

· 农业经济 ·

农地流转行为的空间依赖性及其影响因素研究

——基于学习效应视角

周 波, 张 琦

(东北财经大学 财政税务学院, 辽宁 大连 116025)

摘 要: 综合考量农地流转过程中流转意愿和流转行为的影响因素, 并突出强调农地流转各参与主体之间的学习效应对进一步推进农地高质高效流转具有重要意义。本文基于2015—2018年中国30个省份面板数据, 从农地流转契约、农地流转形式和农地流转交易主体三个维度探究农地流转行为的空间依赖性及其影响因素, 结果表明, 各维度农地流转行为在空间依赖关系上呈现一定的差异性。本文进一步采用空间杜宾模型并借助偏微分方法分析农地流转行为的影响因素, 结果表明, 农地流转行为的空间依赖性主要受内生交互效应和外生交互效应影响, 两种效应产生影响的空间依赖性存在差异, 外生影响因素(如非农就业水平)对不同农地流转行为的直接效应和溢出效应也存在差异。本文不仅丰富了农地流转行为空间效应的研究, 还为完善我国农地流转制度提供了微观基础。

关键词: 农地流转行为; 空间依赖性; 直接效应; 溢出效应; 空间杜宾模型

中图分类号: F301 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2023)11-0101-14

一、问题的提出

《中共中央 国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》指出, 立足建设现代农业, 实现乡村振兴, 引导土地经营权有序流转。《中国农村政策与改革统计年报(2021年)》数据显示, 2012—2021年, 家庭承包耕地流转面积由2.70亿亩增长至5.65亿亩, 占全国家庭承包耕地总面积比重由22%上涨至40%。需要注意的是, 虽然农地流转规模不断扩大, 但是, 耕地撂荒^[1]、小农复制^[2]、耕地粗放利用^[3]、逆向流转^[4]和农地流转低效率^[5]等诸多农业农村问题仍然广泛存在。农地流转的影响因素引起学术界的普遍关注, 学者们主要围绕农地流转意愿和农地流转行为两个方面探讨影响农地流转的主要因素。就农地流转意愿的影响因素而言, 作为农地流转决策主体以及农地供给方, 农户参与土地流转的意愿受到农户年龄^[6]、健康程度^[7]和家庭成员个体受教育程度^[8-9]等家庭和社会特征, 农地资源禀赋规模^[10]、从事非农产业适宜性^[11-12]、

收稿日期: 2023-08-10

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“财政分权、政府间经济职能分工与我国宏观经济稳定: 生成机制、实证检验与改革方略选择”(71873024)

作者简介: 周 波(1977-), 男, 内蒙古赤峰人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事财政理论、税收理论与实践研究。

E-mail: yourab@163.com

张 琦(1989-), 女, 山西太原人, 博士研究生, 主要从事财政理论、财政政策与财政实践研究。E-mail:

984937746@qq.com

农地流转供给方^[13]和承接方^[14]等农地流转需求, 以及农地流转政策^[15]和社会养老保障^[16-17]等政府公共政策的综合影响。家庭和社会特征影响农户农地流转决策的选择能力, 农地资源禀赋等农地流转需求影响农地流转收益, 政府公共政策影响农地流转的可能性。农地流转意愿能否真实转化为农地流转行为的影响因素包括如下几个方面: 农地流转相关信息搜寻、流转交易谈判、合约确立及专业组织服务等交易成本^[18], 农地流转供求双方的金融^[19-20]或信贷可得性^[21], 农户、专业合作社^[22]和不同类型交易主体流转契约的交易费用^[23]、风险^[24]、政府财政补贴^[25], 农地综合整治^[26]、惠农政策^[27]、政府职能^[28]、土地确权及流转监管^[29]和政府干预^[30]等。从农地流转意愿到真实流转行为的转换^[31], 核心影响因素在于农地流转的现实经济利益。需要注意的是, 作为供求双方达成的土地经营权(使用权)转让协议, 农地流转意愿和农地流转行为不仅受到收益与成本权衡的经济利益影响, 还具有较强的社会属性。

纵观现有文献, 学者们对农户农地流转受到邻里效应^[32]、关系网络^[33]、流转双方信任程度^[34]、信任机制^[35]、流转双方的声誉^[36]和农户收入水平^[37]等因素的影响进行了初步探索。但是, 在农地流转实施的过程中, 作为供求双方的农户、承接方以及作为农地流转制度和政策推动者的地方政府等各参与主体, 在农地流转决策、流转选择和流转行为等方面相互影响、相互学习、相互模仿, 不断更新各自信息集并优化决策和管理过程, 使得农地流转行为呈现一定的空间依赖性。因此, 本文基于学习效应视角, 探究农地流转行为的空间依赖性以及具体的影响因素。本文可能的边际贡献为, 突出强调农地流转相关参与主体之间的学习效应, 并基于面板数据呈现农地流转时空分布规律, 在综合考量农地流转影响因素溢出效应的基础上, 科学、准确地刻画出农地流转空间异质性的驱动因素, 这不仅进一步丰富了农地流转行为空间效应的研究, 还为完善我国农地流转制度提供了微观基础。

二、理论分析与研究假设

在农地流转市场中, 除政府作为市场的推动者外, 农户也是非常重要的市场参与者, 理应关注农户作为利益相关者对政府推动农地流转的响应。农地流转决策行为的发生分为动机阶段和执行阶段, 在动机阶段, 农户基于对农地流转理想状态的考量, 形成是否参与流转的意愿; 在执行阶段, 农户会更多地考虑现实情形, 再制定具体的参与农地流转的行为决策。农户在参与农地流转过程中, 受到客观因素和主观因素的共同影响, 权衡利弊后形成农地流转意愿, 并以此引导农地流转行为。农户参与农地流转意愿的强弱和农地流转行为的选择均受到家庭特征和资源禀赋等客观因素, 以及行为态度、主观规范和知觉控制等主观因素的影响。就客观因素而言, 由于农地质量与农户的投入产出显著相关, 因此, 农户进行农地转入的意愿随着农地质量的提升而增强。在面临劳动力边际报酬不断递减的农业低收益特性时, 农户在权衡家庭收入和农业收入能否满足农户家庭日常生活所需后, 会将土地进行流转并选择外出务工等非农就业方式。此时, 非农就业机会的多少就会很大程度上影响该部分劳动力流转土地的决策。就主观因素而言, 大多数研究基于计划行为理论, 从农户对土地流转的行为态度、主观规范和知觉控制三个方面进行实证分析并且证实这些都是可以学习和可供模仿的。其中, 行为态度主要指农户对于参与农地流转的评价, 评价越正面, 行为态度越积极。主观规范主要指农户参与农地流转感受到社会压力, 进而规范自己的行为。社会压力主要来自以下三个方面: 一是家人和亲戚, 农户参与农地流转的可能性会随着家人和亲戚支持程度的升高而增加; 二是政府和村委会, 其会通过农户中的影响力和号召力带动和影响农户决策; 三是邻居和朋友, 农户会因受到邻居和朋友流转经历的示范、鼓舞而参与农地流转^[31]。知觉控制主要指农户参与农地流转所具备的能力、资源和机会, 以及评估这些能力在其参与农地流转时的重要性。当农户认为其拥有的参与农地流转的资源和机会越多时, 其知觉控制能力就越强, 参与农地流转的可能性就越大^[38]。

