

特集：DAIpoを今こそ見つめ直す

DAIpo（付着珪藻群集に基づく有機汚濁指数）が 指標するものは明らかになったか

大塚 泰介

〒525-0001 滋賀県草津市下物町1091 滋賀県立琵琶湖博物館

What does DAIpo (Diatom Assemblage Index to organic water pollution) indicate ?

Taisuke Ohtsuka

Lake Biwa Museum, Oroshimo, Kusatsu, Shiga 525-0001, Japan

Abstract

DAIpo (Diatom Assemblage Index to organic water pollution) indicates the approximate position on the coenocline of Japanese freshwater periphytic diatoms, because it is based on an ordination technique for extensive data of such diatom assemblages. As it is established without employing environmental parameters, the environmental conditions which it indicates are unclear and disputable despite being regarded as an index of saprobity. It is very difficult to estimate saprobity *in situ* because it relates to the strength of organic matter decomposition. It cannot be fully represented, moreover, by a single environmental parameter such as BOD or dissolved oxygen. Since saprobity is related to multiple environmental factors, multiple regression analysis or related statistical methods are theoretically effective to elucidate what DAIpo indicates, if it indeed indicates saprobity. Such analyses hitherto showed that DAIpo could not be reduced to any single environmental parameter which is usually measured. It was also suggested that phosphorus concentration and oxygenic condition affected DAIpo. Although these analyses usually displayed strong effect of electric conductivity on DAIpo, it is probably false effect due to the measurement error of the other environmental parameters. Usually DAIpo is lower in summer than in winter. It suggests the nature of the saprobic index, because higher temperature causes faster organic matter decomposition and low capacity of dissolved oxygen, and as a result, it becomes more hypoxic under dark conditions. Confirming what DAIpo indicates, therefore, needs further studies concerning environmental parameters which are apparently related to saprobity but have been ignored, such as daily minimum dissolved oxygen. Because *Achnanthes japonica* and *Nitzschia palea* were fixed as endpoints for the ordination to classify diatom species into three groups, DAIpo is also possibly affected by their ecological characters rather than just the reaction to organic pollution.

Key index words: DAIpo (Diatom Assemblage Index to organic water pollution), environmental parameters, multiple regression analysis, oxygenic condition, saprobity.

「純生物学的数理解析」の産物, DAIPo

DAIPo (Diatom Assemblage Index to organic water pollution; 付着珪藻群集に基づく有機汚濁指数) は、珪藻を用いた有機汚濁の指標として提案された。河川および湖沼の付着珪藻を好清水性種、広適応性種、好汚濁性種の3群に分けてそれぞれに1点, 0.5点, 0点を与え、これと各々の相対頻度(%)との積和を算出して、100点満点で水質評価を行う方法である(渡辺ら 1986a, b)。DAIPo形成の基礎となった付着珪藻試料の多くは、主に日本の淡水域で、流水域では礫の上面、止水域では杭、コンクリート壁、吊り下げられたロープなどの垂直に近い面から採集された(渡辺ら 2005)。こうした試料に含まれる珪藻各種の相対頻度データに対して、好清水性種の代表である*Achnanthes japonica* (当初代表として選定された*Cymbella minuta*から変更; 渡辺ら 1986b)と、好汚濁性種の代表である*Nitzschia palea*を両極に固定して行われた極座標付けを行った(Watanabe *et al.* 1990)。そして、極座標付けで得られた軸の両端付近に出現した種を、互いに共存することがほとんどない範囲で2群にまとめ、それぞれ好清水性種群、好汚濁性種群として、残りを広適応性種群としている(Asai 1995)。これまでに、およそ1500本の付着珪藻群集サンプルを解析した結果に基づき、171の好清水性種群と、40の好汚濁性種群が決定されている(渡辺ら 2005)。

DAIPoにおいて3群を分ける際の基礎となった極座標付けは、繰り返し計算時に両極の種のコアを固定している点を除けば、群集の序列化手法の1つである交互平均法 (reciprocal averaging; Hill 1973) とほぼ同じである(小林 1995を参照)。極座標付け、交互平均法ともに、群集の種組成データからその背後にある環境勾配を検出する方法である。したがってDAIPoの値は、*A. japonica*と*N. palea*が両極付近を占めるような環境勾配上での、凡その位置を表現していることになる(加藤 2009を参照)。

