



(12) 发明专利申请

(10) 申请公布号 CN 105354415 A

(43) 申请公布日 2016.02.24

(21) 申请号 201510696695.6

(22) 申请日 2015.10.26

(71) 申请人 江西省水利科学研究院

地址 330046 江西省南昌市青山湖区北京东路 1038 号

(72) 发明人 刘聚涛 方少文 冯倩 胡芳
温春云 韩柳

(74) 专利代理机构 南昌洪达专利事务所 36111
代理人 刘凌峰

(51) Int. Cl.

G06F 19/00(2011.01)

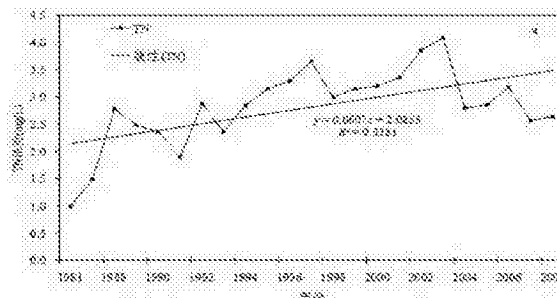
权利要求书2页 说明书4页 附图2页

(54) 发明名称

一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法

(57) 摘要

本发明涉及一种基于 Mann-Kendall 法判别湖泊生态系统稳态转换的方法。本发明方法综合考虑生态系统稳态转换关键因子(TN、TP 和 Ch1a)在不同时期内的浓度趋势变化和突变点分析,最终确定湖泊生态系统稳态转换点及阶段划分。该方法简便,稳态转换因子的浓度变化趋势、突变区域和突变时刻均可经坐标图清晰表达,适合湖泊生态系统稳态转换突变的判别,并为湖泊生态系统恢复治理提供可靠依据。



1. 一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法, 采用 Mann-Kendall 理论, 综合考虑生态系统稳态转换因子在不同时期内的浓度趋势变化和突变点分析, 最终确定湖泊生态系统稳态转换点及阶段划分; 其特征在于方法为:

(1) 根据变化趋势与倾向率方法, 分别以时间和浓度作为横纵坐标绘制湖泊稳态转化因子随时间的变化趋势图, 一次线性回归方程斜率大于 0, 则表明转化因子总体上呈上升趋势, 反之呈下降趋势;

(2) 根据需要进行 Mann-Kendall 趋势检验分析;

(3) 通过 Mann-Kendall 法完成突变点分析;

(4) 将突变分析图与相应历年变化趋势图相结合, 完成湖泊生态系统 TN 浓度历史变化阶段。

2. 根据权利要求 1 所述的一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法, 其特征在于: 所述稳态转换因子的趋势变化指分析时段内转换因子浓度的总体波动趋势, 由变化趋势与倾向率方法确定。

3. 根据权利要求 1 所述的一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法, 其特征在于: 所述稳态转换因子为 TN、TP 和 Chla。

4. 根据权利要求 1 所述的一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法, 其特征在于: 所述 Mann-Kendall 趋势检验分析其方法为:

(1) 假设 H_0 为时间序列 x_1, x_2, \dots, x_n 服从 n 个独立的、随机变量同分布的样本, 统计变量 S 的计算公式为:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n a_{ij}, \quad a_{ij} = \text{sgn}(x_j - x_i) = \text{sgn}(R_j - R_i) = \begin{cases} 1 & x_i < x_j \\ 0 & x_i = x_j \\ -1 & x_i > x_j \end{cases}$$

式中 R_i 和 R_j 分别为 x_i 和 x_j 的秩次;

(2) 当 $n > 8$, 实测数据服从独立且同分布的假设时, 统计变量 S 服从正态分布, 其均值 $E(S)$ 和方差 $\text{Var}(S)$ 满足下式:

$$E(S) = 0, \quad \text{Var}(S) = n(n-1)(2n-5)/18$$

统计量 Z 的表达式如下:

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S > 0, \\ 0, & S = 0, \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S < 0. \end{cases}$$

当时间序列样本 n 增加时, Z 快速收敛于标准化正态分布, 设定显著性水平 α , 双尾检验临界值为 $Z_{\alpha/2}$;

(3) 当 $|Z| < Z_{\alpha/2}$, 序列趋势显著; 当 $|Z| > Z_{\alpha/2}$, 序列趋势变化显著; 而且 $Z > 0$, 序列呈上升趋势; $Z < 0$, 序列呈下降趋势。

