



ANPA

Agenzia Nazionale per la Protezione dell'Ambiente

**GLI INDICI TROFICI
PER LE ACQUE MARINE COSTIERE**

RTI CTN_AIM 1/2000

ANPA

Agenzia Nazionale per la Protezione dell'Ambiente
Dipartimento Stato dell'Ambiente, Controlli e Sistemi Informativi

**GLI INDICI TROFICI
PER LE ACQUE MARINE COSTIERE**

Giuseppe Montanari^(*), Franco Giovanardi^(**), Antonio Melley^(***)

(*) ARPA Emilia Romagna

(**) ICRAM

(***) ARPAT

Responsabile di progetto ANPA
Claudio Fabiani

CTN_AIM

Centro Tematico Nazionale Acque Interne e Marino Costiere

Responsabile CTN_AIM
Marco Mazzoni

Informazioni legali

L'Agenzia Nazionale per la Protezione dell'Ambiente o le persone che agiscono per conto dell'Agenzia stessa non sono responsabili per l'uso che può essere fatto delle informazioni contenute in questo rapporto.

Informazioni aggiuntive sull'argomento sono disponibili nel sito Internet www.sinanet.anpa.it

Supervisione editoriale a cura di:
Marco Mazzoni

Riproduzione autorizzata citando la fonte

Stampato in Italia

Agenzia Nazionale per la Protezione dell'Ambiente

Dipartimento Stato dell'Ambiente, Controlli e Sistemi Informativi

Via Vitaliano Brancati, 48

00144 Roma

Centro Tematico Nazionale – Acque Interne e Marino Costiere

c/o ARPAT (Agenzia Regionale per la Protezione dell'Ambiente della Toscana)

Via Porpora, 22

50144 Firenze

Riassunto

Vengono esposte le basi metodologiche di creazioni degli indici trofici per le acque marino costiere, verificandone modalità di calcolo, proprietà statistiche, applicazioni e problemi d'uso del TRIX (indice di stato trofico) e del TRBIX (indice di torbidità).

Successivamente, si discute la rappresentatività del TRIX e della scala trofica, le potenzialità di sintesi e di interpretazione, applicandolo allo studio di diverse situazioni spazio-temporali.

Infine, si analizzano le diverse componenti che determinano lo stato trofico, biomassa e nutrienti, come principali fattori limitanti della produzione primaria.

Summary

A methodological approach to trophic index definition for marine coastal waters is presented, verifying elaboration method, statistical properties, applications and troubles on TRIX (trophic state index) and TRBIX (turbidity index).

Then, TRIX and trophic scale significance, predictive capacity and interpretation are evaluated, focusing on experimental studies carried out in different spatial and temporal conditions.

At the end, we analyze the single components in trophic state characterization, biomass and nutrients, the more important limitation factors on primary production.

INDICE

<u>PARTE I: GLI INDICI TROFICI DELLE ACQUE MARINE COSTIERE</u>	1
1 <u>INTRODUZIONE</u>	1
2 <u>APPROCCIO CONCETTUALE PER LA FORMULAZIONE DI UN INDICE SINTETICO</u>	2
3 <u>REQUISITI DI UN INDICE TROFICO</u>	3
4 <u>SCALA TROFICA E FORMULAZIONE DEL TRIX</u>	4
5 <u>IL TRIX: CALCOLO, SENSIBILITÀ E VARIABILITÀ INTRINSECA</u>	8
6 <u>CARATTERIZZAZIONE DELLA TORBIDITÀ: IL TRBIX</u>	10
7 <u>TRBIX E TRIX: INDICE GENERALIZZATO DI QUALITÀ</u>	11
8 <u>ULTERIORI APPLICAZIONI DEL TRIX</u>	12
9 <u>PROPRIETÀ STATISTICHE DEL TRIX</u>	13
9.1 <u>Distribuzione dei dati e normalizzazione.</u>	13
9.2 <u>Discriminazione e conversione tra corrispondenti serie di TRIX</u>	14
9.3 <u>Stabilità delle varianze e discriminazione tra gruppi</u>	14
10 <u>INDICI SUPPLEMENTARI</u>	15
<u>PARTE II: SCALA TROFICA PER LE ACQUE COSTIERE</u>	17
1 <u>INTRODUZIONE.</u>	17
2 <u>RAPPRESENTATIVITÀ DEL TRIX</u>	17
3 <u>L'USO DEL TRIX PER RIDURRE LA COMPLESSITÀ DEI SISTEMI</u>	20
3.1 <u>L'uso degli indici in Ecologia Applicata</u>	20
3.2 <u>Il TRIX come modello lineare additivo</u>	22
3.3 <u>Eterogeneità delle varianze.</u>	24
3.4 <u>Effetti della combinazione lineare sull'omogeneità delle varianze tra i gruppi</u>	27
4 <u>IMPIEGO DEL TRIX PER DIFFERENTI SITUAZIONI SPAZIO-TEMPORALI</u>	29
4.1 <u>Estensione della scala trofica e stima della vera media</u>	29
4.2 <u>Livelli di confidenza delle STD</u>	31
4.3 <u>Ordinamento delle distribuzioni campionarie di TRIX nel Sistema di Riferimento Trofico</u>	32
<u>PARTE III: FATTORI LIMITANTI, BIOMASSA E NUTRIENTI</u>	35
1 <u>INTRODUZIONE</u>	35

<u>2</u>	<u>APPROCCIO CONCETTUALE</u>	35
<u>3</u>	<u>BIOMASSA E DISPONIBILITÀ DI NUTRIENTI</u>	36
<u>4</u>	<u>APPLICAZIONE DEL METODO</u>	39
	<u>BIBLIOGRAFIA</u>	43
	<u>ELENCO DELLE FIGURE</u>	47

PARTE I: GLI INDICI TROFICI DELLE ACQUE MARINE COSTIERE

1 INTRODUZIONE

Fin da quando il fenomeno eutrofico, alla fine degli anni sessanta, incominciò ad interessare le acque marine costiere adriatiche con intensi ed estesi blooms algali, termini come “oligotrofia”, “eutrofia” ecc., sono diventate sempre più d’uso comune e frequentemente ricorrenti nella letteratura cosiddetta ‘marina’.

Questa terminologia è stata largamente ripresa dalla limnologia e dal lessico degli operatori che si trovano a dover gestire, e quindi a descrivere, i livelli trofici delle acque interne. Per le acque costiere, fermo restando che “oligotrofia” è sinonimo di bassa produttività (acque povere di nutrienti) ed “eutrofia” è sinonimo di alta produttività (acque ricche di nutrienti), rimarrebbe pur sempre il notevole problema di quantificare in maniera oggettiva i livelli trofici e di scegliere opportuni limiti di categoria rimodulati per le acque marine, per poter eventualmente adattare anche alle acque costiere gli stessi criteri adottati per la classificazione delle acque interne. (O.E.C.D.-Vollenweider e Kerekes, 1982)

Se prendiamo in considerazione vaste aree di mare (ad es. la regione Mediterranea), osserviamo che le condizioni trofiche variano in modo considerevole da zona a zona, e all’interno della stessa zona. (UNESCO, 1988. Vollenweider *et al.*, 1996)

Le manifestazioni dell’eutrofizzazione seguono modalità estremamente varie, con una notevole differenziazione spaziale da sottocosta al largo, e temporale, per quanto attiene all’intensità delle fioriture nello stesso tratto costiero ed alla loro estensione, da un anno all’altro.

La elevata variabilità dei fenomeni è spesso da correlare alla presenza di grandi fiumi che influenzano in modo pesante i livelli trofici: è il caso dell’Adriatico Settentrionale e della fascia costiera emiliano-romagnola sotto la diretta influenza degli apporti del fiume Po (Rinaldi e Montanari, 1988. Vollenweider *et al.* 1992).

In ogni caso, il tentativo di pervenire ad una caratterizzazione trofica dei corpi idrici, e non solo marini costieri, è tuttora materia di discussione, specialmente per quanto riguarda la scelta di un indicatore, o di pochi indicatori, che siano effettivamente parametri fondamentali di stato trofico. Quando poi si tenta di utilizzare questi indicatori per assegnare un corpo idrico a questa o a quella categoria trofica, inevitabilmente si finisce con il fondere elementi di giudizio quantitativi (il valore degli indicatori prescelti), con elementi qualitativi (la classe o la categoria di appartenenza).

Sebbene diversi autori abbiano cercato di definire un sistema di riferimento trofico appositamente calibrato sull’ambiente marino delle acque costiere (Giovanardi e Tromellini, 1992a. Ignatiades *et al.*, 1992, Innamorati e Giovanardi, 1992.),

l'applicazione arbitraria, e spesso errata, dei criteri e della terminologia limnologica alle acque costiere si è verificata sempre più frequentemente negli anni più recenti.

Questa situazione non solo ha creato incertezze tra i ricercatori, ma soprattutto difficoltà nel trasferire agli amministratori e ai pianificatori termini di riferimento oggettivi e precisi per intraprendere corrette politiche di intervento e risanamento.

L'introduzione dell'Indice Trofico TRIX, della relativa Scala Trofica e dell'Indice di Torbidità TRBIX (Vollenweider *et al.* 1998), consente l'abbandono della categorizzazione trofica tradizionale e rende possibile la misura dei livelli trofici in termini rigorosamente oggettivi, nonché il confronto tra differenti sistemi costieri per mezzo di una scala quantitativa, che copre un'ampia gamma di situazioni trofiche, così come queste presentano lungo tutto lo sviluppo costiero italiano, e più in generale, nella Regione Mediterranea.

Lo scopo del presente lavoro è pertanto quello di presentare in chiave "operativa" (modalità di calcolo, applicazione, attendibilità, campo d'impiego, ecc.) quegli indici sintetici che sono stati sviluppati presso il Centro Ricerche di Cesenatico, a partire dal ricchissimo data-base "Adria", frutto dell'ormai più che ventennale esperienza di monitoraggio delle acque costiere maturata dalla Struttura Oceanografica Daphne dell'ARPA Emilia Romagna.

2 APPROCCIO CONCETTUALE PER LA FORMULAZIONE DI UN INDICE SINTETICO

Affinché un indice numerico possa validamente e correttamente caratterizzare un fenomeno da un punto di vista sia qualitativo che quantitativo, due devono essere i requisiti:

- a) rilevanza delle componenti dell'indice all'identificazione del fenomeno in maniera significativa e inequivocabile,
- b) validità dell'indice limitata all'interno di un ben definito ambito e/o intervallo numerico, individuato da prefissati valori minimi e massimi.

Il modo più semplice per procedere alla formulazione dell'indice è quello di esprimere le sue componenti X_i come una frazione di uno specificato intervallo di validità:

$$X_i = (M_i - L_i) / (U_i - L_i), \quad (1)$$

dove M_i = valore misurato del parametro m , U_i = limite superiore dell'intervallo di variazione di m , L_i = limite inferiore.

Ovviamente, se $M_i = L_i$, allora sarà $X_i = 0$; se $M_i = U_i$, allora sarà $X_i = 1$.

I valori esterni all'intervallo $(U_i - L_i)$ non vengono definiti.

Un indice composito X_c , derivato cioè da n parametri-componente X_i , può essere espresso sia come somma oppure come media delle componenti parziali X_i , ciascuna delle quali è caratterizzata da un suo proprio limite superiore U_i e inferiore L_i .

L'indice complessivo sarà definito ad es. come:

$$X_c = (1/n) \sum_1^{i=n} [(M - L)/(U - L)]_i. \quad (2)$$

Nel caso in cui si desideri esprimere l'indice differenziato in gradi (0, 1, 2, ...k), piuttosto che esprimerlo in una frazione compresa tra 0 e 1, nell'equazione precedente basterà sostituire (1/n) con (k/n), essendo *k* il numero dei gradi che si vuole assegnare all'indice-

I valori dei parametri *M*, *U* ed *L*, allo scopo principalmente di adattare le loro distribuzioni statistiche alla curva normale, possono essere trasformati in maniera appropriata.

3 REQUISITI DI UN INDICE TROFICO

Nel caso particolare di un indice che rappresenti in modo adeguato le condizioni trofiche di una data area di mare, oltre ai requisiti generali espressi sopra, è necessario osservare i seguenti principi.

I parametri fondamentali che concorrono alla definizione di un indice di trofia devono:

- a) essere significativi in termini sia di produzione della biomassa fitoplanctonica che di dinamica della produzione stessa;
- b) tenere in considerazione i principali fattori causali;
- c) essere basati su misure e parametri di routine, solitamente raccolti nell'ambito di campagne di monitoraggio costiero.

Un parametro sostitutivo della biomassa fitoplanctonica autotrofa è ben rappresentato dalla Clorofilla.

Sebbene questo parametro sia comunemente misurato, la clorofilla di per sé non esprime la dinamica della produzione primaria.

Ovviamente sarebbe preferibile poter disporre di dati di produzione primaria ottenuti col metodo del ¹⁴C, o con la tecnica dell'Ossigeno, o di entrambe le misure integrate da osservazioni sulla respirazione delle comunità. Purtroppo queste misure non possono essere eseguite in maniera routinaria, anche perché richiedono laboratori ed operatori specializzati.

D'altra parte sistemi produttivi caratterizzati da medi-elevati livelli trofici mostrano una notevole variazione nella saturazione d'ossigeno, mentre quelli a bassa produttività normalmente non evidenziano apprezzabili variazioni nella concentrazione di questo gas disciolto.

Il parametro |D%O| (deviazione in valore assoluto della saturazione di ossigeno dal 100%), può essere considerato un ottimo indicatore dell'intensità della produzione del sistema sotto osservazione, dal momento che esso esprime sia la fase di attiva fotosintesi (produzione di O₂), sia la fase di prevalente respirazione (consumo di O₂).

Per quanto riguarda il pH, sebbene di norma le sue variazioni siano correlate alla produttività di un sistema, tuttavia la sensibilità di questo parametro (i.e. la sua

variabilità in un sistema tampone qual è l'acqua di mare) risulta estremamente bassa e ben difficilmente apporterebbe informazione aggiuntiva.

Tra i fattori causali da tenere sicuramente in considerazione, l'Azoto totale (NT) e il Fosforo totale (PT) sono i parametri più rappresentativi. Dal momento che l'NT non rientra tra le determinazioni eseguite regolarmente sui campioni d'acqua di mare, le sue componenti minerali disciolte (DIN), di norma oggetto di misura nelle campagne di monitoraggio, possono essere considerate buoni sostitutivi della corrispondente forma totale.

Lo stesso potrebbe valere anche per il Fosforo ortofosfato come sostituto del PT, ma questo scambio è sicuramente più discutibile, tanto più che nella maggior parte dei casi le due determinazioni (P/PO₄ e PT), vengono normalmente effettuate.

Per quanto concerne tutti gli altri fattori che in qualche modo controllano la produzione di sostanza organica in mare, Silice reattiva, metalli ed altri microelementi e/o sostanze in traccia, e che potrebbero essere considerati alla stregua di indicatori supplementari di livello trofico, possiamo solo dire che le misure di questi parametri vengono assai raramente eseguite in mare. Il loro incorporamento in un indice trofico risulterebbe inoltre assai problematico sul piano teorico e funzionale.

Circa infine la possibilità di impiego di parametri quali: salinità, temperatura e trasparenza, si rimanda la discussione al prossimo paragrafo.

4 SCALA TROFICA E FORMULAZIONE DEL TRIX

Per lo sviluppo e validazione dell'Indice Trofico denominato TRIX, sono stati utilizzati come riferimento i dati raccolti, tra il 1982 e il 1993, lungo la Costa Adriatica della Regione Emilia-Romagna. Nel complesso questi dati coprono uno spettro notevole di situazioni trofiche, da quelle che caratterizzano per elevata produttività le acque sottocosta, con frequenti episodi di blooms algali, a quelle di produttività medio-bassa che si riscontrano nelle acque al largo (oltre i 15 km). (Rapporti annuali della Regione Emilia Romagna) (Figura 1)

Il comportamento dei parametri relativi alla qualità delle acque costiere emiliano-romagnole, è ben rappresentato nella Tabella 1, nella Figura 2 e nella Figura 3. I dati riportati si riferiscono ad una indagine che ha riguardato la stazione fissa 314, situata 3 km al largo di Cesenatico, dove giornalmente venivano raccolti campioni, per il periodo giugno 1986-ottobre 1987.

Tabella 1: Stazione 314, misure giornaliere di superficie: riepilogo statistico (N=461)

<i>Parametro</i>	<i>Unità di misura</i>	<i>Media</i>	<i>STD</i>	<i>Max</i>	<i>Min</i>	<i>Media Geom</i>
pH		8.4	0.1	8.8	8	8.4
Temperatura	°C	18.0	6.9	27.1	3.8	16.2
Salinità	psu	32.5	2.9	37.4	16.2	32.4
%O₂		105.1	18.1	176.9	20.6	103.5
D%O	Ass.	13.1	13.5	79.4	0.0	

<i>Parametro</i>	<i>Unità di misura</i>	<i>Media</i>	<i>STD</i>	<i>Max</i>	<i>Min</i>	<i>Media Geom</i>
Cha	µg/l	11.3	21.9	194.1	0.4	5.4
N-NO₃	µg/l	267.2	480.6	4600.0	0.1	138.5
N-NO₂	µg/l	11.2	17	215.0	0.1	5.7
N-NH₄	µg/l	22.1	25.1	220.0	0.1	12.4
MinN (DIN)	µg/l	300.5	497.9	4776.0	6.1	174.1
PT	µg/l	20.8	10.5	60.0	2.0	18.1
P-PO₄	µg/l	5.6	4.8	34.0	0.1	2.9
Trasparenza.	metri	3.5	1.7	8.3	0.4	-
Portate f. Po	m ³ /sec	1280	680	4750	530	1150

L'elaborazione statistica di questi dati ha dapprima permesso di stabilire correlazioni tra parametri, di individuare rapporti di causa-effetto, di identificare variabili potenzialmente ridondanti e infine ha consentito la scelta delle variabili più appropriate da utilizzare come componenti del TRIX.

Per una trattazione statistica più approfondita sull'argomento, sui criteri cioè che hanno determinato la scelta di questi parametri a seconda della quota di informazione complessiva fornita da ciascuno di essi, si rimanda all'Appendice II allegata al presente documento.

Dall'analisi della correlazione, emerge l'elevato livello di interdipendenza tra i principali indicatori trofici, quali la clorofilla e i nutrienti, e i parametri più propriamente fisici del sistema: salinità, temperatura e trasparenza delle acque (Disco Secchi). Di per se, questi ultimi fattori non sono indicatori trofici. Essi risultano molto utili per definire condizioni al contorno e valutare la qualità complessiva delle acque, possono inoltre trovare utile impiego nell'implementazione di modelli predittivi.

Nel caso dell'Adriatico nord-occidentale, la variazione della salinità e di tutta una serie di fattori ad essa correlati, è controllata dalle portate del f. Po. La salinità risulta inoltre fortemente controllata dal quadro correntometrico locale che determina le specifiche caratteristiche di questo sistema costiero. Localmente, lungo la riviera romagnola, si possono però registrare elevati valori di nutrienti senza variazioni di salinità apprezzabili.

Questa constatazione era già servita a suo tempo per definire, almeno in termini realistici, il contributo degli apporti di nutrienti (e in particolare di fosforo) da parte degli scarichi urbani degli insediamenti costieri e dei fiumi minori che recapitano in questo tratto di mare, che influenzano l'andamento delle salinità in modo del tutto trascurabile, rispetto invece agli effetti dovuti alle portate del Po, di due ordini di grandezza più alte. (Giovanardi e Tromellini, 1992b)

In altre zone costiere, in assenza di una grande sorgente d'acqua dolce (i.e. foce di un grande fiume), la salinità perde molta della sua importanza come indicatore diretto di trofia.

Anche l'effetto della temperatura sulle condizioni trofiche è di difficile valutazione: elevata produzione ed estese fioriture possono verificarsi in ogni periodo, indipendentemente dalla stagione e dalla temperatura delle acque.

La trasparenza invece rappresenta un fattore complesso che merita uno specifico approfondimento ed una trattazione separata (Cfr. Caratterizzazione della torbidità: il TRBIX)

Per quanto riguarda i nutrienti, l'analisi della matrice complessiva di correlazione costruita sui dati della stazione 314, mostra che, oltre a numerose ed evidenti interrelazioni con altri fattori, il fosforo minerale disciolto (P-PO₄) e l'azoto minerale disciolto (DIN) sono altamente correlati con le rispettive forme totali. Pertanto, nella formulazione dell'indice trofico, componenti disciolte e totali potrebbero essere usate in maniera interscambiabile, ma non simultaneamente onde evitare ogni ridondanza.

A seguito di considerazioni di questo tipo, di ordine sia statistico che biologico-funzionale, si è predisposto il set di parametri che possono rappresentare le componenti fondamentali di un indice trofico:

1. Fattori che sono diretta espressione di produttività:

- Clorofilla "a": [Cha: mg/m³]
- Ossigeno come deviazione assoluta [%] dalla saturazione: [ass|100 - %O| = D%O]

2. Fattori nutrizionali:

a) Totali

- Azoto totale: [NT: mg/m³]
- Fosforo totale: [PT: mg/m³]

b) Disponibili

- Azoto inorganico disciolto come N-(NO₃+NO₂+NH₃): [DIN = MinN: mg/m³]
- Fosforo inorganico disciolto come P-PO₄: [DIP = P-PO₄: mg/m³]

3. Fattore supplementare di qualità delle acque:

- Trasparenza: [Disco Secchi: m]

Le componenti scelte per comporre l'indice trofico proposto (TRIX) sono quelle elencate ai punti 1 e 2. Per i nutrienti si possono prevedere tre "desiderabili" combinazioni, nell'ordine: NT e PT (1), DIN e PT (2), DIN e P-PO₄ (3). La combinazione NT e P-PO₄ risulta invece di scarso interesse.

La Trasparenza verrà impiegata in un indice di qualità supplementare.

Per la definizione dei limiti inferiori e superiori di ciascun parametro, si è seguito il seguente metodo empirico, già raccomandato dall'OCSE (OECD, 1982), per i parametri fondamentali di stato trofico:

MEDIA ± 2.5 STD.

Possono essere adottati anche altri metodi, in ogni caso i valori estremi devono essere rimossi dalle distribuzioni dei dati grezzi, non soltanto perché hanno scarse probabilità di presentarsi, ma soprattutto perché gli intervalli di confidenza statistica aumentano in maniera inaccettabile per consentire una discriminazione significativa tra differenti valori di TRIX.

