

宁夏云雾山自然保护区草地土壤有机质空间变异性及采样数确定

范亚宁¹, 李世清^{1,2}, 郑纪勇², 王金九², 李生秀¹

(1 西北农林科技大学黄土高原土壤侵蚀与旱地农业国家重点实验室, 陕西 杨凌 712100;

2 中国科学院水利部水土保持研究所, 陕西 杨凌 712100)

摘要:作为草地土壤重要肥力指标的有机质, 存在明显的空间差异。草地土壤有机质合理取样数取决于有机质要素自身空间变异程度和人们对数据精度的要求。采用传统统计学和地统计学相结合的方法, 对云雾山草地 90 m × 90 m 区域内的土壤有机质进行空间异质性分析。结果表明, 有机质的合理采样数目较实际采样数目有大幅度减少。有机质在 2 个土层都呈正态分布, 且都呈中等强度的变异, 变异系数分别为 13.47%、16.85%。地统计学表明, 有机质在不同方向上存在强烈的自相关性, 在不同的方向上均属带状异向性; 草地土壤有机质合理采样数应建立在统计特性和空间结构性基础上。

关键词:地统计学; 空间变异; 有机质; 合理采样数目

中图分类号: Q142.3

文献标识码: A

文章编号: 1001-0629(2007)04-0008-06

由于成土因素气候、母岩、地形、生物等不同, 从而导致土壤性质明显不同^[1]。由于土壤性质固有的空间异质性, 小尺度或田间尺度土壤理化性质、生物学性质及其空间变异性颇受关注^[2,3]。有机质是土壤肥力的重要组成部分, 是土壤质量的主要指示因子。有机质通过影响土壤物理、化学和生物等而影响土壤肥力。有机质作为土壤重要特征值, 是非均一和变化的连续变量, 即使在土壤质地相同的小范围内, 有机质在不同空间位置上也具有明显差异, 即存在明显的空间变异性^[4]。在解释土壤空间变异方面, 传统的统计方法已显不足, 已不能满足土壤空间异质性的研究。因此, 在传统统计方法的基础上形成了空间统计学。空间统计学又称地质统计学, 于 20 世纪 50 年代初逐渐建立, 60 年代在法国统计学家 Matheron 的大量理论研究工作基础上逐渐趋于成熟^[5,6]。其基本特点是以区域化变量理论为基础, 以变异函数为主要工具, 揭示在空间分布上既有随机性又有结构性, 或空间相关和依耐性变量的科学^[1]。自 20 世纪 70 年代, 科学家们开始将该方法应用于土壤空间变异性的研究。

近年来对有机质空间变异及影响因素的研究多集中于平坦区域不同土地利用方式和土壤管理措施方面^[7,8], 而对草地生态系统土壤有机质空

间变异性的研究相对较少。草地是陆地上重要的生态系统, 在小尺度内研究草地土壤有机质空间变异性时, 如何使所采集样品既有一定代表性, 又不至于耗费太多人力和物力, 需确定合理采样数, 使样品能够可靠反映草地土壤有机质含量。宁夏云雾山自然保护区草地是典型的半干旱草地, 地处黄土高原西北部, 对黄土高原气候有一定调节和改善作用。为此, 将传统统计方法和地统计学方法相结合, 分析云雾山草地土壤有机质在小尺度范围内的空间变异特征以及在小范围内如何确定合理采样数, 以期揭示草地土壤有机质的空间变异性及分布规律。

1 材料与方法

1.1 试验地概况 云雾山草地自然保护区位于宁夏固原市东北部寨科乡境内, 北纬 36°14' ~ 36°20', 东经 106°25' ~ 106°29', 年均降水量 400~

收稿日期: 2006 03 16

基金项目: 国家自然科学基金(30571116, 30230230); 西北农林科技大学创新团队、国家重点基础研究发展计划(2005CB121103); 中国科学院百人计划项目

