

欧定华,夏建国,欧晓芳. 基于空间回归模型的城郊区土地景观格局变化驱动力研究——以成都市龙泉驿区为例[J]. 江苏农业科学,2017,45(14):236-242.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.14.062

基于空间回归模型的城郊区土地景观格局 变化驱动力研究 ——以成都市龙泉驿区为例

欧定华^{1,2}, 夏建国¹, 欧晓芳³

(1. 四川省四川农业大学资源学院, 四川成都 611130;

2. 四川省成都市龙泉驿区统筹城乡工作委员会, 四川成都 610100; 3. 成都理工大学地球科学学院, 四川成都 610059)

摘要:基于土地景观遥感影像分类数据、DEM 数据、气象数据、土壤数据和相关社会经济数据,应用空间回归模型对四川省成都市龙泉驿区土地景观格局变化驱动力进行分析。结果表明:土地景观格局变化驱动因子受时间尺度影响较大,同一土地景观格局变化驱动因子会随时间推移而发生不同程度的变化,同一驱动因子对土地景观格局变化的影响力也会随时间变化而发生改变。农田、果园、交通运输、水体景观格局变化主要受人文驱动因子影响,森林、城乡人居及工矿景观格局变化主要受自然驱动因子影响,人文驱动因子对土地景观格局变化的影响程度总体上大于自然驱动因子。人口状况、科技水平、经济发展等因子是土地景观格局变化的主要驱动力。空间回归模型拟合效果优于 OLS 线性回归模型,是进行土地景观格局变化驱动力分析的有效方法。

关键词:城市近郊区;土地利用;景观格局变化;空间回归模型;驱动力

中图分类号: F301.24 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)14-0236-07

近年来,因土地利用开发不合理和城市无序蔓延扩张,城郊区陆地生态系统结构和功能遭到严重破坏,致使区域水文过程、生物地球化学循环、生物多样性发生了巨大变化^[1],产生了工业“三废”污染、森林面积减少、土地景观破碎化等一系列生态环境问题。研究城郊区土地景观变化驱动力,可以为制定生态环境管理和生态风险防控措施提供科学依据,对缓解城郊区生态环境问题和促进区域土地持续利用、城镇合理扩张、经济良性发展具有重要意义。

目前,常用景观变化驱动力识别方法为传统统计分析法,如典型相关分析法^[2]、Logistic 回归模型分析法^[3]、多元线性回归模型分析法^[4]等。这类方法应用前提是数据必须符合统计上独立且均匀分布的假设条件^[5],而土地景观格局及驱动因子往往不独立,存在空间依赖关系,应用传统统计分析法进行驱动因子识别可能会产生偏差,所以有必要应用能体现数据空间相关性的空间回归模型进行土地景观格局变化驱动力分析。空间回归模型假设空间统计数据具有空间多维特征和时空相关性,能利用研究对象空间分布信息,较好地揭示土地景观格局变化影响因素及其时空分布。该模型不要求数据独立,可以充分分析数据空间属性,广泛应用于社会经济、农

业环境、公共卫生等领域^[6-7]以及空间分布预测模拟^[8]、影响因素识别分析^[9-10]等方面,但在土地景观格局变化驱动力分析中应用还比较少见。

龙泉驿属四川省会成都市辖区,是典型大城市近郊区,21 世纪以来,该区在加快推进工业化和城镇化过程中,也面临诸如森林植被遭受破坏、耕地资源减少等生态环境问题,对其进行土地景观格局变化驱动力研究具有较强代表性和研究价值。有鉴于此,本研究以龙泉驿为研究区,从自然驱动力和人文驱动力 2 个方面构建土地景观格局变化驱动力指标体系,应用空间回归模型对 2000—2007 年、2007—2014 年 2 个时期土地景观格局变化驱动力进行分析,以期能为区域生态安全格局构建和制定生态风险防控措施提供依据。

1 研究区概况

龙泉驿区位于成都平原东缘、龙泉山脉西侧,地处 30°27′52″~30°43′23″N、104°08′19″~104°27′09″E,幅员面积 556.4 km²。地质构造为成都断陷带与龙泉山隆褶带间的构造断块,地势由东南逐渐向西北微倾,最高海拔 1 051.3 m,最低海拔 456.8 m。有平坝、丘陵、山地等地貌类型,其中平坝 317.54 km²、山地 217.38 km²、丘陵 21.48 km²。属四川盆地中亚热带湿润气候,年平均气温 16.5℃、降水量 852.4 mm、日照时数 1 021 h、蒸发量 984.7 mm。成土母质为侏罗纪、白垩纪、第四纪成土母质,主要土壤类型为水稻土、黄泥土、紫色新冲积土和紫色土。龙泉驿属成都第二经济圈,是国务院批准的成都城市向东发展主体区,也是成都国家级经济技术开发区所在地,重点发展汽车产业,2014 年全区 GDP 实现 944.6 亿元,位居全省第一。

收稿日期:2016-11-13

基金项目:国家自然科学基金(编号:31270498);四川省学术和技术带头人培养经费(2014 年度)。

作者简介:欧定华(1984—),男,四川宜宾人,博士研究生,主要从事土地利用规划与管理、“3S”技术应用研究。E-mail:357881550@qq.com。

通信作者:夏建国,博士,教授,主要从事土地利用与环境演变研究。E-mail:xiajianguo@126.com。

2 数据来源与研究方法

2.1 遥感数据来源及土地景观分类

以研究区 2 期(2000 年 5 月 2 日、2007 年 5 月 6 日) TM 影像和 1 期(2014 年 8 月 13 日) OLI 影像(来自 USGS 网站)

为基础数据,1997 年 1 : 15 万比例的土地利用现状图、2009 年 1 : 1 万比例的土地利用现状图、2014 年 10—11 月景观野外调查成果为辅助数据,应用 QUEST 遥感影像分类方法^[11]解译得研究区土地景观类型图(图 1)。

