

基于主成分分析的黄土沟壑区土壤肥力质量评价 ——以长武县耕地土壤为例

黄 婷,岳西杰,葛玺祖,王旭东*

(西北农林科技大学, 陕西 杨凌 712100)

摘 要:以陕西省长武县所处的黄土高原沟壑区土壤为研究对象,通过主成分分析并结合 Norm 值的方法,筛选出活性有机质、全氮、速效磷、速效钾、粘粒、CEC、过氧化氢酶、磷酸酶和转化酶等 12 项指标,建立了黄土沟壑区土壤综合质量评价的最小数据集(MDS)。采用客观方法(主成分分析法)以及主客观相结合的方法确定了两种类型的权重系数,分别计算了土壤综合质量指数,发现两种方法计算所得的土壤综合质量指数之间具有很好的一致性。另外,把由主成分分析法计算的土壤综合质量指数与利用偏相关系数法计算出的土壤综合质量指数进行了线性回归分析,两者之间达到极显著相关,说明用主成分分析法在该地区进行土壤质量综合评价是客观可行的。各因子的隶属度表明,活性有机质是该地区主要的限制性因子,全氮次之。几种不同方法计算的土壤质量表明,果园土壤质量优于农田土壤的,不同地形部位土壤质量比较发现,塬面的土壤质量相对最高,坡地(梯田)次之,河滩地相对最低。

关键词:土壤质量评价;主成分分析,最小数据集,权重确定;黄土沟壑区

中图分类号: S153.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-7601(2010)03-0141-07

土壤质量问题在全世界受到广泛关注并展开大量研究,土壤质量评价是农业可持续发展研究的重要内容之一^[1,2]。土壤质量是土壤特性的综合反映,也是揭示土壤条件动态的最敏感的指标,因而能体现自然因素及人类活动对土壤的影响。而土壤质量的核心之一是土壤生产力,基础是土壤肥力质量。土壤肥力质量是土壤的本质属性,土壤肥力质量的高低直接影响着作物生长,影响着农业生产的结构、布局和效益等方面。但各种土壤肥力质量有着性质上的差异和高低之分,因此,如何科学、合理、实用地评价土壤肥力质量,为指导农业生产提供理论依据,显得尤为重要。

土壤质量评价中指标的选择非常重要,每个土壤理化、生物学属性都可能是最终评价因子,但对于特定区域从候选指标数据集中选出一个能最大限度地代表所有候选指标的最小数据集(MDS)^[3]对土壤质量评价具有非常重要的意义。土壤肥力质量是反映土壤保持生物生产力、环境质量以及动植物健康能力的土壤的内在属性,是许多物理、化学和生物学性质及其形成过程的综合体现。近年来有很多关于土壤质量评价方法的论述^[4-6],聚类分析、因子分析、主成分分析被用于土壤质量的综合评价^[7-9]。本文选择能反映土壤质量特性的定量因子^[10],利用

主成分分析的方法,以陕西省长武县为代表,着重研究黄土高原北部沟壑区的土壤质量现状,阐明不同地形部位、不同土地利用方式(农田、果园)的土壤质量差异,从而为黄土沟壑区土壤的可持续利用提供科学的理论依据。

主成分分析方法的测算步骤比较规范,大部分过程可通过计算机处理,各原始指标的比重不受人为影响,分析结果相对客观科学,有利于提高测算结果的准确性与可靠性。因此,本文在李桂林^[11]等人的研究方法基础上采用主成分分析法来计算长武县北部地区土壤质量水平,运用 SPSS16.0 统计分析软件对数据进行处理,并在此基础上提出相应的政策建议。

1 研究地区与研究方法

1.1 研究区概况

本次研究主要在长武县北部塬区进行,长武县位于陕西省西北黄土高原丘陵沟壑区,属于渭北与陇东高原结合部的过渡地带。海拔高达 1 200 m,年均降雨量 578.5 mm,年均气温 9.1℃,无霜期 171 d,属暖温带半湿润大陆型季风气候,是典型的雨养农业区。土壤为黄盖粘黑垆土,土壤养分含量、地貌特征在黄土高原沟壑区很好的代表性^[12]。该地区是

收稿日期:2009-12-14

基金项目:中国科学院知识创新工程重大项目(KSCX1-YW-07)

