

基于偏最小二乘回归的水土流失社会经济影响因素分析

赖桂林^{1,2}, 谢颂华^{2*}, 刘士余¹, 聂小飞^{2,3}, 曾建玲¹, 盛菲¹ (1. 江西农业大学国土资源与环境学院, 江西南昌 330045; 2. 江西省水利科学院, 江西南昌 330029; 3. 中国科学院教育部水土保持与生态环境研究中心, 陕西杨凌 712100)

摘要 [目的]定量研究赣南地区水土流失与社会经济因素之间的作用关系,可以为该区水土保持工作的科学开展提供参考依据。[方法]基于江西省历次土壤侵蚀遥感普查成果,结合相应年份社会、经济统计资料,运用偏最小二乘回归模型(PLS)对赣南地区1996—2019年的水土流失进行社会经济驱动因素的定量分析,并辨识了关键影响因素。[结果]社会经济因素对水土流失状况影响显著,水土流失面积为水土流失状况的最佳表征指标,模型能解释84.7%以上的因变量变异。影响赣南地区水土流失的关键指标及其综合影响程度的排序为农作物播种面积>农村居民可支配收入>第一产业占比>人均GDP>总人口>第三产业占比>农作物播种占比>土地面积>治理度。土地面积是影响水土流失规模的关键因素,但剧烈及以上程度的流失受经济因素的影响程度更大。[结论]该研究结果对区域水土流失治理工作具有重要指导意义。

关键词 水土流失;社会经济;影响因素;偏最小二乘回归模型

中图分类号 S157.1

文献标识码 A

文章编号 0517-6611(2022)13-0077-05

doi:10.3969/j.issn.0517-6611.2022.13.021

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Analysis of Socio-economic Influencing Factors of Soil Erosion Based on Partial Least Squares Regression

LAI Gui-lin^{1,2}, XIE Song-hua², LIU Shi-yu¹ et al (1. College of Land Resources and Environment, Jiangxi Agricultural University, Nanchang, Jiangxi 330045; 2. Jiangxi Academy of Water Science and Engineering, Nanchang, Jiangxi 330029)

Abstract [Objective] In order to quantitatively study the relationship between soil erosion and social-economic factors in southern Jiangxi Province, it can provide reference for the scientific development of soil and water conservation in this area. [Method] Based on the results of previous remote sensing surveys of soil erosion in Jiangxi Province, combined with the social and economic statistics in the corresponding period, the study quantitatively analyzed the socio-economic driving forces of soil and water loss in Gannan area from 1996 to 2019 by using partial least squares regression model(PLS), and the key influencing factors were identified. [Result] Socio-economic factors had a significant impact on soil and water loss. The area of soil and water loss was the best indicator of soil and water loss. The model could explain more than 84.7% of the variation of dependent variables. The key indicators affecting soil and water loss in Gannan and their comprehensive impact degree were as follows: crop sowing area > disposable income of rural residents > proportion of primary industry > per capita GDP > total population > proportion of tertiary industry > proportion of crop sowing > land area > control degree. Land area was the key factor affecting the scale of soil and water loss, but severe and above losses were more affected by economic factors. [Conclusion] The research results will have important guiding significance for regional soil and water loss control.

Key words Soil and water loss; Socio-economic; Influencing factors; Partial least squares regression model

水土流失易引发土地退化、养分流失、泥沙淤积和水体污染等一系列生态环境问题^[1],严重制约着我国生态文明建设的进程和国民经济的可持续发展^[2]。水土流失是自然和社会经济因素共同作用的结果。降雨、地形、植被等自然因素^[3-4]与水土流失之间的关系已有大量的研究。然而,纯粹由自然因素造成的水土流失是相对稳定的^[5]。随着人类社会的发展,社会经济因素对水土流失的影响程度日益提高,往往占据主要地位^[6],社会经济因素才是推动区域土壤侵蚀变化的真正动力^[7]。

与自然因素相比,社会、经济、政策等因素易在短期内改变,能显著影响土壤侵蚀程度,更容易改变水土流失状况^[8]。但由于社会经济因素对区域水土流失影响的复杂性^[9],定量分析其对水土流失的影响程度较为困难。目前已有部分学者对水土流失的社会经济驱动机制进行了一定的研究,如杜俊等^[10]对长江上游侵蚀产沙与社会经济因子之间的关系进行了分析;李月臣等^[11]研究了三峡库区水土流失社会经济