农户间相互学习模仿即农户间的学习效应对推动农户参与农地流转、提高农地流转效率起重要作用。作为农户是否参与农地流转的示范,相邻农户经济选择行为的收益是农户进行决策的重要参考,相邻农户在行为选择方面存在认知趋同和相互影响,即相邻农户存在相互学习和借鉴的行为^[39]。也就是说,在做农地流转决策时,农户为实现自己的经济利益最大化,会参考相邻农户的农地流转行为,并且拥有更好资源禀赋的相邻农户的参考价值更大。因此,笔者提出如下假设:

假设1:农地流转行为具有空间依赖性。

一方面,根据上文论述,农地流转市场上相邻农户之间相互学习、相互借鉴、相互模仿,促进了农地流转市场的发展和繁荣。而且,实地调研发现,区域边界处农户的信息传递不会被行政边界阻断。另一方面,政府提供的制度保障和财政补贴对于推进农地流转进程起着积极的作用。地方政府通过整合农地资源和提供合理补贴等降低农地流转成本,提高农户经济收益,并在一定程度上增加农地规模经营效益,优化农地流转机制。为实现推行农地流转政策的目标,地方政府会借鉴其之前农地流转政策实施的经验,并基于相邻政府间的学习效应,在引导农地流转市场发展的过程中,学习和效仿相邻地方政府的农地流转政策和农地流转市场干预行为。相邻地方政府在制定、实施促进农地流转市场发展的相关政策时,倾向于参照周边地区的先进做法,在政策方面也具有一定的相似性。基于相邻农户间和相邻政府间的学习效应,农地流转行为会直接受到相邻区域农地流转行为的影响。因此,笔者提出如下假设:

假设2:农地流转行为存在内生交互效应,即农地流转行为会受到相邻区域农地流转行为的影响。

地方政府虽然一定程度上通过财政补贴政策提高农地流转价格,并以此增加了农地供给方的收入,但是也可能由于市场价格整体提升而产生许多不良影响。在农业收入“天花板”的外界条件限制下,农地供给方和承接方会进行博弈,农地流转费用增加会导致流入土地的成本上升,在无法获得相应收入的条件下必然侵蚀其经济利益,导致更多农业劳动力更倾向于非农业就业。农地承接方对农地投入和农地培育的积极性会受到流转契约稳定性的影响,在流转契约长期稳定即农地产权安全的条件下,农地承接方不必担心土地被收回等不履约行为发生,反而会增加对土地的投入和培育,有效解决土地利用不充分和农业经营效率损失等问题。因此,非农就业水平、收入水平和产权安全等因素会直接对农地流转市场的供求价格产生影响,进而对相邻区域的农地流转行为产生影响。

现实中,税收、环境规制、财政支出和土地供应等政策工具是地方政府参与经济竞争的重要手段。地方政府可能通过土地市场化改革获取土地红利。一方面,通过土地抵押获取基础设施建设、公共服务投入的财政资金;另一方面,通过“竞次”式低价出让农地来吸引农地需求者落户,与其他地区竞争劳动力、资本和技术等要素,以获取竞争优势。农地流转市场中的需求主体通过考察农地质量、农地价格和客观条件,在多个区域内权衡成本收益后,作出利益最大化的交易决策并在不同空间中移动。因此,财政支农支出、土地资源禀赋和土地供应政策等因素会直接对农地流转市场的需求主体流动产生影响,进而间接对农地流转行为产生影响。因此,笔者提出如下假设:

假设3:农地流转行为存在外生交互效应,即其他空间的外生因素会对本空间的农地流转行为产生影响。

三、研究设计

(一) 数据说明

从本质来看,农地流转的交易对象实则为农地承包经营权,具体包括是否进行农地流转、农

地流转契约和农地流转交易形式。《中国农村经营管理统计年报(2018年)》数据显示, 2018年, 中国(不含西藏与港澳台)农地流转率达到33.83%, 从农地流转主体来看, 农户、专业合作社、企业和其他主体分别占比为57.17%、22.47%、10.31%和10.05%, 可见, 在农地流转过程中, 农户仍占据了首要位置。本文依照《中华人民共和国农村土地承包法》《农村土地承包经营权流转管理办法》, 将农地流转行为划分为以下三个方面: 一是农地流转契约, 即签订流转合同或达成口头约定; 二是农地流转形式, 包括转包(出租)、转让(承包农户土地承包经营权让渡给第三方)、互换(承包方之间交换土地承包经营权)、股份合作(承包农户将土地承包经营权量化入股从事农业合作生产), 以及除上述四种之外的其他形式; 三是农地流转交易主体, 即流入农户、流入专业合作社、流入企业和流入其他主体。本文采用2015—2018年中国30个省份120个观测值的面板数据, 相关指标数据来自历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农村经营管理统计年报》。

(二) 变量选取

1. 因变量: 农地流转行为

本文的因变量为农地流转行为。由于不同农地流转行为的空间聚类度和影响因素不同, 本文选取农地流转契约、农地流转形式和农地流转交易主体三个维度的十一类农地流转行为作为因变量, 具体如表1所示。这样不仅可以较好地体现不同农地流转行为和流转规模的时间变化趋势, 还可以消除不同空间农地规模差异造成的影响。

(1) 农地流转契约。用该省份签订流转合同和签订口头契约的农地面积与家庭承包经营耕地面积之比(Y_0 和 Y_1)表示。

(2) 农地流转形式。用该省份转包(出租)、转让、互换、股份合作和其他形式农地面积与家庭承包经营耕地面积之比(Y_2 、 Y_3 、 Y_4 、 Y_5 和 Y_6)表示。

(3) 农地流转交易主体。用该省份流入农户、流入专业合作社、流入企业和流入其他主体农地面积与家庭承包经营耕地面积之比(Y_7 、 Y_8 、 Y_9 和 Y_{10})表示。

2. 自变量

参照相关研究, 本文选取如下自变量:

(1) 非农就业水平(NAP)。用农村常年外出务工劳动力人数表示。非农就业水平越高, 农户对农地的依赖性越低。如果农户有较强的农业劳动生产能力和学习能力, 并且从事农业经营的综合收益相对较高, 农户可能会增加对农地转入的需求; 若非农就业水平高, 农户可能会增加对农地转出的需求进而促进农地流转行为的发生。

(2) 农业经营收入(OI)。用农业经营收入比重表示, 具体用家庭人均农业经营收入占农村居民家庭人均收入的比重衡量。农业经营收入比重增加, 家庭劳动力分配时就更倾向于可以带来更多经济收益的农业生产活动, 进而提高农地流转率。农业经营收入越高, 表明农户可以从农业生产经营活动中获得的收益越多, 农户对农地的依赖性越强, 这可能会降低农户对农地流转的土地供给。

(3) 收入水平(IL)。用农村居民家庭人均收入表示。农户收入主要有农业经营收入和非农收入两个来源。如果因非农收入增加导致了收入水平的提升, 那么农户将降低自身对土地的依赖, 倾向于转出土地。如果因农业经营收入增加导致了收入水平的提升, 此时的农业发展通常具有规模性和规范性, 农地需求旺盛, 农户倾向于转入土地。