作者简介:黄 婷(1985—),陕西咸阳人,硕士研究生,研究方向为土壤化学。E-mail: edi294@163.com。

*通讯作者:王旭东(1965—),男,教授,博士生导师,主要从事土壤化学、土壤肥力等研究工作。E-mail: wangxudong01@126.com。

一个半湿润向半干旱过渡的地带,塬面、坡地(梯田)、河滩地并存。主要粮食作物有冬小麦、春玉米。20世纪80年代以后,果树(苹果)种植大量发展,由粮食生产基地转变为果粮生产基地。

1.2 样品采集

本次研究所用样品均于2008年9月作物收获后一次性采集101个点,所采集的样品涵盖了河滩、坡地以及塬面等几种地形部位,采集了果园(0~20 cm、20~40 cm土层)和农田(0~20 cm土层)的土壤样品,其中以果园一塬面上的采样点最多,占总采样量的36%,其次是农田一坡地占到总量的20%。

1.3 测定方法

土壤有机质测定采用重铬酸钾外加热氧化法,易氧化有机质测定采用袁可能改进法,全氮采用半微量凯氏法,速效磷采用Olsen法,速效钾采用醋酸铵浸提-原子吸收法,碱解氮采用康维皿扩散法^[13]。其它为常规方法。

1.4 数据统计分析

本文利用Spss软件的Descriptive Statistics描述统计和Factor Analysis因子分析以及Excell软件对试验数据进行统计分析处理。

2 评价指标体系的建立和指标权重的确定

2.1 土壤质量评价指标最小数据集(MDS)的建立

进行土壤质量评价必须先大量土壤理化、生物学参数中选取对土壤质量敏感的评价参数构成最小数据集(MDS)。在过去确定土壤质量MDS的方法中,数理统计方法、尤其是主成分分析(PCA)应用最广泛。PCA法能在一定程度上通过对数据的筛选,减少参评土壤性质的数量,解决了数据冗余的问题,但是在减少参评因子数量的同时却引起这些因子所包含的土壤质量信息在一定程度上的丢失,因此目前基于PCA的评价很少能既最大限度地减少数据冗余,又能尽可能少地丢失参评土壤因子所包含的土壤质量信息。例如,近年来Andrews等^[3]提出的以主成分分析(PCA)选择对样本总方差的解释力>5%的所有主成分,然后选择每个主成分中特征值最大那个变量进入最小数据集的方法得到广泛认可^[14-16]。Andrews等选取每个主成分(PC)中因子荷载值在最高荷载值10%以内的所有因子进入MDS,这很容易就导致数据的冗余。而Yemefack等人则选取每个PC中综合得分最高的因子进入MDS,若该综合得分最高的因子与该PC中某评价参数的相关性很低,那么得分最高的因子显然不能覆

盖该因子的信息,这样必然损失了部分土壤质量信息。Andrews^[3]和Yemefack等^[16]在利用PCA选取MDS评价参数时,往往只考虑某变量在一个PC上的荷载,这样就存在该变量在其他特征值 ≥ 1 的PC上的信息就会丢失的缺陷。为了避免这一问题,本论文通过计算变量的Norm值(矢量常模)的方法来克服此缺陷。Norm值的几何意义为该变量在由主成分组成的多维空间中的矢量常模(Norm)的长度,长度越长,则表明该变量对所有主成分的综合荷载越大,其解释综合信息的能力就越强。Norm值的计算如下:

$$N_{ik} = \sqrt{\sum_{i=1}^k (U_{ik}^2 \cdot \lambda_k)}$$

式中, N_{ik} 是第*i*个变量在特征值 ≥ 1 的前*k*个主成分上的综合荷载; U_{ik} 是第*i*个变量在第*k*个主成分上的荷载; λ_k 是第*k*个主成分的特征值。

