

基于三维 Copula 函数的滴灌硝态氮淋失风险评估方法

王 珍, 李久生^{*}, 栗岩峰

(中国水利水电科学研究院流域水循环模拟与调控国家重点实验室, 北京 100038)

摘 要: 硝态氮淋失是滴灌系统设计和运行管理需要考虑的重要因素。该研究构建了滴灌条件下的水氮运移模型, 利用 HYDRUS-2D 软件进行了求解, 模拟分析了田间尺度土壤饱和导水率和初始含水率空间变异对 NO_3^- -N 淋失率的影响, 并利用三维 Gumbel-Hougaard Copula 函数构建了土壤饱和导水率、初始含水率和 NO_3^- -N 淋失率的联合分布函数, 分析了给定土壤饱和导水率和初始含水率条件下 NO_3^- -N 淋失率超过某一阈值的条件概率。结果表明, NO_3^- -N 淋失率概率密度函数可用指数函数表示; 土壤饱和导水率和初始含水率的空间变异会明显增加 NO_3^- -N 淋失风险; NO_3^- -N 淋失率超过给定阈值 (6.4%, 均质土壤条件下的 NO_3^- -N 淋失率) 的条件概率基本随土壤饱和导水率和初始含水率的增大而增大。构建田间尺度土壤特性参数 (如饱和导水率、初始含水率等) 与 NO_3^- -N 淋失率的联合分布函数为研究多变量空间变异条件下 NO_3^- -N 淋失风险评估提供了参考。

关键词: 灌溉, 土壤, 水分, 硝态氮淋失, 饱和导水率, 空间变异, 三维 Copula 函数

doi: 10.3969/j.issn.1002-6819.2013.19.010

中图分类号: S275.6

文献标志码: A

文章编号: 1002-6819(2013)-19-0079-09

王 珍, 李久生, 栗岩峰. 基于三维 Copula 函数的滴灌硝态氮淋失风险评估方法[J]. 农业工程学报, 2013, 29(19): 79-87.

Wang Zhen, Li Jiusheng, Li Yanfeng. Assessment method of nitrate leaching under drip irrigation using trivariate Copula[J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE), 2013, 29(19): 79-87. (in Chinese with English abstract)

0 引 言

滴灌灌溉施肥技术可以将作物需要的水分和养分直接运送到作物根区, 有效减少养分的淋失, 进而降低氮素对地下水的污染风险^[1-2]。但是, 滴灌条件下 NO_3^- -N 在灌水或降雨作用下仍有可能发生淋失^[3-5]。大量研究表明土壤特性是影响滴灌条件下 NO_3^- -N 淋失的重要因素, 粗质地土壤较细质地土壤更易发生 NO_3^- -N 的淋失^[2,4,6]。但是, 以往研究主要针对均质土壤, 很少有研究者考虑田间尺度土壤特性的空间变异对滴灌条件下 NO_3^- -N 淋失风险的影响。

田间尺度下饱和导水率往往较其他水力参数 (如残余含水率、饱和含水率等) 变异要大, 已有学者研究了饱和导水率空间变异对溶质运移和 NO_3^- -N 淋失的影响。Russo 等^[7]研究了饱和导水率空间变异对洗盐所需灌水量的影响; 胡克林等将条

件模拟得到的表层土壤饱和导水率与 HYDRUS-1D 模型相结合, 研究了土壤空间变异对水氮淋失的影响, 指出估算农田水分渗漏量需要考虑土壤饱和导水率的空间变异, 并以条件概率的形式定量评估了不同饱和导水率条件下 NO_3^- -N 淋失风险^[8-9]。上述成果为研究滴灌条件下土壤特性空间变异对 NO_3^- -N 淋失风险的影响提供了可供借鉴的方法, 但是前人研究中仅考虑了单一变量 (如饱和导水率) 空间变异对 NO_3^- -N 淋失 (或溶质运移) 的影响, 没有考虑多变量空间变异共同作用对 NO_3^- -N 淋失风险的影响。已有研究表明土壤初始含水率是田间尺度土壤特性中有较强空间变异性的另一个重要参数, 在田间一般具有中等变异强度^[10-11], 且土壤初始含水率对土壤水分渗漏的影响显著^[12], 但是空间变异对 NO_3^- -N 淋失风险影响方面的研究还很少。

由于通过田间试验研究各因素对 NO_3^- -N 淋失的影响较难控制, 国际地下水模拟中心 1999 年开发的商业化软件 HYDRUS-2D 在滴灌水分和 NO_3^- -N 运移规律的模拟研究中得到了广泛应用^[13]。通过 HYDRUS-2D 软件构建滴灌条件下 NO_3^- -N 的运移模型, 并输入不同的土壤特性参数即可计算出模拟区域 NO_3^- -N 的淋失量。但是, 对任一点尺度 NO_3^- -N 淋失风险的评估均需利用模型进行模拟, 计算过程相对复杂, 如能通过一定数量的点尺度模

收稿日期: 2013-04-16 修订日期: 2013-08-23

基金项目: 国家自然科学基金项目 (51179204)

作者简介: 王珍 (1986-), 男, 河南洛阳人, 博士生, 主要从事灌溉原理及技术研究。北京 中国水利水电科学研究院 流域水循环模拟与调控国家重点实验室, 100038。Email: wangzhen-686@163.com

*通信作者: 李久生 (1962-), 男, 河北邢台人, 研究员, 博士生导师, 主要从事灌溉原理与技术研究。北京 中国水利水电科学研究院 流域水循环模拟与调控国家重点实验室, 100038。Email: lijs@iwhr.com

拟, 利用统计学方法定量描述多变量空间变异特征与 NO_3^- -N 淋失风险的关系, 则能极大提高滴灌条件下水氮淋失风险评估的准确性和效率。Copula 函数是求解多变量概率问题优良的数学工具, 在不限定变量的边际分布的条件下, 可以描述多维变量间非线性、非对称的相关关系, 能够灵活构造边缘分布为任意分布的联合分布函数^[14-16], 为解决上述问题提供了可能。近年来, Copula 函数理论广泛应用于洪水和降雨频率分析^[17-19]、干旱特征分析^[20-21]、雨洪遭遇和洪水遭遇^[14,22-23]等问题中。目前, 利用该函数进行多变量共同作用下的 NO_3^- -N 的淋失风险评估还未见应用。

因此, 本研究拟首先建立滴灌水氮运移模型, 并选取土壤饱和导水率和土壤初始含水率 2 个变量, 利用 Monte-Carlo 随机模拟的方法, 研究两变量空间变异对田间尺度 NO_3^- -N 淋失特征的影响, 并尝试利用 Copula 函数构建饱和导水率、初始含水率和 NO_3^- -N 淋失三变量的联合分布函数, 计算条件概率以评估饱和导水率和初始含水率已知时的 NO_3^- -N 淋失风险。

