究において通常行われているような、ある特異な気象状況や汚染発生状況を対象として計算を行うのではなく、リスク評価対象期間を通した長期間の数値計算を実行することになる。しかしながら、計算資源の豊富な一部の組織を除けば、このような計算を実施することは困難であると予想される。²⁾ 気流場の計算を行わなくてよかったり、あるいは計算期間を大幅に短縮することができれば、曝露濃度計算に費やす労力を軽減することができる。そのための一つの方法として、対象期間に発生が想定される様々な曝露イベントを集約して、少数の代表的なシナリオを作成するという方法がある。

シナリオの主要な構成要素は、汚染物質発生と気

象状況の空間構造と時間変動である。以下では、それぞれを発生源シナリオと気象シナリオと呼ぶことにする。例えば、発生源の位置が固定されており、発生が定常であれば、それがそのまま唯一の発生源シナリオとなり、気象シナリオのみを検討すればよいことになる。一方、突発的な漏洩事故などのリスク評価においては、この発生源シナリオの構成が重要となる。本研究は、特定の汚染物質や汚染機構を対象としてリスク計算を行うものではなく、発生源シナリオについては取り扱わない。気象シナリオの作成法のみを検討する。

気象シナリオ作成方法は、a) 3次元数値計算により仮想的な気象シナリオを作成するもの、b) 実際に発現した気象状況をシナリオとするものの二つのタイプに大別できると考えられる。a) の3次元数値計算による場合では、境界条件、初期条件、日射量などの計算条件が、シナリオ作成の主要な要素となる。これらの条件は、一般的に高層気象観測やAMeDASなどの気象観測データ、場合によってはGPVなどの計算結果を統計解析することによって作成される。b) では、リスク評価期間に実際に発現した気象状況の中から、1日や1週間といったある特定の期間の時系列をそのままシナリオとする。それを3次元曝露計算と結び付けるためには、この特

定期間の GPV や客観解析データの気流場のデータをそのまま用いるか、あるいは、それらを導入した再現計算を行うことになる。

さて、気象シナリオは、その代表性と有効性を検証しなければならない。ここで、代表性とは、リスク評価期間の気象状況を、客観的な手続きを経てシナリオに集約できたかということの意味する。各シナリオの発生確率が算出されており、シナリオ群が大半の気象状況をカバーしていることも求められる。一方、有効性とは、各気象シナリオやシナリオ群全体が、リスク評価期間全体の気象状況を、何らかの形で再現できたかということである。a) の数値計算により仮想的な気象状況を作成する場合の問題点は、その有効性にあると考えられる。一般的に、空間分布や時間変動をもつ初期条件や境界条件を、気象シナリオの要素とすることは困難である。なぜならば、代表性を担保する適当な方法が見つからないからである。従って、こうした条件は一概あるいは一定といった単純なものにならざるを得ないが、それでは、シナリオの有効性の確保が難しくなる。筆者の知る限り、a) の数値計算による方法で、気象シナリオそのものの有効性を検証した研究成果は皆無である。他方、b) の方法では、気象シナリオにいかにか代表性を持たせるのが問題である。一般的には、リスク評価期間に発現する一連の気象状況を、ある特定の期間に分割したうえで、気象パターン別にグループ化し、さらに、そのグループの中から、典型的なパターンを探し出すという作業が行われる。Dorling et al.^{3, 4)} や Brook et al.⁵⁾ は、実測された高層風の水平風速ベクトルの空間分布を、クラスター分析によりグループ化している。対象としている気象状況は総観スケール程度の空間スケールであり、各シナリオの継続時間もこのスケールの気象現象が完結するのに必要な時間を考えている。一方、Davis et al.⁶⁾ のバックトラジェクトリー解析は、一地点の地上風観測データによって、評価対象物質の移流拡散挙動の軌跡を作成するものである。この軌跡の類似性によって、1 日単位の気象状況をグループ化している。地上気象の時系列データは、様々なスケールの気象現象を包含しているが、1 日の軌跡を利用していることから、メソスケール以下の気象状況をパターン化したことになると判断される。吉門ら^{7), 8)} は、地衡風と大気安定度等によって、1 日単位の気象パターンを作成し、さらに、地上風データを用いたトラジェクトリー解析によって、各気象パターンの代表日を求めている。これらの研究では、シナリオの有効性は、リスク評価期間の対象物質の平均濃度と基準濃度を超過する日数を評価することにより検証されているものの、気象シナリオそのものの有効性については検討されていない。

気象シナリオ作成において、もう一つの注意しなければならないポイントは、いかなるスケールの気象現象を対象とするかである。様々な気象現象は、空間的・時間的スケールについて階層的に捉えることができるので、発生源と曝露濃度評価地点との距離

や地理的な関係と、この階層構造との関連を考えることが重要である。例えば、黄砂現象の我が国への影響を評価する場合には、発生源と評価地との距離は数千 km 以上であり、広域的な輸送機構を考慮するために、総観スケール程度以上の規模の様々な気象状況をシナリオ化する必要がある。また、対象物質の汚染機構によっては、この距離や地理的關係に関わりなく、ある規模の気象現象を考慮しなければならない場合もある。例えば、降雨現象を考慮する必要があるれば、それに関係する様々なスケールの気象現象を検討しなければならなくなるといった具合である。

本研究では、上記の b) のシナリオ作成法を採用し、気象観測データを用いて、少数の代表シナリオ日を選定する。大阪平野あるいは近畿圏といった空間スケール内に汚染源とリスク評価地点が存在するものとし、メソスケールより小さい空間スケールの気象状況が曝露機構の主役であると仮定する。例えば、都市域において人工排熱や道路交通起源の大気汚染物質の影響を検討する場合などを想定している。そのスケールの気象現象の完結を考慮して、1 日単位のシナリオとする。ここでは、一地点の AMeDAS データの地上風ベクトルの時間変動特性により対象領域の地上風況のパターン化が行えると考える。この地上風況パターンを目的変数とし、地衡風、日積算日射量を説明変数として、非線形判別分析を行うことにより、代表シナリオ日を選定する。アメダスデータを用いて気象シナリオの有効性を、大阪府大気汚染常時監視データを用いて、リスク評価法としての有効性を検証する。