(4) 财政支农支出(GS)。用地方财政农林水支出占地方财政一般预算支出的比重表示。较好的农业基础设施和扶持政策可以吸引更多的企业和人才投入农业生产经营。政府通过财政支出引进先进的农机设备, 购置新品种, 应用新农资, 支持农业农村现代化, 从而活跃农地流转市场, 促进农地流转。

(5) 劳均耕地面积 (ML)。用农业劳动力所占耕地面积表示。对于农户, 劳均耕地面积与其农业收入高度相关, 农业收入的多少进一步影响农户进行农地流转行为的决策。

(6) 合作社发展水平 (CO)。用种植业合作社数量表示。种植业合作社具有充足的资金支持和更加先进的技术条件, 拥有更为开阔的信息渠道和丰富的销售市场, 在信息咨询、供需发布和纠纷调解等方面发挥重要作用, 能够为农户提供农资供应、生产加工和经营管理等多元服务和统一指导, 有助于农业生产经营组织化程度的提高、农业专业化分工的不断推进以及标准化、集约化经营的逐步普及, 达到生产成本和交易费用降低的目的, 实现小农户与大市场的有效对接, 推进农地的有效流转。另外, 在种植业合作社内部, 专业人员具有更有效的务农本领和更坚定的务农意愿, 更愿意接受先进农业技术, 由此产生的知识溢出的正外部效应和示范带动作用能够推动现代农业的发展, 进而促进农地流转。

(7) 产权安全程度 (CM)。用颁发的农村土地承包经营权证份数占家庭承包经营农户数的比重表示。农地产权是否安全是影响农地流转风险的重要因素: 一方面, 农地产权不稳定会带来农地流转风险, 对农地转出产生不利影响; 另一方面, 农地产权不稳定会影响农地承接方对土地的投资, 阻碍农地转入。现实中, 产权越稳定的地区, 农地流转风险越小, 农户越愿意转出土地, 也越容易转入土地而实现规模经营。另外, 稳定的农地产权还能增强农户对农地的产权强度, 进而提高土地资源的内在价值, 以促进农地流转的顺利进行。在我国, 农地产权的确权颁证能够促进农地流转。

表1 变量说明与描述性统计结果 (N=120)

分类	变量	符号	单位	均值	标准差	最大值	最小值
因变量	农地流转契约	Y ₀	%	24.578	14.339	85.842	1.037
		Y ₁	%	11.185	5.516	31.997	0
	农地流转形式	Y ₂	%	21.574	14.264	85.327	2.668
		Y ₃	%	0.909	0.594	2.458	0
		Y ₄	%	1.584	1.552	7.636	0
		Y ₅	%	2.207	3.414	18.5506	0
	农地流转交易主体	Y ₆	%	3.055	7.797	45.351	0.029
		Y ₇	%	18.846	8.583	41.203	2.661
		Y ₈	%	4.165	2.973	16.565	0.327
		Y ₉	%	7.909	4.962	24.752	0.569
	Y ₁₀	%	4.843	5.795	37.699	0.792	
自变量	非农就业水平	NAP	万人	650.193	512.249	1986.400	13.600
	农业经营收入	OI	%	37.903	12.491	69.556	4.934
	收入水平	IL	千元	13.619	4.781	30.375	6.936
	财政支农支出	GS	%	11.708	3.387	18.966	4.318
	劳均耕地面积	ML	hm ² /百人	82.385	69.315	377.182	20.226
	合作社发展水平	CO	千个	29.528	23.126	119.282	1.705
	产权安全程度	CM	%	88.166	11.482	99.842	5.528

(三) 研究方法

1. 空间自相关检验

相邻省份的农地流转行为可能是彼此相似的, 可能是完全不同的, 也可能是彼此独立毫无关联的。从广义来讲, 莫兰指数 Moran's I 能够立足于总体视角来验证上述关系。作为观测值和其空间滞后项间的相关系数, 此指数为加权的成比例向量内积, 具体公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{[\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2] (\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij})} \quad (1)$$

其中, $w_{ij}=1/d^2$, 表示空间加权矩阵, d 表示不同省会城市在球面上的距离, $i, j \in (1, n)$ 。 Y 和 \bar{Y} 分别表示农地流转行为和其平均值。 I 的取值范围为 $[-1, 1]$, 服从正态分布。 $I \in (0, 1]$ 的情况下, 空间正自相关, 即高值与高值相邻, 或者低值与低值相邻; $I \in [-1, 0)$ 的情况下, 空间负自相关, 也就是高值和低值相邻; I 与 0 相接近的情况下, 空间呈现出了随机分布的状态。

2. 空间杜宾模型

为了克服对有空间依赖性的行为进行一般线性分析时得到有偏结果的内生性问题, 本文针对农地流转行为构建空间杜宾模型 (SDM), 具体如下:

$$Y_{it} = \delta w_{ij} Y_{jt} + \alpha_i \tau_t + \sum_{k=1}^m X_{ikt} \beta_k + \sum_{k=1}^m w_{ij} X_{jkt} \theta_k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 和 j 表示不同省份, t 表示时期, w_{ij} 表示地理距离权重矩阵, $\alpha_i \tau_t$ 表示截距项, Y_{it} 表示农地流转行为, $w_{ij} Y_{jt}$ 表示内生交互效应, X_{ikt} 表示 $n \times k$ 解释变量矩阵, $w_{ij} X_{jkt}$ 表示外生交互效应。 β 、 μ_i 和 λ_t 分别表示非空间回归系数、空间固定效应和时间固定效应, δ 和 θ 分别表示空间回归系数, ε_{it} 表示随机扰动项。

3. 直接效应和溢出效应分解

对式 (2) 求偏导, 本文把空间杜宾模型解释变量的边际影响分解为直接效应和溢出效应。直接效应指的是 i 省份变量 X_{ik} 给域内空间农地流转行为带来的平均影响, 表示为:

$$E(X)_{\text{direct}} = \frac{1}{n} \text{tr} \left[\frac{\partial Y_i}{\partial X_{jk}} \right] \quad (3)$$

其中, $E(X)_{\text{direct}}$ 表示直接效应, $\text{tr} \left[\frac{\partial Y_i}{\partial X_{jk}} \right]$ 表示 $\frac{\partial Y_i}{\partial X_{jk}}$ 矩阵的迹。

溢出效应指的是 i 省份变量 X_{ik} 对除本省份之外所有省级空间农地流转行为的平均影响, 表示为:

$$E(X)_{\text{spillover}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial Y_i}{\partial X_{jk}} - E(X)_{\text{direct}} \quad (4)$$

