何婷婷，张丽琼．新型城镇化对农业碳排放强度影响的空间效应和门槛特征［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2022，21（4）：23-37.
HE Tingting，ZHANG Liqiong. Spatial effect of new urbanization on agricultural carbon emission intensity and threshold characteristics［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2022，21（4）：23-37.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2022.04.003

新型城镇化对农业碳排放强度影响的空间效应和门槛特征

何婷婷，张丽琼
（安徽农业大学 经济管理学院，安徽 合肥 230036）

摘 要：研究新型城镇化对农业碳排放强度的具体影响对指导农业低碳发展以及实现碳达峰、碳中和目标具有重要的现实意义。采用1997－2018年中国31个省（市、区）的面板数据，构建新型城镇化水平测度的综合评价指标体系，运用探索性空间数据分析、空间计量模型和面板门槛计量模型，分析农业碳排放强度的空间分布和集聚状况，探究新型城镇化对农业碳排放强度的空间效应和门槛特征。结果表明，各省区间农业碳排放强度存在显著的空间自相关性，且空间集聚状态较为平稳；新型城镇化对农业碳排放强度存在显著的负向直接效应和间接效应，新型城镇化与农业碳排放强度之间存在以农业产业结构、农业机械化程度为门槛变量的单一门槛效应，跨越门槛值后新型城镇化的减排效应有所下降。

关键词：新型城镇化；农业碳排放强度；空间效应；门槛特征
中图分类号：F32 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2022）04-0023-15

由碳排放引发的气候变化问题已经成为全球关注的热点，农业作为碳排放的主要来源，是各国应对、减缓和适应气候变化的重要领域之一。作为农业生产第一大国和农业碳排放第一大国，中国积极应对气候变化，绿色低碳发展道路已成为中国经济高质量发展的内在要求和必然趋势，也是中国面临的一个巨大挑战。2020年9月第75届联合国大会上，中国明确提出碳达峰和碳中和目标，农业碳排放问题受到学界、政府以及公众更加普遍的关注。因此，顺应时代发展新要求，推进农业低碳发展，对于加快减排任务的实现以及推动农业可持续发展均具有非常重要的意义。

目前，学术界从不同维度对农业碳排放问题展开了大量研究，研究内容主要涉及几个领域：农业碳排放的测度以及时空演变特征研究[1]、农业碳排放与经济增长的互动关系研究[2-3]、农业碳排放的影响因素研究[4]、农业碳减排潜力和绩效评估研究[5-6]以及农户低碳生产意愿与行为研究[7-8]等。其中，关于农业碳排放影响因素的甄别是学者们关注的焦点，相关研究结论为科学制定农业碳减排政策提供了丰富的理论参考，如李波等利用指数分解法研究发现，农业生产效率因素、农业结构因素、劳动力规模因素一定程度上抑制了农业碳排放量，而农业经济发展则成为了农业碳排放增加的最主要因素[9]；杨钧认为农业技术进步显著地增加了农业碳排放总量，但农业技术进步有利于农业碳排放强度的降低，随着人力资本的提升，农业技术进步对农业碳排放降低的积极影响会逐渐增强[10]；李秋萍也关注了农业科技投入与农民文化素质对农业碳排放的影响，但其研究中纳入了对农业碳排放空间效应的探究，这也成为近年来研究的一个热点问题[11]；除此之外，农业耕作方式[12]、环境规制[13]、农业生产效率[14]、农业产业结构[15]、农地经营规

收稿日期：2022-01-03 **修回日期：**2022-01-17
基金项目：安徽高校人文社会科学研究项目“城乡融合发展视角下乡村振兴与新型城镇化融合发展研究——以安徽省为例”（SK2020A0135）；安徽农业大学繁荣发展社科基金重点项目“R&D溢出、异质性人力资本与农业绿色TFP增长研究——基于国际化渠道比较视角”（2019zs05zd）
作者简介：何婷婷，研究方向：农业经济与贸易。

模[16]、农业能源消费和贸易开放等因素对农业碳排放的影响也得到了深入探讨[17]。而随着中国城镇化进程的全面推进，城镇化与农业碳排放的关系也成为十分重要的研究议题，大部分学者采用“城镇化率”这一单一指标来表征城镇化水平，相关研究表明城镇化水平的提升有利于农业碳排放的降低[18-19]，少数学者考虑到单一指标的考察略显不足和片面，采用了多指标对城镇化水平进行衡量，例如武春桃采用户籍人口、就业人口和城区建设城镇化等三种指标，从全国和东、中、西地区层面，考察了城镇化对中国农业碳排放的影响[20]；曾珍等从人口城镇化和土地城镇化两个视角，基于面板数据的PVAR模型分析了安徽省城镇化对农业碳排放的影响。他们的研究结论表明不同渠道的城镇化对农业碳排放的影响不同，且存在区域差异[21]。

