中国科学: 地球科学 2015 年 第 45 卷 第 4 期: 455 ~ 467
www.scichina.com earth.scichina.com
《中国科学》杂志社
SCIENCE CHINA PRESS

论 文

中国河口富营养化对营养盐负荷的敏感性分类

李俊龙[①②], 郑丙辉[②*], 刘永[③], 吴桢[③], 刘方[①], 邵君波[④], 胡序朋[④]

① 中国环境监测总站国家环境保护环境监测质量控制重点实验室, 北京 100012;
② 中国环境科学研究院环境基准与风险评估国家重点实验室, 北京 100012;
③ 北京大学环境科学与工程学院水沙科学教育部重点实验室, 北京 100871;
④ 浙江省舟山海洋生态环境监测站, 舟山 316000
* 联系人, E-mail: zhengbh@craes.org.cn

收稿日期: 2014-07-28; 接受日期: 2014-10-28; 网络版发表日期: 2015-03-27
国家环境保护公益性行业科研专项项目(编号: 201309008)资助

摘要 沿海区域环境压力日趋加重, 基于营养盐负荷响应敏感性对河口进行分类是确定富营养化优先管理对象和级别、进一步实施控制措施的科学基础. 选择我国 65 个代表性河口, 利用 101 个河流入海口断面、260 个沿岸点位 2007~2012 年的系统监测数据及历史资料, 基于浮游植物生物量、总氮负荷以及河口物理特征等之间的关系, 构建了一个营养盐驱动的浮游植物动力学模型. 模型中通过引入河口转化效率参数, 量化了各类河口富营养化的生态过滤器效应. 利用马尔科夫链蒙特卡罗算法进行贝叶斯分析, 模型能较好地估算叶绿素, 且对富营养化关键过程的捕食损失速率、沉降速率、碳与叶绿素比率、初级生产力和河口转化效率等 5 个参数的模拟结果, 在收敛性、拟合度和逻辑性方面都比较合理. 进一步分析发现, 河口转化效率与冲刷效率基本呈负相关. 根据转化效率和冲刷效率, 可将河口富营养化敏感性分为 3 类, 转化效率小于 1.0 g C/g N, 冲刷效率大于 2.0 a^{-1} 的河口对富营养化不敏感; 转化效率在 1.0~3.0 g C/g N, 冲刷效率在 0.7~2.0 a^{-1} 的河口较敏感; 转化效率大于 3.0 g C/g N 的河口对富营养化高度敏感, 而冲刷效率低于 0.7 a^{-1} 的各类河口敏感性差异较大. 高度和中度敏感性河口占 67%, 其富营养化风险较大, 应作为环境监管和污染防治的重点.

关键词
河口
富营养化
敏感性
分类

生态系统对外界环境压力的敏感性, 及其生物、物理和化学控制过程一直吸引环境学者的关注. 近几年协同压力对生态系统功能敏感性的综合影响成为研究的焦点(Blake和Duffy, 2010; Wiley等, 2010). 由于其咸淡水混合、高人口密度和封闭半封闭的自然属性, 河口对营养盐负荷、沉积作用和其他环境效应的响应比较灵敏. 过量营养盐已使很多河口系统呈现明显富营养化. Glibert(2006)发现通常富营养化表现为初级和次级两种表征, 包括叶绿素(Chlorophyll, CHL)、初级生产力和沉积物总有机碳(total organic carbon, TOC)的升高, 营养盐比例和浮游植物种类比例的变化, 水体透光率变化及底层水体溶解氧(dissolved oxygen, DO)降低等. 而叶绿素浓度能代表浮游植物生物量的增加, 往往是河口富营养化常见

中文引用格式: 李俊龙, 郑丙辉, 刘永, 等. 2015. 中国河口富营养化对营养盐负荷的敏感性分类. 中国科学: 地球科学, 45: 455–467
英文引用格式: Li J L, Zheng B H, Liu Y, et al. 2015. Classification of estuaries in China based on eutrophication susceptibility to nutrient load. Science China: Earth Sciences, doi: 10.1007/s11430-014-5030-1

的直接表征及次级表征的重要驱动力(Cloern, 2001; 李俊龙等, 2013). 此外, 河口对总氮(total nitrogen, TN)负荷的富营养化敏感性会通过生态过滤器进行调节(图1). Wiley等(2010)发现特定的系统过程能影响其对营养盐富集的响应特征. 过滤器中的潮流冲刷、湍流混合作用, 能够稀释TN负荷并减轻富营养化表征(Monbet, 1992; Wiley等, 2010); 淡水冲刷和滞留时间作用, 决定了营养盐在河口系统的可利用时间(Swaney等, 2008; Steward和Lowe, 2010); 而生态过程影响浮游植物生物量, 环境容纳量一定程度上决定了浮游植物生物量.

针对河口富营养化敏感性对TN负荷的响应, 国内外已开展了很多研究. 大部分关注于特定河口富营养化的生物、物理和化学过程, 通过建立营养盐迁移转化(NPZ模型)、水动力输运扩散三维模型或耦合生态动力学模型(俞光耀等, 1999; 乔方利等, 2000; 王修林等, 2006; Painting和Devlin, 2007; Swaney等, 2008), 来描述氮循环的生物地球化学过程. 这种方法的模型参数往往要结合大量的现场和实验室试验来确定, 过程比较复杂, 缺乏普遍适用性. 日本《水污染控制法》中提出海湾封闭指数模型, 应用海湾面积、湾口长度和海湾水深等指标来表征海湾富营养化风险程度(EMECS, 2008). 美国河口富营养化评价方法(NEEA-ASSETS)中, 应用稀释能力(分层状况、稀释容量)和冲刷能力(潮差、陆源淡水输入量)表征河口的水动力敏感度, Bricker等(2003)将其作为富营养化响应趋势的指示因子. 这两种方法考虑了河口过滤器效应的物理特性, 但难以全面描述敏感性的其他影响因素. Evans等(2013)通过构建简单动力学模型, 应用于美国部分河口富营养化特征的模拟, 证明其有助于分析河口富营养化经典指标与TN负荷的响应规律. 至今尚未见我国河口富营养化敏感性的分类研究报道. 我国河口数量众多且自然属性多样, 基础调查和研究相对薄弱, 因此构建科学合理且适用性强的模型对于河口富营养化敏感性分类十分必要.

本文基于叶绿素浓度建立河口富营养化敏感性与TN负荷的响应模型, 尽管前者只是富营养化的表征之一, 但它是各种表征的核心指标. 高叶绿素浓度能指示浮游植物生物量的升高, 并能导致水体透光率、底栖生产力的降低和海草的丧失. 此外, 其也是底层水体缺氧、鱼类和贝类死亡及栖息地退化的重要驱动力(Wiley等, 2010). 需说明的是, 叶绿素作为模拟表征富营养化具有不可替代的优势, 但并非富营养化负面效应的全部. 由富营养化导致水体生态功能服务的转变, 引发有毒有害藻华等灾害, 同样不可忽视. 模型中引入转化效率参数来量化河口系统的生态过滤器效应, 并进一步分析各类河口富营养化对TN负荷的敏感性. 这对于甄别和筛选我国河口富营养化问题的优先管理对象很有意义, 并有助于提高沿海区域污染防治的效率.

