

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2021.11.013

耕地利用转型与农村经济增长： 直接效应与空间溢出效应

刘新智¹, 周韩梅¹, 董飞²

1. 西南大学 经济管理学院/中国西部非公经济发展与扶贫反哺协同创新中心 重庆 400715;

2. 重庆工商大学 环境与资源学院, 重庆 400067

摘要: 以成渝地区双城经济圈为例, 运用空间杜宾模型, 从空间视角探讨耕地利用转型对农村经济增长的直接效应和空间溢出效应。结果表明: 农村经济发展水平以及耕地利用转型各形态基本呈现出“高-高”集聚和“低-低”集聚结构; 耕地利用显性转型的数量形态、空间布局形态和耕地利用隐性转型的生活形态对农村经济增长具有显著的空间溢出效应; 耕地利用隐性转型对农村经济增长产生的总效应大于显性转型产生的总效应。因此, 在耕地利用转型剧烈、耕地利用保护形势严峻的城市化进程中, 需强化耕地保护政策实施绩效评价, 实现耕地可持续集约利用与区域经济增长协同发展, 提升耕地利用隐性形态转型对农业经济增长的促进作用, 同时鼓励农村剩余劳动力转移、农机跨区服务举措等。

关键词: 耕地利用转型; 农村经济增长; 空间杜宾; 成渝地区双城经济圈

中图分类号: F301

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2021)11-0102-10

Transformation of Cultivated Land Use and Rural Economic Growth: Direct Effect and Spatial Spillover Effect

LIU Xinzhi¹, ZHOU Hanmei¹, DONG Fei²

1. School of Economics and Management, Southwest University / Non-public Economic Development and Anti-poverty Feeding Collaborative Innovation Center in West China, Chongqing 400715, China;

2. College of Environment and Resources, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China

Abstract: Taking the Chengdu and Chongqing double-city economic circle as an example, this paper uses the spatial Durbin model to explore the direct and spatial spillover effects of cultivated land use transition on rural economic growth from a spatial perspective. The results showed that: The rural economic devel-

收稿日期: 2021-03-24

基金项目: 国家社会科学基金项目(15BJY085); 重庆市社会科学规划成渝地区双城经济圈建设重大项目(2021ZDSC04); 重庆市技术预见与制度创新项目。

作者简介: 刘新智, 博士, 教授, 博士研究生导师, 主要从事区域创新与协调发展、城市化与城乡融合发展研究。

opment and the various forms of cultivated land use transition mostly presented “high-high” and “low-low” clustering. The transformation of cultivated land use has significant spatial spillover effect on rural economic growth, which is embodied in the quantity form and spatial distribution form of cultivated land use transition and the life form of recessive transition. The transformation of cultivated land use recessive pattern is more important than the transformation of cultivated land use dominant pattern in promoting rural economic growth. Therefore, in the process of urbanization, which is characterized by the sharp transformation of cultivated land use and the severe protection of cultivated land use, we should strengthen the performance evaluation of the implementation of cultivated land protection policy, and realize the coordinated adaptation of sustainable and intensive use of cultivated land and regional economic growth, to promote the recessive transformation of cultivated land use to promote agricultural economic growth, we should also encourage the transfer of rural surplus labor force, agricultural machinery cross-regional services.

Key words: transformation of cultivated land use; rural economic growth; spatial Durbin; Chengdu and Chongqing double-city economic circle

土地是人类主要社会经济活动的空间载体^[1],而耕地作为一种农业生产要素具有经济属性,耕地利用现状及问题反映了当前中国农业、农村经济发展现状及问题^[2].

推动城乡区域协调发展,逐步缩小城乡差距,实现城乡居民收入均衡化,这既是共同富裕的内在要求,也是形成强大国内市场、构建新发展格局的重要基础.我国发展不平衡不充分问题集中体现为城乡发展不平衡和农村发展不充分问题.推动城乡协调发展,促进全体人民共同富裕,关键是要解决农村的发展问题,加快农业农村发展,畅通城乡经济循环,稳步提高农民收入水平.十九大提出的乡村振兴战略,是解决城乡发展不平衡和农村发展不充分矛盾的重大举措,中国乡村振兴的过程,是实现人口、产业要素和土地在城乡间优化配置、城乡互动和融合发展的过程^[3].土地在乡村振兴中肩负着提供资源支撑的基础性作用,以其多功能性发挥保障农村居民生产、生活及生态空间需求的多元价值,是乡村重构与乡村转型发展的关键因素,也是产业兴旺目标实现的重要条件^[4].因此,激活土地要素,尤其是进行耕地利用转型有望解决特定时期乡村经济在发展过程中面临的关键问题^[5].