5. 根据权利要求 1 所述的一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法, 其特征在于: 所述 Mann-Kendall 法完成突变点分析方法为:

(1) 由 n 个样本量的时间系列 x 构成秩序列 S_k ; 其中, $S_k = \sum_{i=1}^k r_i (k=2, 3, \dots, n)$, 且当 $x_i > x_j$ 时 $r_i=1$, 其余情况 $r_i=0 (j=1, 2, \dots, i)$;

(2) 统计量 $UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}}$ ($k=1, 2, \dots, n$), 其中, $E(S_k)$ 和 $\text{Var}(S_k)$ 分别为 S_k 的

均值和方差;

(3) 当时间系列相互独立并有相同连续分布时按照公式 $E(S_k)=n(n+1)/4$ 和 $\text{Var}(S_k)=n(n-1)(2n+5)/72$ 进行计算, 给出显著性水平 $\alpha=0.05$ 时临界值 $Z=\pm 1.96$, 再比较 $|UF_i|$ 与 U_α 大小, 若 $|UF_i| > U_\alpha$ 说明系列存在明显的趋势变化;

(4) 同理, 将 x 系列逆序后重复突变点分析并使 $UB_k = -UF_k (k=n, n-1, \dots, 1, UB=0)$; 然后绘制 UF_k 和 UB_k 曲线图, UF_k 或 UB_k 值大于 0 则表明序列呈上升趋势, 反之呈下降趋势; 当它们超过临界直线时, 表明上升或下降趋势显著, 且超过临界线的范围即为突变区域; 如果 UF_k 和 UB_k 两条曲线出现交点, 且交点在临界线之间, 那么交点对应的时刻便是突变开始的时间。

一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法

技术领域

[0001] 本发明属于生态环境治理与修复范畴,对湖泊生态系统的稳态转换突变分析具有一定适用性,具体涉及一种湖泊生态系统稳态转换突变点的定量分析方法。

背景技术

[0002] 稳态转换理论(regime shift)被广泛用于各种水生和陆生生态系统,用于描述系统状态发生本质、渐进和持续的转变过程。对淡水湖泊生态系统而言,研究其变化过程及驱动因子将有助于理解当前水环境问题的本质,为生态修复提供理论支撑。稳态转换分析是人们探索湖泊从藻型转化为草型的一个非常有效的途径。

[0003] 湖泊生态系统中存在 2 种相对稳定状态:清水稳态和浊水稳态。目前,以湖泊稳态转换的理论来指导湖泊富营养化控制研究取得了一定成果,并且在湖泊稳态转换基础理论研究方面取得了长足的进步。国外关于浅水湖泊草藻型稳态转换的研究多集中于稳态转换的关键因子营养盐的阈值上。国内的研究多集中于营养盐与沉水植物的相关关系研究中,有的仅仅是单方面从培养沉水植物来判定营养盐浓度对其影响,有的是结合藻类培养分析,主要通过沉水植物的形态指标和生理指标的变化趋势来判断营养盐阈值。

[0004] 针对湖泊稳态判别的研究相对较少,并且多集中于近几年开展的研究。对于湖泊生态系统复杂的生态环境系统来讲,多采用评价标准的办法进行稳态判别,缺少了湖泊稳态转换突变点的定量研究。本专利在湖泊生态系统稳态转换定性描述的基础上,阐述了一种稳态转换突变点定量分析的方法,为湖泊生态系统的恢复治理以及湖泊管理策略的制定提供重要支撑。

发明内容

[0005] 本发明的目的在于提供一种基于 Mann-Kendall 理论判别湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法。该方法实现了湖泊生态系统稳态转换的定量描述,为湖泊生态系统的恢复与治理提供数据支撑。

[0006] 本发明采用的技术方案如下:一种湖泊生态系统稳态转换突变的分析方法,采用 Mann-Kendall 理论,综合考虑生态系统稳态转换因子在不同时期内的浓度趋势变化和突变点分析,最终确定湖泊生态系统稳态转换点及阶段划分;其特征在于方法为:

(1) 根据变化趋势与倾向率方法,分别以时间和浓度作为横纵坐标绘制湖泊稳态转化因子随时间的变化趋势图,一次线性回归方程斜率大于 0,则表明转化因子总体上呈上升趋势,反之呈下降趋势;

(2) 根据需要进行 Mann-Kendall 趋势检验分析;

