原著 [Original article]

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—

大塚泰介¹⁾・打越崇子¹⁾・甲津久生²⁾

Properties of the DAipo (diatom assemblage index to organic pollution) elucidated by structural equation
modeling: a case study of agricultural drainage canals

Taisuke OHTSUKA¹⁾, Takako UCHIKOSHI¹⁾ and Hisao KOZU²⁾

Abstract

Structural equation modeling (SEM) elucidated the properties of DAipo (diatom assemblage index to organic pollution) as a water quality index. Those properties have been little-known despite DAipo's frequent application to water quality assessment in Japan. The main drainage canals for agricultural effluent those are directly connected to Lake Biwa were selected for a case-study site since monitoring of their water quality, especially nutrient loadings, is required by the government. In December 2005 and May 2006, diatom assemblage samples were collected from clay bricks submerged about a month previously at a water depth of 30 cm. DAipo values ranged between 27.6 and 53.9, suggesting that most sites were at a β -mesosaprobic level. SEM revealed that DAipo values were affected by many water-quality factors. High nitrite and phosphate concentrations and low dissolved oxygen are suggested to reduce those values, whereas high electric conductivity and nitrate concentrations do not. Significantly higher DAipo values in May than in November implied that DAipo did not indicate short-term concentrated nutrient loadings of the kind generally reported on rainy days in May.

Key words: diatom assemblage index to organic pollution (DAipo), dissolved oxygen, nitrite, phosphate, seasonality, structural equation model (SEM)

摘 要

構造方程式モデリング (SEM) によって, DAipo (付着珪藻群集に基づく有機汚濁指数) の水質指標としての特徴を解明した。琵琶湖に直接流入する農業幹線排水路で事例研究を行った。2005 年 11 月と 2006 年 5 月に, 水深 30cm の場所に約 1 ヶ月設置した煉瓦の上から珪藻群落の試料を採集した。DAipo の値は 27.6-53.9 の範囲にあり, 多くの地点が β -中腐水性であると判定された。SEM によって, DAipo で指標される水質は複数の要因の総合であり, 単一の水質項目には還元できないことが示された。高い $\text{NO}_2\text{-N}$ および $\text{PO}_4\text{-P}$ 濃度, あるいは低い溶存酸素が, DAipo を引き下げる要因になったのに対して, 高い電気伝導度および $\text{NO}_3\text{-N}$ 濃度は DAipo を引き下げなかったことが示された。5 月に 11 月よりも有意に高い DAipo が観測された。この結果は, 従来の報告通り 5 月の降雨時に集中的な栄養塩負荷が起こっていたとしても, DAipo には指標されなかったことを示している。

¹⁾ 滋賀県立琵琶湖博物館 〒525-0001 滋賀県草津市下物 1091 Lake Biwa Museum, Oroshimo-cho 1091, Kusatsu, Shiga 525-0001, Japan

²⁾ 滋賀県南部振興局 〒525-8525 滋賀県草津市草津三丁目 14-75 Southern Regional Promotion Bureau, Kusatsu 3-14-75, Kusatsu, Shiga 525-8525, Japan

(連絡著者 大塚泰介 E-mail: ohtsuka@lbm.go.jp)

キーワード: 季節性, 構造方程式モデル (SEM), 溶存酸素, 付着珪藻群集に基づく有機汚濁指数 (DAIpo), $\text{NO}_2\text{-N}$, $\text{PO}_4\text{-P}$

(2006 年 11 月 9 日受付; 2007 年 5 月 19 日受理)

序 論

琵琶湖集水域では、水田からの汚濁負荷削減対策が政策的に強く求められている。琵琶湖に対する栄養塩負荷のうち、農業排水、特に水田からの排水が占める割合が小さくないからである。滋賀県の推定によれば、1995 年における水田からの N および P 負荷量は、それぞれ 1807 kg/日および 123.5 kg/日であり、全負荷量の 8.1 % および 9.1 % を占める (大久保ほか, 2002)。琵琶湖集水域の水田からの N および P の流出は 5 月 (ほぼ田植盛期後の 30 日間に相当) に集中しており、他の時期の流出量は水田への流入量とあまり変わらないか、むしろ少ないことが報告されている (長谷川, 1992; 宇土ほか, 2000)。また、P については降雨時の負荷量増加率が大きい (大久保ほか, 2002)、降雨状況によって流出量が大きく変化すること (宇土ほか, 2000)、また晴天時のデータのみに基づく従来の負荷量推定値は過小評価であること (國松, 1994; 大久保ほか, 2002) が示唆されている。以上のように水田からの N・P の流出は複雑な動向を示すため、農業排水路の水質モニタリングは汚濁負荷削減対策の基礎としてたいへん重要である。

水質モニタリングでは、物理的・化学的水質評価とともに、生物指標による水質評価を行うことが一般的である。水質評価における生物指標は、測定された瞬間のみの水質を表す物理的・化学的指標に対し、より長期的な環境変化の総体に対する生物の応答を表現する (Watanabe et al., 1990)。

農業排水路の水質の生物指標として有望なのが付着珪藻である。農業排水路、特に幹線排水路は 2 面張りあるいは 3 面張りで水深も大きいことが多いため、水路床の底棲生物を採集することは一般に困難である。これに対して付着珪藻は、たとえ 3 面張りの水路であっても、人工の付着基盤を設置して一定期間後に回収することでほぼ確実に採集することができる。しかし筆者らの知る限り、付着珪藻群落を指標として農業排水路の水質を評価した例はない。

付着珪藻による水質汚濁の指標として、日本では DAIpo (diatom assemblage index to organic pollution; 渡辺ほか, 1986a, b) が広く用いられている (例えば伯耆,

1986; 墨田, 1989; 加藤ほか, 1990)。DAIpo 法は、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の相対頻度 (%) を算出し、これに基づいて 100 点満点で水質評価を行う方法である。珪藻各種の水質指標性を決定する基礎となっているのは、好清水性の代表である *Achnanthes japonica* と好汚濁性の代表である *Nitzschia palea* を両極にして行われた交互平均法 (渡辺ほか, 2005; 小林, 1995 を参照) である。交互平均法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、残りを広適応性種としている。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 の好清水性分類と、40 の好汚濁性分類群が決定されている (渡辺ほか, 2005)。

DAIpo 法など付着珪藻による水質評価の問題点として、①同定が困難で、かつ同定基準が研究者によってまちまちであること、および②指標値が示す内容があいまいであること、の 2 つを挙げることができる。

①の問題については、DAIpo 法に関する限り、渡辺ほか (2005) によってほぼ解決された。DAIpo 法開発者である渡辺の珪藻の同定基準が写真とともに明らかにされたため、これに従った同定を行うことで正しい DAIpo を算出できるようになったからである。