1 滴灌水氮运移模型构建及硝态氮淋失模拟

1.1 滴灌水氮运移模型构建

由于滴灌条件下粗质地土壤发生 NO_3^- -N 淋失的风险远大于细质地土壤^[4], 故本研究选取质地较粗的砂壤土为研究对象。滴头间距和毛管间距选择考虑常用的行播作物(如玉米、棉花), 分别设定为 40 和 100 cm。由于滴头间距较小, 滴灌过程中滴头形成的湿润锋很快就会重迭, 沿毛管方向土壤含水率接近一致, 故可将该情况下的土壤水氮运动简化成线源在垂直剖面上的二维水氮运动^[24-25]。考虑到滴灌系统布置的对称性, 本研究模拟区域设置为横向宽度 50 cm(毛管间距的一半)、垂向高度 150 cm 的矩形区域(图 1), 由于模拟区域较小, 本研究假定模拟区域内土壤均一。模拟滴头流量为 1.65 L/h, 每个滴头控制面积(0.4 m²)上灌水量参照田间滴灌常用灌水定额情况设置为 10 L(相当于 25 mm)^[26-27], 模拟过程采用“1/4W—1/2N—1/4W”的模式进行灌水和施肥, 即先灌 1/4 时间的水, 接着灌 1/2 时间的肥液, 最后灌 1/4 时间的水^[3]。肥液溶质选为 NO_3^- -N, 质量浓度为 0.3 mg/cm³, 每个滴头控制面积上 NO_3^- -N 施入量为 1 500 mg(37.5 kg/hm²)。考虑到滴灌施肥及水分和 NO_3^- -N 再分布过程中均有可能发生 NO_3^- -N 的淋失, 模拟时长设置为自灌水开始 96 h^[28]。

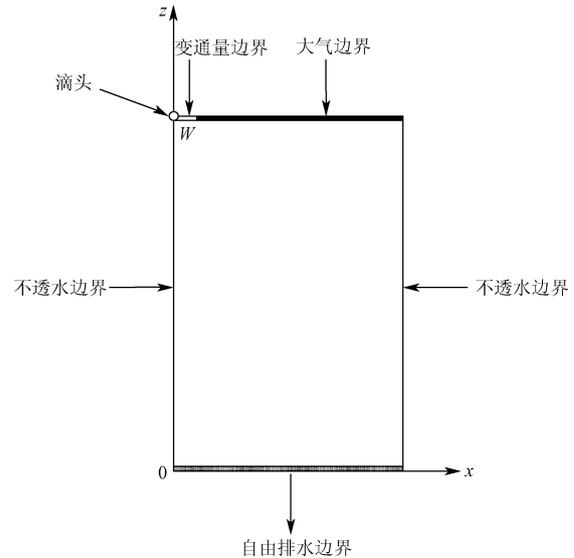


图 1 模拟区域示意图

Fig.1 Conceptual diagram of simulated domain

1.1.1 水分和 NO_3^- -N 运动基本方程

假设模拟区域内土壤为均质、各向同性的刚性多孔介质, 不考虑气相及温度对水分运动的影响, 滴灌二维水分运动的控制方程为^[13]

$$\frac{\partial \theta}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left[K(h) \frac{\partial h}{\partial x} \right] + \frac{\partial}{\partial z} \left[K(h) \frac{\partial h}{\partial z} \right] + \frac{\partial K(h)}{\partial z} - S(x, z, h) \quad (1)$$

式中, x 为横向坐标, cm; z 为垂向坐标, cm, 向上为正; t 为时间, h; θ 为土壤体积含水率, cm³/cm³; h 为土壤负压水头, cm; $K(h)$ 为土壤非饱和导水率, cm/h; $S(x, z, h)$ 为作物根系吸水源汇项, cm/h。

土壤孔隙中溶质的运移服从对流-弥散型方程, 滴灌线源剖面二维溶质运移方程为^[13]

$$\frac{\partial \theta c}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(\theta D_{xx} \frac{\partial c}{\partial x} + \theta D_{xz} \frac{\partial c}{\partial z} \right) + \frac{\partial}{\partial z} \left(\theta D_{zz} \frac{\partial c}{\partial z} + \theta D_{zx} \frac{\partial c}{\partial x} \right) - \left(\frac{\partial q_x c}{\partial x} + \frac{\partial q_z c}{\partial z} \right) + S_c \quad (2)$$

式中, c 为土壤溶液中 NO_3^- -N 的质量浓度, mg/cm³; q_x, q_z 分别为 x 方向和 z 方向上的土壤水通量, cm/h; S_c 为作物根系吸氮源汇项, mg/(cm³·h); D_{xx}, D_{zz}, D_{xz} 为水动力弥散系数张量的分量, cm²/h, 由下式确定^[13]

$$\begin{cases} \theta D_{xx} = D_L \frac{q_x^2}{|q|} + D_T \frac{q_z^2}{|q|} + \theta D_w \tau; \\ \theta D_{zz} = D_L \frac{q_z^2}{|q|} + D_T \frac{q_x^2}{|q|} + \theta D_w \tau \\ \theta D_{xz} = (D_L - D_T) \frac{q_x q_z}{|q|}; \quad \tau = \frac{\theta^{7/3}}{\theta_s^2} \end{cases} \quad (3)$$

式中, $|q|$ 为土壤水通量的绝对值, cm/h ; D_L 和 D_T 分别为溶质的纵向和横向弥散系数, cm ; D_w 为自由水中的分子扩散系数, cm^2/h ; τ 为土壤孔隙的曲率因子, 常表示为土壤含水率的函数^[13]; θ_s 为土壤饱和含水率, cm^3/cm^3 。

1.1.2 初始条件和边界条件

假设土壤初始含水率、 NO_3^- -N 质量浓度沿水平方向 (x 轴方向) 均匀分布, 沿垂直方向 (z 轴方向) 分别呈线性递增和线性递减分布, 初始条件可表示为

$$\begin{aligned} \theta(x, z, 0) &= \theta_0 + k_1(150 - z) \\ 0 \leq x \leq 50 \text{ cm}; 0 \leq z \leq 150 \text{ cm}; t = 0 \\ c(x, z, 0) &= c_0 + k_2(150 - z) \\ 0 \leq x \leq 50 \text{ cm}; 0 \leq z \leq 150 \text{ cm}; t = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