1 材料与方法

1.1 数据来源及处理

根据《中国海湾志》(1991)中记录的我国约150个河口, 结合全国环境监测系统监测的200余条入海

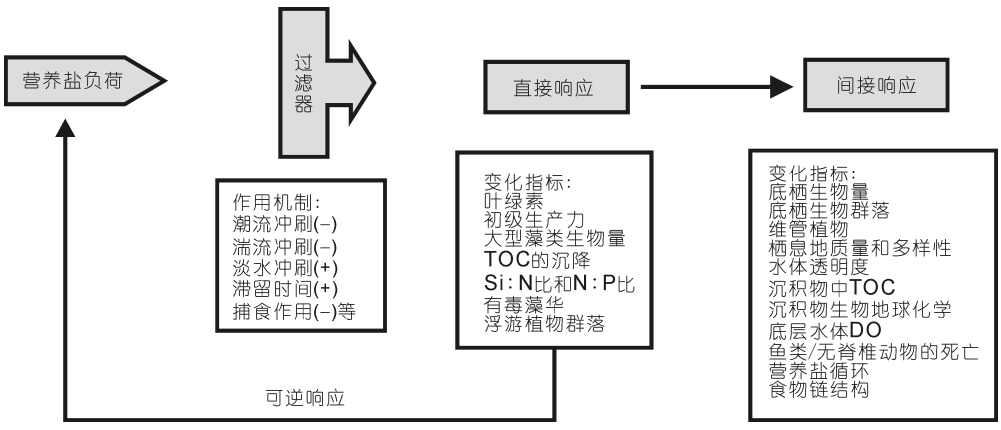

图 1 河口富营养化示意图

(+)表示对富营养化的正效应; (–)表示对富营养化的负效应

河流断面, 按照陆海统筹的原则, 将流入同一河口的多个河流断面通量进行归并. 进一步剔除入海径流量极小、监测数据和物理特征资料不完整的部分河口, 最终确定65个河口作为研究对象(图2). 其中包括33个河口型海湾, 27个构造型海湾和5个泻湖湾. 这些河口平均水深2~20 m, 体积1.2×10^{7}~2.0×10^{11} m^3, TN 负荷 300~2.3×10^{10} kg/a, 夏季叶绿素浓度 0.4~53.1 μg/L, 能够代表我国河口富营养化特征的多样性(图3).

入海河流TN负荷、河口夏季叶绿素、河口和外

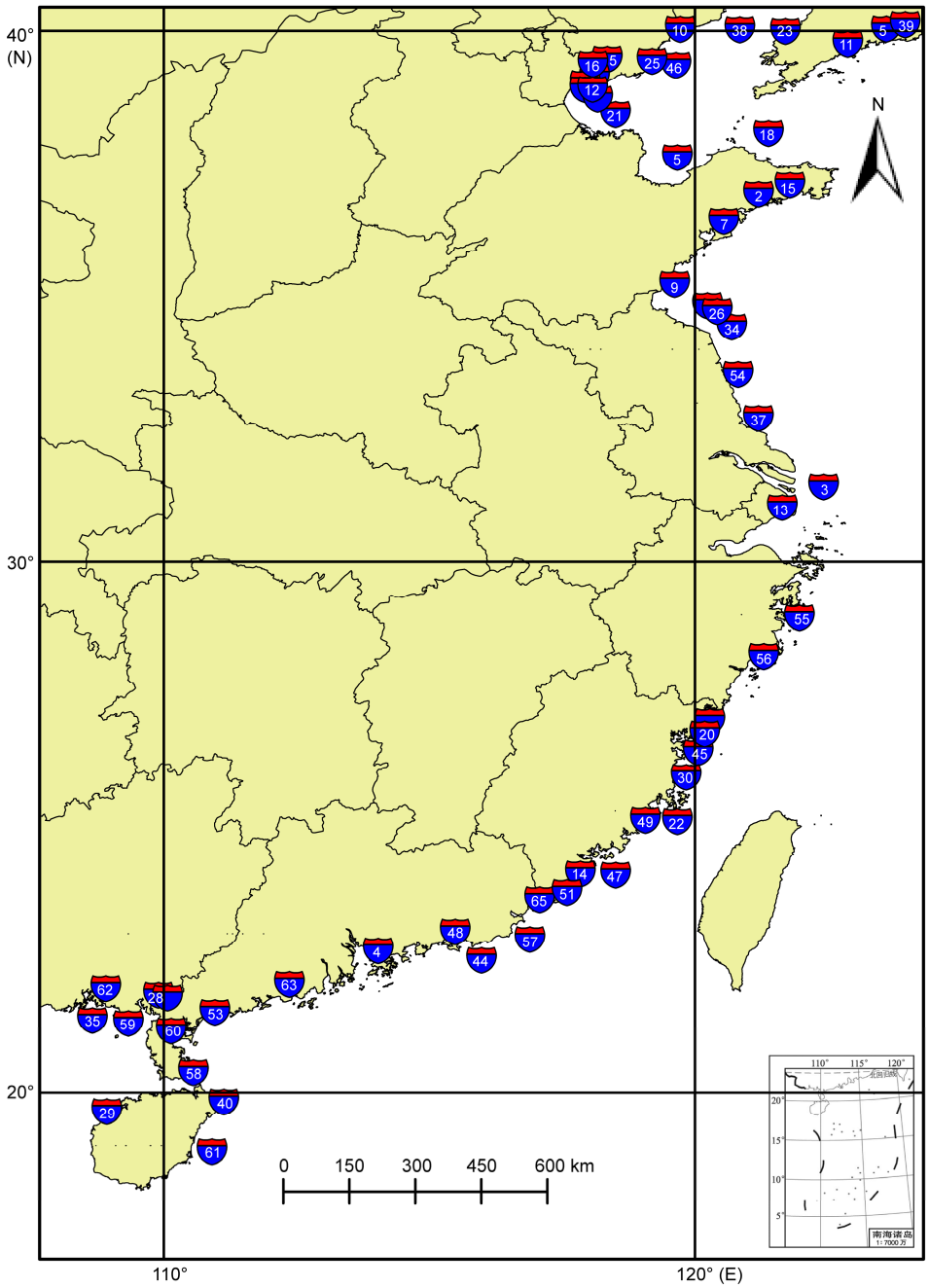

图 2　全国河口分布示意图

[审图号 GS (2014) 1799 号]