②の問題は依然として残っている。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」 (渡辺ほか, 2005) の産物であるため、指標する環境の内容が自明でない。極貧腐水性水域から強腐水性水域までの広い範囲で見た場合、DAIpo は電気伝導度 (EC)、T-N、T-P、BOD、COD のいずれとも高い負の相関を示し (Watanabe et al., 1990)、「栄養性」あるいは「ザプロビ性」 (津田, 1972) として認識される総合的な環境勾配の指標になることが明らかである。しかし、有機汚濁に関連した一連の環境要因のうち、DAIpo が何を指標しているかが不明なため、指標性の内容を検討することが求められている (高村, 1990, 1991)。

DAIpo が指標する内容を解明するためには、まず珪藻群落に直接影響を及ぼしうる個々の環境パラメータが DAIpo に及ぼす影響を検討する必要がある。しかし、各

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？

Fig. 1. Map of sampling sites.

図 1. 調査地点の地図.

環境パラメータの影響を、他の条件を制御して実験的に確認することは、たいへん困難と考えられる（墨田，1991）。これに比べて、各環境パラメータの DAIPo に対する直接効果を統計学的に推定する方法は、はるかに実行が容易である。その 1 つに重回帰分析がある。加藤ほか（1990）は、DAIPo を従属変数、BOD、電気伝導度、T-N、T-P を独立変数とする重回帰分析を行った。すると、T-P および電気伝導度の偏回帰係数は単回帰係数と同様に負値だったのに対して、BOD および T-N の偏回帰係数は単回帰係数とは逆符号の正值をとった。この結果は、直接効果のみについて言えば、BOD および T-N の増加はむしろ DAIPo を引き下げる方向に働く可能性を示唆している。

重回帰分析では、個々の環境パラメータの背後にある「有機汚濁」「富栄養化」など、構成概念としての水質に対する指標性を分析対象に含めることができない。これに対して構造方程式モデル（SEM）では、構成概念を潜在変数（latent variable: LV）として分析対象に含めることができる。潜在変数を用いた SEM（SEM/LV）は、1980 年代から社会・人文・行動科学の多くの分野で頻繁に用いられてきている（豊田，1992）。陸水生態学分野で

も、1990 年代から SEM/LV による研究例が散見されるようになった（例えば Wissinger et al., 1999; Liang et al., 2002）。

本研究では、滋賀県湖南地域の農業排水路の水質評価を DAIPo 法によって行うとともに、DAIPo が指標する内容を SEM/LV によって検討した。

材料と方法

滋賀県草津市の 6 本の幹線農業排水路を調査対象とした。それぞれ 0.4 km ～ 2.2 km の延長をもち、琵琶湖に直接流入している。各水路の上端付近と、下流のゲート直上の 2 地点、計 12 の調査地点を設定した（Fig. 1）。水田の湛水期における主な水源は、琵琶湖の水を灌漑用水として利用している水田からの排水である。一方、水田に水がない時期にも、河川水、家庭排水、農業排水、雨水などが流れている。特に北側の 3 本の水路では、野洲川から引かれた維持用水の比率が大きい。

調査を 2005 年 10 月 12 日～11 月 8 日（秋期調査）、および 2006 年 4 月 26 日～5 月 29 日（春期調査）の 2 回行った。調査開始時に各調査地点につき 3 個ずつの

レンガを、水路側面の水深約 30 cm の場所に固定して設置した。調査終了時に回収して、レンガ上面の 10 cm × 10 cm の範囲に付着したペリフィトンを歯ブラシでこすり落として試料を得た。採集後直ちに、ホウ砂により中性化されたパラホルムアルデヒド水溶液によって現場で試料を固定し、液量 100 mL、ホルムアルデヒド濃度約 2 % に調整して保存した。ただし秋期調査では、調査地点の 1 つ、5 号幹線排水路上流で試料を採集できなかった。

試料の一部から、珪殻の永久プレパラートを作製した。まず試料をよく攪拌して全体の約 2 割を試験管にとり、約 8 mL に濃縮した。これに約 2 mL の濃塩酸を加えて加熱し、石灰質を溶解した後に、蒸留水で繰り返し洗浄した。続いて試料を濃硫酸中で加熱し、十分に炭化させた後、硝酸カリウムを加えて有機物を完全に酸化分解した。これを再び蒸留水で繰り返し洗浄して珪殻の洗浄標本を得た。珪殻の洗浄標本の一部を、プレウラックスで封入して永久プレパラートとした。

珪藻の同定・計数を、光学顕微鏡 ECLIPSE 80i (ニコン) 下で、拡大倍率 × 1,000 で行った。属の同定は主として Round et al. (1990) の体系に従った。種の同定に際しては、主として Krammer & Lange-Bertalot (1986, 1988, 1991a,b) を参照しながら、なるべく原記載、あるいはタイプ標本の写真を確認するようにした。各試料につき 400 殻ずつを同定、計数して、各種の相対頻度を算出した。光学顕微鏡的な特徴が乏しいために、計数時に同定が困難だった種については、走査型電子顕微鏡 JSM6301F (日本電子) を用いて観察し、可能な限り種単位での同定を行った。また、本研究での同定結果を渡辺ら (2005) と比較検討することで、渡辺らの同定基準との対応関係を確認した。

本研究では、DAIpo の算出を以下の式によって行った。

$$\text{DAIpo} = 100 \cdot (A + B/2)/(A + B + C)$$

ただし、A: 好清水性種の相対比率、B: 広適応性種の相対比率、C: 好汚濁性種の相対比率、である。この計算では汚濁耐性が不明な種を除外している。これは、本研究で観察された珪藻の中に、未同定種、あるいは汚濁耐性が不明な種が少なくなかったためにとった処置である。なお、DAIpo は当初、汚濁耐性不明種および未同定種を全て好清水性とみなして算出されていた (渡辺ほか, 1986a, b) が、後にこれらを全て広適応性種とみなして算出されるようになった (Watanabe et al., 1990; 渡辺ほか, 2005); 後者の方が常に小さい値をとる。本研究で得られた DAIpo は、後者の方法で算出した値と同程度、

あるいはそれよりもさらに小さい値をとった。

各地点、各調査の DAIpo として、3 本の試料それぞれから算出した DAIpo の平均値を用いた。DAIpo は必ず 0 から 100 までの範囲をとるため、百分率データなどと同様、正規性および等分散性の仮定を満たさない可能性が大きい。そこで統計解析に際しては、DAIpo を 100 で除した値をロジット変換した値を用いた。