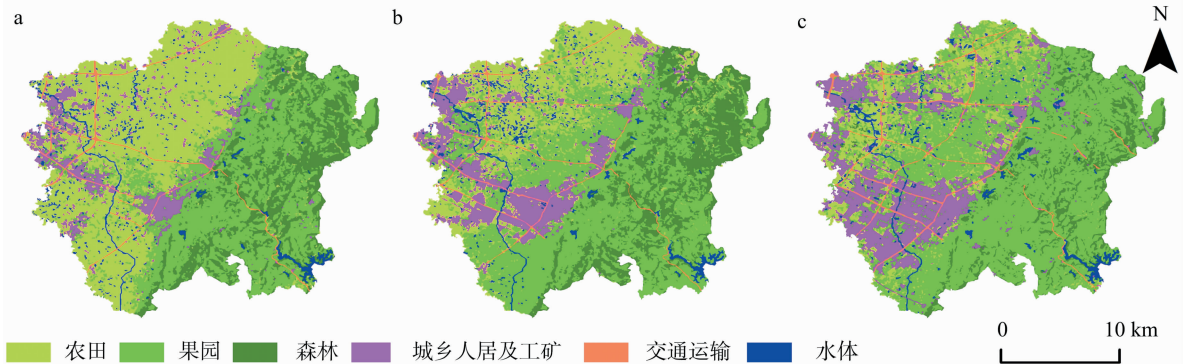


图1 研究区 2000 年(a)、2007 年(b)、2014 年(c)土地景观类型图

2.2 土地景观格局变化驱动力指标体系及数据来源

参考国内相关景观格局变化^[2-3]、土地利用/覆被变化^[12-15]驱动力研究中构建的基础指标,结合研究区自然生态

环境状况和数据资料获取情况,按照代表性、科学性、差异性原则,从自然驱动、人文驱动两大系统中初选 36 个因子构建土地景观格局变化驱动力指标体系(表 1)。

表 1 土地景观格局变化驱动力指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
自然驱动力	气候	年均气温(x_1 ,℃);年均降雨量(x_2 ,mm)
	地形	高程(x_3 ,m);坡度(x_4 ,°);坡向(x_5 ,°)
	土壤	土壤有机质含量(x_6 ,g/kg)
人文驱动力	人口状况	总人口(x_7 ,人);农业人口(x_8 ,人);非农业人口(x_9 ,人);人口自然增长率(x_{10} ,‰);人口密度(x_{11} ,人/km ²);农业人口密度(x_{12} ,人/km ²)
	科技水平	农业机械总动力(x_{13} ,×10 ⁴ kw);农村用电(x_{14} ,×10 ⁴ kw·h);化肥施用量(x_{15} ,t);粮食单产(x_{16} ,kg/hm ²);耕地有效灌溉面积(x_{17} ,hm ²);第一产业产值占 GDP 比重(x_{18} ,%);第二产业产值占 GDP 比重(x_{19} ,%);第三产业产值占 GDP 比重(x_{20} ,%)
	经济发展	地区生产总值(x_{21} ,亿元);人均地区生产总值(x_{22} ,万元/人);第一产业产值(x_{23} ,亿元);第二产业产值(x_{24} ,亿元);第三产业产值(x_{25} ,亿元);经济密度(x_{26} ,万元 GDP/km ²);地方财政收入(x_{27} ,万元);全社会固定资产投资(x_{28} ,亿元);社会消费品零售总额(x_{29} ,亿元);综合城镇化率(x_{30} ,%)
	农业生产	粮食播种面积(x_{31} ,hm ²);粮食总产量(x_{32} ,t);水果总产量(x_{33} ,t);年末大牲畜存栏数(x_{34} ,×10 ⁴ 头)
	生活水平	农民人均纯收入(x_{35} ,元);城镇居民人均可支配收入(x_{36} ,元)

自然驱动力指标中,2000—2007 年、2007—2014 年间年均降雨量和气温空间分布图根据龙泉驿气象局提供的降雨、气温数据,通过空间插值获取;高程分布图采用 ASTER GDEM V2 数据(来自 NASA 网站);坡度图、坡向图均基于 DEM 计算得到;土壤有机质含量空间分布图根据龙泉驿区测土配方施肥项目测得的土壤有机质含量数据,通过空间插值得。人文驱动力指标中, x_7 、 x_8 、 x_9 、 x_{21} 、 x_{23} 、 x_{24} 、 x_{25} 、 x_{27} 、 x_{28} 、 x_{29} 、 x_{35} 、 x_{36} 数据来自《龙泉驿统计年鉴(2000—2012 年)》和成都统计信息网, x_{10} 、 x_{13} 、 x_{14} 、 x_{15} 、 x_{17} 、 x_{31} 、 x_{32} 、 x_{33} 、 x_{34} 数据由龙泉驿统计局、农林局和各街道(镇、乡)提供, x_{11} 、 x_{12} 、 x_{18} 、 x_{19} 、 x_{20} 、 x_{22} 、 x_{26} 、 x_{30} 数据根据已有数据计算得到。在此基础上,按照孙才志等采用的指标栅格化方法^[3],将各人文驱动力指标转化为栅格数据。各栅格数据分辨率统一为 30 m。

2.3 土地景观格局变化驱动力空间回归分析步骤

(1)建立空间回归分析基本单元网格。以 0.6 km 为分析尺度,运用 ArcGIS 10.0 构建景观格局变化驱动力分析单

元网格矢量数据(图 2-a)。研究区共涉及网格 1 663 个。

(2)计算单元网格景观面积变化率。以 2000—2007 年农田景观面积变化率为例阐述景观面积变化率计算过程。首先,经重分类把农田景观变化图中变化区赋值为“1”、未变区赋值为“0”(图 2-b);然后,将单元网格矢量图和农田景观变化图叠加结果属性表导入 Microsoft Excel 2010 中统计各网格农田变化区、未变化区面积;最后,按式(1)计算各单元网格农田景观面积变化率。

$$y_{ij} = \frac{Ka_{ij} - Kb_{ij}}{Ka_{ij}} \times \frac{1}{T} \times 100\%。$$
 (1)

式中: y_{ij} 为土地景观类型 j 在 i 个空间单元网格内的面积变化率; Ka_{ij} 、 Kb_{ij} 分别为研究初期 a 和研究末期 b 土地景观类型 j 在空间单元网格 i 内的面积; T 为研究初期和末期间隔时间。