对所测定的19项土壤属性进行主成分分析,结果表明(表1),特征值大于1的有5个主成分,其累积贡献率达74%,可见,5个主成分可以解释大部分土壤属性指标的变异性。通过PCA分析,依据土壤属性的分组原则进行分组^[11],将特征值 ≥ 1 和因子荷载 ≥ 0.5 选为一组,分组后,每组中总分值在最高总分值10%范围内的参数被选取,然后分析每组中所选参数间的相关性,若高度相关($r > 0.5$),则选取总分值最高的进入最终的MDS。若相关性很低,则全部进入最终的MDS^[11]。由表1可以看出,有机质、活性有机质、全氮、脲酶、碱解氮、磷酸酶、转化酶、CEC、pH进入第一组,活性有机质与有机质(0.974**)、全氮(0.764**)、碱解氮(0.775**)之间有很高的相关性,结合四者的Norm值大小可以将有机质和碱解氮被剔除,此外活性有机质和磷酸酶(0.829**)、脲酶(0.628**)等也有很高的相关性,因此,最终进入MDS的第一组参数包括活性有机质、全氮、磷酸酶、转化酶、CEC、pH。在第二组里Fe和Mn(0.844**)、Cu(0.837**)有很高的相关性,因此Mn被剔除掉。在第三组里,全磷和速效磷的相关系数是0.646**,故选择速效磷进入MDS,第四组和第五组只有过氧化氢酶和粘粒各一个。定量评价土壤质量宜选择中度、高度敏感的指标,变异系数<10%为不敏感界限^[17],由于pH(2.4%)、全钾(5.8%)的变异系数小于10%(表2),所以pH和全钾被剔除。综上所述,最终进入评价指标最小数据集MDS的土壤参数有活性有机质、全氮、速效磷、速效钾、粘粒、CEC、Fe、Cu、Zn、过氧化氢酶、磷酸酶和转化酶等12项指标。

表1 土壤属性因子载荷矩阵、公因子方差、权重和 Norm 值
Table 1 Soil properties of factor pattern, common factor variance, weights, and Norm values

土壤属性 Soil properties	分组 Packet	主成分 PCA					Norm 值
		PC-1	PC-2	PC-3	PC-4	PC-5	
有机质 Organic matter	1	0.883	-0.356	-0.118	-0.015	0.041	2.3163
活性有机质 Active organic matter	1	0.891	-0.360	-0.113	-0.006	0.036	2.3368
全氮 Total nitrogen	1	0.812	-0.204	0.060	0.023	0.026	2.0785
脲酶 Urease	1	0.762	0.022	0.092	-0.127	0.025	1.9306
碱解氮 Alkali-hydrolysable N	1	0.761	-0.340	0.057	-0.199	0.054	2.0210
磷酸酶 Phosphates	1	0.695	-0.410	-0.303	-0.119	0.293	1.9744
转化酶 Invertase	1	0.622	-0.168	-0.353	-0.011	0.297	1.7111
CEC	1	0.577	-0.140	-0.046	0.362	-0.420	1.5924
pH	1	-0.5	-0.052	-0.281	0.401	0.331	1.5287
Cu	2	0.491	0.764	-0.098	-0.017	-0.091	1.8224
Fe	2	0.550	0.698	-0.170	-0.180	-0.183	1.8796
Mn	2	0.508	0.673	-0.323	-0.069	0.020	1.8033
Zn	2	0.379	0.623	0.280	0.212	0.161	1.5325
全钾 Total K	2	0.405	0.583	0.063	0.280	0.188	1.4872
速效磷 Available P	3	0.352	-0.018	0.785	0.051	-0.043	1.4914
全磷 Total P	3	0.374	0.023	0.733	0.115	-0.042	1.4683
速效钾 Available K	3	0.094	-0.08	0.543	0.369	0.477	1.0872
过氧化氢酶 Catalase	4	0.127	0.051	-0.555	0.600	0.059	1.1310
粘粒 Clay	5	0.259	-0.345	-0.031	0.462	-0.548	1.1771
主成分特征值 Principal component eigenvalue		6.347	3.014	2.323	1.249	1.106	
主成分方差贡献率 % of Variance (%)		33.41	15.861	12.226	6.573	5.823	
主成分累积贡献率 Cumulative (%)		33.41	49.268	61.494	68.067	73.890	

