

近 20 年太湖流域典型区土壤养分 时空变化及驱动机理*

陈 浮¹ 濮励杰¹ 曹 慧³ 彭补拙¹ 杨桂山² 周生路¹

(1 南京大学城市与资源学系, 南京 210093; 2 中国科学院南京地理与湖泊研究所, 南京 210008;

3 中国科学院南京土壤研究所, 南京 210008)

摘 要 长期的定位采样试验研究了近 20 年锡山市甘露乡土壤表层(0~20cm)中有
机质、全氮、速效氮、速效磷、速效钾等土壤养分的时空变化趋势,并分析了土壤养分波动与国
家政策、耕作方式、农业投入和单位面积农业纯收益之间的相互关系。结果表明:20 年间土
壤养分质量总体上呈现先减后增的变化趋势。有机质呈现先减后增的变化趋势,且与耕作措
施的改变有密切关系。全氮和速效氮呈持续上升趋势,上升幅度大于 100%,与氮肥使用量
不断上升密切相关。速效磷、速效钾呈持续下降趋势,与磷肥、钾肥使用过少有关。国家政
策和耕作方式、种植制度对 SNQI 影响十分明显,标准农业投入与土壤养分质量指数呈正相关关
系,单位面积标准农业纯收益与土壤养分质量指数呈负相关关系。

关键词 土壤养分, SNQI, 驱动机理, 太湖流域

中图分类号 S141

人口增加、经济发展对土地资源的压力日益增大,导致土地退化和污染十分严重^[1]。
人为引起的土壤变化及对人类生活和生态环境的影响倍受人们关注^[2~4]。目前,土壤质
量是全球生物圈可持续发展的重要因素之一^[5],亦是农业发展、土壤管理和土地利用的可
持续评估、判断准则^[6]。许多学者对土壤质量的定义、表征方法和策略进行了研究,尽管
或多或少存在差异,但均包含了土壤的作物生产能力、食物安全和动物与人类的健康^[7]。
土壤养分与作物生产能力、粮食安全、生态环境和人类健康密切相关,是土壤质量变化最
基本的表征和核心研究内容^[8]。土壤质量具有时空分异特征,必须比较或分析两个或多
个时相变化才能更好地了解土壤质量变化的本质和机理^[9]。

目前,土壤养分变化研究存在着三个明显的缺陷:(1) 区域尺度上的研究不能直接反
映时间上的变化。WRB 和 UNEP 的全球人为引起的土壤退化评价和状况图、中国土壤退
化图均仅依据当时的土壤性状进行分析^[10~12],因此,这些研究不能反映土壤退化本质是
一个时空动态进程,更不能区分退化的人为过程和自然过程^[13];(2) 尽管一些研究注重时
间尺度上的变化,但限制于中、短时间尺度(1~3 年或 5~10 年)上的田块试验、盆栽试
验。因此,不能反映野外大范围、长时间尺度下的土壤养分时空变化;(3) 土壤养分变化
研究过分局限于自然过程和生态环境背景,分析土壤污染、土壤酸化、盐渍化和干旱化等

* 国家自然科学基金重点资助项目(49831070)

收稿日期:2001-03-03;收到修改稿日期:2001-08-20

的影响。忽视了土壤养分变化是自然和人为综合影响的结果。这对了解土壤质量变化的根本原因是至关重要。本文通过野外调查、采样分析和资料收集,运用地理信息系统(GIS)技术,对近 20 年锡山市甘露乡土壤养分时间变化特征和空间分异规律进行了研究,分析土壤养分变化与国家政策、耕作方式、农业投入和单位农田纯收益等人文驱动力之间的关系。

1 研究区域、采样分析和研究方法

1.1 研究区域

本研究区域为无锡市甘露乡,位于东经 $120^{\circ} 03'$,北纬 $31^{\circ} 18'$,总面积 27.73km^2 。该区地貌为典型的太湖河网平原,属于北亚热带季风性气候,年平均降水为 1072mm ,常年平均温度 15.5°C ,无霜期达 226d,年均日照时数达 1924.2h ,作物生长季节积温 5475.8°C 。土壤类型为黄泥土和乌泥土,成土母质为太湖沉积物,土壤性状比较均一(图 1)。本区农田生产力高,垦殖指数高,机械化程度高,且耕地减少远远小于周边地区,仅相当于全市平均水平的 40%(表 1)。种植制度以冬小麦—夏水稻的一年两熟制为主,少部分是间套种植。近几年广泛采用冬油菜—夏水稻的轮作方式。