(3)计算单元网格驱动力指标值。应用 Python 编程调用 ArcGIS 10.0 平台函数,以空间单元网格图为分区数据、NET_ID 为分区字段、各驱动力指标栅格数据为输入数据,分阶段

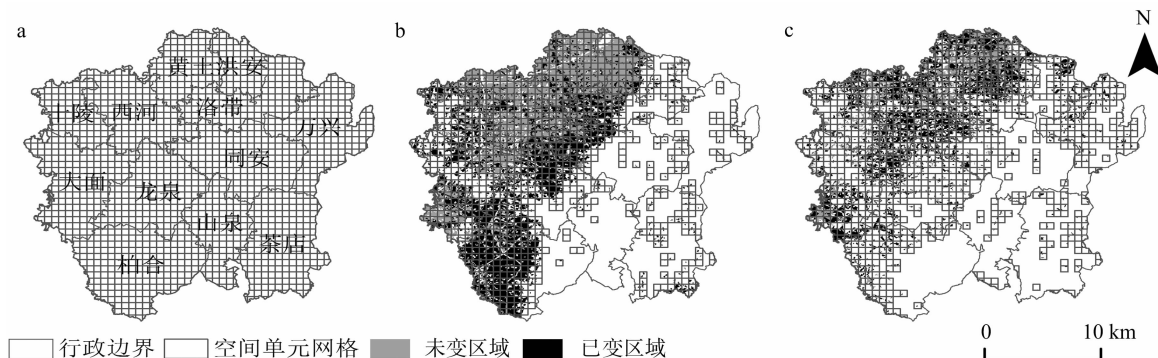


图2 土地景观格局变化驱动力分析单元网格图(a)、2000—2007(b)年和2007—2014(c)农田景观变化图

批量计算各指标在各单元网格中的均值。

(4)土地景观格局变化与驱动力指标的相关分析。应用 SPSS 19.0 对各单元网格对应土地景观面积变化率、驱动指标均值进行 Z-score 标准化处理,计算土地景观面积变化率与驱动指标值间的皮尔森相关系数,删除相关系数未通过显著性检验和相关系数小于 0.2 的指标,筛选出与土地景观格局变化相关的指标。

(5)应用普通最小二乘法 (OLS) 线性回归模型进行土地景观格局变化驱动力分析。应用 OLS 线性回归模型^[9]分析驱动指标对土地景观格局变化的影响,以回归系数显著性水平、方差扩大因子 VIF < 10 为依据构建 OLS 线性回归模型,筛选出无多重共线性问题的指标。

(6)OLS 线性回归模型残差、因变量、自变量空间相关分析与判断。应用 OpenGeoDa 计算 1 次 Rook 邻接、1 次 Queen 邻接权重矩阵^[16]下 OLS 线性回归模型残差、因变量、自变量 Moran's I 值,根据 P 值和 Z 值判断 Moran's I 显著性^[17-18]。若模型残差、因变量、自变量存在空间自相关,则必须选择恰当空间回归模型进行驱动力分析。

(7)空间回归模型选择。常见空间回归模型包括空间滞后模型 (SLM) 和空间误差模型 (SEM),通用表达式为:

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + \beta X + \mu; \\ \mu &= \lambda W_2 \mu + \varepsilon; \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n). \end{aligned} \quad (2)$$

式中: y 为因变量; X 为自变量; μ 为模型残差; β 为自变量空间回归系数; ε 为白噪声; W_1 为反映因变量自身空间趋势的权重矩阵; W_2 为反映模型残差空间趋势的权重矩阵; ρ 为空间滞后项 $W_1 y$ 系数,称为空间自回归系数; λ 为空间误差系数。当 $\rho \neq 0, \lambda = 0$ 时,为空间滞后模型,方程为 $y = \rho W_1 y + \beta X + \mu$; 当 $\rho = 0, \lambda \neq 0$ 时,为空间误差模型,方程为 $y = \beta X + \lambda W_2 \mu + \varepsilon$ 。根据拉格朗日乘数 (LM-lag 和 LM-error)、稳健拉格朗日算子 (Robust LM-lag 和 Robust LM-error) 显著性确定空间回归模型类型^[7-8]。

(8)空间回归模型评估。采用确定系数 (R^2)、赤池信息准则 (AIC) 和施瓦茨准则 (SC) 和对数似然值 (LG) 模型评估指标^[10],对空间回归模型拟合结果进行评估,选取效果最好的进行驱动力分析。