2. 気象シナリオ日の選定方法と評価方法

(1) 概要

ここでは降水現象を考慮しない。曝露現象は気流による移流拡散によって支配されると考える。メソスケールより小さい領域の地上風況をいくつかの典型的な一日単位の変動パターンに分類する。分類されたパターンから最も平均的な日（以下では代表シナリオ日と呼ぶ。）を選定するために、各日のパターンを目的変数とし、地衡風ベクトルと日積算日射量を説明変数として、判別分析を行う。地衡風ベクトルは、高層気象観測の時間間隔に合わせて、各日 9 時と 21 時のデータを用いる。判別分析には、マハラノビス汎距離を用いた非線形判別分析を用いる。各パターンに分類された日の中で、各パターンの説明変数の平均値との距離が最も短い日を各パターンの代表シナリオ日とする。

アメダスデータと大阪府大気汚染常時観測データを用いて、風向、風速、温度と主要な汚染物質について、各パターンの代表シナリオ日別に相対頻度分布を作成する。さらに、各パターンの発生確率で重みを付けて、上記の相対頻度分布を平均して、代表シナリオ日群の相対頻度分布を作成する。これとリスク評価期間全体の各種データの相対頻度分布と比

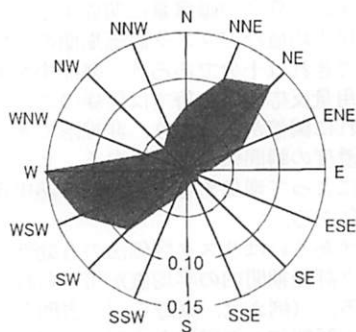


図-1 アメダス大阪の風向頻度分布

較することにより、代表シナリオ日群の有効性を検証する。

(2) 地上風況のパターン化

本研究で対象とするのは、メソスケール以下の空間スケールの気流場である。このメソスケールより大きいスケールをもつ気流（これを以下では背景風と呼ぶ。）が相対的に強ければ、メソスケール以下の気流場もこの背景風の影響が支配的になる。一方、相対的に背景風が静穏である場合は、日射の影響によって海陸風などが発現しやすくなる。そこで、ここでは、地上風況のパターンは、背景風と日射量によって概ね説明できると仮定する。

図-1は、アメダス大阪（地点番号 62078）の2002年の年間風向頻度分布を示している。この地点の風向は南西～西と北～北東の範囲に偏っている。これは大阪平野の地形特性や西寄りの背景風が頻発することによる。大阪湾はアメダス大阪ポイントから見て南西～西の方角に広がっており、単純に南西～西は海からの風、北～北東は陸からの風と捉えることができる。また、筆者ら⁹⁾の検討により、風況変動特性により、各日は海陸風交替日、海風連吹日、陸風連吹日に概ね分類されることがわかっている。そこで、ここでは昼間の平均風向と夜間の平均風向の組み合わせによって風況変動パターンを規定する。昼間と夜間の平均風向（VD, VN）は、アメダス大阪の風速ベクトルを単位長さベクトルに変換したのちに、東西方向成分と南北方向成分を単純平均することにより求める。既往の研究成果¹⁰⁾より、本地点の陸海風の転換時刻が比較的遅いことを考慮して、ベクトル平均のための昼間を9:00～21:00、夜間を21:00～翌日9:00とした。

図-2のように、平均風向は東西南北4風向で表示する。ちょうど風向ベクトルが境界にあたる場合には、NW→北、NE→東、SE→南、SW→西と分類するものとする。次に、この平均風向 VD, VN を用いて、リスク評価対象期間の各日を、表-1に示

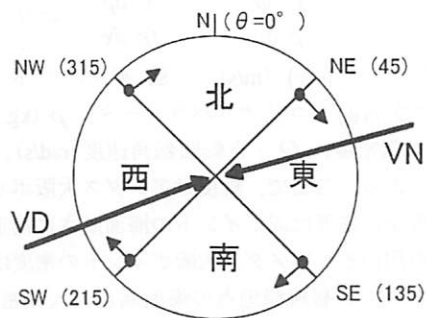


図-2 単位ベクトル平均の風向分類

(θ :北を 0° とする角度。ここでは、昼間の平均単位ベクトル VD が西に、夜間の単位ベクトル VN が東に分類されることを例示している。)

表-1 一日単位の地上風況変動パターン

パターン	想定した状況	判定基準
海陸風交替 D	昼間海風かつ、夜間陸風	VD→西かつ、VN→北または東
西(海)風日 W	昼間海風かつ、夜間陸風以外	VD→西かつ、VN→西または南
北風日 N	昼間北風	VD→北
東風日 E	昼間東風	VD→東
南風日 S	昼間南風	VD→南

すような一日単位の風向変動パターンに分類する。なお、後述する判別分析の関係で、リスク評価期間において5日以上発生したパターンのみが考慮される。

(3) 地衡風ベクトルと日積算日射量

地衡風の計算には、(財)気象業務支援センター発行の高層気象観測年報の潮岬、輪島、米子の3地点の観測データを用いる。地衡風は第*i*地点の海面更正気圧 p_i (hPa)の勾配から算出される。 p_i は、各地点の1000 hPa面の高度 z_{1000i} (m)と気温 t_{1000i} (°C)を用いて、次式を用いて計算される。

$$p_i = 1000 \left[1.0 - \frac{0.0065 z_{1000i}}{t_{1000i} + 0.0065 z_{1000i} + 273.13} \right]^{-5.257} \quad (2-1)$$

ここでは、海面気圧は線形に変化すると仮定して、次式を用いて、 p_i の空間勾配を計算する。

$$\begin{pmatrix} dp/dx \\ dp/dy \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_2 - X_1 & Y_2 - Y_1 \\ X_3 - X_1 & Y_3 - Y_1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} p_2 - p_1 \\ p_3 - p_1 \end{pmatrix} \quad (2-2)$$

ここに、 (X_i, Y_i) (m): 第*i*地点の第53 UTM座標の座標値である。地衡風風速成分は次式より算出される。

$$u = -\frac{1}{f\rho} \frac{dp}{dy}, \quad v = -\frac{1}{f\rho} \frac{dp}{dx} \quad (2-3)$$