现有研究对于进一步拓展和完善农业碳排放研究具有重要的借鉴和启示意义，但探讨新型城镇化与农业碳排放关系的研究还较为缺乏，相关研究仍存在以下局限：（1）鲜有文献在综合测度中国新型城镇化水平的基础上，探究其对农业碳排放的影响；（2）缺乏新型城镇化对农业碳排放是否存在空间效应的论证；（3）有关新型城镇化与农业碳排放强度非线性关系的研究还不够充分。鉴于此，本研究采用1997－2018年中国31个省（市、区）的面板数据，从经济、人口、土地、社会、生态以及城乡一体化等六个维度构建评价指标体系，并对新型城镇化水平进行测度，在此基础上，基于空间异质性假设，运用空间计量方法分析新型城镇化对农业碳排放的空间效应。进一步考虑到两者之间可能存在的非线性关系，利用面板门槛计量模型探讨新型城镇化对农业碳排放门槛效应，以期为降低农业碳排放，促进碳达峰、碳中和目标的实现提供有效借鉴。

一、理论分析与研究假说

理论界普遍认为，农业中劳动力、土地、水资源等要素的投入和有效利用均受到新型城镇化发展的影响[22]。新型城镇化水平的提高，引导和推动了劳动力、土地、资本等要素合理有序的流动，带来了资源要素的重新配置、农业产业结构的调整、技术进步以及生产方式变革等不同效应，进而影响农业碳排放水平。首先，城镇化进程的推进带来的产业集聚有助于吸收更多农村剩余劳动力，为农业适度规模化经营创造了条件[23]，进而造成农业物资投入的比例和强度、能源资源利用效率和机械化程度等生产活动的变化，化肥、农药、农膜等农业物资投入比例的减少和强度的下降以及农业能源资源利用效率的提升均有利于农业碳排放的减少，但机械化程度的提升造成能源消耗的增加也成为农业碳排放的主要来源之一；其次，新型城镇化进程往往伴随着农用耕地被挤占，导致农业用地规模下降，阻碍农业规模化经营，也可能导致农户通过增加化肥等农用物资的投入实现增产，从而使得农业碳排放强度增加；第三，农业用地减少也会促使一些农户采用先进的技术以及优化产业结构的方式，提高农业生产效率和单位产值，这将有利于农业碳排放强度的降低；第四，新型城镇化带来就业和收入水平的提高，使得居民对绿色、安全农产品的需求增加[24]，引发消费结构升级，带动农业产业结构的优化调整，从而促使农业生产者大力发展低碳绿色农业；最后，随着新型城镇化水平的提升，城镇基础设施、社会服务等功能不断完善，通过引导技术、管理、资金、人才、装备、教育等优质资源下乡，促进了农业技术进步、农业从业人员素质提升、农业市场化水平提高以及农村居民绿色环保理念增强，新型城镇化的“以工补农”和“以城带乡”效应对农业碳排放产生了积极影响。总体而言，新型城镇化是以城乡统筹、城乡一体、产业互动、节约集约、生态宜居、和谐发展为基本特征的城镇化，新型城镇化将有利于实现农业低碳发展，各种资源要素的跨区域流动，使得地区之间产生一定的联系与依赖，使得新型城镇化进程具有明显的空间差异性和空间依赖性[25]，新型城镇化的发展不仅会对本地区农业碳排放产生影响，其技术外溢效应、要素再配置效应、结构优化效应还会突破地域限制，产生示范效应、带动效应和模仿效应，引起邻近地区农业资源禀赋、农民就业和收入水平、农业技术进步以及农业生产方式等方面的变化，进而对邻近地区农业碳排放产生空间溢出效应。因此，应在空间背景下探讨新型城镇化对农业碳排放的影响。据此，本研究提出假设H1。