しかしDAIPoは水質パラメータとの対応関係を用いない「純生物学的数理解析」(渡辺ら 2005)の産物であり、両端の種を決定する際に好清水性種および好汚濁性種の代表とされるものを選んだ他には、有機汚濁に関係した水質の情報は用いられていない。

有機汚濁あるいはザプロビ性の問題

まず問題になるのは、珪藻群集の序列化の結果を用いてつくられたDAIPoが、はたして有機汚濁の指標たりえるのか、ということである。DAIPo

における上記のような指標性の決定方法は、珪藻の有機汚濁指標としてはたいへん特異である。汚濁指標性は多くの場合、様々な水質の測定値との対応関係に基づいて経験的に決められる(たとえばLange-Bertalot 1978, 1979)か、BOD(生物化学的酸素要求量)など特定の環境パラメータ上での分布をもとにした直接傾度分析で決定される(たとえば小林ら 1985, Kobayasi & Mayama 1989)かのいずれかだからである。

DAIPoが何を指標するかについては早くから議論されてきた。特筆すべきものとして、墨田(1989)をめぐる高村(1990, 1991)と墨田(1990, 1991)の陸水学雑誌上での討論がある。高村は、好清水性種と好汚濁性種とお互いの分布がほとんど重ならないように類別しただけでは有機汚濁指標としての意味がなく、DAIPoと有機汚濁との対応を厳密に検討することこそが重要であるとした。これに対して墨田は、DAIPoにおける3生態群への類別による規則的な表現を珪藻群集の変化に対する分かりやすい説明であるとし、DAIPoは1つの水質要因によって十分に説明しうる指標ではないことを認めた上で、DAIPoがもつ生態学的意義の糸口を物理化学的要因のどれかに見出すことができなかつと考えて相関分析を行ったと述べた。そして両者の認識は、生物間の相互作用をも視野に入れた考察が必要であること、DAIPoの前提となる環境条件との関係を吟味することが必要であることで一致している。

DAIPoは有機汚濁指標として提案されたので、DAIPoが指標するものを検討するためには、まず有機汚濁とは何かを明らかにする必要がある。河川における有機汚濁は、一般にザプロビ性(Saprobität)の増大と同義のものとして捉えられている(津田 1972)。この語は汚水性、腐水性などと訳されてきたが、本来は有機物分解の強度を意味する(Caspers & Karbe 1966)。ところが、有機物分解の強度を直接測定することは極めて困難である。そこでザプロビ性を評価する際には、その増大の原因となりうる物理化学的環境要因を調べるか、ザプロビ性の増大に伴う生物(群集)の変化を調べるか、いずれかの方法をとることになる。しかしそのいずれがザプロビ性をよく指標するかについては、今のところ不明と言わざるを得ない。上記の定義に従うならば、物理化学的水質項目のうちBODおよびDO(溶存酸素量)は、ザプロビ性と直接の関係をもつ指標値と言える。しかしBODは、現場から得られた水をまず酸素飽和の条件にして、一定の温度条件(一般に20℃)で一定期間(一般に5日)培養した際の酸素消費量である(飯田 1993)。したがってBODは、水温やDOが変動