(3) 通过 Mann-Kendall 法完成突变点分析;

(4) 将突变分析图与相应历年变化趋势图相结合,完成湖泊生态系统 TN 浓度历史变化阶段。

[0007] 本发明所述稳态转换因子的趋势变化指分析时段内转换因子浓度的总体波动趋

势(上升或下降),由变化趋势与倾向率方法确定,趋势变化定性描述了生态系统稳态转换的关键因子浓度随时间的变化情况,Mann-Kendall 突变点分析则确定了突变区域。

[0008] 本发明所述稳态转换因子为 TN、TP 和 Chla。

[0009] 本发明所述 Mann-Kendall 趋势检验分析其方法为：

(1) 假设 H_0 为时间序列 x_1, x_2, \dots, x_n 服从 n 个独立的、随机变量同分布的样本,统计变量 S 的计算公式为：

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n a_{ij}, a_{ij} = \text{sgn}(x_j - x_i) = \text{sgn}(R_i - R_j) = \begin{cases} 1, & x_i < x_j, \\ 0, & x_i = x_j, \\ -1, & x_i > x_j. \end{cases}$$

式中： R_i 和 R_j 分别为 x_i 和 x_j 的秩次；

(2) 当 $n > 8$, 实测数据服从独立且同分布的假设时,统计变量 S 服从正态分布,其均值 $E(S)$ 和方差 $\text{Var}(S)$ 满足下式：

$$E(S) = 0, \text{Var}(S) = n(n-1)(2n-5)/18$$

统计量 Z 的表达式如下：

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S > 0, \\ 0, & S = 0, \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S < 0. \end{cases}$$

当时间系列样本 n 增加时, Z 快速收敛于标准化正态分布,设定显著性水平 α , 双尾检验临界值为 $Z_\alpha/2$ ；

(3) 当 $|Z| < Z_\alpha/2$, 序列趋势显著；当 $|Z| > Z_\alpha/2$, 序列趋势变化显著；而且 $Z > 0$, 序列呈上升趋势； $Z < 0$, 序列呈下降趋势。

[0010] 本发明所述 Mann-Kendall 法完成突变点分析方法为：

(1) 由 n 个样本量的时间系列 x 构成秩序列 S_k (第 i 时刻数值大于 j 时刻数值个数累计数, 定义为统计量 UF_k , 服从标准正态分布)；其中,

$$S_k = \sum_{i=1}^k r_i (k = 2, 3, \dots, n), \text{ 且当 } x_i > x_j \text{ 时 } r_i = 1, \text{ 其余情况 } r_i = 0 (j = 1, 2, \dots, i) ;$$

$$(2) \text{ 统计量 } UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}} (k = 1, 2, \dots, n), \text{ 其中, } E(S_k) \text{ 和 } \text{Var}(S_k) \text{ 分别为 } S_k \text{ 的}$$

均值和方差；

(3) 当时间系列相互独立并有相同连续分布时按照公式 $E(S_k) = n(n+1)/4$ 和 $\text{Var}(S_k) = n(n-1)(2n+5)/72$ 进行计算, 给出显著性水平 $\alpha = 0.05$ 时临界值 $Z = \pm 1.96$, 再比较 $|UF_i|$ 与 U_α 大小, 若 $|UF_i| > U_\alpha$ 说明系列存在明显的趋势变化；

(4) 同理, 将 x 系列逆序后重复突变点分析并使 $UB_k = -UF_k (k = n, n-1, \dots, 1, UB = 0)$ ；然后绘制 UF_k 和 UB_k 曲线图, UF_k 或 UB_k 值大于 0 则表明序列呈上升趋势, 反之呈下降趋势；当

它们超过临界直线时,表明上升或下降趋势显著,且超过临界线的范围即为突变区域;如果 UF_k 和 UB_k 两条曲线出现交点,且交点在临界线之间,那么交点对应的时刻便是突变开始的时间。

[0011] 本发明所述 Mann-Kendall 突变分析图中,包含稳态转换因子正向统计量(UF)与反向统计量(UB)曲线图,以及给定显著性水平 $\alpha=0.05$ 时临界值 $Z=\pm 1.96$ 直线图。

[0012] 本发明所述 Mann-Kendall 突变分析图中,若 UF 与 UB 曲线存在交点,表明稳态转换因子发生突变,结合突变转换因子趋势变化情况,当 UF 曲线持续上升并超越临界值,表明最近的突变区域所对应的时间点稳态转换因子发生了明显突变,即判别为稳态转换突变点。