表 1 研究区基本概况

Table 1 General situation of studied area

年份 Year	国内生产总值 Gross domestic production ($\times 10^4$)	人口 Population	耕地面积 Area of arable land (hm^2)	垦殖指数 Per cent of area of arable land (%)	粮食单产 Crop output (kg hm^{-2})	农用机械总动力 Power of agricultural mechanic(kW)
1981	5645	22772	1677.5	60.49	10314.8	6523.5
1999	22870	21814	1256.1	45.30	12156.4	30660.4

1.2 采样分析

本研究起迄年份为 1981~2000 年,土壤监测数据分三个部分:(1) 1981 年底采样,1983 年底完成的全国第二次土壤普查数据,共 94 个剖面;(2) 1986 年无锡县土肥站开始实行农业肥料定位监测试验,之后每隔 4 年重复采样,每次采集 44 个 0~20cm 表层土壤样品,分析有机质、全氮、全磷、速效氮、速效钾、速效磷、pH 等 9 项;(3) 根据土壤普查和农业肥料定位试验的样点分布,2000 年 9 月在研究区选取样点 77 个。每一采样点向四周辐射约 10m 选 4 个点,呈梅花状采样,取 0~20cm 表层土壤的 5 个点混合样品,测定有机质、全氮、速效氮、速效钾、速效磷、pH 等 6 项。1981 年样品分析方法:有机质为丘林法,全氮为凯氏法,速效氮为碱解法,速效磷为 0.5mol L^{-1} 碳酸氢钠浸提—钼锑抗比色法,速效钾为 1mol L^{-1} 浸提—火焰光度法。1986~2000 年各次样品采集后除去根系、石块等,经风干后过 60 目尼龙筛备用。样品分析采用土壤农化常规分析方法^[14]。

1.3 研究方法

根据本区土壤特点,选取有机质、全氮、速效氮、速效磷、速效钾等 5 个指标,构成土壤养分质量的评

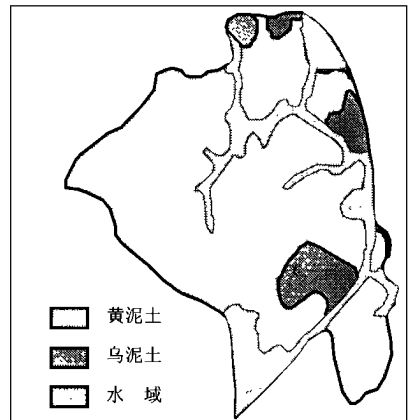


图 1 无锡市甘露乡土壤类型图

Fig. 1 Soil types map of Ganlu Township, Wuxi city

价因子。先采用分级计分方法^[15],对单因子质量进行评价,各因子分级主要参照第二次全国土壤普查标准(表2),并根据对作物(小麦和水稻)生长的适宜程度进行适当的修正。该方法能有效地克服常用的除标准差或优良级标准方法的可比性较差的缺点。为避免加权平均法、加和法等主观因素的强烈因素,土壤养分质量指数计算采用修正的内梅罗(Nemoro)公式:

$$SNQI = \frac{n-1}{n} \times \sqrt{\frac{(\overline{P_i})^2 + (P_{i\min})^2}{2}} \quad (1)$$

式中,SNQI为土壤质量指数, $\overline{P_i}$ 为样点中单质量指数的均值, $P_{i\min}$ 为各种单质量指数的最小值, n 为参评因子个数。

公式(1)用 $P_{i\min}$ 代表了内梅罗公式中的 $P_{i\max}$,并加上修正项 $(n-1)/n$,一方面突出了土壤属性因子中最差因子对土壤质量的影响,反映了生态学作物生长的最小因子定律;另一方面增加修正项后,提高该评价结果的可信度,参与评价的因子越多, $(n-1)/n$ 的值越大,可信度越高。

表2 土壤养分质量评价因子分级标准

Table 2 Criteria for classification of factors for assessing soil quality

指标 Indicator	有机质 Organic matter (g kg ⁻¹)	速效氮 Available N (mg kg ⁻¹)	全氮 Total N (g kg ⁻¹)	速效磷 Available P (mg kg ⁻¹)	速效钾 Available K (mg kg ⁻¹)
好级标准(X_{\max})	30.0	200.0	2.0	20.0	100.0
中级标准(X_{mid})	20.0	100.0	1.5	10.0	60.0
差级标准(X_{\min})	10.0	50.0	1.0	5.0	30.0