環境要因が DAIpo に及ぼす影響を検討するために、以下に述べる 10 項目の水質パラメータを測定した。

付着基盤の設置時、設置と採集のほぼ中間時、および試料の採集時に、U-21 (堀場製作所) による水温、pH、電気伝導度 (EC) および溶存酸素 (DO) の測定を行った。同時に採水を行い、現場で口径 0.22 μm のメンブレンフィルターにより濾過した試水と、濾過しない試水をそれぞれ分析用に持ち帰った。ただし、秋期調査では中間時に採水をしなかった。

濾過しない試水を冷蔵保存し、3 日以内に過マンガン産カリウム法による COD 測定を行った。オートアナライザー AACs-II (Bran+Luebbe) を用いた比色分析により、冷蔵保存した濾過試水中の溶存反応性珪酸 (SRSi) 濃度、および冷凍保存した濾過試水中の NO₃-N、NO₂-N、NH₄-N、PO₄-P の濃度をそれぞれ測定した。

水温、pH および DO 以外の環境パラメータを全て対数変換した。Watanabe et al. (1990) が示した、DAIpo を従属変数、EC、BOD、COD、T-N、T-P をそれぞれ独立変数とした散布図では、いずれも独立変数を対数変換して良い直線近似を得ているからである。調査期間中に行われた 2 回あるいは 3 回の測定の平均値を、各地点・各調査の各環境パラメータの代表値として解析に用いた。

DAIpo および各環境パラメータの調査時期による違いを、対応のある t 検定によって検定した。この際、sequential Sidak 法によって多重性を制御した。

構造方程式モデリングに先立ち、まず、Excel 多変量解析 6.0 (株式会社エスミ、東京) を用いて、環境パラメータに対する探索的因子分析と、DAIpo を従属変数とする重回帰分析を行った。探索的因子分析では因子抽出の方法として主因子法を用い、固有値 1 以上を抽出基準とした。バリマックス法 (直交解) およびバイコーティミン法 (斜交解) による因子の回転を行って、両者の結果を比較した。重回帰分析では、測定された全ての環境パラメータおよび調査時期 (ダミー変数) を独立変数の候補として総当り法で分析を行い、Bayesian 情報量基準 (BIC; Schwarz, 1978) を最小にする独立変数の組み合わせを採用した。

探索的因子分析および重回帰分析の結果に基づき、AMOS 6.0 (SPSS Inc., Chicago) 上で DAIp_o の指標性に関する SEM を以下の手順で作成した。まず、探索的因子分析の結果から因子負荷量 0.4 以下のパスを除いたパス図と、重回帰分析のパス図を結合し、1 つの測定変数によって説明できると考えられた因子（潜在変数）を測定変数に置き換えて初期モデルとした。次に、改良指数 3 以上のパスのうち、因果論的な矛盾のないものを 1 つずつ加えていった。最後に探索的モデル特定化（ステップワイズ法）によってパスの省略を試み、BIC が最小となるモデルを採択した。

SEM の適合度を RMSEA (root mean square error of approximation; Steiger & Lind, 1980 の原典では RMS) によって評価した。SEM における適合度の指標として、 χ^2 検定の p 値、あるいは GFI (goodness of fit index) が用いられることが多い。しかし今回の研究で用いたような小標本の場合には、 χ^2 検定では適合度の悪いモデルを採択しやすく、逆に GFI では標本誤差のために基準値 0.9 を上回ることが難しくなる。これに対して RMSEA による評価は、標本の大きさに左右されにくい。RMSEA が 0.05 以下であればモデルの適合は良好、0.1 以上であれば不適であると評価される（小島，2003）。

本研究で行ったような小標本に基づく SEM には、個々の効果の推定値の信頼性が低いという問題点がある。そこで DAIp_o に対する直接効果および総合効果の有意性を、ブートストラップ法 (N = 1000) で検定し、両側検定で $p < 0.05$ の効果のみを検討の対象とした。

結 果

各地点における環境パラメータを Table 1 に示す。水温、EC、および SRSi について、調査期間で有意差が認められた ($p < 0.01$)。採水時の DIN/DIP は常に 22 以上で、Redfield (1958) 比 14 よりも大きかった。このことは藻類の成長の制限要因が P だったことを示唆している。

69 試料それぞれについて珪藻 400 殻ずつを計数したところ、未同定種を含めて全体で 312 種が区別された。1 試料当たりで計数された種数は 10 ~ 92 種、平均で 51 種だった。各試料の相対頻度の平均が 1 % 以上だった 20 種の、秋期調査および春期調査における地点ごとの相対頻度の平均値を Table 2 に示す。秋期には *Nitzschia amphibia* Grunow が 11 地点中 7 地点で優占したのに対して、春期には *Nitzschia fonticola* Grunow が 12 地点中 10 地点で優占した。

DAIp_o の値は 27.6 - 53.9 の範囲にあった (Table 1)。Watanabe et al. (1990) の算出法に従えば、DAIp_o は 31.6 - 53.6 となる。この値は Watanabe et al. (1990) の類型に従えば、 β -中腐水性 ($30 \leq \text{DAIp}_o \leq 50$) から α -貧腐水性 ($50 \leq \text{DAIp}_o \leq 70$) の範囲に対応する。 β -中腐水性と判定された地点の方が多く、秋期調査では 11 地点全てが、春期調査では 12 地点中 6 地点がこれに相当した。DAIp_o は春期調査で秋期調査よりも高い有意な傾向が見られた ($p < 0.01$)。

探索的因子分析の結果、3 つの因子が抽出された (Table 3)。ただし一部の変数について共通性の推定値が

Table 1. Environmental parameters and DAIp_o. The pH, DO and WT (water temperature) are at an arithmetic mean during each period, whereas the others are at a geometric mean. The DAIp_o values are averages of triplicate samples. DAIp_o is a value calculated following the definition by Watanabe et al. (1990).