ここに, (u, v) (m/s): 風速ベクトル, $f (= 2\Omega \sin\phi)$: コリオリパラメータ, ρ (kg/m³): 地表大気密度, Ω : 自転回転角速度 (rad/s), ϕ : 緯度である。ここで, 緯度はアメダス大阪ポイントの緯度を, 密度は同ポイントの海面高さに補正した密度を用いる。アメダス大阪ポイントの密度は, 上記の3つの高層観測地点の海面高さの大気密度 ρ_i を線形内挿することにより求める。また, ρ_i は次式より算出する。

$$\rho_i = \frac{1.239 p_i}{1.0 + 0.00367 t_i} \quad (2-4)$$

海面気温 t_i (°C) は, 各地点の 1000 hPa 面の高度 z_{1000i} (m) と気温 t_{1000i} (°C) を用いて, 次式により計算される。

$$t_i = t_{1000i} + 0.0065 z_{1000i} \quad (2-5)$$

日積算日射量は, 気象庁大阪管区気象台における観測値をそのまま用いた。

(4) 判別分析

ここでは, マハラノビス汎距離 (Generalized distance of Mahalanobis) GM_y に基づく非線形の正準判別分析法を用いる。この方法では, 予めパターンに分類されたデータ (学習データ) の説明変数の平均値 (中心) を求め, この各パターンの中心と各日の説明変数との距離によって, いずれのパターンに分類されるかを判断するものである。この結果を判別結果と呼び, ある分類グループに属する学習データと判別結果との一致度を判別の中率と呼ぶ。判別の中率は, 説明変数によってパターンがどの程度区別できるのかを示している。マハラノビス汎距離 GM_y は次式により計算される。

$$GM_y = [X_y^{-1} S^{-1} X_y]^{1/2} \quad (2-6)$$

ここに, $X_y^{-1} = (x_{n1} - x_{j1}, \dots, x_{nk} - x_{jk}, \dots, x_{nm} - x_{jm})$: 第 k 説明変数の差のベクトルの転置行列, S : 第 m 説明変数と第 n 説明変数との分散共分散行列であり, その要素 s_{mn} は次式により計算される。

$$s_{mn} = \sum_{i=1}^{N_s} (x_{mi} - \bar{x}_m)(x_{ni} - \bar{x}_n) / (N_s - 1) \quad (2-7)$$

ここに, $\bar{x}_m = \sum_{i=1}^{N_s} x_{mi} / N_s$ である。

(5) シナリオ群の有効性の検証方法

代表シナリオ日群の有効性は, 汚染物質の用量反応関係を踏まえて検討しなければならない。ある疾

病の発症率が長期間の曝露量に関係するようなケースでは, 年平均値などリスク評価期間の平均曝露濃度が算出できれば十分であろう。発症率が閾値のない線形の用量反応関係を持てば同様のことが言える。一方, それに閾値があったり, 非線形である場合には, 曝露濃度の瞬間値が必要になる。ヒートアイランド現象によって増加すると言われる熱中症などもこの範疇にある。

シナリオあるいはリスク評価法の有効性については, リスク評価期間内の平均値が用いられるのが一般的である。(例えば, 東野ら²⁾, 吉門ら⁷⁾) 1時間値などの瞬間値の再現性を検討した例として, 吉門ら⁸⁾は基準濃度を超える日数を評価しているが, その再現性は高いものとはなっていない。

ここでは, 気象シナリオとしての有効性を判断するために, 風速, 風向, 気温の相対頻度分布の再現性について検討する。加えて, 大気環境リスク評価法としての有効性を示すために, 大阪府大気汚染常時監視データを用いて, 主要な汚染物質の濃度の平均値と相対頻度分布について検討する。

アメダスデータ, 大阪府大気汚染常時監視データともに, 1時間毎の観測データであり, 1日24個のデータがある。これを用いて, 第 j 番評価項目の第 i 番代表シナリオ日の相対頻度分布 $fd_y(\bar{x}_j)$ を求める。ここに $\bar{x}_j$: 第 j 番項目の階級値, 評価項目は風向, 風速, 気温, NO_x, SO₂, SPM, OXIDANT (オキシダント) である。さらに, 次式により, 代表シナリオ日群の第 j 番評価項目の相対頻度分布 $FD_j(\bar{x}_j)$ を計算する。

$$FD_j(\bar{x}_j) = \sum_{i=1}^{N_s} [r_i fd_y(\bar{x}_j)] \quad (2-8)$$

ここに, r_i : 第 i シナリオの生起確率, N_s : シナリオの総数である。以下では, この $FD_j(\bar{x}_j)$ をシナリオ相対頻度分布と呼ぶことにする。リスク評価期間全体のデータを用いて算出した相対頻度分布を作成する。これを以下では実測相対頻度分布と呼ぶが, これと $FD_j(\bar{x}_j)$ を比較する。

代表シナリオ日群の第 j 項目のリスク評価期間に対する平均値 $\bar{q}_j$ は次式により計算する。

$$\bar{q}_j = \sum_{i=1}^{N_s} \left[\frac{r_i}{24} \sum_{k=1}^{24} q_{ijk} \right] \quad (2-9)$$

ここに, q_{ijk} : 第 i シナリオ, 第 j 項目の第 k 時の値である。この平均値を以下ではシナリオ平均と呼ぶ。これとリスク評価期間全体のデータを用いた実測平均値と比較する。

表－２ 評価ケース

CASE	対象期間	概要
M	1 カ月	月別の代表シナリオ日を選出する (M1-M12)
S	季節(3 カ月)	季節別の代表シナリオ日を選出する (SSpring, SSummer, SAutumn, SWinter)
Y-M	1 年	M1-M12 の代表シナリオ日を使用する
Y-S	1 年	SSp,SSu,SA,SW の代表シナリオ日を使用する