2 结果分析

2.1 土壤养分的一般统计

采用 SPSS8.0 软件,对 1981 年和 2000 年样品统计分析发现,1981 年 94 个样品的各测试项目均不存在明显的变异,除了速效磷的变异系数较高(38.8%),变异系数均比较低,说明土壤养分受外界状况影响比较一致,空间分异很不显著。反映了该区土壤性状比较均一的特点和 1981 年之前人民公社时期农田统一施肥、统一耕作和统一管理的经营方式;2000 年 77 个样品的各测试项目存在明显的变异,速效养分的变异系数非常大,有机质和全氮的变异系数与 1981 年相比亦显著提高,说明土壤中有效养分受外界干扰比较显著,具有较大的空间分异。这种空间分异很大程度上归结于农户对农田的肥料投入和耕

表3 1981年和2000年土壤养分各测试项目的统计特征

Table 3 Statistical characteristics of indices of soil nutrients in 1981 and 2000

指标 Index	有机质		全氮		速效氮		速效磷		速效钾	
	Organic matter		Total Nitrogen		Available N		Available P		Available K	
	(g kg ⁻¹)		(g kg ⁻¹)		(mg kg ⁻¹)		(mg kg ⁻¹)		(mg kg ⁻¹)	
	1981	2000	1981	2000	1981	2000	1981	2000	1981	2000
平均值	26.7	29.8	1.3	2.7	103.4	211.7	10.7	5.1	59.0	44.8
标准差	5.5	14.2	0.3	1.2	31.3	198.4	4.2	8.4	10.7	42.8
变异系数(%)	20.6	47.7	23.2	45.9	30.3	93.7	38.8	165.5	18.1	95.6
极大值	31.9	37.8	1.9	3.8	159.9	409.9	14.9	26.8	93.2	129.7
极小值	12.4	16.4	0.9	1.4	53.4	101.8	4.3	2.5	34.9	21.6
极差	19.5	21.4	1.0	2.4	106.5	308.1	10.6	24.3	58.3	108.1

作方式的差异。两个时期各测试项目极大、极小值绝大多数分布于 95% 的置信度水平的上、下限之间,表明所测数据的有效性很好(表 3)。

2.2 近 20 年土壤养分各测试项目的变化趋势

近 20 年,有机质平均值呈现先减后增的变化趋势,1981~1991 年间下降了 16.1%,1991~2000 年一直上升,上升了 33.0%;全氮平均值呈现 S 型上升趋势,20 年间增加了 114.4%。速效氮平均值呈现直线上升趋势,20 年间提高了 104.7%,2000 年平均值已高达 211.7 mg kg^{-1} ,远高于水稻和小麦正常生长所需的水平。已证实该区水稻、小麦存在氮素的“奢侈吸收”现象^[16],氮肥过分使用已成为地下水污染的最重要的非点源;速效磷呈现先快后慢的下降趋势,20 年间下降了 52.3%,2000 年仅为 5.1 mg kg^{-1} 。水稻生长季节水热条件好,磷有效性吸收好,尚未产生十分严重的矛盾,但已严重限制了冬季小麦的正常生长;速效钾呈现先慢后快的下降趋势,20 年中下降了 24.2%,2000 年仅为 44.8 mg kg^{-1} ,已远远低于作物吸收的临界水平。

2.3 土壤养分的时间变异

表 4 是配对样本的双尾 t 检验结果, t 检验 I 表示不同时期样品实测值与 1981 年样品实测值的配对检验, t 检验 II 表示相邻两个时期样品实测值的配对检验。配对样本数为 44,由于 1981 年数据含有缺失值,所以实际上各指标的自由度为 41。结果表明,20 年中有有机质、速效氮、全氮、速效磷和速效钾发生了显著的变化($p < 0.05$)。

表 4 土壤养分配对样点的 t 检验

Table 4 Paired samples t test of soil nutrients

年份 Year	t 检验 t Test	有机质 Organic matter	速效氮 Available N	全氮 Total N	速效磷 Available P	速效钾 Available K
1986	I 概率值	4.12×10^{-3}	2.18×10^{-3}	3.05×10^{-3}	1.71×10^{-3}	0.124
	I 显著性	显著	显著	显著	显著	不显著
1991	I 概率值	4.47×10^{-3}	3.54×10^{-3}	5.25×10^{-3}	1.94×10^{-3}	0.115
	I 显著性	显著	显著	显著	显著	不显著
	II 概率值	3.17×10^{-4}	2.23×10^{-4}	4.33×10^{-4}	2.20×10^{-4}	3.25×10^{-3}
	II 显著性	极显著	极显著	极显著	极显著	显著
1996	I 概率值	2.89×10^{-3}	3.47×10^{-3}	1.74×10^{-4}	5.73×10^{-3}	3.55×10^{-4}
	I 显著性	显著	显著	极显著	显著	极显著
	II 概率值	0.137	2.16×10^{-4}	4.21×10^{-4}	3.62×10^{-4}	3.41×10^{-4}
	II 显著性	不显著	极显著	极显著	极显著	极显著
2000	I 概率值	4.75×10^{-3}	3.69×10^{-3}	0.145	0.204	0.106
	I 显著性	显著	显著	不显著	不显著	不显著
	II 概率值	2.39×10^{-3}	4.58×10^{-4}	2.05×10^{-4}	1.78×10^{-4}	2.74×10^{-4}
	II 显著性	显著	极显著	极显著	极显著	极显著