式中, θ_0 和 c_0 分别是 $z=150$ (土壤表层) 处的土壤初始含水率 (cm^3/cm^3) 和土壤溶液中的初始 NO_3^- -N 质量浓度 (mg/cm^3), 本研究参照土壤质地同为砂壤土的北京大兴区土壤硝态氮质量浓度将 c_0 取值为 $0.12 \text{ mg}/\text{cm}^3$ ^[11]; k_1 和 k_2 分别为土壤含水率和土壤溶液中 NO_3^- -N 质量浓度沿垂向线性变化的斜率, 同样参照文献^[11]可分别取为 0.0002 和 -0.0002 。

假设灌水过程中滴头周围存在宽度为 W 的饱和区 (图 1), 且假定饱和区宽度 (W) 不随时间变化, 参照文献^[29]中的方法进行计算。灌水期间饱和区内为定通量 ($\sigma(t)$, cm/h) 边界, 根据滴头流量、饱和区宽度和滴灌毛管上滴头的间距计算

$$\sigma(t) = \frac{Q(t)}{2WL_e} \quad (5)$$

式中, $Q(t)$ 为滴头流量, cm^3/h ; W 为模拟区域饱和区宽度, cm ; L_e 为滴灌毛管上滴头间距, cm 。不灌水时饱和区内为大气边界。

上边界除饱和区外的其他区域为大气边界, 大气边界的水流通量 $\sigma(t)$ 为土壤表面的蒸发速率, 主要取决于潜在蒸发速率 E_p , E_p 可由下式计算^[30]

$$E_p = ET_p - T_p = ET_p \times \exp(-0.82LAI) \quad (6)$$

式中, ET_p 为模拟作物的腾发速率, 本研究模拟作物为玉米, 参照文献^[27]取 ET_p 为 $0.0166 \text{ cm}/\text{h}$; T_p 为潜在蒸腾速率, cm/h ; LAI 为叶面积指数, 取为 4 ^[27]。经计算 E_p 为 $0.0006 \text{ cm}/\text{h}$, T_p 为 $0.016 \text{ cm}/\text{h}$ 。

模拟计算区域的左、右边界 ($x=0$ 和 $x=50 \text{ cm}$) 为零通量边界; 下边界 ($z=0 \text{ cm}$) 为自由排水边界。

1.1.3 作物根系吸水吸氮模型

方程(1)中的吸水源汇项 S 利用 Feddes (1978) 模型计算^[31]

$$\begin{cases} S(x, z, h) = \alpha(x, z, h)b(x_1, z_1)L_r T_p \\ x_1 = |x - 25|; z_1 = 150 - z \end{cases} \quad (7)$$

式中, $\alpha(x, z, h)$ 为土壤水分胁迫函数; $b(x_1, z_1)$ 为相对根系密度分布函数; L_r 为根区的宽度, cm , 取为计算区域上边界的宽度。本研究模拟作物为玉米, 土壤水分胁迫函数 $\alpha(x, z, h)$ 随根区土壤负压水头 h 变化的计算模型由 HYDRUS-2D 软件中的数据库提供。相对根系密度分布函数 $b(x_1, z_1)$ 如下^[32]

$$b(x_1, z_1) = \begin{cases} \left[1 - \frac{x_1}{x_{1m}}\right] \left[1 - \frac{z_1}{z_{1m}}\right] e^{-\left(\frac{p_x}{x_{1m}}|x_1^* - x_1| + \frac{p_z}{z_{1m}}|z_1^* - z_1|\right)} & 0 \leq x_1 \leq 25, 0 \leq z_1 \leq 70 \\ 0 & 70 < z_1 \leq 150 \end{cases} \quad (8)$$

式中, x_{1m} 为根系分布横向的最大距离, 取为 25 cm ; z_{1m} 为垂向根系分布最大距离, 取为 70 cm ; x_1^* 代表横向根系密度最大处对应的横向坐标, z_1^* 为垂向根系密度最大处对应的垂向坐标, 均取值为 0 ; p_x 、 p_z 分别为表示 x 和 z 方向根系不对称性的经验参数, 本研究中均取为 1.0 ^[33]。

根系吸氮量为计算点的吸水量与该点氮浓度的乘积。

1.1.4 模型参数及其统计特征值选取

HYDRUS-2D 模拟需要的土壤水分特征曲线参数和非饱和导水率采用 van Genuchten 模型表示^[34], 该模型中具有 5 个独立水力参数: 残余含水率 θ_r , cm^3/cm^3 ; 饱和含水率 θ_s , cm^3/cm^3 ; 形状参数 α , $1/\text{cm}$; 形状参数 n ; 和饱和导水率 K_s , cm/h 。以上参数利用土壤颗粒组成和土壤干体积质量, 由 Rosetta 人工神经网络模型求得^[35]。本研究模拟砂壤土黏粒、粉粒及砂粒含量分别为 7.5% 、 22.5% 和 70% , 土壤干体积质量为 $1.4 \text{ g}/\text{cm}^3$, 由 Rosetta 软件得到 θ_r 、 θ_s 、 α 、 n 和 K_s 分别为 0.0404 、 $0.402 \text{ cm}^3/\text{cm}^3$ 、 0.0338 、 1.4963 和 $3.409 \text{ cm}/\text{h}$ 。为了研究 K_s 空间变异对滴灌条件下 NO_3^- -N 淋失的影响, 假定 K_s 为中等变异程度, 变异系数 $CV=0.4$, 且服从对数正态分布^[8,11], 并利用 Monte-Carlo 方法随机抽取 K_s 值^[36]。同样, 由于本研究中假定土壤初始含水率沿深度方向呈线性递增趋势, 田间土壤含水率的空间变异可通过 Monte-Carlo 方法随机抽取表层土壤初始含水率 (θ_0) 实现。假定 θ_0 服从正态分布, 变异系数 $CV=0.15$ ^[10-11], 同样可以用 Monte-Carlo 方法随机抽取 θ_0 值。为了保证随机抽取的 K_s 和 θ_0 具有物理意义, 对抽样进行了最大值及最小值的限定, K_s 和 θ_0 统计特征值如表 1 所示。

溶质运移参数主要包括 D_L 、 D_T 及 D_w , 模拟中纵向弥散系数取为 $D_L=5 \text{ cm}$, 横向弥散系数取为 $D_T=D_L/10$ ^[4], NO_3^- -N 在自由水中的分子扩散系数取为 $D_w=0.06 \text{ cm}^2/\text{h}$ ^[37]。

表 1 土壤饱和导水率和表层土壤初始含水率统计特征值
Table 1 Statistical characteristics of saturated hydraulic conductivity and initial soil water content

参数 Parameter	均值 Mean	变异系数 Coefficient variation	标准差 Standard deviation	最大值 Max	最小值 Min	分布类型 Distribution type
$K_s/(cm \cdot h^{-1})$	3.409	0.40	1.364	10.0	1.0	LN
$\theta_0/(cm^3 \cdot cm^{-3})$	0.18	0.15	0.027	0.3	0.1	N

注: N 代表正态分布, LN 代表对数正态分布。

Note: N represents normal distribution; LN represents log-normal distribution.