表 1. 水質パラメータと DAIp_o. pH, DO および水温を調査期間中の相加平均、その他の水質パラメータを相乗平均として示す。DAIp_o は 3 本の試料の平均値。DAIp_o' は Watanabe et al. (1990) の算出方法による値。

sampling period	12 October - 8 November, 2005												26 April - 29 May, 2006											
	1u	1d	2u	2d	3u	3d	4u	4d	5u	5d	6u	6d	1u	1d	2u	2d	3u	3d	4u	4d	5u	5d	6u	6d
COD (mg L ⁻¹)	6.6	6.0	7.9	6.2	2.8	3.9	3.3	3.9	3.7	4.7	3.9	5.0	4.1	6.0	5.4	5.7	4.1	4.6	4.8	5.3	5.3	5.8	4.5	5.0
pH	7.4	7.9	7.1	7.1	7.3	7.4	8.0	7.4	7.5	7.2	7.6	7.0	7.6	7.5	7.4	7.1	7.4	7.4	7.7	7.5	7.4	7.4	7.7	7.4
EC (mS m ⁻¹)	19.5	19.4	23.2	24.0	20.7	21.5	36.5	33.5	33.4	30.4	33.3	28.5	27.3	35.1	28.2	38.5	32.8	33.4	40.8	41.2	41.7	40.8	42.3	37.5
DO (mg L ⁻¹)	7.9	5.6	5.2	3.9	8.8	8.8	10.7	7.9	8.1	6.1	9.4	7.6	9.2	6.0	8.0	6.8	9.1	8.3	9.3	8.1	7.3	7.1	8.6	8.0
WT (°C)	17.9	18.3	19.7	16.7	18.5	19.6	19.8	18.9	20.7	19.8	22.2	18.3	15.7	16.5	16.9	15.9	15.9	17.1	16.8	16.6	17.1	17.5	18.8	17.2
NO ₃ -N (μg at L ⁻¹)	58	57	18	34	38	44	72	80	53	104	54	202	23	21	20	42	36	38	65	61	56	54	46	61
NO ₂ -N (μg at L ⁻¹)	1.1	1.4	1.4	2.3	0.5	1.2	0.8	1.9	1.2	8.0	1.1	3.9	0.7	1.1	0.7	1.5	0.8	1.1	1.2	1.1	1.0	1.8	0.8	1.4
NH ₄ -N (μg at L ⁻¹)	7.6	10.8	56.6	40.1	4.1	13.4	4.1	9.7	7.2	25.1	7.1	30.2	5.5	11.2	10.4	16.1	4.6	13.8	9.1	10.0	9.4	41.8	5.7	11.7
PO ₄ -P (μg at L ⁻¹)	1.60	1.70	0.02	0.14	0.10	0.53	1.36	1.13	1.51	0.90	2.25	0.50	0.61	1.04	0.28	0.21	0.13	0.38	1.28	1.18	1.29	1.33	1.46	0.99
SRSi (μg at L ⁻¹)	281	239	347	208	249	267	208	237	391	306	422	354	89	96	44	94	131	157	132	149	167	173	194	162
DAIp _o	38.2	27.6	48.0	34.6	45.4	35.7	45.6	38.6	-	28.4	35.8	46.1	44.5	43.7	45.1	46.5	53.7	48.3	53.9	53.1	49.2	50.1	50.5	50.9
DAIp _o '	39.4	31.5	48.0	37.5	45.7	36.9	46.1	41.1	-	32.1	38.6	47.2	44.5	43.8	45.1	46.6	53.6	48.4	53.6	52.8	49.2	50.0	50.5	51.7

Table 2. Relative frequencies (%) of common diatoms and their grouping for calculating DAipo. Relative frequencies are averages of triplicate samples. P: saprophilous species. I: indifferent species. X: saproxenous species.

表 2. 多く出現した珪藻の相対頻度 (%) と DAipo 算出のための類別. 相対頻度は 3 本の試料の平均値. P: 好汚濁性種. I: 広適応性種. X: 好清水性種.

taxa	site	group	8 November, 2006												29 May, 2006											
			1u	1d	2u	2d	3u	3d	4u	4d	5d	6u	6d	1u	1d	2u	2d	3u	3d	4u	4d	5u	5d	6u	6d	
<i>Achnantheidium catenatum</i> (Bílý et Marvan) Lange-Bert.	I		2.9			1.3	49.1	4.0	0.3	2.4	1.2	2.4	0.5	0.6	9.7		1.0	8.8	3.2		0.3	0.2	0.7	0.5	1.8	
<i>A. minutissimum</i> (Kütz.) Czarn.	I		0.3			0.2	3.5	2.1		0.2	0.9		0.2	0.5	1.0	0.3	0.3	10.1	3.3	0.3		0.2	0.8		0.4	
<i>Diademsis confervacea</i> Kütz.	P		16.1	1.8		3.8		0.8	0.7	1.0		5.4	8.8		0.4		0.3		0.3	0.2	0.3	0.8			0.2	
<i>Eolimna minima</i> (Grunow) Lange-Bert.	I		5.3	12.8	0.3	1.9	6.7	5.8	10.1	9.3	7.4	5.6	2.0	4.0	2.9	1.4	5.6	7.9	5.0	2.8	2.3	2.3	2.2	2.8	2.2	
<i>Fragilaria sopotensis</i> Witk. et Lange-Bert.			2.2	0.9			0.7	3.8	1.3	5.2	0.3	10.3	1.7	0.3	0.7		0.2	0.3	4.3	0.2	1.4	2.6	5.6	2.4	3.6	
<i>Gomphonema brasiliense</i> ssp. <i>pacificum</i> Gerd Moser, Lange-Bert. et Metzeltin			0.4	5.1	0.4	6.0	1.4	0.6	1.1	0.6	2.3		10.2										0.2	0.2		
<i>G. parvulum</i> (Kütz.) Kütz	I		1.9	1.3	90.8	22.7	1.1	5.3	0.9	2.5	3.3	1.8	4.8		1.6	79.1	26.3	1.1	3.6	1.3	1.9	3.8	2.5	0.8	1.3	
<i>Navicula cryptocephala</i> Kütz.	I		0.5	0.8	0.1	2.2	0.4	0.6	0.4	0.8	0.3	0.2	2.3	1.8	2.6	3.9	6.3	3.4	3.2	1.2	6.1	3.8	7.4	4.6	2.4	
<i>Navicula</i> sp. (cf. <i>cryptotenella</i>)			0.6	4.8		2.2	0.2	0.2	0.2	6.8	4.6	0.6	2.0	0.2			1.2		0.2		0.2				0.1	
<i>Nitzschia amphibia</i> Grunow	P		12.1	39.6	3.1	25.8	14.4	32.2	11.3	10.5	42.2	19.3	5.6	16.9	9.7	2.6	3.2	4.8	3.8	3.9	2.2	6.1	3.1	4.9	3.4	
<i>N. fonticola</i> Grunow	I		1.8	0.8		0.2		1.5	1.1	1.3	0.2	1.8	0.6	38.5	39.9		27.4	22.4	10.5	36.9	24.3	42.6	25.8	26.5	26.3	
<i>N. hantzschiana</i> Rabenh.	I		0.6	0.2		0.2	0.2	0.2	0.7	2.2	0.8	0.2	0.3	3.3	2.4			1.3	0.4	2.8	3.0	2.7	1.3	2.4	1.5	
<i>N. palea</i> (Kütz.) W.Sm.	P		1.4	0.7	0.3	0.3	0.6	0.5	1.9	8.3	1.4	3.2	3.3	1.4	1.1	0.6	1.0	1.6	3.0	2.5	2.9	1.7	3.5	2.2	2.4	
<i>N. palea</i> var. <i>debilis</i> (Kütz.) Grunow	I													1.5	0.8			1.3	1.7	1.8	3.8	3.5	3.7	3.0	3.1	
<i>Planorhynchium frequentissimum</i> (Lange-Bert.) Lange-Bert.	X		1.7			0.2	0.2	1.1	1.6	0.3		0.8	0.6	2.3	0.6			1.5	3.5	4.1	1.9	0.9	1.0	1.6	2.3	
<i>P. rostratum</i> (Østrup) Lange-Bert.	I		2.1	0.2		0.1	1.3	2.4	2.6	1.8		0.7	1.5	0.9	0.5			1.4	3.1	1.0	0.9	0.7	1.0	1.8	2.2	
<i>Punctastriata linearis</i> D.M.Williams et Round	I		5.7	0.8		1.3	1.3	9.2	3.8	2.4	0.9	3.5	5.7	0.6	0.3		0.8	0.7	12.3	1.4	4.5	0.8	1.8	4.6	6.9	
<i>Rhoicosphenia abbreviata</i> (C.Agardh) Lange-Bert.	X		1.3			2.0	0.8	2.8	0.5	0.5	8.0	0.3	0.4	1.4	1.1		0.1	2.3	0.4	0.8	1.7	2.5	2.2	1.5	0.8	
<i>Sellaphora seminulum</i> (Grunow) D.G.Mann	P		0.2	0.8		0.4	0.5		1.8	2.2	1.1	0.5	0.1	3.2	4.3	0.8	2.8	1.8	2.3	0.6	0.3	1.8	1.0	2.2	0.4	
<i>Staurosira construens</i> var. <i>binodis</i> (Ehrenh.) P.B.Ham.	I		11.3	0.9			0.8	1.0	4.3	3.4	0.3	0.9	3.8	0.8	3.8		0.1	0.3	0.8	1.0	3.6	2.2	0.5	2.4	2.3	