的驱动机制;王刚等^[12]对1987—2013年江西省水土流失的社会经济驱动力进行了相应的探讨。但这些研究主要是采用传统的分析方法,如相关分析、多元回归分析等,对变量间的多重相关问题得不到很好的解决,且限于历史资料的欠缺,样本量小也是制约水土流失社会经济驱动机制分析的难点。偏最小二乘回归分析(PLS)是集多元回归分析、主成分分析和典型相关分析于一体的新型多元统计分析方法,能消除自变量间多重共线性问题,具有传统回归方法所不具备的诸多优点,即使在样本个数小于变量个数的条件下也能进行回归建模^[13-14]。PLS已广泛应用于水文、生态、经济等领域,秦蓓蕾等^[15]用水文资料建立的偏最小二乘回归模型具有符合水文现象特征的合理结构及较高精度,能很好地应用于水文相关分析。Wang等^[8]通过偏最小二乘模型成果辨识了影响区域土壤侵蚀治理需求度的主要社会经济因子,发现土壤侵蚀治理受到区域社会经济状况的影响,政府的造林投入是治理侵蚀最有效的途径。鉴于该方法的优越性,笔者以赣南地区为研究区,基于PLS量化解析区域水土流失与社会经济因素之间关系,对于深入探讨区域水土流失的社会经济驱动机制、指导地区水土流失的防治具有重要的参考价值。

1 资料与方法

1.1 研究区概况 赣南(113°54′~116°38′E, 24°29′~

基金项目 国家重点研发计划(2017YFC0505406);江西省水利厅科技项目(201922ZDKT08, 202124ZDKT22, 202123YBKT06);江西省博士后科研择优资助项目(2019KY46)。

作者简介 赖桂林(1996—),女,江西寻乌人,硕士研究生,研究方向:水土保持。*通信作者,教授级高级工程师,博士,从事水土保持研究。

收稿日期 2021-08-31;修回日期 2021-09-23

27°09'N),是江西省(简称“赣”)南部区域的地理简称,主要由赣州市下辖的 18 个县(市、区)组成,位于江西省南部赣江上游(图 1),属亚热带季风气候区,年平均气温 18.9℃,年降水量 1 586.9 mm。区内山峰环列,山峦起伏,坡度较陡,一般在 16°~45°,地势周高中低、南高北低,水系呈辐辏状向中心汇集。地带性土壤包括红壤、黄壤和黄棕壤,其中红壤分布最广、面积最大,为南方红壤区中心地带。该区土地总面积 3.94 万 km²,截至 2019 年,全区有人口 983 万,其中乡村人口 680 万,占 69.18%。2019 年赣南地区 GDP 为 3 474 亿元,其中第一产业占 10.8%,第二产业占 39.4%,第三产业占 49.8%,是江西省最重要的粮油林果生产区。赣南地区也是南方红壤区水土流失最严重的地区之一,水土流失面积比重高,据《江西省水土保持公报》(2019)显示,该区水土流失面积为 7 051.12 km²,占土地总面积的 17.91%,是江西省水土流失率最高的地区,水土流失严重制约着该区的社会经济发展^[16]。

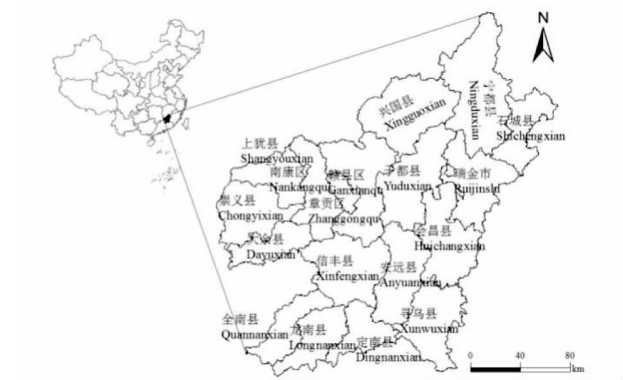


图 1 研究区地理位置

Fig. 1 Geographic location of the study area

1.2 指标选取 衡量区域水土流失状况的指标相对较多,为分析社会经济因素对不同水土流失状况之间的响应关系,该研究将水土流失面积、水土流失率以及各级强度水土流失面积及其占比作为赣南地区县域水土流失状况的表征指标。考虑到社会经济因素指标复杂多样,分别以生态、经济、水土流失、土壤侵蚀、驱动力、因素分析等为主题词选取了 50 余篇相关度较高的文献(限于篇幅,此处不列举),采用频次分析法对文献中出现的社会经济指标进行初步筛选,通过分类归并,将其概括为人口、经济、土地利用、政策 4 个类别。由于统计数据内容的更迭以及部分历史数据的缺失,根据研究区实际情况,遵循科学性、代表性和可获性原则,结合频次分析法和专家咨询法,在指标遴选过程中不仅考虑了规模指标,也将指标占比纳入体系,最终选取了 4 个类别的 29 个社会经济指标,具体指标及出现频次见表 1。

1.3 数据来源 该研究用水土流失数据取自江西省第二次、第三次土壤侵蚀遥感调查和第一次全国水利普查,以及 2019 年水土流失动态监测的成果数据,鉴于当时技术条件,1987 年江西省第一次土壤侵蚀遥感调查只到地市一级,未选用。水土流失综合治理数据来自《江西水利统计年鉴》(1996、2000、2011 年)和《赣州统计年鉴》(2020 年);社会经