[0013] 本发明的优点是:突破了以往对湖泊生态系统稳态转换的定性描述,计算方法相对简单,突变分析图直观明了,适合湖泊生态系统稳态转换突变点的定量分析。

附图说明

[0014] 图 1 为本发明实例中湖泊 a 中 TN 的历年变化趋势图。

[0015] 图 2 为本发明实例中湖泊 a 中 TN 的 UF-UB 突变分析图。

[0016] 图 3 为本发明实例中湖泊 a 中 TN 的历年变化阶段分析图。

具体实施方式

[0017] 本发明具体实施方式以某湖泊 a 生态系统稳态转换突变分析的实例加以说明,以便该领域的普通技术人员更加全面地理解发明内容,但不以任何方式限制本发明。

[0018] 下述实例中时间样本量 n 为 23(年限范围为 1981-2008),稳态转换关键因子为 TN、TP、Chla。

[0019] 首先,根据变化趋势与倾向率方法,分别以时间和浓度作为横纵坐标绘制湖泊稳态转化因子随时间的变化趋势图,以 TN 历年变化趋势分析为例(见图 1)。一次线性回归方程斜率大于 0,则表明转化因子总体上呈上升趋势,反之呈下降趋势。图 1 中虚线即为趋势线,线性方程斜率 0.0607 大于 0,表明在 1983-2008 年间 TN 总体呈上升趋势。其它转换因子的趋势分析参照 TN 即可。

[0020] 其次,根据需要进行 Mann-Kendall 趋势检验分析。方法中假设 H_0 为时间序列 x_1, x_2, \dots, x_n 服从 n 个独立的、随机变量同分布的样本,统计变量 S 的计算公式为:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n a_{ij}; a_{ij} = \text{sgn}(x_j - x_i) = \text{sgn}(R_i - R_j) = \begin{cases} 1, & x_i < x_j \\ 0, & x_i = x_j \\ -1, & x_i > x_j \end{cases}, \text{式中: } R_i \text{ 和 } R_j \text{ 分别}$$

为 x_i 和 x_j 的秩次。当 $n > 8$, 实测数据服从独立且同分布的假设时,统计变量 S 服从正态分布,其均值 $E(S)$ 和方差 $\text{Var}(S)$ 满足下式:

$$E(S) = 0, \text{Var}(S) = n(n-1)(2n-5)/18$$

$$\text{统计量 } Z \text{ 的表达式如下: } Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S > 0, \\ 0, & S = 0, \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S < 0. \end{cases}$$

当时间系列样本 n 增加时, Z 快速收敛于标准化正态分布, 设定显著性水平 α , 双尾检验临界值为 $Z_{\alpha}/2$ 。当 $|Z| < Z_{\alpha}/2$, 序列趋势显著; 当 $|Z| > Z_{\alpha}/2$, 序列趋势变化显著; 而且 $Z > 0$, 序列呈上升趋势; $Z < 0$, 序列呈下降趋势。当 $|Z|$ 大于等于 1.28、1.64 和 2.33 时, 分别通过了信度为 90%、95% 和 99% 的显著性检验。按照此检验方法得出, 湖泊 a 中 TN、TP、Ch1a 统计值依次为 1.782、1.358、2.428, 分别通过了置信度 95%、90% 和 99% 显著性检验。

[0021] 第三, 通过 Mann-Kendall 法完成突变点分析。具体由 n 个样本量的时间系列 x 构成秩序列 S_k (第 i 时刻数值大于 j 时刻数值个数累计数, 定义为统计量 UF_k , 服从标准正态分

布)。其中, $S_k = \sum_{i=1}^k r_i$ ($k = 2, 3, \dots, n$), 且当 $x_i > x_j$ 时 $r_i = 1$, 其余情况 $r_i = 0$ ($j = 1, 2, \dots, i$)。

[0022] 统计量 $UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}}$ ($k = 1, 2, \dots, n$)。其中, $E(S_k)$ 和 $\text{Var}(S_k)$ 分别为 S_k