假设H1：新型城镇化的发展不仅有利于降低本地区的农业碳排放强度，而且对邻近地区也存在空间溢出效应。

另外，新型城镇化对农业碳排放强度的影响程度还可能受到农业产业结构、农业机械化程度等因素的影响。农业产业结构优化可以通过转出农村剩余劳动力、提高土地集约化和规模化经营程度、调整农产品市场供应结构、促进农民增收和消费水平提升、输出绿色发展理念等多种途径，为新型城镇化发展提供人力资源保障、物质基础、广阔的市场以及可持续发展理念。长期来看，农业产业结构合理调整会引导城镇化向绿色和低碳方向发展[26]，进一步通过“以工补农”和“以城带乡”效应促进农业碳排放强度的降低，当农业产业结构中种植业等传统部门比重达到较高水平时，农村剩余劳动力的释放也相应减少，抑制了新型城镇化水平的提高，进而使得新型城镇化对农业碳排放强度的减排效应也会有所下降。在劳动力成本不断攀升的背景下，根据诱导性技术变迁理论，农户会选择劳动节约型技术，利用机械化替代劳动力，农业机械化成为中国农业发展的必然趋势，也是新型城镇化建设的重要保证。随着机械化程度的提高，农业生产效率得到提升，这将有利于土地资源优化配置和农村劳动力的释放，为新型城镇化提供持续发展的动力，进而通过城镇化进程中产生的知识技术外溢效应和经济溢出效应等，促进农业技术进步、农民素质提高以及农产品消费结构升级，为农业产业结构升级和农业绿色低碳转型提供技术、人才、管理和市场上的有效支撑[27]，当农业机械化水平提高到一定水平时，资本对劳动力的替代作用会明显下降，对新型城镇化的推动作用随之减缓，对农业碳排放强度的减排效应也将呈现下降趋势。据此，本研究提出假设H2和H3。

假设H2：新型城镇化对农业碳排放强度的影响存在农业产业结构的门槛效应。

假设H3：新型城镇化对农业碳排放强度的影响存在农业机械化程度的门槛效应。

二、研究方法、变量选取与数据来源

（一）研究方法与模型设定

1. 探索性空间数据分析

本研究采用Anselin提出的全局Moran指数和局部Moran指数来检验中国农业碳排放强度的空间相关性[28]。全局Moran指数和局部Moran指数的计算公式分别如式（2）所示：

$$I=\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}w_{ij}(Y_i-\overline{Y})(Y_j-\overline{Y})}{S^2\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}w_{ij}} \tag{1}$$

$$I_i=\frac{(Y_i-\overline{Y})}{S^2}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}(Y_j-\overline{Y}) \tag{2}$$

其中，w_{ij}表示空间权重矩阵的元素，S^2表示样本方差。Moran指数的取值范围为［－1，1］，Moran指数小于0表示存在空间负相关，Moran指数大于0表示空间正相关，Moran指数等于0表示空间不相关，即观测值在空间上服从相互无关的随机分布。

2. 空间计量模型

基于上述理论分析与研究假设，考虑到农业碳排放强度可能存在空间相关性，以及忽略空间相关性的计量检验会导致参数估计的偏误，因此通过构建空间计量模型来探究新型城镇化对农业碳排放强度的空间溢出效应。具体模型如下：

$$\begin{aligned}&ED_{it}=\alpha+\rho WED_{it}+X_{it}\beta+\\&WX_{it}\theta+Z_{it}\gamma+WZ_{it}\delta+\mu_i+\gamma_t+\xi_{it}\\&\xi_{it}=\varphi W\xi_{it}+\nu_{it}\end{aligned} \tag{3}$$

其中，W为空间权重矩阵，ρ和φ分别为空间自回归系数和空间自相关系数，X_{it}为核心自变量新型城镇化；WED_{it}为因变量的空间滞后项，WX_{it}、WZ_{it}分别表示核心自变量与控制变量的空间滞后项；ν_{it}为随机扰动项，其他变量含义与式（1）相同。α、ρ、β、θ、γ、δ以及φ为待估参数。式（3）为一般嵌套空间计量模型（GNS），当$\rho\neq0$、$\theta=0$、$\delta=0$、$\varphi=0$时，式（3）为空间自回归模型（SAR）模型，当$\rho=0$、$\theta=0$、$\delta=0$、$\varphi\neq0$时，式（3）为空间误差模型（SEM），当$\rho\neq0$、$\theta\neq0$、$\delta\neq0$、$\varphi=0$时，式（3）为空间杜宾模型（SDM），这三种模型是空间计量模型中应用最为广泛的形式。下文将通过各种检验方法判断和选择最优模型。此外，为克服异方差和多重共线性，模型中所有变量同时取对数。