1.2 硝态氮淋失的随机模拟

为了获取砂壤土 K_s 和 θ_0 空间变异条件下 NO_3^- -N 的淋失特征, 利用蒙特卡洛方法对 K_s 和 θ_0 分别采样 100 次, 采样后与其他土壤水力参数 (θ_r 、 θ_s 、 α 和 n) 组成参数组, 输入 HYDRUS-2D 程序进行模拟。本研究中作物垂向根系分布最大深度为距表层 70 cm, 因此将运移到 70 cm 以下的 NO_3^- -N 视作淋失, 利用硝态氮质量守恒原理可计算 NO_3^- -N 淋失率 (L , %)

$$L = \frac{N_{in} + N_{ini} - N_{uptake} - N_{residual}}{N_{in}} \times 100\% \quad (9)$$

式中, N_{in} 为模拟区域内 NO_3^- -N 施入总量, mg; N_{ini} 为初始时刻 0~70 cm 土层中 NO_3^- -N 含量, mg; N_{uptake} 为模拟时段内根系吸氮量, mg; $N_{residual}$ 为模拟结束时 0~70 cm 土层中 NO_3^- -N 含量, mg。 N_{in} 、 N_{ini} 、 N_{uptake} 及 $N_{residual}$ 均可由 HYDRUS-2D 输出文件获得。

2 Copula 函数理论

2.1 定义及性质

Copula 是定义域为 [0,1] 均匀分布的多维联合分布函数, 它可以将 m 个随机变量的边缘分布连接起来构造联合分布, 其表达式^[38]如下

$$F(y_1, y_2, \dots, y_m) = C(F_1(y_1), F_2(y_2), \dots, F_m(y_m)) = C(u_1, u_2, \dots, u_m) \quad (10)$$

式中, F 是一个以 Y_1, Y_2, \dots, Y_m 为随机变量的 m 维分布函数; C 称为 Copula 函数; $F_1(y_1), F_2(y_2), \dots, F_m(y_m)$ 分别为随机变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_m 的边际分布; 为计算及表述方便, 令 $u_1 = F_1(y_1), u_2 = F_2(y_2), \dots, u_m = F_m(y_m)$ 。

2.2 函数的主要类型

Copula 函数总体可以划分为 3 类: 椭圆型、二次型和 Archimedean 型, 其中包含一个参数的 Archimedean 型 Copula 函数结构简单, 计算方便, 可以构造出多种适应性强的多变量联合分布函数, 在实际应用中最为常见。多维 Archimedean 型 Copula 函数通常基于二维函数进行构造, 根据构造方式不同可以分为对称型和非对称型。非对称 Archimedean 型 Copula 函数又包括 Clayton Copula、

Frank Copula 和 Gumbel-Hougaard Copula 等形式, Clayton Copula 和 Gumbel-Hougaard Copula 函数仅适用于变量之间存在正相关的情形; Frank Copula 函数既能描述正相关的随机变量, 也能描述存在负相关性的随机变量^[38]。有研究表明 Gumbel-Hougaard Copula 函数在构建三维变量的联合分布时较其他形式函数有一定的优越性^[15,39], 因此本研究选择 Gumbel-Hougaard Copula 函数去构建三变量的联合分布函数。

2.3 参数估计与拟合优度检验

Copula 函数的参数估计主要分为非参数法和参数法 2 类, 其中非参数法仅适用于二维 Copula 函数的参数确定, 而参数法相对比较灵活, 本文采用参数法中的极大似然估计对变量边缘分布参数及 Copula 参数进行估计。

选定的 Copula 函数能否描述变量之间的相关性结构, 需要对 Copula 函数进行拟合优度检验。本文选用 Kolomogorov-Smirnov (K-S) 检验来评价边缘分布及联合分布计算概率与观测值的拟合程度。

2.4 条件分布函数

对于三维 Copula 联合分布函数, 当变量 $Y_2=y_2, Y_3=y_3$ 时, 变量 Y_1 的条件分布函数为^[39]

$$F(y_1 | Y_2 = y_2, Y_3 = y_3) = \frac{\partial C(u_1, u_2, u_3)}{\partial u_2 \partial u_3} \quad (11)$$

在式 (11) 基础上, 可以计算给定 $Y_2=y_2, Y_3=y_3$ 时 $Y_1 > y_1$ 的概率 P ^[39]

$$P(Y_1 > y_1 | Y_2 = y_2, Y_3 = y_3) = 1 - F(y_1 | Y_2 = y_2, Y_3 = y_3) \quad (12)$$

3 结果与分析

3.1 硝态氮淋失率统计特征及分布函数的确定

图 2 和表 2 分别给出了 K_s 和 θ_0 空间变异条件下砂壤土 NO_3^- -N 淋失率的频率直方图及 NO_3^- -N 淋失率统计特征值。由图 2 和表 2 可知, K_s 和 θ_0 的空间变异对田间尺度 NO_3^- -N 淋失特征有重要影响, NO_3^- -N 淋失率在 0~60.9% 之间变化, NO_3^- -N 淋失率均值 (13.2%) 为均质土壤条件下 (6.2%) 的 2.1 倍, 明显高于均质土壤条件下 NO_3^- -N 淋失率。由此可知, K_s 和 θ_0 的空间变异会极大增加田间尺度

NO₃⁻-N 淋失风险。

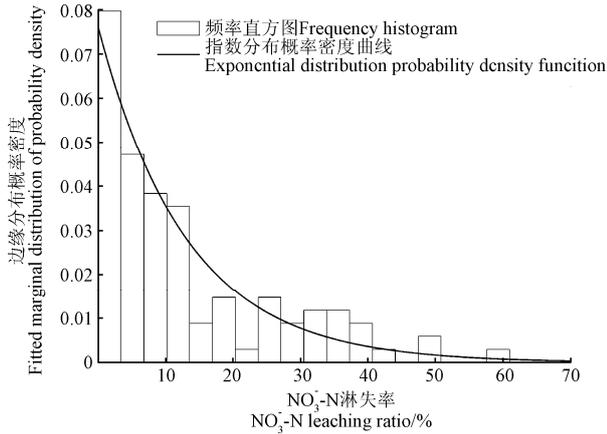


图 2 饱和导水率和初始含水率空间变异条件下 NO₃⁻-N 淋失率的频率直方图

Fig.2 Frequency histogram of NO₃⁻-N leaching ratio for given spatial variability of saturated hydraulic conductivity and initial soil water content