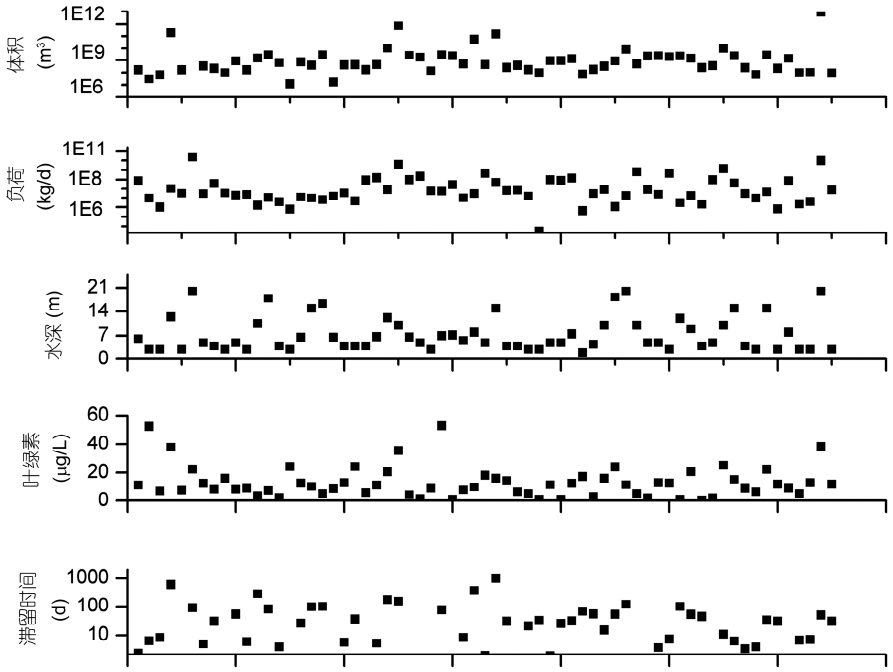

图 3　河口特征分布示意图

海溶解无机氮(dissolved inorganic nitrogen, DIN)浓度和盐度等数据来自全国沿海74个环境监测站101个入海口断面、260个沿岸点位2007~2012年连续6年的监测结果. 入海河流径流量主要引用各地水文监测站公布结果, 部分为环境监测站同步实测结果. 采样和分析方法均执行国家标准和规范方法(国家环境保护总局, 2002; 国家海洋局, 2007). 海湾型河口深度、体积等数据引自《中国海湾志》(1991), 其他部分河口范围、面积和体积根据下述方法确定: 河长400 km以上的大径流入海河口根据淡盐水混合及环流特征(Pritchard, 1967), 通过Kriging插值生成盐度等值线, 以盐度30‰确定海陆分界线; 河长400 km以下的小径流入海河口根据几何形态法和地貌沉积法(Fairbridge, 1980)确定海陆分界线. 河口面积以国家测绘局认定的标准化1∶10万电子地图为底图, WGS_1984_ARC_System_Zone_01为坐标系统, 在ArcMap10.0中划定河口范围, 通过Calculate Geometry计算获得. 河口水深为近海水质采样点位实测深度的6年平均值.

由于TN并非我国近海必测项目, 参考我国部分河口TN与DIN关系的研究结果(韦蔓新等, 2000; 王先伟等, 2003; 林以安等, 2004; 李玲玲等, 2009; 于立霞等, 2011), DIN占TN的比例范围在57%~85%, 按照平均比例70%通过DIN换算获得TN.

1.2　模型构建

模型可定量描述物质在环境中的复杂系统过程, 预测河口生物或化学污染物的变化规律. 同时, 模型有助于探索河口富营养化特征对营养盐负荷的响应, 并藉此深入研究不同河口间富营养化敏感性的差异. 基于浮游植物生物量、TN负荷以及河口物理特征之间的关系, 可构建营养盐驱动的浮游植物动力学模型. 该模型并不像常见的动力学模型那样模拟复杂的氮循环过程(包括浮游植物消耗及生物地球化学循环). 而是通过引入河口富营养化转化效率系数α, “概化”了营养盐负荷迁移-转化的生态效应, 来描述河口浮游植物生产力与TN负荷之间的响应关系(图4). 通过乘以生产力TN限制的C∶N比例系数, 将TN负荷转化为浮游植物碳生产量. 并根据春季(3~5月)、年日均负荷和河口转化效率系数之间的关系, 来获取控制N负荷转化为藻类生物量的过程. 这样不仅可建立河口浮游植物生产力与营养盐负荷之间的关系, 还引入富营养化敏感性表征参数, 根据参数校正模型并研究其随河口特征变化的规律.

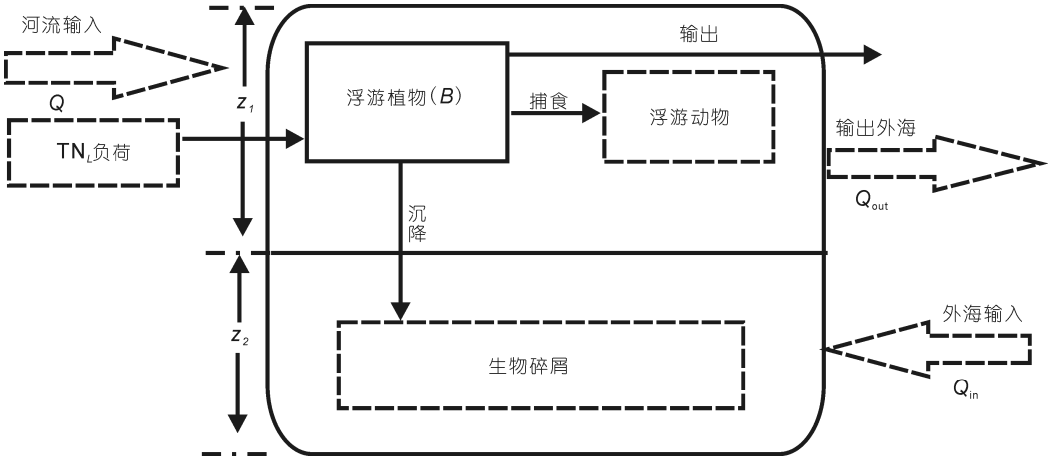

图 4　河口富营养化对 TN 负荷响应的概念模型

参考浮游动物死亡率的方法(Edwards和Yool, 2000; Cerco和Noel, 2004; Cranford等, 2007), 假设浮游动物量随浮游植物量变化, 浮游植物损失模拟为一级沉降速率, 浮游动物捕食函数模拟为浮游植物生物量的二次方程. 因此, 混合层浮游植物生物量(B)的变化速率为

$$\frac{\mathrm{d}B}{\mathrm{d}t}=I_n-\frac{Q_{\mathrm{out}}B}{V_1}-v'_{s1}B-LB^2, \tag{1}$$

式中, B为浮游植物生物量(g C/m^3); I_n为TN负荷与河口转化效率驱动的浮游植物生产力(g C/(m^3 d)), 见式(2); Q_{out}为流入外海的流量(m^3/d); V_1为河口混合层体积(m^3), 式(3); v'_{s1}为沉降速率(d^{-1}), 式(4); L为捕食损失速率(m^3/(g C d)).

$$I_n=\frac{\mathrm{TN}_L}{V_1}\alpha=\frac{\mathrm{TN}_R+\mathrm{TN}_O}{V_1}\alpha=\frac{\mathrm{TN}_R+Q_{\mathrm{in}}\rho(\mathrm{TN}_O)}{V_1}\alpha, \tag{2}$$

式中, TN_L为河口TN稳定态后的现存量(g N/d); TN_R为春季河流TN负荷(g N/d); TN_O为外海氮输入(g N/d); α为河口转化效率系数(g C/g N); Q_{in}为外海流入量(m^3/d), $\rho(\mathrm{TN}_O)$为外海氮浓度(mg/L).

$$V_1=z_fV, \tag{3}$$

式中, z_f为河口相对混合层深度, 金元欢等(1992)提出对混合均匀河口设定为1.0, 对层化河口设定为0.5, 除此之外, 假设泻湖湾和3.0 m深度以下的河口都为混合均匀型; V为河口总体积(m^3).

$$v'_{s1}=\frac{v_s}{z_1}=\frac{v_s}{z_fz}, \tag{4}$$

式中, v_s为沉降速度(m/d); z_1为混合层深度(m); z为河口平均深度(m).