为进一步验证空间溢出效应的存在，借鉴

Lesage和Pace提出的空间效应分解思路[29]，使用偏微分方法，将空间计量模型得出的总效应进一步分解为直接效应和间接效应。直接效应表示新型城镇化对本地区农业碳排放强度产生的平均影响，即式（5）矩阵中主对角元素的均值，间接效应（空间溢出效应）表示本地区新型城镇化对邻近地区农业碳排放强度产生的平均影响，即式（5）矩阵中非对角元素行和或列和的均值，总效应为新型城镇化对所有地区农业碳排放强度产生的平均影响。具体分解思路如公式（4）、（5）所示：

$$Y=(I-\delta W)^{-1}(X\beta+WX\theta)+R \tag{4}$$

其中R为包含截距和误差项的剩余项，对于时间上从1到N的第k个解释变量X，其对应的Y的期望值的偏导数矩阵可以写为：

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}}\cdot\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}}\right]= (I-\delta W)^{-1}\begin{bmatrix}\beta_k & w_{12}\theta_k & \cdots & w_{1N}\theta_k\\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \cdots & w_{2N}\theta_k\\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots\\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \cdots & \beta_k\end{bmatrix} \tag{5}$$

其中，w_{ij}为矩阵W的第（i，j）个元素。

3. 门槛面板回归模型

门槛效应是指当某一变量达到特定临界值后引发其他变量阶段性变化的现象，临界值即为门槛值。考虑到新型城镇化对农业碳排放强度可能存在非线性影响，利用Hansen[30]提出的门槛回归模型，分别将农业产业结构、农业机械化程度作为门槛变量，检验新型城镇化对农业碳排放强度影响的门槛效应，由于门槛变量可能存在多个门槛值，本研究建立如下门槛面板模型：

$$\begin{aligned}\ln ED_{it}=&\alpha_0+\beta_{11}\ln URB_{it}\cdot I(q_{it}<\delta_1)+\\ &\beta_{12}\ln URB_{it}\cdot I(\delta_1\leqslant q_{it}<\delta_2)+\cdots+\\ &\beta_{1n}\ln URB_{it}\cdot I(\delta_{n-1}\leqslant q_{it}<\delta_n)+\\ &\beta_{1(n+1)}\ln URB_{it}\cdot I(q_{it}\geqslant\delta_n)+\beta_2\ln Z_{it}+\xi_{it}\end{aligned} \tag{6}$$

式中，$\ln ED_{it}$表示省份i在t年的农业碳排放强度；α_0代表个体固定效应；q_{it}为门槛变量，具体分别为农业产业结构（lnSTR）和农业机械化程度（lnTECT）；Z_{it}为控制变量，具体变量与前文相同；$I(\cdot)$为示性函数，其值根据括号内的真伪取值为0或者1；δ为门槛值，β为待估参数，ξ为随机干扰项。

（二）变量选取、数据来源与样本选择

1. 变量选取与说明

被解释变量：农业碳排放强度（ED）。依据《IPCC国家温室气体清单指南》，并借鉴已有研究成果[31-33]，基于农用物资投入、水稻种植以及牲畜养殖等3种农业碳源，构建农业碳排放量的测度体系，具体测算公式如式（7）所示，再由式（8）计算得出农业碳排放强度。

$$E=\sum E_i=\sum T_i\cdot\delta_i \tag{7}$$

式（7）中，E为农业碳排放总量，E_i为各种农业碳源的碳排放量，T_i为各碳源的数量，δ_i为各碳源的碳排放系数，如表1、表2所示。

表1 农业碳排放碳源、系数及参考来源

碳源	碳排放系数	参考来源
化肥	0.8956kg C/kg	美国橡树岭国家实验室
农药	4.9341kg C/kg	美国橡树岭国家实验室
农膜	5.18kg C/kg	南京农业大学农业资源与生态环境研究所
柴油	0.5927kg C/kg	IPCC
翻耕	312.6kg C/km^2	中国农业大学生物与技术学院
灌溉	266.48kg C/hm^2	段华平等[34]

表2 各类牲畜品种的碳排放系数（kg/头·年）

碳源	肠道发酵	粪便管理	
	CH_4	CH_4	N_20
奶牛	61	18	1
水牛	55	2	1.34
其他牛	47	1	1.39
骡	10	0.90	1.39
骆驼	46	1.92	1.39
马	18	1.64	1.39
驴	10	0.90	1.39
猪	1	4.00	0.53
山羊	5	0.17	0.33
绵羊	5	0.15	0.33