作者简介: 范亚宁(1979-), 女, 陕西扶风人, 在读博士生, 主要从事植物营养生理生态的科研工作。
E-mail: ynf2411@126.com

通讯作者: 李世清, E-mail: sqli@ms.iswc.ac.cn

450 mm, 无霜期 112~140 d, 海拔 1 800~2 148 m, 大部分在 2 000 m 以下, 为黄土覆盖低山丘陵区。南北长 11 km, 东西宽 5.5 km, 面积 4 000 hm², 距固原市 45 km, 是宁夏回族自治区人民政府于 1985 年批准建立的省级草原自然保护区, 也是黄土高原惟一草地类自然保护区。草原土壤类型主要为淡黑垆土, 主要植物群落为长芒草 *Stipa bungeana*、伴生的有铁杆蒿 *Artemisia gmelinii*、冰草 *Agropyron michnoi*、大针茅 *S. grandis*、冷蒿 *A. frigida*、星毛委陵菜 *Potentilla acaulis* 等。

1.2 样品采集与测定 在云雾山选择具有代表性、坡度较小的无起伏坡面, 在 90 m × 90 m 范围内以标准网格法布点, 将采样区域分成 1 m × 1 m 样方, 每 10 m 布 1 样方, 在每个样方内随机布 3 点, 分层采取 0~20 和 20~40 cm 土样, 将同层样方 3 点相同土层土壤混和组成混和土样后, 装入密封袋, 同时用 GPS 定位, 记录该样方处的经度、纬度等; 并测定植物地上生物量等。

土壤有机质用重铬酸钾外加热法测定^[9]。常规统计分析用 SAS 统计软件; 地统计学用 DPS 统计软件。

2 结果与分析

2.1 传统统计学及合理采样分析

2.1.1 传统统计学原理及结果分析 用传统统计学方法研究土壤特性空间变异性时, 主要根据变异系数的大小确定土壤特征值空间变异性的强弱, 变异系数公式如下:

$$CV = (s/x) \times 100\%$$

式中, x 为样本均值, s 为样本标准差。一般认

为, 当 $CV < 10\%$ 时为弱变异性; 当 $10\% < CV \leq 100\%$ 为中等强度变异性; 当 $CV > 100\%$ 时为强变异性^[10]。本研究测定的土壤有机质直方图见图 1。

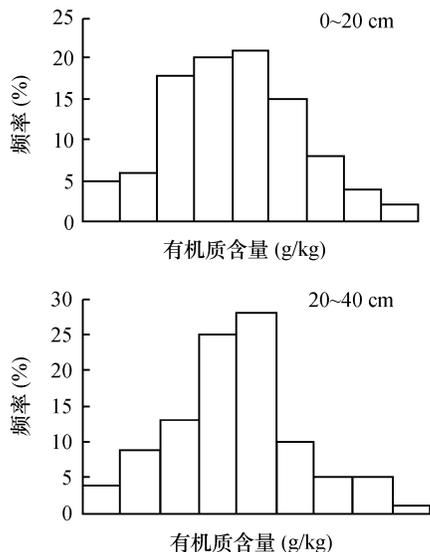


图 1 有机质分布图

通过图 1 大概可以判断出, 在 2 个土层有机质均呈正态分布。通过采用 SAS 统计软件工具中所提供的专用检验正态分布的 W 检验法, 对有机质分布类型进行精确统计检验。 W 检验法输出数据结果表包括一般的统计描述和正态分布检验结果: 如果检验统计量 W ($0 \leq W \leq 1$) 值越大, 表示数据越接近自正态分布。 $Pr < W$ 给出了概率 P ($0 \leq P \leq 1$) 值, P 值越接近 0, 表示越拒绝数据来自正态分布的假设, 一般当 $P < 0.05$ 时, 认为来自于非正态分布。由表 1 可以看出, 有机质在 2 个土层深度均呈正态分布。

表 1 土壤有机质基本统计特征值

采样深度(cm)	平均值(g/kg)	中值(g/kg)	标准差	变异系数(%)	检验统计量	概率
0~20	42.60	42.60	5.74	13.47	0.991	0.72
20~40	32.48	32.52	5.47	16.85	0.986	0.38

SAS 软件统计结果表明(表 1), 0~20 和 20~40 cm 土层有机质均属中等强度变异。一般认为, 导致土壤养分含量发生变异的原因主要与养分元素在土壤中的化学行为及施肥、耕作等田间管理有关^[11]。因云雾山草地长期封育, 植被稳定, 有机质含量在研究区域变化不大, 研究区域内

植被覆盖度较高, 致使土壤有机质含量较高。中值和平均数的差异表明异常值对参数的影响。0~20 和 20~40 cm 土层中有机质的中值和平均值相同和接近, 说明样区内土壤有机质分布较均匀, 未受到特异值的影响。土壤有机质空间变异性的强弱将决定合理取样数的多少。