Table 3. Rotated factor patterns for environmental parameters. Factor loadings above 0.4 in absolute value are underlined. (a) orthogonal varimax solution. (b) diagonal biquartimin solution; absolute values of correlation coefficients between factors are all less than 0.15.

表 3. 水質パラメータに対する因子分析の結果。絶対値 0.4 以上の因子負荷量に下線を記した。(a) バリマックス回転 (直交解)。(b) バイコーティミン回転 (斜交解)；因子間の相関係数の絶対値は全て 0.15 未満。

(a)				(b)			
	Factor 1	Factor 2	Factor 3		Factor 1	Factor 2	Factor 3
NH ₄ -N	<u>-0.932</u>	0.068	-0.090	NH ₄ -N	<u>0.953</u>	0.098	-0.134
NO ₂ -N	<u>-0.772</u>	0.360	0.387	NO ₂ -N	<u>0.763</u>	0.399	0.394
COD	<u>-0.675</u>	-0.293	-0.107	COD	<u>0.676</u>	-0.276	-0.181
pH	<u>0.642</u>	-0.071	0.305	pH	<u>-0.679</u>	-0.088	0.335
DO	<u>0.816</u>	0.060	0.224	DO	<u>-0.841</u>	0.038	0.278
SRSi	-0.114	<u>0.993</u>	-0.027	SRSi	0.170	<u>1.010</u>	0.087
WT	0.145	<u>0.775</u>	0.027	WT	-0.107	<u>0.782</u>	0.129
PO ₄ -P	0.309	0.111	<u>0.764</u>	PO ₄ -P	-0.376	0.117	<u>0.803</u>
NO ₃ -N	-0.107	<u>0.500</u>	<u>0.651</u>	NO ₃ -N	0.075	<u>0.523</u>	<u>0.714</u>
EC	0.119	-0.254	<u>0.488</u>	EC	-0.179	-0.252	<u>0.470</u>
Name	Aerobic	Seasonal	Eutrophic	Name	Aerobic	Seasonal	Eutrophic

1 を超えたため、その直前で反復計算を中断した結果を示している。バイコーティミン法による結果はバリマックス法による結果とたいへんよく似ており、かつ因子間の相関がたいへん弱かった ($|r| < 0.15$) ので、構造の

単純なバリマックス法の結果を採用した。第 1 因子は、DO, pH への正の負荷、および NH₄-N, NO₂-N, COD への負の負荷が大きかったので、好氣的環境を表す因子であると解釈し、“Aerobic” と名づけた。第 2 因子は

SRSi および水温への正の負荷が大きかった。この2つはいずれも調査時期による違いが顕著だったので、第2因子を“Seasonal”と名づけた。第3因子は PO₄-P 濃度および NO₃-N への正の負荷が大きかったので、富栄養状態を表す因子であると解釈して“Eutrophic”と名づけた。

重回帰分析では、COD, EC, DO, NO₃-N, NO₂-N, NH₄-N, PO₄-P, 調査時期 (season) の8つの説明変数を用いたときに、BIC が最小になった (Table 4)。このとき、DAIp_o に対して EC, DO および NO₃-N が有意な正の偏相関を、NO₂-N および PO₄-P が有意な負の偏相関をそれぞれ示した ($p < 0.05$)。また、調査時期はダミー変数なので偏相関の有意性検定は適用できないが、偏相関係数は -0.625 であり、その絶対値の大ききから DAIp_o に十分な影響を与えていたことが示唆される。自由度修正済み決定係数は $R^2 = 0.896$ であり、説明変数それぞれによる単回帰でのそれ ($0 \leq R^2 \leq 0.468$) を大きく上回った。

Table 4. Multiple regression analysis with DAIp_o as the objective variable. Combination of explanatory variables was selected based on BIC.