注：CH_4数据来源于2006IPCC国家间温室气体排放指南第10章[35]，N_20数据借鉴胡向东[36]参照FAO公布的2004年中国畜禽排泄物N_20排放量推算的排放系数

$$ED=E/AGDP \tag{8}$$

式（8）中，ED为农业碳排放强度，E为农

业碳排放总量，*AGDP*为1997年不变价的农林牧渔总产值。

核心解释变量：新型城镇化（URB）。有关新型城镇化的研究取得了较为丰硕的成果，但仍未达成统一的测度标准，因此，本文借鉴已有研究成果，基于新型城镇化的内涵特征，遵循科学性、合理性、全面性、可操作性以及数据可获得性原则，分别从经济、人口、土地、社会、生态以及城乡一体化六个维度构建综合评价指标体系，采用客观赋权的熵值法对新型城镇化进行测度，可以避免主观赋权法的主观判断所带来的误差。具体指标体系如表3所示，部分省份数据缺失采用插值法补齐。

控制变量。参考已有相关研究，从经济、政策、环境这三方面选择了其他可能影响农业碳排放强度的一系列变量进行控制，具体包括：农业产业结构（STR），采用农业产值和畜牧业产值之和与农林牧渔业总产值的比值来衡量；农业经济发展水平（PE），以人均农业总产值表征，具体采用1997年不变价的农林牧渔总产值与总人口数的比值为代理指标；农业开放度（OPEN），采用各省农业进出口值与农业总产值之比表示，由于农业进出口数据是美元计价变量，对其采用年平均汇率进行换算；农业机械化程度（TECT），以农业机械总动力与农业增加值的比值来表示；财政支农水平（GOVD），采用各地区财政支农支出总量来表示；自然环境（NE），采用各省受灾面积与农作物总播种面积的比值来表示。

2. 数据来源与样本选择

选取中国大陆31个省（市、区）为研究单元，研究时段为1997—2018年。文中原始数据均来自于各年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国畜牧业年鉴》《中国人口统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中

表3 新型城镇化的评价指标体系

一级指标	二级指标	单位	指标属性
经济城镇化	实际人均GDP	元	正向
	第二三产业增加值占GDP比重	%	正向
	城镇居民人均可支配收入	元	正向
	人均固定资产投资	元	正向
	人均地方财政收入	元	正向
人口城镇化	城镇人口占比	%	正向
	二三产业从业人员比重	%	正向
	非农人口比重	%	正向
社会城镇化	建成区人口密度	人/km^2	负向
	每万人大学生在校学生数	人	正向
	城市登记失业率	%	负向
	用水普及率	%	正向
	每十万人国际互联网用户数	万人	正向
	万人拥有公交车辆数	辆	正向
	万人卫生技术人员数	人	正向
土地城镇化	建成区面积占城区面积比	%	正向
	建成区人口密度	人/ km^2	正向
	建成区经济密度	亿元/km^2	正向
生态城镇化	建成区绿化覆盖率	%	正向
	生活垃圾清运量	万吨	正向
	污水处理率	%	正向
	人均公园绿地面积	m^2	正向
	固体废弃物综合利用率	%	正向
城乡一体化	城乡人均可支配收入比	农村居民=1	负向
	城乡人均消费支出比	农村居民=1	负向
	城乡恩格尔系数比	乡村恩格尔系数=1	负向

国环境保护统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国城市统计年鉴》，ESP数据库、各省统计年鉴及中国经济与社会发展数据库，保证了数据的真实性和权威性。表4汇报了所有变量的数据特征。为了减少异方差以及数据间量纲不一致对结果带来的不利影响，对所有变量进行取对数处理。

表4　各变量的描述性统计结果

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
农业碳排放强度（lnED）	0.301	0.650	−0.691	2.532
新型城镇化水平（lnURB）	−1.236	0.353	−2.385	−0.461
农业产业结构（lnSTR）	−0.192	0.126	−0.578	−0.026
农业发展水平（lnPE）	−1.169	0.529	−2.966	0.127
农业开放度（lnOPEN）	−3.986	0.961	−6.348	−1.765
农业机械化程度（lnTECT）	1.713	0.534	0.613	3.304
财政支农水平（lnGOVD）	5.558	0.894	2.472	7.178
自然环境（lnNE）	−1.865	0.836	−4.617	−0.363

三、实证结果与分析

（一）农业碳排放强度与新型城镇化的时空演化特征

本研究选取1997年、2005年、2012年和2018年4个样本年份，利用ArcGis10.1软件，采用“自然间断点法”将原始数据由低至高划分为低强度、中低强度、中高强度和高强度等4个等级，如图1和图2所示，据此分析中国农业碳排放强度以及新型城镇化的时空演变趋势。