(6) リスク評価ケースとシナリオ条件

表－２に設定された評価ケースを示す。ここでは 2002 年を評価対象年とする。評価期間として 1 カ月、季節(3 カ月)、1 年間の 3 種類を設定する。一カ月単位の CASE M については、1～12 月の各月について評価を実施したが、その結果については 6 月 (CASE M6) のみについて示す。季節単位の CASE S については、夏季(6～8 月、CASE SSu)の結果のみ示す。年単位の評価については、月単位のケースの代表シナリオ日 (CASE M の結果) を利用する CASE Y-M と季節単位の代表シナリオ日 (CASE S の結果) を利用する CASE Y-S について示す。

3. 結果と考察

(1) 代表シナリオ日の選定

表－３に CASE M の各月における各パターンの代表シナリオ日と発生確率を示す。月によって代表シナリオ日のないパターンがあるが、これは、当該パ

ターンの発生頻度が 0 であるか、既述の通り、発生頻度が小さく、判別分析で除外されたかのいずれかである。

表－４に CASE S の各季節の代表シナリオ日と生起確率を示す。同表中の SW については、2002 年 1 月、2 月と 12 月を併せて解析している。

表－５に CASE M6 と SSu の各気象パターンの説明変数の平均値を、発生日数とともに示す。パターン N は、地衡風が北東であり、日積算日射量が小さいときに生じていることがわかる。夜間に海風が継続するパターン W は、平均的に日積算量の大きい好天日で、地衡風が比較的強い南西風であるときに生じる。海陸風交替の観られるパターン D は、W より風速が小さいときに生じることが分かる。CASE M の各月の判別の中率は、68～90 % の範囲で、平均は 80 % であった。これに対して、CASE S の判別の中率は、54～76 % の範囲にあり、平均は 65 % であった。判別の中率は、説明変数が各パターンをどの程度説明できるかを示しているが、CASE S について

表－３ CASE M の各月、各パターンの代表シナリオ日と発生確率

Month	JAN		FEB		MAR		APR		MAY		JUN	
	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.
W	3	0.41	22	0.3	18	0.13	10	0.46	31	0.29	4	0.2
N	25	0.34	26	0.33	1	0.4	2	0.54	19	0.39	27	0.47
D	12	0.24	6	0.37	24	0.47	-	-	13	0.32	13	0.33
E	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	JUL		AUG		SEP		OCT		NOV		DEC	
	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.
W	30	0.45	6	0.29	10	0.22	27	0.07	13	0.34	12	0.27
N	8	0.13	21	0.29	25	0.56	23	0.41	16	0.31	29	0.4
D	18	0.19	4	0.26	12	0.22	18	0.52	29	0.34	30	0.33
E	27	0.23	29	0.16	-	-	-	-	-	-	-	-

表-4 季節単位の分析による各パターンの代表シナリオ日と発生確率

CASE	SSp		SSu		SA		SW	
Period	MAR-MAY		JUN-AUG		SEP-NOV		JAN,FEB,DEC	
	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.	Day	Prob.
W	31-May	0.22	6-Aug.	0.27	2-Nov.	0.18	12-Dec.	0.34
N	1-Mar.	0.31	27-Jun.	0.24	8-Sep.	0.40	26-Feb.	0.36
D	24-Mar.	0.34	14-Aug.	0.23	10-Nov.	0.26	30-Dec.	0.30
E	16-May	0.13	27-Aug.	0.17	11-Sep.	0.16	-	-
S	-	-	9-Aug.	0.09	-	-	-	-

表－５ 気象パターンの説明変数の平均値

CASE M6						
	日数	u_9	v_9	u_{21}	v_{21}	日射量
全体	30	0.2	2.3	0.7	2.6	18.5
N	14	-3.9	-0.9	-3.2	0.7	14.7
W	6	5.9	6.8	4.6	3.5	22.5
D	10	2.6	4.1	4.0	4.7	21.3
CASE SSu						
	日数	u_9	v_9	u_{21}	v_{21}	日射量
全体	92	2.2	3.7	2.2	4.4	19.1
N	26	-6.0	-3.4	-5.4	-2.0	16.2
W	30	6.4	5.5	5.9	5.6	22.3
D	23	4.2	4.7	4.4	6.1	19.7
E	8	0.8	9.9	-0.2	8.6	15.5
S	5	12.3	15.3	12.7	16.1	19.0

日数：発生日数、(u_9 , v_9), (u_{21} , v_{21}): それぞれ9時と21時の地衡風ベクトル、日射量：日積算全日射量

は、満足な値は得られていない。

(2) 気象シナリオの有効性

図－３は、CASE M6における風向、風速、気温のシナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布との比較を示す。アメダス大阪、神戸、京都の３地点の比較を示す。表－３のJUNの欄に示した３日の代表シナリオ日のデータを用いて作成した相対頻度分布を、2002年6月の1か月間の実測データにより作成したものと比較している。風向については、シナリオ相対頻度分布は、大阪と神戸の実測頻度分布の差異を良好に再現している。京都については、シナリオ相対頻度分布は北寄りの風の頻度を過大に評価する傾向にある。風速については、いずれの地点も実測相対頻度分布はワイブル分布の特徴を有しているが、シナリオ相対頻度分布は概ねこれを再現している。また、沿岸域の大阪、神戸に比較して内陸に位置する京都の風速値が相対的に小さいことについても良好に再現している。一方、気温については、シナリオ相対頻度分布には、実測頻度分布には見られないピークが現れている。これは、各代表シナリオ日の頻度分布の温度変動幅が小さく、それらのピークが相殺されなかったことに原因している。ただし、大阪、

神戸については実測相対頻度分布の特徴を概ね再現している。京都については、シナリオ分布には、16℃や21℃付近に比較的低温域に大きなピークが現れており、それと実測分布はあまり一致していない。この風向の相対頻度分布の一致度が低いことは、アメダス京都ポイントの地上風のパターンが、アメダス大阪の地上風のパターンと必ずしも連携しているわけではないことを意味している。