近年来,受政策调整、人口老龄化、农业结构等影响,我国耕地面积逐年减少^[6].为指导我国耕地保护的重要措施,学者们开始探讨中国耕地转型理论并开展中国耕地转型分析.关于耕地利用转型对农村经济影响的研究,学者们既从数量角度利用条件价值评估法对耕地保护进行经济价值评估^[7],利用脱钩理论方法分析建设用地占用耕地与经济增长的关系^[8],利用熵权法、道格拉斯生产函数法从总量和结构角度探讨耕地多功能对农业经济增长的影响^[9];又从质量角度基于土地边际报酬递减规律,探讨贫困山区耕地利用转型对农业经济增长的影响机理^[10],利用微观数据研究农地流转方向对农户家庭收入的促进机制^[11].随着2014年“三权分置”政策的颁布,有研究表明土地流转作为土地要素配置的一种重要方式,在适度规模经营、提高农业生产效率、降低平均生产成本等方面增加农民的经济收入^[11].

Pack等^[12]认为,空间效应表现为解释变量变动会产生对本地域单元的直接效应,同时也会产生对相邻单元的空间溢出效应.耕地在空间位置上存在外部性,耕地空间位置的相邻性使得耕地利用主体行为会间接影响到相邻区域利用主体的行为,在耕地上获得收益的好坏会影响相邻区域的经济收入.目前,大量学者基于空间计量模型分析土地利用与经济发展变量之间的关系,定量测度土地供应结构对本区域经济增长的直接效应以及在城市之间表现出的空间外溢效应^[13],但在耕地利用方面,部分学者忽略耕地利用转型的空间依赖性,由此削弱了其对相邻区域经济增长的促进作用.

基于现有文献的理论,本文利用空间计量模型从耕地利用转型各个形态去研究农村经济增长的直接效应和空间溢出效应.成渝地区双城经济圈作为统筹城乡综合配套改革试验区,在城市化发展进程中该

区域的耕地利用方式将发生剧烈转变,并将影响到耕地的可持续利用和粮食安全.2008 年成渝地区人均耕地面积为 0.29 hm²,2018 年为 0.41 hm²,而人均农业收入从 2000 年的 0.35 万元增长到 2018 年的 2.62 万元(图 1),但远不及全国人均农业收入 3.20 万元,人均耕地面积远不及人均农业收入的增长速度.因此,基于耕地利用转型对农村经济增长的影响机制进行研究,将有助于更深刻地了解成渝地区双城经济圈农村经济发展现状,为成渝地区双城经济圈高质量发展的决策提供参考.

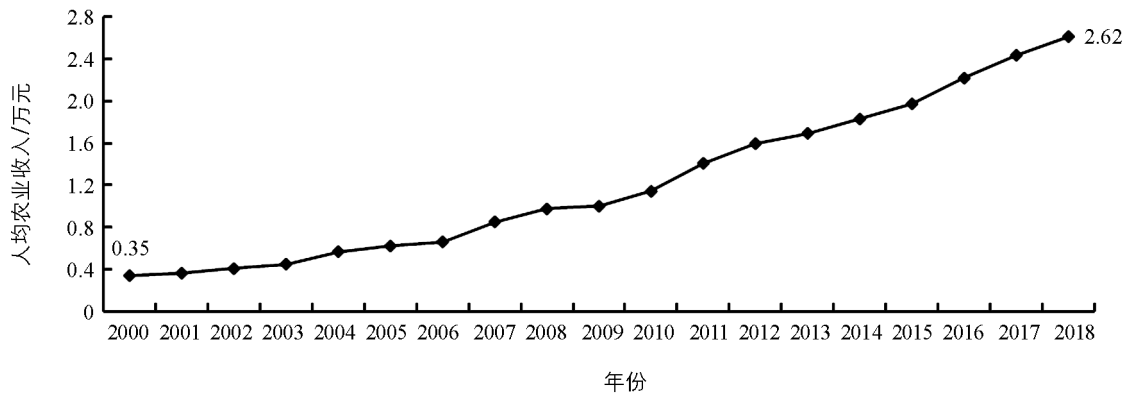


图 1 2000—2018 年成渝地区双城经济圈人均农业收入增长情况

1 理论机制分析

土地利用转型是指在经济社会革新的驱动下,一段时期内与经济社会发展阶段转型相对应的区域土地利用由一种形态转变为另一种形态的过程^[14].基于土地利用转型概念,耕地利用转型可以理解为耕地形态变化的趋势性转折.耕地利用转型包括显性转型和隐性转型,其中显性形态转型主要是指数量结构和空间布局上的变化;隐性形态转型主要是指土地质量、土地利用强度、产权、资本投入和产出能力等多重属性和信息变化^[15].耕地作为农业发展的基本资源和必要条件,耕地利用转型与农村经济增长有着紧密的联系(图 2).