注:极显著: $p < 0.01$ 显著: $p < 0.05$ 不显著:配对概率值 > 0.10

2.4 土壤养分的空间变异

土壤养分的空间分异采用地统计分析^[17,18]。将土壤采样点数字化,根据相应的养分分析数据,生成用于地统计分析的样点空间—属性数据库。步长划分以 200m 为间距,作

为计算半变异函数的值;采用 SPSS8.0 软件中 Kolmogorov-Smirnov 法检验各养分数据是否服从正态分布,不符合的正态分布则对数转化,再进行 Kolmogorov-Smirnov 法检验。符合正态分布则直接用于变异函数的计算,不符合则存在一定的比例效应;采用块段克里格法 (Block kriging) 对各种养分进行空间插值。插值的块大小为 100×100m, 1980 年选取的影响估计值的邻近样点数最少为 4 个,最多为 16 个。1986~2000 年选取的影响估计值的邻近样点数最少为 2 个,最多为 8 个。将插值结果的块值图转化为实际的养分含量。

表 5 是根据各养分因子变异函数理论模型得出的相应参数。各模型决定系数的 *F* 检验均为显著性水平 ($p < 0.05$)。2000 年各养分因子的块金值远高于 1981 年,说明小于实验取样尺度引起的变异不容忽视,小于 200m 的尺度下影响土壤养分的过程作用十分强烈。基台值通常表示系统内总的变异,块金值与基台值的比例表示系统变量的空间相关性程度。如果比值 $< 25.0\%$,说明系统具有强烈的空间相关性;如果 $> 75.0\%$ 说明系统相关性很弱。研究区土壤养分具有中等的空间相关性,结构性因素,如气候、母质、地形、土壤类型等比较均一。因此,1981~2000 年比值下降,归结于随机性因素,如施肥量、耕作措施、种植制度和土地利用等各种人为活动使得土壤养分的空间相关性增强,朝多样化方向发展。

表 5 土壤养分地统计分析的模型和参数

Table 5 Models and corresponding parameters for geostatistical analysis of soil nutrients

指标 Indicator	理论模型		块金值		基台值		块金值/基台值		变程	
	Theory model		Nugget value		Sill value		Ratio of nugget to sill		Range (km)	
	1981	2000	1981	2000	1981	2000	1981	2000	1981	2000
有机质	指数模型	球状模型	0.022	0.750	0.030	1.680	0.733	0.446	2.40	2.50
速效氮	球状模型	球状模型	0.050	145.0	0.110	397.0	0.455	0.365	3.80	3.10
全氮	指数模型	球状模型	0.014	0.590	0.025	1.440	0.560	0.410	4.20	4.50
速效磷	球状模型	球状模型	0.062	74.0	0.121	221.0	0.512	0.335	3.60	3.10
速效钾	指数模型	指数模型	0.056	18.0	0.104	47.0	0.538	0.383	3.30	3.50

2.5 近 20 年土壤养分质量的时空变化特征

图 2 显示了 20 年时间尺度的土壤养分质量指数的变化态势。1981 年之后, SNQI 出

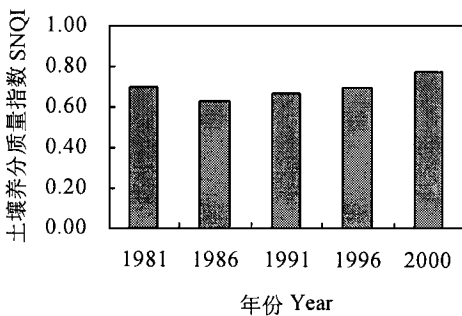


图 2 20 年时间尺度上土壤养分质量指数变化

Fig. 2 Changes in soil nutrient quality index in a period of two decades

现下降趋势,归结于家庭联产承包责任制实施之后,土地利用强度持续加大,复种指数不断上升,有机肥、绿肥和草塘泥使用急剧下降。同时,这一时期农业投入水平不高,农户对家庭联产承包责任制缺乏信心,采用短期收益的生产方式。1985~1986 年是该区历史上农田减少最快的时期,大量的优质农田被乡镇企业和农舍扩建占用,年递减 2.84%,是全国平均水平的 8 倍多;1986 年之后,农业投入持续放大,农田占用势头有所减缓,SNQI 出现一个持续的上升趋势。1986~1991 年间 SNQI 平均值