Un'attenta analisi della Tabella 1, mostra che nessuno dei parametri selezionati per il TRIX si distribuisce in maniera normale. L'esperienza insegna che per i parametri di interesse, la semplice trasformazione Log-decimale è più che indicata ad approssimare alla distribuzione normale le distribuzioni dei dati grezzi.

Ricorrendo dunque ai logaritmi ($^{10}\log$), la struttura-base dell'indice TRIX diventa:

$$TRIX = (k/n) \sum_1^{i=n} [(\log M - \log L) / (\log U - \log L)]_i. \quad (3)$$

Per semplificare i calcoli, gli intervalli di variazione di ciascun parametro-componente sono stati standardizzati a 3 unità $^{10}\log$, fissando i limiti inferiore e superiore così come risulta dalla Tabella 2

Introducendo questi valori e fissando il numero delle classi a 10, riarrangiando l'equazione (3) si ottiene:

$$\text{INDICE TROFICO} = (\text{LOG}[\text{Ch} * \text{D}\% \text{O} * \text{N} * \text{P}] - [-1.5]) / 1.2 \quad (4)$$

Tabella 2: Definizione dell'Indice Trofico proposto; limiti inferiore e superiore, e intervallo all'interno del quale l'Indice è definito

Limiti e intervalli	Min unità $^{10}\log$ (lineare) ^(*)	Max unità $^{10}\log$ (lineare) ^(*)	Intervallo unità $^{10}\log$	Ampiezza Gradi (Intervallo/10)
(A) Principali Parametri				
(1) Clorofilla "a"	-0.5 (0.32)	2.5 (316)	3	0.3
(2) D%O (ass[100 - %O ₂])	-1 (0.1)	2 (100)	3	0.3
(3) Azoto Totale [NT]	0.5 (3.2)	3.5 (3160)	3	0.3
(4) Fosforo Totale [PT]	-0.5 (0.32)	2.5 (316)	3	0.3
<i>Somma dei Logaritmi</i>	-1.5	10.5	12	(1.2 = 4*0.3)
(B) Parametri alternativi				
3(a) Azoto Minerale disciolto: DIN = [N-(NO ₃ +NO ₂ +NH ₄)]	0.5 (3.2)	3.5 (316)	3	0.3
4(a) Fosforo Minerale disciolto [P-PO ₄]	-0.5 (0.32)	2.5 (316)	3	0.3
(C) Parametri addizionali				
(5) Trasparenza (Disco Secchi in m)	-0.5 (0.32)	1.5 (31.6)	2	-

(*) Concentrazioni espresse in mg/m³

5 IL TRIX: CALCOLO, SENSIBILITÀ E VARIABILITÀ INTRINSECA

Un primo esempio di calcolo dell'Indice Trofico, utilizzando l'equazione (4) viene riportato nella Tabella 3. Per i parametri nutrizionali vengono usate le tre combinazioni possibili.⁽¹⁾

Come ci si poteva attendere, gli indici derivati dalle tre diverse combinazioni differiscono numericamente. Sulla significatività di queste differenze e sulla possibilità di interscambio tra le tre combinazioni, si rimanda al capitolo sugli aspetti statistici dell'applicazione della Scala Trofica.

Per il momento è sufficiente fare ben attenzione che, in senso stretto, soltanto gli indici calcolati con le stesse componenti nutritive sono confrontabili.

Un secondo esempio di calcolo ed impiego del TRIX, sempre riferito ai dati della stazione 314, ci consente di valutare in dettaglio le proprietà statistiche dell'indice, in termini di contributo delle componenti parziali alla variabilità del TRIX, e in termini di discriminazione tra indici calcolati con la stessa base.

Tabella 3: Esempio di calcolo del TRIX su un campione di acqua superficiale prelevato il 3/3/92 alla Stazione 314

	Ch a mg/m ³	O ₂ (Sat. %)	NT mg/m ³	PT mg/m ³	DIN mg/m ³	P/PO ₄ mg/m ³
Risultati analitici	22.3	184	728	14	343	5

	Punteggio trofico	Indice TRIX
TRIX (NT, PT)	Log(Ch*D%O*NT*PT)=7.28	(7.28+1.5)/1.2= 7.32
TRIX (DIN, PT)	Log(Ch*D%O*DIN*PT)=6.95	(7.95+1.5)/1.2= 7.04
TRIX (DIN, P/PO ₄)	Log(Ch*D%O*DIN*P/PO ₄)=6.51	(6.51+1.5)/1.2= 6.88

Considerando nella formulazione di base il DIN e il PT, la Figura 3 mostra le variazioni temporali del TRIX in relazione alle due componenti aggregate: $\log(\text{Ch} \cdot \text{D} \% \text{O})$ e $\log(\text{DIN} \cdot \text{PT})$, ed in relazione al logaritmo del rapporto $(\text{Ch} \cdot \text{D} \% \text{O}) / (\text{DIN} \cdot \text{PT})$, che in qualche modo rappresenta un coefficiente di efficienza nell'utilizzo dei nutrienti da parte della biomassa.

Numericamente il TRIX varia da 3.33 a 8.67, per un intervallo di 5.34 unità di TRIX e con una MEDIA = 5.507 ± 0.889 . La sua distribuzione è molto ben approssimata alla Normale.

⁽¹⁾ Allo scopo di distinguere tra le differenti formulazioni di TRIX in relazione ai nutrienti, si possono adottare le seguenti simbologie:

TRIX(NT, PT);

TRIX(DIN, PT);

TRIX(DIN, PO₄),

dove il primo caso considera le forme totali, l'ultimo caso le forme minerali disciolte (per il Fosforo essenzialmente P-PO₄ reattivo).

Come si vede, l'ampiezza delle fluttuazioni di TRIX nel periodo di 16 mesi considerato, appare essere sufficientemente grande per consentire discriminazioni tra i valori minimi e quelli massimi.

Riguardo all'andamento delle componenti aggregate, $\log(\text{DIN} \cdot \text{PT})$ è significativamente correlato a $\log(\text{Ch})$ e a $\log(\text{Ch} \cdot \text{D}\% \text{O})$, ma non al solo $\log(\text{D}\% \text{O})$. La bassa o assente correlazione è dovuta al fatto che la biomassa e l'attività della biomassa soltanto in alcuni periodi variano di concerto con i nutrienti, in altri le variazioni sono del tutto indipendenti. (Cfr. Figura 4)

Per quanto riguarda il contributo percentuale delle componenti a formare il valore dell'indice, emerge che, considerando la media di TRIX, almeno il 60-65% del contributo è dato da $\log(\text{DIN} \cdot \text{TP})$, e questo grazie al rapporto N/P generalmente elevato in Adriatico; se consideriamo invece le variazioni puntuali del TRIX, il contributo maggiore, almeno del 75%, è fornito da $\log(\text{Ch} \cdot \text{D}\% \text{O})$.

Gli esempi di applicazione esaminati sopra, sebbene mostrino un notevole intervallo di variazione tra minimi e massimi di TRIX e consentano quindi una buona caratterizzazione delle acque costiere dal punto di vista della produttività primaria, tuttavia non permettono ancora di rispondere alla domanda se due stime contigue di TRIX sono statisticamente differenti.

Per rispondere a questa domanda occorre considerare il fatto che la variabilità complessiva dei sistemi è la risultante di due processi: (a) fluttuazioni dovute a funzioni forzanti determinate da sorgenti di variazione esterne al sistema (ad es. gli apporti di nutrienti da parte del f. Po, l'insolazione, la temperatura, il mixing delle acque dolci fluviali con quelle di mare aperto, ecc.), che controllano e determinano il comportamento del sistema, e (b) variazioni casuali (*random noise*) all'interno del sistema e sovrapposte a quelle definite in (a).

La vera questione è dunque quella di riuscire a distinguere tra fluttuazioni del sistema e "rumore di fondo". Le variazioni che rimangono all'interno dell'intervallo di rumore di fondo, devono essere considerate statisticamente non significative.

Utilizzando la teoria del controllo statistico (Woodall e Adams, 1989), una preliminare approssimazione della stima del rumore di fondo, può essere ottenuta dal *range* mobile R_i tra due osservazioni successive X , cioè a dire:

$$R_i = \text{ass} / X_i - X_{i-1} / i = 1, 2, 3, \dots, m.$$

che ha come media:

$$R = (1/m) \sum_1^{i=m} R_i.$$

Usando i dati della stazione 314 e rimandando al testo dei citati autori per ulteriori approfondimenti, si ottiene in via preliminare un intervallo medio di variazione del rumore di fondo $R = 0.372$, con una s (della popolazione) = 0.330.

Chiaramente $s = 0.330$ è inferiore al valore medio di STD delle distribuzioni di TRIX usate nell'analisi ($s = 0.889$), non solo, ma s dovuto al solo rumore di fondo

dovrebbe essere ancora più piccolo, a causa dell'inclusione nella statistica **R** di variazioni che sono da ascrivere alle fluttuazioni del sistema.

Per un'ulteriore approssimazione, è stato assunto che le variazioni $\geq \pm 0.55$ (= $1.65 \cdot 0.33$; P(90%)) erano da considerare come fluttuazioni del sistema. In questo modo il rumore di fondo veniva ridotto a $R = 0.320$, con $s = 0.284$. In maniera analoga, considerando **R** come differenza tra due medie mobili valutate sui 7 giorni, si otteneva un'ulteriore riduzione: $R = 0.297$, con $s = 0.263$.

Ci sembra dunque di poter concludere con sicurezza che **s** dovuto al rumore di fondo è compreso tra 0.26 e 0.29, e che due misure contigue di TRIX sono distinte se la loro differenza è ≥ 0.85 ($\geq 3 \cdot s$).

Di conseguenza questo dovrebbe validare la risoluzione adottata di un grado per una Scala Trofica che va da 0 a 10 unità di TRIX. Risoluzioni più fini, ad es. di un grado in una scala da 0 a 100, non sarebbero state adeguate.

6 CARATTERIZZAZIONE DELLA TORBIDITÀ: IL TRBIX

Sebbene la trasparenza delle acque (profondità di scomparsa del Disco Secchi) rappresenti un importante parametro di qualità che non deve essere ignorato, essa tuttavia non può essere incorporata in un indice trofico seguendo la stessa procedura utilizzata per gli altri indicatori di livello trofico.

La trasparenza è il risultato di almeno tre funzioni-componenti che determinano l'assorbimento della luce e la sua dispersione (scattering): a) l'acqua e le sostanze in essa disciolte, b) la biomassa fitoplanctonica, c) la torbidità minerale (Bukata *et al.*, 1991a).

Eccetto che in particolari situazioni, l'effetto (a) non contribuisce essenzialmente alla variabilità della trasparenza in acqua di mare, ciò che ci porta a considerare soltanto le altre due funzioni.

Se l'assorbimento della luce e la dispersione sono dovute esclusivamente alla biomassa presente nella colonna d'acqua, allora le acque per ogni valore di trasparenza sono otticamente "sature di biomassa" (biomass saturated), cioè a dire che esiste una relazione quantificabile tra la misura della trasparenza con il Disco Secchi e la massima quantità di biomassa fitoplanctonica che può essere presente nella colonna d'acqua.

In presenza di torbidità minerale, l'acqua non può essere saturata otticamente dalla biomassa: le concentrazioni effettive di fitoplankton rimangono quindi sotto il loro livello potenziale di saturazione.

Dalla rielaborazione dei dati del programma OECD (OECD-Vollenweider-Kerekes, 1982) è stato possibile derivare una semplice relazione empirica tra la trasparenza e la clorofilla, in condizioni approssimate di saturazione ottica da clorofilla:

$$TRSP(p) = 30/Ch^{(0.7)} \quad (5)$$

[Intervallo approssimato di validità: Ch da 0.2 a 300 mg/m³; TRSP da 48 a 0.3 m].

Da questa relazione² si può definire un rapporto “Torbidità/Clorofilla”, inteso come rapporto tra trasparenza potenziale (p) calcolata dalla (5), e trasparenza reale (a), quella effettivamente misurata:

$$TRBR = TRSP(p)/TRSP(a) \quad (6)$$

Su queste basi è stato formulato l’indice di torbidità, calcolato come il logaritmo con base 2 di TRBR,

$$TRBIX = \log_2(TRBR) \quad (7)$$

La prima e semplice interpretazione di questo indice è che le acque sono otticamente saturate dalla biomassa, in termini di clorofilla, quando TRBIX =0; se TRBIX =1, l’effetto della clorofilla sarà uguale a quello delle altre forme di torbidità; se TRBIX =2, la clorofilla contribuirà con circa 1/4, ecc.

Nella Figura 5 sono mostrate le variazioni del TRIX(DIN, PT) e del TRBIX per la stazione 314.

Dall’esame della figura si possono fare le seguenti considerazioni:

- d) mediamente le acque di questa stazione di campionamento non sono otticamente “sature di biomassa” in termini di clorofilla; la densità media di biomassa fitoplanctonica è al di sotto del suo potenziale, tranne che in occasione di estese fioriture, in particolare durante la primavera del 1987, situazione che coincide con elevati valori di TRIX per la presenza di acqua dolce padana e conseguente fioritura di diatomee;
- e) d’altra parte valori di TRBIX in eccesso, di 2-3 unità, coincidono, con poche eccezioni, con le registrazioni delle altezze dell’onda superiori ai 5-6 piedi, misurate 10 km al largo. Durante tali eventi, i sedimenti erano risospesi in maniera ben visibile lungo tutta la costa, per una fascia di circa 5 km da riva al largo.

Il confronto tra degli andamenti degli indici e l’ottimo accordo con le ipotesi, conferma la validità del TRBIX come misura relativa della presenza nella colonna d’acqua di torbidità minerale.

7 TRBIX E TRIX: INDICE GENERALIZZATO DI QUALITÀ

Sebbene esista una tendenza generale di tipo inverso tra i due indici, come del resto ci si deve aspettare almeno in teoria, il diagramma di dispersione dei valori puntuali mostra che singoli dati variano in maniera largamente indipendente. Di conseguenza la combinazione di TRIX e TRBIX come componenti di un vettore, dovrebbe caratterizzare la qualità delle acque costiere in maniera più generale.

Nel diagramma presentato in Figura 6, lo spazio vettoriale è stato suddiviso in 4 quadranti mediante rette individuate dalle medie generali del TRIX e del TRBIX. Le

⁽²⁾ Una stima preferibile della concentrazione di clorofilla da utilizzare nella formula, è quella relativa alla sua concentrazione media nella colonna d’acqua, da 0 m fino alla profondità di scomparsa del Disco Secchi.

proprietà complessive della qualità delle acque possono essere specificate come segue, muovendo in senso orario dal quadrante situato in basso a sinistra:

1. sotto la trofia media e sotto la torbidità media,
2. sopra la trofia media e sotto la torbidità media.
3. sopra la trofia media e sopra la torbidità media,
4. sotto la trofia media e sopra la torbidità media,

Le fluttuazioni temporali di questo indice generalizzato di qualità è rappresentata nella parte bassa della Figura 5.

8 ULTERIORI APPLICAZIONI DEL TRIX

L'Indice Trofico e la relativa Scala Trofica possono trovare impiego in almeno tre altre importanti applicazioni:

- a) *Valutazione dell'evoluzione trofica a lungo termine per una data area di mare, nell'arco di parecchi anni.*

Le due figure seguenti si riferiscono all'andamento del TRIX in una stazione sottocosta (Figura 7a), e in una stazione situata 10 km al largo (Figura 7b). Nel primo caso è possibile notare un debole andamento stagionale, sovrapposto però a condizioni di pronunciata fluttuazione casuale.

Nella stazione al largo le variazioni stagionali sono invece molto evidenti, con i massimi soprattutto nel periodo primaverile e i minimi in estate-autunno. Inoltre, a partire dal 1990, sembra di individuare una tendenza verso valori più bassi di TRIX. Modificazioni di questo tipo, possono facilmente essere correlate a variazioni nel lungo periodo delle portate dei fiumi, o delle condizioni meteorologiche, ecc.

Di fatto, nel caso dell'Adriatico nord-occidentale, questo trend a diminuire è da attribuire all'effettivo calo dei carichi di nutrienti immessi a mare dal f. Po, in parte per il susseguirsi di annate di tempo prevalentemente secco, in parte per gli effetti delle politiche di risanamento condotte negli anni recenti, tese soprattutto al controllo delle sorgenti di nutrienti, in particolare del fosforo.

- b) *Mappatura delle condizioni trofiche relative ad un'area di mare, per una certa data.*

Come esempio la Figura 8 riporta la situazione trofica incontrata lungo la costa dell'Emilia-Romagna nel Settembre 1993. L'Indice Trofico è stato calcolato stazione per stazione (Cfr. Figura 1); le corrispondenti isolinee sono state tracciate utilizzando un programma commerciale di elaborazione grafica (SURFER Ver. 4.14 della Golden Software Inc. 1989).

La figura evidenzia la differenziazione areale nelle due direzioni, da Nord a Sud e da sottocosta al largo. Da sottolineare poi gli alti valori di TRIX (≥ 5.6) nell'area adiacente al delta del Po, il progressivo decremento in direzione Sud e il rientro sottocosta di acque di mare aperto all'altezza di Cesenatico, con un valore di TRIX

≤ 3.6 . L'intero quadro può essere interpretato come una sequenza di vortici da Nord a Sud di circa 30 km di diametro.

c) *Caratterizzazione delle condizioni trofiche per settori areali e per prolungati periodi di tempo.*

Questo uso del TRIX rappresenta la base per effettuare confronti di tipo regionale e/o studiare l'evoluzione dei livelli trofici nel lungo periodo per la stessa zona di mare. Gli aspetti salienti per questo tipo di analisi, che presuppone un approccio di tipo statistico, sono sviluppati nel paragrafo successivo.

9 PROPRIETÀ STATISTICHE DEL TRIX

I dati utilizzati per lo studio del comportamento statistico dell'Indice Trofico erano quelli raccolti a partire dal 1982 fino al 1993, dalla Struttura Oceanografica Daphne. I dati si riferiscono a 38 stazioni di prelievo e misura che coprono l'intera fascia costiera situata tra il delta padano e Cattolica, per un'estensione al largo di 20 km.

Un'analisi preliminare dei dati (confronti tra i valori medi dei parametri nelle varie stazioni) ha consentito l'individuazione di gruppi relativamente omogenei di stazioni, di cui 5 sottocosta (G1, G2, G4, G5, G7) e 3 al largo (G3, G6, G8). (Cfr. Figura 1)

Dal momento che solo dopo il 1989 si iniziò a determinare con regolarità il parametro Azoto totale, oltre alla suddivisione in gruppi omogenei, i dati sono stati organizzati anche per 2 distinti periodi, dal 1982 al 1988 e dal 1989 al 1993.

La grande varietà di situazioni descritte dai dati, ha infine permesso lo studio delle problematiche connesse a:

- a) tipo di distribuzione statistica dei dati e trasformazioni ottimali ai fini della normalizzazione,
- b) stabilizzazione delle varianze e
- c) discriminazione tra medie, gruppi ed evoluzione temporale.

9.1 DISTRIBUZIONE DEI DATI E NORMALIZZAZIONE.

Come già accennato in precedenza, la semplice log-trasformazione dei dati grezzi è da considerarsi adeguata al fine di normalizzare le distribuzioni di serie di dati per parametri individuali. Questo assunto è stato ulteriormente verificato utilizzando le trasformazioni di Box & Cox (Box e Cox, 1964) su serie di dati ad alta risoluzione temporale (i.e. elevata frequenza temporale), ma non necessariamente può essere applicato a set di dati con bassa risoluzione temporale (ad es. serie anche poliennali di dati, ma con cadenza solo stagionale).

Per quanto riguarda il TRIX inteso come risultato di una combinazione lineare, occorre sottolineare che la normalità e l'indipendenza delle varianze tra le serie dei parametri-componenti, sono il prerequisito affinché il TRIX riassume e mantenga inalterate le proprietà statistiche delle variabili originarie.

9.2 DISCRIMINAZIONE E CONVERSIONE TRA CORRISPONDENTI SERIE DI TRIIX

Quanto differiscono tra loro le tre stime del TRIIX(DIN-PO₄; DIN-PT, NT-PT)? È possibile correlare tra loro le tre stime attraverso una semplice conversione?

La Figura 9 relativa al gruppo G1 mostra che le rispettive distribuzioni cumulate, in un diagramma di probabilità normale, sono sufficientemente distinte per consentire una discriminazione tra le corrispondenti popolazioni di dati, sebbene le differenze tendono a diminuire con il crescere dei valori di TRIIX.

Questo è da attribuire al fatto che, alle alte concentrazioni di azoto e fosforo totale, una quota progressivamente elevata di nutriente è presente in forma minerale disciolta. Numericamente la differenza tra le medie delle popolazioni di TRIIX(NT, PT) e TRIIX(DIN, PT) risulta di 0.393 ± 0.078 , tra TRIIX(NT, PT) e TRIIX(DIN, PO₄) di 1.000 ± 0.111 , e tra TRIIX(DIN, PT) e TRIIX(DIN, PO₄) di 0.693 ± 0.105 .

Questi risultati si riferiscono alle elaborazioni eseguite sulle medie di TRIIX, nelle tre forme, calcolate per gli 8 gruppi di stazioni di riferimento e per i due citati periodi di osservazione, prima e dopo il 1989, per un totale di 16 distinte distribuzioni. Questi risultati ci inducono a ritenere che la conversione tra le tre forme di TRIIX è possibile, usando appropriati fattori e senza causare errori di rilievo, se applicata a popolazioni di dati. Risulterà invece molto discutibile se applicata a dati singoli.

9.3 STABILITÀ DELLE VARIANZE E DISCRIMINAZIONE TRA GRUPPI

L'analisi statistica delle distribuzioni di TRIIX(DIN, PT) tra i gruppi sia sottocosta che al largo, fornisce un valore medio complessivo di STD, calcolato su tutti i dati, pari a 0.9415. La discriminazione tra i gruppi sembra essere ben assicurata. Inoltre riportando in grafico (Figura 10) le STD di ogni gruppo contro le rispettive medie di TRIIX(DIN, PT), è possibile evidenziare due ben distinti andamenti: le STD dei gruppi sottocosta sono indipendenti dalle rispettive medie, sia che si tratti del primo periodo antecedente il 1989, sia quello successivo;

I gruppi off-shore G3, G6, G8 sono caratterizzati invece da una correlazione netta tra STD e medie di TRIIX. Per questi gruppi, nonostante la log-trasformazione dei dati grezzi e la successiva combinazione lineare dei parametri di stato trofico che compongono il TRIIX, non sono state raggiunte le condizioni di indipendenza delle varianze dalle medie, che come noto rappresenta il principale assunto per l'avvenuta normalizzazione delle distribuzioni.