2.1.2 合理采样数确定原理 为了用有限观测值估计各参数均值(或期望值),并有足够的可靠性和精度,必须确定合理取样数或观测数目^[12]。将各测定点土壤养分看作是相互独立的随机变量,是经典统计分析确定合理取样数的基本出发点^[13]。土壤特性的空间分布有其必然性和偶然性,本试验侧重于土壤特性空间分布的偶然性研究,即认为空间变化的土壤特性是随机变量,而且相互独立。在该条件下,中心极限定理成立,可以通过构建置信区间确定取样数目。其原理概述如下^[14-16]。

假定从均值(数学期望)为 μ 、方差为 σ^2 的总体中获得容量为 n 的样本,则其平均值为 X_n ,事件 $|X_n - \mu| \leq \Delta$ 的概率 P 所要达到的置信水平 P_1 的表达式为:

$$P\{|X_n - \mu| \leq \Delta\} = P_1 \quad (1)$$

式中, Δ 为试验精度,一般取 5%、10%、15%、20% 等。 P_1 一般取 95% 和 90%。随机变量 $(X_n - \mu)/(\sigma^2/n)^{1/2}$ 服从 $\sigma=1, \mu=0$ 的标准正态分布。根据标准正态分布特性,当 P_1 给定时,例如 $P_1=95%$ 或 $90%$ 等时,则由分布表可得到:

$$P\{|(X_n - \mu)/(\sigma^2/n)^{1/2}| \leq 1.960\} = 95\% \quad (2)$$

$$\text{或 } P\{|(X_n - \mu)/(\sigma^2/n)^{1/2}| \leq 1.645\} = 90\% \quad (3)$$

由(2)、(3)可推得置信度分别为 95%、90% 时的合理取样数 N :

$$\text{当 } P_1=95\% \text{ 时: } N=3.842(\sigma/\Delta)^2 \quad (4)$$

$$\text{或当 } P_1=90\% \text{ 时: } N=2.706(\sigma/\Delta)^2 \quad (5)$$

以上是假定总体方差 σ^2 为已知时合理取样数 N 的表达式。在样本容量较小或 σ^2 未知时,只能用样本方差 S^2 来代替。这时随机变量 $(X_n - \mu)/(S^2/n)^{1/2}$ 服从 t 分布,即

$$P\{|(X_n - \mu)/(S^2/n)^{1/2}| \leq \lambda_{\alpha}^2\} = P_1 \quad (6)$$

(6)式中 λ_{α} 为 t 分布的特征值,可由显著性水平 $\alpha=1-P_1$ 和自由度 $f=n-1$ 查 t 分布表得到。此时合理取样数 N 为

$$N = \lambda_{\alpha}^2 (S/\Delta)^2 \quad (7)$$

当用样本均值近似代替总体均值时,合理采样数目为:

$$N = (\lambda_{\alpha} CV/k)^2 \quad (8)$$

(8)式中, k 为取样允许误差。如 N 大于 n ,说明合理采样数较实际数增加;小于 n ,则合理采样数较实际数减少。

2.1.3 试验土壤合理取样分析 表 2 是在 2 个不同置信度(95%、90%)、不同均值允许误差(5%、10%、15%、20%)下计算的样本容量。从表 2 可以看出,在 2 个不同的置信度和不同均值允许误差范围下,2 个土层有机质合理采样数目差异较大,这与土壤空间变异特性直接相关,变异系数大,所需样本数多,反之亦然。同时随着均值允许误差增大,所需样本数减少。在本试验中,综合考虑置信度和允许误差,取置信度为 95%,允许误差为 5% 时的采样数目为最佳,但实际采样的数目(100)大于计算数目。这一结果说明通过合理取样分析,可大幅度减少取样数目,从而节省取样和分析成本,这对草地土壤特性研究中确定合理采样有一定借鉴作用。

表 2 有机质合理采样数目

采样深度 (cm)	置信度							
	95%				90%			
	5%	10%	15%	20%	5%	10%	15%	20%
0~20	28	7	3	1	20	5	2	1
20~40	42	10	5	2	31	8	2	2