図－４は、CASE SSuにおける風向、風速、気温のシナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布の比較を示している。表－４のSSuの欄に示すように、このケースの代表シナリオ日は5日であり、この5日間のデータから作成したシナリオ相対頻度分布と3か月間のデータを用いた実測相対頻度分布との比較を行っている。風向、風速については、3地点ともに、シナリオ相対頻度分布は、実測頻度分布を良好に再現している。とくに、京都については、CASE M6に比較して風向頻度分布の再現性が向上している。これは、7～8月期に大阪湾からの流入する風の影響が大きくなり、大阪湾沿岸域と京都市域の気流状況との関連性が強まったことによると推測される。気温については、26℃以上の比較的高気温の領域では、多少ピークの位置はずれているものの、シナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布の一致度は概ね良好である。しかしながら、25℃より低い気温の領域では、両者の一致度は低く、既述の通り、代表シナリオ日の頻度分布により不要な極値が現れている。これらのことから、総じて、代表シナリオ日群のシナリオ頻度分布は、風向風速の実測相対頻度分布は良好に再現するものの、気温のその再現性は低いと判断される。

図－５はCASE Y-MとY-Sにおける風向、風速、気温のシナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布との比較を示す。いずれの地点においても、風速、風向については、CASE Y-M、Y-Sともに、実測頻度分布を良好に再現している。一方、気温については、Y-Sに比較してY-Mの再現性は良い。

(3) 大気汚染リスク評価における有効性

大阪府大気汚染常時観測データを用いて、NO_x、SO₂、SPM、オキシダント(OXIDANT)のシナリオ平均値と実測平均値の比較を行った。CASE M6の結果を図－６に示す。横軸、縦軸は、それぞれ実測平均値とシナリオ平均値である。図中のポイントは、各地点の平均値を示しているが、項目によってポイ

表－６ 実測平均値とシナリオ平均値間の回帰直線の勾配と切片と決定係数

CASE	NO _x			SO ₂			SPM			OX			Temp.		
	a	b(ppb)	R ²	a	b(ppb)	R ²	a	b(mg/m ³)	R ²	a	b(ppb)	R ²	a	b(℃)	R ²
M6	0.98	2.90	0.82	0.96	0.39	0.54	0.99	2.40	0.56	0.99	-0.24	0.63	0.97	0.54	0.54
SSu	0.95	1.28	0.67	0.83	1.13	0.41	0.85	2.56	0.54	0.74	1.64	0.46	1.52	14.2	0.51
Y-M	1.03	0.14	0.79	1.07	-0.10	0.70	0.99	3.40	0.68	1.05	-0.88	0.77	1.21	-3.54	0.73
Y-S	0.99	-1.24	0.85	0.96	0.33	0.64	0.91	0.12	0.68	0.97	0.06	0.64	1.27	4.60	0.69

a：回帰直線勾配，b：回帰直線切片，R²：決定係数

ント数が異なっている。図中には回帰直線が、枠中には回帰式と決定係数（相関係数の2乗）が併せて示されている。いずれの項目についても決定係数が比較的大きいばかりでなく、回帰直線の勾配も1.0に近いことがわかる。表-6は、表-2に示した各ケースにおける、各項目の決定係数と回帰直線の勾配と縦軸の切片を示している。ここでは気温の結果についても併せて示している。NOxについては、M6に比較して、SSuの回帰直線の勾配aは1.0より離れており、決定係数 R^2 も小さくなっている。これは、日数あたりのシナリオ数が最も少ないからである。aや R^2 について、Y-MやY-SがM6やSSuに比較して再現性が良いのは、代表シナリオ日の日数が増加することによる。NOxについては、Y-Mに比較してY-Sの再現性が高くなっているが、これはCASE MやSの結果の組み合わせによって偶然で現れたと考えられる。このことを除けば、SO₂、SPM、OXについてもNOxと類似した傾向を示している。切片bについては、一般的な傾向は認められないが、温度を除けば、総じて小さい値であり、回帰直線は原点近くを通っていると判断できる。

吉門ら⁷⁾は、18のシナリオ日を選択し、曝露計算を行うことによって、NOxのシナリオ平均値と3年間の実測平均値との比較を行っている。 $R^2=0.67-0.69$ 程度の高い決定係数を得ているものの、回帰直線の勾配は1.5程度となっており、シナリオ平均値が実測平均値を再現できているとは言いがたい。彼らの研究では、気流場と曝露濃度について3次元数値計算が行われている。従って、この結果が、シナリオ日の選択によるものであるのか、数値計算によるものであるのかについては判断できない。

気温については、図-3、図-4の相対頻度分布の再現性がそれほど高くないこともあり、回帰直線の勾配、切片ともに良好な結果は得られていない。とくに、CASE M6に比較して、CASE SSuの結果が悪いのは、代表シナリオ日が、3カ月のリスク評価期間の温度変動をカバーするようなものになっていないからである。表-4のようにCASE SSuの代表シナリオ日の構成は、8月に偏っている。このことにより、シナリオ平均気温が全体的に高くなったと予想される。代表シナリオ日は、地上アメダスの風向変動特性だけをパターン分類したものであり、気温についての代表性は期待できない。

図-7に、大気汚染物質の実測相対頻度分布とシナリオ相対頻度分布の比較を示す。シナリオ作成ケースはCASE Y-MとY-Sである。ここでは、大阪府大気汚染常時監視データの国設大阪（大阪府所管、一般局、地点番号107）地点のデータを用いて作成している。いずれの物質についても、Y-M、Y-Sともに実測相対頻度分布の分布特性を良好に再現しているおり、両者に明確な優劣はない。

このように頻度分布が再現されることは、用量反応関係が非線形であったり、発症に閾値が存在するようなケースにおいては極めて重要である。SO₂やSPMについては今回の評価地点の濃度レベルは環境

基準（SO₂：一日平均値40 ppb以下、一時間平均値100 ppb以下、SPM：一日平均値0.1 mg/m³以下、一時間値0.2 mg/m³以下）に比して相対的に低い。より高濃度の低頻度領域における実測頻度分布を再現することができないことから、これらの物質に対しては今回の手法は有効とはいえない。一方、NOxやOXの頻度分布は、これらの環境基準のレベル（NOx：一日平均値40～60 ppb、OX：一時間値60 ppb以下）を含んでいる。ここでは示さないが、シナリオ相対頻度分布を代表シナリオ日別に分離すれば、環境基準を上回る気象状況が明確になると考えられる。