In base a questi risultati possiamo considerare i gruppi sottocosta come statisticamente omogenei, mentre quelli al largo non lo sono. Una delle principali ragioni che spiega la divergenza tra i gruppi di stazioni a riva rispetto quelli al largo è da ricercare nel diverso regime idrodinamico che interessa le masse d'acqua sottocosta e quelle off-shore, oltre i 10 km. Nel primo caso costante è l'apporto di acque dolci padane, mentre oltre i 10 km l'influenza delle acque padane è minore e comunque saltuaria, ciò che aumenta la variabilità complessiva in queste zone di mare e quindi determina l'eterogeneità delle varianze.

Le principali conclusioni che possiamo trarre da queste analisi sono le seguenti:

- a) La varianza delle distribuzioni di TRIX entro e tra tutti i gruppi sottocosta è abbastanza stabile, con una STD praticamente costante di circa 0.9. Di conseguenza, rappresentando le distribuzioni in un diagramma di probabilità normale, i dati per gruppo dovrebbero allinearsi secondo rette parallele, con possibilità di discriminare tra i gruppi (i.e. tra le rette) distinguendoli a seconda delle loro medie.
- b) La divergenza da questo comportamento dei gruppi off-shore G3, G6, G8 è da attribuire al fatto che questi gruppi non sono omogenei e dovrebbero essere ulteriormente suddivisi in sottogruppi. Per estensione, se più stazioni di misura sono riunite in un gruppo, la prima cosa da fare è la verifica dell'omogeneità tra le stazioni.
- c) Se la procedura che qui è stata presentata viene applicata a data-set relativi ad altre zone di mare, si rendono necessari appropriati test di validazione e verifica.

10 INDICI SUPPLEMENTARI

Per quanto concerne l'utilizzo delle risorse disponibili per il sistema costiero, quali nutrienti specifici, disponibilità della luce, effetti del rimescolamento verticale, effetti di particolari fattori biotici e/o loro possibile tossicità, di particolare interesse risulta lo studio dei rapporti tra componenti nutritive singole e/o aggregate.

Il rapporto N/P viene comunemente impiegato come indicatore per individuare la possibile limitazione della crescita algale da parte dell'azoto o del fosforo. Al riguardo il TRIX, di per sé, non fornisce indicazioni utili sul fattore limitante. Per completare il quadro sugli indici che possono trovare utile impiego in oceanografia costiera, ad integrazione dell'uso del TRIX (in termini di moduli complementari), elenchiamo i seguenti:

1. *Indici di limitazione di Dobson (Dobson, 1994).*

$$X_n = [(\text{minN} + \text{PON}) / \text{PON}] (\geq 1),$$

$$X_p = [(P / \text{PO}_4 + \text{POP}) / \text{POP}] (\geq 1).$$

Nelle formule minN è l'azoto minerale disciolto(DIN), PON e POP sono rispettivamente l'azoto e il fosforo particolati.

Una volta valutati X_n e X_p , possiamo avere un'indicazione sulla forma prevalente di limitazione:

P-limitazione se: $X_p < X_n$

N-limitazione se: $X_p > X_n$

2. *Diagrammi di Innamorati: (Innamorati e Giovanardi, 1992)*

In un diagramma definito da coordinate $\log(\text{Ch}/\text{DIN})$ e $\log(\text{Ch}/\text{P-PO}_4)$ le diverse aree di mare vengono caratterizzate in funzione della loro collocazione nel piano cartesiano; il diagramma fornisce immediatamente due indici derivati addizionali: $\text{DIN} / \text{P-PO}_4$ e $\text{Ch}(\text{DIN} * \text{P-PO}_4)^{0.5}$.

Sebbene non identica, l'interpretazione di questi ultimi indici è simile a quella del rapporto $\log[(Ch \cdot D\%O)/(N \cdot P)]$ rappresentato in Figura 3. Si tratta in entrambi i casi di una preliminare ma realistica valutazione dell'efficienza nell'utilizzo dei nutrienti da parte della biomassa.

PARTE II: SCALA TROFICA PER LE ACQUE COSTIERE

1 INTRODUZIONE.

Nello studio dei livelli trofici delle acque costiere, l'approccio metodologico che persegue la ricerca di una relazione funzionale tra carichi di nutrienti sversati a mare dai fiumi e stato trofico della fascia costiera, rimane pur sempre valido (Giovanardi e Tromellini, 1992a), ma deve essere ripensato e ridisegnato: a differenza dei laghi, le aree costiere rappresentano sistemi aperti (*open unconfined systems*) difficilmente riconducibili al concetto di Reattore Continuamente Rimescolato (*CSTR models*), su cui si basa invece la modellistica previsionale di stato trofico dei laghi. (OECD, 1982)

Il semplice trasferimento della categorizzazione trofica tipica della limnologia all'oceanografia costiera, si dimostra inadeguato perché comporta l'evidente paradosso che lo stesso tratto di costa, interessato in tempi diversi da masse d'acqua di origine diversa, può essere classificato oligotrofico oggi e, al verificarsi di una fioritura, eutrofico domani.

Inadeguata è anche la terminologia trofica tradizionale (oligo-, meso-, eu-, con le relative classi intermedie ed estreme), perché si presta facilmente ad un uso arbitrario, in molti casi finalizzato soltanto a suffragare convincimenti del tutto personali e soggettivi.

Il problema non è soltanto di natura semantica, diventa sostanziale nell'attività pianificatoria, quando è necessario programmare interventi di risanamento e definire obiettivi di qualità da raggiungere.

Per le acque costiere, il TRIX risponde appunto a questa esigenza. (Vollenweider *et al.*, 1998)

L'introduzione del TRIX (Indice Trofico) e della relativa scala, consente l'abbandono della categorizzazione trofica tradizionale (in oceanografia biologica è più corretto parlare di produttività che di trofia delle acque): l'entità dei livelli trofici dei sistemi costieri può essere direttamente misurata prescindendo dalla dinamica del sistema fisico e, in più, con la possibilità di trattare il TRIX come una qualsiasi variabile statisticamente distribuita.

2 RAPPRESENTATIVITÀ DEL TRIX

In senso statistico, un indice deve possedere due proprietà fondamentali:

- deve rendere conto della ricchezza dei segnali forniti dall'osservazione;
- deve essere essenziale e non ridondante.

Nella formulazione del TRIX occorre perciò focalizzare l'attenzione su quei parametri che contribuiscono ad aumentare in misura sensibile l'informazione complessiva insita nei dati analitici e nelle misure.

Il metodo seguito (Orloci, 1973), sviluppato in origine per le comunità biologiche, viene qui applicato al caso dei parametri analitici e alle misure chimico-fisiche che caratterizzano una zona costiera.

Ognuno dei parametri ambientali, intesi come **descrittori** del sistema, racchiude in sé una quota della quantità di **informazione** globale che il sistema fornisce attraverso le osservazioni.

Il criterio impiegato per ordinare le variabili, assegnando ad esse un punteggio, è detto **criterio di dispersione**.

L'informazione globale è infatti rappresentata da una matrice simmetrica di dispersione, che esprime lungo la sua diagonale maggiore, la **variazione** dei singoli parametri, mentre gli altri termini rappresentano la **co-variazione** di ciascun parametro nei confronti di tutti gli altri.

Si parte dalla matrice **W** delle devianze e codevianze (*matrix of deviation sums of squares and cross products*), basata sui dati log-trasformati.³

Ricorrendo a tecniche di Correlazione parziale e di Analisi Multivariata della Covarianza, si assegna alle variabili un punteggio e si ordina nel vettore s_i il punteggio più alto:

$$s_i = \max \left(\sum_{i=1}^p \frac{(w_{1,i})^2}{w_{1,1}}, \dots, \sum_{i=1}^p \frac{(w_{p,i})^2}{w_{p,p}} \right)$$

Si rimuove poi la quantità d'informazione espressa dalla prima *most informative variable* dalla matrice **W** e si determina l'informazione residua:

$$W_{residua} = W_{iniziale} - (w_{ni} \times w'_{ni}) \times w_{ni,ni}^{-1}$$

Se ni è il posto occupato dalla prima *most informative variable*, si rimuovono dalla matrice anche la riga e la colonna di appartenenza: tutti i termini che hanno a che fare con quella variabile vengono annullati.

Anche gli altri termini della matrice sono modificati in modo da perdere ogni elemento di covariazione con la variabile eliminata, che essi invece contenevano all'inizio.

Si passa quindi al secondo step, individuando la seconda *most informative variable*, e ordinando il relativo punteggio nel vettore s_i .

³ Le distribuzioni dei dati di biomassa e di nutrienti ben si prestano alla normalizzazione attraverso la Log-trasformazione. Vari tests statistici (metodo delle Funzioni g e la *Taylor power law* (Legendre and Legendre, 1984. Green, 1979)), confermano la bontà della Log-trasformazione per gran parte delle distribuzioni di dati grezzi. Per ragioni di uniformità di scala, tale trasformazione è stata adottata anche per quei parametri fisici e chimico-fisici, per i quali la Log-trasformazione, ai fini della normalizzazione, è invece poco realistica.

Dopo p iterazioni, la matrice W di partenza è diventata la matrice nulla, con tutti i termini azzerati, nel senso che tutta l'informazione in essa contenuta è stata estratta.

Se s_i è la misura dell'informazione estratta dalla i -esima variabile, unicamente contenuta in essa e non comune con le altre $p - 1$ variabili, allora avremo:

$$\sum_{i=1}^p s_i = \sum_{i=1}^p w_{i,i} ,$$

a significare che la variazione totale contenuta nella diagonale della matrice originaria è stata correttamente ripartita.

I risultati del test possono essere rappresentati in un diagramma che mostra i punteggi percentuali s_i verso le p -variabili considerate, previamente ordinate secondo la quota decrescente di informazione.

A colpo d'occhio è possibile conoscere l'informazione complessiva che sarà ritenuta, considerando soltanto m ($<p$) variabili e scartando il resto.

Questa procedura è stata applicata ai dati delle stazioni costiere adriatiche. I parametri descrittivi considerati erano 12, per un totale di 150 records di dati.

I risultati sono stati rappresentati sia in diagramma che in tabella. (Figura 11 e Tabella 4).

Tabella 4: Criterio di dispersione: risultati del test. ($N = 150$). (Orloci, 1973; Green, 1979)

N.	PARAMETRI	S_i	%	% di informazione residua
				100
1	N/NO ₃	134.55	31.82	68.18
2	N/NH ₃	118.22	27.95	40.23
3	P/PO ₄	50.48	11.94	28.29
4	Ch	34.14	8.07	20.22
5	D%O	33.66	7.96	12.26
6	TP	16.68	3.94	8.32
7	F%	16.53	3.91	4.41
8	TN	9.49	2.24	2.16
9	Disco Secchi	6.35	1.50	0.66
10	T°C	2.22	0.52	0.14
11	O ₂ D (% sat.)	0.55	0.13	0.01
12	Sal. (‰)	0.03	0.01	0
	TOT	422.9	100	

Per ciascuna variabile sono riportati i valori percentuali delle quote di informazione estratta e la quantità residua di informazione *a valle* della stessa variabile.

Nell'esempio riportato, relativo ad una zona caratterizzata da media produttività, (gruppo G8, al largo di Cattolica), i nutrienti N e P, nella loro forma minerale disciolta,

contengono oltre il 70 % dell'informazione complessiva che è possibile ricavare dal sistema con la misura dei 12 parametri considerati.

I tre parametri successivi, Clorofilla, D%O e Fosforo totale, portano questa quota al 91.6%.

Se rinunciamo ai parametri più propriamente chimico-fisici posti a valle del TN, di fatto rinunciamo soltanto al 2.16% dell'informazione contenuta nei dati.

La Salinità risulta un parametro del tutto trascurabile (<0.01%), mentre più ricca di informazione si dimostra la variabile derivata F% (contenuto percentuale d'acqua dolce nei campioni)⁴. Nell'esempio considerato, l'F% assume un punteggio di poco inferiore al TP, ma supera nettamente il TN.

Anche nelle altre aree costiere esaminate, compresa la zona di mare antistante la Maremma toscana, emerge notevole affinità nel comportamento delle variabili, con i nutrienti disciolti sempre nelle prime posizioni, mentre Disco Secchi, Temperatura, Ossigeno disciolto e Salinità, relegati agli ultimi posti della graduatoria più o meno nello stesso ordine, si rivelano descrittori estremamente poveri d'informazione.

I parametri utilizzati per la formulazione del TRIX(DIN, TP), di fatto spiegano il 79.7% di tutta la variabilità contenuta nella matrice di dispersione. Se avessimo considerato l'ortofosfato solubile al posto del TP, l'Indice Trofico avrebbe espresso una quota di informazione pari all'87.7% del totale.

Il TRIX dimostra dunque di possedere essenzialità e rappresentatività, che sono, come si accennava sopra, le due proprietà fondamentali per un buon indice sintetico.

3 L'USO DEL TRIX PER RIDURRE LA COMPLESSITÀ DEI SISTEMI

3.1 L'USO DEGLI INDICI IN ECOLOGIA APPLICATA

Nell'indagine ecologica la formulazione di indici sintetici risponde all'esigenza di ridurre la complessità dei sistemi biologici ad un livello tale da rendere possibile il loro controllo e quindi favorire la loro gestione.

Numerosi sono i riferimenti della letteratura riguardanti i vantaggi derivanti dall'uso di variabili-indice. In senso generale, una variabile-indice è definibile come una combinazione matematica di due o più parametri che si rivela utile almeno nel contribuire ad una corretta interpretazione dei fenomeni. (Pikul, 1974)

⁴ Il parametro: $F\% = \frac{S_{open\ sea} - S_i}{S_{open\ sea}} \cdot 100$, è una misura della quantità d'acqua dolce presente in un

campione, rispetto alla salinità del mare aperto (Yentsch, 1975). Nella formula $S_{open\ sea}$ può essere posta convenzionalmente pari a 37.5‰, mentre S_i rappresenta la misura di salinità, rilevata all'atto del campionamento, nel generico punto i -esimo. Questo rapporto ($F\% = dilution\ rate$) si rivela particolarmente utile nelle zone estuarine (Officer, C.B., 1976), o nelle aree costiere interessate da notevoli apporti d'acqua dolce, come è il caso del sistema Po-Adriatico (Giovanardi F. e Tromellini E., 1992b). Il tasso di diluizione, come ovvio, può variare tra 0 (solo acqua di mare aperto) e 100 (tutta acqua dolce).

Molto spesso questa combinazione matematica è rappresentata da un **rapporto** tra variabili ed è dettata dalla necessità di standardizzare e relativizzare le variabili originarie.

I molteplici indici di diversità proposti sono per lo più rapporti tra variabili ed hanno avuto grande successo presso gli ecologi perché consentono di ridurre ad un solo numero l'informazione contenuta nella massa dei dati iniziali. Essi vengono utilizzati come strumento di giudizio sullo stato di un ecosistema, anche se la procedura seguita per la loro formulazione implica necessariamente perdita di informazione preziosa fornita dalle variabili originarie: per meglio dire, si paga il vantaggio di utilizzare un **indice-rapporto** con la rinuncia a tutta l'informazione aggiuntiva contenuta nei dati di base.

I rischi e le conseguenze derivanti dalla trasformazione di una base-dati di variabili in una base-dati di rapporti, includono:

- forte aumento della variabilità degli indici (e della loro eterogeneità), rispetto a quella delle singole variabili;
- formazione di correlazione spuria tra variabili altrimenti non correlate;
- distribuzioni di probabilità delle variabili-indice molto lontane dalla normalità, inusuali e praticamente intrattabili.

Secondo i recenti sviluppi dell'Ecologia applicata, l'approccio metodologico corretto allo studio dell'integrità di un ecosistema, è basato sull'impiego degli indici multimetrici. (Barbour *et al.*, 1995)

Un indice di questo tipo è costituito da un vettore (*array*) di metriche, ciascuna delle quali fornisce informazioni su un particolare attributo del sistema. (Fausch *et al.*, 1990).

Quando le singole metriche vengono sommate, l'indice che ne deriva funziona da indicatore complessivo dello stato di qualità (o di integrità) rispetto ad una situazione ottimale di assenza di stress derivanti ad es. dalle attività umane. (U.S. E.P.A., 1996)

Sotto questo aspetto il TRIX è paragonabile ad un indice multimetrico, essendo i parametri che lo compongono indicatori di biomassa fitoplanctonica, reale o potenziale, ed assumono perciò il significato di parametri fondamentali di stato trofico.

Negli indici di integrità ambientale sviluppati soprattutto per i sistemi ad acqua corrente, le componenti metriche sono a loro volta indici-parziali di un particolare attributo del sistema, biotico o abiotico. Per le acque costiere il TRIX offre invece il vantaggio di utilizzare, come componenti, non indici parziali, ma indicatori (variabili) ambientali direttamente misurabili.

La gran quantità di dati a disposizione, relativi alla fascia costiera adriatica notoriamente affetta da problemi di eutrofizzazione, ci ha offerto l'opportunità di esplorare un campo non ancora sufficientemente indagato e di approfondire molti aspetti spesso sottovalutati: il confronto tra le proprietà statistiche delle singole variabili in un contesto multivariato e, parallelamente, il comportamento dell'indice derivato, con particolare attenzione agli effetti della combinazione lineare sull'omogeneità delle varianze.

3.2 IL TRIX COME MODELLO LINEARE ADDITIVO

Se da un punto di vista funzionale il TRIX è assimilabile agli indici multimetrici (somma di indicatori parziali), in termini matematici esso richiama piuttosto i modelli lineari additivi.

Una funzione lineare additiva è definita dalla seguente relazione:

$$Y = a_1 X_1 + \dots + a_n X_n.$$

Teoricamente, nell'ipotesi che le p variabili X_j siano indipendenti e distribuite normalmente, i parametri della distribuzione della variabile derivata sono legati a quelli delle variabili originarie dalle seguenti relazioni:

$$\bar{Y} = \sum_{i=1}^n a_i \bar{X}_i; \quad \text{var}(Y) = \sum_{i=1}^n a_i^2 \cdot \text{var}(X_i).$$

In realtà, dobbiamo rifiutare l'ipotesi di indipendenza delle variabili e tenere conto della struttura dei dati e dei legami più o meno intensi che si stabiliscono tra le variabili, trattandosi di parametri di tipo ambientale.

Operando in un contesto multivariato e facendo ricorso alla notazione matriciale, le relazioni funzionali sopra riportate devono essere scritte:

$$\bar{y} = \mathbf{a}' \bar{\mathbf{x}};$$

$$\text{var}(Y) = \sum \sum a_i a_j \cdot \mathbf{s}_{i,j} = \mathbf{a}' \mathbf{S} \mathbf{a},$$

dove: $\bar{\mathbf{x}}$ è il vettore-colonna delle medie dei parametri, \sum è il simbolo di sommatoria, \mathbf{S} è la matrice di covarianza dei dati originari, $\mathbf{s}_{i,j}$ sono i termini della matrice, \mathbf{a}' e \mathbf{a} sono i vettori riga e colonna dei coefficienti della funzione lineare additiva.

Nella procedura di formulazione dell'Indice Trofico, si opera dapprima una semplice sommatoria delle variabili previamente Log-trasformate.

Poniamo pertanto:

$$a_i = a_j = 1;$$

Ne consegue che:

$$\text{var}(Y) = \sum \sum \mathbf{s}(x)_{i,j}.$$

La misura della varianza della variabile derivata Y è pari alla somma di tutti i termini della matrice \mathbf{S} : i termini con $i = j$, corrispondenti alle varianze delle variabili originarie, poste sulla diagonale della matrice, più quelli con $i \neq j$, corrispondenti alle covarianze in tutte le loro possibili combinazioni.

Se indichiamo con $\text{var}(X_{i=j})$ le varianze delle variabili originarie, avremo che:

$$\text{var}(Y) > \sum \text{var}(X_{i=j}) \quad (> \sum \mathbf{s}(x)_{i=j}),$$

essendo $var(Y)$ comprensiva anche della quota restante di variabilità espressa da:

$$\sum cov(X_{i \neq j}) = \sum s(x)_{i \neq j}$$

L'entità di questa differenza ha profonde implicazioni sul piano strettamente biologico: se si passa da sistemi costieri ad elevata produttività (ad es. il gruppo G2, relativo alle stazioni *on-shore*, lungo il tratto di costa da Porto Garibaldi a Porto Corsini), a quelli caratterizzati da basso livello trofico (acque superficiali tirreniche antistanti la Maremma Toscana), si osserva un forte aumento della quota di covarianza rispetto alla variabilità totale: un sistema a bassa produttività è caratterizzato da forte interdipendenza tra le variabili, mentre in un sistema eutrofico i parametri fondamentali variano in maniera autonoma, sotto la spinta di sorgenti di variazione che sono esterne al sistema, (ad es. i carichi immessi nella fascia costiera adriatica dal fiume Po).

La quota della variabilità complessiva attribuibile alle covarianze passa da un minimo del 17% nel gruppo G2, a oltre il 40% nel gruppo MAR. (cfr. Tabella 5).

Tabella 5: Effetti della combinazione lineare sulla variabilità del sistema.

Varianze dei parametri fondamentali e confronti con gli indici derivati.

Numero dei record di dati elaborati per ogni gruppo adriatico = 150

(Gruppo MAR – Acque Costiere Tirreniche = 83)

Elaborazioni dopo trasformazione Logaritmica decimale.