表 2 饱和导水率和初始含水率空间变异条件下 NO₃⁻-N 淋失率统计特征

Table 2 Statistical characteristics of NO₃⁻-N leaching ratio when spatial variability of saturated hydraulic conductivity and initial soil water content exists

	NO ₃ ⁻ -N 淋失率 Nitrate leaching ratio				
	均值 Mean/%	标准差 Standard deviation/%	变异系数 Coefficient variation	最大值 Max/%	最小值 Min/%
均质 Uniform soil	6.4	—	—	—	—
空间变异条件下 Spatial varied soil	13.2	13.4	1.0	60.9	0

为了得到空间变异条件下 NO₃⁻-N 淋失率的分布函数，选择指数函数对 NO₃⁻-N 淋失率的模拟结果进行拟合

$$F(l|\lambda) = \int_0^l \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{l}{\lambda}} dl = 1 - e^{-\frac{l}{\lambda}} \quad (13)$$

式中， λ 为指数分布函数的参数； l 为 NO₃⁻-N 淋失率的任意值。

通过最大似然估计对分布函数进行参数估计，可得空间变异条件下 NO₃⁻-N 淋失率分布函数参数 $\lambda=13.2$ 。利用 K-S 检验对拟合出的指数分布函数进行检验，K-S 检验统计量 D_{\max} 用下式^[40]计算

$$D_{\max} = \max \left\{ \left| \hat{F}(l^k) - F_0(l^k) \right|, k = 1, 2, \dots, 100 \right\} \quad (14)$$

式中， $\hat{F}(l)$ 是总体分布 $F(l)$ 的一个直接估计； $F_0(l)$ 是一个给定的分布函数，本研究中即参数 $\lambda=13.2$ 的指数分布函数； l^k 为第 k 个样本硝态氮淋失率。经计算 $D_{\max}=0.111 < D_{(100,0.05)}=0.136$ ($D_{(100,0.05)}$ 指显著水平为 0.05，且样本容量为 100 时的拒绝临界值)，因此，可用指数函数描述 K_s 和 θ_0 空间变异条件条

件下 NO₃⁻-N 淋失率的概率密度分布。

3.2 变量相关性分析及 Copula 函数选择

由于不同形式的 Copula 函数对于变量的相关性要求不同，实际应用时需要根据具体变量间关系特点选择适宜的 Copula 函数。对变量 K_s 、 θ_0 与 NO₃⁻-N 淋失率 (L) 进行相关性分析，得 L 与 K_s 、 θ_0 的 Pearson 相关系数 r 分别为 0.31 和 0.86，均在 $\alpha=0.05$ 水平上显著。由此可知， K_s 和 θ_0 空间变异条件下 L 与 K_s 、 θ_0 均呈显著正相关关系，符合三维 Gumbel-Hougaard Copula 函数构造三变量联合分布函数的要求，其表达式为

$$C(F_{K_s}(K_{s_i}), F_{\theta_0}(\theta_{0_i}), F_L(L_i)) = \exp \left\{ - \left[(-\ln F_{K_s}(K_{s_i}))^\varphi + (-\ln F_{\theta_0}(\theta_{0_i}))^\varphi + (-\ln F_L(L_i))^\varphi \right]^{1/\varphi} \right\}, \varphi \geq 1 \quad (15)$$

式中， $F_{K_s}(K_{s_i})$ 为 $K_s = K_{s_i}$ 时 K_s 的边缘分布函数值； $F_{\theta_0}(\theta_{0_i})$ 为 $\theta_0 = \theta_{0_i}$ 时 θ_0 的边缘分布函数值； $F_L(L_i)$ 为 $L=L_i$ 时 L 的边缘分布函数值； φ 为 Copula 函数的参数。

3.3 Copula 函数参数确定及拟合优度检验

为检验 Copula 函数的拟合精度，需要比较 HYDRUS-2D 模拟 ($K_{s_i}, \theta_{0_i}, L_i$) 的经验联合分布累积概率和理论分布累积概率的一致性。本研究进行了 100 次模拟，按 K_s 升序排列所有数据组为 ($K_{s_1}, \theta_{0_1}, L_1$)，($K_{s_2}, \theta_{0_2}, L_2$)，... ($K_{s_{100}}, \theta_{0_{100}}, L_{100}$)，三维经验分布联合累积概率 (P) 计算如下^[39]

$$F(K_{s_i}, \theta_{0_i}, L_i) = P(K_s \leq K_{s_i}, \theta_0 \leq \theta_{0_i}, L \leq L_i) = \frac{\sum_{m=1}^i \sum_{l=1}^i \sum_{p=1}^i N_{mlp} (K_{s_j} \leq K_{s_i}, \theta_{0_j} \leq \theta_{0_i}, L_j \leq L_i) - 0.44}{N + 0.12} \quad (16)$$

式中， N_{mlp} 为 $K_s \leq K_{s_i}, \theta_0 \leq \theta_{0_i}, L \leq L_i$ 的数据组数； N 为总的的数据组数 (100)。

利用最大似然估计方法估计三维 Gumbel-Hougaard Copula 函数的参数 φ ，得 $\varphi=1.3069$ ，进而可以利用式 (15) 计算得到理论分布联合累积概率。图 3 给出了 K_s 、 θ_0 与 L 的联合经验点据和理论分布联合累积概率的对比情况。为了检验三维 Gumbel-Hougaard Copula 函数的拟合效果，对联合分布函数对实际模拟数据组的 D_{\max} (K-S 检验统计量) 进行了计算，得 $D_{\max}=0.121 < D_{(100,0.05)}=0.136$ ，由此可知三维 Gumbel-Hougaard Copula 在 $\alpha=0.05$ 显著水平上能够通过 K-S 检验；经计算，理论联合分布与经验分布的均方根误差 $RMSE=0.046$ ，较小的 $RMSE$ 值也说明三维 Gumbel-

Hougaard Copula 函数对 K_s 、 θ_0 与 L 的联合分布有较好的拟合效果。

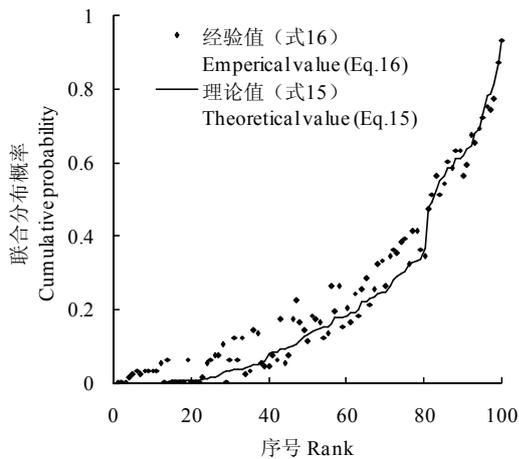


图3 饱和导水率、初始含水率与 NO_3^- -N 淋失率的联合分布累积概率经验值与理论值对比

Fig.3 Comparison of the empirical and theoretical joint cumulative probability distributions of simulated combinations of saturated hydraulic conductivity, initial soil water content and NO_3^- -N leaching ratio