对于渤海湾、莱州湾和辽东湾等大型河口, 可参考数值模拟法(戚定满, 2001; 魏皓等, 2002)获得水体滞留时间(water residence time, WRT). 对于其他小型河口, 由于少见数值模拟法计算的结果, 可按照水和盐度平衡原理(Scavia和Liu, 2009), 通过河口平均盐度(Sal_1), 外海边界盐度(Sal_0)以及入海河流径流量(Q), 来计算河口WRT, 见下式:

$$Q_{\mathrm{in}}\mathrm{Sal}_0=Q_{\mathrm{out}}\mathrm{Sal}_1, \tag{5}$$

$$Q+Q_{\mathrm{in}}=Q_{\mathrm{out}}, \tag{6}$$

$$\Rightarrow\left\{Q_{\mathrm{out}}=Q\frac{\mathrm{Sal}_0}{\mathrm{Sal}_0-\mathrm{Sal}_1},Q_{\mathrm{in}}=Q\frac{\mathrm{Sal}_1}{\mathrm{Sal}_0-\mathrm{Sal}_1}\right\}, \tag{7}$$

则WRT被定义为

$$\mathrm{WRT}=\frac{V}{Q_{\mathrm{out}}}=\frac{V}{Q}\times\frac{\mathrm{Sal}_0-\mathrm{Sal}_1}{\mathrm{Sal}_0}. \tag{8}$$

已有研究表明, 系统间变异通常大于系统内的变异(Dettmann等, 2001; Fennel和Boss, 2003; Swaney等, 2008). 对于河口的叶绿素和TN负荷, 各河口间的差异往往比单个河口年度尺度上的变化更加显著, 因此方程(1)的稳态解能够合理描述各河口的平均差异. 通过设定(dB)/(dt)=0, 方程的稳态解为

$$B=\frac{-(Q_{\mathrm{out}}+V_1v'_{s1})+\sqrt{(Q_{\mathrm{out}}+V_1v'_{s1})^2+4I_nLV_1^2}}{2LV_1}. \tag{9}$$

1.3　参数估算

贝叶斯分析具有处理不确定性的能力, 可综合数据和模型先验信息进行概率评估以支持决策, 近

些年愈多应用到生态环境研究中(Ellison, 2004; Clark, 2005). 与传统模型方法相比, 贝叶斯估算的模型参数是嵌入到后验的随机密度函数, 从而可以获得各种概率水平下参数值和预测状态的置信区间(Dennis, 1996), 基于贝叶斯定理:

$$p(\theta \mid y) = \frac{p(\theta)p(y \mid \theta)}{p(y)} = \frac{p(\theta)p(y \mid \theta)}{\int_{\theta} p(\theta)p(y \mid \theta)\mathrm{d}\theta} \propto p(\theta)p(y \mid \theta), \quad (10)$$

式中, $p(\theta|y)$为θ的后验概率, 是观测数据之后参数的条件分布; θ为被估算的参数; $p(\theta)$为θ的先验概率; $p(y|\theta)$为似然函数, 代表观测数据y在θ出现时的条件概率密度.

马尔科夫链-蒙特卡罗法(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)是一种从数值积分的多维分布中抽样的方法. 应用MCMC进行贝叶斯推理的基本思想是构建马尔科夫过程, 其稳态分布是模型的后验分布, 然后运行足够长的步骤来生成这个分布的精确逼近. 文中使用对数正态模型误差来约束预测值B, 以及调节误差项的自相关:

$$\log(B_i^o) \sim N\left[\log(B_i^m), \sigma^2\right]. \quad (11)$$

式中, B_i^o (i=1, …, 65)为河口i的浮游植物生物量, 由观测的叶绿素及碳与叶绿素比率(C∶CHL)转化而来; B_i^m 为由式(9)模拟获得的浮游植物生物量; σ为对数正态模型误差的标准方差.

贝叶斯分析通过从R程序中调用WinBUGS (version 1.4.3)程序来实现(Lunn等, 2000), 使用WinBUGS估算L, v_s, C∶CHL和各河口转化效率α值. 通过MCMC进行贝叶斯分析, 所有模型参数随MCMC过程中变量传播的分布进行拟合. MCMC算法用四链重复运行20000步长(最先的5000步长弃用), 使用不同的随机种子并行计算, 并检验模型运算的收敛性. 模型的收敛性使用链之间的方差比率 $\hat{R}$ 进行检验, $\hat{R} \approx 1$即为收敛(Gelman和Hill, 2007), 当模型运算 $\hat{R} > 1.2$时不用于分析. 每个参数thin以减少序列相关性后的1000个MCMC样本来描述每个参数的边界分布(Qian等, 2003; Malve和Qian, 2006). 之前的模型分析揭示这4个参数之间是相关的, 因此基于文献和经验可以提出符合正态分布的先验信息(Arhonditsis等, 2007), 以得出的参数估算值: L~N(0.80, 0.25) I(0,); C∶CHL~N(50, 20) I(0,); v_s~N(0.3, 0.10) I(0,). 括号内的数字代表平均值和标准偏差, I(0,)表示筛选以消除负值. 对先验信息的形式进行敏感性分析, 发现其对方差变化不敏感. 对于参数α由于没有可靠的先验信息, 使用非先验信息以保证运算法则的最大灵活性, 假设其为没有特定平均值和普通方差的正态分布.

模型拟合通过比较观测值与模型95%置信区间(CI), 以及模拟值与观测值的线性回归来确定. 计算每个叶绿素的后验p值, 并进行模型拟合的比较. 使用3种方法检验模型模拟值和观测值之间的结果: 相关系数, 回归斜率和回归系数R^2.

2 结果

2.1 C∶CHL 和叶绿素估算值

模拟结果良好, 叶绿素a预测值和实测值之间相关系数为0.99, 回归斜率为0.88, 截距为0.12, R^2为0.98(图5). 使用尺度缩减因子Rhat以确定模型的收敛性, Rhat值都接近于1.0. 并观察多个马尔科夫链的历史迭代, 发现模型收敛性较好(图6). C∶CHL系数后验分布的平均值和标准偏差为(28±5), 位于文献参考值范围内(Geider, 1987; Riemann等, 1989; Cloern等, 1995; Chapra, 1997; Gonenc和Wolfin, 2005). 说明参数估算值基本满足要求, 模型也能够基于误差、校正补偿和速率过程来匹配状态变量.

2.2 浮游植物初级生产力

模型模拟生长季节的浮游植物初级生产力范围在0.008~1.172 g C/(m^2 d), 一次, 二次和三次四分位数分别为0.039, 0.046和0.054 C/(m^2 d). 这些模拟值和分布特征共同代表了各个河口生产力的中心趋势, 因此生产力模拟值总体是一种混合型分布. 收集河口和沿岸系统浮游植物的初级生产力历史调查资料, 并将其分布与模型模拟值进行比较, 见盒型图7. 初级生产力模拟值与中国海湾志(1991)的经验估算值没有显著区别, 而明显低于朱明远等(1993)和国家908专项(孙松, 2012)的经验估算值. 河口水团由于携带大量悬浮泥沙, 透光率低导致真光层浅, 往往比外海区初级生产力整体偏低. 而后者实测值的站位