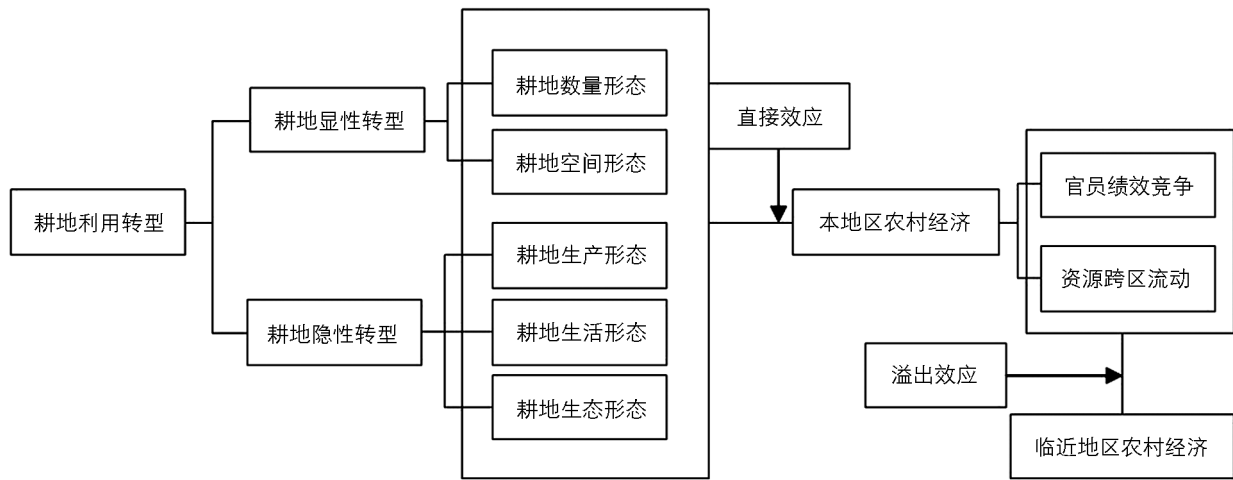


图 2 耕地利用转型对农村经济增长的影响机制框架

一方面,耕地利用转型对本地区农村经济增长具有直接效应.在耕地空间形态转型上,我国农村地区允许耕地通过转包、入股等形式发展适度规模经营,大大降低农户耕种、浇灌、收割等成本,并且也可通过土地整治、土地复垦等工作对耕地进行有效改善,提高耕地空间布局的集聚利用性,有利于农业基础设施建设、机械耕作和规模化经营,从而通过提高农民劳作效率、降低劳作成本有效提升农业经济增长质量.在耕地数量形态转型上,在其他条件不变的情况下,耕地数量和耕地总产出一般呈现出正向关系,若耕地

数量更趋于合理化,避免出现耕地抛荒、撂荒或者人均耕地过少不能满足人民生活需求等情况,通过提升耕地资源配置效率将提高农村经济增长质量.相较于显性形态转型的直接效应,耕地隐性形态转型对经济增长的直接效应有多条影响路径.在生产形态转型上,耕地零散化分布,以及本身存在的坡度、坡向,难以实现农业生产的有效利用,但耕地本身能够提供农产品,直接影响农业经济生产效益,并且耕地生产形态转型越强,农业经济增长就越快.耕地也可通过技术创新、劳动力素质提高、生产结构调整等促进生产要素有效利用,以推动耕地利用方式由粗放式向节约集约型转变,从而促进农村经济质量的提升.在生活形态转型上,耕地具有粮食保障、就业保障和农业经济收入保障等福利,通过提供农民就业机会、降低外出务工风险,提高农民福利水平,从而间接影响农村经济增长效率^[16].在生态形态转型上,通过改善耕地质量水平,巩固农业再生产基础,降低农业产出损失和生产成本^[17],同时耕地产权变动、耕地经营方式的不同以及经营主体的差异也会影响到农村经济的增长.研究表明,随着产权管制的放松,农业经济制度绩效相应提高 92.86%,并指出产权管制的放松是中国农业经济制度绩效提高的动力源泉^[18].

另一方面,耕地利用转型对邻域农村经济增长具有空间溢出效应,主要包括官员绩效竞争和资源跨区流动两条路径.官员绩效考核制度是导致两地区经济增长展开激烈竞争的最重要原因之一^[19],受竞争效应的影响,当本地区的地方政府由于耕地资源有效配置、土地政策高效实施等因素促进了当地农村经济高速增长时,邻近区域的地方政府可能会采取相同的措施以获得同等的农业经济收入.资源跨区流动,不论是人力资本、物质资源还是生产技术,在空间布局上都存在资源外流、合作共享的现象,并且流动效率与区域间距离成反比,在进行农业生产活动时导致相邻近的地区单元会表现出相似的特征^[20].土地流转政策的实施,使得原本具有高成本的农业生产通过资源流动外包给具有一定生产力的经营户,研究表明相邻地区的农机化水平对本地区粮食生产有显著的正向空间溢出效应^[21];生产要素在相邻地区间流动使资源配置得到有效提升,从而能够在资源有效利用方面促进农村经济高速增长;生产技术的合作共享,能够让农村在农业生产“合作化、现代化”方面获得双赢的效果.另外,农村劳动力在不同地域单元内进行农业生产或非农化生产获得的资金支持回流到本地区,使得本地区农民通过改善自身生产条件以及生活状况获得更多的农业收入,从而提升当地农村的农业生产能力.