2.2 草地土壤有机质地统计学变异特征

经典统计方法除了可以判别样本分布类型外,统计均值、标准差、变异系数等仅在一定程度上反映研究区域总体养分水平及变异状况。要精确阐述有机质空间变异性必须引入地统计学。

2.2.1 地统计学原理 半方差分析为土壤养分空间变异性研究提供了有效的定量工具,可以将土壤某一性质的变异与成土过程结合起来,加深对成土过程对土壤的作用的理解^[17],是了解土壤空间特性的有效途径。半方差函数是描述土壤性质空间变异的函数,反映不同距离观测值之间的变化。半方差函数就是 2 点间差值方差的一半,其计算公式为:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_i^N [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2$$

$\gamma(h)$ 为半方差函数; h 为样点的空间间隔距

离,称为滞后距离,也可称为变程; $Z(x_i)$ 为系统某属性 Z 在空间位置 x 出现的值; $Z(x_i+h)$ 是 Z 在 x_i+h 处的值; $N(h)$ 为以 h 为间距的所有观测点的成对数目; $\gamma(h)$ 在一定范围内随 h 的增加而增大,当测点间距大于最大相关距离时,该值趋于稳定。以 $\gamma(h)$ 对 h 能够做出某特性方向上的半方差函数图。半方差函数模型有指数模型(Exponential)、球状模型(Spherical)、高斯模型(Gaussian)和线性模型(Linear)。本文采用指数模型进行分析,指数模型的半方差函数模型如下。

$$\gamma(h) = C_0 + C[1 - \exp(-h/a)], h > 0, \gamma(h) = 0, h = 0$$

式中, C_0 表示块金值(间距为0时的半方差),是由随机因素引起的变异; C 为结构方差,是由系统因素引起的变异;基台值 $C_0 + C$ 表示系统内总变异性。 a 表示观测点之间的最大相关距离,指数模型最大相关距离为 $1.73a$ 。观测值之间的距离大于最大相关距离时,说明它们之间相互独立;反之,则说明它们之间存在空间相关性^[18]。

2.2.2 有机质的空间变异特征 土壤养分空间变异(即各向异性)是由土壤类型、地形、母质以及种植制度、耕作措施等各种因素在不同方向不同尺度共同作用的结果^[4]。在实际研究中,各向同性是相对的,而各向异性是绝对的。在结构分析中最重要的是分析变异函数的各向异性及其产生的原因。因此,在本研究中只讨论有机质在不同方向的变异特征,即各向异性。各向异性分为几何异向性和带状异向性。如果变异函数在不同方向上具有相同的基台值,而变程不同,则称为几何异向性,这种异向性可以通过简单几何图

形转变为各向同性;如果不能通过简单图形转变为各向同性时,则称为带状异向性,其变异函数在不同方向上具有不同基台值,而变程相同或者不同^[19]。

土壤养分分布是由结构性因素和随机性因素共同作用的结果。结构性因素(如母质、土壤类型等)能够使土壤养分具有较强的空间相关性,而随机性因素(如施肥、田间管理、环境污染等)会使土壤养分空间相关性减弱^[20-22]。块金值与基台值之比 $[C_0/(C_0+C)]$ 反映随机因素引起的空间变异性占总空间变异性的程度,如果比值小于25%,说明变量具有强烈空间相关性。为25%~75%,说明变量具有中等强度空间相关性,大于75%,说明系统变量空间相关性很弱^[23],而结构方差与基台值之比 $[C/(C_0+C)]$ 反映自相关部分的空间变异性占总空间变异性的程度,判断空间变异的强弱与前者相反。

从表3可以看出,测定的不同土层有机质在不同方向上基台值和滞后距离不同,可以判断在二维平面的变异属于带状异向性,不同层次有机质具有强烈的空间自相关性。在0~20 cm土层,有机质在不同方向的空间自相关性则完全由结构性因子引起,如土壤类型、母质等。这可能与云雾山草地长期封育,未受到放牧活动及外来因素的干扰,草地凋落物稳定,植被较单一,根系分布均匀,对土壤作用具有较高一致性等有关,从而导致有机质具有很高的空间自相关性。20~40 cm土层有机质在某些方向的空间自相关性同时受结构性因子和偶然因子控制,这可能与上层部分土壤有机质向下迁移有关。