的均值和方差。当时间系列相互独立并有相同连续分布时按照公式 $E(S_k) = n(n+1)/4$ 和 $\text{Var}(S_k) = n(n-1)(2n+5)/72$ 进行计算。给出显著性水平 $\alpha = 0.05$ 时临界值 $Z = \pm 1.96$, 再比较 $|UF_i|$ 与 U_{α} 大小。若 $|UF_i| > U_{\alpha}$ 说明系列存在明显的趋势变化。同理, 将 x 系列逆序后重复突变点分析并使 $UB_k = -UF_k$ ($k = n, n-1, \dots, 1, UB = 0$)。然后绘制 UF_k 和 UB_k 曲线图, UF_k 或 UB_k 值大于 0 则表明序列呈上升趋势, 反之呈下降趋势。当它们超过临界直线时, 表明上升或下降趋势显著, 且超过临界线的范围即为突变区域。如果 UF_k 和 UB_k 两条曲线出现交点, 且交点在临界线之间, 那么交点对应的时刻便是突变开始的时间。

[0023] 本实例中仍以 TN 的 UF-UB 突变分析图 (见图 2) 为例进行说明。

[0024] 如图 2 所示, TN 在 1990-1991 年间和 1994-1995 年间有两个交点, 表明在 1990-1991 年 TN 浓度发生第一次突变, 且突变后 TN 浓度持续增加; 1994-1995 年间 TN 浓度发生第二次突变, 并且 TN 浓度的 UF 曲线大于超过 1.96, 突破了 $\alpha = 0.05$ 的临界值区域。由此判别在 1994-1995 年间发生了明显突变。

[0025] 本实例中仍以 TN 的突变阶段分析 (见图 3) 为例进行说明。

[0026] 如图 3 所示, 将突变分析图与相应历年变化趋势图相结合, 完成湖泊生态系统 TN 浓度历史变化阶段, 共分为三个阶段 (竖向黑实线)。本实例中, 1991 年为 TN 浓度阶段变化中的一个较低的点, 1990 年 TN 浓度为 2.35 mg/L, 1991 年为 1.89 mg/L, 1992 年为 2.87 mg/L。实例研究中假设 1991 年为 TN 浓度变化第一个突变点。在 1994-1995 年前后, TN 浓度变化存在第二个突变点, 二 TN 浓度变化趋势图显示 1992-1994 年 TN 处于波动状态, 自 1995 年开始, TN 浓度为 3.14 mg/L, 之后持续增加, 因此本研究假定 1994 年为第二个突变点。根据确定的突变点, TN 浓度历史变化分为三个阶段, 1981-1991 年为第一阶段, 1992-1994 年为第二阶段, 1995-2008 年为第三阶段。