	VARIANZE					
	MAR	G7	G5	G4	G2	G1
D%O	0.122	0.262	0.274	0.247	0.261	0.262
Chl a	0.082	0.232	0.239	0.191	0.155	0.169
DIN	0.238	0.252	0.302	0.268	0.270	0.348
TP	0.206	0.091	0.104	0.060	0.087	0.053
$var(Y) = \sum \sum s(x)_{i,j}$ (A)	1.093	1.173	1.301	1.117	0.936	1.087
$\sum var(x_{i=j})$ (B)	0.648	0.837	0.919	0.766	0.774	0.832
% di covarianza rispetto a $var(Y)$ [(A-B)/A]*100	40.7	28.7	29.4	31.4	17.3	23.4
$var(TRIX)$ [0.694 $var(Y)$]	0.759	0.815	0.904	0.776	0.650	0.755

Rispetto alla combinazione lineare delle variabili originarie, nel TRIX sono state apportate due ulteriori modifiche: lo sfasamento (*shift*) delle origini delle variabili e l'introduzione di un fattore di scala.

I parametri caratteristici delle distribuzioni di TRIX, tenendo conto delle variabili originarie, sono i seguenti:

$$mean\ TRIX = (\bar{Y} - a) \cdot b = [(\sum \bar{x}_i) - a] \cdot b ;$$

$$\text{var } TRIX = \sum \sum b^2 \cdot \mathbf{s}(x)_{i,j} = b^2 \cdot \text{var}(Y);$$

$$b = 10/12; (b^2 = 0.694)$$

$$\text{var } TRIX = \sim 70\% \text{ var}(Y).$$

Lo *shift* complessivo delle variabili di $a = -1.5$ rispetto alla loro origine, non influenza, per definizione, le covarianze, mentre il fattore b necessario per scalare opportunamente l'Indice tra 0 e 10 unità, modifica la varianza di un fattore b^2 .

In questo modo la variabilità complessiva ($\text{var } TRIX$) risulta ridotta almeno del 30% rispetto a quella iniziale (di varianze e covarianze) espressa dalle variabili originarie.

3.3 ETEROGENEITÀ DELLE VARIANZE.

Nella statistica parametrica, basata cioè sull'assunzione delle condizioni di normalità della distribuzione, una delle più gravi violazioni dell'assunto è rappresentata dall'eterogeneità della variazione dell'errore.

Due sono le cause dell'eterogeneità:

- aberranti valori nei dati, risultanti da grossolani errori nel campionamento, o derivanti da campioni fortemente atipici;
- forte dipendenza della varianza dalle medie.

Le trasformazioni dei dati grezzi, possono ovviare al secondo inconveniente, mentre per l'individuazione degli *outliers* esistono numerosi metodi e test. (David *et al.*, 1964. Daniel e Wood, 1971)

Se anche dopo le trasformazioni più appropriate e l'individuazione (ed eliminazione) degli *outliers* permangono le condizioni di eterogeneità, occorre porsi seriamente il problema se continuare a ricercare la distribuzione teorica che meglio si adatta ai dati, o piuttosto adottare le procedure d'analisi proprie della statistica robusta (*distribution-free statistics*) (Kendall, 1966), tenendo conto del fatto che l'eliminazione degli *outliers* comporta sempre perdita d'informazione e le cause che li hanno prodotti a volte non possono essere trascurate e/o ignorate.

Analizziamo l'esempio relativo alla distribuzione campionaria dei dati Log-trasformati per il gruppo G4 (stazioni di misura *on-shore* del transetto di Marina di Ravenna: Livello trofico elevato - Acque molto produttive).

Le distribuzioni dei 4 parametri fondamentali relativi al gruppo G4 e riferite al periodo 1982-1988, sono state rappresentate nella carta di probabilità normale. (Cfr. Figura 12)

L'eterogeneità residua è definita più che da singoli punti anomali, dall'evidente curvatura delle traiettorie, soprattutto per le variabili DIN e D%O.

Al fine di confrontare più gruppi per la verifica dell'omogeneità delle varianze, in termini matematici (Morrison, 1976), il problema diventa:

$$\mathbf{H}_0 : S_1 = \dots = S_k.$$

Per k popolazioni multinormali di dati p -dimensionali, sia S_i la stima di S_i basata su n_i G.L. ($n_i = N_i - 1$).

Se l'ipotesi H_0 è vera:

$$S = \frac{1}{\sum n_i} \sum_{i=1}^k n_i S_i,$$

rappresenta l'esatta stima della matrice di covarianza comune.

Il test statistico per la verifica dell'omogeneità delle matrici di covarianza dei gruppi rispetto alla matrice comune, è il seguente:

$$M = \sum n_i \ln|S| - \sum n_i \ln|S_i|$$

Se C^{-1} è il fattore di scala:

$$C^{-1} = 1 - \frac{2p^2 + 3p - 1}{6(p+1)(k-1)} \cdot \left(\sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} - \frac{1}{\sum n_i} \right),$$

la quantità MC^{-1} è approssimativamente distribuita come χ^2 , con $1/2 (k-1) p (p+1)$ gradi di libertà.

Questo test è una generalizzazione del test di Bartlett sull'omogeneità delle varianze per il caso univariato; nella formula i determinanti delle matrici $|S_i|$ assumono il ruolo di **varianze generalizzate**

L'approssimazione alla distribuzione χ^2 appare essere buona quando k (numero dei gruppi) e p (numero delle variabili) non superano 4 o 5.

Nel caso che abbiamo voluto testare, $k = 7$ e $p = 4$, con 60 gradi di libertà.

Utilizzando quindi 7 campioni *random* di 150 records (83 per il campione delle acque tirreniche della Maremma) estratti dalla base dati complessiva, si è voluto verificare l'ipotesi H_0 sull'esistenza di una matrice di varianza-covarianza comune.

L'ipotesi H_0 è stata decisamente respinta, (cfr. Tabella 6) essendo risultato il valore della statistica:

$$MC^{-1} = 304.7 (**),$$

contro un valore tabellare di:

$$\chi^2_{0.05}; (\text{con } 60 \text{ G.L.}) = 79.08.$$

Occorre rilevare che il test di Bartlett generalizzato sulle matrici di covarianza, è estremamente sensibile alle condizioni di non-normalità e la distribuzione della statistica M è fortemente dipendente dall'assunto di multi-normalità. (Mardia, 1971)

Rispetto al caso univariato, in ogni matrice di covarianza, ci sono $1/2 p (p+1)$ varianze e covarianze che possono differire tra i gruppi e la probabilità che almeno una

di queste possa essere significativamente diversa aumenta rapidamente tendendo a 1, col crescere di p .

Tabella 6: Test di Bartlett generalizzato sulle matrici di covarianza (Morrison, 1976)

Gruppi	Determinanti delle matrici var-cov	Logaritmi Naturali
G1	6.530E-04	-7.334
G2	8.369E-04	-7.086
G4	6.019E-04	-7.415
G5	1.669E-03	-6.396
G7	1.244E-03	-6.690
G8	6.828E-04	-7.289
MAR	2.225E-04	-8.411
MATRICE VAR-COV COMUNE		
(ESATTA STIMA)	1.076E-03	-6.835

$M C^{-1} = 304.69 (**)$ – Valore critico di $\chi^2 = 79.08$ - (P = 95%)
 con: $1/2 (k-1) (p+1) p = 60$ G.L. $k=7; p=4$ (D%O, Ch, DIN, TP)

Elaborazioni su dati previamente Log-trasformati.

Risultato del Test: le varianze tra i sette gruppi esaminati non sono omogenee.

Al riguardo possiamo riproporre le seguenti considerazioni:

- i tests ANOVA multivariata per la differenza tra le medie, falliscono solo quando l'eterogeneità delle varianze è grande e ben evidente. (Marriott, 1974)
- la cosa peggiore che può capitare in caso di seria violazione dell'assunto dell'omogeneità delle varianze, è che differenze significative tra gruppi possano essere prodotte da differenti varianze e covarianze, piuttosto che da differenti medie.
- in ogni caso anche queste rappresentano differenze significative tra i gruppi e devono essere interpretate con la stessa importanza che si riserva alle differenze prodotte da medie diverse.

Le conclusioni che possiamo trarre dagli argomenti trattati in questo paragrafo e dai risultati del test di Bartlett generalizzato, sono le seguenti:

- i parametri prescelti per caratterizzare le zone costiere sono sicuramente rappresentativi dello stato trofico di tali aree, ma profondamente sbagliato sarebbe procedere ad una definizione dei livelli trofici individuando *ranges* di variazione (classi) in cui possono oscillare i valori dei vari parametri presi separatamente, o in cui si vanno a situare le medie, a causa della natura multi-variata delle loro distribuzioni;
- accettando l'ipotesi di multi-normalità, è possibile tenere sotto controllo l'effetto delle interazioni tra le variabili; tuttavia la significativa eterogeneità residua nelle

matrici di covarianza, rende problematica la definizione di un sistema di riferimento, sufficientemente stabile ed omogeneo, adattabile alle diverse aree costiere.

3.4 EFFETTI DELLA COMBINAZIONE LINEARE SULL'OMOGENEITÀ DELLE VARIANZE TRA I GRUPPI

La trasformazione generale finalizzata soprattutto a rendere omogenee le varianze, è rappresentata dalla *Taylor power law*. (Taylor, 1961; Legendre e Legendre, 1984; Green, 1979)

Se si traccia un diagramma delle varianze in funzione delle medie, la legge di Taylor stabilisce che:

$$s_y^2 = a \bar{y}^b ;$$

ciò che equivale, in forma lineare, a:

$$\log s_y^2 = \log a + b \log \bar{y};$$

una volta valutato b , la funzione di trasformazione ottima, cioè quella che omogenizza al meglio le varianze dell'insieme delle distribuzioni, è la seguente:

$$y' = y^{(1-b/2)} \quad (\text{se } b \neq 2)$$

$$y' = \log y \quad (\text{se } b = 2).$$

La Tabella 7 riporta i risultati di questa applicazione ai dati dei gruppi a nostra disposizione riferiti ai due periodi prima e dopo il 1989, più il gruppo MAR delle acque costiere tirreniche, per un totale di 17 gruppi di dati.

Tabella 7: Parametri fondamentali di Stato Trofico: la *Taylor power law* applicata alle medie relative a 17 gruppi di stazioni di campionamento e alle rispettive varianze. (Taylor, 1961)

Variabili	$\text{Log } s_y^2 = \text{Log } a + b \times \text{Log } \bar{y}$	Coeff. di Correlazione R
<i>D%O</i>	$\text{Log } y = 0.146 + 1.876 \text{ Log } x$	0.917
<i>Ch</i>	$\text{Log } y = 0.196 + 2.175 \text{ Log } x$	0.942
<i>DIN</i>	$\text{Log } y = 1.121 + 1.594 \text{ Log } x$	0.901
<i>TP</i>	$\text{Log } y = 0.441 + 2.242 \text{ Log } x$	0.768

La trasformazione logaritmica è ben giustificata almeno per le tre variabili con $b \cong 2$, mentre nel caso dell'azoto inorganico il valore di b è quasi intermedio tra 1 e 2 ($b = 1.594$).

Per il parametro DIN si renderebbe proponibile una trasformazione intermedia tra quella logaritmica ($b = 2$) e quella in radice quadrata. Per $b = 1$ si ottiene infatti:

$$y' = y^{(1-1/2)} = \sqrt{y}.$$

Adottiamo comunque anche per l'azoto la trasformazione logaritmica tenendo conto del fatto che *in most cases it makes sense to choose one or the other rather than something in between.* (Green, 1979).

In un contesto uni-variato, la scelta della trasformazione logaritmica può essere ritenuta in generale accettabile a garantire la normalizzazione delle distribuzioni, senza dover ricorrere a funzioni di trasformazione dei dati più complesse e meno di routine.

Nel contesto multivariato, nonostante la Log-trasformazione delle singole variabili, i test molto sensibili come quello di Bartlett non consentono di accettare l'ipotesi di omogeneità delle varianze tra gruppi, impedendo, come già ricordato, la definizione di un sistema di riferimento stabile.

Riproponiamo la *Taylor power law* applicata alle medie e varianze del TRIX, per valutare gli effetti della combinazione lineare sulla normalizzazione.

Ricordando che il valore della pendenza per il quale non è richiesta nessuna trasformazione dei dati è $b = 0$, calcoliamo, per i gruppi già esaminati prima (Tabella 6), la regressione tra le medie del TRIX e le rispettive varianze.

I risultati sono mostrati nella Figura 13.

La dipendenza delle varianze dalle medie è molto marcata soltanto per i gruppi off-shore (G3, G6, G8). In questo caso la correlazione è netta ($r = 0.979$) e l'alto valore della pendenza della retta di regressione ($b = 0.660$) indica che, nonostante la log-trasformazione dei dati di partenza, sussiste ancora una forte dipendenza delle varianze dalle corrispondenti medie di TRIX.

I gruppi off-shore delle stazioni di campionamento Adriatiche sono caratterizzati da elevata variabilità, e richiederebbero un'ulteriore suddivisione in sotto-gruppi più omogenei.

Queste zone di mare, situate al largo, oltre i 10 km dalla costa, sono caratterizzate da forte instabilità, tipica delle aree di transizione tra il vero sistema costiero, direttamente influenzato dagli apporti dei fiumi e dagli scarichi urbani, e il mare aperto, oltre i 20 km al largo.

Nel caso in esame, le stazioni situate al largo sono ancora condizionate dagli apporti del fiume Po, ma a causa del quadro correntometrico locale, particolarmente complesso, possono essere per lunghi periodi influenzate dalle acque provenienti dal mare aperto, povere di nutrienti.

Per gli altri gruppi di stazioni situate sottocosta, l'impiego del TRIX consente di ottenere i risultati di piena indipendenza delle varianze dalle medie.

Considerando tutti i gruppi *on-shore*, a cui aggiungiamo anche il gruppo *off-shore* G8 (nei due periodi: prima e dopo il 1989), il valore delle medie di TRIX oscilla da 3.5 a 6.5 circa, con una varianza che si stabilizza invece tra 0.7 e 0.9.

La correlazione è bassa ($r=0.35$), mentre il coefficiente b risulta prossimo allo 0, ($b=-0.06$). Se poi eliminiamo dalla regressione il dato anomalo rappresentato dal punto

G1 I (relativo a pochi record di dati raccolti nei primi anni ottanta), ogni residuo di correlazione scompare ($r=0.04$; $b=-0.0045$).

Graficamente l'andamento temporale del TRIX per il gruppo G4 è rappresentato nella Figura 14. Il successivo ordinamento in classi di frequenza lascia pochi dubbi sull'avvenuta normalizzazione della distribuzione (Figura 15)

Verifichiamo infine con un test molto più sensibile, se l'uso del TRIX conferma il raggiungimento delle condizioni di omogeneità delle varianze tra gruppi.

Applichiamo il test di Bartlett (⁵) a campioni di 150 dati estratti casualmente dai gruppi Adriatici relativi al periodo 1988-1993, più il gruppo MAR (83 dati), per un totale di 7 gruppi.

Il test di Bartlett (Tabella 8) conferma l'esistenza di una varianza comune tra i gruppi, vale a dire l'esistenza di un'unica popolazione di dati di TRIX, la cui varianza non è significativamente diversa da quelle delle singole distribuzioni.

Tabella 8: Test di Bartlett per la verifica dell'omogeneità delle varianze tra gruppi, applicato alle distribuzioni univariate di TRIX.

Gruppo	MAR	G1	G2	G4	G5	G7	G8
Medie	3.577	5.980	5.830	5.351	5.271	5.002	4.241
STD	0.871	0.869	0.806	0.881	0.951	0.903	0.855

c^2 di Bartlett= 4.52 (*n.s.*) << valore critico di c^2
 Con $(k-1)=6$ G.L., c^2 tabellare= 12.59 ($P.=0.95$)

4 IMPIEGO DEL TRIX PER DIFFERENTI SITUAZIONI SPAZIO-TEMPORALI

4.1 ESTENSIONE DELLA SCALA TROFICA E STIMA DELLA VERA MEDIA

Ricorrendo alla Teoria del Controllo Statistico (Cfr. Parte I), si dimostra che l'estensione della Scala Trofica adottata, da 0 a 10 unità di TRIX, è più che adeguata a rendere possibile la discriminazione tra due stime contigue di TRIX, in particolare si individua una quota di variabilità intrinseca nelle misure (*random noise*) \mathbf{s} , pari a 0.26-

⁵ Per il caso univariato, l'omogeneità delle varianze tra gruppi è verificata se la quantità:

$$c^2_{(k-1)} = \frac{1}{C} \cdot \left\{ \ln \bar{s}^2 \cdot \sum_{i=1}^k (N_i - 1) - \sum_{i=1}^k \left[(N_i - 1) \cdot \ln s_i^2 \right] \right\}$$
 risulta minore del corrispondente valore del c^2 tabulato, alla probabilità del 95% (o del 99%). Il test di Bartlett permette di testare l'ipotesi $\mathbf{H}_0: \mathbf{s}_1^2 = \mathbf{s}_2^2 = \dots = \mathbf{s}_k^2$ per le k varianze stimate con s_i^2 grazie a una funzione dei logaritmi naturali distribuita come c^2 , con $(k-1)$ G.L. Nella formula C è un opportuno fattore di correzione, k e p sono rispettivamente il numero dei gruppi e il numero delle osservazioni per gruppo. (Legendre, Legendre, 1984)

0.29, mentre due misure vicine risultano statisticamente distinte, se la loro differenza, in valore assoluto, è ≥ 0.85 ($\geq 3 s$).

Si pone ora la questione dell'accuratezza (deviazione dalla vera media) che è possibile raggiungere con un sistema di riferimento basato su distribuzioni campionarie di TRIX relative a situazioni spazio-temporali diverse, ma con varianza comune.

Particolare importanza assume perciò la stima della vera media e del suo livello di confidenza.

Come noto, la distribuzione della media campionaria è pressoché normale (con $N \geq 30$) anche quando la popolazione da cui è estratto il campione non è normalmente distribuita.

Ad un predeterminato livello di probabilità, il *range* entro al quale si situa la vera media, è funzione inversa del numero delle osservazioni:

$$d = 2 \cdot \frac{s \cdot z_c}{\sqrt{N}}$$

In questo caso per la stima di s possiamo utilizzare s , la STD campionaria, ($s = 0.876$, rappresenta la STD media tra quelle dei 7 gruppi considerati in Tabella 8), mentre z_c rappresenta il valore critico della variabile normale standard (1.96 per $P=95\%$; 2.58 per $P=99\%$) in un test a due code.

La grandezza d è perciò da intendersi come il livello di confidenza raggiungibile nella stima della vera media di TRIX ai fini dell'ordinamento delle zone costiere lungo la scala trofica, e definisce anche la capacità di discriminare (i.e. il potere risolutivo) tra le medie di due distribuzioni contigue di TRIX nel caso particolare in cui $N_1 = N_2 = N$ con STD comune: se la differenza tra le medie campionarie risulta $> d$, allora queste medie appartengono a due distribuzioni statisticamente distinte.

I valori critici di d , per due livelli di probabilità del 95% e del 99%, con $N_1 \neq N_2$, sono leggibili nei diagrammi di Figura 16 e Figura 17.

Il limite di 30 osservazioni assicura un intervallo di confidenza della media di circa 0.6 unità di TRIX al 95%, (0.8 unità al 99%). (Cfr. diagramma di Figura 18)

Al di sotto di questa soglia ($N=30$), l'uso della variabile standard z_c porterebbe a sottostimare la variabilità della media.

Ricorrendo alla variabile t_c di Student (Cfr. diagramma di Figura 19), i corrispondenti limiti di confidenza della media rimangono ancora accettabili fino a 14 gradi di libertà, se vogliamo mantenere un intervallo di confidenza inferiore ad un'unità di TRIX.

Per $N=15$, l'intervallo:

$$\bar{x} \pm t_c \cdot \frac{s}{\sqrt{N-1}},$$

risulta pari a 1.002 unità di TRIX, con $s=0.876$ e $t_c=2.14$, che è il valore critico di t , in un test a due code, per $P=100(1-\alpha/2)=97.5\%$, con 14 G.L.

La possibilità di discriminare tra due distribuzioni contigue di TRIX (potere risolutivo), aumenta al crescere di N, fino a valori intorno a 0.25 per $N_1 = N_2 = 150$: con campioni di 150 dati viene raggiunto dunque un potere risolutivo pari ad 1/4 di unità di TRIX.

Nel caso dell'Alto Adriatico, valori di 100-150 records di dati sono di norma prodotti annualmente per ogni gruppo omogeneo di stazioni di campionamento, nell'ambito delle campagne di monitoraggio condotte dalla Struttura Operativa Daphne dell'ARPA-R.E.R.e risultano pertanto più che adeguati a fornire ottimi livelli di accuratezza.

4.2 LIVELLI DI CONFIDENZA DELLE STD

Con 15 osservazioni, l'intervallo di confidenza della media è pari ad una unità di TRIX. Tuttavia un numero di dati così basso risulta inaccettabile: al diminuire di N, aumenta sempre di più l'intervallo di confidenza che deve essere assegnato alla STD della popolazione di provenienza dei dati.

Con $N = 100$, la distribuzione delle STD non è di tipo normale, ma segue un andamento asimmetrico molto ben approssimato dalla distribuzione di χ^2 .

Per $N = 15$, l'intervallo di confidenza della vera STD oscilla da un minimo di 0.664 ad un massimo di 1.43. Anche se l'intervallo di confidenza della media è pari ad una unità di TRIX, al limite dell'accettabilità, il livello di incertezza nella stima della vera STD è troppo elevato per essere accettato: una distribuzione di questo tipo presenta sicuramente problemi di eterogeneità della varianza d'errore rispetto a quelle utilizzate per costruire il sistema di riferimento e di conseguenza non potrebbe mai essere confrontata con le altre distribuzioni.

Con $N \geq 100$ e oltre, siamo in condizioni di sicurezza, essendo l'intervallo di confidenza della STD compreso tra 0.76 e 1.00 (i.e. $s = 0.876 \pm 0.12$ circa). Si consideri al riguardo la tabella successiva, che mostra il livello di confidenza per le medie e le STD dei campioni di riferimento. (Tabella 9)

Tabella 9: Campioni di riferimento: intervalli di confidenza al 95% per le medie di TRIX e relative STD. $N = 150$ ($N = 83$ per il gruppo MAR)

Gruppi	Vera media			Vera STD		
	Limite inferiore	Limite superiore	d (range)	Limite inferiore	Limite superiore	d (range)
MAR	3.389	3.764	0.375	0.769	1.049	0.281
G1	5.841	6.119	0.278	0.770	0.967	0.197
G2	5.701	5.959	0.258	0.715	0.897	0.182
G4	5.210	5.492	0.282	0.781	0.980	0.199
G5	5.119	5.424	0.304	0.843	1.058	0.215
G7	4.857	5.146	0.289	0.800	1.005	0.204
G8	4.105	4.378	0.274	0.758	0.951	0.193

Per campioni con $N = 51$, il limite superiore di confidenza della STD è pari a 1.10, quello inferiore pari a 0.74. Il valore limite di 1.10 coincide con la STD campionaria del gruppo G6 (1989-93), che era stato escluso dall'analisi a causa della sua eterogeneità (cfr. Figura 13).