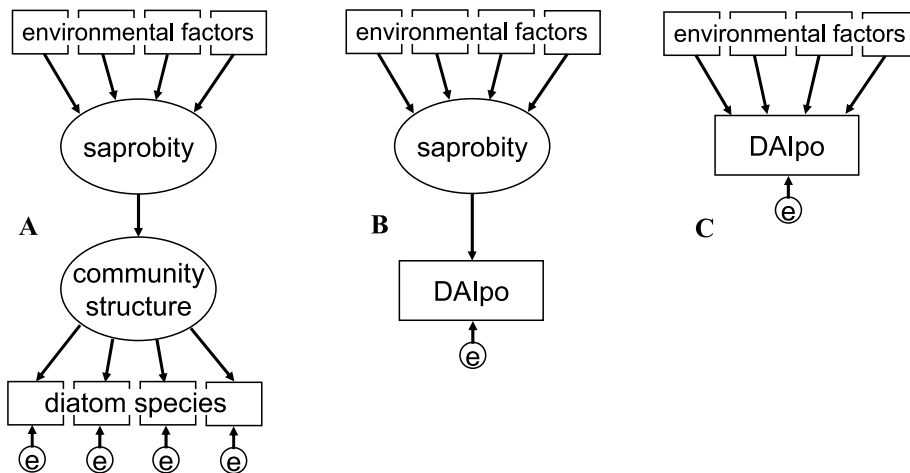


Fig. 1. A: a path diagram of simplified causal model between environmental factors and species composition. Boxes show measured variables. Ellipses show latent variables which is not measured directly. This model is the same as that assumed in canonical correspondence analysis (CCA) or redundancy analysis (RDA). B: the latent variable “community structure” in model A is replaced by a measured variable “DAIPo”. Analysis based on this model produces the same result as multiple regression analysis, which assumes the model C.

し、しかも川底の系を含む河川現場での有機物分解の強度を必ずしも指標しない。またDOについても、有機物分解による消費の他に、藻類や水生植物による生産、および大気-水体間の酸素移動の影響を受ける(谷垣 1990)。つまり、DAIPoがザプロビ性をどの程度指標しているかが不明なのと同様に、BODやDOがザプロビ性をどの程度指標しているのかも、実はわからないのである。

統計学的な検討とその問題点

DAIPoと時期を同じくして開発されたCCA (Canonical Correspondence Analysis, 正準対応分析; ter Braak 1986), あるいはその類似手法で、環境勾配がより短い場合に有効とされるRDA (Redundancy Analysis, 冗長性分析; van den Wollenberg 1977, ter Braak & Prentice 1988) は、珪藻群集と環境要因との対応を研究するために広く用いられている。ザプロビ性が主要な環境勾配になっている場合、これらの統計解析は、複数の物理化学的環境がザプロビ性を規定し、ザプロビ性が生物群集の構造を規定するというモデルを構築することになる。このモデルをパス図で表すとFig. 1Aのようになる。ここで、四角は測定変数、楕円は直接には測定できない潜在変数を示す。すなわち直接には測定しがたいザプロビ性という潜在変数を、測定可能な物理化学的環境と生物群集の両方の情報を用いて浮き彫りにするのである。CCAを用いて珪藻の有機汚濁指標性を検討した研究例は必ず

しも多くないが、たとえばLobo *et al.* (1995) がある。

DAIPoについて検討する場合、Fig. 1Aの潜在変数である“community structure”がDAIPoという測定変数に置き換わっているため、検討すべきモデルのパス図はFig. 1Bのようになる。線形性を仮定してこのモデルによる分析を行うと、結局、Fig. 1Cに示す重回帰分析と同じ結果になる。すなわち、重回帰分析の結果がDAIPoを十分によく説明し、かつ重回帰式がザプロビ性の指標として妥当なものであれば、DAIPoもまたザプロビ性に対する指標性をもつことになる。

ところが、DAIPoに対して重回帰分析を行う場合、説明変数の候補となるBOD, TN, TP, DOなどの環境要因がいずれもザプロビ性の増大ともなって変化するので、相互に相関をもつことが多い(たとえば八巻 1985, 寺尾 2007)。このことが、重回帰分析の結果に様々な形で歪みを生じさせる可能性がある。歪みの原因として、まず考えられるのは多重共線性(multicollinearity)である。これは説明変数間の独立性が低いときに偏回帰係数が不安定になる現象で、場合によっては偏回帰係数の符号の逆転を引き起こす(たとえば小島 2003を参照)。

加藤ら(1990)は、DAIPoの指標性をBOD, EC(電気伝導率), TN(全窒素), TP(全リン)を説明変数とした重回帰分析によって検討し、以下の回帰式を得た。

$$\log \text{DAIPo} = 0.49 \cdot \text{BOD} - 0.60 \cdot \text{EC} + 0.15 \cdot \text{TN} - 0.92 \cdot \text{TP} \quad (R = 0.91, n = 122)$$