济数据源于《赣州统计年鉴》(1997、2001、2012、2020 年);DEM 数据来自地理空间数据云(<http://www.gscloud.cn/>),分辨率为 30 m;土地利用数据取自中国科学院资源环境科学与数据中心(<http://www.resdc.cn/>),分辨率为 30 m。具体指标及含义如表 1 所示。

表 1 社会经济因素指标及其含义

Table 1 Indices of socio-economic factors and their implications			
因素 Factor	参考指标 Reference indicator	频次 Frequency	选取指标 Selected indicator
人口 Population	总人口	20	总人口(x_1)
	人口密度	21	人口密度(x_2)
	城镇化率/城镇化水平	14	城镇化率(x_3)
	农村劳动力比重	8	农村劳动力(x_4)
	GDP	10	GDP(x_5)
经济 Economy	人均 GDP	20	人均 GDP(x_6)
	经济密度/地均 GDP	9	经济密度(x_7)
	第一产业占比	15	第一产业占比(x_8)
	第二产业占比	9	第二产业占比(x_9)
	第三产业占比	12	第三产业占比(x_{10})
	农村居民收入	21	农村居民可支配收入(x_{11})
	公路里程数	1	公路通车里程(x_{12})
	道路密度	5	道路密度(x_{13})
土地利用 Land use	耕地面积	7	农作物播种面积(x_{14})
	单位耕地面积	2	农作物播种占比(x_{15})
	粮食单产	6	粮食单产(x_{16})
	园地/果树面积	2	经果林面积(x_{17})
	园地比例	1	经果林占比(x_{18})
	建设用地	1	建设用地面积(x_{19})
	建设用地面积比重	1	建设用地占比(x_{20})
	坡耕地面积	2	旱坡地面积(x_{21})
	坡耕地占比	5	旱坡地占比(x_{22})
			土地面积(x_{23})
	政策 Policy	2	造林面积(x_{24})
			造林占比(x_{25})
政策 Policy	封山育林面积		封山育林面积(x_{26})
	封山育林占比	1	封山育林占比(x_{27})
	水土流失治理面积	2	综合治理面积(x_{28})
	水土流失治理度	2	治理度(x_{29})

1.4 研究方法 PLS 基本原理如下^[13]:设有 p 个自变量 $\{x_1, x_2, \dots, x_p\}$ 和 q 个因变量 $\{y_1, y_2, \dots, y_q\}$ 。在观测 n 个样本后,构成自变量和因变量数据表 X 和 Y 。其中,

$$X = (x_1, x_2, \dots, x_p)_{n \times p}$$
 (1)

$$Y = (y_1, y_2, \dots, y_q)_{n \times q}$$
 (2)

第一步对原始数据进行标准化处理,记 E_0 、 F_0 分别为自变量 X 和因变量 Y 的标准化矩阵。第二步从 E_0 、 F_0 中提取主成分 t_1 和 u_1 ,使其尽可能大地携带各自数据表中的变异信息,且 t_1 和 u_1 的相关程度达到最大。在第一个成分提取后,PLS 分别实施 E_0 对 t_1 的回归、 F_0 对 u_1 的回归,如果回归方程已经达到满意的精度,则算法终止;否则,将用残余矩阵 E_1 、 F_1 进行第二轮回归,直到能取得满意精度为止。

采用交叉有效性原则确定提取有效成分个数,对每一个

因变量 y_k , 定义:

$$Q_{hk}^2 = 1 - \frac{PRESS_{hk}}{SS_{(h-1)k}} \tag{3}$$

对于全部因变量 Y , 成分 t_h 的交叉有效定义为:

$$Q_h^2 = 1 - \frac{\sum_{k=1}^q PRESS_{hk}}{\sum_{k=1}^q SS_{(h-1)k}} = 1 - \frac{PRESS_h}{SS_{(h-1)}} \tag{4}$$

式中, $PRESS_h$ 为预测误差平方和; SS_h 为实测误差平方和。当 $Q_h^2 \geq 0.0975$ 时, t_h 成分的边际贡献是显著的。 x_j 在解释 Y 时的重要程度可以用变量投影重要性指标 VIP_j 来测度。

$$VIP_j = \sqrt{\frac{p \sum_{h=1}^m Rd(Y; t_h) w_{hj}^2}{Rd(Y; t_1, \dots, t_m)}} \tag{5}$$

式中, p 为自变量个数; m 为 PLS 提取主成分个数; w_{hj} 是轴 w_h 的第 j 个分量, 用于测量 x_j 对构造 t_h 成分的边际贡献; $Rd(Y; t_1, \dots, t_m)$ 表示轴 $t_1, \dots, t_m$ 对 Y 的累积解释能力; $Rd(Y; t_h)$ 表示轴 t_h 对 Y 的解释能力。一般认为, VIP_j 大于 1.0 极其重要, 0.8~1.0 比较重要, 小于 0.8 不重要^[17], 值越大, 该变量的解释能力越强^[18]。