上升了 5.95%，归结于农业投入不断提高；1991~1996 年间 SNQI 平均值上升了 4.76%，与前 5 年相比有所放慢，归结于两个原因，一是 1994~1996 年出现了另一个农田大幅度减少高峰，年递减达 2.12%；另一个是尽管农业投入大幅度提高，但这一时期的通货膨胀水平更高，造成实际的农业投入水平下降；1996~2000 年间 SNQI 平均值上升了 10.23%，是上升最快的时期。除了农业投入不断增加外，联合收割机普遍使用，秸秆还田大幅提高，少耕、免耕法等新耕作方式被采用，与此同时，由于农业利益比较低下，农田使用强度下降，农田休闲较好，研究区复种指数从 1996 年 1.79 下降至 1999 年的 1.57，4 年下降了 12.30%。图 3 显示了空间尺度上 20 年土壤养分质量指数的变化态势。可以看出：1981 年土壤养分质量指数集中分布于 0.60~0.80 之间，绝大多数分布于 0.50~0.90 范围之内；2000 年土壤养分质量指数呈现分散分布，0.4~1 之间各级面积均大于 10.0%。

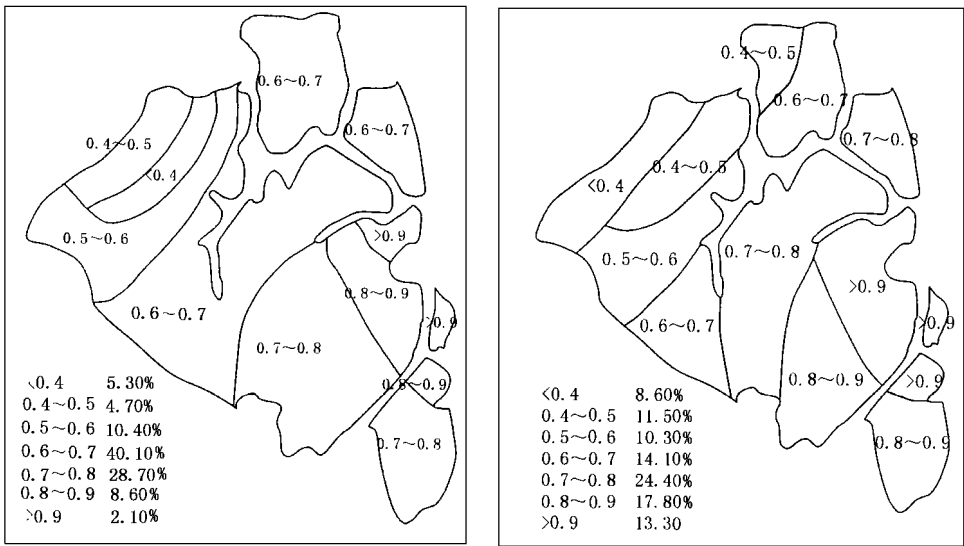


图 3 近 20 年空间尺度上土壤养分质量指数变化

Fig. 3 Changes in soil nutrient quality index in a spatial scale in the past two decades

3 讨论

农田生态系统是一个人工的开放系统，尽管土壤养分变化的核心（微观）驱动力是农田生态系统养分的循环与平衡，但人文（宏观）驱动力往往更直观地解释土壤养分的变化。本文从宏观角度出发，寻求土壤养分时空变异的驱动机理。

3.1 种植制度对 SNQI 变动的影响

20 世纪 80 年代之前为人民公社时期，虽然农业投入水平不高，但广泛地使用有机肥、草塘泥，采用冬季种植绿肥等养护措施，有机质水平相当高，SNQI 的总体水平也不低；1981 年之后实行家庭联产承包责任制，农民加大了农田使用效率，绿肥种植比重从 1980 年 7.2% 下降至 1986 年的 0.5%，且这一时期农业投入水平十分有限，SNQI 呈现迅速下降趋势。1985 年，全面恢复“稻—麦”一年二熟制，对土壤团粒结构、养分状况等均有利^[9]。