一方で加藤らはDAIPoと、対数化されたBOD, EC, TN, TPとの間でそれぞれ単回帰分析および相関分析を行い、全てについて負の相関を得ている（それぞれ $r = -0.68, -0.74, -0.64, -0.82$ ）。重相関係数が個々の環境要因との単相関係数よりも十分に大きかったことは、DAIPoが、少なくともここで用いられた環境パラメータの1つだけには還元できなかったことを示している。しかし一方で、偏回帰係数はBODとTNについて正となっており、単相関係数とは符号が逆転している。これは、前述の多重共線性によって、重回帰分析の結果に歪みが生じたためと思われる。もしDAIPoがザプロビ性を指標するとすれば、BODがDAIPoに対して正の効果をもつことは考えにくいからである。上記の加藤ら（1990）の他に、Watanabe *et al.*（1990）も、ECがDAIPoと強い負の相関（ $r = -0.89$ ）を示したことを報告している。これだけを見ると、DAIPoはECあるいはそれに関係が深い環境要因、たとえば浸透圧の大きさなどの影響を強く受けているように思える。もしそうだとすれば、好汚濁性種には汽水性種と共通のものが多くなるはずである。しかし実際には、好汚濁性種でも汽水域には出現しないものが少なくない。逆に、強い塩分耐性をもつ種で好汚濁性種に含まれないものも多い（渡辺ら 2005を参照）。したがってECがDAIPoを直接に規定する主要因であると考え年には無理がある。

一般に、排水には有機物や栄養塩だけでなく様々な無機イオンも含まれており（飯田 1993）、これがECを引き上げる主要原因になる。それゆえに、人為的有機汚濁の程度が様々で、他の条件が似通っている河川のデータセットを用いる限り、サブプロビ性に直接の影響を及ぼす環境パラメータとECとの間には強い相関が生じやすい。そしてECの測定値は他の多くの物理化学環境パラメータよりも安定していると考えられる。そこで重回帰分析による因果モデル構築において、DAIPoに直接の影響を及ぼさないECが、直接の影響を及ぼす環境パラメータXよりも大きい偏回帰係数をもつ仮想的条件を考えてみた。ここで仮定した条件は以下の①～⑤である（Fig. 2A）。①ECはDAIPoに直接の影響を及ぼさない。②XはDAIPoに直接の影響を及ぼし、その直接効果（標準化偏回帰係数）は-0.9である。③XとECの真値どうしは強く相関する（ $r = 0.95$ ）。④ECの測定値は現場での真値をよく代表する（ $r = 0.98$ ）。⑤Xの測定値は現場での真値をあまりよく代表しない（ $r = 0.85$ ）。この条件でXおよびECを説明変数の候補、DAIPoを目的変数とした重回帰分析を行うと、XよりECの方が大きな偏回帰係数をもつ重回帰式が得られる（Fig. 2B）。そしてサンプルサイズによっては、直接効果を及ぼしているはずのXが変数選択で除かれ、ECのみが説明変数として残ることにもなりえる（Fig. 2C）。このように、重回帰分析を用いて因果モデルを構築しようとする場合には、説明変数候補の誤差に起因する誤ったモデル選択に注意する必要がある。

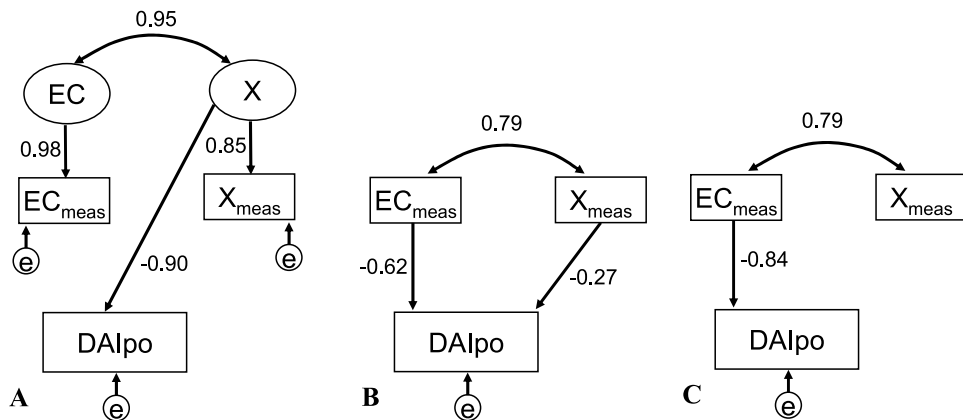


Fig. 2. A: a model concerning measurement errors. Value aside each one-headed arrow indicates standardized partial correlation coefficient or direct effect, and that above two headed arrow does correlation coefficient. X directly affects DAIPo, but EC does not. X and EC are strongly correlated, but there is no direct causal relationship. The measurement error of X is much larger than that of EC. B: multiple regression analysis employing measured variables as explanatory variables derive a wrong direct effect of EC on DAIPo. C: if sample size is small, X, which actually affects DAIPo, may not be selected as an explanatory variable.