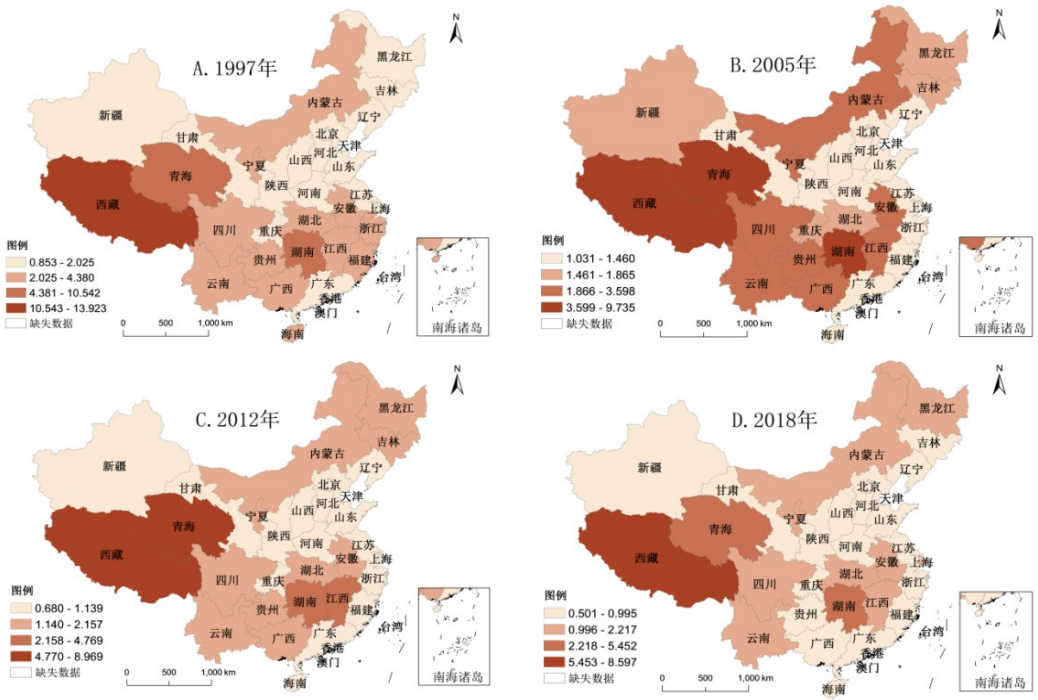


图1　农业碳排放强度的时空演变趋势

从图1可见，1997−2018年中国农业碳排放强度总体呈现先增加再下降的变化趋势，且在空间上表现出明显的异质性和非均衡性。考察期内，青海、西藏和湖南三省的农业碳排放强度一直处于中高和高强度状态，西北的新疆维吾尔自治区、宁夏回族自治区和内蒙古自治区、中部的安徽省和江西省、东北的黑龙江省和吉林省以及云贵川渝地区的农业碳排放强度均出现先增加后