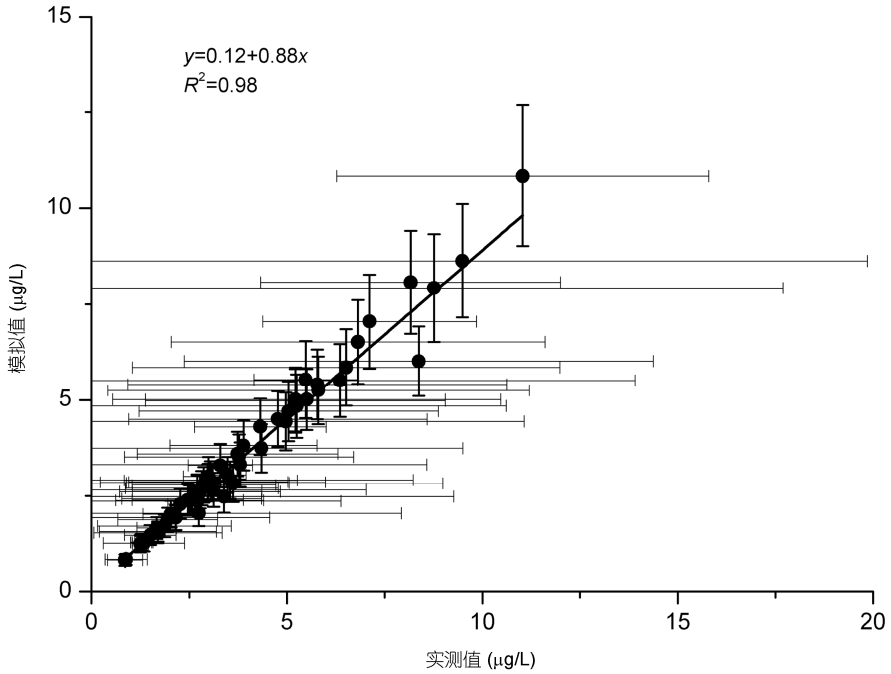

图 5　Chl-*a* 模拟值和实测值 95%置信区间误差的线性拟合关系

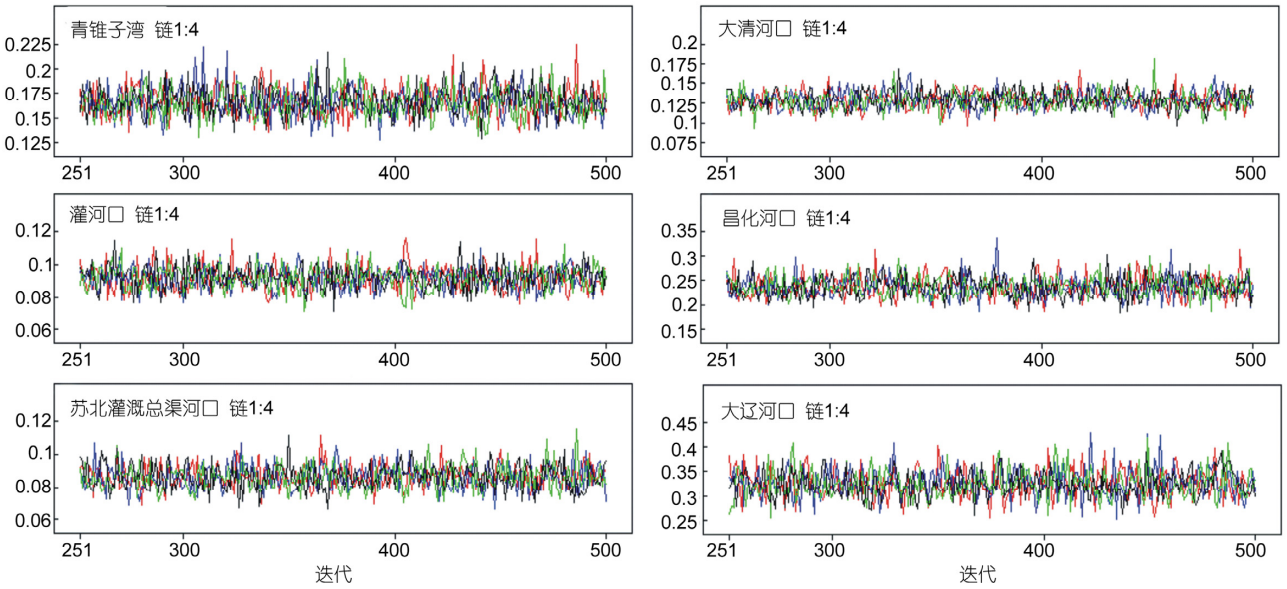

图 6　部分河口 Chl-*a* 的马尔科夫链历史迭代收敛性

主要位于外海区, 模型估算结果从逻辑上与之并不冲突.

2.3　捕食损失速率

在水生态食物链定态系统里, 浮游植物密度正比于营养盐的浓度、光合作用过程速率, 反比于浮游动物的捕食速率; 如果营养盐浓度和光合作用过程的速率都很小, 或者捕食速率过大, 则将导致系统的不稳定(林振山和Larry, 2003). 模型模拟的浮游动物捕食浮游植物损失速率范围在(0.61±0.22) m^3/(g C d),

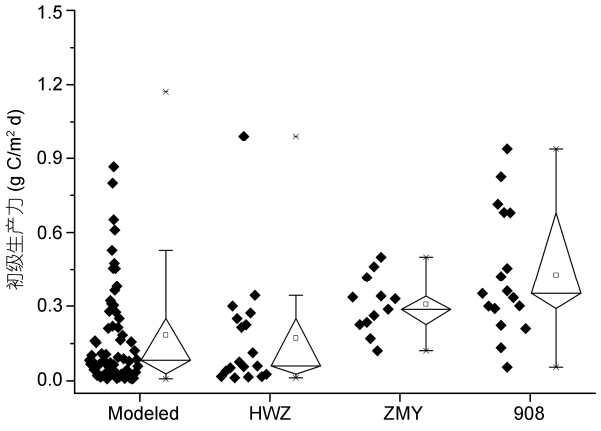

图 7　净初级生产力模拟值与实测值的比较

Modeled 代表本文模拟值, HWZ 代表《中国海湾志》(1991)的实测值, ZMY 代表朱明远等(1993)的实测值, 908 代表孙松等(2012)的实测值; 盒型图上、中和下端分别代表初级生产力统计值范围的 25%, 50%和 75%

基本位于预期的捕食速率范围0.15~2.0 m^3/(g C d)内(于庆云, 2012), 说明捕食损失速率的模拟结果是稳定合理的.

2.4　河口转化效率

通过比较生产力、沉降和捕食参数模拟值和实测值, 表明模型基本符合河口浮游植物叶绿素实际浓度, 并较好地模拟了主要速率过程, 可进一步根据转化效率系数探究河口的敏感性. 理论上参数α的变化受三种因素的影响: N限制环境中生产力的C:N比率, 营养盐春季日均负荷与年日均负荷之间的关系, 以及河口的效率因子. 要探究河口效率因子, 需要弱化其他两个因子的影响. 实际上比例系数仅影响绝对值的大小而并不影响各个河口α的特征. C:N Redfield摩尔比例通常可用于类似的模拟估算中, 而近期的部分研究结果表明, 在N限制的环境中, 浮游植物容易过量摄取C从而导致C:N比例升高(Toggweiler, 1993). 根据文献中14个估算值的平均值(Sambrotto等, 1993; Williams, 1995; Thomas等, 1999; Kähler和Koeve, 2001; Arne等, 2001; Brzezinski等, 2003; Mei等, 2005), 采用12.7(质量比例为10.9)用于模型参数α的分析(表1). 大部分河口系统中, 春季日均负荷通常高于年日均负荷(Scavia和Liu, 2009). 要计算河口年均转化效率系数, 可假设营养盐春季日均负荷是年日均负荷的2倍, 这样将春季效率参数α除以C:N值的2倍(10.9×2)即同化为年均转化效率系数, 获得效率系数在0.03和6.92之间. 效率系数大于1.0的可被认为是富营养化敏感的河口循环系统, 低于1.0的可被认为是较不敏感的N沉降或高冲刷系统.

表 1　C:N Redfield 摩尔比例的文献值

序号	估算值	来源
1	8.6~14.2	Sambrotto等(1993)
2	13.2~14.5	Williams等(1995)
3	17.0~25.0	Thomas等(1999)
4	8.0~12.0	Kähler和Koeve(2001)
5	10.0~16.0	Arne等(2001)
6	9.1~15.0	Brzezinski等(2003)
7	5.8~8.9	Mei等(2005)

3　讨论

3.1　河口转化效率和 *Q*/*V* 的关系

在充分考虑各河口的类型和条件基础上, 通过建立TN负荷和河口特征函数, 模拟夏季叶绿素浓度. 模型基于一些简单的假设, 引入了河口转化效率参数, 代表河口将入海TN负荷转化为藻类生物量的效率. 河口生物地球化学的许多过程, 例如反硝化、营养盐非可利用态的转化、沉积埋藏、以及较强的冲刷作用, 都能影响并降低整体转化效率, 同时也有一些过程能促进氮循环并提高转化效率. 构建的模型和分析中没有区分这些过程, 而是探索解释其综合"净"效应. 使用$\varepsilon=\alpha/21.8$代表河口转化效率, 发现其随不同河口特性的变化, 与河口冲刷效率(Q/V)之间存在一定关系. 图8中, 河口转化效率基本上随Q/V的负平方根降低, $\varepsilon=0.917(Q/V)^{-0.46}$($R^2=0.609$). 从逻辑上分析, 营养盐负荷通常随河流径流量增加, 对于特定的河口体积, 当Q过大导致过量的营养盐负荷, 从而使河口系统在过程中具有较低的效率; 相反, 对于特定的营养盐负荷, 较大的河口体积可提供更多的时间以使生物地球化学过程反应更加充分, 从而具有更高的转化效率, 因此说明拟合关系是合理的.