其中, $E(X)_{\text{spillover}}$ 表示溢出效应, 其余变量定义如上文所述。

四、农地流转行为的空间分布

(一) 农地流转契约的空间分布

数据显示, 2018年, 签订流转合同的农地面积占家庭承包经营耕地面积的67.77%, 因此, 农地流转契约主要以签订流转合同为主。本文将30个省份以签订流转合同与家庭承包经营耕地面积之比的60%和40%为标准划分为三个梯队, 如图1所示。由图1可知, 第一梯队有20个省份, 分别为上海 (100%)、宁夏 (93.76%)、江苏 (81.15%)、新疆 (80.52%)、河北 (76.92%)、青海 (75.79%)、湖北 (75.03%)、甘肃 (74.70%)、辽宁 (74.13%)、黑龙江 (73.96%)、重庆 (73.01%)、浙江 (72.50%)、云南 (71.10%)、河南 (70.46%)、安徽 (70.34%)、山东 (69.39%)、广东 (68.97%)、贵州 (61.53%)、吉林 (60.23%)和内蒙古 (60.01%)。从地理区位来看, 上海形成一个高值空间, 青海、甘肃和宁夏形成一个高值空间, 河南和湖北等省份形成另一个高值空间。第二梯队包含8个省份, 分别为天津 (58.56%)、江西 (57.47%)、四川 (56.66%)、湖南 (55.31%)、广西 (52.58%)、北京 (52.11%)、陕西 (51.63%)和山西 (42.10%)。从地理区位来看, 以江西和北京为核心, 形成了两个中值空间。第三梯队仅有福建和海南, 这两个省份的农地流转市场上主要是一些口头契约, 其签订农地流转合同的比率较低, 仅为36.63%和28.90%。

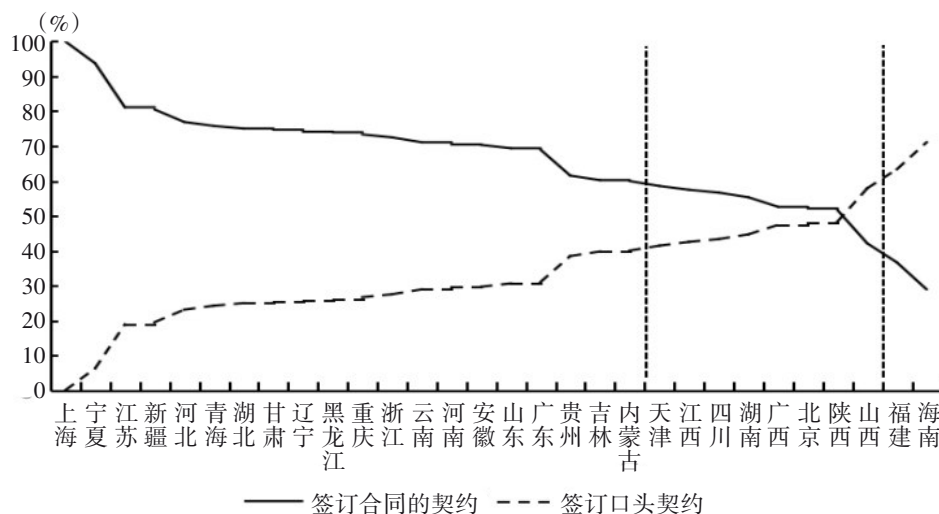


图1 农地流转契约的空间分布

(二) 农地流转形式的空间分布

2018年,农地流转形式主要以转包(出租)为主。本文将30个省份以转包(出租)农地面积与家庭承包经营耕地面积之比的90%和60%为标准划分为三个梯队,如图2所示。由图2可知,第一梯队有6个省份,分别为上海(99.40%)、宁夏(95.83%)、黑龙江(91.82%)、内蒙古(91.54%)、浙江(91.14%)和吉林(90.67%)。从地理区位来看,上海和浙江形成一个高值空间,宁夏、黑龙江、内蒙古和吉林形成另一个高值空间。第二梯队有20个省份,分别为新疆(89.48%)、青海(86.92%)、山东(85.80%)、安徽(84.42%)、山西(81.78%)、四川(81.78%)、辽宁(81.58%)、海南(81.52%)、福建(81.50%)、江西(81.44%)、河北(81.08%)、云南(81.03%)、甘肃(80.85%)、陕西(77.59%)、湖北(75.81%)、重庆(75%)、湖南(73.79%)、江苏(73.30%)、河南(72.09%)和广西(70.25%)。从地理区位来看,新疆、青海、四川、云南、甘肃、陕西、重庆和广西形成一个中值空间,山东、河北和江苏形成第二个中值空间,安徽、江西、湖北、湖南和河南等省份形成第三个中值空间。第三梯队有4个省份,分别为贵州(59.22%)、天津(53.45%)、广东(53.03%)和北京(29.41%)。从地理区位来看,天津和北京形成一个低值空间,贵州和广东形成另一个低值空间。

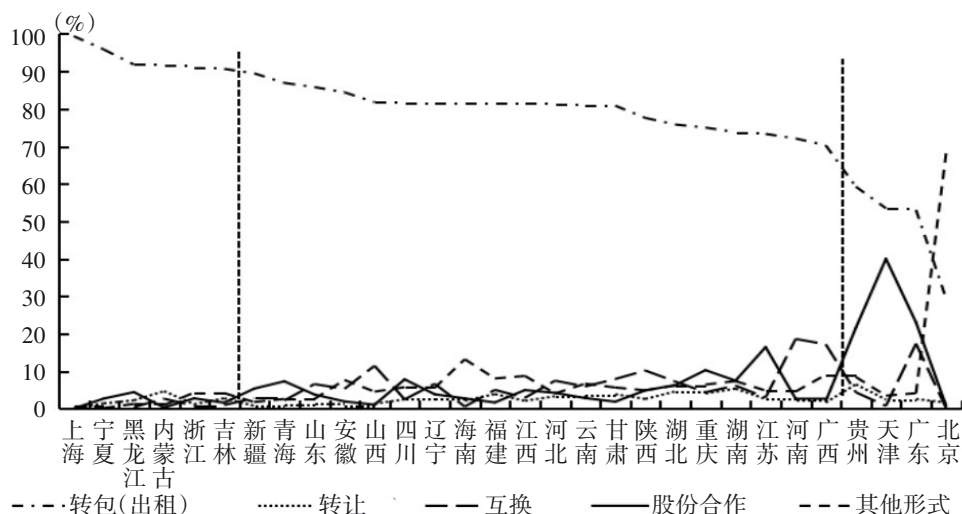


图2 农地流转形式的空间分布

(三) 农地流转交易主体的空间分布

数据显示, 2018年, 农地流转交易主体中, 农户占57.17%, 专业合作社、企业和其他主体分别占22.47%、10.31%和10.04%。本文将30个省份以流转入农户的农地面积与家庭承包经营耕地面积之比的50%和30%为标准划分为三个梯队, 如图3所示。由图3可知, 第一梯队有16个省份, 分别为黑龙江(75.64%)、吉林(73.25%)、辽宁(72.82%)、海南(71.06%)、山西(68.1%)、新疆(67.76%)、内蒙古(67.43%)、福建(66.73%)、浙江(62.13%)、江西(60.96%)、河南(57.19%)、安徽(56.71%)、河北(53.94%)、广东(53.89%)、广西(53.79%)和山东(52.56%)。从地理区位来看, 黑龙江、吉林、辽宁、山西和内蒙古形成一个高值空间, 江西、安徽等省份形成另一个高值空间。第二梯队有12个省份, 分别为江苏(49.12%)、上海(48%)、湖北(47.18%)、湖南(46.95%)、陕西(46.95%)、重庆(45.14%)、四川(44.57%)、云南(43.91%)、甘肃(42.17%)、青海(41.58%)、天津(37.58%)和宁夏(33.87%)。从地理区位来看, 江苏、上海、湖北、湖南、陕西、重庆、四川和云南形成一个中值空间, 甘肃、青海、天津和宁夏形成另一个中值空间。第三梯队有贵州和北京2个省份。在贵州和北京, 流转入农户的农地面积与家庭承包经营耕地面积之比为26.41%和15.3%。就省域空间而言, 在农地流转行为方面, 邻近区域同质化情况比较严重。