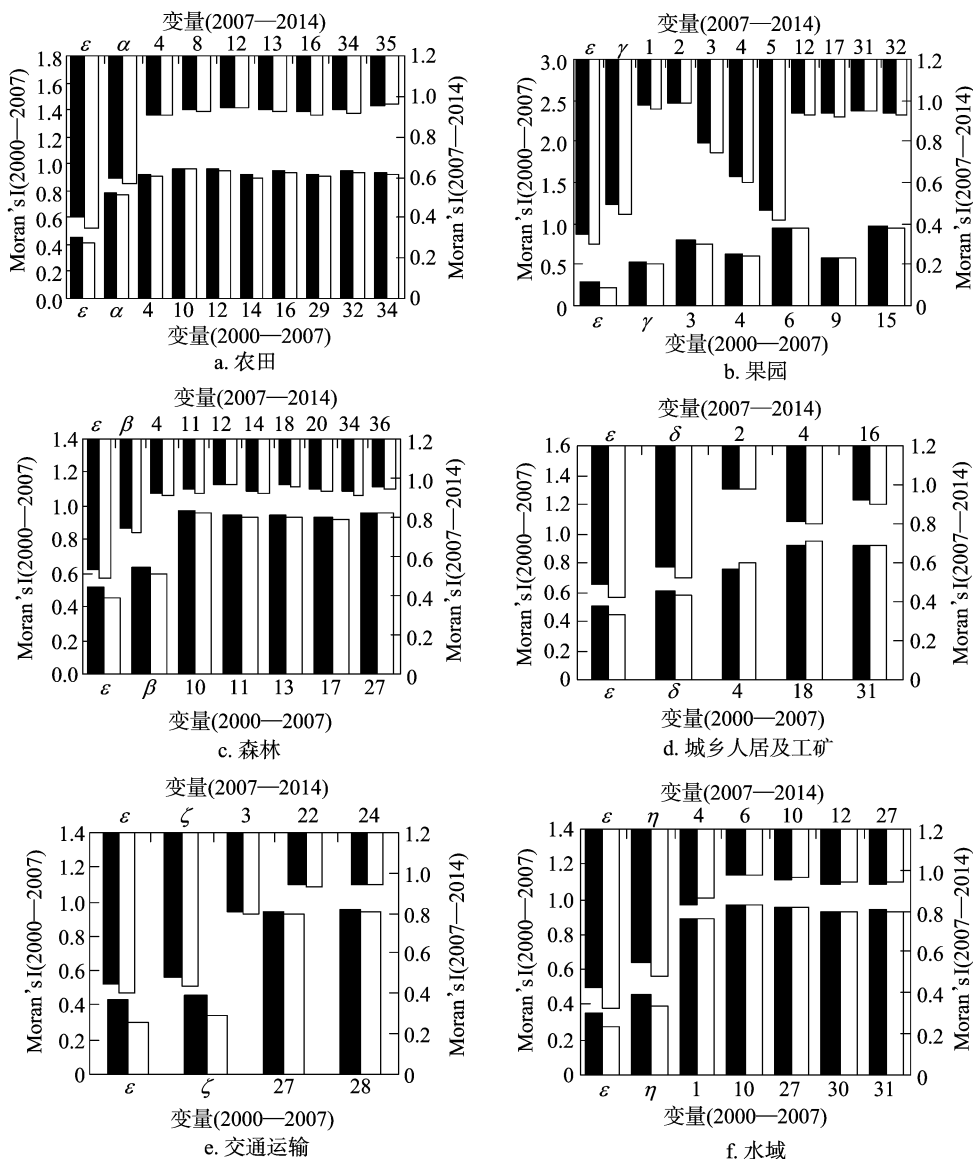
3 结果与分析

3.1 空间自相关分析与判断

各阶段 OLS 线性回归模型在 1 次 Rook 邻接、1 次 Queen 邻接权重矩阵下的残差 Moran's I 值相差不大 (图 3)。2000—2007 年 OLS 线性回归模型在 1 次 Rook 邻接、1 次 Queen 邻接权重矩阵下的残差 Moran's I 值分别介于 0.279 2 ~ 0.517 6、0.229 2 ~ 0.451 3 之间,2007—2014 年分别介于 0.352 5 ~ 0.533 0、0.295 8 ~ 0.492 3 之间,且各阶段 OLS 线性回归模型残差 Moran's I 值显著性检验指标 $P < 0.01$ 、 $Z > 1.96$,其残差存在显著空间自相关性,表明 OLS 线性回归模型对土地景观格局变化驱动力的分析结果可靠性差。此外,各阶段 OLS 线性回归模型在 1 次 Rook 邻接、1 次 Queen 邻接权重矩阵下的因变量、自变量 Moran's I 值都较大,且彼此差异较小 (图 3)。基于 1 次 Rook 邻接 (1 次 Queen 邻接) 权重矩阵计算得到的 2000—2007 年景观面积变化率及对应驱动指标 Moran's I 指数最小值为 0.461 3 (0.337 6)、最大值为 0.972 4 (0.969 3),2007—2014 年最小值为 0.468 6 (0.412 5),最大值为 0.989 9 (0.984 4),且各 Moran's I 指数显著性检验指标 $P < 0.01$ 、 $Z > 1.96$ 。表明 2000—2014 年各景观面积变化率及对应驱动指标存在显著空间自相关性,必须选择恰当空间回归模型进行土地景观格局变化驱动力分析。

3.2 空间回归模型拟合与评估

空间回归模型评估指标 R^2 、LG 值均大于 OLSM, AIC、SC 值均小于 OLSM (表 2),表明空间回归模型拟合效果总体优于 OLSM,因为空间回归模型残差 Moran's I 值接近于零且均小于 OLSM,基本排除残差空间自相关性,且考虑了变量空间自相关性^[19]。农田景观在 2 个阶段 1 次 Queen 邻接权重矩阵对应空间滞后模型 SLM_{Queen} 的 R^2 和 LG 值最大、AIC 和 SC 值最小,所以把 SLM_{Queen} 拟合结果作为农田景观格局变化驱动力最终结果 (表 3); 果园景观在 2000—2007 年 1 次 Rook 邻接权重矩阵对应空间滞后模型 SLM_{Rook} 的 R^2 和 LG 值最大、AIC 和 SC 值最小,在 2007—2014 年 1 次 Queen 邻接权重矩阵对应空间误差模型 SEM_{Queen} 的 R^2 和 LG 值最大、AIC 和 SC 值最小,所以分别把 SLM_{Rook} 和 SEM_{Queen} 拟合结果作为 2000—2007 年、2007—2014 年果园景观格局变化驱动力最终估计结果 (表 3); 森林景观在 2000—2007 年 1 次 Rook 邻接权重矩阵对应空间误差模型 SEM_{Rook} 的 R^2 和 LG 值最大、AIC 和 SC 值最小,在 2007—2014 年 SLM_{Queen} 的 R^2 和 LG 值最大、AIC 和 SC 值最小,所以分别把 SEM_{Rook} 和 SLM_{Queen} 拟合结果作为 2000—2007 年、2007—2014 年森林景观格局变化驱动力最终



图中, ε 为 OLS 模型残差; α 、 β 、 γ 、 δ 、 ζ 、 η 分别表示 OLS 模型因变量 y_1 、 y_2 、 y_3 、 y_4 、 y_5 、 y_6 ; 1~36 表示 OLS 模型自变量 x_1 、 x_2 、 \dots 、 x_{36} ; —■—、—□— 分别表示变量在 1 次 Rook 邻接、1 次 Queen 邻接权重矩阵下的 Moran's I 值