2 模型设计与变量说明

2.1 空间计量模型的构建

基于上述分析,本文选用 Pack 等^[12]的空间计量模型,借鉴卢新海等^[20]的模型设定,重点考察耕地利用转型对农村经济增长的空间效应影响,主要设计以下空间杜宾模型(SDM):

$$\ln REG_{it} = a_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln REG_{it} + a_1 X + a_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} X + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

模型中 $\ln REG_{it}$ 表示 t 年区域 i 农村经济量的对数, ρ 反映了邻近农村经济对本地区农村经济的影响; X 表示解释变量,具体包括耕地利用显性形态转型指数(STC)和耕地利用隐性形态转型指数(FTC); a_0 为截距项, a_1, a_2 为待估参数, μ_i, λ_t 分别为空间固定效应和时间固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项,服从 $\mu(0, \sigma^2)$ 标准正态分布.在式中 W_{ij} 采用二进制邻接空间权重矩阵,该矩阵各元素在区域相邻时取值为 1,不相邻时取值为 0,其中对角线元素全为 0.本研究的目的是探讨耕地利用转型对农村经济增长的直接效应和空间溢出效应,故在空间杜宾模型上分解直接效应和空间溢出效应.

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} S_r(w)_{11} & \cdots & S_r(w)_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(w)_{n1} & \cdots & S_r(w)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{pmatrix} + (I - \rho w)^{-1} \epsilon \quad (2)$$

由 $\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_r(w)_{ij}$,可见区域 j 的变量 x_{jr} 对任意区域 i 的被解释变量都有影响.特别地,如果 $j=i$,则 $\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} =$

$S_r(w)_{ii}$, 表明区域 i 的变量 x_r 对本区域被解释变量 y_i 的“直接效应”为 $S_r(w)_{ii}$, 即主对角线的第 i 个元素, 则变量 x_r 的平均直接效应为 $\frac{1}{n}\text{trace}[S_r(w)]$. 假设所有区域的变量 x_r 都变化一个单位, 其对区域 i 被解释变量 y_i 的“总效应”为矩阵的第 i 行元素之和, 平均总效应为 $\frac{1}{n}i'_n S_r(w)i_n$, 即是矩阵所有元素的平均; 而平均空间溢出效应为平均总效应与平均直接效应之差.

2.2 变量说明

被解释变量: 农村经济增长的对数. 基于本文研究的目的, 需要反映出耕地用于产品、服务产生的总支出和所获得的总收入, 故以种植业产值作为农村经济增长的代理变量^[20]. 考虑到物价波动的影响, 以 2005 年为基期对该指标进行平减处理.

解释变量: ① 耕地显性形态转型. 耕地数量形态转型采用人均耕地数量^[22], 该指标能同时从耕地数量和耕地经营格局变化反映耕地利用显性形态转型^[23], 耕地空间形态转型采用耕地斑块破碎度^[24], 主要反映该地区耕地空间分布情况. ② 耕地隐性形态转型. 有学者基于耕地利用功能形态转型的生产功能、社会功能和生态功能采用熵权法构建评价指标体系^[9], 鉴于耕地同时具有商品性产出和非商品性产出双重属性, 将耕地利用隐性形态转型分为生产形态转型、生活形态转型和生态形态转型^[10]. 耕地生产形态转型主要选取粮食单产量和复种指数, 分别反映耕地主要农作物生产力的大小和耕地投入利用的程度; 耕地生活形态转型主要选取人均粮食保证率和人均农业收入; 耕地生态形态转型主要选取耕地占比量和单位耕地化肥施用量, 分别反映耕地生态现状和耕地生态环境破坏情况.

本文通过因子分析方法确定耕地利用显性转型和隐性转型综合水平以及耕地利用转型综合水平, 并且 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)系数显示适合用因子分析方法. 本文采用的时间为 2005 年、2010 年、2015 年和 2018 年, 并且根据因子分析方法获取权重(表 1).

表 1 变量选取与描述性统计

分类	指标维度	变量定义	样本量	均值	标准差	权重
被解释变量	农村经济增长(lnREG)	农村种植业产值的对数	560	11.942 6	1.246 8	
解释变量	耕地数量形态(AN)	人均耕地数量	560	0.268 0	0.192 1	0.14
	耕地空间布局(PD)	耕地斑块破碎度	560	0.674 0	0.183 1	0.12
	耕地生产形态(PRO)	单位耕地面积粮食产量	560	0.361 5	0.161 7	0.13
		复种指数	560	0.339 2	0.194 5	0.15
	耕地生活形态(LIFE)	农村人均农业收入	560	0.346 6	0.189 3	0.12
		人均粮食保证率	560	0.437 1	0.194 6	0.13
	耕地生态形态(ECO)	单位耕地化肥施用量	560	0.689 8	0.177 3	0.10
		耕地占比	560	0.676 1	0.240 4	0.11
矩阵	空间权重矩阵(W)	邻接空间权重矩阵				

2.3 数据来源及处理过程

本文的遥感数据、矢量数据来源于空间数据云(<http://www.gscloud.cn>), 其余数据来源于 2005 年、2010 年、2015 年和 2018 年的《重庆统计年鉴》《四川统计年鉴》以及《中国农村统计年鉴》.