表2 土壤属性描述性统计量
Table 2 Descriptive statistics of soil properties

土壤属性 Soil properties	N	描述统计量 Description statistics				
		极小值 Min.	极大值 Max.	均值 Average value	标准差 Standard deviation	变异系数 (%) Coefficient of variation
有机质 Organic matter	101	5.2	18.1	11.2	2.4	21.7
活性有机质 Active organic matter	101	1.1	7.0	4.5	1.1	24.8
全氮 Total nitrogen	101	0.6	1.3	0.9	0.2	16.3
全磷 Total phosphorus	101	0.6	1.6	0.9	0.2	25.1
全钾 Total potassium	101	16.7	25.1	21.4	1.2	5.8
碱解氮 Alkali-hydrolysable N	101	14.0	73.5	41.5	10.4	25.2
速效磷 Available P	101	1.4	96.8	16.5	15.6	94.5
速效钾 Available K	101	63.1	438.7	216.7	99.6	46.0
粘粒 Clay	101	18.2	55.0	35.2	7.5	21.4
CEC	101	11.3	23.5	17.7	2.6	14.5
pH	101	7.9	8.8	8.3	0.2	2.4
Fe	101	2.5	11.8	6.1	2.2	36.7
Mn	101	7.2	32.0	20.1	7.1	35.5
Cu	101	0.5	2.4	0.9	0.4	46.7
Zn	101	0.2	3.4	0.9	0.5	60.0
过氧化氢酶 Catalase	101	11.5	18.4	15.4	1.5	9.9
磷酸酶 Phosphates	101	7.3	45.7	27.9	8.8	31.5
转化酶 Invertase	101	137.4	604.4	339.6	95.5	28.1
脲酶 Urease	101	5.5	89.9	42.6	21.1	49.5

2.2 土壤质量评价指标权重的确定

在土壤指标权重的确定中大致有三大类方法,一是主观赋值法,二是客观赋值法,三是主客观结合赋值法。本研究运用主成分分析确定权重的客观赋值法(权重 1)基础上,又结合专家综合打分来确定权重(权重 2),并采用这两种权重(权重 1、权重 2)进行土壤综合质量评价。主成分分析法确定权重主要是应用某指标的公因子方差占有所有指标公因子方差

总和的比例来表示的,本文运用的主客观赋值法是在主成分分析的基础上,将筛选出来的 12 项指标按照土壤养分 60%(活性有机质、全氮、速效磷、速效钾)、土壤环境因子 20%(粘粒、CEC)、土壤微量元素(Fe、Cu、Zn)和土壤微生物各 10%(过氧化氢酶、磷酸酶、转化酶)的比例分为四大类,每项指标的权重则由主成分确定的权重乘以各自所在类的权重比例系数,具体权重值见表 3。

表 3 土壤肥力指标权重
Table 3 The weight of soil fertility factors

指标权重 Weight	活性有机质 Active organic matter	全氮 Nitrogen	速效磷 Available P	速效钾 Available K	CEC	粘粒 Clay
公因子方差 Common factor variance	0.907	0.714	0.714	0.55	0.655	0.728
权重 1 Weight 1 (%)	10.490	8.258	8.258	6.361	7.576	8.420
权重 2 Weight 2 (%)	22.254	17.519	17.519	13.495	5.357	5.954
指标权重 Weight	Fe	Cu	Zn	过氧化氢酶 Catalase	磷酸酶 Phosphates	转化酶 Invertase
公因子方差 Common factor variance	0.835	0.898	0.717	0.425	0.829	0.674
权重 1 Weight 1 (%)	9.658	10.386	8.293	4.916	9.588	7.796
权重 2 Weight 2 (%)	3.415	3.672	2.932	1.738	3.390	2.756

从两种方法确定的权重值大小明显看出,客观赋值法没有凸显出土壤主要养分指标的权重,有将权重平均化的趋势,而结合专家打分法(专家打分主要依据专家的经验来确定各养分的权重大小)所得的综合权重值突出了土壤养分指标的作用。

3 土壤因子的隶属度

各因子对土壤质量的影响是一个模糊的概念,而在模糊评价中是以隶属度来划分客观事物中的模糊界限,隶属度可用隶属度函数来表达。根据各因子对土壤质量的效应,隶属度函数可分为 S 型和抛物线型,为了方便计算,将这两种函数转化为相应的折线型函数^[3],根据已有的研究资料以及研究区域

在不同利用方式下的肥力特征,本研究确定了各因子在折线函数中拐点的取值(见表 4),根据本研究确定的最小数据集各指标的性质,评价指标选用 S 型(正相关型)隶属度函数。属于这种类型的评价因子,其指标越高,表明评价对象质量越好,但达到一定临界值后,其效用也趋于恒定。S 型隶属度函数为:

$$f(x) = \begin{cases} 1.0, & x \geq x_2 \\ 0.9(x - x_1)/(x_2 - x_1) + 0.1, & x_1 \leq x < x_2 \\ 0.1, & x < x_1 \end{cases}$$