图3 OLS 线性回归模型残差、因变量、自变量在不同权重矩阵下的 Moran's I 值柱状图

估计结果(表3);城乡人居及工矿、交通运输、水体景观在2个阶段 SLM_{Rook} 的 R^2 和 LG 值皆最大、AIC 和 SC 值皆最小,所以把 SLM_{Rook} 拟合结果作为2个阶段3种景观格局变化驱动力最终估计结果(表3)。

表中, P 、 Z 分别为 Moran's I 值显著性检验统计量 P 值、 Z 值;SLM、SEM 和 OLSM 分别为空间滞后模型、空间误差模型和普通最小二乘法线性回归模型;Queen、Rook 分别表示1次 Queen 邻接、1次 Rook 邻接权重矩阵。

3.3 土地景观格局变化驱动力分析

(1) 农田景观格局变化驱动力分析。第一阶段(2000—2007),影响指标为粮食总产量、农业人口密度、农村用电、粮食单产、年末大牲畜存栏数、坡度和人口自然增长率;第二阶段(2007—2014),影响指标为农业人口、农业人口密度、坡度和年末大牲畜存栏数(表3)。2个阶段中,除农业人口密度、坡度、年末大牲畜存栏数3个指标相同外,其余指标各不相同,影响程度排前3位的是农业人口、农业人口密度和粮食总

产量,表明人口状况是2000—2014年农田景观格局变化主要驱动力,这是由于人口数量、密度的变化可能导致粮食需求增大而扩大耕种面积、调整农业种植结构或导致城镇扩展而侵占大量农地,从而加剧了农田景观格局变化。

(2) 果园景观格局变化驱动力分析。第一阶段,影响指标为人口密度、农业机械总动力、地方财政收入、耕地有效灌溉面积(表3);第二阶段,第一产业产值占GDP比重、第三产业产值占GDP比重回归系数均未通过5%水平显著性检验(表3),表明产业结构变化在2007—2014年间对果园景观变化影响不大,这是因为这期间研究区已从农业区转变为以发展汽车产业为主的工业区,农业产业结构调整基本完成,加之果园景观主要分布在山区,受坝区汽车产业发展用地扩张影响较小,所以产业结构变化对果园景观影响不大;其余自变量回归系数均通过5%水平显著性检验(表3),是该阶段果园景观格局变化影响指标。2个阶段仅人口密度1个共有驱动指标,影响程度排前几位的是人口密度、农业人口密度、农业

表 2 土地景观格局变化驱动力空间回归模型评估指标

景观类型	时间段	权重矩阵	模型	R^2	LG	AIC	SC	残差 Moran's I (P,Z)
农田	2000—2007	Rook	SLM	0.757 1	-847.731 0	1 715.460 0	1 765.550 0	-0.046 7(0.032, -1.941 6)
		Queen	SLM	0.757 7	-838.723 0	1 697.450 0	1 747.530 0	-0.028 4(0.055, -1.576 4)
		Rook/Queen	OLSM	0.617 6	-1 037.300 0	2 092.610 0	2 137.680 0	0.451 9(0,19.355 8)
	2007—2014	Rook	SLM	0.525 0	-1 183.530 0	2 385.050 0	2 429.930 0	-0.028 2(0.144, -1.083 3)
		Queen	SLM	0.526 7	-1 176.060 0	2 370.120 0	2 415.000 0	0.001 5(0.427, 0.178 3)
		Rook/Queen	OLSM	0.329 8	-1 318.280 0	2 652.550 0	2 692.450 0	0.402 2(0,16.709 6)
果园	2000—2007	Rook	SLM	0.575 4	-1 266.860 0	2 547.730 0	2 583.330 0	-0.051 0(0.017, -2.094 7)
		Queen	SEM	0.559 9	-1 271.450 1	2 554.900 0	2 585.420 0	-0.027 7(0.053, -1.672 9)
		Rook/Queen	OLSM	0.253 0	-1 520.880 0	3 053.760 0	3 084.270 0	0.517 6(0,23.456 9)
	2007—2014	Rook	SLM	0.709 1	-1 283.440 0	2 586.870 0	2 639.800 0	-0.076(0.001, -3.853 9)
		Queen	SEM	0.712 3	-1 258.824 3	2535.6500	2583.280 0	-0.032 9(0.005, -2.291 4)
		Rook/Queen	OLSM	0.459 8	-1 631.630 0	3 281.270 0	3 328.900 0	0.533(0,27.905 5)
森林	2000—2007	Rook	SEM	0.633 3	-691.310 0	1 394.620 0	1 422.190 0	-0.013 4(0.319, -0.485 4)
		Queen	SEM	0.629 3	-691.924 0	1 395.850 0	1 423.410 0	-0.006 4(0.423, -0.231 4)
		Rook/Queen	OLSM	0.556 3	-739.746 0	1 491.490 0	1 519.060 0	0.279 2(0,10.206 8)
	2007—2014	Rook	SLM	0.490 5	-798.376 0	1 618.750 0	1 669.050 0	-0.017 4(0.283, -0.585 4)
		Queen	SLM	0.490 9	-796.457 0	1 614.910 0	1 665.210 0	0.003 6(0.4,0.202 5)
		Rook/Queen	OLSM	0.315 8	-878.361 0	1 776.720 0	1 822.450 0	0.352 3(0,12.843 1)
城乡人居及工矿	2000—2007	Rook	SLM	0.534 2	-662.718 0	1 335.440 0	1 357.420 0	-0.021 1(0.308, -0.530 4)
		Queen	SEM	0.516 0	-666.162 0	1 342.320 0	1 364.310 0	-0.010 2(0.416, -0.291 2)
		Rook/Queen	OLSM	0.235 6	-770.282 0	1 548.560 0	1 566.150 0	0.498(0,14.124 3)
	2007—2014	Rook	SLM	0.484 8	-659.066 0	1 328.130 0	1 349.880 0	-0.041 5(0.124, -1.164 8)
		Queen	SLM	0.464 3	-698.966 0	1 407.930 0	1 429.680 0	-0.029 2(0.136, -1.098 3)
		Rook/Queen	OLSM	0.158 5	-761.782 0	1 531.560 0	1 548.960 0	0.487 6(0,14.354 4)
交通运输	2000—2007	Rook	SLM	0.317 8	-286.622 0	581.243 0	594.890 0	0.021 8(0.318, 0.421)
		Queen	SLM	0.222 0	-296.063 0	600.126 0	613.772 0	0.002 9(0.422, 0.173 6)
		Rook/Queen	OLSM	0.039 1	-312.877 0	631.753 0	641.988 0	0.433 7(0,6.967 3)
	2007—2014	Rook	SLM	0.367 8	-349.040 0	708.080 0	726.254 0	-0.014 8(0.411, -0.259 3)
		Queen	SLM	0.335 8	-351.478 0	712.956 0	731.130 0	-0.024 1(0.31, -0.515 7)
		Rook/Queen	OLSM	0.079 1	-385.259 0	778.518 0	793.057 0	0.447 1(0,8.173 4)
水体	2000—2007	Rook	SLM	0.341 8	-750.623 0	1 515.250 0	1 546.060 0	-0.001 3(0.499, -0.005 6)
		Queen	SLM	0.253 7	-765.932 0	1 545.860 0	1 576.680 0	0.124 9(0.001, 4.503 2)
		Rook/Queen	OLSM	0.163 2	-801.415 0	1 614.830 0	1 641.240 0	0.357 9(0,10.163 9)
	2007—2014	Rook	SLM	0.434 9	-706.811 0	1 427.620 0	1 458.400 0	-0.023 8(0.271, -0.613 8)
		Queen	SLM	0.316 9	-728.187 0	1 470.370 0	1 501.150 0	0.182 4(0.001, 6.085 3)
		Rook/Queen	OLSM	0.224 1	-774.724 0	1 561.450 0	1 587.830 0	0.421(0,11.812 9)