2 结果与分析

2.1 模型精度分析 首先以水土流失面积(y_1)、水土流失率(y_2)、轻度流失面积(y_3)、轻度流失率(y_4)、中度流失面积(y_5)、中度流失率(y_6)、强烈流失面积(y_7)、强烈流失率(y_8)、极强烈流失面积(y_9)、极强烈流失率(y_{10})、剧烈流失面积(y_{11})、剧烈流失率(y_{12})、强烈及以上流失面积(y_{13})、强烈及以上流失率(y_{14})作为因变量, 将初步选取的 29 个社会经济指标作为自变量对 1996—2019 年赣南地区水土流失进行单因变量偏最小二乘回归建模分析, 再分别以各个水土流失表征指标($y_1 \sim y_{12}$)均作为因变量(y_{15})与社会经济因素进行多因变量回归建模分析。根据拟合结果可知, 大部分模型的预测能力能满足要求, 但对自变量的解释力度较差, 这可能是由于自变量过多, 包含了许多无效信息, 所以根据 VIP 值的得分情况剔除不重要 ($VIP < 0.8$) 的变量来提高模型精度。结果显示, 除了 y_1 外其余模型对自变量的解释度都有所提升, 且预测能力也有所增强, 故 y_1 保留原自变量, 剩余模型对筛选后的自变量进行进一步分析, 最终模型拟合的结果如表 2 所示。 $R^2X(\text{cum})$ 、 $R^2Y(\text{cum})$ 分别表示所有提取的主成分所能解释的自变量和因变量总方差的比例, 当 $R^2Y(\text{cum}) > 0.5$ 时, 模型具有较高的稳健性^[19]。 $Q^2(\text{cum})$ 为交叉验证平方系数, 代表模型的预测能力, $Q^2(\text{cum}) > 0.5$ 时, 精度满足要求^[20]。 3 个指标值越接近 1, 表明模型的拟合效果越好。

模型拟合结果(表 2)表明, y_2 、 y_{10} 和 y_{12} 模型拟合精度不佳, 表明社会经济因素与水土流失率(y_2)、极强烈流失率(y_{10})和剧烈流失率(y_{12})之间的线性关系不显著, 故不对这 3 个因变量继续分析。以水土流失面积(y_1)为因变量的精度最高, 59.7% 的自变量信息对因变量的解释度达 84.7%, 且保留了所有自变量, 预测能力也最高, 故认为水土流失面积为最佳水土流失表征指标。

2.2 影响各水土流失指标的关键社会经济指标分析 观察通过 PLS 模型精度检验的 VIP 值的排序, 可以辨识影响不同

水土流失状态的关键社会经济因素的重要性大小, 标准化回归系数可以判断作用方向, 关键社会经济因素 ($VIP > 1$) 的重要性排序及标准化回归系数具体如表 3 所示。水土流失规模模型表征指标(y_1 、 y_3 、 y_5 、 y_7 、 y_9 、 y_{11} 、 y_{13})和比例型指标(y_4 、 y_6 、 y_8 、 y_{14})的关键影响因素有所差异, 例如 x_1 、 x_{14} 和 x_{23} 仅对规模模型指标具有关键影响作用, 对比例型指标不具有关键影响作用; x_{29} 仅对比例型水土流失指标(y_4 、 y_6 、 y_8 、 y_{14})起关键作用。由此可知, 水土流失的社会经济驱动机制复杂, 针对不同的水土流失表征类型, 关键影响因素有所差别, 分析水土流失不同状态的影响因素应选择恰当的指标。

表 2 水土流失各表征指标 PLS 模型精度(主要因素)

Table 2 Accuracy of PLS models for soil and water loss indicators (main)

因变量 Dependent variable	主成分个数 Number of principal components	$R^2X(\text{cum})$	$R^2Y(\text{cum})$	$Q^2(\text{cum})$
y_1	3	0.597	0.847	0.801
y_2	1	0.304	0.509	0.463
y_3	2	0.635	0.745	0.702
y_4	2	0.638	0.792	0.757
y_5	2	0.567	0.728	0.668
y_6	2	0.625	0.705	0.652
y_7	2	0.626	0.760	0.726
y_8	2	0.591	0.608	0.559
y_9	2	0.636	0.643	0.603
y_{10}	2	0.601	0.502	0.431
y_{11}	2	0.575	0.577	0.507
y_{12}	1	0.488	0.360	0.335
y_{13}	2	0.604	0.784	0.739
y_{14}	2	0.621	0.692	0.657
y_{15}	3	0.774	0.618	0.585

多因变量回归模型可以反映水土流失不同表现形态与社会经济因素之间的综合状况, 由表 3 可知, 对多因变量水土流失状况具有关键影响的指标也是大部分单因变量的关键影响指标, 因此, 认为影响赣南地区水土流失的关键社会经济指标及其综合影响程度排序为农作物播种面积(x_{14})>农村居民可支配收入(x_{11})>第一产业占比(x_8)>人均 GDP(x_6)>总人口(x_1)>第三产业占比(x_{10})>农作物播种占比(x_{15})>土地面积(x_{23})>治理度(x_{29})。