(3) 気象シナリオの代表日の利用方法

それぞれの気象パターンの代表日に対して、現況の排出条件を用いて曝露計算を行い、各地点の曝露濃度を求める。ここで、1. 研究の目的において記述したように、気流場は、3次元数値計算により再現しても良いし、GPVなどのデータをそのまま利用しても良い。この曝露濃度を各気象パターンの発生確率で重みつき平均すれば、当該地点のリスク評価期間の曝露濃度の平均値、すなわち現況のリスク値や頻度分布が求められる。さらに、それぞれの代表日に対して、排出条件をコントロールした曝露計算を行い、曝露濃度の重みつき平均すれば、リスクに関する予想値が算出されることになる。

4. 結論

本論では、簡易な大気環境リスク評価のための代表シナリオ日の選択方法について検討した。

アメダス大阪の地上風ベクトルの一日単位の時間変動特性をパターン化したうえで、そのパターンを目的変数とし、地衛風と日積算日射量を説明変数として、非線形判別分析を行うことにより、代表シナリオ日を選定した。

大阪、神戸、京都のアメダスデータを用いて気象シナリオの有効性を検証した。代表シナリオ日群のデータにより作成した風向、風速の相対頻度分布は、リスク評価対象期間に実測されたデータの相対頻度分布を良好に再現した。一方、気温については、うまく再現されなかったが、このことについては、地上風況変動パターンの変更などを含めて今後の課題としたい。

大阪府大気汚染常時監視データを用いて、大気環境リスク評価法としての有効性を検証した。主要な大気汚染物質のリスク評価期間に実測された平均値と代表シナリオ日の平均値との一致は良好であり、長期平均値を求めるための代表シナリオ日の有効性を示した。また、各汚染物質の代表日シナリオ群の相対頻度分布はリスク評価期間の実測値を用いた相対頻度分布を良好に再現した。

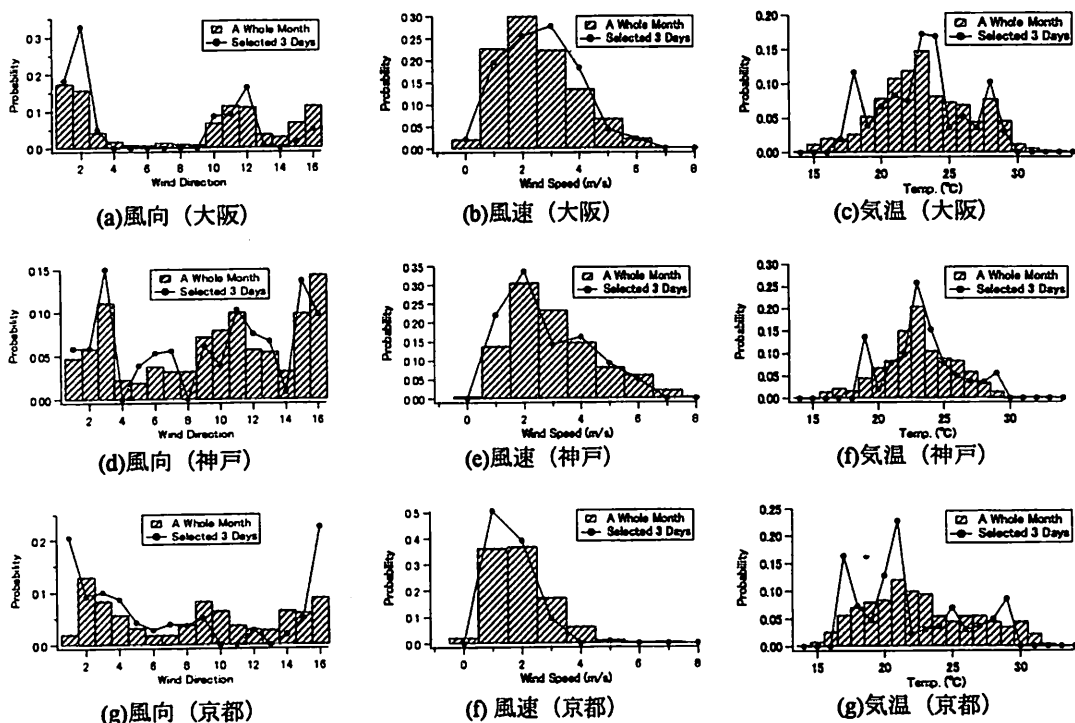


図-3 シナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布の比較 (風向, 風速, 気温, CASE M6)