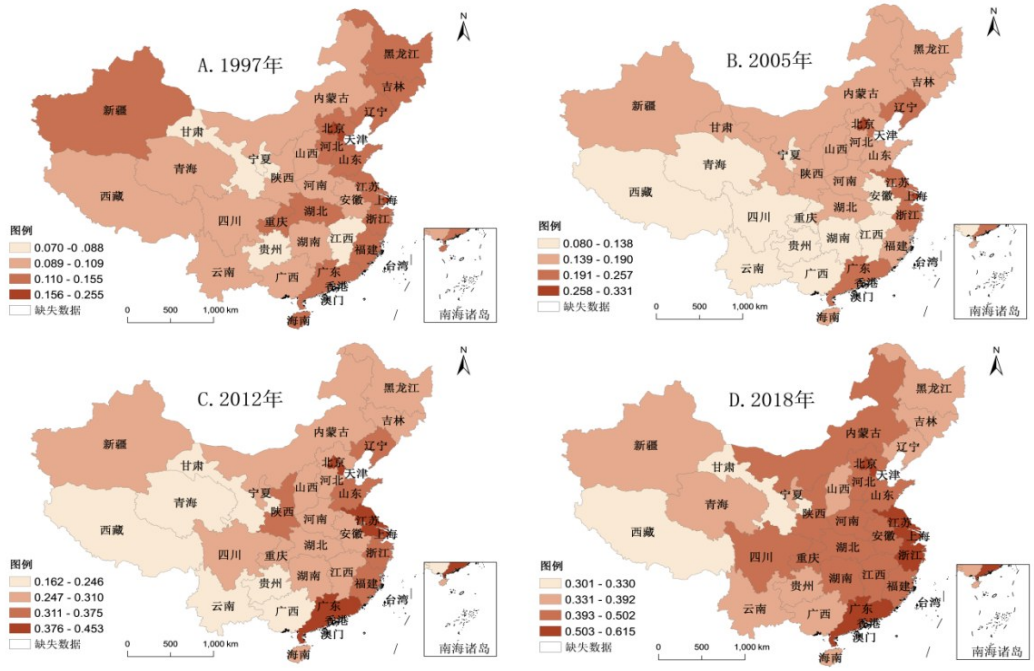


图2 新型城镇化的时空演变趋势

减少的变化趋势，其他省区的农业碳排放强度均保持在低和中低水平。1997年，31个省区中有51.6%处于低碳排强度，2005年该比重下降了3.21%，2012年比重又回升至54.8%，2018年低碳排强度省区所占比例达到64.5%。总体来看，低农业碳排放强度的省区在空间分布上已经处于绝对主导地位。

从图2可见，1997－2018年中国新型城镇化水平总体呈现不断提高的趋势，且不同省区也表现出明显的空间异质性和不平衡性。1997年，东部地区以及中西部的湖北省、重庆市和新疆维吾尔自治区的新型城镇化综合指数均处于0.110～0.255的较高区间，明显超过绝大部分中西部省区水平；2005年，除西藏自治区的新型城镇化综合指数略有下降外，其他省区的综合指数都有不同程度的提高，但从相互比较中可以发现，新型城镇化水平处于低水平的省区数量明显增加，而较高水平的省区空间范围缩小至北京市、上海市等少数几个东部省区，表明各省区之间的城镇化水平差距有所增加；2012年，中西部地区中有更多省区的新型城镇化水平由低水平提高至中低水平，使得中西部与东部省区的新型城镇化水平差距有所缩小；2018年，新型城镇化水平处于较高区间的空间分布明显扩大，占比达到61.3%，较1997年提高9.7%，新型城镇化水平的空间差异性进一步缩小。总体来看，中国新型城镇化水平呈现出东高西低的空间特征，省际差距呈现缩小趋势，空间分布的均衡性有所加强。

（二）空间自相关检验

准确度量地区间的空间相关性，需要构建合适的空间权重矩阵。本研究采用了四种最常用的空间权重矩阵对空间相关性进行检验：（1）基于地理邻近性的ROOK空间权重矩阵（w1）；（2）基于空间距离的空间权重矩阵，根据地理学第一定律，两个地区之间的空间影响通常随着地理距离的增加而逐渐衰减，构建反距离平方空间权重矩阵（w2）和反距离矩阵（w3）；（3）考虑到空间效应可能同时蕴含距离因素与经济因素，借鉴Parent和LeSage的方法将反距离空间权重矩阵与人均实际GDP经济权重矩阵相结合，构造经济地理空间权重矩阵（w4）[37]。

由图3可知，不同空间权重条件下的全局Moran指数均显著为正，说明中国省域的农业碳排放强度在空间上并非完全随机分布，而是存在明显的空间正自相关性。农业碳排放强度空间正自相关水平的高低顺序依次为：反距离平方空间权重矩阵＞反距离空间权重矩阵＞ROOK空间权重矩阵＞经济地理空间权重矩阵，1997－2018年

各种空间权重矩阵的全局Moran指数均介于0.139～0.277之间，总体波动幅度较小，且波动变化趋势基本一致，2007年以前波动较为明显，先后在2000年和2007年达到两次高峰，2008—2016年均出现下降趋势，近几年又呈现略上升态势。总体来看，中国农业碳排放强度的空间集聚状态较为平稳，但本地区农业碳排放强度会受到邻近区域农业碳排放强度的影响。