农作物播种面积(x_{14})及其占比(x_{15})均为多因变量的关键指标, x_{14} 在 $VIP > 1$ 的各指标的重要性排序中除以 y_3 为因变量外均居于首位。农作物播种情况仅在当因变量为中度流失率(y_6)和剧烈流失面积(y_{11})时农作物播种不是关键指标, 但对水土流失状况具有极其重要的作用, 结合回归系数可知, x_{14} 与各因变量呈正相关, 是容易导致水土流失发生的不利因素。赣南地区的农作物播种面积 1996—2003 年有所减少, 2003 年后基本维持在一个稳定水平(图 2)。由表 4 可知, 1996—2019 年赣南水田面积减少, 旱地面积增加, 耕地面积总体下降, 建设用地面积增长了 1.2 倍, 增幅显著。在耕地面积下降, 尤其是在耕作条件较好的水田减少、地力较差

的旱地面积增加的情况下,要维持农作物播种面积的稳定, 耕地利用强度也会有所增加,进而会增大水土流失的风险。

表 3 对水土流失具有关键影响的社会经济因素的重要性排序和回归系数 (VIP>1)

Table 3 Importance rank and regression coefficient of socio-economic factors with key impact on soil and water loss

指标 Index	项目 Item	y_1	y_3	y_4	y_5	y_6	y_7	y_8	y_9	y_{11}	y_{13}	y_{14}	y_{15}
x_1	Rank	3	4		4		7		7		6		5
	RC	0.19	0.11		0.17		0.17		0.14		0.17		0.20
x_3	Rank	4											
	RC	-0.08											
x_4	Rank					7							
	RC					-0.17							
x_5	Rank									8			
	RC									0.04			
x_6	Rank			2	5	3	4	2	5	4	4	2	4
	RC			0.14	-0.08	-0.12	-0.07	-0.12	-0.05	-0.06	-0.07	-0.12	-0.05
x_7	Rank									6			
	RC									0.11			
x_8	Rank			7	7		2	5	2	1	2	3	3
	RC			-0.08	0.07		0.09	0.09	0.11	0.20	0.12	0.13	0.08
x_9	Rank									2			
	RC									-0.19			
x_{10}	Rank			4	2	6	3	6	3	3	3	5	6
	RC			0.13	-0.13	-0.11	-0.11	-0.09	-0.12	-0.13	-0.13	-0.13	-0.07
x_{11}	Rank			1	3	1	5	1	6	5	5	1	2
	RC			0.20	-0.12	-0.20	-0.09	-0.15	-0.06	-0.09	-0.09	-0.15	-0.03
x_{12}	Rank	5	1			5							
	RC	0.06	0.19			-0.14							
x_{13}	Rank			5		4		7		7		7	
	RC			0.08		-0.10		-0.05		-0.07		-0.04	
x_{14}	Rank	1	5		1		1		1		1		1
	RC	0.23	0.14		0.20		0.21		0.20		0.22		0.24
x_{15}	Rank			6				4	8		9	4	7
	RC			-0.21				0.17	0.14		0.16	0.20	0.11
x_{23}	Rank	2	3		6		6				8		8
	RC	0.19	0.19		0.15		0.15				0.14		0.20
x_{26}	Rank						8		4		7		
	RC						0.10		0.10		0.11		
x_{28}	Rank	6	2										
	RC	0.08	0.16										
x_{29}	Rank			3		2		3				6	9
	RC			0.16		-0.17		-0.08				-0.11	-0.03

注:Rank 表示关键指标的重要性排序;RC 表示指标标准化回归系数
Note:Rank represents the importance ranking of key indicators;RC represents the standardized regression coefficient of indicators

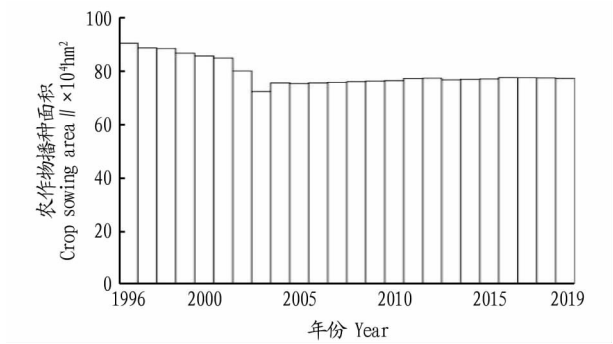


图 2 1996—2019 年赣南地区农作物播种面积变化情况
Fig. 2 Changes of crop sowing area in Gannan area from 1996 to 2019

表 4 赣南地区不同土地利用变化情况

Table 4 Changes of cultivated land and construction land in Gannan

area					km ²
年份 Year	水田 Paddy field	旱地 Dry land	耕地 Cultivated land	建设用地 Construction land	
1996	4 338.64	2 481.25	6 819.89	369.61	
2000	4 295.76	2 523.01	6 818.77	364.86	
2011	4 376.79	2 585.13	6 961.92	456.47	
2019	4 239.44	2 492.43	6 731.87	817.45	