大塚ら (2007) は、DAIpoを環境パラメータで説明する重回帰分析と、環境パラメータに対する因子分析の結果を基礎として構造方程式モデリングを行った。その結果として、有機物の分解が進むことによって起こるPO₄-P、NO₂-Nの増加、DOの減少などがDAIpoを引き下げたことが示されている。また、貧酸素を示すと考えられる因子がDAIpoに対する有意な総合効果を示している。したがってこの結果は、DAIpoがザプロビ性の指標であることを支持していると言える。さらにPO₄-Pの直接効果が大きかったことは、加藤ら (1990) でTPの偏回帰係数が大きかったこととよく対応し、DAIpoが部分的にはリンの濃度に規定されていることを示唆している。

しかし大塚らの解析結果にもやはり、説明困難な部分が少なくない。例えば、DAIpoに対して最も大きな総合効果を示したのは調査時期の違いだった。ところが、調査時期によって値が異なっていた水質項目のうち、珪藻に直接影響を及ぼす可能性がある水温とSRSiの直接効果は検出されず、ECはDAIpoに対して (通常とは逆の) 有意な正の直接効果を示した。また、直接測定された物理化学環境パラメータの中では、NO₂-NがDAIpoに対して最も大きな直接効果を示した。しかし測定されたNO₂-Nの濃度は最大でも8μmol L⁻¹である。Admiral (1977) は河口域から単離した珪藻10種の全てについて、NO₂-Nによる増殖阻害が生じたのは1~10mmol L⁻¹以上になってからだったことを報告している。大塚らが調査した農業排水路で、その1%以下のレベルのNO₂-Nが珪藻群集に強い影響を及ぼしていたとは考えにくい。

DAIpoの季節性の含意

DAIpoは、その値が常に大きい場合を除いて、冬に夏よりも大きな値をとることが多いことが知られている (たとえば伯者 1986, 渡辺・戸松 1987, 肥塚・渡辺 1995)。逆の事例も報告されているが、そのような河川の1つでは夏より冬にBODが大きかったことが示されている (墨田 1989)。

福島ら (1986) は、珪藻を用いたPantle-Buck指数についてDAIpoと同様の季節性を認めた。そしてその原因として、低水温季では水中に同じ有機物量が存在していてもバクテリアの活性が低いため有機物量の分解が少なく、消費される酸素と有機物分解産物も少ないこと、そして水の酸素溶存率は水温が低い程大きくなることを考えている。この推論は、珪藻を用いたPantle-Buck指数がザプロビ性に関係した水質、特にDOの低下の影響を受けることを仮定している。一方、渡辺・戸松 (1987) は、DAIpoに対してもこの推論の妥当性を認めつ

つも、佐保川では夏期にDOが豊富であるにもかかわらず、たいへん小さいDAIpo値を示していることから、それだけで説明しきれない問題ではないとしている。

この矛盾を解く鍵はDOの日変動にあるかもしれない。中腐水性河川では生産量、消費量がともに大きく (Odum 1956)、生産は専ら日中に行われるため、日中には酸素が過飽和でも、夜間には貧酸素になることが少なくない (津田 1972)。したがって、福島ら (1986) が推察した原因でDAIpoが夏期に低下するのだとすれば、その値は生産の結果である日中のDOではなく、有機物の分解による酸素消費量とよく対応する可能性が大きい。ただし河川現場での消費量の推定は、大気-水体間の酸素移動があるために容易ではなく、これまでに提案されてきたどの方法も測定できる条件が限られている (萱場 2005)。

ザプロビ性の増大に伴う一連の環境の変化のうち、酸素消費そのものではなく、その結果としての低酸素化がDAIpoに直接の影響を及ぼしている可能性も考えられる。安田・井山 (1988) は、水生昆虫のうちカゲロウ、カワゲラ、トビケラなどの多くはDOの日最低値が飽和酸素濃度の70~80%以上でないことと出現しないことを示した。すなわち、水生昆虫のザプロビ指標性の少なくとも一部は、種ごとの低酸素耐性の違いによっていることになる。もし水生昆虫の場合と同様に、DAIpoの少なくとも一部が珪藻各種の低酸素耐性によって決まっているとすれば、日最低DO値がDAIpoに対して直接効果をもつモデルが得られるはずである。しかしこれまでに行われたDAIpoとDOとの関係の検討は、一般に日中のデータに基づくもので (たとえば大塚ら 2007)、DOの日最低値との関係は未だ検討されていない。

有機汚濁以外の要因が紛れ込んでいないか?