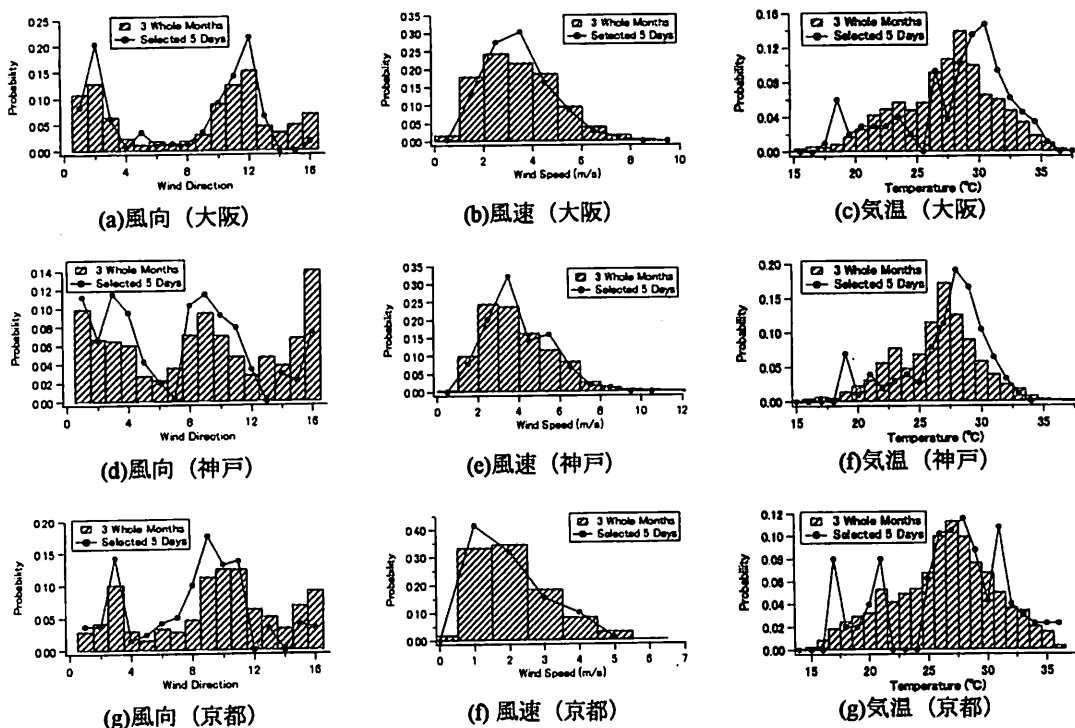
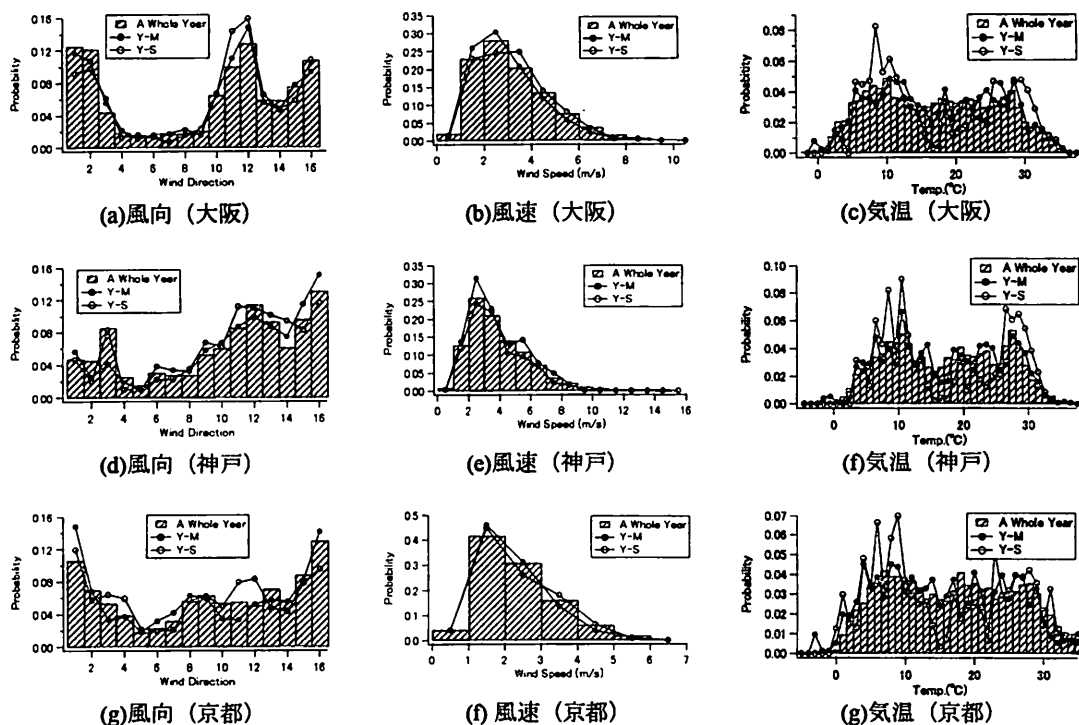
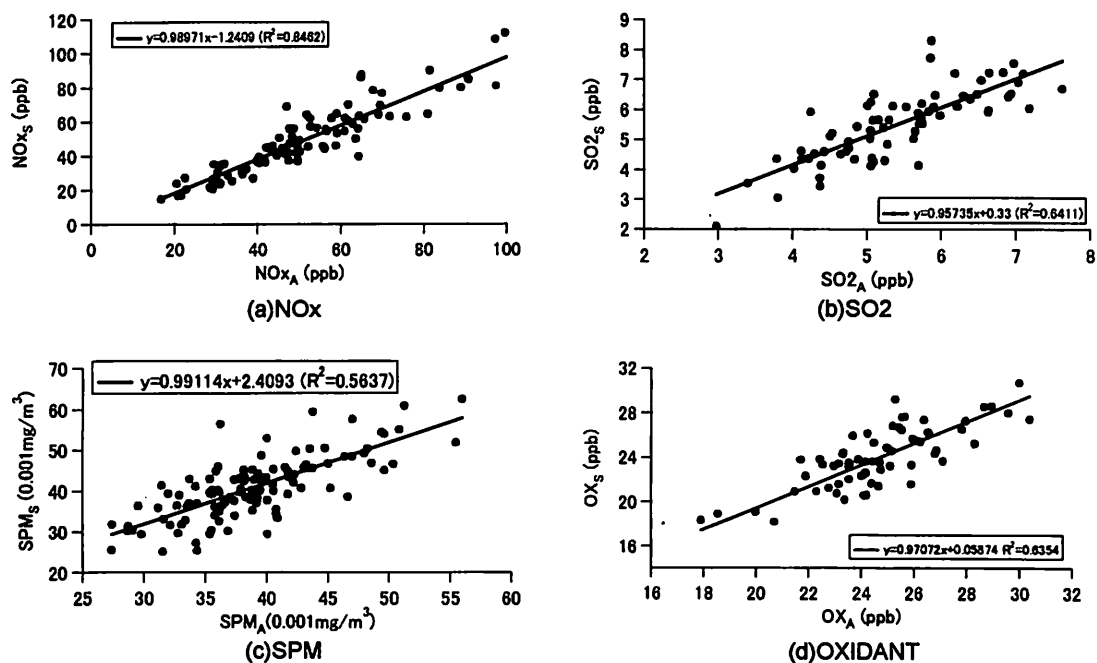