数据处理过程如下: ① 基于 ArcGIS 软件, 采用目视解译和监督分类相结合的方法, 对成渝地区土地利用进行识别, 然后采取 Kappa 系数对分类结果进行精度评价, 4 期的 Kappa 系数显示能够满足判别精度要求; ② 将土地利用类数据与其余数据进行横向合并处理; ③ 考虑各类数据间的度量不同

以及存在负向指标, 对数据进行标准化处理; ④ 剔除遗漏关键信息以及存在严重异常值的数据, 并且去除市中心完全城镇化的城市. 经过上述数据处理过程, 最终选取成渝地区 140 个区座城市, 共 560 个样本数据(时间为 4 年).

3 实证结果与分析

3.1 相关性检验

在进行空间计量分析之前, 首先要考虑耕地利用转型与农村经济增长是否存在空间相关性. 采用 Moran's I 指数来检验, 其公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}) / S^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \tag{3}$$

在式(3)中, w_{ij} 是空间权重矩阵, x_i 和 x_j 分别表示地区 i 和地区 j 耕地利用转型或者农村经济增长的观测值, $\bar{x}$ 为耕地利用转型或农村经济增长的均值, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 为样本方差. Moran's I 指数的取值一般在 $-1 \sim 1$ 之间, 结果如表 2 所示.

表 2 农村经济增长和耕地利用转型各形态的 Moran' I 指数

年份 指标	Moran's I 指数					
	lnREG	AN	PD	PRO	LIFE	ECO
2005	0.425***	0.477***	0.542***	0.416***	0.406***	0.395***
2010	0.450***	0.535***	0.453***	0.356***	0.413***	0.440***
2015	0.441***	0.009	0.558***	0.326***	0.429***	0.421***
2018	0.465***	0.567***	0.443***	0.489***	0.398***	0.480***

注: 表 2 中 *, **, *** 分别表示 $p < 10\%$, $p < 5\%$, $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义.

从检验结果来看, 2005—2018 年农村经济增长和耕地利用转型各形态的 Moran's I 指数均大于 0, 且在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义, 这表明农村经济增长和耕地利用转型具有很强的空间相关性, 表现为具有较高农村经济增长水平(耕地利用转型)的区域或者具有较低农村经济增长水平(耕地利用转型)的区域相互邻近. 进一步对 2018 年的数据进行 Moran's I 散点图分析(图 3).

结果显示各区县农村经济增长、耕地利用显性转型和耕地利用隐性转型主要分布在一、三象限, 表明其存在强烈的空间相关性, 具有农村经济增长较高(低)水平的区县其邻近区县的农村经济增长也比较高(低), 同样耕地利用转型水平较高(低)的区县其邻近区县的耕地利用转型也较高(低), 故从空间维度去研究耕地利用转型对农村经济增长的影响十分必要.

3.2 空间面板数据的结果

根据上文空间杜宾模型的设定, Wald 检验和 Lratio 检验分别拒绝 $\theta = 0$ 和 $\theta = -\beta\rho$ 的假设, 故空间杜宾模型不可简化为空间滞后模型和空间误差模型. 豪斯曼检验统计值为负数, 且至少在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义, 故采用杜宾随机效应模型.

根据 Stata 软件估计结果, 面板随机效应模型和空间杜宾随机效应模型估计的结果较为一致, 且后者的模型拟合优度更高, 进一步验证了杜宾随机效应模型的有效性. 根据表 3 可知, 耕地利用转型空间布局形态和生活形态系数显著为正, 表明耕地利用转型空间布局形态和生活形态对农村经济增长有正向促进作用; 在解释变量的滞后项当中, 耕地利用数量形态的系数显著为正, 这与卢新海等^[20]的研究结论一致, 表明耕地利用转型数量形态对邻域农村经济增长有促进作用, 但耕地利用显性转型空间布局形态对邻域农村经济增长有抑制作用; 在被解释变量的滞后项当中, 农村经济增长的系数为 0.81, 且在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义, 这表明本区县农村经济增长 1%, 邻域地区农村经济会增长 0.81%.