3.4 水氮淋失风险估算

得到了 K_s 、 θ_0 和 L 三变量的 Copula 函数后, 按照式 (12) 计算出当 $K_s = K_{s_i}$, $\theta_0 = \theta_{0_i}$ 时 $L > L_i$ 的条件概率, 而该条件概率即可作为 NO_3^- -N 淋失风险的定量指标。本研究将均质土壤条件下模拟得到的 NO_3^- -N 淋失率 (6.4%, 表 2) 作为阈值, 得到不同 K_s 与 θ_0 条件下 NO_3^- -N 淋失率超过该阈值的条件概率, 如图 4 所示。

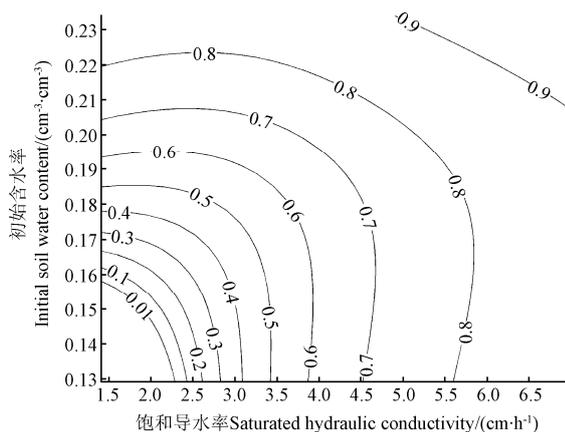


图4 饱和导水率和初始含水率不同组合情况下 NO_3^- -N 淋失率超过给定阈值 (6.4%) 的条件概率等值线图

Fig.4 Contours of the conditional probability exceeding a given threshold (6.4%) for the NO_3^- -N leaching ratio with different saturated hydraulic conductivity and initial soil water content combinations

利用图 4 可以查得土壤 K_s 与 θ_0 取值范围内任

意条件下 NO_3^- -N 淋失率超过设定阈值的概率, 可以认为当其条件概率超过一定值 (如 0.5) 时发生 NO_3^- -N 淋失的风险较高, 而当其条件概率小于 0.5 时相对安全。例如, 当 K_s 与 θ_0 分别为 3.4 cm/h 和 0.18 cm^3/cm^3 时, NO_3^- -N 淋失率超过阈值的概率约为 0.57。由图 4 还可看出, NO_3^- -N 淋失率超过阈值的条件概率基本随 K_s 与 θ_0 的增大而升高, 这与 NO_3^- -N 淋失率与 K_s 与 θ_0 均呈正相关关系一致。

4 讨论

田间尺度 NO_3^- -N 淋失风险目前主要通过田间监测和模型模拟进行定量评估。通过田间监测计算 NO_3^- -N 淋失量较为直接, 但由于常用于田间监测 NO_3^- -N 淋失的渗漏计法对田间土壤扰动大、渗漏盘安装复杂, 而通量估算法中用到的土壤溶液提取器又存在代表面积小、易干扰土壤水分运动等缺点, 田间监测方法在田间尺度 NO_3^- -N 淋失风险评估中受到了一定限制。田间尺度 NO_3^- -N 运移淋失模型的发展则能有效地对硝态氮淋失量进行计算, 但是目前田间尺度溶质运移模型多用于相对均一的土壤条件, 未考虑田间尺度空间变异、土地利用等条件^[41], 这在一定程度上影响了对田间尺度 NO_3^- -N 风险评估的准确性, 胡克林等的研究得出忽略土壤特性空间变异的作用会掩盖 NO_3^- -N 淋失风险^[8]。本研究结合 HYDRUS-2D 软件模拟滴灌水氮运移过程精度较高和 Copula 函数易于构建多变量联合分布函数的优点, 尝试利用统计方法估算不同土壤饱和导水率和初始含水率条件下 NO_3^- -N 淋失的风险。从结果可以看出, 构建田间尺度土壤特性参数 (如饱和导水率、初始含水率等) 与 NO_3^- -N 淋失率的联合分布函数为研究多变量空间变异条件下 NO_3^- -N 淋失风险评估提供了可行性。基于已构建的多变量联合分布函数以及田间测定的土壤特性参数, 无需通过田间实际监测或模型运算即可对田间发生 NO_3^- -N 淋失的风险进行定量评估。同时, 进一步利用田间 NO_3^- -N 淋失量实测数据, 构建淋失量与土壤参数的联合分布函数, 将有助于确认利用 Copula 函数评估田间尺度 NO_3^- -N 淋失风险的适应性。

5 结论

1) 本研究建立了滴灌水氮运移模型, 基于 HYDRUS-2D 软件对模型进行了求解, 利用 Monte-Carlo 方法模拟分析了田间尺度砂壤土饱和导水率和初始含水率空间变异对 NO_3^- -N 淋失率的影响, 结果表明 NO_3^- -N 淋失率概率密度曲线呈指数分布, 饱和导水率和初始含水率的空间变异会极

大地增加 NO_3^- -N 淋失风险。

2) 田间尺度砂壤土饱和导水率和初始含水率空间变异条件下 NO_3^- -N 淋失率与饱和导水率和初始含水率均呈显著正相关关系, 三维 Gumbel-Hougaard Copula 函数可以用来构造饱和导水率、初始含水率与 NO_3^- -N 淋失率的联合分布。

3) 利用三维 Gumbel-Hougaard Copula 函数可以计算给定饱和导水率和初始含水率条件下 NO_3^- -N 淋失率超过某一阈值的概率。本研究中 NO_3^- -N 淋失率超过给定阈值 (6.4%) 的条件概率基本随饱和导水率和初始含水率的增大而增大。构建田间尺度土壤特性参数 (如饱和导水率、初始含水率等) 与 NO_3^- -N 淋失率的联合分布函数为研究多变量空间变异条件下 NO_3^- -N 淋失风险评估提供了参考。

[参 考 文 献]