式中, x_1 、 x_2 为这种类型质量评价指标在曲线中的转折点。

表 4 隶属度函数曲线中转折点的取值

Table 4 The values of the turning point in membership function curves

转折点 Turning point	活性有机质 Active organic matter	全氮 Nitrogen	速效磷 Available P	速效钾 Available K	粘粒 Clay	CEC
x_1	2.4	0.5	3	50	15	5
x_2	12	1.5	25	350	45	20
转折点 Turning point	Fe	Cu	Zn	过氧化氢酶 Catalase	磷酸酶 Phosphates	转化酶 Invertase
x_1	2	0.4	0.2	10	7	130
x_2	10	2	2	20	40	450

从图1看出,在总体样本隶属度均值折线图可以看出,活性有机质的隶属度均值最小(0.29),全氮(0.37)次之,表明土壤活性有机质和全氮是该地区土壤肥力质量主要的限制性因子。无论是果园土

壤还是农田,其阳离子交换量(CEC)的隶属度值在各项土壤因子中最高,说明该区域土壤的阳离子交换量不是限制性因子。

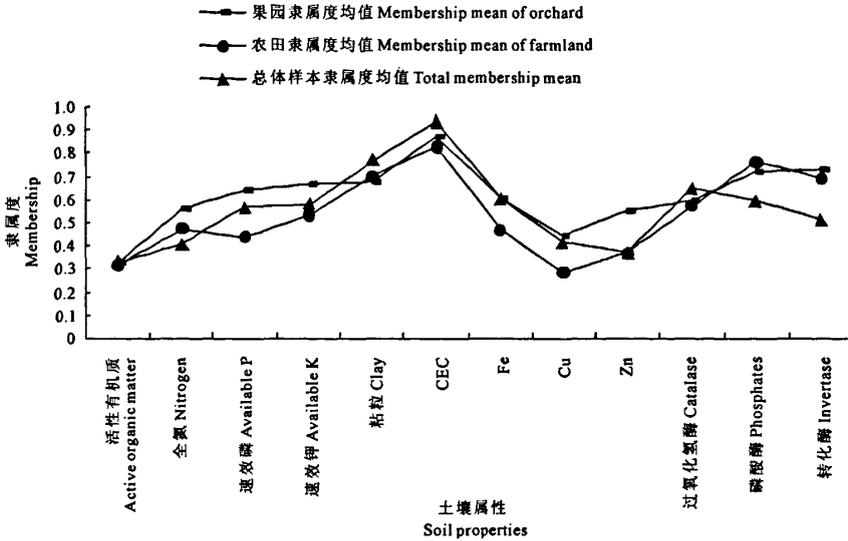


图1 土壤属性隶属度均值分布图

Fig.1 Distribution of average value to soil properties' membership

另外,从图2不难看出塬面果园土壤的多数指标隶属度值高于农田土壤各地形部位,尤其是塬面果园土壤活性有机质的隶属度明显高出农田土壤,表明果园土壤有机质总量充足。由于农田随着作物收获而使大量秸秆带出土壤,从而导致农田有机质输出大于投入,而果园恰恰相反,随着果园的成熟大

量枯枝落叶进入土壤增加了有机质总量,为活性有机质的增加提供了很好的总量储备。其次与该地区大多数农民目前将土壤肥力较高的塬面农田转变为果树种植有关,果园由于经济效益较好,果农投入大量的无机肥、有机肥以及微量元素肥料等,从而使果园土壤多数因子的隶属度值高于农田土壤的。

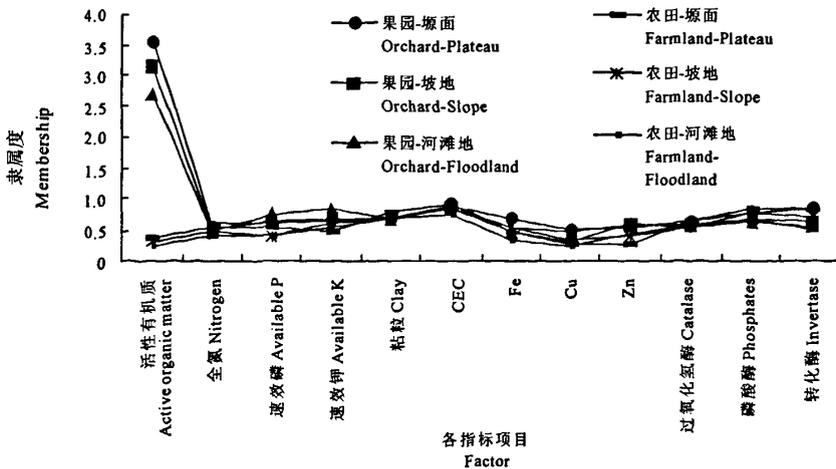


图2 各地形部位隶属度均值分布图

Fig.2 The distribution of membership in different parts of the terrain

4 土壤综合质量评价

土壤质量指数法是目前应用最广的一种土壤综合质量评价方法。常用的计算方法有:直接叠加法、加权求和法、综合评价模型等。本文采用加权求和指数 ADD FQI(additive fertility quality index),其数学表达式分别为:

$$FQI = \sum_{i=1}^n W_i \cdot F_i$$

其中, W_i 、 F_i 分别是第 i 个因子的权重和隶属度, n 是参评因子数。

采用前述权重方法(权重 1, 权重 2)对土壤质量分别进行计算, 所得结果见图 3。以权重 1 计算的土壤综合质量指数介于 27.49 ~ 76.31, 其中有 37.33% 的土壤 FQI 值达到 60 分以上, 约 54.67% 的土壤 FQI 值在 40 ~ 60 分之间。以权重 2 计算的土壤质量综合指数介于 23.08 ~ 77.33, 其中 22% 的土壤 FQI 值达到 60 分以上, 约 63.01% 的土壤 FQI 值落在 40 ~ 60 分之间。总体看来, 两种权重方法计算的土壤综合质量指数相近(权重 1 确定的 FQI 指数稍大于权重 2 确定的 FQI 指数)。说明这两计算方法有一定的一致性。

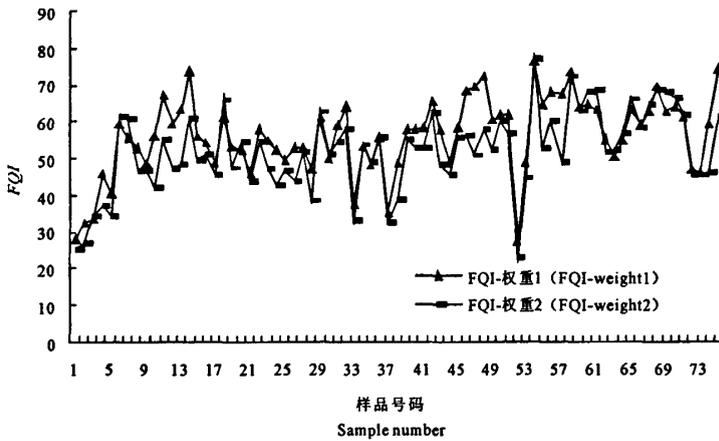


图 3 土壤质量指数分布图
Fig.3 Distribution of soil quality index

土壤质量综合指数反映出, 该地区土壤质量属于中等。果园土壤质量 FQI 指数果园略高于农田土壤(见图 4), 这与农民对果园投入较高有关, 意味着当地由粮食生产基地发展为果—粮生产基地的过程中, 土壤综合质量不但没有下降, 而且有一定的提升。从地形部位上看, 塬面土壤质量最好, 坡地(梯田)次之, 河滩地土壤质量相对较低。这与实地的田块调查结果完全一致。另外, 从图 3 也可以看出, 随着果园种植年限的增加, 土壤质量其变动范围不大, 平均在 63.45 分左右。其中 5 ~ 15 a 果园土壤质量略低于 < 5 a 的和 > 15 a 的, 但差异不明显, 这可能与 5 ~ 15 a 果树正处在青壮年时期、生长旺盛、需肥量较大, 土壤养分相对耗竭较多有关。随着果园种植年限的增加, 果园土壤质量并没有出现退化现象。其次, 以 5 ~ 15 a 果园为例, 果园土壤下层速效磷比上层下降近 37%, 活性有机质下降了 19%^[18], 果园表层土壤质量明显优于下层土壤, 这主要与果树根系较深, 对 20 ~ 40 cm 土层养分的吸收量大有关, 具体更深层次的原因需待进一步的研究。

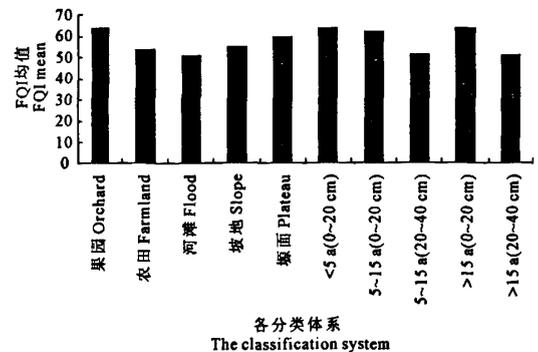


图 4 由权重方法 1 确定的 FQI 指数分布图
Fig.4 The distribution of FQI index determined by the first method