DAIpoでは前述のように、*A. japonica*と*N. palea*を両極に固定した極座標付けで指標性を決定している。この両種がそれぞれ好清水性種と好汚濁性種の代表格であることに異論はないであろう。しかしこの方法では、*A. japonica*と共存することが多い種は好清水性種群に、*N. palea*と共存しやすい種は好汚濁性種群に、そしていずれとも共存することが少ない種は広適応性種群に類別される可能性が高い。すると、この2種との有機汚濁への反応以外の生態的類似が、指標群への類別に影響を及ぼしている可能性が否定できなくなる。加藤 (2009) が指摘したとおり、なぜこの2種を両極に固定したかが問われることになるのである。

*Achnanthes japonica*は河川の上流部に多く (Lee

& Gotoh 1994), 河川下流域や湖沼ではあまり見られない。そのため、河川上流部に多く出現する種は好清水性種群に分類されやすく、逆に河川下流域や湖沼に多く出現する種は、たとえ貧腐水域に多くても広適応性種群に分類されてきた可能性はある。

珪藻の生息環境としての河川上流域は、一般に有機汚濁が進んでいないこと以外にも、河川下流域や湖沼とは異なる多くの特徴をもつ。例えば、一般に流速と河床勾配が大きいこと、しばしば河岸植生や地形によって遮蔽されていること、などである。

河川でDAIPoを算出する際には、試料を流速40cm s⁻¹内外、水深約30cm以浅の瀬から採集することになっている(渡辺ら 2005)。したがって河川から採集された試料については、流速と水深の影響は最小限に抑えられていると考えてよい。しかしこの条件は、湖沼からの試料採集には適用されない。このことが種群への類別、ひいてはDAIPoの値に影響を及ぼしている可能性があるが、ほとんど検討されていない。また、珪藻の種組成が現場の流速や水深だけでなく、珪藻の移入などを通して周辺の水力学的環境の影響を受けているとすれば、採集地の上流側の河床勾配も考慮する必要がある。しかし河床勾配がDAIPoに及ぼす影響については、これまで全く検討されていない。

河岸植生や地形による遮蔽が珪藻の種組成に与える影響については、フィールド実験が容易なこともあっていくつか研究例があり、明瞭な結果も示されている。たとえば、Hill & Knight (1988)は、遮光した人工基盤上では遮光しない基盤上よりも珪藻の全ての種が少なくなったものの、その程度は種によって異なり、影響の著しかった種(*Nitzschia frustulum* var. *perpusilla*など)と、あまり影響を受けなかった種(*Cocconeis placentula*など)があったことを示した。またStevenson *et al.* (1991)は、栄養塩を添加した人工基盤上では、光量を5%に制限することで、群落形成後期における増加が*Nitzschia denticula*, *Achnanthes minutissima*, *Anomooneis vitrea*などでは抑制されたのに対して、*Synedra tenera*, *Cymbella microcephala*, *C. cymbiformis*, *C. cistula*などでは逆に促進されたことを示した。しかし、このような遮光の影響がDAIPoによる水質判定にどのような影響を及ぼしているかについては、やはり情報がなく、今後の検討を待たなければならない。

ま と め

DAIPoの系列は、おそらく日本の淡水域に生育する付着珪藻群集にとっての主要な環境勾配を意

味する。したがってその指標性を解明することは、汚水生物学のみならず、陸水生態学一般の立場からも大きな意味をもつ。

いくつかの統計学的検討は、DAIPoが単一の環境要因に還元されるものではなく、複数の水質要因の総合的指標であることを示している。また、DAIPoに影響を及ぼす環境要因についてもいくつかの示唆が得られている。しかし結果には説明困難な部分も多く、研究事例間での結果の食い違いも見られた。すなわち、未だDAIPoの指標性に関する明確な結論は得られていない。