- [1] Bar-Yosef B. Advances in fertigation[J]. *Advances in Agronomy*, 1999, 65: 1—77.
- [2] Ajdary K, Singh D K, Singh A K, et al. Modelling of nitrogen leaching from experimental onion field under drip fertigation[J]. *Agricultural Water Management*, 2007, 89(1): 15—28.
- [3] Li J, Zhang J, Rao M. Wetting patterns and nitrogen distributions as affected by fertigation strategies from a surface point source[J]. *Agricultural Water Management*, 2004, 67(2): 89—104.
- [4] Gärdenäs A I, Hopmans J W, Hanson B R, et al. Two-dimensional modeling of nitrate leaching for various fertigation scenarios under micro-irrigation[J]. *Agricultural Water Management*, 2005, 74(3): 219—242.
- [5] Rajput T B S, Patel N. Water and nitrate movement in drip-irrigated onion under fertigation and irrigation treatments[J]. *Agricultural water management*, 2006, 79(3): 293—311.
- [6] Li J, Zhang J, Rao M. Modeling of water flow and nitrate transport under surface drip fertigation[J]. *Transactions of the ASAE*, 2005, 48(2): 627—637.
- [7] Russo D. A geostatistical approach to solute transport in heterogeneous fields and its applications to salinity management[J]. *Water Resources Research*, 1984, 20(9): 1260—1270.
- [8] 胡克林, 李保国, 黄元仿, 等. 农田尺度下土体硝酸盐淋失的随机模拟及其风险性评价[J]. *土壤学报*, 2005, 42(6): 909—915.
Hu Kelin, Li Baoguo, Huang Yuanfang, et al. Stochastic simulation and risk assessment of nitrate leaching at field scale[J]. *Acta Pedologica Sinica*, 2005, 42(6): 909—915. (in Chinese with English abstract)
- [9] 胡克林, 李保国, 陈研. 表层土壤饱和导水率的空间变异对农田水分渗漏的影响[J]. *水利学报*, 2006, 37(10): 1217—1223.
Hu Kelin, Li Baoguo, Chen Yan. Effect of spatial variability of surface soil saturated hydraulic conductivity on water drainage at field scale[J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2006, 37(10): 1217—1223. (in Chinese with English abstract)
- [10] 雷志栋, 杨诗秀, 谢森传. 土壤水动力学[M]. 北京: 清华大学出版社, 1988.
Lei Zhidong, Yang Shixiu, Xie Senchuang. *Soil water dynamics*[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 1988. (in Chinese with English abstract)
- [11] 李久生, 杜珍华, 栗岩峰, 等. 壤土特性空间变异对地下滴灌水氮分布及夏玉米生长的影响[J]. *中国农业科学*, 2008, 41(6): 1717—1726.
Li Jiusheng, Du Zhenhua, Li Yanfeng, et al. Water and nitrogen distribution and summer maize growth in subsurface drip irrigation system as affected by spatial variations of soil properties[J]. *Scientia Agricultural Sinica*, 2008, 41(6): 1717—1726. (in Chinese with English abstract)
- [12] Sheikh V, van Loon E, Hessel R, et al. Sensitivity of LISEM predicted catchment discharge to initial soil moisture content of soil profile[J]. *Journal of Hydrology*, 2010, 393(3): 174—185.
- [13] Simunek J, van Genuchten M Th, Sejnac M. Development and applications of the HYDRUS and STANMOD software packages and related codes[J]. *Vadose Zone Journal*, 2008, 7(2): 587—600.
- [14] 谢华, 罗强, 黄介生. 基于三维 copula 函数的多水文区丰枯遭遇分析[J]. *水科学进展*, 2012, 23(2): 186—193.
Xie Hua, Luo Qiang, Huang Jiasheng. Synchronous asynchronous encounter analysis of multiple hydrologic regions based on 3D copula function[J]. *Advances in Water Science*, 2012, 23(2): 186—193. (in Chinese with English abstract)
- [15] 张翔, 冉啟香, 夏军, 等. 基于 Copula 函数的水量水质联合分布函数[J]. *水利学报*, 2011, 42(4): 483—489.
Zhang Xiang, Ran Qixiang, Xie Jun, et al. Jointed distribution function of water quality and water quantity based on Copula[J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2011, 42(4): 483—489. (in Chinese with English abstract)
- [16] 郭生练, 闫宝伟, 肖义, 等. Copula 函数在多变量水文分析计算中的应用及研究进展[J]. *水文*, 2008, 28(3): 1—7.
Guo Shenglian, Yan Baowei, Xiao Yi, et al. Multivariate hydrological analysis and estimation[J]. *Journal of China Hydrology*, 2008, 28(3): 1—7. (in Chinese with English abstract)
- [17] Zhang L, Singh V. Bivariate Flood Frequency Analysis Using the Copula Method[J]. *Journal of Hydrologic Engineering*, 2006, 11(2): 150—164.
- [18] 肖义, 郭生练, 刘攀, 等. 分期设计洪水频率与防洪标准关系研究[J]. *水科学进展*, 2008, 19(1): 54—60.