E' chiaro che per $N < 50$, essendo la distribuzione delle STD asimmetrica e fortemente spostata verso i valori alti, il rischio di commettere errori di valutazione e di decisione nella stima della vera STD aumenta in modo inaccettabile (con $N = 31$, l'intervallo di confidenza della STD è compreso tra 1.19 e 0.71).

Possiamo concludere che, ai fini di una caratterizzazione ottimale secondo la scala trofica di riferimento, il numero minimo di dati di TRIX da considerare per una determinata area costiera dovrebbe essere almeno di 50 dati/anno.

Gli intervalli di confidenza delle STD per le distribuzioni campionarie di TRIX, nel caso dei grandi campioni ($N > 100$) e nel caso dei piccoli campioni ($N < 100$), sono leggibili nei diagrammi di Figura 20 e di Figura 21 rispettivamente.

4.3 ORDINAMENTO DELLE DISTRIBUZIONI CAMPIONARIE DI TRIX NEL SISTEMA DI RIFERIMENTO TROFICO

La rappresentazione grafica delle distribuzioni campionarie nei diagrammi di probabilità normale consente di tenere facilmente sotto controllo i parametri solitamente considerati nella statistica parametrica: medie, deviazioni standard e probabilità ad esse associate.

Nel diagramma di Figura 22 sono dunque rappresentate quattro zone costiere campione:

Gruppo 2:	da Porto Garibaldi a Porto Corsini: <i>on-shore waters</i> (G2).	
	Livello trofico molto elevato	Acque fortemente produttive.
Gruppo 4:	Marina di Ravenna <i>on-shore waters</i> (G4).	
	Livello trofico elevato	Acque molto produttive
Gruppo 8:	Cattolica <i>off-shore waters</i> (G8).	
	Livello trofico medio	Acque moderatamente produttive
Acque costiere della Maremma Toscana	<i>Thyrranian Surface Waters</i> (MAR)	
	Livello trofico basso	Acque scarsamente produttive

Le situazioni trofiche che esse rappresentano, sono ben descritte dalle relative distribuzioni di TRIX, che assumono il significato di sistema grafico di riferimento per i confronti con nuove distribuzioni di TRIX da ordinare e attribuire.

I valori medi di TRIX, corrispondenti all'intersezione tra le rette-tendenza delle distribuzioni campionarie e la retta relativa alla probabilità del 50%, sono letti sull'asse x (Scala Trofica). Gli estremi delle distribuzioni di TRIX sono facilmente individuati prendendo in considerazione i punti ricadenti al di fuori del *range* ad es. compreso tra ± 1.64 unità di STD (letta sul secondo asse y).

Questo *range* corrisponde al 90% dell'area sotto la curva normale.

Infine la pendenza delle rette, è inversamente proporzionale alle STD delle distribuzioni campionarie di TRIX: più elevata è la variabilità di un campione di dati di TRIX, più bassa è la pendenza.

Grazie alla raggiunta stabilizzazione delle varianze, le rette sono caratterizzate da un ben evidente parallelismo ($STD = 0.876 \pm 0.045$ STD).

Nel diagramma i livelli trofici tendono a decrescere da destra verso sinistra, da situazioni di elevata produttività con media annuale di $TRIX \cong 6$, tipiche delle zone estuarine o delle aree di mare direttamente interessate da apporti di acque dolci fluviali, fino a quelle che solitamente si riscontrano in mare aperto, caratterizzate da scarsa produttività (media annuale di $TRIX < 3.5$).

I valori puntuali possono presentare invece massimi > 7.5 (G2) e minimi < 2 (MAR), pur con livelli di probabilità molto bassi, al di fuori dell'intervallo compreso tra il 5% e il 95% dell'area sotto la curva normale.

Per ogni zona costiera, il TRIX copre un *range* di variazione pari a circa 3.5 unità ($TRIX$ medio ± 2 STD); questo *range* esprime per intero il grado di variabilità associato alle modificazioni delle condizioni trofiche intorno ai valori medi, nell'arco annuale.

Le distribuzioni campionarie di TRIX impiegate come riferimento, risultano essere ben separate, con una differenza minima di 0.47 unità tra le medie di G4 e G2. Questa differenza è comunque superiore al limite di $1/4$ di unità di TRIX, al di sotto del quale non è più possibile distinguere statisticamente due distribuzioni contigue, con $N_1 = N_2 = N \geq 150$.

Il diagramma può quindi essere impiegato a fini diagnostici, per operare confronti tra situazioni trofiche diverse, sia in senso temporale che spaziale: sarà sufficiente riportare nel diagramma il valore medio annuo di una nuova distribuzione di dati di TRIX e tracciare la retta passante per quel punto, con pendenza pari a $1/STD$. Ovviamente deve essere garantita l'accuratezza della stima riguardante la vera media e la vera STD in funzione del numero delle osservazioni.

Il confronto può essere effettuato con situazioni trofiche ben delineate e ripartite in maniera adeguata lungo la scala di riferimento. La misura del livello trofico medio in unità di TRIX e l'eventuale attribuzione di una zona costiera sotto osservazione alla relativa categoria trofica (o di produttività), non può prestarsi ad equivoci o ad interpretazioni soggettive, essendo basata su una scala rigorosamente quantitativa.

PARTE III: FATTORI LIMITANTI, BIOMASSA E NUTRIENTI*

1 INTRODUZIONE

La procedura che viene illustrata nel seguito, si riferisce allo studio delle proprietà statistiche dei principali parametri di stato trofico di un sistema costiero (e marino in senso più generale).

Gli indicatori cui si fa riferimento sono i seguenti:

- biomassa fitoplanctonica, stimata attraverso la concentrazione della clorofilla,
- N, come azoto disciolto inorganico (DIN),
- P, come fosforo disciolto inorganico (P-PO₄ solubile o DIP),
- la variabilità spazio-temporale di questi parametri,
- le relazioni tra i rispettivi rapporti (DIN/DIP, Ch/DIN, Ch/DIP)

Le distribuzioni bivariate dei rapporti clorofilla/nutrienti, relative ai dati raccolti in differenti zone di mare sono quindi rappresentate in un piano cartesiano avente come coordinate i logaritmi dei rapporti elementari Ch/DIN e Ch/DIP.

Costanti fondamentali dei sistemi risultano essere i due rapporti immediatamente derivati: N/P e $Ch/(N*P)^{0.5}$, che permettono di caratterizzare le aree costiere dal punto di vista sia del fattore limitante, sia del grado di efficienza nell'utilizzo dei nutrienti da parte della biomassa.

2 APPROCCIO CONCETTUALE

Per una più completa comprensione delle relazioni esistenti tra biomassa e nutrienti disponibili nella colonna d'acqua, dei processi cioè che regolano l'assunzione di nutrienti da parte del fitoplancton, oltre alle concentrazioni di nutrienti, è richiesta anche la precisa stima del loro tasso di rinnovo nel sistema (velocità di turnover e tasso di rigenerazione). Tuttavia gli usuali programmi di monitoraggio delle acque costiere, finalizzati soprattutto alla determinazione delle concentrazioni di N e P nelle loro diverse forme, e alla misura della densità di biomassa fitoplanctonica presente (sia in

* Gli argomenti trattati sono ripresi dall'articolo di Innamorati, M. e F. Giovanardi: "Interrelationships between phytoplankton biomass and nutrients in the eutrophicated areas of the North-Western Adriatic Sea." *Science of the Total Environment*, Supplement 1992. 235-250 – ELSEVIER SCIENCE PUBLISHERS B.V., Amsterdam.

termini di numero di cellule che di concentrazioni di clorofilla), non forniscono informazioni utili sui cicli di rinnovo del pool di nutrienti biodisponibili.

Alle stesse condizioni di concentrazione nella colonna d'acqua, il tasso di turnover dei nutrienti può essere sia alto che basso: di conseguenza anche la quantità di massa che viene trasferita da un comparto all'altro (produzione di nuova biomassa, processi di degenerazione e di mineralizzazione, sedimentazione, ecc.), può risultare parimenti alta o bassa.

In più, l'eventuale aumento della frequenza di campionamento non offre ulteriori o migliori indicazioni, dal momento che le velocità di rinnovo dei nutrienti risultano generalmente troppo alte, se confrontate con i tempi del monitoraggio e con le frequenze delle misure e delle analisi.

Come Vollenweider ha insegnato (OECD-Vollenweider e Kerekes, 1982-Vollenweider, 1990), ad un approccio di tipo deterministico può essere sostituito l'approccio empirico basato sulle proprietà statistiche dei sistemi, che permette di migliorare la nostra conoscenza sulle relazioni di tipo trofodinamico.

Mediante l'approccio statistico, basato sull'elaborazione di serie temporali di dati analitici, si assume che i rapidi processi di turnover di DIN e DIP, di crescita e morte della biomassa, producano nel lungo periodo proprietà statistiche medie, che possono essere interpretate al fine di caratterizzare fenomeni che avvengono invece nella piccola scala, sia spaziale che temporale.

Nel caso delle acque costiere, l'analisi statistica dei dati può dar luogo ad una rapida e sintetica valutazione delle principali correlazioni tra biomassa e nutrienti disponibili e può permettere la caratterizzazione di un sistema costiero in confronto con altri.

Il metodo descritto qui (Innamorati, 1989. Innamorati e Giovanardi, 1992), tiene conto delle variazioni del rapporto Ch/DIN rispetto a Ch/DIP e risulta molto simile ad analoghe procedure sviluppate da Vollenweider (Vollenweider, 1990; Harris, 1986), che tenevano invece in considerazione le relazioni tra C/Ch e N/P nella sostanza organica particellata.

D'altra parte, per la validazione del metodo sono state utilizzate le serie storiche dei dati relativi alla fascia costiera Adriatica, dove le determinazioni della clorofilla e dei nutrienti disciolti sono disponibili a partire dai primi anni '80, mentre le determinazioni sulla sostanza organica particellata e/o disciolta, non rientrano tra le analisi eseguite di routine.

3 BIOMASSA E DISPONIBILITÀ DI NUTRIENTI

Per rappresentare matematicamente le variazioni della biomassa B nel tempo, dobbiamo riferirci alla nota equazione:

$$dB/dt = \mu B. \quad (1)$$

Non sussistono dubbi sul fatto che l'incremento di biomassa dB nel tempo dt dipende dalla biomassa iniziale, pertanto ogni confronto tra differenti campioni di B dovrà essere riferito alle stesse condizioni iniziali.

Integrando l'equazione (1) si ottiene:

$$\log B(t) - \log B(0) = \mu t \quad (2)$$

o, scritto meglio:

$$\log (Bt/B0) = \mu t. \quad (3)$$

Il processo di trasformazione di B nel tempo può essere accuratamente stimato e confrontato, se ci riferiamo ad una sola unità iniziale di biomassa, o ad una singola cellula, ponendo $\log B(0)=0$, (i.e. $B(0)=1$).

In questo caso il prodotto $\mu t (= \log B)$ rappresenta il numero delle moltiplicazioni richieste per produrre B , a partire da una unità iniziale di biomassa.

In altre parole, nel caso di log-trasformazione con base 2, il logaritmo di B equivale al numero delle duplicazioni necessarie per ottenere B , partendo da una singola cellula algale:

$$B = 2^{\mu t}. \quad (4)$$

La log-trasformazione dei dati di biomassa non può essere materia di discussione, se riferita alle variazioni di tipo trofodinamico all'interno del sistema, e neppure può essere considerata alla stregua di un mero artificio statistico, dal momento che essa fornisce reali e concrete informazioni sulla crescita della biomassa.

In una determinata area di mare, le popolazioni di fitoplancton mostrano una struttura tassonomica e una diversità specifica simili, se campionate con le stesse modalità e nella stessa stagione.

A queste condizioni, possiamo considerare che la velocità media di crescita specifica (μ) sia statisticamente costante tra le diverse stazioni di campionamento, in modo tale che, essendo $\log B(t) = \mu t$, allora $\log B$ rappresenta la misura statistica dell'età delle popolazioni di fitoplancton campionate nella stessa area, ma in tempi diversi.

Sotto questo punto di vista, è possibile sostituire lo spazio con il tempo: campioni di fitoplancton prelevati nello stesso tempo, ma in differenti stazioni di campionamento, contengono l'informazione dinamica relativa all'evoluzione dei popolamenti algali.

Ovviamente la log-trasformazione presenta vantaggi anche di tipo statistico, consentendo la normalizzazione delle distribuzioni di dati, la riduzione del range di variazione e l'indipendenza dalle medie dalla varianza d'errore.

Venendo alla composizione media elementare della biomassa, essa può essere considerata costante statisticamente, in termini di rapporti C: N: P (Redfield, et al., 1963). Secondo considerazioni analoghe, anche la clorofilla rappresenta un estimatore della biomassa fitoplanctonica, come pure il numero delle cellule, il biovolume e il carbonio organico particolato.

Supponendo che $B/N = n$ sia il valore medio del rapporto tra la biomassa e l'azoto particolato, allora il prodotto $N*n$ (i.e. il DIN presente nella colonna d'acqua per il corrispondente rapporto compositivo nella sostanza organica particellata), rappresenta un estimatore della biomassa potenziale Bp_N che può essere prodotta, a partire dall'azoto in acqua di mare. Parimenti, se $B/Ch = c$ è il valore medio del rapporto

tra la biomassa e clorofilla misurata, allora il prodotto $Ch \cdot c$ rappresenta una stima della biomassa reale Ba .

Il rapporto elementare tra clorofilla e azoto disciolto, può essere pertanto scritto in termini di rapporto tra biomassa reale e biomassa potenziale:

$$\frac{Ch}{N} = \frac{Ba}{c} \cdot \frac{n}{Bp_N} = (Ba/Bp_N) \cdot (n/c). \quad (5)$$

Per mezzo della trasformazione logaritmica, l'equazione (5) diventa:

$$\log (Ch/N) = \log (Ba/Bp_N) + \log (n/c). \quad (6).$$

Il logaritmo del rapporto elementare Ch/N diventa uguale al logaritmo del rapporto tra la biomassa reale e quella potenziale, che potrebbe cioè essere prodotta se tutto il DIN fosse utilizzato, più una costante ($\log n/c$) che rappresenta il rapporto tra i rapporti composizionali della biomassa nei confronti dell'azoto e della clorofilla rispettivamente.

Dal momento che la sottrazione di un valore costante (i.e. $\log n/c$) da una variabile (i.e. $\log Ch/N$) modifica la sua media, ma non la dispersione dei dati intorno alla media, (la varianza rimane inalterata), dobbiamo concludere che la struttura della distribuzione della variabile $\log(Ch/N)$ è la stessa della distribuzione di $\log (Ba/Bp_N)$, anche se ci è ignoto il valore del rapporto dei due corrispondenti rapporti composizionali (n/c).

La stessa procedura può essere applicata a $\log (Ch/P)$, la cui distribuzione avrà la stessa varianza di quella della variabile $\log Ba/Bp_P$ (analogamente al caso dell'azoto, Bp_P esprime la biomassa potenziale che si avrebbe se tutto il fosforo disciolto inorganico presente nella colonna d'acqua fosse utilizzato dal sistema per produrre biomassa).

Fatte queste premesse, consideriamo ora i legami funzionali che intercorrono tra i rapporti nutrizionali. La distribuzione bivariata associata alla regressione ortogonale espressa dalla seguente equazione:

$$\log (Ch/P) = \log b + k \log (Ch/N) \quad (7)$$

riassume tutte le proprietà statistiche e funzionali di un sistema, in termini sia di biomassa reale che potenziale. È ora evidente che anche i nutrienti disciolti sono ben suscettibili di log-trasformazione, perché essi comunque rappresentano biomassa potenzialmente producibile e perché i processi dell'attività biologica di assunzione e rilascio, sono di natura moltiplicativa (i.e. esponenziale).

L'equazione (7) rappresenta la linea di regressione ortogonale tra due variabili che non sono deterministicamente prefissate: per ogni valore della x abbiamo una distribuzione di probabilità della y e viceversa.

Il diagramma di Figura 23 mostra la nuvola dei punti che appaiono essere normalmente distribuiti intorno al centro dell'ellisse di confidenza ad una probabilità

prefissata. Come procedura generale è bene testare la log-normalità della distribuzione bivariata con opportuni test.⁶

Se il coefficiente angolare k dell'equazione di regressione ortogonale tende a 1, lungo la retta a 45° la sorgente di variabilità sarà comune alle due variabili: da una situazione allometrica rappresentata e spiegata dalla regressione ($k \neq 1$), il sistema ritorna all'isometria ($k = 1$).

In una situazione di isometria, possiamo sostituire i logaritmi con i numeri corrispondenti.

Riscriviamo l'equazione (7) in forma esponenziale:

$$(Ch/P) = b (Ch/N)^k;$$

se $k = 1$, allora sarà:

$$(Ch/P) = b (Ch/N) \quad \text{e semplificando:} \quad N = b P.$$

Dai rapporti nutrizionali tra biomassa e nutrienti, viene derivato immediatamente il rapporto elementare $N/P = b$.

La situazione opposta ($k = -1$), ci fornisce con semplici passaggi:

$$(Ch) \times (Ch)/(NP) = b \quad \text{da cui:} \quad Ch / (NP)^{0.5} = \text{costante.}$$

In questo caso ($k = -1$), la biomassa reale, $B = \cos t \cdot \sqrt{(NP)}$, è funzione della media geometrica delle concentrazioni di nutrienti disponibili.

In questo modo è possibile tracciare sul diagramma, per particolari valori significativi, le rette lungo le quali i due rapporti N/P e $Ch/(NP)^{0.5}$ sono costanti.

I valori di questi rapporti sono dunque le costanti fondamentali di un sistema. Insieme agli altri parametri statistici delle relative distribuzioni bivariate, essi consentono di caratterizzare ogni sistema costiero e marino in maniera univoca e dinamica.

4 APPLICAZIONE DEL METODO

Nel diagramma di Figura 23, sono rappresentate oltre 1200 coppie di dati relativi monitoraggio della fascia costiera adriatica per il biennio 1982-83. Durante l'intero ciclo annuale, nonostante la forte variabilità spaziale e temporale associata alle portate del f. Po, la tendenza del sistema Adriatico è quella di mantenere i rapporti N/P e B / \sqrt{NP} vicini alle medie generali.

L'intera fascia costiera emiliano-romagnola, sebbene suddivisa in tre sub-aree progressivamente distanti dal delta padano, mostra lo stesso comportamento. I valori

⁶ Nel caso in esame ed in altri riferiti al data-set Adriatico, il test per la verifica della normalità di una distribuzione campionaria bi-dimensionale, riportato in Hald (1952), attraverso il buon allineamento dei punti lungo una linea retta, ha sempre indicato la buona approssimazione delle distribuzioni osservate a quella normale bivariata.

medi delle costanti fondamentali sono molto simili e le ellissi di confidenza delle distribuzioni corrispondenti risultano sovrapponibili.

Il test T^2 di Hotelling (Morrison, 1976) applicato al caso bivariato per la verifica dell'uguaglianza delle medie, mostra che l'ipotesi nulla $H_0: m_1 = m_2 = m_3 = \mu$, deve essere accettata.

Il test T^2 fornisce invece risultati opposti nel caso in cui si voglia testare l'indipendenza delle medie stagionali. L'ipotesi nulla deve essere rifiutata, le differenze sono sempre fortemente significative e il centro delle piccole ellissi di confidenza delle medie (i.e. le medie stagionali dei rapporti biomassa/nutrienti disciolti), mostra una variazione ciclica regolare in senso orario, intorno al centro dell'ellisse principale di confidenza dell'intera distribuzione annuale (Figura 24).

Come risultato medio di un intero ciclo annuale, la pendenza, k , delle rette di regressione ortogonale è sempre risultata molto prossima a 1. In pratica questo significa che, se la zona di mare considerata è omogenea e il periodo d'osservazione è tale da coprire un ciclo completo annuale, l'ellisse di confidenza della distribuzione risulterà sempre inclinata di 45° rispetto all'asse x . Come verificato per l'Adriatico, per annate diverse e per differenti zone della fascia costiera emiliano-romagnola, il sistema sembra oscillare in maniera regolare, e senza sostanziali differenze, per quanto concerne sia la successione stagionale, sia il centro di gravità della distribuzione.

Nel sistema Adriatico, il valore del rapporto biomassa/nutrienti presenta un minimo durante l'inverno, aumenta in primavera fino a raggiungere il massimo in estate per poi diminuire di nuovo in autunno. La direzione di massima oscillazione della biomassa (B/\sqrt{NP}), è quella lungo l'asse maggiore dell'ellisse, mentre la variazione del rapporto N/P è diretta lungo l'asse minore. Il comportamento di ogni sistema costiero, più in generale marino, può essere inequivocabilmente definito e descritto da diagrammi di questo tipo: il particolare ciclo stagionale, i valori delle medie e l'ampiezza delle oscillazioni, costituiscono una caratteristica peculiare di quel sistema, e non di altri.

Non tutti i sistemi si comportano allo stesso modo. La variazione in senso orario e la reciproca posizione delle stagioni nel diagramma sono ben evidenti anche nei grafici relativi alle acque costiere tirreniche della costa toscana su campioni prelevati nello strato eufotico. (Innamorati, 1989) In mare aperto la situazione cambia radicalmente. Nelle acque oligotrofiche del Tirreno settentrionale, la successione stagionale è mutata, con i massimi di clorofilla in primavera ed i minimi durante l'estate.

Il diagramma di Figura 25 riporta le distribuzioni normali bivariate (simboleggiate dalle ellissi di confidenza delle rispettive medie) dei rapporti clorofilla/nutrienti, relative a campagne di monitoraggio condotte in differenti mari o, per lo stesso mare, in differenti zone e/o profondità.