表 4. DAIp_o を従属変数とした重回帰分析の結果。説明変数の組み合わせを BIC に基づいて決定した。

variable	partial regression coefficient	$F_{1,14}$	P	partial correlation coefficient	simple correlation coefficient
COD	0.886	4.52	0.052	0.494	-0.036
EC	1.155	10.97	0.005	0.663	0.606
DO	0.070	5.52	0.033	0.532	0.395
NO ₃ -N	0.804	19.59	0.001	0.764	-0.152
NO ₂ -N	-0.893	18.53	0.001	-0.755	-0.456
NH ₄ -N	0.272	2.89	0.111	0.414	-0.167
PO ₄ -P	-0.369	33.36	0.000	-0.839	-0.171
season	-0.244	8.99	-	-0.625	-0.701
intercept	-4.630				

探索的因子分析で得られたパス図と重回帰分析で得られたパス図を結合し、潜在変数“Seasonal”を測定変数である調査時期“season”に置き換え、調査時期による違いが有意だった EC, 水温, SRSi へのパスを引いて、

Fig. 2. Structural equation models. Variables shown in ellipses are latent while those in boxes are observed. A. Initial model. B. Final model. Estimated coefficients presented are standardized.

図 2. 構造方程式モデル。楕円は潜在変数、長方形は測定変数を表す。A. 初期モデル。B. 最終モデル。図中に示した係数は標準化推定値。

Table 5. Standardized estimates of total effects.

表 5. 総合効果の標準化推定値.

	Eutrophic	Season	Aerobic	COD	EC	NO ₂ -N	PO ₄ -P	NO ₃ -N	NH ₄ -N	DO
COD			-0.830							
EC	0.408	-0.738								
NO ₂ -N	0.580		-0.744							
PO ₄ -P	0.580									
NO ₃ -N	1.000									
NH ₄ -N			-0.850							
DO			0.840							
pH	n.s.		0.403				0.846	-0.467		
SRSi	0.316	0.730								
WT		0.787								
DAIpo	n.s.	-0.639	0.328	n.s.	0.393	-0.627	-0.544	0.520	n.s.	0.276

初期モデルを得た (Fig. 2A)。初期モデルは BIC=205.3, RMSEA = 0.243 (90 % 信頼区間: 0.183 - 0.304) であり, このままではモデルは不適であると判定された。そこで, 修正指数を手がかりにパスを追加していき, Fig. 2B のモデルを得た。この過程で, NO₃-N の誤差分散が僅かに負となって不適解を生じたため, 誤差分散を 0 に固定した。続く探索的モデル特定化によって削除されたパスがなかったため, Fig. 2b のモデルが最終モデルとなった。最終モデルは BIC = 158.0, RMSEA = 0 (90% 信頼区間: 0 - 0.099) であり, モデルの適合は概ね良好であると判断された。

ブートストラップ検定の結果, EC, DO および NO₃-N, の DAIpo への直接効果がそれぞれ有意な正值だった ($p < 0.05$)。一方, NO₂-N, PO₄-P の DAIpo への直接効果は有意な負値だった ($p < 0.05$)。さらに, 調査時期の違いも DAIpo に対して有意な効果を与えていた ($p < 0.05$)。

調査時期の DAIpo に対する, 3 つの外生変数の標準化総合効果の絶対値は, season > Aerobic > Eutrophic の順に大きかった (Table 5)。season および Aerobic の総合効果はブートストラップ検定で有意 ($p < 0.05$) と判定されたのに対して, Eutrophic の総合効果は有意でない ($p > 0.05$) と判定された。

考 察

本研究で得られた DAIpo と COD の関係は, Watanabe et al. (1990) が河川でのデータに基づいて示した散布図の範疇にある。DAIpo と EC の関係については, Watanabe et al. (1990) が示した散布図の点の範囲からややみ出るものの, やはり大きな齟齬は認められない。したがって, 農業排水路で得られた DAIpo は, 河川で

のそれとほぼ同様の指標性をもつと考えられる。

DAIpo で指標される水質は複数の要因の総合であり, 単一の水質項目には還元できないことが, 重回帰分析および SEM の結果によって示された。加藤ほか (1990) も, DAIpo に対する説明力は単回帰よりも複数の水質項目による重回帰で増加することを示し, DAIpo の WQI (Water Quality Index) 的な特性を示唆した。さらに Katoh (1992) も, 珪藻を用いた Pantle & Buck (1955) の汚濁指数について, やはり同様の結果を示している。

DAIpo で用いられる 3 つの種群は, 主に日本の河川から得られた付着珪藻群落を交互平均法によって序列化し, 各種をそのスコアに基づいて 3 つに分けたものである (渡辺ほか, 2005)。したがって DAIpo は, 日本の河川の付着珪藻群落にとって最も主要な環境勾配を近似的に示すと考えられる。その DAIpo に指標される水質が単一の環境パラメータに還元できないことは, 河川の付着珪藻群落にとっての環境勾配が単一の環境パラメータのみで形成されていないことを意味している。

本研究の結果は, 一般に有機汚濁の程度に関係すると考えられている水質要因のうち, NO₂-N, PO₄-P の増加および DO の減少が DAIpo を有意に引き下げている一方で, EC, NO₃-N を含む他の多くはほとんど影響を与えないか, むしろ引き上げる要因になっている可能性を示唆している。加藤ほか (1990) でも, 重回帰分析における BOD および T-N の偏回帰係数は, 単回帰係数とは逆符号の正值をとっている。

加藤ほか (1990) は重回帰分析の結果に基づき, BOD, EC, T-N, T-P のうちで DAIpo に対する説明力が最も強いのは T-P であると結論している。本研究の結果も, PO₄-P が DAIpo に有意な負の効果を与えていることを示している。DAIpo に対する P の効果については, 他にも多くの間接的証拠がある。T-P あるいは PO₄-P は, CCA

（正準対応分析）あるいは DCCA（除歪正準対応分析）による解析でしばしば淡水付着珪藻にとっての環境勾配を形成する主要な要因とされてきた（例えば Potapova et al., 2004; Charles et al., 2006）。また、DAIPo がほぼ 0 から 100 までの範囲を対象とした研究では、DAIPo と T-P の間に -0.77 (Watanabe et al. 1990), -0.82 (加藤ほか, 1990) という強い負の単相関が認められている。この相関の強さは、珪藻の種組成に基づく T-P の予測モデルによる推定値と実測値との相関係数のうち、ジャックナイフ法によるクロス確認をした報告での値 0.74-0.81 (Reavie et al., 2006), あるいはトレーニングセットとは別のデータセットによるクロス確認をした報告での値 0.85-0.87 (Soininen & Niemelä, 2002), 0.67 (Potapova et al., 2004) と比べても遜色がない。

本研究では、NO₂-N の DAIPo に対する有意な負の効果が検出された。NO₂-N が淡水の付着珪藻群集に与える影響を検討した研究は数少ないものの、それらは以下で述べるとおり、本研究と同様に NO₂-N が珪藻群集の種組成に強い影響を与えることを示唆している。Katoh (1991) は、相関係数の絶対値を用いた主座標分析によって、珪藻を用いた Pantle-Buck の汚濁指数が NO₂-N とよく対応することを示している。また Gevrey et al. (2004) および Sgro et al. (2006) は、NO₂-N が PO₄-P などとともに、CCA の第 2 軸を形成する主な要因となった例を示している。