第一产业占比(x_8)、第三产业占比(x_{10})分别处于第 3 位和第 6 位,且第一产业占比是正相关指标,第三产业占比为负相关指标,说明第一产业占比下降、第三产业占比提高能对缓解水土流失压力发挥积极作用。随着产业结构的优化

调整,赣南地区的3次产业结构占比由1996年的43.3:29.5:27.2调整为2019年的10.8:39.4:49.8,单因变量分析结果表明第一产业占比和第三产业占比对剧烈流失面积(y_{11})的作用更突出,说明产业结构调整对减少剧烈水土流失状况效果显著。

农村居民可支配收入(x_{11})是仅次于农作物播种面积(x_{14})的第二重要指标,同时在比例型单因变量(y_4 、 y_6 、 y_8 、 y_{14})中均居于首位,但对 y_1 和 y_3 而言又并非为关键指标。就作用方向而言,轻度流失状况(y_4)与农村居民可支配收入呈正相关,而与其他因变量均呈负相关,这可能是由水土流失发展具有强烈流失转向轻度流失的态势,强烈及以上流失面积(y_{13})不断减少,轻度流失有所增加的原因所致。同一影响因素对不同水土流失状况的重要性程度各不相同,其作用方向也有所差异。同理,人均GDP(x_6)也有此类现象。 x_6 、 x_{11} 这两者均为表现经济发展水平高低的指标,且在关键作用中与水土状况呈负相关(y_4 除外),社会经济不断发展带动居民物质生活水平提高,促进了生态保护意识的增强,同时经济发展使得水土保持等生态建设可以获得更多的资金保障,可以推动水土保持事业的发展。

总人口(x_1)在多因变量综合作用的重要性排序居于第5位,也是 y_1 、 y_3 、 y_5 、 y_7 、 y_9 、 y_{13} 等规模型单因变量的关键指标。人口增长对有限的资源环境而言是一种持续的外界压力^[11],赣南地区的人口总量从1996年的755万增长到2019年的983万,增长率达30.2%,年平均增长率为1.31%,远高于0.53%的全国平均水平^[21]。区域人口持续增长,人地关系愈加紧张,加大了农村土地的压力,侵占良田、开山造屋和陡坡开垦等问题突出^[22],水土流失风险加大。

土地面积(x_{23})大小对水土流失绝对面积的大小具有决定性作用, x_{23} 是除 y_9 和 y_{11} 外的规模型流失状况的关键影响指标,说明区域面积大小对较低强度及整体流失状况的影响更大,而对极强烈和剧烈水土流失面积(y_9 、 y_{11})大小决定程度低。通过观察 y_{11} 的关键指标可知,其关键影响指标除道路密度(x_{13})外均为经济状况指标,剧烈流失面积(y_{11})与经济发展联系更为密切。

治理度(x_{29})是多因变量回归模型中的第9位关键指标,从规模型水土流失指标上看,治理度都不具有关键影响作用,但均为比例型表征指标(y_4 、 y_6 、 y_8 、 y_{14})的关键因素,且位次较高。通过回归系数可知, x_{29} 作为关键指标中除 y_4 外均为负相关,表明水土流失治理工作对降低水土流失强度、减少流失面积起着积极作用。防治水土流失、保护水土资源是关系生态安全的大计,水土保持是我国必须长期坚持的一项基本国策。在国家和赣州历届党委和政府的重视和支持下,赣南地区探索总结了符合赣州实际、具有赣州特色、坚持与时俱进的水土保持生态治理的“赣州模式”,水土流失治理取得了显著成效^[23]。治理度的关键地位印证了水土流失治理工作对水土保持的成效是显著的,据公报,赣南水土流失面积从1996年的9 208.89 km²下降至2019年的7 051.12 km²,降幅达23.43%,生态环境逐渐转好,走向了高质量的绿色发展。

3 讨论

影响水土流失变化的社会经济因素是复杂多变的,该研究结果得出总人口对水土流失状况具有极其重要的影响,且回归系数均为正值,这与李月臣等^[11]对三峡库区重庆段的研究结果一致。人口一直是研究水土流失成因分析的重要指标,是最能综合反映人为因素与水土流失关系的社会经济因子^[10]。人口密度与水土流失也具有很强的相关性^[4],但从赣南地区人口密度的VIP值并未大于1,人口密度的重要程度相对较低,这与Wang等^[8]的研究结果具有一致性。农作物播种面积及农作物播种占比对水土流失具有极其重要的影响地位,且为容易诱发水土流失的不利因素。农业活动对水土流失影响的重要性在国内外多有研究,传统耕作方式下农田的水土流失率平均比自然条件下的高1~2个数量级^[24],人工农田系统较自然生态系统水土流失更明显^[25]。

4 结论

该研究基于偏最小二乘回归分析方法探讨了赣南地区的水土流失的社会经济驱动机制,得出如下结论:

(1)单因变量中水土流失面积为区域水土流失状况的社会经济因素影响机制研究的最佳表征指标,59.7%的自变量信息能够解释84.7%的因变量变异。水土流失的社会经济驱动机制复杂,针对不同的水土流失表征类型,关键影响因素有所差别,分析水土流失不同状态的影响因素应选择恰当的指标。

(2)对多因变量建模结果的关键指标也是大部分单因变量的关键指标,影响赣南地区水土流失的关键社会经济指标及其综合影响程度的排序为农作物播种面积>农村居民可支配收入>第一产业占比>人均GDP>总人口>第三产业占比>农作物播种占比>土地面积>治理度。

(3)农作物种植是水土流失长期稳定的源头之一,可以通过改善耕作方式来减少流失。土地面积是影响区域水土流失规模的关键因素,但剧烈及以上程度的流失受经济因素的影响程度更大,合理调整产业结构,推动经济绿色发展可以有效控制高强度水土流失状况。

参考文献

- [1] 魏建兵,肖筠宁,李秀珍,等.东北黑土区小流域农业景观结构与土壤侵蚀的关系[J].生态学报,2006,26(8):2608-2615.
- [2] 彭珂珊.我国水土保持在生态文明建设中的实践与思考[J].首都师范大学学报(自然科学版),2016,37(5):58-69.
- [3] 彭珂珊.我国土壤侵蚀状况与主要影响因素分析[J].洛阳农业高等专科学校学报,2000,20(2):1-5.
- [4] 王利民,翁伯琦,罗涛,等.山地水土流失的影响因素及其若干机理[J].安徽农业科学,2016,44(19):70-75.
- [5] 杨振,牛叔文,吴文恒.陇中黄土高原水土流失的人文因素分析[J].干旱区资源与环境,2005,19(6):124-128.
- [6] 王红兵,许炯心,颜明.影响土壤侵蚀的社会经济因素研究进展[J].地理科学进展,2011,30(3):268-274.
- [7] HUANG L D, YE A Z, TANG C J, et al. Impact of rural depopulation and climate change on vegetation, runoff and sediment load in the Gan River Basin, China[J]. Hydrol Res, 2020, 51(4): 768-780.
- [8] WANG L, YAN H, WANG X W, et al. The potential for soil erosion control associated with socio-economic development in the hilly red soil region, southern China[J/OL]. CATENA, 2020, 194[2021-05-18]. https://doi.org/10.1016/j.catena.2020.104678.

和危害 4 个阶段,加强对引入时的监管和检测,杜绝因园艺造景而引入的情况,把危害扼制在初期。另一方面,组织技术团队对现有外来植物群落进行监测,摸清其分布范围、危害程度及蔓延趋势、制作矢量分布图等,为下一步防治和治理做好基础工作。

其次,强化外来入侵植物治理。通过聘请专业防治技术团队进行人工清理等物理法及化学法结合生物法等手段进行防控,并在清理后及时采用乡土物种进行生态修复,通过恢复植被和植物多样性,做到有效抵制外来入侵植物。

再次,提升保护区自身团队对外来植物识别与防治技术的素质。通过专业培训,进一步加强保护区管理人员及技术人员对外来入侵植物危害的重视程度,并提高综合素质,使防治工作深入人心,落到实处。

最后,持续做好防治措施。外来入侵植物的治理与防治工作,是一个长期博弈的过程,需要有警惕心和持久力,并科学制订有效的防控方案,将外来入侵植物危害置于可控范围。

参考文献

[1] 万方浩,郭建英,张峰,等. 中国生物入侵研究[M]. 北京:科学出版社,2009.

(上接第 81 页)

[9] 庞国伟. 人为作用对土壤侵蚀环境影响的定量表征:以黄土高原典型流域为例[D]. 北京:中国科学院研究生院(教育部水土保持与生态环境研究中心),2012.

[10] 杜俊,师长兴,胡大伟,等. 长江上游侵蚀产沙与社会经济因子的关系[J]. 地理学报,2010,65(9):1089-1098.

[11] 李月臣,刘春霞,三峡库区(重庆段)水土流失的社会经济驱动机制研究[J]. 水土保持研究,2010,17(5):222-225.

[12] 王刚,张秋平,郑海金,等. 1987—2013 年江西省水土流失趋势及其社会经济驱动力分析[J]. 生态科学,2017,36(3):115-120.

[13] 秦浩,林志娟,陈景武. 偏最小二乘回归原理、分析步骤及程序[J]. 数理医药学杂志,2007,20(4):450-451.

[14] 王惠文. 偏最小二乘回归方法及其应用[M]. 北京:国防工业出版社,1999.

[15] 秦蓓蓓,王文圣,丁晶. 偏最小二乘回归模型在水文相关分析中的应用[J]. 四川大学学报(工程科学版),2003,35(4):115-118.