L'Adriatico nord-occidentale occupa la parte superiore del diagramma, in accordo con l'elevata biomassa che lo contraddistingue, sia in termini assoluti che in

relazione ai nutrienti. Anche il rapporto elementare N/P assume elevati valori (compresi tra 25 e 30)⁷

La principale differenza tra l'Adriatico e gli altri mari rappresentati nel diagramma, considerando lo stesso strato superficiale (0 – 50 m), è costituita dai maggiori valori di biomassa per unità di fosforo (variazioni lungo l'asse y), mentre il rapporto Ch/DIN rimane quasi lo stesso.

Il confronto tra lo strato eufotico e le acque profonde svela poi il meccanismo di interazione tra la biomassa e i nutrienti, così come delineato da Redfield (1963).

Il rapporto compositivo dello strato sub-eufotico delle acque Antartiche e Tirreniche, risulta essenzialmente uguale al rapporto elementare che i due nutrienti assumono all'interno della biomassa ($N = 16 P$).

Con l'aumentare della profondità, l'attività microbiologica contribuisce a far diminuire il rapporto nutrizionale B/\sqrt{NP} , a causa dei processi di decomposizione della sostanza organica, di mineralizzazione e rigenerazione dei nutrienti. La forte variabilità dei rapporti elementari che si riscontra nelle acque superficiali dei diversi mari considerati, si stabilizza nelle acque profonde intorno al rapporto N/P tipico della biomassa, come prova che l'origine della composizione nutrizionale dell'acqua di mare è di natura sostanzialmente biologica.

La tendenza ad assumere una pendenza di 45° è sintomo della stabilità dei sistemi e della regolarità degli andamenti stagionali. Come nel caso dell'Adriatico, è sempre possibile osservare le variazioni cicliche dei parametri del sistema intorno agli stessi valori medi, anche a distanza di anni, a patto che l'attività di campionamento sia fatta proseguire con adeguata frequenza per almeno un intero ciclo annuale.

Una situazione completamente diversa può intervenire quando il sistema sotto osservazione è altamente omogeneo e non è possibile evidenziare andamenti stagionali: l'ellisse di concentrazione dei punti si riduce ad un cerchio, la distribuzione dei rapporti Ch/DIN e Ch/DIP è del tutto simmetrica e la variabilità del sistema diventa strettamente casuale (random). In questi casi il coefficiente di correlazione, da valori intorno a 0.6-0.7, tende a 0 e il coefficiente angolare della retta di regressione ortogonale tende a infinito.

Lo stesso risultato si ottiene quando le zone di mare campionate sono caratterizzate da masse d'acqua molto diverse e di differente origine, con popolazioni di fitoplancton che determinano equilibri instabili tra densità della biomassa e concentrazione di nutrienti.

Per esempio, la distribuzione relativa al Mar Ligure, rappresentato in Figura 25 con la sigla LG, è caratterizzata da un coefficiente angolare k tendente a $-\infty$, e da un coefficiente di correlazione r tendente a 0. I dati utilizzati nell'elaborazione sono relativi a 4 campagne di monitoraggio condotte in varie zone e stagioni.

⁷ Se viene considerato anche l'azoto ammoniacale, il rapporto elementare N/P oscilla per l'Adriatico NW in un intervallo compreso tra 49 e 80 (anni d'indagine considerati: 1982, 1983-84, 1990).

L'andamento del rapporto N/P assume differenti valori compresi tra 2 e 30, mentre il rapporto B/\sqrt{NP} non mostra notevoli variazioni, stabilizzandosi nell'intervallo tra 1.2 e 2.2.

Il Mar Ligure è un tipico sistema a meso-scala, caratterizzato da un quadro della circolazione molto complesso, con frequenti vortici che condizionano pesantemente la salinità e la temperatura delle masse d'acqua e che producono frequenti oscillazioni della struttura della colonna d'acqua, tali da modificare sia la composizione nutrizionale, sia la tipologia dei popolamenti fitoplanctonici, con dominanza alternata di diatomee e dinoflagellate.

Nonostante il caso del Mar Ligure, come tendenza generale i sistemi mostrano sempre rapporti composizionali costanti tra biomassa e nutrienti e sono in grado di mantenere questi rapporti all'interno di un range ristretto e caratteristico, determinando oscillazioni regolari nell'arco di un ciclo annuale.

Possiamo assumere che, quando i sistemi sono omogenei, la pendenza k della retta di regressione tende sempre a 1.

In questi casi, come regola generale, ne consegue che:

- il sistema mostra tipici valori dei rapporti B/\sqrt{NP} e N/P, con un intervallo regolare di oscillazione annuale;
- a parità di condizioni di oscillazione del rapporto B/\sqrt{NP} lungo l'asse principale, maggiore è la regolarità di un sistema, minore sarà l'intervallo di variazione del rapporto N/P lungo l'asse minore della distribuzione bivariata;
- in generale non si nota un'apprezzabile correlazione tra gli andamenti dei due rapporti elementari B/\sqrt{NP} e N/P (i.e. i due rapporti dal punto di vista statistico, variano in maniera indipendente).

L'elaborazione dei dati relativi al sistema Adriatico dimostra che le proprietà biologiche delle acque marine non hanno subito modificazioni di una certa importanza per almeno 10 anni.

Mediamente il rapporto N/P è rimasto intorno a valori di 50. Ragion per cui, al fine di produrre una unità di biomassa con una composizione nutrizionale naturale di $N/P = 16$, possono essere formulate le seguenti possibilità: una mole di fosforo è assunta e rigenerata 3 volte (50/16) nel sistema, oppure tre moli entrano nel sistema e sono immediatamente utilizzate per la produzione di biomassa, altrimenti il sistema si adatta ad una situazione dinamica di equilibrio tra immissioni e rigenerazione di nutrienti. In ogni caso noi osserviamo che i rapporti tra la biomassa, il DIN e il DIP variano in maniera ciclica e regolare.

Possiamo concludere che l'ecosistema costiero dell'Adriatico nord-occidentale ha sviluppato la capacità di sopportare l'apporto di pesanti ed irregolari carichi di nutrienti scaricati dal f. Po e dagli altri fiumi minori della riviera romagnola, come conseguenza dell'adattamento dell'attività biologica di assimilazione e decomposizione, che determina la regolarità delle oscillazioni delle costanti fondamentali del sistema intorno al loro centro di gravità (i.e. medie annuali), centro che rimane invece stabile e rappresentativo di questa zona costiera.

BIBLIOGRAFIA

- Atchley, W.R., Gaskins, C.T., Anderson D., 1976. *Statistical properties of ratios. I. Empirical results.* Syst. Zool. 25: 137-148.
- Barbour, M.T., Stribling, J.B., Karr J.R., 1995. *Multimetric approach for establishing biocriteria and measuring biological conditions.* Chap. 6 of W.S. Davis and T.P. Simon, eds. Biological assessment and criteria-Tools for water resources planning and decision making. Boca Raton, Fla., Lewis Publishers, p. 63-77.
- Bartlett, M.S., 1954. *A note on the multiplying factors for various chi-square approximations.* J. Roy. Stat. Soc. B 16: p 296-298.
- Box, G.E.P., Cox D.R., 1964. *An analysis of transformations.* J. Roy. Stat. Soc. Ser. B, 26: 211-243.
- Bukata, R.P., Jerome J.H., Kondratyev K.Y., Pozdnyakov D.V., 1991a. *Estimation of organic and inorganic matter in inland waters: Optical cross sections of Lakes Ontario and Ladoga.* Internat. Assoc. Great Lakes Res., 1991, J. Great Lakes Res. 17,4, 461-469.
- Bukata, R.P., Jerome J.H., Kondratyev K.Y., Pozdnyakov D.V., 1991b. *Satellite monitoring of optically active components of inland waters: An essential input to regional climate change impact studies.* Internat. Assoc. Great Lakes Res., 1991, J. Great Lakes Res. 17,4, 470-478.
- Carlson, R.E., 1977. *A trophic state index for lakes.* Limnol. Oceanogr. 22, 2, 361-369.
- Chapra, S.C., Reckhow K.H., 1979. *Expressing the phosphorus loading concept in probabilistic terms.* J. Fish. Res. Board Can. 36, 225-229.
- Dagnelie, P., 1975. *L'analyse statistique à plusieurs variables.* Les presses agronomiques de Gembloux. Gembloux (Belgique). 362 p. (In french)
- Daniel, C., Wood F.S., 1971. *Fitting equations to data.* Wiley. New York.
- David, H.A., Hartley J., Pearson E.S., 1964. *The distribution of the ratio, in a normal sample, of range to standard deviation.* Biometrika, 41: 482-493.
- Dobson, H., 1995. *Lake Ontario water quality trends, 1969 to 1992.* National Water Research Institute, CCIW, Burlington, NWRI Contr. No.94-58. Mimeagr. 31pp.
- Fausch, K.D., Lyons, J., Karr, J.R., Angermeier P.L., 1990. *Fish communities as indicators of environmental degradation.* American Society Symposium, v. 8, p. 123-144.
- Franco, P., 1986. *Strutture di densità e processi di segregazione in Adriatico settentrionale.* Suppl. 3 Congr. S.I.B.M., Cesenatico 9-12/9/1986. Nova Thalassia, 8. 247-258
- Franco, P., Michelato A., 1992. *Northern Adriatic Sea: Oceanography of the basin proper and the western coastal zone.* In: Marine Coastal Eutrophication. (R.A.

- Vollenweider, R. Marchetti & R. Viviani, eds.). *J. Science of the Total Environment*, ELSEVIER, Suppl. 1992.
- Giovanardi F., Tromellini E., 1992a. *Statistical assessment of trophic conditions. Application of the OECD Methodology to the Marine Environment*. Proc. Int. Conf. Marine Coastal Eutrophication. Sci. Total Environ. Suppl. 1992: 211-233.
- Giovanardi F., Tromellini E., 1992b. *An empirical dispersion model for total phosphorus in a coastal area: the Po River-Adriatic system*. Proc. Int. Conf. Marine Coastal Eutrophication. Sci. Total Environ. Suppl. 1992: 201-210.
- Green, R.H., 1979. *Sampling Design and Statistical Methods for Environmental Biologists*. A Wiley-Interscience Publication. John Wiley & Sons-New York-pp 257.
- Hald, A., 1952. *Statistical theory with engineering applications*. Wiley & Sons, New York
- Harris, G. P., 1986. *Phytoplankton ecology. Structure, function and fluctuation*. Chapman and Hall. London, New York
- Heyman, U., S.V. Ryding, Forsberg C., 1984. *Frequency distribution of water quality variables. Relationship between mean and maximum values*. Water Res. 18, 787-794.
- Hillbricht-Ilkowska, A. 1984. *The indices and parameters useful in the evaluation of water quality and the ecological state of temperate lowland lakes connected with their eutrophication*. Proc. Shiga Conference '84 (LECS'84) on Conservation and Management of World Lake Environment, Otsu 1984.
- Ignatides, L., M. Karydis, Vounatsou P. 1992. *A possible method for evaluating oligotrophy and eutrophication based on nutrient concentration scales*. Mar. Poll. Bull. 24,5, 238-243.
- Innamorati, M., 1989. *Proprietà statistiche e processi di rinnovo dei nutrienti e del fitoplancton in mare*. Oebalia, XV-1: 357-374.
- Innamorati M., Giovanardi F., 1992. *Interrelationships between phytoplankton biomass and nutrients in the eutrophied areas of the Northwestern Adriatic Sea*. Proc. Int. Conf. Marine Coastal Eutrophication. Sci. Total Environ. Suppl. 1992: 235-250.
- Kendall, M.G., 1966. *Discrimination and classification*. In "Multivariate analysis", P.R. Krishnaiah, (Ed). Academic Press. New York
- Kullback, S. 1959. *Information theory and statistics*. Wiley & Sons. New York, p 395.
- Legendre L., Legendre P., 1984. *Ecologie numerique. 1. Le traitement des données écologiques. 2. La structure des données écologiques*. Masson-Presses de l'Université du Québec; deuxième édition; pp: 1° Vol. 260. 2° Vol. 335. (In french)
- Mahalanobis, P.C. 1936. *On the generalized distance in statistics*. Proc. Natl. Sci. India. 12: 49-55.
- Marchetti, R., Provini, A. and G. Crosa. 1989. *Nutrient load carried by the River Po into the Adriatic Sea, 1968-1987*. Mar. Pollut. Bull. 20: 168-172.
- Mardia, K.V., 1971. *The effect of nonnormality on some multivariate tests and robustness to nonnormality in the linear model*. Biometrika. Vol. 58, pp: 105-121.

- Marriot, F.H.C., 1974. *The interpretation of multiple observations*. Academic Press. London.
- Morrison, D.F., 1976. *Multivariate Statistical Methods*. 2nd Edition, McGraw-Hill.
- O.E.C.D. (Vollenweider R.A., Kerekes J.J.), 1982. *Eutrophication of Waters, Monitoring, Assessment and Control*-O.E.C.D.-Paris, 154 p.
- Officer, C.B., 1976. *Physical Oceanography of Estuaries (and Associated Coastal Waters)*. J. Wiley and Sons
- Orloci, L., 1973. *Ranking characters by a dispersion criterion*. Nature. Lond. 244:371-373
- Pikul, R. 1974. *Development of environmental indices*. In: Statistical and mathematical aspects of pollution problem. J. W. Pratt (Ed). Marcel Dekker. New York
- Porcella D.B., Peterson S.A., Larson D.P., 1980. *Index to evaluate lake restoration*. J. Environ. Eng. Div. ASCA 106 (EE6), 1151-1169.
- Provini, A., Crosa G., Marchetti R., 1992. *Nutrient export from the Po and Adige river basins over the last 20 years*. Sci. Total Environ., Suppl. 1992: 291-313.
- Redfield, A.C., Ketchum B.H., Richards F.A., 1963. *The influence of organisms on composition of the sea water*. In: The Sea. Vol 2 (M.N. Hill, Ed.), Wiley Interscience, New York
- REDTIDE NEWSLETTER. Sherkin Island Marine Publication. Vol. 1-4, 1988/1989/1990/1991.
- Regione Emilia-Romagna. *Eutrofizzazione delle acque costiere dell'Emilia-Romagna. Rapporti annuali*. Ass. Ambiente e Difesa del Suolo. Bologna.
- Rinaldi, A., Montanari G., 1988. *Eutrophication in the Emilia-Romagna Coastal Waters in 1884-1985*. Ann. New York Acad. Sci., 534, 959-977.
- Sadocchi, S., 1981. *Manuale di statistica multivariata*. Franco Angeli Editore. Seconda edizione; pp 275.
- Schröder, R., 1991. *Relevant parameters to define the trophic state of lakes*. Arch. Hydrobiol. 121, 4, 463-472.
- Shannon, E.E., Brezonik P.L., 1972. *Relationship between trophic state and nitrogen and phosphorus loading rates*. Environm. Sci. & Techn. 6, 719-725.
- Sokal, R.R., Rohlf R.J., 1973. *Introduction to biostatistics*. Freeman. San Francisco.
- Taylor, L.R., 1961. *Agregation, variance and the mean*. Nature, 189: 732-735.
- U.S. Environmental Protection Agency, 1994. *Biological criteria.- Technical guidance for streams and small rivers: Washington D.C.* U.S. Environmental Protection Agency, Office of Water, EPA 822-B-94-001, p.162.
- Uhlmann, D., 1979. *Hydrobiology. A Text for Engineers and Scientists*. A Wiley-Interscience Publication. John Wiley & Sons.
- UNESCO. 1988. *Eutrophication in the Mediterranean Sea: Receiving capacity and monitoring of long term effects*. Proc. Workshop Bologna, Italy, 2-6 March 1987. UNESCO Report in Marine Sciences 29. Rapporteur J. Stirn.

- Verduin, J. 1964. *Principles of primary productivity: photosynthesis under completely natural conditions*. In: *Algae and Man* (D.F. Jackson, ed.). Plenum Press, New York.
- Vollenweider, R.A., 1968. *Scientific fundamentals of eutrophication of lakes and flowing waters, with particular reference to nitrogen and phosphorus as factors in eutrophication*. Tech. Rep. DAS/CSI/68.27. O.E.C.D., Paris.
- Vollenweider, R.A., 1990. *Eutrophication: conventional and non conventional considerations and comments on selected topics*. In: *Scientific perspective in theoretical and applied limnology*. Mem. Ist. Ital. Idrobiol., 47
- Vollenweider, R.A. 1992. *Coastal marine eutrophication: principles and control*. In: *Marine Coastal Eutrophication*. (R.A. Vollenweider, R. Marchetti & R. Viviani, eds.). J. Science of the Total Environment, ELSEVIER, Suppl. 1992: 63-106.
- Vollenweider, R. A., Rinaldi A., Montanari G., 1992. *Eutrophication, structure and dynamics of a marine coastal system: results of a ten years monitoring along the Emilia-Romagna coast (Northwest Adriatic Sea)*. Proc. Int. Conf. Marine Coastal Eutrophication. Sci. Total Environ. Suppl. 1992: 63-106.
- Vollenweider, R.A., Rinaldi A., Viviani R., Todini E., 1995. *Report on Eutrophication of the Mediterranean Sea*. UNEP-MAP, Athens, in press.
- Vollenweider, R.A., Giovanardi F., Montanari G., Rinaldi A., 1998 *Characterization of the trophic conditions of marine coastal waters, with special reference to the NW Adriatic Sea: proposal for a trophic scale, turbidity and generalized water quality index*. *Environmetrics*, 9, 329-357
- Walker W.W., Jr. 1979. *Use of hypolimnetic oxygen depletion rates as a trophic state index for lakes*. *Water Resource Res.* 15,6, 1463-1470.
- Woodall, W.H., Adams B.M., 1989. *Statistical process control*. In: *Handbook of Statistical Methods for Engineers and Scientists* (Wadworth, H.M. Jr. ed.). McGraw-Hill Publishing Company, New York.
- Yentsch, C.S., 1975. *New England coastal waters: an infinite estuary*. In *Marine Chemistry in the Coastal Environment*. American Chemical Soc. Philadelphia, Penn. ACS Symposium-Series 18.

ELENCO DELLE FIGURE

Figura 1: Adriatico Nord Occidentale – Riviera romagnola. Transetti di monitoraggio e designazione dei gruppi di stazioni di campionamento: gruppi sottocosta G1, G2, G4, G5 e G7; gruppi al largo: G3, G6 e G8

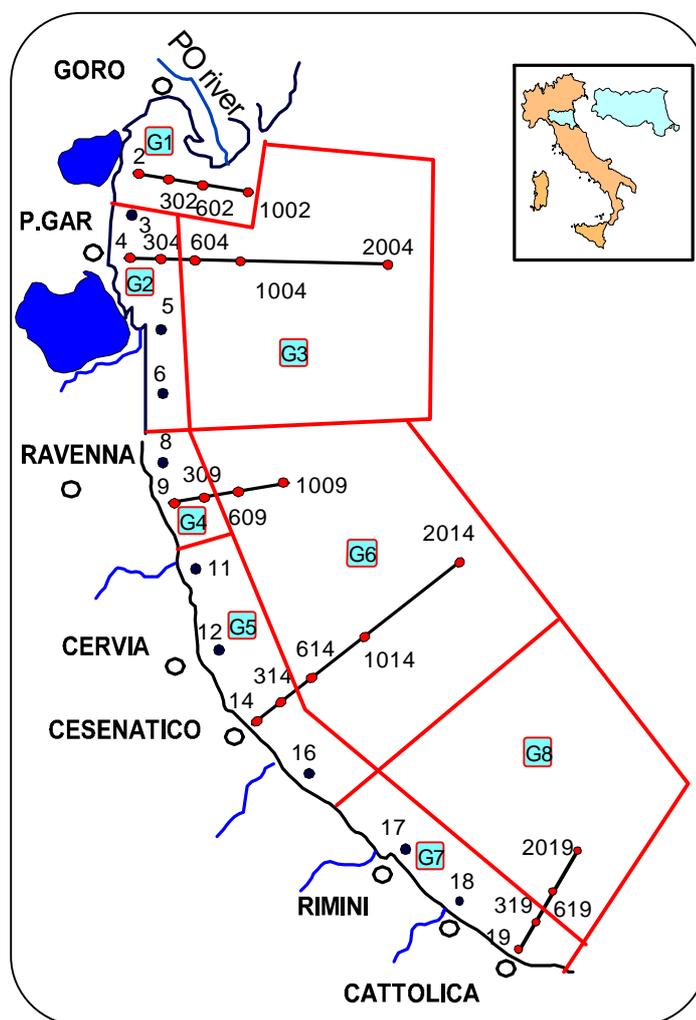


Figura 2: Variazione giornaliera della salinità (‰), clorofilla (mg/m^3) e saturazione d'ossigeno (%), misurate a partire dal Giugno 1986 all'Ottobre 1987 alla stazione 314 (Gruppo 6), 3 km al largo di Cesenatico, a 0.5 m dalla superficie. I dati mancanti sono stati interpolati linearmente.