一方で、従来の研究ではDAIPoに直接影響を及ぼす環境要因が測定されていない可能性がある。そのことが統計解析の結果を必要以上に込み入ったものにしてきたのかもしれない。

したがって今後、DAIPoが指標する内容を解明していくためには、DAIPoに直接の影響を及ぼす可能性があり、かつこれまで検討されてこなかった環境要因、例えばDOの日最低値、河床勾配、遮光の程度などを測定項目に加えて、DAIPoとの因果関係を統計学的に検討することが望まれる。

謝 辞

本稿の着想の基礎となったのは、故 渡辺仁治日本珪藻学会名誉会長宅で、「淡水珪藻生態図鑑」執筆のために数年にわたってほぼ毎月行われたミーティングでの議論である。渡辺名誉会長および「淡水珪藻生態図鑑」共著者の皆様(浅井一視氏・辻彰洋氏・伯耆晶子氏)に感謝する。また、琵琶湖博物館の芳賀裕樹氏と中井大介氏には、草稿を読んでいただき貴重な助言を頂いたことを感謝する。

引用文献

- Admiraal, W. 1977. Tolerance of estuarine benthic diatoms to higher concentrations of ammonia, nitrite ion, nitrate ion and orthophosphate. *Marine Biology* **43**: 307-315.
- Asai, K. 1995. Statistic classification of epilithic diatom species into three ecological groups relating to organic water pollution. (1) Method with coexistence index. *Diatom* **10**: 13-34.
- Caspers, H. & Karbe, L. 1966. Trophie und Saprobität als stoffwechsel-dynamischer Komplex. Gesichtspunkte für die Definition der Saprobitätsstufen. *Archiv für Hydrobiologie* **61**: 453-470.
- 福島博・小林艶子・寺尾公子. 1986. 河川付着藻のザプロビ指数と水温の関係. *Diatom* **2**: 163-168.
- Hill, M.O. 1973. Reciprocal averaging: an eigenvector method of ordination. *Journal of Ecology* **61**: 237-249.
- Hill, W.R. & Knight, A.W. 1988. Nutrient and light limitation of algae in two northern California streams. *Journal of Phycology* **24**: 125-132.
- 肥塚利江・渡辺仁治. 1995. 清浄河川(高見川)と汚濁河川(佐保川)における付着珪藻群集と有機汚濁