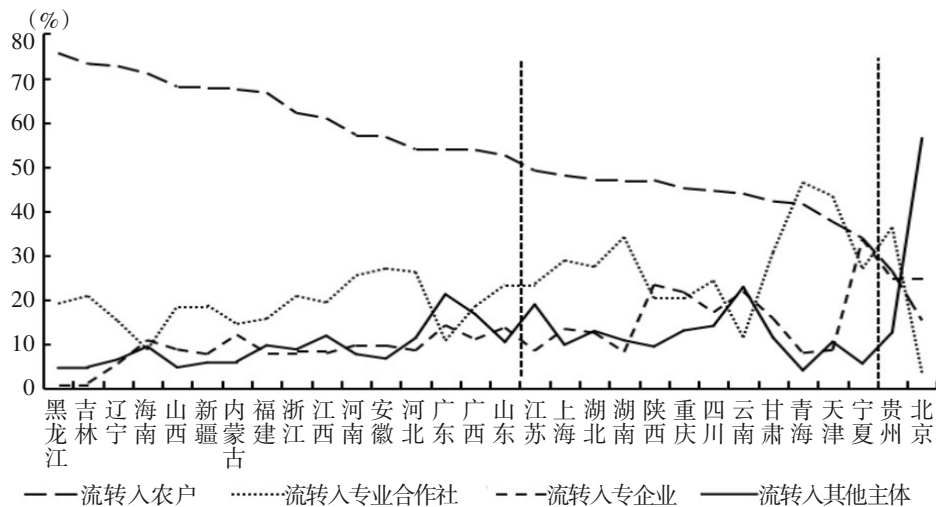


图3 农地流转交易主体的空间分布

五、实证分析

(一) 农地流转行为的空间相关性检验

本文采用全局Moran's I对农地流转行为中农地流转契约、农地流转形式和农地流转交易主体三个维度的十一类行为分别开展空间自相关性检验。表2列出一些稳定性较强的, 存在空间依赖关系的流转行为。由表2可知, 首先, 签订流转合同、转包(出租)、流转入农户和流转入企业四种行为具有稳定的空间依赖性。其中, 签订流转合同、转包(出租)和流转入农户的农地流转行为显著性逐年增强, 也就是说, 其空间依赖性逐年增强。仅在2015年, 流转入专业合作社的农地流转行为未呈现出显著的空间依赖性, 其他年份和其他变量均表现出不同显著性水平的空间依赖性。主要原因是, 近年来国家高度重视农地流转问题, 政府为实现促进农地高效有序流转, 出台了一系列政策措施, 疏通了农地流转障碍, 使得各农地流转行为表现出明显的空间聚类趋向。因此, 农地流转行为的空间依赖性呈现出明显的时间异质性。其次, 签订流转合同、转包(出租)、流转入农户、流转入专业合作社和流转入企业这五种行为的全局Moran's I具有稳定的空

间依赖性,其他六种行为属于空间随机分布状态。因此,假设1得到部分验证。具有稳定的空间相关性是进行空间计量分析的前提,因此,依据上文分析,本文选取签订流转合同、转包(出租)、流转入农户、流转入专业合作社和流转入企业五种农地流转行为作为因变量进行回归分析。

表2 全局自相关分析结果

年份	农地流转契约		农地流转形式		农地流转交易主体					
	签订流转合同		转包(出租)		流转入农户		流转入专业合作社		流转入企业	
	Moran's I	Z值	Moran's I	Z值	Moran's I	Z值	Moran's I	Z值	Moran's I	Z值
2015	0.089*	1.515	0.123*	1.875	0.136**	2.109	0.064	1.221	0.161**	2.036
2016	0.114*	1.718	0.142**	2.024	0.158**	2.303	0.111*	1.618	0.175**	2.164
2017	0.160**	2.192	0.172**	2.315	0.183***	2.568	0.169**	2.213	0.158**	1.991
2018	0.143**	1.964	0.175**	2.345	0.216***	2.952	0.143**	2.013	0.158**	1.985

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著,下同。

(二) 空间面板模型选择

首先,检验空间杜宾模型(SDM)是否接受 $\theta=0$ 且 $\delta \neq 0$ 的原假设,如果接受则内生交互效应为主要影响路径,即为空间滞后模型(SLM)。其次,检验SDM是否接受 $\theta + \delta\beta = 0$ 的原假设,如果接受,则误差项交互效应为主要影响路径,即为空间误差模型(SEM)。最后,若全拒绝,那么SDM成为最优选择,内生交互效应和外生交互效应均对农地流转行为产生影响。由表3可知,签订流转合同、转包(出租)、流转入农户、流转入专业合作社和流转入企业这五种农地流转行为均在1%水平上拒绝空间固定效应联合不显著的原假设,但无法拒绝时间固定效应联合不显著的原假设,因此,空间面板模型中只需空间固定效应,选择SDM能够更好地拟合数据。

表3 空间面板数据模型选择检验结果

模型检验	签订流转合同	转包(出租)	流转入农户	流转入专业合作社	流转入企业
Hausman 检验	83.141***	37.852***	80.579***	12.441*	35.883***
时间固定效应检验	4.692	20.288	8.182	7.021	6.821
空间固定效应检验	275.091***	207.612***	167.446***	346.486***	296.002***
SDM和SLM选择LR检验	20.142***	23.469***	16.733**	22.052***	25.568***
SDM和SEM选择LR检验	21.571***	19.206***	15.578**	23.302***	23.543***

(三) 基于空间杜宾模型的影响因素分析

本文将对所有变量进行取自然对数处理,采用最大似然法对处理后的数据进行空间回归分析,内生交互效应和对外生交互效应分解为直接效应和溢出效应的回归结果如表4所示。由表4可知,在农地流转行为中,流转入农户和流转入企业的内生交互系数分别为0.272和0.258,并且流转入农户在5%水平上显著,流转入企业在10%水平上显著。这说明,省域边缘地区农户在农地流转入农户和农地流转入企业的行为选择上相互模仿,相邻地方政府间在农地流转市场和流转主体规范方面的相互参照,从而形成农地流转入农户和农地流转入企业这两种农地流转行为的空间依赖,故假设2得到验证。但是签订流转合同、转包(出租)和流转入专业合作社这三种农地流转行为拒绝假设2。因此,自变量对农地流转行为的空间影响不同,部分自变量仅有直接效应或溢出效应,部分自变量则二者兼具。由表4结果可知,显著的溢出效应是农地流转行为具有外生交互效应的重要佐证,故本文假设3得到验证。具体来看:

第一,非农就业水平(NAP)的影响。转包(出租)、流转入农户和流转入企业直接效应的估计系数为4.865、3.010和1.221,均在1%水平上显著。这说明,非农就业水平的提高,降低了农户对农地的依赖,农户更愿意对农地以转包(出租)形式流转出去,且大部分将农地流转入

其他农户和企业, 因此, 表现为非农就业水平鼓励农地转出, 也可能由于农地需求减少而抑制农地转入, 在本省空间中, 闲置农地面积增加, 农地流转市场供大于求, 农地流转价格下降, 显示出明显的价格优势, 因此, 相邻空间中流动性较大的农地需求主体会被吸引进入本省空间。签订流转合同、转包(出租)、流转入农户和流转入专业合作社溢出效应的估计系数分别为9.632、9.414、5.916和7.221, 均在1%水平上显著。这说明, 相邻空间拥有较强流动性的土地需求主体与本地农户二者之间存在地理空间距离和社会空间距离, 而农地流转双方之间的距离对契约选择有明显的影响, 即空间距离越远, 选择书面契约的可能性就越大。由于信息不对称, 流转双方存在较低信任度, 因此, 签订流转合同更能保证双方的利益, 这就表现为非农就业水平提高对签订流转合同的正向溢出效应。而相邻省份通过建立专业合作社或者将土地以转包(出租)的形式给农户等手段来安置由于其空间内需求主体流失而空余出来的农地, 此时非农就业产生的影响体现在转包(出租)、流转入农户和流转入专业合作社这三种土地流转行为的正向溢出效应。

第二, 农业经营收入(OI)的影响。农业经营收入对签订流转合同和流转入企业直接效应的估计系数为7.706和-3.068, 分别在5%和1%水平上显著; 农业经营收入对签订流转合同的溢出效应的估计系数为2.537, 在5%水平上显著。农业经营收入(OI)增加, 导致人均收入水平提升, 此时的农业发展通常具有规模性和规范性特征, 农地需求旺盛, 会与当地企业产生农地资源竞争, 表现为对农地流转入企业的直接效应。随着农业经营的规范化、科学化程度加深, 书面契约的签订率逐年提高, 因此, 农业经营收入对签订流转合同具有直接效应和溢出效应。

第三, 收入水平(IL)的影响。收入水平对签订流转合同、转包(出租)和流转入农户直接效应的估计系数为26.358、25.361和17.179, 分别在5%、1%和1%水平上显著。收入水平提升, 农户会降低自身对土地的依赖, 倾向于通过签订流转合同的方式转包(出租)闲置土地, 将农地流转入其他农户, 表现出流转入农户的直接效应显著为正。

第四, 财政支农支出(GS)的影响。财政支农支出对签订流转合同、流转入农户直接效应的估计系数为-6.811和-4.561, 在10%和5%水平上显著。增加财政支农支出改善了农业生产环境, 提升了农业发展水平, 使得拥有良好条件的农地受到需求主体的欢迎。随着农地需求主体向优质农地空间的不断流动, 需求主体在既有空间内的土地得以释放, 既有空间内的闲置农地不断增多, 流转合同的签订行为则会相对减少。与此同时, 农业生产基础环境的加强有利于农户的农业生产, 这就会显著抑制农地流转入农户, 表现为流转入农户的直接效应降低。

第五, 劳均耕地面积(ML)的影响。劳均耕地面积对签订流转合同、转包(出租)和流转入农户直接效应的估计系数分别为7.651、8.940和5.708, 均在1%水平上显著。农户在相对充裕的农地资源和相对成熟的流转市场中更愿意签订流转合同, 这表现为劳均耕地面积对于流转合同的正向直接效应。劳均耕地面积对签订流转合同、转包(出租)、流转入农户和流转入专业合作社溢出效应的估计系数分别为9.056、13.467、13.488和4.704, 在5%、1%、1%和5%水平上显著。由于农地资源禀赋更加丰厚, 劳均耕地面积更大的省份会吸引更多需要农地的承接方, 从而与当地合作社产生竞争, 对于相邻省份来说, 签订流转合同、转包(出租)、流转入农户和流转入专业合作社都有正向溢出效应。

第六, 合作社发展水平(CO)的影响。合作社发展水平对流转入专业合作社和流转入企业直接效应的估计系数为1.541和0.919, 均在5%水平上显著。合作社发展水平提高, 不仅会增加农户的种植收益, 提高其家庭整体收入, 而且会推动当地农业经济的现代化发展。因此, 合作社发展水平对农地流转入专业合作社和流转入企业具有显著的正向直接效应。合作社发展水平对流转入专业合作社溢出效应的估计系数为-4.211, 在5%水平上显著。这说明, 其他空间合作社发展水平对本空间合作社发展水平产生了影响。

第七, 产权安全程度(CM)的影响。产权安全程度对流转入农户直接效应的估计系数为

0.494, 在5%水平上显著。农村土地承包经营权证作为农地产权的有效法律保障, 其既维护了农户的合法权益与产权安全, 又提升了农户的土地流转意愿。具体来说, 农村土地承包经营权证的颁发有效降低了农地的交易成本, 促进农地流转的同时也增强了农地的产权强度, 提高了农地资源的资源价值。因此, 产权安全程度对流转入农户具有显著的正向直接效应。产权安全程度对流转入企业溢出效应的估计系数为1.074, 在5%水平上显著。产权安全程度的提高不仅能够促进农地流转, 而且会提高相邻省份空间中流转入企业的数量, 具有显著的正向溢出效应。

表4 空间杜宾模型估计结果

变 量	签订流转合同		转包 (出租)		流转入农户		流转入专业合作社		流转入企业	
	直接效应	溢出效应	直接效应	溢出效应	直接效应	溢出效应	直接效应	溢出效应	直接效应	溢出效应
δ	0.022 (0.161)		0.166 (0.149)		0.272** (0.137)		-0.171 (0.145)		0.258* (0.151)	
lnNAP	0.595 (1.809)	9.632*** (2.659)	4.865*** (1.458)	9.414*** (2.920)	3.010*** (0.842)	5.916*** (2.186)	-1.271 (0.802)	7.221*** (1.439)	1.221*** (0.371)	0.718 (0.846)
lnOI	7.706** (3.412)	2.537** (1.216)	-4.237 (2.871)	-7.550 (9.615)	0.718 (1.717)	-1.934 (6.722)	-1.267 (1.730)	-2.065 (3.825)	-3.068*** (0.824)	4.215 (3.173)
lnIL	26.358** (10.677)	-10.767 (13.003)	25.361*** (9.304)	-10.621 (12.567)	17.179*** (5.641)	-6.060 (8.702)	6.057 (5.817)	2.646 (6.881)	3.116 (2.938)	3.576 (3.905)
lnGS	-6.811* (3.479)	-6.357 (7.473)	-3.480 (3.155)	-0.793 (8.139)	-4.561** (2.189)	-5.929 (6.194)	1.087 (1.683)	-1.968 (3.478)	0.130 (0.854)	-0.647 (2.534)
lnML	7.651*** (2.675)	9.056** (3.957)	8.940*** (2.335)	13.467*** (4.520)	5.708*** (1.436)	13.448*** (3.544)	0.861 (1.304)	4.704** (1.931)	0.995 (0.640)	-0.511 (1.334)
lnCO	0.606 (1.602)	-4.842 (3.818)	-2.045 (1.452)	-3.013 (4.248)	-0.125 (1.001)	-2.652 (3.331)	1.541** (0.768)	-4.211** (1.776)	0.919** (0.407)	1.790 (1.327)
lnCM	1.059 (1.142)	-0.542 (1.626)	-0.017 (1.052)	2.388 (1.925)	0.494** (0.218)	0.518 (1.639)	-0.421 (0.515)	-0.188 (0.662)	0.372 (0.275)	1.074** (0.561)
观测值	120		120		120		120		120	
R ²	0.762		0.803		0.815		0.813		0.869	
log-likelihood	-332.078		-321.099		-277.052		-240.759		-164.305	