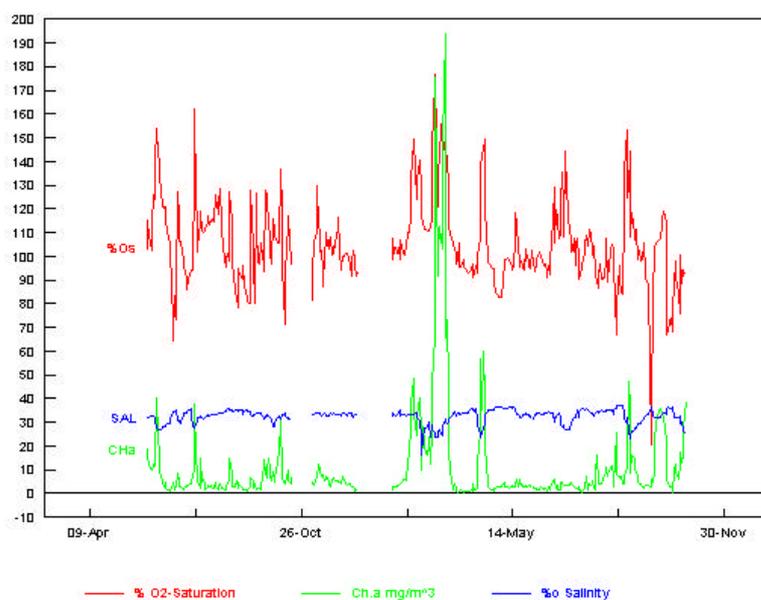


Figura 3: Variazioni dell'Azoto minerale disciolto - $\text{DIN} = \text{N}-(\text{NO}_3 + \text{NO}_2 + \text{NH}_3)$ - e del Fosforo Totale - PT - in mg/m^3

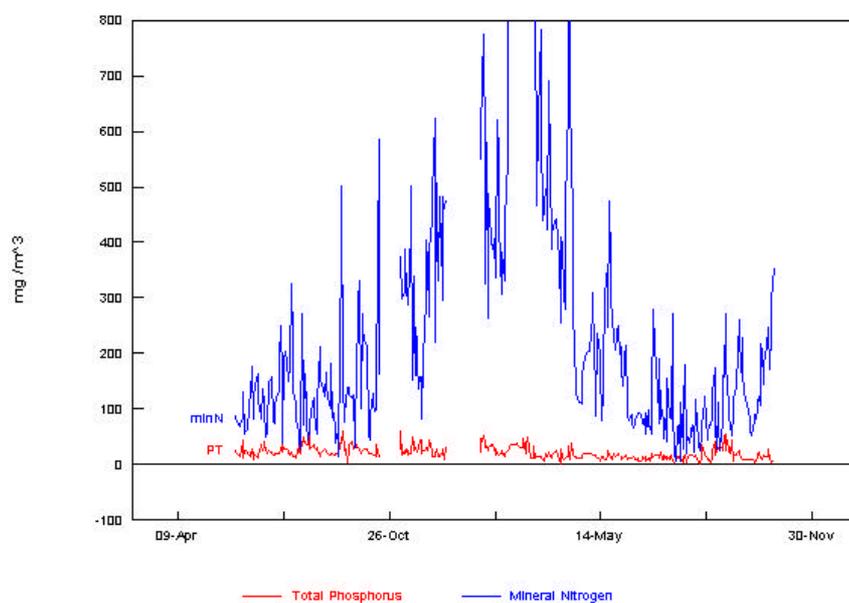


Figura 4: Variazioni dell'Indice Trofico TRIX(DIN, PT), delle sue principali componenti aggregate, $[(\text{Log}(\text{DIN} \times \text{PT}), (\text{Log}(\text{Ch} \times \text{D}\% \text{O}))]$ e $\text{Log}[(\text{Ch} \times \text{D}\% \text{O})/(\text{DIN} \times \text{PT})]$, calcolati per gli stessi dati e per lo stesso periodo rappresentati in Figura 2.

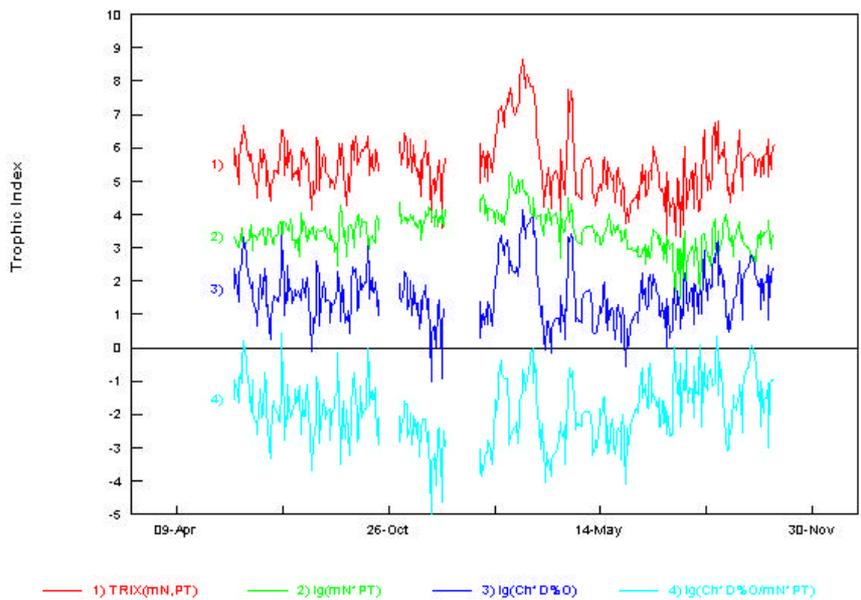


Figura 5: Variazioni dell'indice TRIX e dell'indice di torbidità TRBIX.

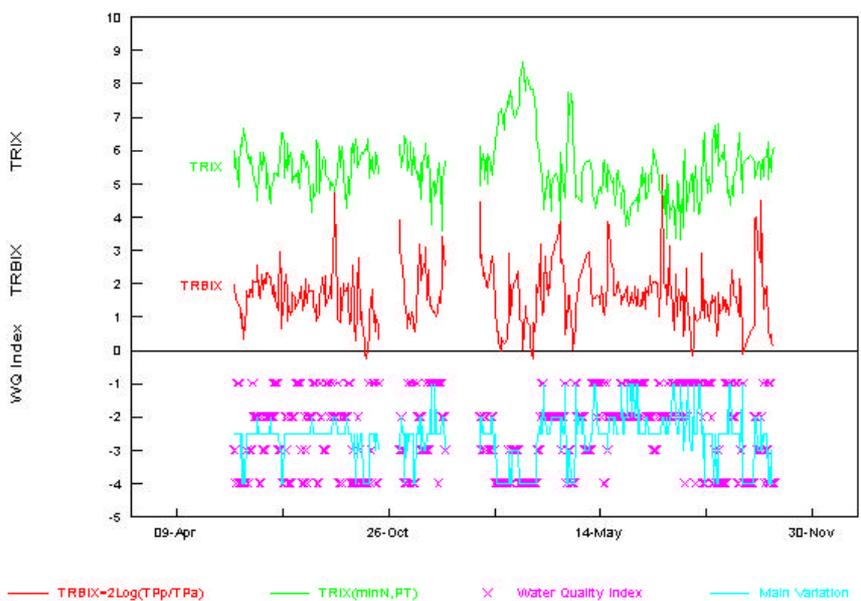


Figura 6: Diagramma di dispersione dell'indice TRIX e dell'indice TRBIX nello spazio vettoriale.

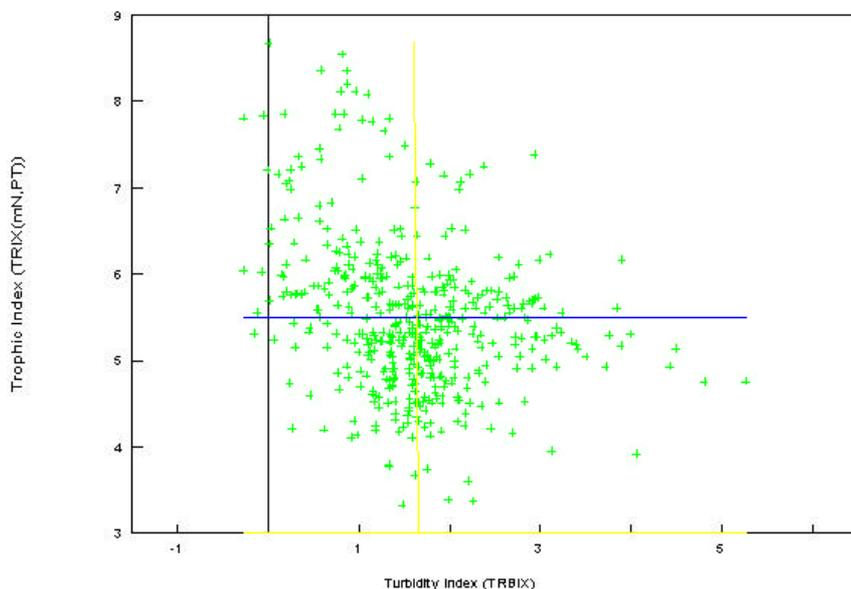


Figura 7: Tipico andamento poliennale del TRIX registrato in una stazione sottocosta (a) - Staz. 14, Gruppo 5 - ed in una al largo (b) - Staz. 1019, Gruppo 8: da notare i massimi primaverili ed i minimi estivi.

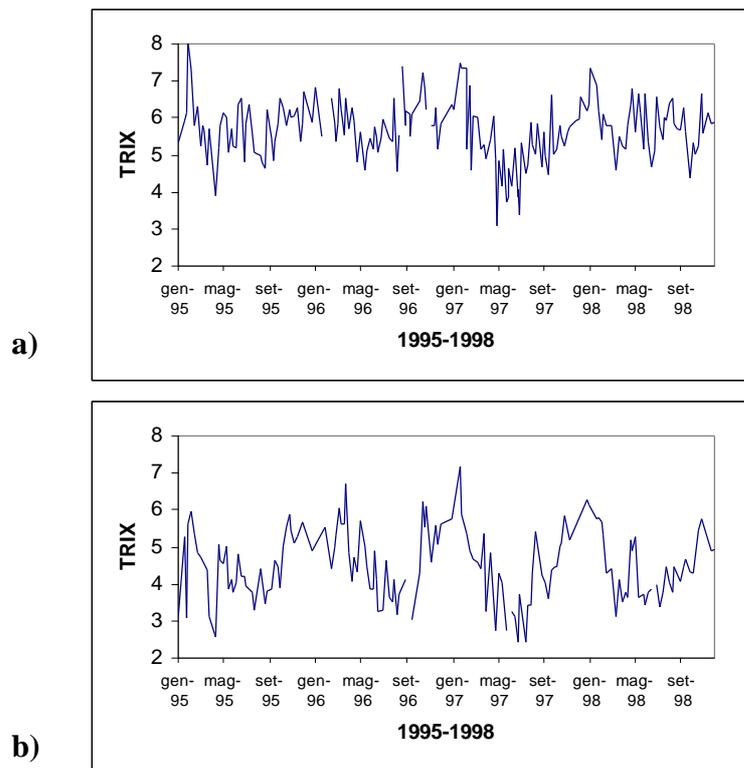


Figura 8: Mappatura areale del TRIX per la situazione relativa a 4 mesi del 1998, lungo la costa dell'Emilia Romagna, per un'estensione verso il largo di 20 km



Figura 9: Distribuzioni cumulate per le possibili alternative di TRIX. Dati relativi al Gruppo 2, anni 1989-93: 1 - TRIX(DIN, P-PO₄); 2 - TRIX(DIN, PT); 3 - TRIX(NT, PT).

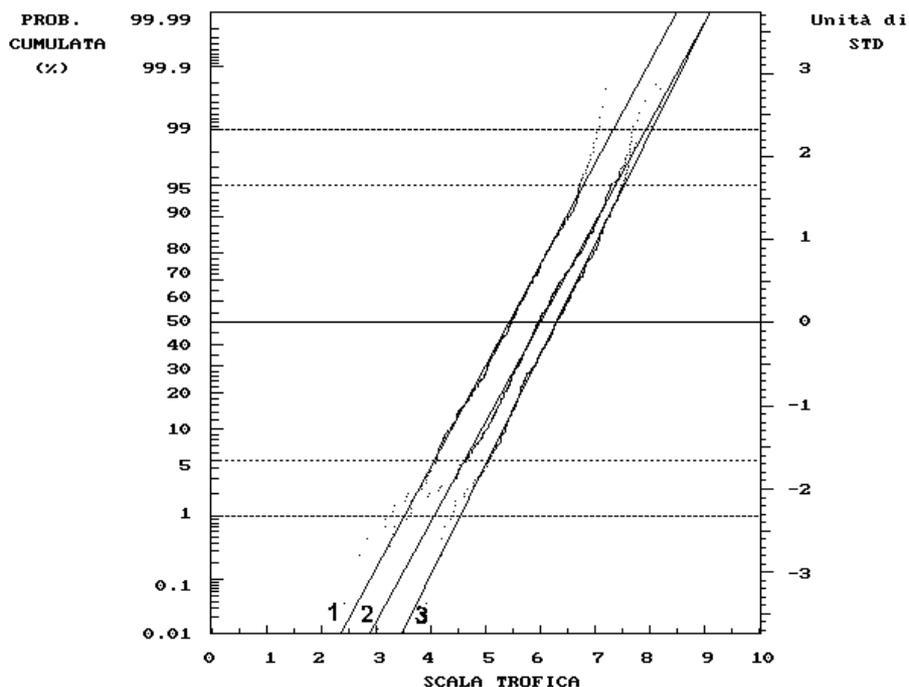


Figura 10: TRIX (DIN, PT), medie e relative STD tra i gruppi, separate a seconda del periodo di campionamento: a) 1982-88; b) 1989-93. Da notare la differenza tra i gruppi situati sottocosta e quelli al largo (Vedi testo).

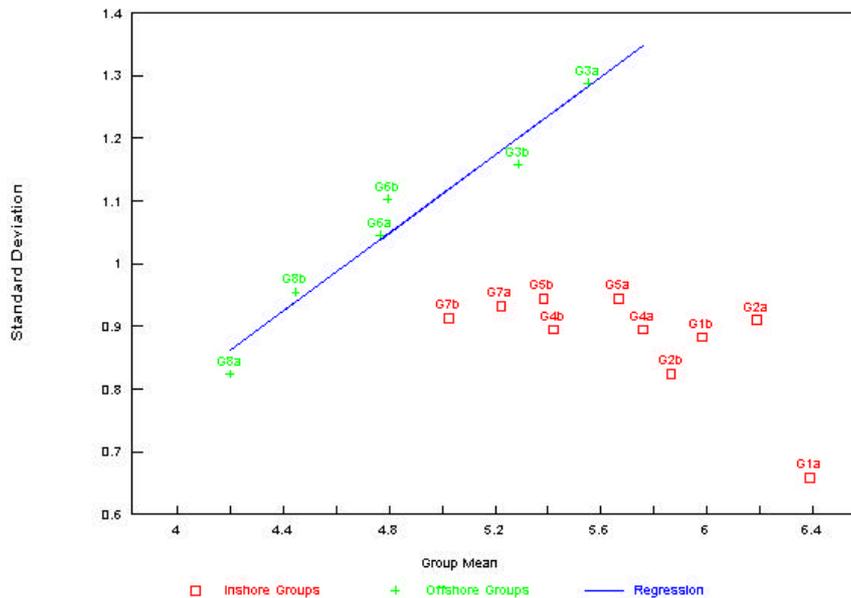


Figura 11: “Most informative variable”.

Gruppo G8: acque al largo di Cattolica. Criterio di Dispersione.
Quota % di informazione ritenuta dalle 12 variabili, ordinate a seconda dell'informazione residua

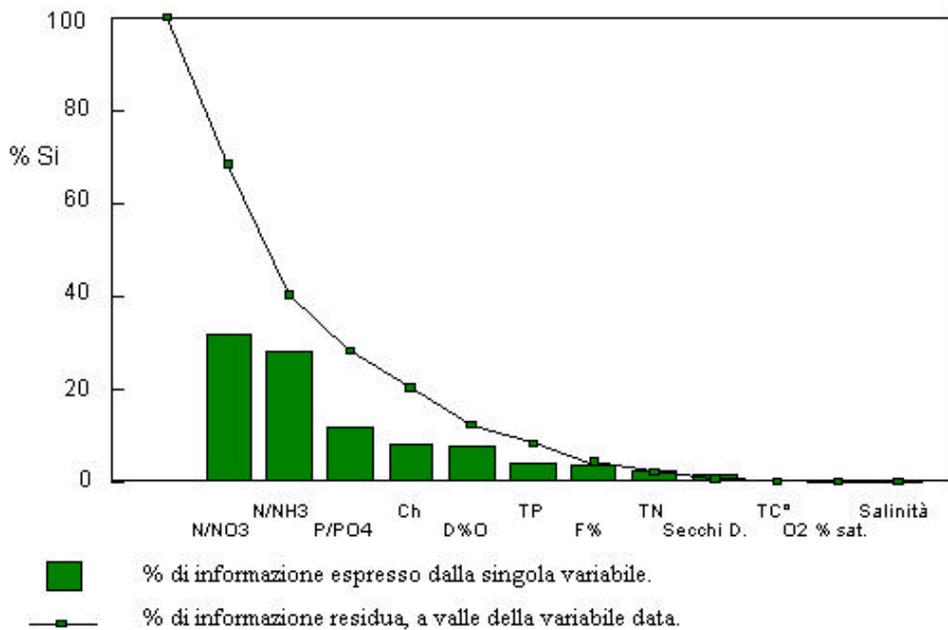
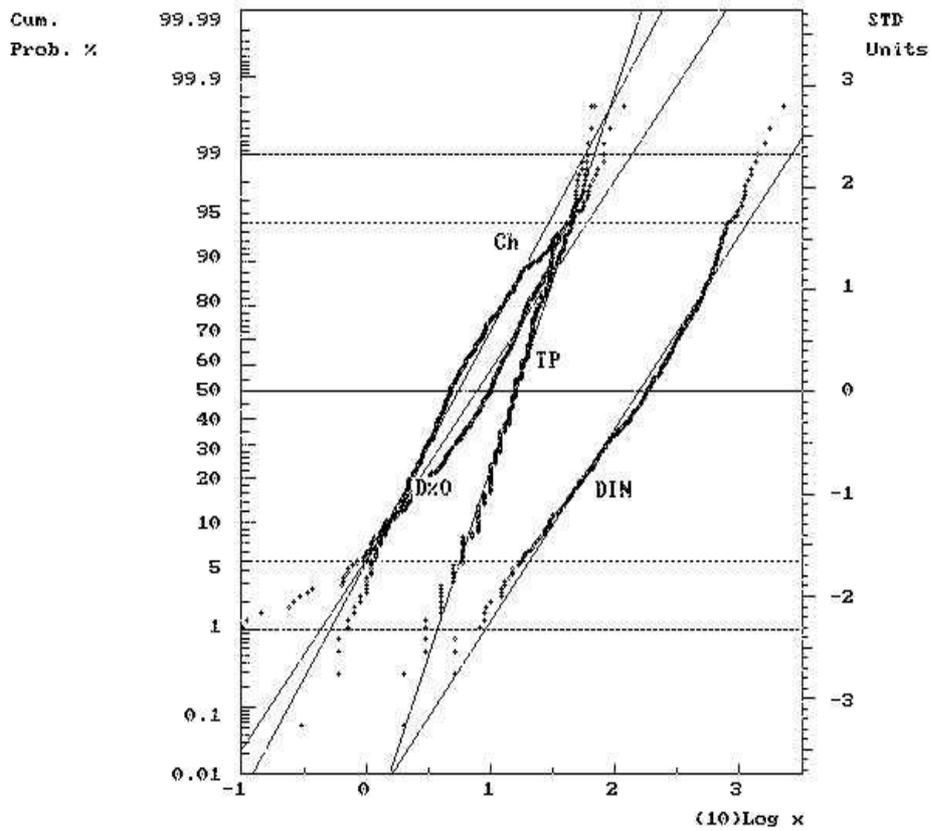


Figura 12



Gruppo 4: distribuzioni cumulate dei parametri che compongono il TRIX

Figura 13: Taylor Power Law applicata alle distribuzioni di TRIX. Regressione tra medie di TRIX e relative varianze