本研究では、NO₃-N の DAIPo に対する有意な正の効果が検出された。この結果を直接支持する報告は見当たらない。しかし NO₃-N が、珪藻を用いた Pantle-Buck の汚濁指数とほとんど相関をもたなかったとする報告 (Katoh, 1991) がある。また NO₃-N は、CCA の説明変数選択の過程で、しばしば有意でない説明変数として除外されている（例えば Charles et al., 2006; Sgro et al., 2006）。以上から考えて、少なくとも NO₃-N は、DAIPo を引き下げる要因でない可能性が高い。

EC が DAIPo に対して有意な正の効果をもつという本研究の結果は、これまでの研究で示されてきた DAIPo に対する EC の強い負の相関 (Watanabe et al., 1990) あるいは負の偏相関 (加藤ほか, 1990) が、他の水質項目を介した偽相関であった可能性を示している。EC の測定誤差は他の多くの水質項目に比べて小さいので、相関係数の希薄化が起こりにくいと考えられる。そのため、EC が DAIPo に影響を与える他の水質項目と強い相関をもつ場合には、たとえ EC が DAIPo に対して直接の影響を与えていなかったとしても、見かけの相関が実際に影

響を与えていた水質項目のそれよりも大きくなり、結果として EC が DAIPo に影響を及ぼしたと判定されてしまう可能性がある。これに対して本研究では、EC は他の全ての水質項目と有意な単相関を示さなかった ($|r| \leq 0.37, p > 0.05$) ため、検出された EC からの直接効果が単に他の水質項目を介した偽相関である可能性は低いと考えられる。

本研究で EC が DAIPo に対して正の直接効果をもった原因を、以下の通り考察した。春期調査時に、秋期調査時よりも EC が高い傾向が見られたことが、比較的高い EC の最適点をもつ *N. fonticola* (Leland et al., 2001) が広く優占する一因となった。*N. fonticola* は広適応性種なので、その優占によって DAIPo は秋期よりも高い 50 前後の値に引き上げられた。しかし当然のことながら、この考察を優占種が異なる他の水域に一般化することはできない。EC が DAIPo に及ぼす効果については今後、他水域のデータによって再検討する必要がある。

DO および潜在変数 Aerobic が、DAIPo に対して正の効果を示したことは、低酸素化が DAIPo を引き下げることを示唆している。Van Dam et al. (1994) が示した酸素濃度要求性と DAIPo における汚濁耐性は必ずしも対応しないので、酸素濃度が DAIPo の主な決定要因であるとは言えない。しかし、Fore & Grafe (2002) は、高酸素濃度要求性種の割合が、人為的攪乱のレベルあるいは集水域における農地の割合と有意な負の相関をもつことを報告した。この報告は、珪藻各種の酸素要求性あるいは低酸素耐性の違いが、DAIPo で表現されるような人為的水質汚濁に伴う種組成の変化の少なくとも一部を説明することを示している。

調査時期による DAIPo の違いは明らかだった。この結果は従来の報告とも一致する。伯耆 (1986) は、兵庫県・大阪府を流れる猪名川で、DAIPo が夏に比べて冬に高い傾向があったことを示し、BOD や T-N が冬期に高い傾向との不一致を指摘している。肥塚・渡辺 (1995) も、奈良市の汚濁河川、佐保川で、DAIPo が冬に高く夏に低い顕著な傾向があり、最高値と最低値との差が 70 にも達したことを示している。同様の季節変動は、珪藻に基づく Pantle & Buck (1955) 指数、Lange-Bertalot (1979) 指数など他の汚濁指数でも報告されている (福島ほか, 1986; Sgro et al., 2006)。

福島ほか (1986) は、Pantle & Buck (1955) 指数の変動の原因を水温変化に求めている。これに対して本研究の解析結果からは、DAIPo の季節による違いの原因を水温に帰することはできなかった。ただしこの結果を、水温

の測定値の不安定性、および水温が珪藻群落に及ぼす影響の時間的遅れ（福島ほか，1986）によって、水温よりも安定した「測定値」である採集時期からの直接効果が選択されたと解釈することもできる。したがって水温がDAIpoに及ぼす影響についても、今後の再検討が必要である。

本研究では5月に増大するとされる栄養塩負荷（長谷川，1992；宇土ほか，2000）を、測定値として捉えることができなかった。また、DAIpoは5月よりも、むしろ農業排水の汚濁負荷がほとんどないとされる11月に小さかった。以上の結果から、以下の2つの可能性が考えられる。1つは、本研究の春期調査の期間中には、降雨時のP負荷増加（大久保ほか，2002）に代表される栄養塩負荷の増大が、少なくとも排水中の濃度上昇という形では起こらなかった可能性である。もう1つは、DAIpoが短期的な栄養塩負荷の増大に対して鋭敏に反応しなかったという可能性である。しかし、彦根地方気象台（2006a, b）の大津観測点での観測結果によれば、本研究の春季調査期間中には、多くの水田で田植え直後だった5月7日に日雨量47 mmを記録したのをはじめとして、10 mm以上の日雨量を5回記録しているので、この年に限って降雨時の栄養塩負荷量の増加が起こらなかったとは考えにくい。したがってDAIpoは、降雨時に起こった短期的な栄養塩負荷の増大に対して鋭敏に反応しなかった可能性が高く、ゆえに農業排水路での一時的な栄養塩負荷量の増大の指標としては適さないと考えられる。

謝 辞

滋賀県南部振興局の古野義尚さん、久保田孝子さんには、現場での調査にご協力いただいた。琵琶湖博物館の中村優介さんには珪藻試料のクリーニングおよびプレパラート作成をしていただいた。そして琵琶湖博物館の芳賀裕樹さん、WWF Japanの水野敏明さんからは、貴重な助言を賜った。以上の皆様に厚く御礼を申し上げる。

文 献

Charles, D. F., F. W. Acker, D. D. Hart, C. W. Reimer and P. B. Cotter (2006): Large-scale regional variation in diatom-water chemistry relationships: rivers of the eastern United States. *Hydrobiologia*, 561: 27-57.

Fore, L. S. and C. Grafe (2002): Using diatoms to assess

the biological condition of large rivers in Idaho (U.S.A.). *Freshwater Biology*, 47: 2015-2037.

福島博・小林艶子・寺尾公子（1986）: 河川付着藻のザブロボ指数と水温の関係. *Diatom*, 2: 163-168.