为了验证主成分分析在土壤质量评价中其指数的真实性和正确性, 本论文分别采用偏相关分析法和主成分分析法(即权重 1 - 客观赋值法)确定权重, 对最终计算出的综合指标值 FQI 作比较分析。结果表明(见图 5), 这两种方法间相关性很好, 其函数关系为 $y = 1.065x - 0.1935$ ($r^2 = 0.9963$)。通过

偏相关分析法来确定权重,进而计算土壤质量一般被认为是比较客观可靠的方法。主成分分析法与偏相关分析法所得结果一致,这说明主成分分析法也能适宜于该区域的土壤质量评价,且评价结果具有客观性。

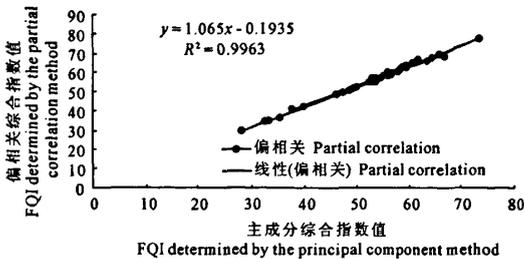


图5 偏相关法与主成分分析法线性回归分析图

Fig.5 Linear regression analysis diagram between the partial correlation method and principal component analysis

5 结论

1) 为避免主成分分析法在确定最小数据集时可能会引起变量在其他特征值1的主成分上信息的丢失,本文采用主成分分析并结合 Norm 值,筛选出活性有机质、全氮、速效磷、速效钾、粘粒、CEC、过氧化氢酶、磷酸酶和转化酶等12项指标,建立了黄土高原沟壑区土壤综合质量评的最小数据集(MDS)。

2) 利用模糊数学法建立各评价指标的隶属函数,发现活性有机质的隶属度值最低,是该地区主要的限制性因子,全氮次之;CEC的隶属度值最高,说明该地区土壤的保肥能力较强。果园土壤多数指标的隶属度高于农田的,反映出农田转化为果园后土壤的多数属性指标得到改善和提高。

3) 利用客观赋值法(主成分分析法)和主客观赋值法分别确定了不同因子的权重,并对由二者分别计算的土壤综合质量指数做比较。结果表明,两种权重计算的土壤质量指数有很好的-致性,因此,采用主成分分析法确定权重具有客观性,且对于当地的土壤质量评价是可行的。

4) 通过偏相关分析法验证了本文所采用的主成分分析法评价的结果。对偏相关分析法、主成分分析法分别计算的土壤综合质量指数作线性回归分析。结果表明这两种方法间具有很好的相关性($r^2 = 0.9963$)进一步说明利用主成分分析法分析该

区域土壤质量的可行性。

5) 几种方法计算的土壤质量均表明,果园土壤质量优于农田土壤的,不同地形部位下塬面的土壤质量最高,坡地的次之,河滩地的最差。

参考文献:

- [1] 郑昭佩,刘作新.土壤质量及其评价[J].应用生态学报,2003,14(1):131-134.
- [2] 张桃林,潘剑君,赵其国.土壤质量研究进展与方向[J].土壤,1999,31(1):1-7.
- [3] Andrews S S, Karlen D L, Mitchell J P. A comparison of soil quality indexing methods for vegetable production systems in Northern California Agriculture[J]. Ecosystems and Environment, 2002,90:25-45.
- [4] 张华,张甘霖.土壤质量指标和评价方法[J].土壤,2001,33(6):326-330.
- [5] 骆伯胜,钟继洪,陈俊坚.土壤肥力数值化综合评价研究[J].土壤,2004,36(1):104-106.
- [6] 张贞,魏朝富,高明,等.土壤质量评价方法进展[J].土壤通报,2006,37(5):999-1006.
- [7] 吕晓男,陆允甫,王人潮.土壤肥力综合评价初步研究[J].浙江大学学报(农业与生命科学版),1999,25(4):378-382.
- [8] 曹承绵,严长生,张志明.关于土壤肥力数值化综合评价的探讨[J].土壤通报,1983(4):13-15.
- [9] 陈加兵,曾从盛.主成分分析、聚类分析在土地评价中的应用——以福建沙县夏茂镇水稻土为主要评价对象[J].土壤,2001,33(5):243-246.
- [10] 孙波,赵其国.红壤退化中的土壤质量评价指标及评价方法[J].地理科学进展,1999,18(2):118-128.
- [11] 李桂林,陈杰,孙志英,等.基于土壤特征和土地利用变化的土壤质量评价最小数据集确定[J].生态学报,2007,27(7):2715-2724.
- [12] 王旭刚,郝明德,张春霞,等.王东沟小流域土壤养分变化研究[J].水土保持研究,2003,10(1):81-84.
- [13] 鲍士旦.土壤农化分析[M](三版).北京:中国农业出版社,2000.
- [14] Norteliff S. Standardisation of soil quality attributes I agriculture[J]. Ecosystems and Environment, 2002,88:161-168.
- [15] Barrios E, Dolve R J, Bekunda M, et al. Indicators of soil quality A South-South development of a methodological guide for linking local and technical knowledge[J]. Geoderma, 2006,135:248-259.
- [16] Yemefack M, Jetten V G, Rossiter D G. Developing a minimum dataset for characterizing soil dynamics in shifting cultivation systems[J]. Soil & Tillage Research, 2006,86:84-98.
- [17] 许明祥,刘国彬,赵允格.黄土丘陵区土壤质量评价指标研究[J].应用生态学报,2005,16(10):1843-1848.
- [18] 黄婷,葛玺祖,岳西杰,等.黄土高原沟壑区不同利用方式与坡位下土壤养分状况研究[J].现代农业科学,2009,16(9):49-52.

(英文摘要下转第187页)

Effects of exogenous spermidine on photosynthesis of tomato seedlings under drought stress

ZHANG Chun-mei^{1,2}, ZOU Zhi-rong², HUANG Zhi², ZHANG Zhi-xin²

(1. Department of Agricultural Science, Hexi University, Zhangye, Gansu 734000, China;

2. Department of Horticulture, Northwest A & F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: Two cultivars were used as test materials and the effect of exogenous spermidine (Spd) on photosynthesis of tomato (*Lycopersicon esculentum* M.) seedlings under drought stress induced by 7.5% polyethylene glycol (PEG6000) was studied in hydroponics culture. The results showed that drought stress caused a significant decrease in the net photosynthetic rate(Pn), transpiration rate(Tr), stomatal conductance(Gs) and intercellular CO₂ concentration(Ci) of tomato seedlings. The intracellular CO₂ concentration(Ci) was significantly higher than that of the control during the later period of drought stress, which suggested that the decrease in Pn in tomato seedlings' leaves mainly resulted from the stomatal limitation during the earlier period of stress, but non-stomatal limitation during the later period. Compared with the drought treatment, exogenous Spd increased Pn, Gs and Tr in the seedling leaves of the two tomato cultivars and decreased Ci during the later period under drought stress. These results indicated that exogenous Spd could improve photosynthesis of tomato seedlings by preventing stoma closure and stimulating CO₂ uptake. The mitigative effects of exogenous Spd in drought-sensitive cv. Huangguan were greater than those in high drought-resistant cv. Maofen802.

Keywords: drought stress; tomato; spermidine; photosynthesis

(上接第 147 页)

Evaluation of soil quality on gully region of loess plateau based on principal component analysis

HUANG Ting, YUE Xi-jie, GE Xi-zu, WANG Xu-dong*

(Northwest A & F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: In this paper, we made the Loess Plateau of Changwu County in Shaanxi Province as the research object. The principal component analysis (PCA) combined with Norm values were employed to select the indexes and establish the minimum data set (MDS), in which 12 indexes such as labile organic matter, total nitrogen, available phosphorus, potassium, clay, CEC, catalase and phosphatase enzyme were selected as representatives for calculating soil quality index. Two kinds of weight coefficients were determined by using objective method from PCA and a combination of subjective and objective methods respectively, and soil quality index was calculated. The results showed that the soil quality index calculated by two kinds of weight coefficients had a good consistency. In addition, the soil quality index calculated by the PCA method was correlated to that calculated by the integrated partial correlation coefficient method, indicating that PCA is suitable for soil quality assessment in this region. Values of membership functions of the index revealed that labile organic matter is a major limited factor in this region, and the total nitrogen is the second. Soil quality index calculated by different methods all showed that soil quality of the orchard is better than that of farmland, and soil quality in different landform positions is in the order of table-land > slope-land > bottom-land.

Keywords: principal component analysis; MDS; weight; soil quality assessment