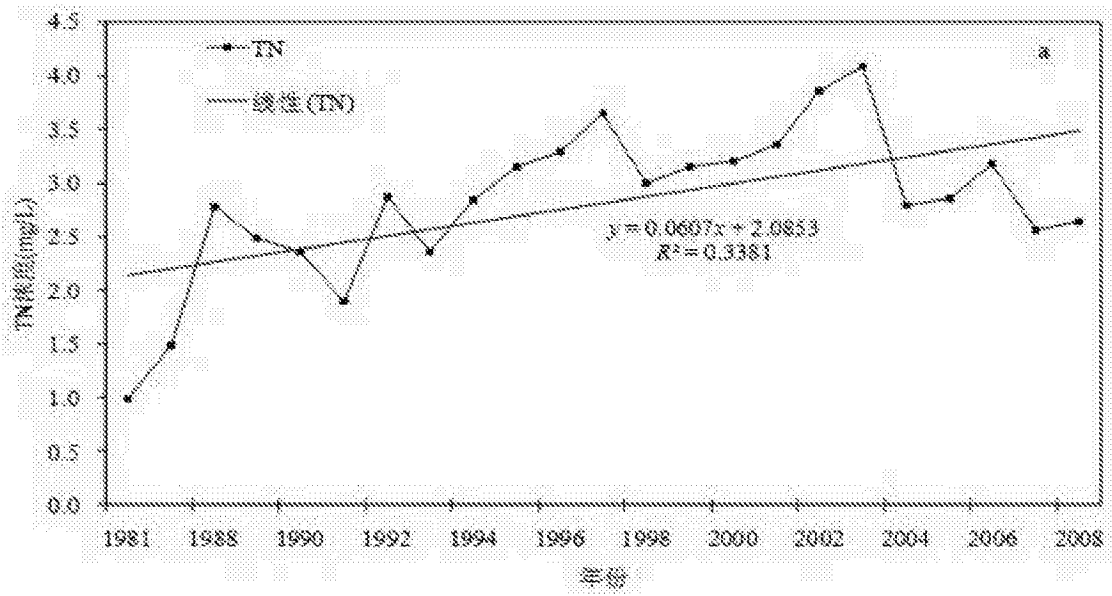


图 1

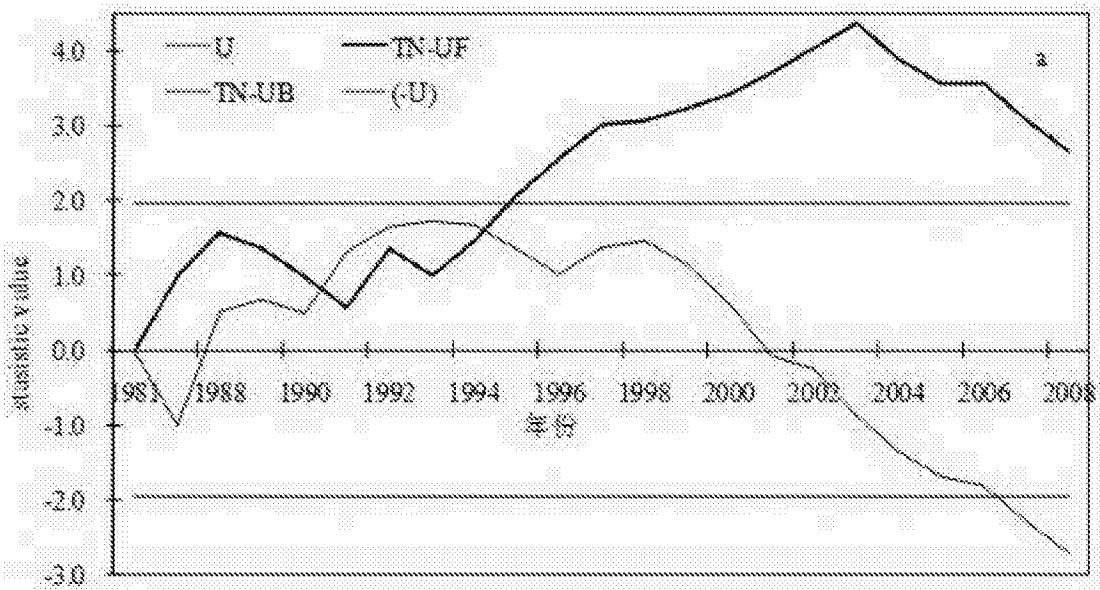


图 2

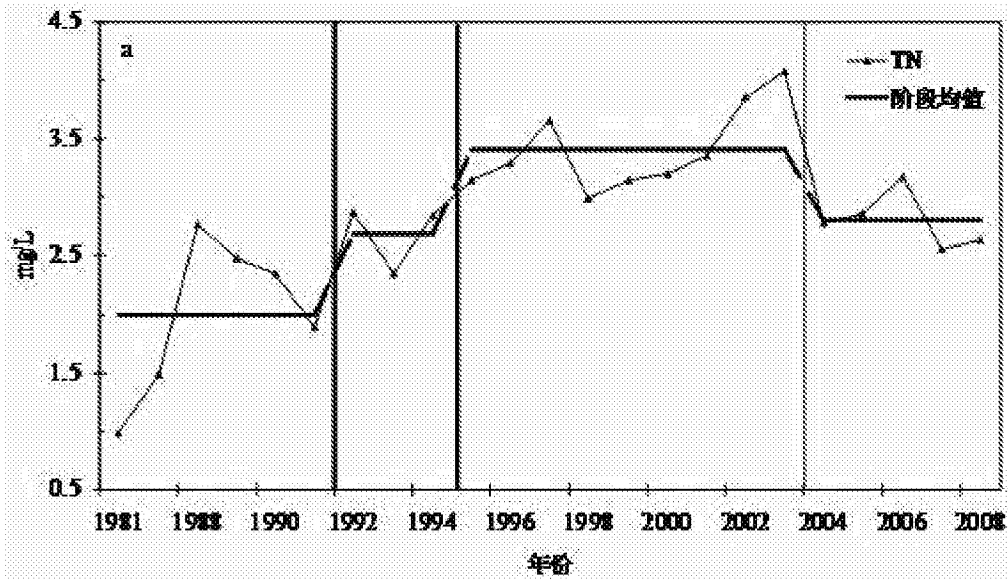


图 3