机械总动力、农村用电、地方财政收入和城镇居民人均可支配收入,表明人口状况、科技水平和经济发展是 2000—2014 年期间果园景观格局变化主要驱动力。

(3)森林景观格局变化驱动力分析。第一阶段,影响指标为坡度、土壤有机质含量、高程、非农业人口和化肥施用量;第二阶段,影响指标为粮食总产量、坡度、坡向、粮食播种面积、高程、年均降水量和农业人口密度(表 3)。2 个阶段只有高程、坡度 2 个共有驱动指标,影响程度排前几位的是高程、坡度、坡向、土壤有机质含量和粮食总产量,表明地形、土壤等自然驱动因子是 2000—2014 年间森林景观格局变化主要驱动力,由于在海拔较低、坡度较缓地带,土壤肥力较高、水热条件较好,土地开发利用较容易,处在此地带的森林景观最先受到人为影响而发生改变,但随着时间推移,易开发区域开发殆尽,一些高程较低、坡度相对较大区域的森林景观也受到人类干扰而发生变化。

(4)城乡人居及工矿景观格局变化驱动力分析。第一阶段,影响指标为坡度、第一产业产值占 GDP 比重、粮食播种面积,而且均为正效应影响(表 3),表明坡度、第一产业产值占 GDP 比重、粮食播种面积较大区域,城乡人居及工矿景观变化越大,因为 2000—2007 年间,此类指标较大区域主要是农村,而这期间正是该区农村农民住房大量建设期,农村建设用地空间变化幅度较大,所以呈现出该部分区域城乡人居及工矿景观格局变化明显的特点。第二阶段,影响指标为坡度和年均降水量,其中坡度与之呈正相关(表 3),表明坡度越大区域城乡人居及工矿景观变化越大,因为该区农村地形坡度普遍大于城市地区,2000—2014 年,伴随着城镇化、工业化进程的加快,农村人口不断向城镇聚集,城镇、工业园区不断向农村蔓延扩张,在这双重因素驱动下使得研究区坡度较大区域城乡人居及工矿景观呈现出变化越大的特点。