- 指数DAIpoの季節変化. 日本水処理生物学会誌 **31**: 69-98.
- 伯耆晶子. 1986. 猪名川(兵庫県・大阪府)の付着珪藻群集とDAIpoに基づく汚染地図の季節変化. *Diatom* **2**: 133-151.
- 飯田貞夫. 1993. やさしい陸水学. 158 pp. 文化書房博文社, 東京.
- 加藤和弘. 2009. DAIpo(付着珪藻群集に基づく有機汚濁指数)の概要と課題. *Diatom* **25**: 2-7.
- 加藤進・志賀恵司・内山久生・市岡孝生・仲邦熙・松本正. 1990. 付着性の珪藻を用いた河川の評価法の研究. 三重県環境科学センター研究報告 **10**: 7-38.
- 萱場祐一. 2005. 溶存酸素濃度の連続観測を用いた実験河川における再曝気係数, 一次生産速度及び呼吸速度の推定. 陸水学雑誌 **66**: 93-105.
- 小島隆矢. 2003. Excelで学ぶ共分散構造分析とグラフィカルモデリング. 267 pp. オーム社, 東京.
- Lange-Bertalot, H. 1978. Diatommen-Differentialarten anstelle von Leitformen: ein geeigneteres Kriterium der Gewässerbelastung. *Algological Studies* **21**: 393-427.
- Lange-Bertalot, H. 1979. Toleranzgrenzen und Populationsdynamik benthischer Diatomeen bei unterschiedlich starker Abwasserbelastung. *Algological Studies* **56**: 184-218.
- Lee, J.H. & Gotoh, T. 1994. Longitudinal pattern in the distribution of diatoms *Achnanthes japonica* H. Kob. and *A. convergens* H. Kob. in the Kwang River (Kwangchun), South Korea. *Natural Environmental Science Research* **7**: 23-28.
- Lobo, E. A., Kotoh, K. & Aruga, Y. 1995. Response of epilithic diatom assemblage to water pollution in rivers in the Tokyo Metropolitan area, Japan. *Freshwater Biology* **34**: 191-204.
- Kobayasi, H. & Mayama, S. 1989. Evaluation of river water quality by diatoms. *Korean Journal of Phycology* **4**: 121-133.
- 小林弘・真山茂樹・浅井一視・中村真一. 1985. 東京およびその近郊の各種汚濁河川から採集した珪藻の出現様式, 特に相対出現頻度とBOD₅との関係について. 東京学芸大学紀要 4部門 **37**: 21-46.
- 小林四郎. 1995. 生物群集の多変量解析. 194 pp. 蒼樹書房, 東京.
- Odom, H. T. 1956. Primary production in flowing waters. *Limnology and Oceanography* **2**: 85-97.
- 大塚泰介・打越崇子・甲津久生. 2007. 農業排水路でDAIpo(付着珪藻群集に基づく有機汚濁指数)は何を指標するか? -構造方程式モデリングによる検討-. 陸水学雑誌 **68**: 229-240.
- Stevenson, R.J., Peterson, C.G., Kirschtel, D.B., King, C.C. & Tuchman, N.C. 1991. Density-dependent growth, ecological strategies, and effects of nutrients and shading on benthic diatom succession in streams. *Journal of Phycology* **27**: 59-69.
- 墨田旭彰. 1989. 付着珪藻群集による北陸河川汚濁の数量的評価(III)珪藻汚濁指数(DAIpo)値と河川総合評価点(RPID)の季節変化. 陸水学雑誌 **50**: 199-205.
- 墨田旭彰. 1990. 高村氏の質問に答えて. 陸水学雑誌 **51**: 125-126.
- 墨田旭彰. 1991. 高村氏の再質問に答えて. 陸水学雑誌 **52**: 67-68.
- 高村健二. 1990. DAIpoは何を指標しているのか. 陸水学雑誌 **51**: 123-124.
- 高村健二. 1991. DAIpoを検討することがまず第一である. 陸水学雑誌 **52**: 65-66.
- 谷垣昌敬. 1990. 水域での酸素吸収過程. *In*: 宗宮功(編)自然の浄化機構. pp. 211-229. 技報堂出版, 東京.
- 寺尾宏. 2007. 都市周辺河川における水質汚濁の評価指標. 岐阜県保健環境研究所報 **15**: 34-37.
- ter Braak, C.J.F. 1986. Canonical correspondence analysis: a new eigenvector technique for multivariate direct gradient analysis. *Ecology* **67**: 1167-1179.
- ter Braak, C.J.F. & Prentice, I.C. 1988. A theory of gradient analysis. *Advances in Ecological Research* **18**: 271-317.
- 津田松苗. 1972. 水質汚濁の生態学. 240 pp. 環境コミュニケーションズ, 東京.
- van den Wollenberg, A.L. 1977. Redundancy analysis. An alternative for canonical correlation analysis. *Psychometrika* **42**: 207-219.
- 渡辺仁治・浅井一視・伯耆晶子. 1986a. 付着珪藻群集に基づく有機汚濁指数DAIpoとその生態学的意義. 奈良女子大学大学院人間文化研究科年報 **1**: 77-95.
- 渡辺仁治・浅井一視・伯耆晶子. 1986b. 珪藻群集による河川有機汚濁の数量評価. 関西自然保護機構会報 **13**: 31-48.
- Watanabe, T., Asai K., & Houki, A. 1990. Numerical simulation of organic pollution in flowing waters. *In*: Cheremisinoff, P.N. (ed.) *Encyclopedia of Environmental Control Technology* **4**: 251-281. Gulf Publishing, Houston, Texas.
- 渡辺仁治・浅井一視・大塚泰介・辻彰洋・伯耆晶子. 2005. 淡水珪藻生態図鑑. 784 pp. 内田老鶴園, 東京.
- 渡辺仁治・戸松麻美. 1987. 奈良市を貫流する佐保川の付着珪藻と汚染地図の季節変化. 水処理技術 **28**: 691-701.
- 八巻さゆり. 1985. 公共用水域水質測定結果への統計解析の適用(第1報)-入間川水系-. 埼玉県公害センター年報 **12**: 65-74.
- 安田郁子・井山洋子. 1988. 河川における底生動物群のDO日最低値とBODに対する指標性について. 水質汚濁研究 **11**: 362-370.