ε与Q/V估算值的关系图(图8)揭示了两者的关系特征: 在Q/V为2.0 a^{-1}有一个分割点. 除4个河口(昌化江口、灌河口、中山河口和大风江口)外, Q/V大于2.0的河口转化效率均小于1.0, 表明它们在氮沉降系统中氮损失(例如高冲刷率导致的氮输出以及反硝

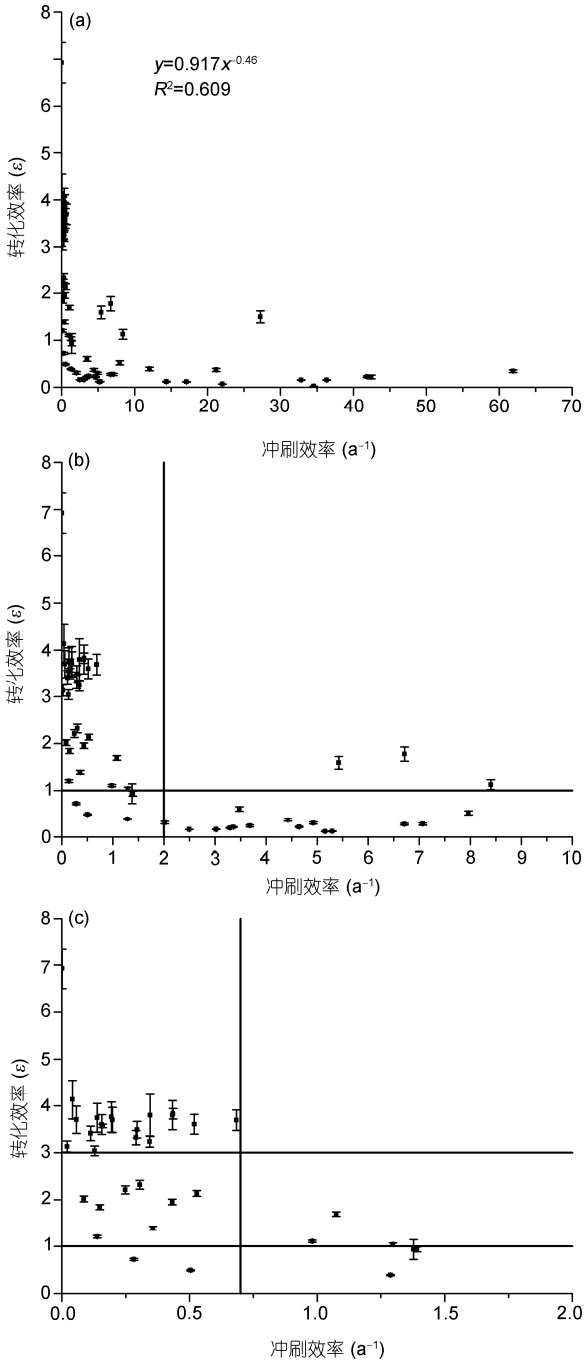

图 8　河口效率系数和冲刷效率(*Q*/*V*)的关系

垂向误差棒代表估算值标准偏差; (b)中垂向实线代表 *Q*/*V*=2.0; (c)中垂向实线代表 *Q*/*V*=0.7; 横向实线代表河口转化效率系数 ε=1.0 和 3.0

化和埋藏作用等)超过了氮循环速率, 其对富营养化较不敏感. *Q*/*V*低于2.0的河口中除3个(小凌河口、清澜湾和东台河口)转化效率低于1.0, 其他均具有较高的转化效率, 最高达6.92, 说明这类河口系统是更有效的氮循环利用器, 其对富营养化很敏感. 此外, 进一步分析发现*Q*/*V*低于2.0的河口中, *Q*/*V*值在0.7~2.0的转化效率低于3.0, 可以说这部分河口是中度循环利用器, 其对富营养化较敏感. *Q*/*V*低于0.7的河口系统转化效率较不确定. 按照泻湖、构造型和河口型海湾3种类型分析其关系, 发现大部分构造型海湾对负荷相对较敏感(ε>3.0), 而其他类型的变化较大. 相对于Scavia等(2009)在美国75个河口中发现的关系(以*Q*/*V*=0.3为分割点), 本文得出的*Q*/*V*范围更大, 这应该与我国水体TN浓度较高, 入海河流TN的单位体积负荷强度较大有关.

3.2　河口富营养化敏感性分类

根据转化效率系数和冲刷效率构建河口富营养化敏感性分类标准(表2), 可将65个河口分为高、中和低三类. 其中高和中敏感性河口占67%(表3), 河口型、构造型和泻湖型海湾的富营养化敏感性总体分布比例相当(图9). 河口转化效率越高, 表明在一定营养盐负荷输入条件下, 其敏感性越强, 越容易发生富营养化. 比较发现, 敏感性较强河口与现实富营养化问题海域状况比较一致, 说明其营养盐负荷超过富营养化的阈值, 应当作为控制对象及时采取区域总量减排措施; 对于敏感性强但尚未出现明显富营养化表征的河口, 如果未来营养盐负荷输入明显增加, 则具有较高的富营养化风险, 应当作为预警对象适当控制区域排放总量. 另外注意到长江口和杭州湾虽然为敏感性河口, 但相对实际富营养化程度偏低. 可能由两方面原因造成, 一是长江径流量和营养盐负荷远超过其他河口, 其冲淡水影响的河口范围比模型中估算范围更大; 另外长江极高的陆源泥沙和悬浮物含量, 影响了河口水体氮的迁移转化、透光率和光合作用, 也造成河口转化效率的低估. 此外, 除了表层水体叶绿素含量, 底层水体缺氧也是河口富营养化典型表征. 因此对于长江口等高度分层型河

表 2　河口富营养化敏感性分类标准

敏感性级别	转化效率(ε)(g C/g N)	冲刷效率(*Q*/*V*)(a^{-1})
低敏感	<1.0	>2.0
较敏感	1.0~3.0	0.7~2.0 <0.7
高敏感	>3.0	<0.7

表 3　我国主要河口富营养化敏感性分类 [a)]