表3 有机质各向异性指数模型及相关参数

采样深度 (cm)	角度	C_0	$C + C_0$	$C_0/C_0 + C$	滞后距离 (m)	r^2	RSS
0~20	0°	0	18.502	0	39.822	0.958	5.354
	45°	0	22.278	0	29.289	0.939	6.100
	90°	0	20.423	0	20.589	0.800	28.052
	135°	0	22.713	0	34.500	0.964	3.774
20~40	0°	0	15.200	0	38.382	0.945	6.244
	45°	0	24.448	0	53.532	0.989	1.638
	90°	2.247	27.500	8.171	126.108	0.986	7.776
	135°	0.020	31.312	0.064	73.311	0.971	9.087

最大相关距离(滞后距离)为半方差函数随间距递增到一定程度后出现的平稳值。土壤养分各向异性变异函数的滞后距离均大于样区取样尺度范围内,说明在取样尺度内具有较好的空间自相关性。不同生态系统中同种土壤理化性质的空间自相关尺度(滞后距离)一般是不同的,这种差异主要是由于植被结构不同、表层土壤再分配引起^[24,2]。RSS是用来说明模型对被研究对象的解释效率。 r^2 是回归平方和占总平方和的百分比,其值越大,该回归模型符合理论曲线的精度越高。

3 小结

3.1 云雾山自然保护区草地土壤有机质存在空间变异性,在0~20和20~40 cm土层变异系数不同,分别为13.47%和16.85%,但均属于中等强度变异。

3.2 结合传统统计方法得到的土壤合理取样数较实际取样数有大幅度减少。减幅与要素空间变异程度呈反比。根据本研究,在5%允许误差和95%置信度时,所计算的采样数目最佳,0~20和20~40 cm土层取样数分别为28和42。

3.3 有机质存在一定的空间自相关性,空间自相关性都是由结构性因子引起,其在不同的角度上都属于带状异向性。

参考文献

[1] 彭少麟. 热带亚热带恢复生态学研究与实践[M]. 北京:北京科学出版社,2003. 317-321

[2] Cambardella C A, Mooney A T, Novak J M, et al. Field scale variability of soil properties in central low a soils[J]. Soil Sci, 1994, 58: 150-151

[3] Liang W J, Li Q, Jiang Y, et al. The effect of cultivation on the spatial distribution of nematode trophic groups in black soil[J]. Pedosphere, 2003, 13(2): 97-102

[4] 方华军, 杨学明, 张晓平, 等. 坡耕地黑土有机碳空间异质性及其格局[J]. 水土保持通报, 2005, 25(3): 20-28

[5] Journel A G, Huijbregts C. 矿业地质统计学[M]. 侯景儒, 黄竞先译. 北京:冶金工业出版社, 1982

[6] 王政权. 地质统计学及在生态学中的应用[M]. 北京:科学出版社, 1999. 21-97

[7] Bernard Barthes, Eric Roose. 表层土壤团聚体稳定

性对径流及土壤侵蚀的影响[J]. 中国水土保持, 2002, (7): 23-28

[8] 中国科学院南京土壤研究所. 土壤理化分析[M]. 上海:上海科学技术出版社, 1978

[9] 鲍士旦. 土壤农化分析[M]. 北京:中国农业出版社, 2001. 30-34

[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. 321-366

[11] 张玉铭, 胡春胜, 毛任钊, 等. 华北太行山前平原农田生态系统中氮、磷、钾循环与平衡研究[J]. 应用生态学报, 2003, 14(11): 1863-1867.

[12] 四川农业大学, 华南农业大学. 农业化学研究法(上册)[M]. 北京:农业出版社, 1990

[13] 白永飞, 许志信, 李德新. 内蒙古高原针茅草原群落土壤水分和碳、氮分布的小尺度空间异质性[J]. 生态学报, 2002, 8(22): 1225-1223

[14] 雷志栋, 杨诗秀. 土壤特性空间变异性初步研究[J]. 水利学报, 1985, (9): 10-21.

[15] 周慧珍, 龚子同. 土壤空间变异性研究[J]. 土壤学报, 1996, 33(3): 232-241

[16] 史海滨, 陈亚新, 朝伦巴根. 表层土壤盐分空间变异性及合理采样数与信息估计[J]. 内蒙古农牧学院学报, 1996, 4(17): 74-81

[17] Trangmar B B, Yost R S, Uehar. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties Advance in Agronomy[J]. Advance in Agronomy, 1985, 38: 45-94

[18] 王宏庭, 金继运, 王斌, 等. 土壤速效养分空间变异研究[J]. 植物营养与肥料学报, 2004, 10(4): 349-354.