[16] 史志华,王玲,刘前进,等. 土壤侵蚀:从综合治理到生态调控[J]. 中国科学院院刊,2018,33(2):198-205.

[17] 侯美享,胡伟,乔海龙,等. 偏最小二乘(PLS)回归方法在中国东部植

(上接第 105 页)

[8] 黄乔乔,李晓霞,程汉亭,等. 不同光照及采食条件对薇甘菊和鸡屎藤叶片形态可塑性的影响[J]. 热带农业科学,2013,33(7):11-16.

[9] 张衷华. 林业有害植物薇甘菊入侵特性的研究[D]. 哈尔滨:东北林业大学,2006.

[10] 王文杰,张衷华,祖元刚,等. 薇甘菊(*Mikania micrantha*)非同化器官光合特征及其生态学意义[J]. 生态学报,2009,29(1):28-36.

[2] 高增祥,季荣,徐汝梅,等. 外来种入侵的过程、机理和预测[J]. 生态学报,2003,23(3):559-570.

[3] 王伯荪,郝艳茹,王昌伟,等. 生物入侵与入侵生态学[J]. 中山大学学报(自然科学版),2005,44(3):75-77.

[4] 林建勇,梁瑞龙,李娟,等. 华南地区外来入侵植物调查研究[J]. 广西林业科学,2012,41(3):237-241.

[5] 谢云珍,王玉兵,谭伟福. 广西外来入侵植物[J]. 热带亚热带植物学报,2007,15(2):160-167.

[6] 汪一洪,朱志柳,余丽慧,等. 浙江景宁自然保护区外来入侵植物调查研究[J]. 安徽农业科学,2022,50(8):94-96.

[7] 唐赛春,吕仕洪,何成新,等. 广西的外来入侵植物[J]. 广西植物,2008,28(6):775-779,815.

[8] 唐赛春,韦春强,吕仕洪,等. 广西外来入侵植物研究[M]. 南宁:广西科学技术出版社,2019:1-2.

[9] 严靖,闫小玲,马金双. 中国外来入侵植物彩色图鉴[M]. 上海:上海科学技术出版社,2016.

[10] 马金双,李惠茹. 中国外来入侵植物名录[M]. 北京:高等教育出版社,2018.

[11] 马金双. 中国入侵植物名录[M]. 北京:高等教育出版社,2013:67-68.

[12] 中国科学院中国植物志编辑委员会. 中国植物志(8-80 卷)[M]. 北京:科学出版社,1977-2002.

[13] 覃海宁,刘寅. 广西植物名录[M]. 北京:科学出版社,2010:185-188.

[14] 李振宇,解焱. 中国外来入侵种[M]. 北京:中国林业出版社,2002:188.

[15] 张林艳,叶万辉. 群落可侵入性及其影响因素[J]. 植物生态学报,2002,26(1):109-114.

[16] 吴志红. 广西外来入侵生物发生为害特征和扩散机制[J]. 中国植保导刊,2005,25(6):41-43,14.

被变化归因研究中的应用[J]. 自然资源学报,2015,30(3):409-422.

[18] 张瑜,王天巍,蔡崇法,等. 干旱区耕地景观格局碎化特征及社会经济驱动因素分析[J]. 水土保持研究,2016,23(4):179-184.

[19] 李方正,解爽,李雄. 基于 PLSR 模型的北京市中心城绿色空间演变驱动机制研究(1992—2016 年)[J]. 北京林业大学学报,2019,41(4):116-126.

[20] NIU J, CHEN J, YU G, et al. Quantitative structure-property relationships on direct photolysis of PCDD/Fs on surfaces of fly ash[J]. SAR and QSAR in Environ Res, 2004, 15(4):265-277.

[21] 第七次全国人口普查数据公报[EB/OL]. [2021-04-28]. <http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/rkpcgb/>.

[22] 水利部,中国科学院,中国工程院. 中国水土流失防治与生态安全·总卷(下)[M]. 北京:科学出版社,2010.

[23] 洪向华. 红土地上的绿色华章:水土保持生态治理的赣州模式[M]. 北京:中共中央党校出版社,2021.

[24] MONTGOMERY D R. Soil erosion and agricultural sustainability[J]. Proc Natl Acad Sci USA, 2007, 104(33):13268-13272.

[25] 韩晓增,王守宇,宋春雨,等. 土地利用/覆盖变化对黑土生态环境的影响[J]. 地理科学,2005,25(2):203-208.

[11] 张水珠. 薇甘菊不同居群蛋白质和解剖结构比较研究[D]. 广州:华南农业大学,2007.

[12] 陈华,胡晓颖,沈浩,等. 田野菟丝子寄生对薇甘菊气孔行为的影响[J]. 广西植物,2008,28(5):655-660.

[13] 魏巍,侯玉平,彭少麟,等. 不同光照强度对入侵植物薇甘菊(*Mikania micrantha*)和飞机草(*Chromolaena odorata*)生长及生物量分配的影响[J]. 生态学报,2017,37(18):6021-6028.