20 世纪 90 年代之后,联合收割机广泛使用,秸秆还田量大幅度提高,土壤有机质迅速反弹。1995 年之后由于农业比较利益低下,种植业内部结构进行了调整,本区出现了大量的“水稻—油菜”轮作,代替传统的“水稻—小麦”轮作。采样数据已证实“水稻—油菜”种植方式更有利于土壤养分的提高⁽¹⁾。土地利用强度下降,农田得到充足休闲,复种指数从 1986 年的 192.4% 下降至 1999 年的 158.7%。将复种指数和 SNQI 进行相关性分析发现,两者间呈负相关关系,相关系数 $R^2 = -0.654$ (显著性水平在 $P < 0.05$)。

3.2 土地利用对 SNQI 变化的影响

土地利用作为一个受利益或政治目的驱动的个体或群体行为,受经济、政策、技术等多因素的影响。研究发现,承包期限直接影响农户的土壤质量保护行为^[20],近 20 年是中国历史上政治经济变化最大的时期,联产承包、市场经济、耕地保护政策等均与 SNQI 变化息息相关。近几年一些农田采用少耕、免耕等先进种植方式,对土壤养分保持效果明显。土地利用方式的转变更直接影响土壤养分状况,1981~2000 年可配对的 41 个样点中 11 个发生了用途转变,有 7 个保持农业利用方式(表 6)。

3.3 标准农业投入对 SNQI 变化的影响

根据甘露乡农业生产会计台账,1981 年该区农业投入指数为 1.00,2000 年农业投入指数大约为 5.24。同一时期,国家农业生产资料价格指数大约上扬了 275.4%。因此,本区可比农业投入上升约 90.3%。将标准农业投入指数与 SNQI 进行相关性分析发现,两者间呈正相关关系,相关系数 $R^2 = 0.832$ (显著性水平在 $P < 0.05$)。说明农业投入对 SNQI 变化起着决定性作用(图 4)。最近 20 年中全氮、速效氮含量持续上升,根本原因即是氮肥使用量的不断上升,该区 1981 年氮肥使用量为 $312 \text{ kg hm}^{-2} \text{ a}^{-1}$,1999 年氮肥使用量为 $646 \text{ kg hm}^{-2} \text{ a}^{-1}$,远远超出作物正常生长所需的吸收量。速效磷、速效钾则持续下降,

表 6 不同利用方式对土壤养分的影响

Table 6 Effect of land use on soil nutrients

样点号 Samples	利用方式 Land types		转变年份 Changing year	有机质 Organic matter (g kg^{-1})		速效氮 Available N (mg kg^{-1})		全氮 Total N (g kg^{-1})		速效磷 Available P (mg kg^{-1})		速效钾 Available K (mg kg^{-1})	
	1981	2000		1981	2000	1981	2000	1981	2000	1981	2000	1981	2000
09	水田	菜地	1993	2.7	2.1	124.6	198.5	1.4	2.1	13.1	24.7	52.4	129.7
17	水田	果园	1986	2.7	2.3	123.9	157.8	1.4	2.2	10.6	3.9	64.2	31.7
19	水田	果园	1986	2.2	2.3	117.5	187.6	1.5	2.2	11.7	5.8	50.7	33.1
43	水田	菜地	1994	2.4	2.9	89.9	156.4	1.4	2.6	13.4	24.1	45.4	71.4
51	水田	菜地	1990	2.2	3.0	148.6	154.6	1.8	2.7	8.1	20.4	49.7	87.9
58	旱地	果园	1992	1.5	1.4	78.5	89.5	1.0	1.4	8.7	3.4	48.6	27.8
72	水田	菜地	1984	2.1	2.8	137.8	187.6	1.7	2.2	10.2	17.5	46.5	98.2
对照	水田	水田	—	2.4	2.9	114.6	188.5	1.5	2.3	11.4	5.3	52.1	39.4

(1) 杨浩,曹慧,赵其国.吴县市旺山村试验点土壤肥力变化规律研究.国家自然科学基金重点资助项目(49831070)报告.中国科学院南京土壤研究所,2000.10

1981 年磷肥、钾肥使用量分别为 $64.6 \text{ kg hm}^{-2} \text{ a}^{-1}$ 、 $79.3 \text{ kg hm}^{-2} \text{ a}^{-1}$, 1999 年磷肥、钾肥使用量分别为 $87.0 \text{ kg hm}^{-2} \text{ a}^{-1}$ 、 $80.4 \text{ kg hm}^{-2} \text{ a}^{-1}$, 远远低于作物正常生长所需的吸收量。该区比较合理的 N、P、K 施肥方案为 1:0.4:0.8^[19]。目前, 这种过分使用氮肥, 不但没有增产效果, 甚至造成人为减产, 降低了氮肥利用率, 加重了环境的污染。