(5)交通运输景观格局变化驱动力分析。2 个阶段有地

表 3 土地景观格局变化驱动力空间回归模型估计结果

景观类型	2000—2007 年					2007—2014 年				
	变量	回归系数	标准误差	Z	P	变量	回归系数	标准误差	Z	P
农田	ρ	0.652 4	0.026 6	24.514 3	0.000 0	ρ	0.608 6	0.029 7	20.500 1	0.000 0
	μ	-0.005 6	0.014 8	-0.376 5	0.706 6	μ	0.003 5	0.020 9	0.169 6	0.865 4
	x_4	0.081 3	0.023 0	3.536 9	0.000 4	x_4	0.119 5	0.034 9	3.422 9	0.000 6
	x_{10}	-0.067 5	0.025 3	-2.671 1	0.007 6	x_8	0.165 5	0.046 0	3.599 1	0.000 3
	x_{12}	-0.145 9	0.032 7	-4.465 7	0.000 0	x_{12}	-0.145 0	0.042 6	-3.404 3	0.000 7
	x_{14}	0.135 2	0.025 1	5.396 1	0.000 0	x_{13}	-0.046 6	0.029 9	-1.558 3	0.119 2
	x_{16}	0.120 1	0.027 3	4.390 6	0.000 0	x_{16}	-0.026 4	0.030 7	-0.861 1	0.389 2
	x_{29}	0.037 8	0.022 1	1.710 8	0.087 1	x_{34}	-0.081 3	0.035 1	-2.317 1	0.020 5
	x_{32}	-0.310 9	0.038 6	-8.049 1	0.000 0	x_{35}	-0.032 3	0.033 6	-0.961 2	0.336 4
	x_{34}	0.097 4	0.021 1	4.627 3	0.000 0					
果园	ρ	0.645 3	0.024 5	26.383 2	0.000 0	ε	0.038 8	0.060 4	0.641 6	0.521 1
	μ	0.010 0	0.018 9	0.531 8	0.594 8	x_4	-0.227 0	0.044 4	-5.114 9	0.000 0
	x_{10}	0.040 8	0.029 2	1.397 0	0.162 4	x_{11}	0.162 9	0.070 1	2.323 2	0.020 2
	x_{11}	0.167 8	0.046 1	3.640 9	0.000 3	x_{12}	0.251 8	0.077 9	3.234 1	0.001 2
	x_{13}	0.149 3	0.031 8	4.698 9	0.000 0	x_{14}	-0.266 6	0.067 5	-3.951 1	0.000 1
	x_{17}	0.070 0	0.025 8	2.711 9	0.006 7	x_{18}	0.224 2	0.131 2	1.709 0	0.087 4
	x_{27}	-0.130 3	0.045 2	-2.880 3	0.004 0	x_{20}	-0.065 2	0.056 3	-1.157 1	0.247 3
						x_{34}	0.212 8	0.057 8	3.679 4	0.000 2
						x_{36}	0.280 1	0.128 8	2.174 7	0.029 7
						λ	0.771 2	0.021 5	35.920 9	0.000 0
森林	ε	-0.001 6	0.039 7	-0.039 4	0.968 6	ρ	0.584 0	0.037 8	15.435 0	0.000 0
	x_3	-0.133 9	0.039 3	-3.411 5	0.000 6	μ	0.004 0	0.026 7	0.148 1	0.882 2
	x_4	-0.545 1	0.034 9	-15.607 8	0.000 0	x_1	-0.051 3	0.035 9	-1.428 0	0.153 3
	x_6	0.172 8	0.040 6	4.253 0	0.000 0	x_2	0.095 4	0.040 8	2.336 9	0.019 4
	x_9	0.098 2	0.030 0	3.268 2	0.001 1	x_3	0.133 4	0.036 9	3.613 0	0.000 3
	x_{15}	-0.093 2	0.040 1	-2.325 3	0.020 1	x_4	-0.260 1	0.034 2	-7.600 0	0.000 0
	λ	0.438 1	0.041 2	10.632 2	0.000 0	x_5	-0.238 5	0.028 9	-8.264 9	0.000 0
						x_{12}	0.082 0	0.031 7	2.589 9	0.009 6
						x_{17}	0.072 0	0.036 3	1.981 1	0.047 6
						x_{31}	-0.218 1	0.067 5	-3.231 9	0.001 2
城乡人居及工矿	ρ	0.571 1	0.032 0	17.875 2	0.000 0	x_{32}	0.263 3	0.073 4	3.587 0	0.000 3
	μ	0.011 0	0.027 8	0.396 6	0.691 6	ρ	0.591 6	0.034 8	16.990 9	0.000 0
	x_4	0.124 2	0.031 4	3.948 8	0.000 1	μ	0.011 2	0.030 0	0.373 7	0.708 6
	x_{18}	0.109 5	0.039 5	2.770 4	0.005 6	x_2	-0.096 1	0.033 2	-2.895 0	0.003 8
	x_{31}	0.078 9	0.037 0	2.133 6	0.032 9	x_4	0.115 7	0.031 9	3.629 2	0.000 3
交通运输	ρ	0.469 6	0.055 4	8.483 4	0.000 0	x_{16}	0.057 7	0.033 1	1.744 3	0.081 1
	μ	0.007 7	0.055 1	0.139 8	0.888 8	ρ	0.495 4	0.048 7	10.163 3	0.000 0
	x_{27}	0.179 4	0.105 9	1.693 1	0.090 4	μ	0.023 4	0.047 5	0.492 2	0.622 6
	x_{28}	-0.115 5	0.105 1	-1.098 7	0.271 9	x_3	0.115 4	0.048 4	2.384 8	0.017 1
水体	ρ	0.423 7	0.038 2	11.101 1	0.000 0	x_{22}	0.265 9	0.128 8	2.065 0	0.038 9
	μ	0.017 3	0.033 0	0.525 2	0.599 4	x_{24}	-0.199 2	0.127 9	-1.558 0	0.119 2
	x_1	-0.053 9	0.038 6	-1.396 0	0.162 7	ρ	0.467 8	0.036 2	12.904 6	0.000 0
	x_{10}	0.132 3	0.053 4	2.474 5	0.013 3	μ	0.013 2	0.030 7	0.430 9	0.666 5
	x_{27}	0.166 9	0.042 8	3.902 2	0.000 1	x_4	-0.077 9	0.039 5	-1.970 3	0.048 8
	x_{30}	-0.123 6	0.057 7	-2.143 2	0.032 1	x_6	0.071 3	0.034 8	2.048 6	0.040 5
	x_{31}	-0.090 1	0.046 2	-1.951 7	0.051 0	x_{10}	0.055 1	0.061 0	0.903 6	0.366 2
						x_{12}	0.095 6	0.045 0	2.122 6	0.033 8
						x_{27}	0.100 7	0.060 2	1.673 6	0.094 2

区生产总值、高程 2 个自变量回归系数通过 5% 水平显著性检验,是交通运输景观格局变化主要影响指标(表 3)。其中,地区生产总值回归系数为 0.265 9,远大于高程回归系数 0.115 4,表明经济发展水平是 2007—2014 年期间交通运输

景观格局变化主要驱动力,这是因为经济越发达区域,城市化、工业化水平相对越高,地方财政势力相对越强,交通路网建设投入也较大,因而交通运输景观变化相对较大。

(6) 水体景观格局变化驱动力分析。第一阶段,影响指

标为地方财政收入、人口自然增长率和综合城镇化率;第二阶段,影响指标为农业人口密度和土壤有机质含量(表3)。2个阶段无一共同驱动指标,排在首位的指标分别是地方财政收入和农业人口密度,表明经济发展、人口状况等人文驱动因子是2000—2014年期间水体景观格局变化主要驱动力,这是由于这期间区域人口快速增长(2000—2014年总人口增幅达30.36%),经济加速发展(2000—2014年GDP年均增长1.32倍)的压力对水体景观变化影响越发深刻,聚集经济效益使得经济水平越高区域,产业和人口聚集越大,土地需求量亦越大,势必导致这些区域部分水体转变为耕地或建设用地,呈现出变化较其他区域大的特点。