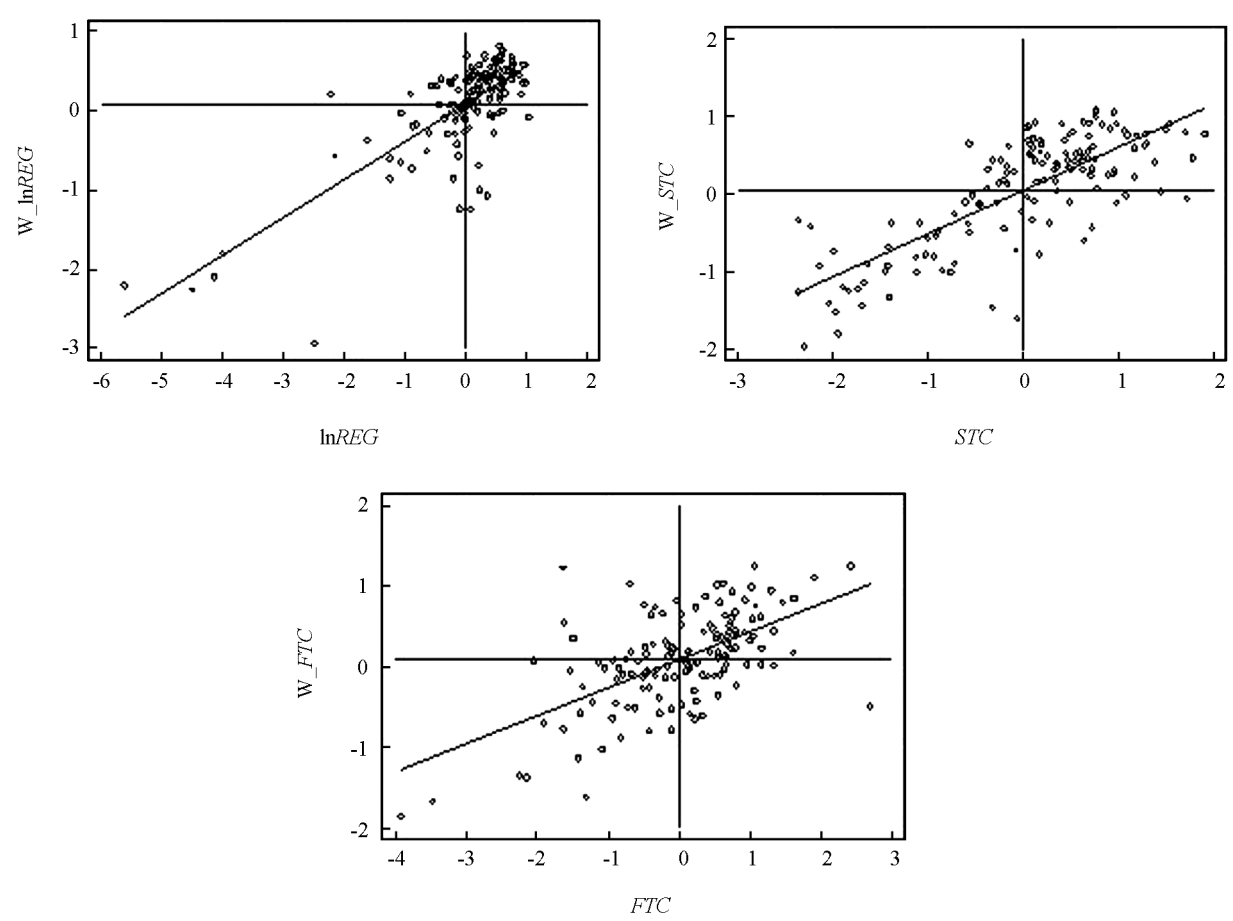


图 3 2018 年各区县农村经济增长、耕地利用显性转型和隐性转型的 Moran' I 散点图

表 3 面板随机效应模型与空间杜宾随机效应模型估计结果

变 量	面板随机效应模型		杜宾随机效应模型	
	系数	Z	系数	Z
AN	2.70 *	1.88	-2.15	-1.57
PD	-6.50 **	-2.08	5.81 **	2.46
PRO	-1.49	-1.53	-0.83	-1.04
LIFE	9.43 ***	6.60	2.74 ***	2.90
ECO	1.07	0.45	0.29	0.22
$W \times AN$			4.02 ***	2.62
$W \times PD$			-8.20 **	-2.54
$W \times PRO$			-0.16	-0.14
$W \times LIFE$			-0.10	-0.09
$W \times ECO$			-3.59	-1.46
$W \times REG$			0.81 ***	28.48
R^2	0.1694		0.3024	
Log-likelihood			-359.329 1	
观测样本	560		560	

注：表 3 中 * , * * , * * * 分别表示 $p < 10\%$, $p < 5\%$, $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。

3.3 直接效应与空间溢出效应分析

当空间计量模型中存在空间滞后项且被解释变量空间滞后项系数显著不为零时,SDM 模型的估计参数结果并不能反映直接效应和空间溢出效应的大小,而 Pack 等^[12]发现,由于偏微分能够解释不同模型设定中变量变动的的影响,可成为验证空间溢出效应存在的有力依据.根据式(2)分解直接效应、空间溢出效应和总效应,结果如表 4 所示.

表 4 耕地利用转型各变量的直接效应、空间溢出效应和总效应

变量	直接效应	空间溢出效应	总效应
AN	-1.44(-1.08)	11.20*** (2.65)	9.77** (2.18)
PD	4.66** (2.07)	-17.01* (-1.75)	-12.35(-1.24)
PRO	-1.08(-1.39)	-3.95(-0.92)	-5.03(-1.10)
LIFE	3.41*** (3.48)	10.25*** (2.60)	13.66*** (3.21)
ECO	-0.73(-0.46)	-16.34(-1.42)	-17.07(-1.38)

注:表 4 中*,**,*** 分别表示 $p<10\%$, $p<5\%$, $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义,括号内为稳健性标准误.