3.4 单位面积标准农业纯收益对 SNQI 变化的影响

根据甘露乡农业生产会计台账, 1981~1999 年间粮食单产仅上升了 17.85%。同一时期国家农产品收购价格指数大约上升了 152.6%。首先, 将农业总收入扣除农业投入得到农业纯收入, 再与物价指数相比, 换算为可比纯收益。最终, 2000 年单位面积标准农业纯收益大约为 1981 年的 83.5%。将各年单位面积标准农业纯收益指数与 SNQI 进行相关性分析发现, 两者间呈负相关关系, 相关系数 $R^2 = -0.9154$ (显著性水平在 $P < 0.01$)。图 4 显示了单位面积标准农业纯收益指数、农业投入和 SNQI 变化之间的关系。当单位面积标准农业纯收益低时, 农户开始减少农业投入, 导致 SNQI 下降; 当农业投入减少时, 单位面积标准纯收益开始增加, 农户又开始增加农业投入, 导致 SNQI 上升。可以认为, 单位面积标准农业纯收益、标准农业投入的波动规律决定了 SNQI 的变化趋势。1996 年标准农业投入变化与上述规律存在差异, 原因是 1994~1996 年间的全国通货膨胀异常高造成的扭曲。因此, SNQI 与单位面积标准农业纯收益之间呈负相关关系有助于应用更长序列的统计数据重现过去 SNQI 的变化状况。但是这种规律无法与土壤养分的单一项目构成相关关系。

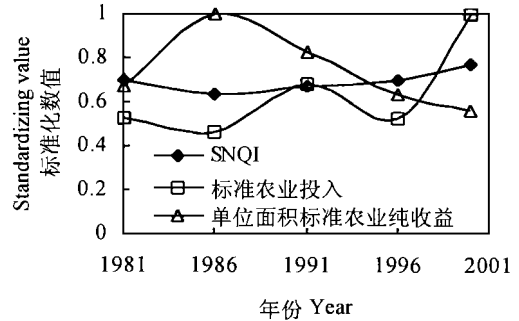


图 4 标准农业投入、单位面积标准农业纯收益与 SNQI 的相互关系

Fig. 4 Relationship between agricultural net input, agricultural net income per hectare and SNQI

4 结 论

根据长期田间定位采样分析结果, 本区土壤养分质量指数呈现先下降后上升的变化趋势。全氮、速效氮含量持续提高主要与氮素化肥使用量不断上升有关, 有机质变化与耕作方式、土地利用改变有密切的关系, 速效钾、速效磷持续下降与磷肥、钾肥投入量不够作物生长吸收有关。

土壤养分质量指数与国家政策、种植制度、耕作方式、农业投入和农业收益有密切关系。国家政策对土壤养分质量作用是综合的, 难以定量表达, 但是影响十分的显著; 种植制度和耕作方式对土壤养分变化影响很大, 耕作措施直接作用于有机质的变化; 农业投入和农业收益与土壤养分质量指数的波动呈显著的相关关系, 为重现或预警土壤养分质量的变化提供一个可用的指标。

致 谢 感谢锡山市农业局、土肥站提供了宝贵的资料及葛小平硕士帮助处理了图件!