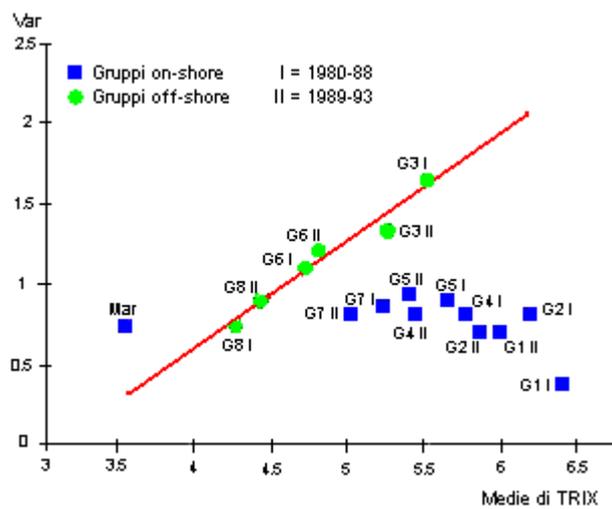


Figura 14

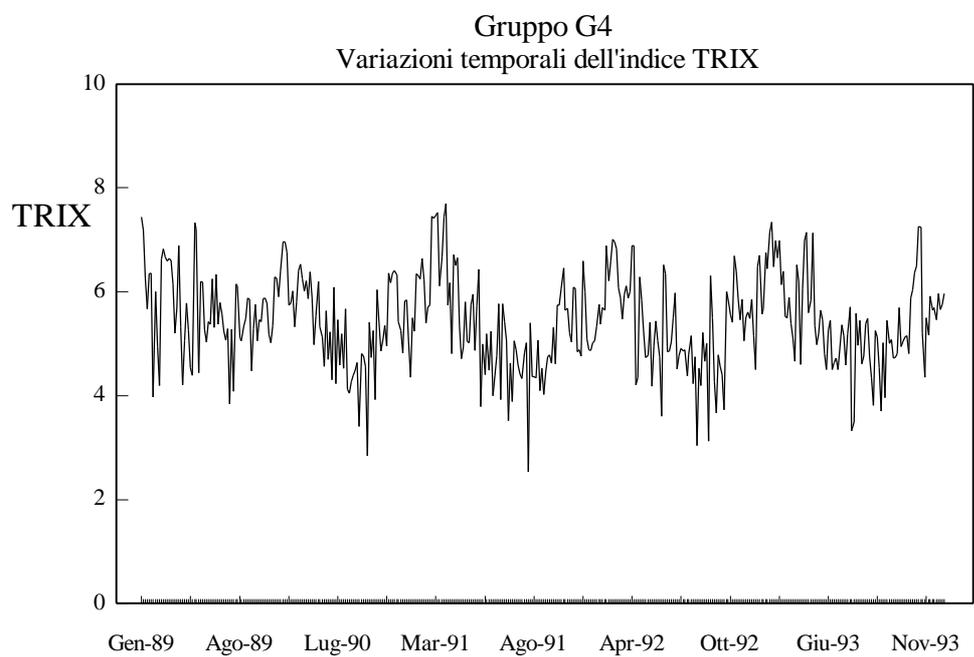


Figura 15

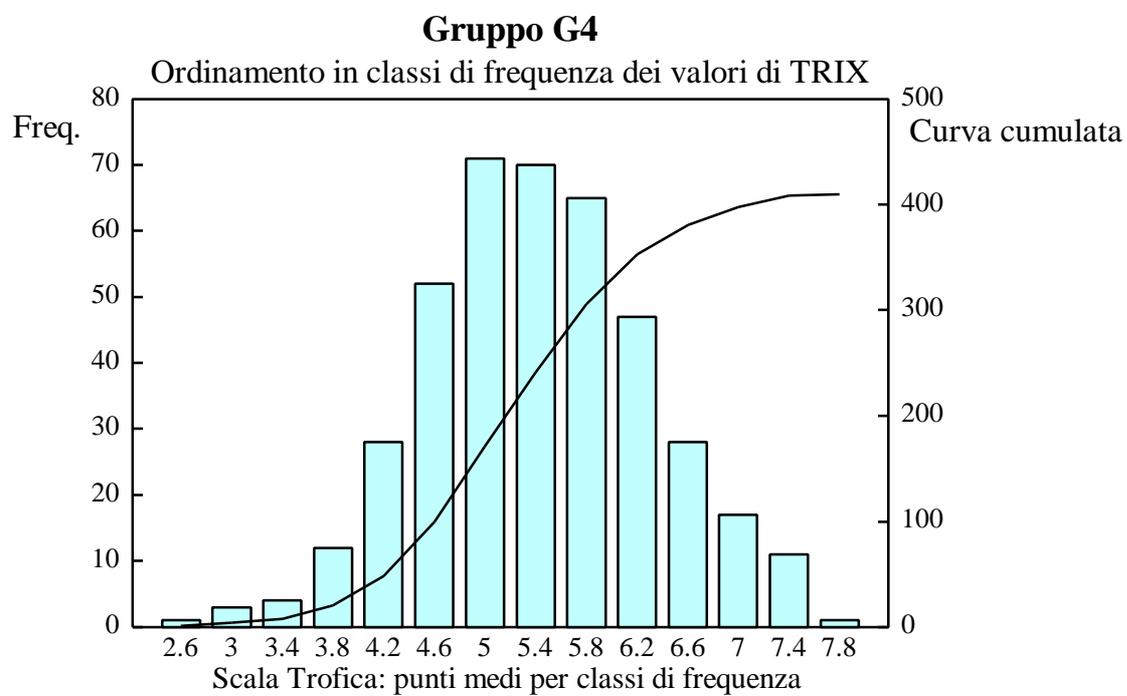


Figura 16

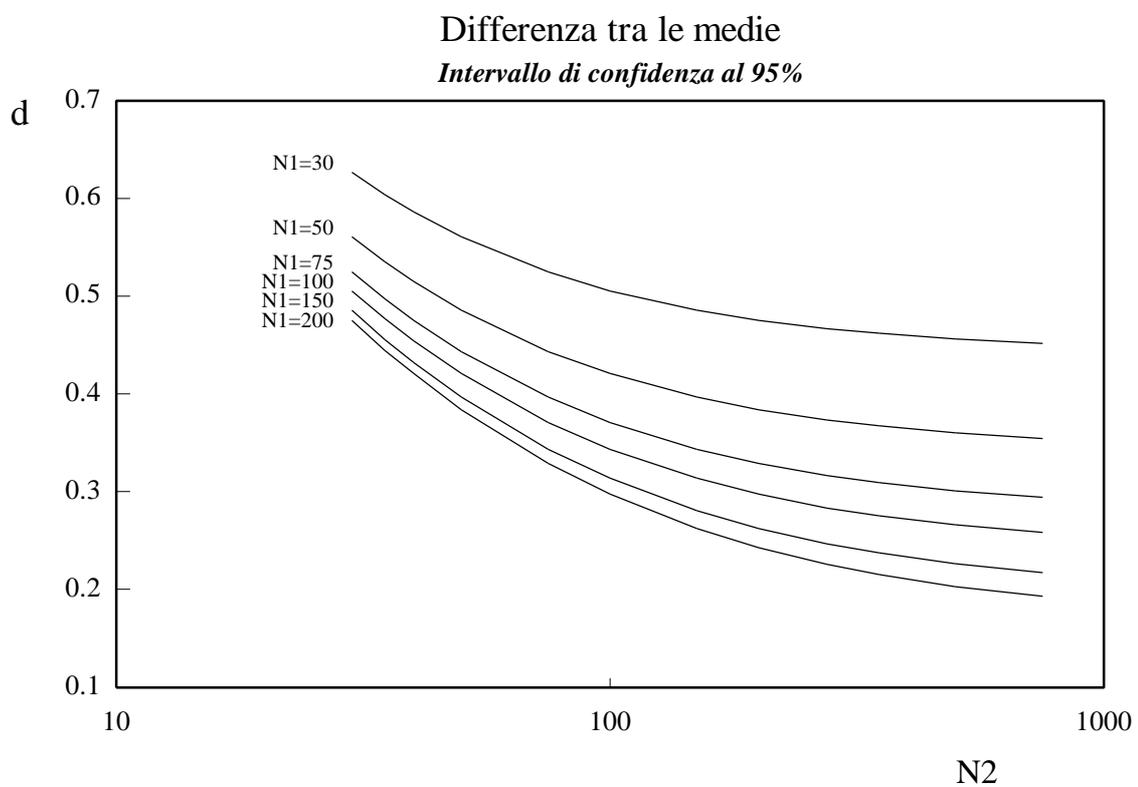


Figura 17

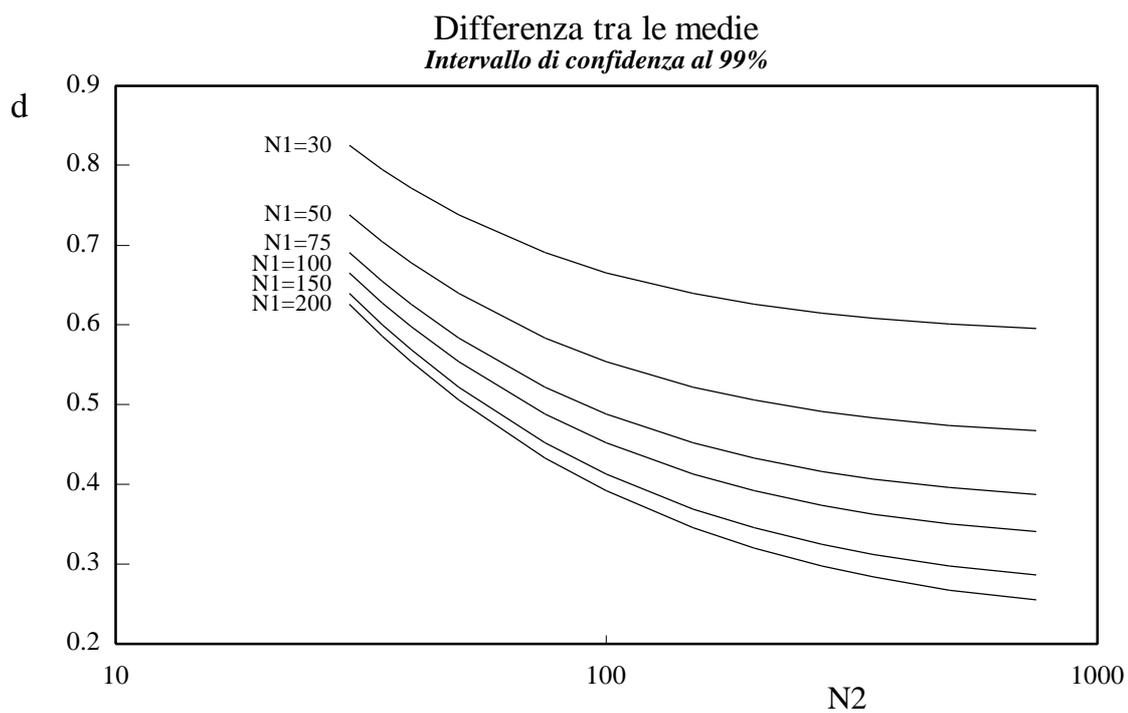


Figura 18

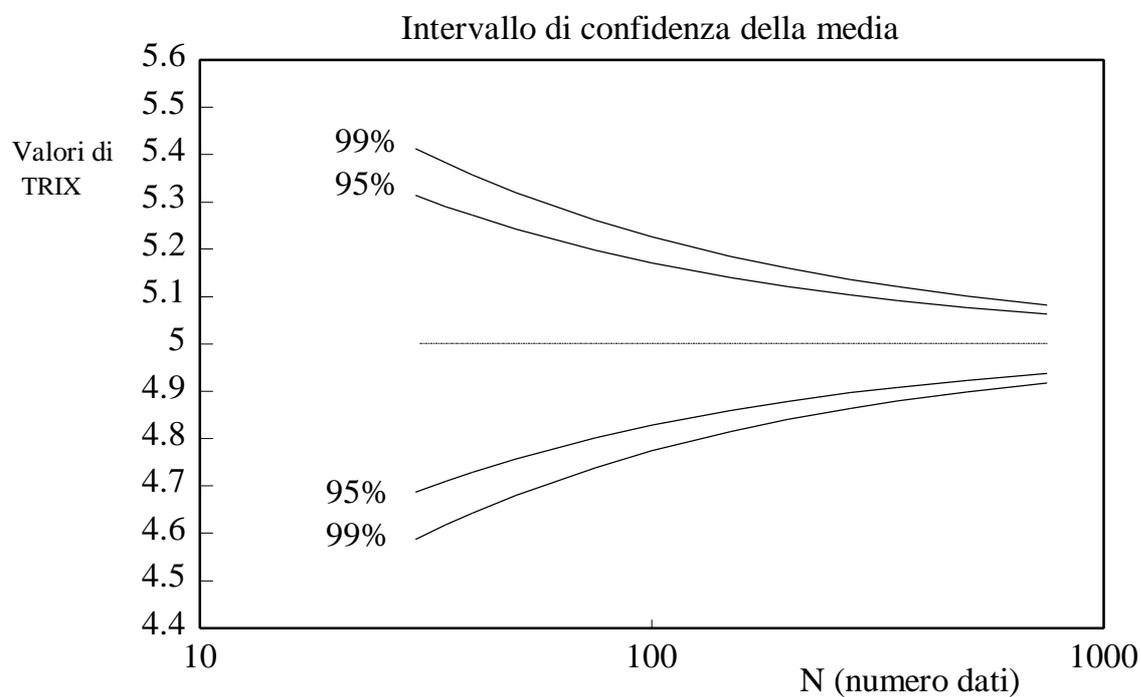


Figura 19

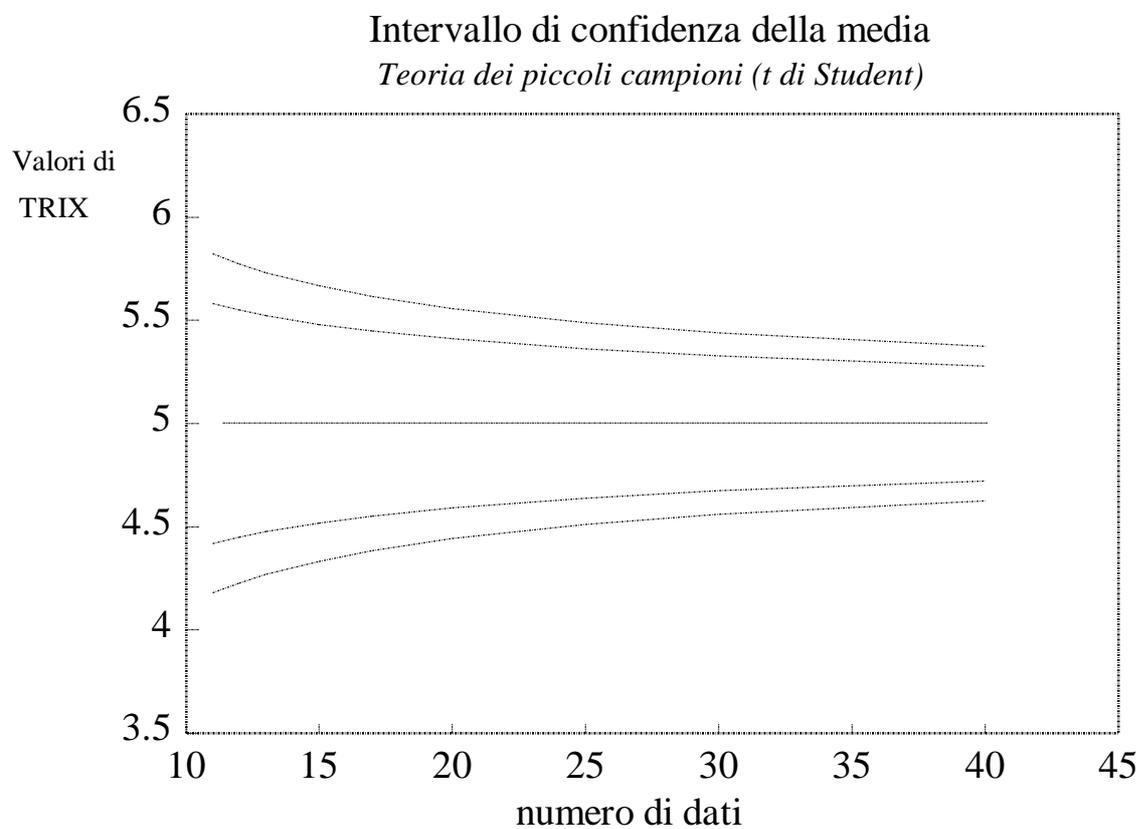


Figura 20

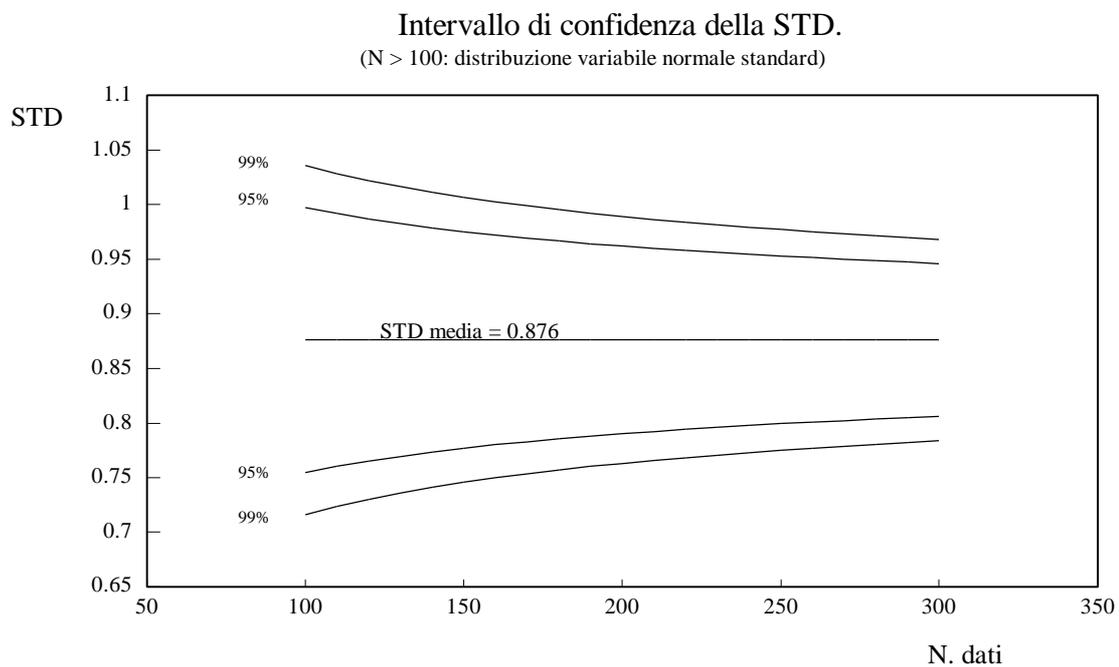


Figura 21

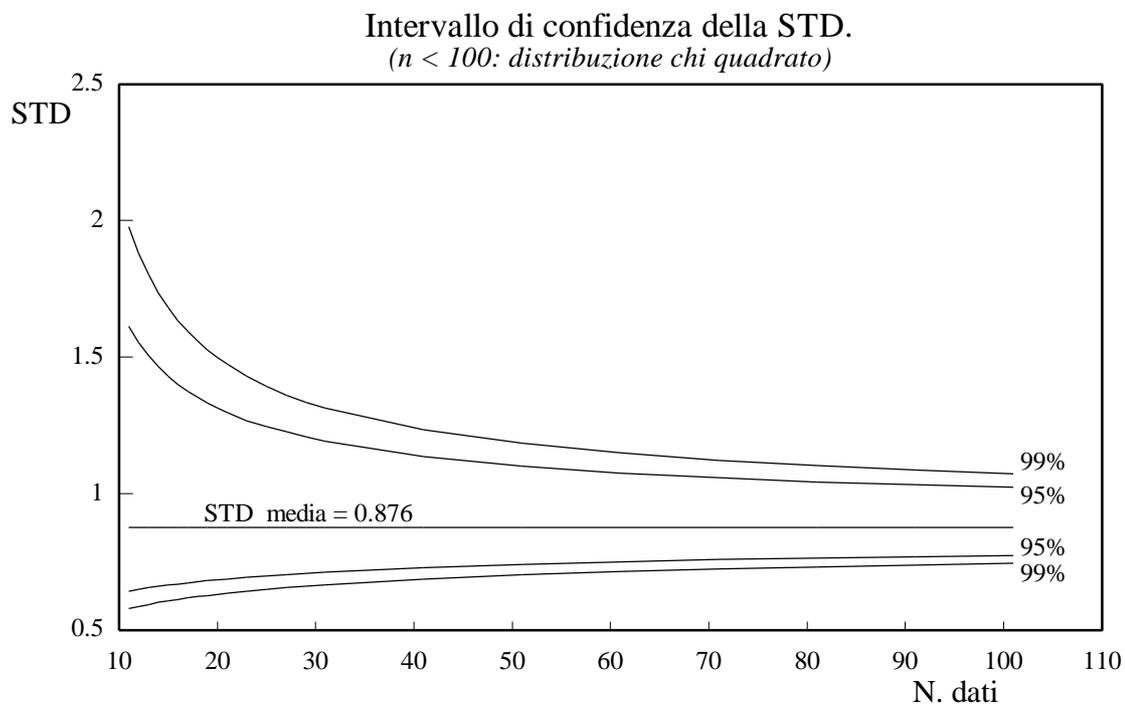


Figura 22: Sistema di Riferimento Trofico adatto alle acque costiere (Vedi testo)

Gruppo	Livello trofico	Produttività
G2	Molto elevato	Fortemente elevata
G4	Elevato	Elevata
G8	Medio	Moderata
MAR	Basso	Scarsa

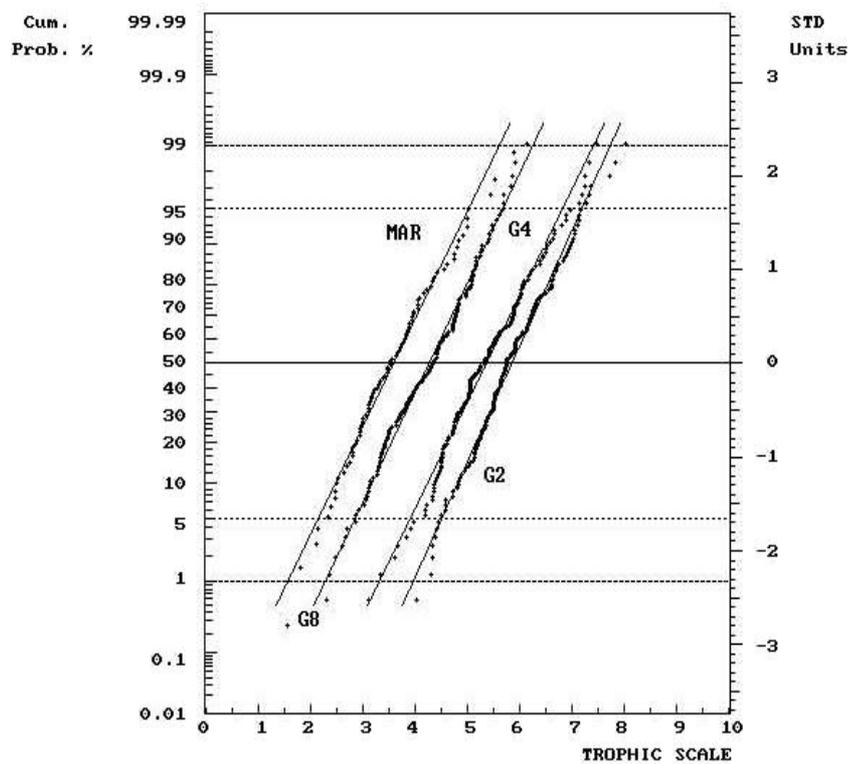


Figura 23: Acque costiere adriatiche: distribuzione normale bivariata dei rapporti clorofilla-nutrienti.
L'ellisse di confidenza dei punti è tracciata alla $Prob = 0.05$.
La retta di regressione ortogonale è definita dall'asse maggiore. ($r = 0.69$)

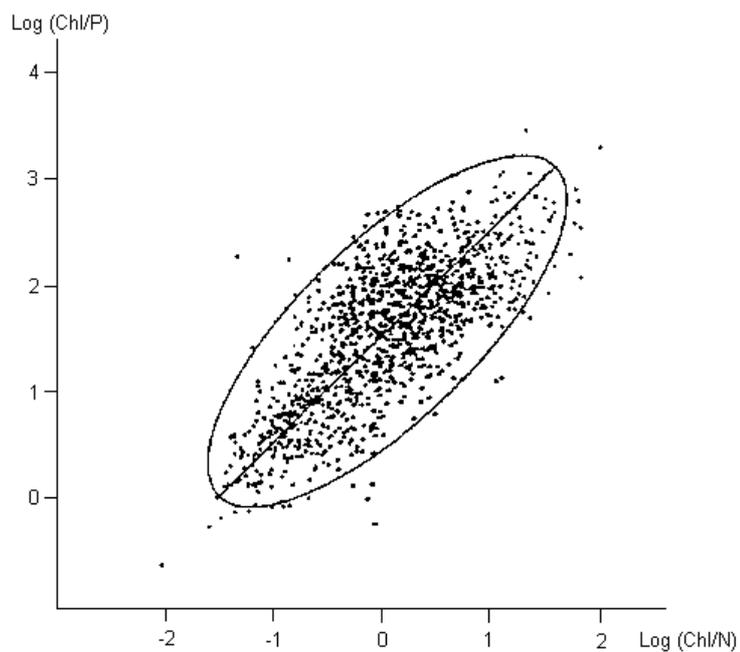


Figura 24: Acque costiere adriatiche: ellissi di confidenza dei valori medi stagionali ($P = 0.05$)