在耕地利用显性转型中,耕地数量形态转型的直接效应为负,但不显著,其空间溢出效应显著为正,可能原因在于耕地数量形态代表的是农村从业人员的人均耕地数量,由于人口流动和劳动力非农转移导致区县从事农业人数减少,但人均耕地数量的增加有利于推进耕地的规模化经营,通过提高耕地利用效率来增加农民收入,进而使本地区农业收入减少并不明显.但以 GDP、财政收入增长为主的地方官员绩效考核体系加强了邻近县域政府间的竞争,从而对邻近县域农村经济增长产生非常显著的正向空间溢出效应,导致耕地利用数量形态对农村经济增长的总效应较高.耕地利用转型空间形态的直接效应显著为正,空间溢出效应显著为负,这表明耕地规模化会提高本区县农村经济增长,但会抑制邻域农村经济增长.川渝大部分地区位于丘陵地带,坡度、坡向等自然因素使得耕地不宜规模化种植,耕地零散化种植有利于农民采用多种方式进行种植,从而有效规避风险^[25],但部分当地政府由于绩效竞争模仿邻近地区有关土地政策而改变耕地空间布局形态,使用不适宜的土地政策减少了当地农民的收入.也有研究表明,在二元分割要素的市场条件下,小农户由于缺乏非农就业机会而倾向于以劳动力替代土地,不计自身劳动成本形成自我剥削,使土地生产效率与耕地规模呈现出负向关系,而劳动生产率与耕地规模呈现正向关系^[2].

在耕地利用隐性转型中,生产形态的直接效应和空间溢出效应都为负,但不显著.本区县在耕地生产功能上使用先进的机械化生产或者打造现代农业园都会造成邻近区县农村经济增长,农机跨区服务导致农机化水平对谷物产量有空间溢出效应^[21],在空间上具有辐射带动作用,从而增加当地农业经济效益.但在指标选取上使用的是单位耕地面积粮食产量和复种指数来代表耕地利用转型生活形态指标,这不符合农机跨区域服务提高农村生产效应的结论,故耕地利用生产形态转型的直接效应、空间溢出效应和总效应并不显著.同时,农村耕地面积有限,若农村人口增长过快,则农业边际生产率递减,从而对农村经济增长起到一定的抑制作用.耕地利用转型生活形态的直接效应、空间溢出效应和总体效应都显著为正,其中直接效应占到总体效应的 24.96%,空间溢出效应占到 75.04%.农业劳动力非农化转移拓宽了农民的收入来源,研究表明劳动力资源的重新配置对推动中国经济增长、提高农户收入等具有显著的作用^[26].一方面通过减少农村剩余劳动力,提高农业边际生产率,增加人均农业收入;另一方面有利于改进农业生产技术,提高农业耕种机械化程度,从而提升农民的生产效率.耕地生态形态的直接效应、空间溢出效应和总体效应均为负,但均不显著,可能原因在于种植庄稼时施用化肥会增加粮食产量,但长时间施用化肥会造成土壤质量下降,保湿能力减弱,甚至会造成水源污染,从而抑制耕地利用生态形态对农村经济的促进作用.耕地利用隐性形态对农村经济增长产生的总效应要大于显性形态总效应,可能受川渝地区特殊地形地貌的影

响,当特定区域耕地在数量和空间布局上保持长期不变时,其耕地利用隐性转型的趋势性演变将导致经济社会发生转变^[2].

4 结论与启示

基于地理空间相关性特征,采用空间杜宾模型验证耕地利用转型各形态对农村经济增长的直接效应和空间溢出效应.得出以下结论:① 成渝地区双城经济圈各个区县农村经济发展水平及耕地利用转型各形态的 Moran' I 指数都显著较高,且基本呈现出“高-高”集聚和“低-低”集聚结构;② 耕地利用转型各形态不仅能促进本区县的农村经济增长,也会带动邻近区县农村经济增长,同时本区县农村经济增长 1%,能够促进邻近区县农村经济增长 0.81%;③ 耕地利用转型数量形态对邻域农村经济增长有显著正向空间溢出效应,空间布局形态对本地区有明显的正向直接效应,但对邻近区域有明显的反向空间溢出效应;④ 耕地利用转型生活形态存在显著的正向直接效应、空间溢出效应和总体效应,其中空间溢出效应占到总体效应的 75.04%;⑤ 耕地利用转型隐性形态对农村经济增长产生的总效应要大于显性形态的总效应,耕地利用隐性转型的趋势性演变将导致经济社会发生转变.

启示如下:① 在“三权分置”的制度安排下,从农民赖以生存的耕地视角出发,对于农村人口增加,土地供应无弹性,农民边际生产率递减等问题,应促进边际生产率较低的农村剩余劳动力转移,一方面通过农地流转实施耕地规模化种植,提升耕地利用效率;另一方面促使回乡农民工带来资金回流和农业技术进步,从而增加农民农业经济收入.② 由于存在空间依赖性,经济发展水平较高的地区会带动邻域地区的经济发展,也会促进耕地利用转型,同时邻域地区反过来又会推动农村经济发展,因此在落实乡村振兴战略上,应依据各县域资源禀赋与社会经济发展水平的异质性,尊重农民意愿有序地推进耕地流转和耕地的规模化经营.③ 由于川渝地区特殊的地形地貌,再加上土地规模报酬递减规律,农户在耕地上不能盲目地进行规模化生产,政府在制定相关政策和国土空间规划时应考虑到耕地利用转型的区域差异规律,因地制宜地选择合理的土地政策,积极引导农户在耕地上进行合理的土地整治和土地修复工作,同时促进人口流动和农业大型机械的跨区域服务.④ 在耕地利用转型剧烈、耕地利用保护形势严峻的城市化进程中,在保证“耕地占补平衡”、土地用途管制的基础上,政府应合理优化布局,保障生态空间,协调用地规模和结构,加强管控建设用地占用耕地的行为,强化耕地保护政策实施绩效评价,促进耕地利用转型与农村经济增长的协同发展,实现耕地可持续集约利用与区域经济协调发展.另外,在控制耕地利用转型的数量和空间布局结构基础上,应提升耕地利用隐性形态转型对农业经济增长的促进作用.