注: 括号内为稳健标准误。

六、研究结论和政策建议

基于农地流转各参与主体之间的学习效应, 本文选取2015—2018年中国30个省份面板数据, 采用空间杜宾模型并借助偏微分方法, 分解特征变量对农地流转行为的直接效应和溢出效应, 探究农地流转行为的空间依赖性及影响因素, 研究结论如下: 首先, 农地流转行为存在空间依赖性。农地流转的态势在空间上存在正自相关和随机分布两种情况, 签订流转合同、转包(出租)、流转入农户、流转入专业合作社和流转入企业这五种农地流转行为的全局Moran's I具有稳定的正向空间依赖性, 其他六类行为属于空间随机分布状态。其中, 签订流转合同、转包(出租)和流转入农户的农地流转行为显著性逐年增强, 也就是说, 其空间依赖性逐年增强。仅在2015年, 流转入专业合作社的农地流转行为未呈现出显著的空间依赖性, 其他年份和其他变量均表现出不同显著性水平的空间依赖性。其次, 农地流转行为的空间依赖性受内生交互效应和外生交互效应的影响, 流转入农户和流转入企业两种农地流转行为的空间依赖性受到内生交互效应和外生交互效应的共同影响, 省域边缘地区农户在农地流转入农户以及农地流转入企业的行为选择上相互模仿, 以及相邻地方政府间对农地流转市场和流转主体规范相互参照, 这些微观因素的积聚能够对宏观市场产生影响, 从而形成农地流转入农户和农地流转入企业的空间依赖现象, 即

这两种农地流转行为的空间依赖性受到内生交互效应的影响。因此, 农地流转行为存在内生交互效应, 即农地流转选择行为会受到相邻省份农地流转选择行为的影响。签订流转合同、转变(出租)和流转入专业合作社的空间依赖性主要受到外生交互效应的影响。显著的溢出效应是农地流转具有外生交互效应的重要佐证, 因此, 农地流转行为存在外生交互效应, 即其他空间的外生因素会对本空间的农地流转选择行为产生影响。也就是说, 农地流转选择行为不仅会受到本空间的外生因素的影响, 还会受到相邻空间的外生因素的影响。最后, 外生影响因素对不同农地流转行为的直接效应和溢出效应存在差异性。例如, 非农就业水平对签订流转合同、流转入农户和流转入专业合作社的影响只具有溢出效应, 对流转入企业的影响只具有直接效应, 对转包(出租)的影响则是直接效应和溢出效应共同作用的结果。基于上述结论, 笔者提出如下政策建议:

第一, 不同农地流转行为的空间依赖性不同, 应根据各参与主体的需求, 制定相适应的农地流转政策。对于在空间中呈无规律分布的农地流转行为, 如契约维度的签订口头契约, 流转形式维度的转让、互换、股份合作和其他形式, 以及流转交易主体维度的转入其他主体, 可沿用地理边界的政策制定和实施方式。对于契约维度的签订流转合同, 流转形式维度的转包(出租), 流转交易主体的流转入农户、流转入专业合作社和流转入企业等具有空间相关性的农地流转行为, 以行为边界为准制定具有跨区域化特点的流转政策, 代替原来以地理为边界的流转政策。

第二, 外生因素对不同农地流转行为的直接效应和空间溢出效应存在差异, 即不同外生因素的影响路径和效果不同, 因此, 政府在推动土地流转时, 应根据不同的影响因素制定相应的土地流转政策。对于只有直接效应的影响因素, 如合作社发展, 可以仅就本空间的经济状况及农地流转状况进行政策的制定和调整; 对于只有溢出效应的影响因素, 由于这些因素不会对本省的空间产生任何影响, 因此, 地方政府可选择考虑相邻省份的发展情况, 尽量制定促进邻域省份发展的政策, 以期形成更多区域聚集性产业; 对于既有直接效应又有空间溢出效应的影响因素, 当地政府应权衡利弊, 利用农地政策的空间联动性制定或调整出对本空间发展更有效的政策, 同时考虑溢出效应对相邻省份农地流转市场发展的推动效应, 以实现完善农地流转市场, 推动农地流转高效进行以及经济高质量发展的目标。

参考文献:

- [1] 仇童伟. 农地流转市场化中的耕地抛荒[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(3): 37-48.
- [2] 戈大专, 龙花楼, 杨忍. 中国耕地利用转型格局及驱动因素研究——基于人均耕地面积视角[J]. 资源科学, 2018, 40(2): 273-283.
- [3] 罗必良. 农业共营制: 新型农业经营体系的探索与启示[J]. 社会科学家, 2015(5): 7-12.
- [4] 刘同山, 陈晓萱, 周静. 中国的农地流转: 政策目标、面临挑战与改革思考[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022, 22(4): 176-186.
- [5] ZHANG Q F. Retreat from equality or advance towards efficiency? Land markets and inequality in rural Zhejiang [J]. The China quarterly, 2008, 195(1): 535-557.
- [6] 蔡鹭斌, 段建南, 张雪靓. 农户土地流转意愿及其影响因素分析[J]. 四川理工学院学报(社会科学版), 2013, 28(5): 28-33.
- [7] 赵桂英, 陈丽娜. 衡水市农户土地资源转出意愿的影响因素与行政干预[J]. 中国农业资源与区划, 2018, 39(10): 213-218.
- [8] 叶男. 农民的土地流转意愿及其影响因素研究[J]. 统计与决策, 2013(9): 99-101.
- [9] 高佳, 李世平. 产权认知、家庭特征与农户土地承包权退出意愿[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2015, 15(4): 71-78.
- [10] 陈浩天. 农户土地流转需求意愿的假设证伪与模型建构——基于全国20省236村2998个农户的实证调查[J]. 干旱区资源与环境, 2015, 29(10): 43-47.