4 结论与讨论

(1)OLS线性回归模型残差、自变量、因变量在1次Rook邻接、1次Queen邻接权重矩阵下均存在显著空间自相关性,说明研究区土地景观格局变化不仅与相关驱动因子有关而且还与邻近区域土地景观格局变化相关,忽略空间相关性的OLS线性回归分析结果存在偏差。空间回归模型在2种权重矩阵下的残差Moran's I值均接近零,基本排除残差空间自相关性影响,拟合效果总体上优于OLS线性回归模型,这是由于空间回归模型引入空间权重矩阵,能充分挖掘数据空间特性,使分析效果更好^[20]。

(2)各阶段各土地景观格局变化驱动指标差异较大,有部分土地景观在各阶段有少量共同驱动指标,但影响程度均不尽相同,这表明土地景观格局变化驱动因子受时间尺度影响较大,同一土地景观格局变化驱动因子会随时间推移而发生不同程度的变化,同一驱动因子对土地景观格局变化的影响力也会随时间变化而发生改变。因此,在进行景观格局变化驱动力分析时不能简单地将短期影响因子作为长期变化驱动力。

(3)2000—2014年,人文驱动因子是研究区农田、果园、交通运输、水体景观格局变化主要驱动力,其中农田景观格局主要受人口状况影响,果园景观格局主要受人口状况、科技水平、经济发展影响,交通运输景观格局主要受经济发展影响,水体景观格局主要受经济发展、人口状况影响;自然驱动因子则是研究区森林、城乡人居及工矿景观格局变化主要驱动力,其中森林景观格局主要受地形、土壤等驱动因子影响,城乡人居及工矿景观格局主要受地形驱动因子影响。人文驱动因子对研究区景观格局变化的影响程度总体上大于自然驱动因子。

(4)鉴于部分数据缺失和部分指标较难量化,本研究在驱动指标选择时未能充分考虑水文、自然干扰、政策和文化因子,土地景观格局变化驱动指标体系还有待完善。此外,有研究证实局部空间回归模型(地理加权回归模型)在疾病空间数据影响因素筛选中比全局空间回归模型更可靠^[19],本研究限于篇幅仅对空间滞后模型、空间误差模型2种常用全局空间回归模型在土地景观格局变化驱动力分析中的应用进行了探讨,下一步可尝试将地理加权回归模型应用于景观格局变化驱动力分析中。

参考文献:

- [1] Gao Q Z, Kang M Y, Xu H M, et al. Optimization of land use structure and spatial pattern for the semi - arid loess hilly - gully region in China[J]. *Catena*, 2010, 81(3): 196 - 202.
- [2] 路 鹏, 苏以荣, 牛 铮, 等. 湖南省桃源县县域景观格局变化及驱动力典型相关分析[J]. *中国水土保持科学*, 2006, 4(5): 71 - 76.
- [3] 孙才志, 闫晓露. 基于GIS-Logistic耦合模型的下辽河平原景观格局变化驱动机制分析[J]. *生态学报*, 2014, 34(24): 7280 - 7292.
- [4] 王 千, 金晓斌, 周寅康, 等. 江苏沿海地区耕地景观生态安全格局变化与驱动机制[J]. *生态学报*, 2011, 31(20): 5903 - 5909.
- [5] Pontius R G, Cornell J D, Hall C A S. Modeling the spatial pattern of land - use change with GEOMOD2: application and validation for Costa Rica[J]. *Agriculture Ecosystems & Environment*, 2001, 85(1/2/3): 191 - 203.
- [6] 杨 欣, 乔 琳. 珠三角地区区域经济水平的水环境影响研究——基于空间回归模型的实证分析[J]. *能源与节能*, 2012, 82(7): 45 - 47.
- [7] 陈艳艳, 刘建兵, 肖 瑛, 等. 钉螺感染率与气候因素的空间回归关系研究[J]. *中国血吸虫病防治杂志*, 2015, 27(2): 125 - 128.
- [8] 刘晓冰, 程道全, 刘鹏飞, 等. 空间回归分析在土壤属性预测制图中的应用[J]. *土壤*, 2013, 45(3): 533 - 539.
- [9] 杨 扬, 杨建宇, 李绍明, 等. 玉米倒伏胁迫影响因子的空间回归分析[J]. *农业工程学报*, 2011, 27(6): 244 - 249.
- [10] 曾 晖, 杨 平. 南京市住宅价格的空间回归分析[J]. *西南大学学报(自然科学版)*, 2012, 34(5): 141 - 145.
- [11] 欧定华, 夏建国, 张 莉, 等. RS和GIS技术在中尺度景观类型划分与制图中的应用: 以成都市龙泉驿区为例[J]. *生态学报*, 2015, 34(10): 2971 - 2982.
- [12] 贾科利, 常庆瑞, 张俊华. 陕北农牧交错带土地利用变化及驱动机制分析[J]. *资源科学*, 2008, 30(7): 1053 - 1060.
- [13] 宋开山, 刘殿伟, 王宗明, 等. 1954年以来三江平原土地利用变化及驱动力[J]. *地理学报*, 2008, 63(1): 93 - 104.
- [14] 李月臣, 刘春霞. 1987—2006年北方13省土地利用/覆盖变化驱动力分析[J]. *干旱区地理*, 2009, 32(1): 37 - 46.
- [15] 王佑汉. 半城市化地区土地利用变化及驱动力分析——以成都市龙泉驿区为例[J]. *资源与产业*, 2009, 11(2): 61 - 65.
- [16] 汪雪格. 吉林西部生态景观格局变化与空间优化研究[D]. 长春: 吉林大学, 2008.
- [17] 梁 二, 王小彬, 蔡典雄, 等. 河南省土壤有机碳分布空间自相关分析[J]. *应用生态学报*, 2007, 18(6): 1305 - 1310.
- [18] 霍霄妮, 李 红, 张微微, 等. 北京耕作土壤重金属含量的空间自相关分析[J]. *环境科学学报*, 2009, 29(6): 1339 - 1344.
- [19] 黄秋兰, 唐咸艳, 周红霞, 等. 四种空间回归模型在疾病空间数据影响因素筛选中的比较研究[J]. *中国卫生统计*, 2013, 30(3): 334 - 338.
- [20] White G, Ghosh S K. A stochastic neighborhood conditional autoregressive model for spatial data[J]. *Computational Statistics & Data Analysis*, 2009, 53(8): 3033 - 3046.