参考文献:

- [1] 龙花楼. 论土地整治与乡村空间重构 [J]. 地理学报, 2013, 68(8): 1019-1028.
- [2] 曲 艺, 龙花楼. 中国耕地利用隐性形态转型的多学科综合研究框架 [J]. 地理学报, 2018, 73(7): 1226-1241.
- [3] 黄祖辉. 准确把握中国乡村振兴战略 [J]. 中国农村经济, 2018(4): 2-12.
- [4] LONGH L, QU Y. Land Use Transitions and Land Management: a Mutual Feedback Perspective [J]. Land Use Policy, 2018, 74: 111-120.
- [5] 陈坤秋, 龙花楼, 马 历, 等. 农村土地制度改革与乡村振兴 [J]. 地理科学进展, 2019, 38(9): 1424-1434.
- [6] 葛全胜, 戴君虎, 何凡能, 等. 过去 300 年中国部分省区耕地资源数量变化及驱动因素分析 [J]. 自然科学进展, 2003, 13(8): 825-832.
- [7] JINJ J, JIANG C, LI L. The Economic Valuation of Cultivated Land Protection: a Contingent Valuation Study in Wenling City, China [J]. Landscape and Urban Planning, 2013, 119: 158-164.
- [8] SONG W. Decoupling Cultivated Land Loss by Construction Occupation from Economic Growth in Beijing [J]. Habitat International, 2014, 43: 198-205.
- [9] 胡伟艳, 朱庆莹, 张安录, 等. 总量与结构视角耕地多功能对农业经济增长的影响——以湖北省为例 [J]. 中国土地科

学, 2018, 32(5): 62-70.

[10] 向敬伟, 李江风. 贫困山区耕地利用转型对农业经济增长质量的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(1): 71-81.

[11] 钱忠好, 王兴稳. 农地流转何以促进农户收入增加——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2016(10): 39-50.

[12] PACE R K, LESAGE J P. Omitted Variable Biases of OLS and Spatial Lag Models [M] //Progress in Spatial Analysis, Advances in Spatial Science. Berlin: Springer-Verlag Bertin Heidelberg, 2010.

[13] 黄凌翔, 张臣刚, 卢 静, 等. 土地供应结构对经济增长影响的空间效应研究——以长江中游城市群为例 [J]. 中国土地科学, 2018, 32(9): 51-58.

[14] 龙花楼. 论土地利用转型与乡村转型发展 [J]. 地理科学进展, 2012, 31(2): 131-138.

[15] 宋小青. 论土地利用转型的研究框架 [J]. 地理学报, 2017, 72(3): 471-487.

[16] 霍雅勤, 蔡运龙, 王 瑛. 耕地对农民的效用考察及耕地功能分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2004, 14(3): 105-108.

[17] 王利文. 中国北方农牧交错带生态用地变化对农业经济的影响分析 [J]. 中国农村经济, 2009(4): 80-85.

[18] 何一鸣, 罗必良. 产权管制、制度行为与经济绩效——来自中国农业经济体制转轨的证据(1958—2005 年) [J]. 中国农村经济, 2010(10): 4-15.

[19] 许敬轩, 王小龙, 何 振. 多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管 [J]. 经济研究, 2019, 54(4): 33-48.

[20] 卢新海, 唐一峰, 易家林, 等. 基于空间计量模型的耕地利用转型对农业经济增长影响研究 [J]. 中国土地科学, 2019, 33(6): 53-61.

[21] 方师乐, 卫龙宝, 伍骏骞. 农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角 [J]. 管理世界, 2017(11): 65-78, 187-188.

[22] 杨 忍, 刘彦随, 龙花楼, 等. 中国乡村转型重构研究进展与展望——逻辑主线与内容框架 [J]. 地理科学进展, 2015, 34(8): 1019-1030.

[23] 宋小青. 论土地利用转型的研究框架 [J]. 地理学报, 2017, 72(3): 471-487.

[24] LI J C, ZHAO Y F, LIU H X, et al. Changes in the Area and Pattern of Farmland in China's Eastern Loess Plateau [J]. Acta Ecologica Sinica, 2016, 36(3): 149-153.

[25] 黄思琴, 陈 英, 张仁陟, 等. 基于景观指数的耕地细碎化与农业经济水平的空间相关性分析 [J]. 干旱地区农业研究, 2015, 33(3): 238-244.

[26] 盖庆恩, 朱 喜, 史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响 [J]. 经济学(季刊), 2014, 13(3): 1147-1170.

责任编辑 夏 娟