- Xiao Yi, Guo Shenglian, Liu Pan, et al. Seasonal flood frequency analysis and flood prevention standard[J]. *Advances in Water Science*, 2008, 19(1): 54–60. (in Chinese with English abstract)
- [19] Zhang L, Singh V P. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas[J]. *Journal of Hydrology*, 2007, 332(1): 93–109.
- [20] Mirabbasi R, Fakheri-Fard A, Dinpashoh Y. Bivariate drought frequency analysis using the copula method[J]. *Theoretical and Applied Climatology*, 2012, 108(1): 191–206.
- [21] Ganguli P, Reddy M J. Risk assessment of droughts in gujarat using bivariate copulas[J]. *Water Resources Management*, 2012, 26(11): 3301–3327.
- [22] 闫宝伟, 郭生练, 陈璐, 等. 长江和清江洪水遭遇风险分析[J]. *水利学报*, 2010, 41(5): 553–559.
Yan Baowei, Guo Shenglian, Chen Lu, et al. Flood encountering risk analysis for the Yangtze River and Qingjiang River[J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2010, 41(5): 553–559. (in Chinese with English abstract)
- [23] 陈璐, 郭生练, 张洪刚, 等. 长江上游干支流洪水遭遇分析[J]. *水科学进展*, 2011, 22(3): 323–330.
Chen Lu, Guo Shenglian, Zhang Honggang, et al. Flood coincidence probability analysis for the upstream Yangtze River and its tributaries[J]. *Advances in Water Science*, 2011, 22(3): 323–330. (in Chinese with English abstract)
- [24] 冯绍元, 丁跃元, 曾向辉. 温室滴灌线源土壤水分运动数值模拟[J]. *水利学报*, 2001, 32(2): 59–63.
Feng Shaoyuan, Ding Dianyuan, Zeng Xianghui. Numerical simulation of soil water movement under drip irrigated linear resource in green house[J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2001, 32(2): 59–63. (in Chinese with English abstract)
- [25] Skaggs T, Trout T, šimůnek J, et al. Comparison of HYDRUS-2D Simulations of drip Irrigation with Experimental Observations[J]. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 2004, 130(4): 304–310.
- [26] 王建东, 龚时宏, 隋娟, 等. 华北地区滴灌灌水频率对春玉米生长和农田土壤水热分布的影响[J]. *农业工程学报*, 2008, 24(2): 39–45.
Wang Jiandong, Gong Shihong, Sui Juan, et al. Effects of drip irrigation frequency on the farmland soil water-heat distribution and spring maize growth in North China[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE)*, 2008, 24(2): 39–45. (in Chinese with English abstract)
- [27] 张航, 李久生. 华北平原春玉米生长和产量对滴灌均匀系数及灌水量的响应[J]. *农业工程学报*, 2011, 27(11): 176–182.
Zhang Hang, Li Jiusheng. Response of growth and yield of spring corn to drip irrigation uniformity and amount in North China Plain[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE)*, 2011, 27(11): 176–182. (in Chinese with English abstract)
- [28] Kandelous M M, šimůnek J. Numerical simulations of water movement in a subsurface drip irrigation system under field and laboratory conditions using HYDRUS-2D[J]. *Agricultural Water Management*, 2010, 97(7): 1070–1076.
- [29] 李久生, 张建君, 饶敏杰. 滴灌施肥灌溉的水氮运移数学模拟及试验验证[J]. *水利学报*, 2005, 36(8): 932–938.
Li Jiusheng, Zhang Jianjun, Rao Minjie. Model verification of water and nitrate transport from a surface point source[J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2005, 36(8): 932–938. (in Chinese with English abstract)
- [30] Nakamura K, Harter T, Hirono Y, et al. Assessment of root zone nitrogen leaching as affected by irrigation and nutrient management practices[J]. *Vadose Zone Journal*, 2004, 3(4): 1353–1366.
- [31] Feddes R A, Kowalik P J, Zaradny H. Simulation of field water use and crop yield[M]. *Simulation monographs: Pudoc, Wageningen, The Netherlands*, 1978.
- [32] Vrugt J A, Van Wijk M T, Hopmans J W, et al. One-, two-, and three-dimensional root water uptake functions for transient modeling[J]. *Water Resources Research*, 2001, 37(10): 2457–2470.
- [33] Vrugt J A, Hopmans J W, šimůnek J. Calibration of a two-dimensional root water uptake model[J]. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 2001, 65(4): 1027–1036.
- [34] van Genuchten M T. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils1[J]. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 1980, 44(5): 892–898.
- [35] Schaap M G, Leij F J, van Genuchten M T. Rosetta: A computer program for estimating soil hydraulic parameters with hierarchical pedotransfer functions[J]. *Journal of hydrology*, 2001, 251(3): 163–176.
- [36] Dilks D W, Canale R P, Meier P G. Development of bayesian monte carlo techniques for water quality model uncertainty[J]. *Ecological Modelling*, 1992, 62(1): 149–162.
- [37] Lindau C W, Hongprayoon C, Burhan W, et al. Modeling urea, ammonium, and nitrate transport and transformations in flooded soil columns[J]. *Soil science*, 1999, 164(2): 123–132.
- [38] Nelsen R B. An introduction to copulas[M]. Springer, New York, 2006.
- [39] Zhang L, Singh V. Gumbel–Hougaard copula for trivariate rainfall frequency analysis[J]. *Journal of Hydrologic Engineering*, 2007, 12(4): 409–419.
- [40] 陆璇. 应用统计[M]. 北京: 清华大学出版社, 1999.
- [41] 王少丽, 王兴奎, 许迪. 农业非点源污染预测模型研究进展[J]. *农业工程学报*, 2007, 23(5): 265–271.
Wang Shaoli, Wang Xingkui, Xu Di. Advances in the prediction models of agricultural non-point source pollution[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE)*, 2007, 23(5): 265–271. (in Chinese with English abstract)

Assessment method of nitrate leaching under drip irrigation using trivariate Copula

Wang Zhen, Li Jiusheng^{*}, Li Yanfeng

(State Key Laboratory of Simulation and Regulation of Water Cycle in River Basin, China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing 100038, China)

Abstract: Drip irrigation has been recognized as an efficient method to improve water and nitrogen use efficiency. Nitrate leaching is becoming an important consideration for the design, operation, and management of drip irrigation systems. Recent studies have indicated that soil properties such as soil texture and saturated hydraulic conductivity could impose a significant effect on nitrate leaching. However, most of these studies were conducted on an assumption of homogeneous soil. In the current study, the effect of the spatial variability of soil properties on nitrate leaching was evaluated by a model that was established and solved numerically by using the HYDRUS-2D package. In the simulation, the statistical distribution of the saturated hydraulic conductivity and the initial soil water content in the field were assumed to be able to be represented by a logarithmic normal distribution and a normal distribution function, respectively. A moderate variability for both saturated hydraulic conductivity and initial soil water content were considered with the coefficient of variation (CV) of 0.40 and 0.15, respectively. One hundred samples of the spatial varied saturated hydraulic conductivity and initial soil water content at a given CV value were generated randomly by the Monte Carlo method. The nitrate leaching ratios for these randomly generated parameters of saturated and initial soil water content were determined by the numerical model. After the positive correlation between the nitrate leaching ratio and the saturated hydraulic conductivity and the initial soil water content was confirmed, a joint distribution function of saturated hydraulic conductivity, initial soil water content, and nitrate leaching ratio was constructed using a Gumbel-Hougaard trivariate copula function. The maximum likelihood approach was used to determine the parameters for the Gumbel-Hougaard trivariate copula function and the Kolmogorov-Smirnov test indicated that the empirical distribution of the nitrate leaching ratios could be well represented by the trivariate copula function with a root mean square error (RMSE) value of 0.046. To quantify the risk of nitrate leaching, the conditional probability distribution function of the nitrate leaching ratio under given saturated hydraulic conductivities and initial soil water contents was estimated from the derived joint distribution function. The results indicated that the probability density function of the nitrate leaching ratio could be represented by an exponential function and the variability of saturated hydraulic conductivity and initial soil water content imposed an important effect on the nitrate leaching. For the sandy loam soil having medium variabilities of saturated hydraulic conductivity and initial soil water content, the simulated nitrate leaching ratio reached 13.2%, being more than double of the value for the homogeneous soil (6.4%). The probability under the condition that the nitrate leaching ratio exceeds a given threshold (6.4%) generally increases with an increasing saturated hydraulic conductivity and initial soil water content. It might be concluded that constructing a joint distribution function between the nitrate leaching and soil properties in the field (e.g., saturated hydraulic conductivity and initial soil water content) is a promising method to assess the risk of nitrate leaching while the spatial variability needs to be considered.

Key words: irrigation, soils, moisture, nitrate leaching, saturated hydraulic conductivity, initial soil water content, spatial variability, trivariate Copula function

(责任编辑: 曾懿婷)