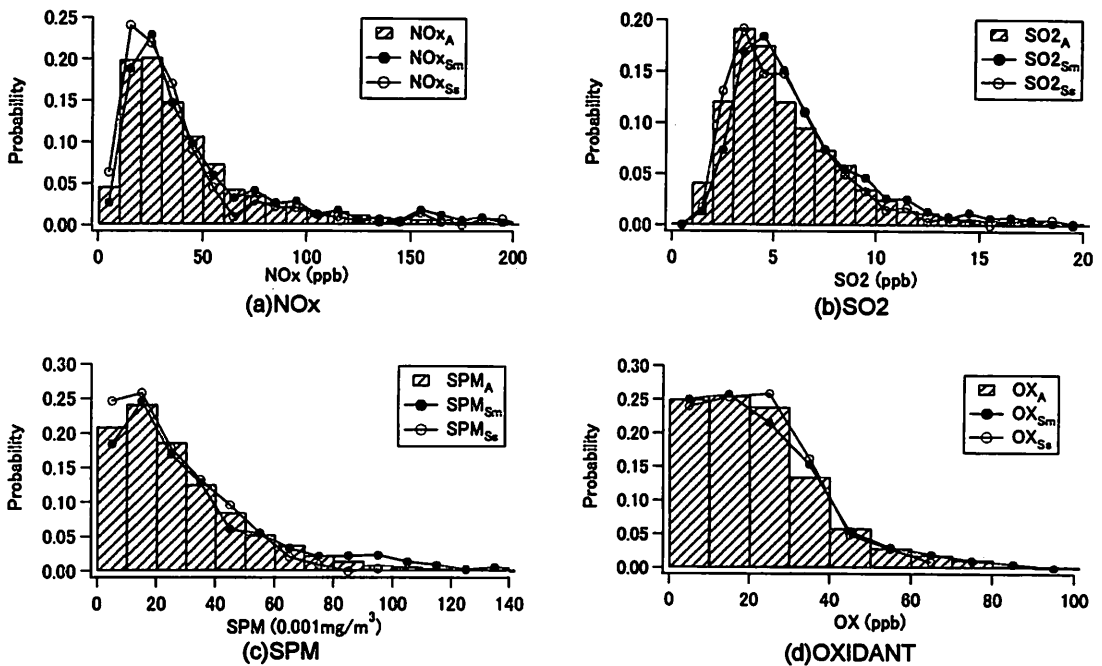
図-4 シナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布の比較 (風向, 風速, 気温, CASE SSu)



図－5 シナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布の比較（風向，風速，気温，Y-S，Y-M）



図－6 シナリオ平均値と実測平均値の比較（CASE M6，添字A：実測，添字S：シナリオ）



図ー7 シナリオ相対頻度分布と実測相対頻度分布の比較
(添字A：実測，添字Sm：CASE Y-Mのシナリオ，添字Ss：CASE Y-Sのシナリオ)

参考文献

- 1) 玉井昌宏，有光剛(2004)：海陸風を含む模擬気象場におけるパフ・ブルームモデルを用いた大気汚染物質リスク評価モデルの検証，海洋開発論文集，Vol.20，pp.335-340.
- 2) 東野晴行，北林興二，井上和也，三田村哲，米澤義堯(2003)：曝露・リスク評価大気拡散モデル(ADMER)の開発，大気環境学会誌，38(2)，pp.100-115.
- 3) S.R. Dorling, T.D.Davis and C.E. Piece,(1992)：Cluster Analysis：A Technique for Estimating the Synoptic Meteorological Controls on Air and Precipitation Chemistry - Methods and Application-, Atmospheric Environment, Vol.26A, No.14, pp.2575-2581.
- 4) S.R. Dorling, T.D.Davis and C.E. Piece (1992)：Cluster Analysis：A Technique for Estimating the Synoptic Meteorological Controls on Air and Precipitation Chemistry - Results from Eskdalemuir, South Scotland, Atmospheric Environment, Vol.26A, No.14, pp.2583-2602.
- 5) J.B.Brook, P.(1995)：Aggregation of Selected Three-Day Periods to Estimate Annual and Seasonal Wet Deposition Totals for Sulfate, Nitrate, and Acidity. Part I：A Synoptic and Chemical Climatology for Eastern North America, J. of Applied Meteorology, Vol.34, pp.297-325.
- 6) T.D.Davis, G. Farmer and R. J. Barthelmie(1990)：Use of Simple Daily Atmospheric Circulation Types for the Interpretation of Precipitation Composition at a Site (Eskdalemuir) in Scotland, 1978-1984, Atmospheric Environment, Vol.24A, No.1, pp.63-72.
- 7) 吉門洋，白川泰樹，中野俊夫，工藤泰子，鈴木基雄(2006)：メソスケール気象モデルを用いた長期平均濃度評価手法の検討 (I) 気象パターン分類と関東平野の NOx 評価，大気環境学会誌，第 41 巻，第 1 号，pp.1-14.
- 8) 吉門洋，樺貴博，佐々木寛介(2006)：メソスケール気象モデルを用いた長期平均濃度評価手法の検討 (II) 高濃度オゾン評価への適用の試み，大気環境学会誌，第 41 巻，第 1 号，pp.15-26.
- 9) 玉井昌宏，有光剛(2008)：大阪平野における夏季夜間気温と海陸風の関係，環境システム論文集，Vol.36，pp.397-405.
- 10) M.Mizuma(1995)：General Aspects of Land and Sea Breezes in Osaka Bay and Surrounding Area, J. of Meteorological Society of Japan, Vol. 73, No.6, pp.1029-1040.

(2010.5.21受付)

A METHOD OF SELECTING REPRESENTATIVE SCENARIO DAYS FOR RISK ASSESSMENTS OF ATMOSPHERIC ENVIRONMENTS

Masahiro TAMAI, Daisuke KAWAHARA and Tsuyoshi ARIMITSU

We proposed in this study a method of selecting meteorological scenario days representing a variety of daily meteorological conditions of meso-scale or smaller which occur in a risk estimation period. After classifying daily time series of wind direction of the AMeDAS Osaka point into typical daily fluctuation patterns, representative scenario days are selected by carrying out the non-linear discriminant analysis with the typical daily pattern as a dependent variable and geostrophic wind vector and daily solar radiation as independent variables. Availabilities of the representative scenario days were examined by verifying whether ensemble means or ensemble frequency distributions both of meteorological data and of air pollution data observed in the scenario days agree well true mean values or true frequency distributions of risk estimation periods.