[19] Raul S L, Jorge O S, Patricia N H. Impact of grazing on soil nutrients in Pampean grasslands [J]. Journal of Range Manage, 1995, 49: 452-457

[20] 姜勇, 张玉革, 梁文举, 等. 沈阳市苏家屯区耕层土壤养分空间变异性研究[J]. 应用生态学报, 2003, 14(10): 1673-1676

[21] 姜勇, 梁文举, 闻大中. 沈阳郊区农业土壤中微量元素[M]. 北京:中国农业科学技术出版社, 2003. 23-28

[22] Chen Y J, Lee D Y, Guo H Y, et al. Geostatistics analysis of soil properties of mid west Taiwan soils [J]. Soil Sci, 1997, 162: 291-298

[23] 邱仁辉, 杨玉胜, 俞新妥. 不同栽植代数杉木林土壤结构特性研究[J]. 北京林业大学学报, 1998, 20(4): 6-11

[24] 杨玉玲, 田长彦, 盛建东, 等. 灌淤土壤有机质、全量氮磷钾空间变异性初探[J]. 干旱地区农业研究, 2002, 20(3): 26-30

Spatial variability of organic matter in grassland soil and determination of sampling number in Yunwu Mountain natural conservation area in Ningxia

FAN Yan-ning¹, LI Shi-qing^{1, 2}, ZHENG Ji-yong², WANG Quan-ju², LI Sheng-xiu¹

(1. State Key Laboratory of Soil Erosion and Dryland Farming on Loess Plateau, Northwest A & F University; 2. Institute of Soil and Water Conservation, Ministry of Water Resource, CAS, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: Soil organic matter (SOM) distribution has obvious spatial differences as fertility index in grassland. The reasonable sampling number in field for SOM is based on the spatial variability of nutrient factor and the required data precision. The classical statistics method and geostatistics method were used to analyze the spatial variability of grassland SOM in Yunwu Mountain in a 90 m by 90 m grid. The result indicated that most of the reasonable number of SOM can be reduced sharply. SOM presented Medium Intensity Spatial Variability and normal distribution in two soil layers, and variance coefficients were 13.47% and 16.85%, respectively. Based on geostatistics method, SOM showed intensive Spatial Autocorrelation in various directions, and SOM presented zonal heterogeneity in different directions. The reasonable sampling number of grassland soil nutrients should be based on classic statistical characteristics and spatial variability.

Key words: geostatistics; spatial variability; organic matter; reasonable sampling number

中国气象局局长秦大河指出:

制止沙尘暴提法违反科学规律

“沙尘暴作为一种自然现象,是不可能被消灭的,所谓制止沙尘暴,实际是违反科学规律的。”全国政协委员、中国气象局局长秦大河说,“沙尘暴给人类造成损失的同时,也有其正面效应,说到底,没有沙尘暴就没有中国,就没有我们中华民族。”

秦大河解释说,沙尘暴的形成已经有几百万年的历史了,而人类有文字记载亦不过三、五千年。在数百万年的历史长河中,由于沙尘暴,形成了近百万平方公里的黄土高原,黄河穿过黄土高原,把大量的尘土冲击下来,沉积而成华北平原。黄土高原是我们中华民族的发祥地,如果没有黄土高原,就没有华北平原,那就没有了我们的中华民族。要消灭存在了几百万年的自然规律,是不现实的。

秦大河员进一步解释说,沙尘暴也不仅仅只给人类造成损失,它从亚洲大陆推进到太平洋,输送到大气中的矿物气溶胶是形成大气降水所必需的凝结核,大量矿物质随雨水降落到海洋里,养活了一批浮游生物,虾吃浮游生物,鱼吃虾,人类吃鱼,又形成一条完整的生物链。这样一种人与自然的科学关系问题,远远不能用爱好与否或喜欢与否来评价。

秦大河最后强调,当然更不能忽略沙尘暴给人类造成的巨大损失,但目前完全消灭它是不现实的,人类能做的就是治理它,尽量减小它所带来的负面影响。西部大开发提出的退耕还林还草和生态环境保护,都是治理沙尘暴的可行措施。

(张莉)