参 考 文 献

1. Chen Fu. Combating desertification: action programme in China. *Ambio*, 2000, 29(6): 359~ 361
2. Lal R. Soil erosion and land degradation: the global risks. *Adv. Soil Sci.*, 1990, 11:169~ 172
3. Miller F P, Wali M K. Land use issues and sustainability of agriculture. Trans. of 15th WCSS, Mexico, 1994. 1~ 16
4. Pimental D. World Soil Erosion. Cambridge: Cambridge University Press, 1993. 1~ 5
5. Papendick R I, Parr J F. Soil quality the key to a sustainable agriculture. *Am. J. Alter. Agric.*, 1992. 7:2~ 3
6. Lal R. Soil structure and sustainability. *J. Sustainable Agric.*, 1991. 1: 67~ 92
7. Peiri Christian, Dumanski Julian, Hamblin Ann, *et al.* World Bank Discussion Papers No. 315: Land Quality Indicators. The World Bank, Washington DC, USA, December 1995, 55
8. Torstenson T, Mikael Pell, Bo Stenberg. Arable land soil quality assessment need a strategy. *Ambio*, 1998, 27(1): 4~ 8
9. Hoosbeek M R, Bryant R B. Towards the quantitative modeling of pedogenesis: a review. *Geoderma*, 1992. 55: 183~ 210
10. Oldeman L R. Guideline for global assessment of the status of human induced soil degradation, GLASOD, 1988, 15~ 22
11. UNEP. World Map on Status of Human induced Soil Degradation. Boomruygrok, Haarlem, Netherlands, 1990, 1~ 3
12. 刘良梧, 龚子同. 全球土壤退化评价研究. *自然资源*, 1995, 17(1): 10~ 15
13. 赵其国. 关于中国红壤退化的几个问题. *土壤*, 1995, 27(6): 281~ 285
14. 中国土壤学会农业化学专业委员会编. 土壤农化常规分析方法. 北京: 科学出版社, 1983, 15~ 29
15. 秦明周, 赵杰. 城乡结合部土壤质量变化特点及可持续性利用对策. *地理学报*, 2000, 55(5): 545~ 554
16. 李伟波, 吴留松, 廖海秋. 太湖地区高产稻田氮肥使用与作物吸收利用的研究. *土壤学报*, 1997, 34(1): 67~ 72
17. Trangmar B B, Yost R S, Uehara G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, 1985, 38: 44~ 94
18. Goovaerts P. Geostatistics in soil science: state of the art and perspectives. *Geoderma*, 1999, 89: 1~ 45
19. 朱兆良, 廖先苓, 蔡贵信, 等. 苏州地区双三制下土壤养分状况和水稻对肥料的反应. *土壤学报*, 1978, 15(2): 126~ 137
20. Li Guo, Rozelle Scott, Brandt Loren. Tenure, land rights, and farmer investment incentives in China. *Agricultural Economics*, 1998, 19(1): 63~ 71

SPATIAL AND TEMPORAL CHANGES OF SOIL NUTRIENTS AND THEIR MECHANISM IN TYPICAL AREA OF TAIHU LAKE VALLEY DURING THE PAST TWO DECADES

Chen Fu¹ Pu Li-jie¹ Cao Hui³ Peng Bin-zhuo¹ Yang Gu-shan² Zhou Sheng-lu¹

(1 Department of Urban and Resources Science, Nanjing University, Nanjing 210093; 2 Nanjing

Institute of Geography and Lake, CAS, Nanjing 210008; 3 Institute of Soil Science, CAS, Nanjing 210008)

Summary

The objectives of this study are to understand the law of spatial and temporal changes in soil nutrient quality in the Taihu Lake valley during in period of past two decades, and reveal relationship the change in soil nutrient and its driving forces at a regional level over a long time. A long term sampling experiment was conducted to analyze changes in soil organic matter, total N, available N, available P, and available K in Ganlu Township, Wuxi City. Results show as follows: (i) Soil organic matter decreased in the first decade, then increased during the next decade, which is assumed to be related with tillage methods; (ii) Soil total N and available N steadily increased by about 114. 4% and 104. 7%, respectively, after 20 years, which is supposed to be associated with the increasing of the rate of nitrogen fertilizers. At present, the application rate of nitrogen fertilizers is about $646\text{kg hm}^{-2}\text{a}^{-1}$, which is far beyond the absorption capacity of the crop for growth; and (iii) Soil available P and available K decreased by about 52. 3% and 24. 2%, respectively, during the period. The content of available P and available K in the soil was only $5. 1\text{mg kg}^{-1}$ and $44. 8\text{mg kg}^{-1}$, respectively, which is lower than the demand of the crop for normal growth. These changes are believed to a result of inadequate fertilizer input. Only $87. 0\text{kg hm}^{-2}$ and $80. 4\text{kg hm}^{-2}$ were used in 1999. In a word, soil nutrient quality index (SNQI) decreased from 1981 to 1986, then increased after 1986. The analysis of the relationship between the changes of SNQI and the socio-economic factors revealed: (i) The impacts of state policies and tillage methods, cultivating systems on SNQI are very obvious; (ii) Agricultural net input is positively correlated with SNQI ($r = 0. 832, p < 0. 05$); and (iii) agricultural net income per hectare is negatively correlated with SNQI ($r = 0. 915; p < 0. 05$). Therefore, we can repay the variation of soil nutrient quality of the past and forecast changes in SNQI in future by long-term socio-economic statistics.

Key words Soil nutrient, Spatial and temporal changes, Soil nutrient quality index, Driving mechanism, Taihu Lake Valley