序号	名称	河口转化效率(g C/g N)	冲刷效率(a^{-1})	敏感性	类型
1	渤海湾	6.92	0.001	高	C
2	丁字湾	4.13	0.042	高	C
3	长江口	3.83	0.435	高	R
4	珠江口	3.80	0.433	高	R
5	莱州湾	3.79	0.346	高	C
6	青堆子湾	3.76	0.194	高	R
7	胶州湾	3.74	0.138	高	C
8	辽东湾	3.70	0.057	高	C
9	海州湾	3.70	0.198	高	C
10	铁山港	3.69	0.684	高	C
11	碧流河口	3.60	0.519	高	R
12	宣惠河口	3.60	0.157	高	R
13	杭州湾	3.57	0.160	高	C
14	东山湾	3.49	0.294	高	C
15	乳山湾	3.41	0.113	高	C
16	海河口	3.32	0.290	高	R
17	马颊河口	3.24	0.344	高	R
18	套子湾	3.13	0.021	高	L
19	洋河口	3.04	0.128	高	R
20	三沙湾	2.32	0.305	中	C
21	徒骇河口	2.21	0.249	中	R
22	兴化湾	2.14	0.529	中	C
23	复州湾	2.02	0.086	中	C
24	北排河口	1.95	0.433	中	R
25	大清河口	1.84	0.149	中	R
26	中山河口	1.78	6.713	中	R
27	兴城河口	1.69	1.075	中	R
28	大风江口	1.59	5.423	中	R
29	昌化江口	1.50	27.245	中	R
30	福清湾	1.39	0.357	中	C
31	锦州湾	1.20	0.138	中	C
32	灌河口	1.13	8.404	中	R
33	小凌河口	1.11	0.981	中	R
34	苏北灌溉总渠河口	1.04	1.297	中	R
35	防城港	1.03	1.378	中	C
36	陡河口	1.02	1.391	中	R
37	东台河口	0.72	0.282	低	R
38	六股河口	0.61	3.480	低	R
39	大洋河口	0.52	7.967	低	R
40	清澜湾	0.49	0.504	低	L
41	辽河口	0.40	12.051	低	R
42	子牙新河口	0.39	1.288	低	R
43	鸭绿江口	0.37	21.181	低	R
44	碣石湾	0.37	4.428	低	L
45	闽江口	0.35	61.893	低	R
46	滦河口	0.31	2.016	低	L
47	厦门港	0.30	4.924	低	C
48	红海湾	0.28	7.071	低	L
49	泉州湾	0.28	6.710	低	C
50	大凌河口	0.24	3.681	低	R
51	交溪河口	0.23	41.882	低	R

(续表3)

序号	名称	河口转化效率(g C/g N)	冲刷效率(a^{-1})	敏感性	类型
52	宫口湾	0.22	42.446	低	C
53	鉴江口	0.22	4.648	低	R
54	射阳河口	0.21	3.355	低	R
55	台州湾	0.20	3.292	低	C
56	温州湾	0.16	3.022	低	C
57	海门湾	0.16	2.496	低	C
58	海口湾	0.16	36.352	低	C
59	廉州湾	0.16	32.840	低	C
60	钦州湾	0.12	5.296	低	C
61	万泉河口	0.12	14.367	低	R
62	安铺港	0.12	17.125	低	C
63	漠阳江口	0.12	5.158	低	R
64	大辽河口	0.07	22.025	低	R
65	汕头港	0.03	34.567	低	C

a) “C”代表构造湾(Coastal Embayments), “R”代表河口湾(River Dominated), “L”代表泻湖湾(Lagoons)

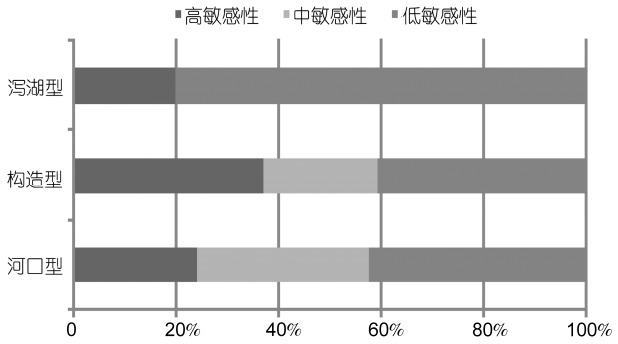

图 9　各类河口富营养化敏感性分布比例

口, 应进一步考虑相对混合深度对其富营养表征的影响. 河口实际的富营养化程度, 除了其自然属性外, 还取决于人类活动的干扰, 在实际评价过程中还要综合考虑人为压力和河口响应状态的影响. 尽管转化效率系数不能直接表征河口富营养化的现状, 但河口敏感性分类结果证明引入转化效率的模型, 有助于优化和筛选众多环境管理对象, 进而提高环境监测和污染防治的针对性.

4　结论

基于营养盐负荷, 浮游植物生长、沉降、捕食损失以及河口基本物理特征, 构建模型分析富营养化典型表征与营养盐负荷之间的关系. 通过嵌入贝叶斯分析方法, 引入了河口富营养化转化效率系数, 不仅能够模拟河口叶绿素水平, 还同时模拟浮游植物生长速率, 沉降和捕食损失之间的关键过程. 根据转化效率ε对富营养化敏感程度分类, 发现ε<1.0的河口系统对富营养化不敏感, 1.0~3.0的河口系统较敏感, ε>3.0的河口系统高敏感. 进一步分析发现转化效率ε与冲刷效率Q/V之间的关系, Q/V大于2.0 a^{-1}的河口系统对营养盐负荷不敏感, Q/V在0.7~2.0的河口系统较敏感, 而Q/V值低于0.7的河口系统ε变异程度较大, 仅依靠冲刷效率难以分辨其富营养化敏感性.

我国入海河流数量众多, 环境特征多样化. 河口边界的模糊给部分转化效率的估算带来不确定性, 今后需规范以环境管理为目的的河口划分方法, 在此基础上对模拟结果进一步优化. 河口富营养化表现为多种表征, 底层水体缺氧已成为部分高度分层型河口的突出问题. 其与营养盐负荷、叶绿素和混合层深度是否存在普遍规律性, 有必要进一步探索研究. 量化河口富营养化对营养盐负荷敏感性的生态过滤器作用, 对于沿海区域的环境监测和污染防治管理是至关重要的. 本文证明基于逻辑模型估算的转化效率和经典冲刷效率Q/V值, 可作为河口富营养化敏感性的初步分类工具, 有助于环境管理对象的甄选和优先级的确定, 也为河口富营养化敏感性分类的后续研究奠定基础.

致谢　University of Michigan的Donald Scavia教授和Mary Anne Evans教授给予本文热心的指导和帮助; 沿海省市环境监测站(中心)提供了丰富的监测资料; 同时, 审稿专家提出了宝贵的建设性意见. 在此一并感谢.