- [11] 徐美银. 农民阶层分化、产权偏好差异与土地流转意愿——基于江苏省泰州市387户农户的实证分析[J]. 社会科学, 2013(1): 56-66.
- [12] 钟晓兰, 李江涛, 冯艳芬, 等. 农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J]. 资源科学, 2013, 35(10): 2082-2093.
- [13] 赵春飞. 重庆市加快土地流转的实践探索[J]. 宏观经济管理, 2014(4): 79-81.
- [14] 江淑斌, 苏群. 农村劳动力非农就业与土地流转——基于动力视角的研究[J]. 经济经纬, 2012(2): 110-114.
- [15] 李昊, 李世平, 南灵. 中国农户土地流转意愿影响因素——基于29篇文献的Meta分析[J]. 农业技术经济, 2017(7): 78-93.
- [16] 徐志刚, 宁可, 钟甫宁, 等. 新农保与农地转出: 制度性养老能替代土地养老吗? ——基于家庭人口结构和流动性约束的视角[J]. 管理世界, 2018, 34(5): 86-97+180.
- [17] 钱文荣, 洪甘霖, 郑淋议. 社会养老保障水平与农地流转市场发育——基于数量和质量的双重视角[J]. 农业经济问题, 2022(8): 4-18.
- [18] 冀县卿, 钱忠好, 葛轶凡. 交易费用、农地流转与新一轮农地制度改革——基于苏、桂、鄂、黑四省区农户调查数据的分析[J]. 江海学刊, 2015(2): 83-89+238.
- [19] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 2015, 50(3): 87-99.
- [20] 汪险生, 李宁. 提高金融可得性能否促进土地流转——来自CHFS数据的证据[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(1): 54-72.
- [21] 尹鸿飞, 张兵, 徐章星. 信贷可得性对农户农地流转行为的影响——基于中介效应模型的实证分析[J]. 世界经济文汇, 2020(5): 89-104.
- [22] 李家辉, 陆迁. 加入合作社对农户土地转入行为的影响[J]. 资源科学, 2022, 44(6): 1181-1195.
- [23] 罗必良, 林文声, 邱泽元. 农地租约以及对象选择: 来自农户问卷的证据[J]. 农业技术经济, 2015(9): 4-16.
- [24] 罗必良, 江雪萍, 李尚蒲, 等. 农地流转会导致种植结构“非粮化”吗[J]. 江海学刊, 2018(2): 94-101.
- [25] 孟招将. 交易费用决定了农地流转契约选择——区域比较研究[J]. 江西财经大学学报, 2012(4): 13-20.
- [26] 王雪琪, 曹毅毅, 邹伟. 地方政府干预农地流转对生产效率的影响——基于水稻种植户的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(9): 133-141.
- [27] 王雪琪, 邹伟, 朱高立, 等. 地方政府主导农地流转对农户转入规模与粮食单产的影响——以江苏省五地市为例[J]. 资源科学, 2018, 40(2): 326-334.
- [28] 马贤磊, 仇童伟, 钱忠好. 农地流转中的政府作用: 裁判员抑或运动员——基于苏、鄂、桂、黑四省(区)农户农地流转满意度的实证分析[J]. 经济学家, 2016(11): 83-89.
- [29] 李静. 农地确权、资源禀赋约束与农地流转[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2018, 18(3): 158-167.
- [30] 张建, 诸培新, 王敏. 政府干预农地流转: 农户收入及资源配置效率[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(6): 75-83.
- [31] 钟晓兰, 李江涛, 冯艳芬, 等. 农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J]. 资源科学, 2013, 35(10): 2082-2093.
- [32] 洪名勇, 何玉凤. 邻里效应及其对农地流转选择行为的影响机制研究——基于贵州省540户农户的调查[J]. 农业技术经济, 2020(9): 4-19.
- [33] 李朝柱, 石道金, 文洪星. 关系网络对土地流转行为及租金的影响——基于强、弱关系网络视角的分析[J]. 农业技术经济, 2020(7): 106-116.
- [34] 钱龙, 洪名勇, 龚丽娟, 等. 差序格局、利益取向与农户土地流转契约选择[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(12): 95-104.
- [35] 洪名勇, 龚丽娟. 基于信任的农地流转契约选择研究[J]. 江西社会科学, 2015(5): 218-222.
- [36] 洪名勇. 信任博弈与农地流转口头契约履约机制研究[J]. 商业研究, 2013(1): 151-155.
- [37] 安海燕, 洪名勇. 农户农地流转契约形式选择及其影响因素分析——基于545份问卷调查数据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2015(10): 12-17.
- [38] 程建, 程久苗, 费罗成, 等. 农地流转农户心理决策模型研究[J]. 资源科学, 2017, 39(5): 818-826.
- [39] 王珊, 洪名勇, 吴昭洋, 等. 不同农地经营权流转方式的空间依赖性分析[J]. 中国土地科学, 2018(8): 44-51.

Study on the Spatial Dependence and Influence Factor of Farmland Transfer Behavior: A Learning Effect Perspective

ZHOU Bo, ZHANG Qi

(School of Public Finance & Taxation, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China)

Summary: This paper explores the spatial dependence of farmland transfer behavior, and makes empirical tests in dimensions of contract, form and transaction subjects. Based on the panel data of 30 provinces (municipalities and autonomous regions) in China from 2015 to 2018, this paper finds that the spatial dependence of farmland transfer behavior in each dimension is variable. In order to analyze the influence mechanism of farmland transfer behavior, this paper further adopts spatial Durbin model (SDM) and partial differential method to decompose the direct effect and spatial spillover effect of characteristic variables on transfer behavior. The results show that the spatial dependence has two features of positive autocorrelation and random distribution, and there is obvious heterogeneity in behavior and time rules. The spatial dependence is mainly affected by endogenous and exogenous interaction effects. The former refers to the influence of farmland transfer behavior in neighboring provinces (municipalities and autonomous regions), while the latter is the influence of external factors that affect the price of farmland transfer and the flow of demanders in neighboring provinces (municipalities and autonomous regions). There are differences in the spatial dependence of the two effects on different farmland transfer behaviors, and there are also differences in the direct effects and spatial spillovers of exogenous factors (such as non-agricultural employment level) on different farmland transfer behaviors. The results show that farmland transfer policies should be formulated according to the spatial dependence of different farmland transfer behaviors based on the learning effect theory, so as to promote the effective farmland transfer, improve the efficiency of rural land resource utilization, and realize agricultural modernization.

In the process of farmland transfer, land resources are transferred to more efficient entities and market-oriented operations are carried out, which improves the profits of relevant entities, including land owners and contractors. The value of land resources is more fully manifested, rural areas are more abundant, and agricultural economy is further developed, thereby promoting the development of national agriculture. Moreover, the farmland transfer has enabled the release of rural labor bound to the land, allowing more rural labor to enter cities. The increase in non agricultural income of farmers has changed their income structure, reduced the urban-rural income gap, and promoted the integration of urban and rural development. Exploring and studying the spatial dependence and impact mechanism of farmland transfer behavior can reveal the micro level impact of the entire system, which has a guiding role in deepening the land transfer system and promoting corresponding reforms. The research content of this article is not only a enrichment and supplement to existing research on farmland transfer, but also an effective attempt and practical test to apply spatial economic theory to the behavior of farmland transfer in China.

Key words: farmland transfer behavior; spatial dependence; direct effect; spillover effect; spatial Durbin model

(责任编辑: 巴红静)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2023.11.008

[引用格式]周波,张琦. 农地流转行为的空间依赖性及其影响因素研究——基于学习效应视角[J]. 财经问题研究, 2023(11):101-114.