Gevrey M., F. Rimet, Y.-S. Park, J. L. Giraudel, L. Ector and S. Lek (2004): Water quality assessment using diatom assemblages and advanced modelling techniques. *Freshwater Biology*, 49: 208-220.

長谷川清善（1992）: 水田における窒素の動態と環境への影響評価に関する研究. 滋賀県農業試験場特別研究報告, 17: 1-164.

彦根地方気象台（2006a）: 滋賀県の気象 平成18年（2006年）4月. 彦根地方気象台, 滋賀.

彦根地方気象台（2006b）: 滋賀県の気象 平成18年（2006年）5月. 彦根地方気象台, 滋賀.

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.

Katoh, K. (1991): A comparative study on some pollution indices using diatoms. *Diatom*, 6: 11-17.

Katoh, K. (1992): A comparative study on some ecological methods of evaluation of water pollution. *Environmental Science*, 5: 91-98.

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.

小林四郎（1995）: 生物群集の多変量解析. 蒼樹書房, 東京.

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. オーム社, 東京.

國松孝男（1994）: 水田の水質浄化機能と汚濁負荷. 水情報, 14(6): 3-6.

Krammer, K. and H. Lange-Bertalot (1986): Bacillariophyceae 1. Teil: Naviculaceae. In *Süßwasserflora von Mitteleuropa* 2/1, H. Ettl, J. Gerloff, H. Heinig & D. Mollenhauer (eds), Gustav Fischer Verlag, Jena.

Krammer, K. and H. Lange-Bertalot (1988): Bacillariophyceae 2. Teil: Bacillariaceae, Epithemiaceae, Surirellaceae. In *Süßwasserflora von Mitteleuropa* 2/2, H. Ettl, J. Gerloff, H. Heinig & D. Mollenhauer (eds), Gustav Fischer Verlag, Jena.

- Krammer, K. and H. Lange-Bertalot (1991a): Bacillariophyceae 3. Teil: Centrales, Fragilariaceae, Eunotiaceae. In Süßwasserflora von Mitteleuropa 2/3, H. Ettl, J. Gerloff, H. Heinig & D. Mollenhauer (eds), Gustav Fischer Verlag, Jena.
- Krammer, K. and H. Lange-Bertalot (1991b): Bacillariophyceae 4. Teil: Achnanthaceae, Kritische Ergänzungen zu *Navicula* (Lineolatae) und *Gomphonema*. In Süßwasserflora von Mitteleuropa 2/4, H. Ettl, J. Gerloff, H. Heinig & D. Mollenhauer (eds), Gustav Fischer Verlag, Jena.
- Lange-Bertalot, H. (1979): Pollution tolerance of diatoms as a criterion for water quality estimation. Nova Hedwigia, Beiheft, 64: 285-304.
- Leland, H. V., L. R. Brown and D. K. Mueller (2001): Distribution of algae in the San Joaquin River, California, in relation to nutrient supply, salinity and other environmental factors. Freshwater Biology, 46: 1139-1167.
- Liang, S.-H., B.-S. Shieh and Y.-S. Fu (2002): A structural equation model for physiochemical variables of water, benthic invertebrates, and feeding activity of waterbirds in the Sitsao Wetlands of Southern Taiwan. Zoological Studies, 41: 441-451.
- 大久保卓也・市木敦之・西勝也 (2002): 1. ノンポイント汚濁負荷の定量的把握. 1.1 農地からの汚濁負荷. 1.1.1 窒素, リン, 有機物. 滋賀県琵琶湖研究所プロジェクト研究報告書 01-A01: 4-21.
- Pantle, R. and H. Buck (1955): Die biologisch Überwachung der Gewässer und die Darstellung der Ergebnisse. Gas- und Wasserfach, 96: 604.
- Potapova, M. G., D. F. Charles, K. C. Ponader and D. M. Winter (2004): Quantifying species indicator values for trophic diatom indices: a comparison of approaches. Hydrobiologia, 517: 25-41.
- Reavie, E. D., R. P. Axler, G. V. Sgro, N. P. Danz, J. C. Kingston, A. R. Kireta, T. N. Brown, T. P. Hollenhorst and M. J. Ferguson (2006): Diatom-based weighted-averaging transfer functions for Great Lakes coastal water quality: relationships to watershed characteristics. Journal of Great Lakes Research, 32: 321-347.
- Redfield, A. C. (1958): The biological control of chemical factors in the environment. American Scientist, 46: 205-222.
- Round, F. E., R. M. Crawford and D. G. Mann (1990): The Diatoms. Biology & Morphology of the Genera. Cambridge University Press, Great Britain.
- Schwarz, G. (1978): Estimating the dimension of a model. The Annals of Statistics, 6: 461-464.
- Sgro G. V., M. E. Ketterer and J. R. Johansen (2006): Ecology and assessment of the benthic diatom communities of four Lake Erie estuaries using Lange-Bertalot Tolerance Values. Hydrobiologia, 561: 239-249.
- Soininen, J. and P. Niemelä (2002): Inferring the phosphorus levels of rivers from benthic diatoms using weighted averaging. Archiv für Hydrobiologie, 154: 1-18.
- Steiger, J. H. and J. M. Lind (1980): Statistically based tests for the number of common factors. Paper presented at the Annual Meeting of the Psychometric Society, Iowa City. (間接引用)
- 墨田迪彰 (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.
- 墨田迪彰 (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.
- 豊田秀樹 (1992): SAS による共分散構造分析. 東京大学出版会, 東京.
- 津田松苗 (1972): 水質汚濁の生態学. 環境コミュニケーションズ, 東京.
- 宇土顕彦・竺文彦・大久保卓也・中村正久 (2000): 灌漑期の水田における水量収支と栄養塩収支. 水環境学会誌, 23: 298-304.
- Van Dam, H., A. Mertens and J. Sinkeldam (1994): A coded checklist and ecological indicator values of freshwater diatoms from the Netherlands. Netherlands Journal of Aquatic Ecology, 28: 117-133.
- 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., K. Asai and A. Houki (1990): Numerical simulation of organic pollution in flowing waters. In Encyclopedia of Environmental Control Technology vol. 4, P. N. Cheremisinoff (ed.): 251-281. Gulf Publishing Co., 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 . 内田老鶴圃, 東京 .

Wissinger, S. A, A. J. Bohonak, H. H. Whiteman and W. S. Brown (1999): Subalpine wetlands in Colorado: habitat permanence, salamander predation, and invertebrate communities. In *Invertebrates in Freshwater Wetlands of North America: Ecology and Management*, D. P. Batzer, R. B. Rader and S. A. Wissinger (eds): 757-790. J. Wiley, New York.