参考文献

金元欢, 孙志林. 1992. 中国河口盐淡水混合特征研究. 地理学报, 47: 165–174

国家海洋局. 2007. 海洋监测规范. 中国人民共和国国家标准GB 17378. 北京: 中国标准出版社. 9–122

国家环境保护总局. 2002. 地表水和污水监测技术规范HJ/T 91-2002. 北京: 中国标准出版社. 2–31

李俊龙, 郑丙辉, 刘录三, 等. 2013. 长江口浮游植物群落特征及其与环境的响应关系. 环境科学研究, 26: 403–410

李玲玲, 于志刚, 姚庆祯. 2009. 长江口海域营养盐的形态和分布特征. 水生态学杂志, 2: 15–21

林以安, 苏纪兰, 扈传昱, 等. 2004. 珠江口夏季水体中的氮和磷. 海洋学报, 26: 63–74

林振山, Larry L. 2003. 水生态食物链多平衡态问题的理论研究. 生态学报, 23: 2066–2073

戚定满. 2001. 长江口水体环境数值研究. 博士后研究工作报告. 上海: 华东师范大学. 19–42

乔方利, 袁业立, 朱明远. 2000. 长江口海域赤潮生态动力学模型及赤潮控制因子研究. 海洋与湖沼, 31: 93–101

孙松. 2012. 中国区域海洋学——生物海洋学. 北京: 海洋出版社. 20–500

魏皓, 田恬, 周锋. 2002. 渤海水交换的数值研究——水质模型对半交换时间的模拟. 青岛海洋大学学报, 32: 519–526

韦蔓新, 童万平, 何本茂, 等. 2000. 北海湾各种形态氮的分布及其影响因素. 热带海洋, 19: 59–67

王修林, 李克强, 石晓勇. 2006. 胶州湾主要化学污染物海洋环境容量. 北京: 科学出版社. 140–160

王先伟, 温伟英, 刘翠梅. 2003. 珠江口及附近海域夏季氮的化学形式分布研究. 海洋科学, 27: 49–54

俞光耀, 吴增茂, 张志南, 等. 1999. 胶州湾北部水层生态动力学模型与模拟. 青岛海洋大学学报, 29: 421–429

于立霞, 简慧敏, 王兆锟. 2011. 夏季辽河口各形态营养盐的河口混合行为. 海洋科学, 35: 68–75

于庆云. 2012. 切萨比克湾(Chesapeake Bay)浮游植物动力学特征的数值模拟研究. 博士学位论文. 青岛: 中国海洋大学. 75–77

中国海湾志编纂委员会. 1991. 中国海湾志. 北京: 海洋出版社. 140

朱明远. 1993. 黄海海区的叶绿素a和初级生产力. 黄渤海海洋, 11: 38–52

Arhonditsis G B, Qian S S, Stow C A, et al. 2007. Eutrophication risk assessment using Bayesian calibration of process-based models: Application to a mesotrophic lake. Ecol Model, 28: 215–230

Arne K, Wolfgang K, Paul K, et al. 2001. C∶N ratios in the mixed layer during the productive season in the northeast Atlantic Ocean. Deep-Sea Res Part I-Oceanogr Res Pap, 48: 661–688

Blake R E, Duffy J E. 2010. Grazer diversity affects resistance to multiple stressors in an experimental seagrass ecosystem. Oikos, 119: 1625–1635

Bricker S B, Ferreira J G, Simas T. 2003. An integrated methodology for assessment of estuarine trophic status. Ecol Model, 169: 39–59

Brzezinski M A, Dickson M L, Nelson D M, et al. 2003. Ratios of Si, C and N Uptake by Microplankton in the Southern Ocean. Deep-Sea Res Part II-Top Stud Oceanogr, 50: 619–633

Cerco C, Noel M. 2004. Process-based primary production modeling in Chesapeake Bay. Mar Ecol-Prog Ser, 282: 45–59

Chapra S C. 1997. Surface Water-Quality Modeling. New York: McGraw-Hill. 192–209

Clark J S. 2005. Why environmental scientists are becoming Bayesians. Ecol Lett, 8: 2–15

Cloern J E. 2001. Our evolving conceptual model of the coastal eutrophication problem. Mar Ecol-Prog Ser, 210: 223–253

Cloern J E, Grenz C, Vidergar-Lucas L. 1995. An empirical model of phytoplankton chlorophyll: Carbon ratio. The conversion factor between productivity and growth rate. Limnol Oceanogr, 40: 1313–1324

Cranford P J, Strain P M, Dowd M, et al. 2007. Influence of mussel aquaculture on nitrogen dynamics in a nutrient enriched coastal embayment. Mar Ecol-Prog Ser, 347: 61–79

Dennis B. 1996. Discussion: Should ecologists become Bayesians. Ecol Appl, 6: 1095–1104

Dettmann E H. 2001. Effect of water residence time on annual export and denitrification of nitrogen in estuaries: A model analysis. Estuaries, 24: 481–491

Edwards A M, Yool A. 2000. The role of higher predation in plankton population models. J Plankton Res, 22: 1085–1112

Ellison A M. 2004. Bayesian inference in ecology. Ecol Lett, 7: 509–521

EMECS. 2008. Environmental Conservation of the Seto Inland Sea. Nishinomiya: Asahi Print Co., Ltd. 102–103

Evans M A, Scavia D. 2013. Exploring estuarine eutrophication sensitivity to nutrient loading. Limnol Oceanogr, 58: 569–579

Fairbridge R W. 1980. The estuary: Its definition and geochemical cycle. In: Olausson E, Cato I, eds. Chemistry and Geochemistry of Estuaries. New York: John Wiley. 1–35

Fennel K, Boss E. 2003. Subsurface maxima of phytoplankton and chlorophyll: Steady state solutions from a simple model. Limnol Oceanogr, 48: 1521–1535

Geider R J. 1987. Light and temperature dependence of the carbon to chlorophyll ratio in microalgae and cyanobacteria: Implications for

physiology and growth of phytoplankton. New Phytol, 106: 1–34
Gelman A, Hill J. 2007. Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models. Cambridge: Cambridge University Press. 13–26
Glibert P. 2006. Global ecology and oceanography of harmful algal blooms, harmful algal blooms in eutrophic systems. Technical Report. IOC and SCOR, Paris and Baltimore
Gonenc I E, Wolfin J P. 2005. Coastal lagoons: Ecosystem processes and modeling for sustainable use and development. London: CRC Press. 371–440
Kähler P, Koeve W. 2001. Marine dissolved organic matter: Can its C∶N ratio explain carbon overconsumption? Deep-Sea Res Part I-Oceanogr Res Pap, 48: 49–62
Lunn D J, Thomas A, Best N, et al. 2000. WinBUGS-a Bayesian modelling framework: Concepts, structure, and extensibility. Stat and Comp, 10: 325–338
Malve O, Qian S S. 2006. Estimating nutrients and chlorophyll a relationships in Finnish lakes. Environ Sci Technol, 40: 7848–7854
Mei Z P, Legendre L, Tremblay J E, et al. 2005. Carbon to nitrogen (C∶N) stoichiometry of the spring-summer phytoplankton bloom in the North Water Polynya (NOW). Deep-Sea Res Part I-Oceanogr Res Pap, 52: 2301–2315
Monbet Y. 1992. Control of phytoplankton biomass in estuaries: A comparative analysis of microtidal and macrotidal estuaries. Estuar Coast, 15: 563–571
Painting S J, Devlin M J. 2007. Assessing the impact of nutrient enrichment in estuaries: Susceptibility to eutrophication. Mar Pollut Bull, 55: 74–91
Pritchard D W. 1967. What is an estuary: A physical viewpoint. Am Assoc Adv Sci, 83: 3–6
Qian S S, Stow C A, Borsuk M E. 2003. On Monte Carlo methods for Bayesian inference. Ecol Model, 159: 269–278
Riemann B, Simonsen P, Stensgaard L. 1989. The carbon and chlorophyll content of phytoplankton from various nutrient regimes. J Plankton Res, 11: 1037–1046
Sambrotto R. N, Savidge G, Robinson C, et al. 1993. Elevated consumption of carbon relative to nitrogen in the surface ocean. Nature, 353: 248–251
Scavia D, Liu Y. 2009. Exploring estuarine nutrient susceptibility. Environ Sci Technol, 43: 3474–3480
Steward J S, Lowe E F. 2010. General empirical models for estimating nutrient load limits for Florida's estuaries and inland waters. Limnol Oceanogr, 55: 433–445
Swaney D P, Scavia D, Howarth R.W, et al. 2008. Estuarine classification and response to nitrogen loading: Insights from simple ecological models. Estuar Coast Shelf Sci, 77: 253–264
Thomas H, Ittekkot V, Osterroht C, et al. 1999. Preferential recycling of nutrient-the ocean's way to increase new production and to pass nutrient limitation. Limnol Oceanogr, 44: 1999–2004
Toggweiler J R. 1993. Carbon overconsumption. Nature, 363: 210–212
Wiley M J, Hyndman D W, Pijanowski B C, et al. 2010. A multi-modeling approach to evaluating climate and land use change impacts in a Great Lakes river basin. Hydrobiol, 657: 243–262
Williams P J. 1995. Evidence for the seasonal accumulation of carbon-rich dissolved organic material its scale, in comparison with changes in particulate material and the consequential effect on net C/N ratios. Mar Chem, 51: 17–30