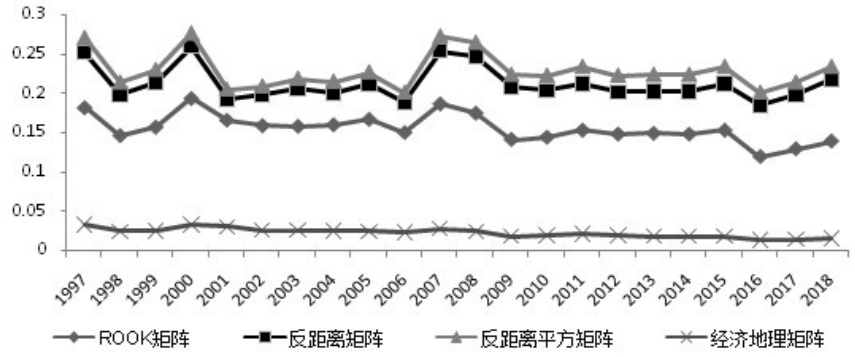


图3 1997－2018年中国农业碳排放强度的Moran指数

为了进一步观察中国农业碳排放强度在空间上的集聚状况和局部特征，采用文献中常用的反距离空间权重矩阵，利用Stata计算得出局部Moran指数，分析某区域附近农业碳排放强度的空间差异程度。根据计算结果可知农业碳排放强度较高的地区毗邻农业碳排放较高的地区，农业碳排放较低的地区与农业碳排放较低的地区相互靠近，说明各省区的农业碳排放强度存在空间正相关性，这与全局Moran指数得出的结论一致。因此，有必要从空间维度探讨中国农业碳排放强度的空间效应。

（三）新型城镇化对农业碳排放强度的空间溢出效应分析

1. 面板数据的平稳性检验

为避免模型估计结果出现伪回归，有必要对面板数据进行单位根检验以判断序列是否平稳。采用LLC、IPS以及Fisher-ADF三种检验方法，结果显示所有变量的水平序列均在1%的水平下通过了三种方法的平稳性检验，所有变量为0阶平稳序列。

2. 空间计量分析结果

通过上述空间自相关检验可知，对中国农业碳排放强度的研究需要通过构建空间计量模型来考虑其空间因素的影响，而空间计量模型的合理设定是研究结论可靠的关键。借鉴Elhorst的检验思路[38]，采用“具体到一般”与“一般到具体”相结合的方法对模型进行选择，下文主要以最常用的反距离空间权重矩阵（w2）对空间计量模型进行检验。首先，按照从具体到一般的检验思路，采用拉格朗日乘子检验（LM）判断是否使用SAR模型或者SEM模型（见表5），结果显示LM-Lag、LM-Error均在1%的水平下显著，Robust LM-Error在1%的显著性水平下，而Robust LM-Lag不显著，这说明若仍采用传统OLS经典模型估计则易产生偏差，应拒绝OLS模型采用SEM模型。其次，如果拒绝了非空间计量模型，仍需要根据“一般到具体”的思路对SDM模型进行检验，利用LR检验和Wald检验来判断SDM模型是否会简化为SAR模型或者SEM模型，如果LM检验结果与LR检验或者Wald检验结果冲突，则应该考虑SDM模型，因为SDM模型更适用于一般情况。LR检验和Wald检验的相关结果均显示，SDM模型不能简化为SAR模型或者SEM模型，应采用SDM模型。再次，进行Hausman检验，进一步判断SDM模型应采用固定效应模型还是随机效应模型，结果显示在1%的显著性水平上拒绝原假设，说明固定效应模型优于随机效应模型。由于文中样本属于特定个体（31个省区），不需要利用个体对总体进行推断，这种情况下使用固定效应模型更好。另外，固定效应的SDM模型分为空间固定效应、时间固定效应和时空双向固定效应三种类型，根据LR检验、LogL值最大和AIC、BIC最小原则，最终选择双向固定效应的空间杜宾模型。鉴于极大似然

估计法所具备的优越性、效率性和科学性[39]，且能够有效地克服因内生性问题而产生的估计偏误[40]，本研究采用极大似然估计法进行空间效应的研究，该方法在空间计量模型的估计方法中处于主导地位[41]。

表5 模型选择的检验结果

检验方法	检验统计量	P值
LM-Lag	94.976	0.000
Robust LM-Lag	0.513	0.474
LM-Error	127.893	0.000
Robust LM-Error	33.43	0.120
LR-SDM-SEM	98.85	0.000
LR-SDM-SAR	110.95	0.000
Wald-SDM-SEM	102.65	0.000
Wald-SDM-SAR	121.18	0.000
Hausman	29.15	0.006
LR-both-time	1896.23	0.000
LR-both-ind	83.33	0.000

表6汇报了利用stata对双向固定效应的空间杜宾模型（SDM）进行估计的结果，同时还分别列出了双向固定效应的最小二乘估计（OLS）、空间自回归模型（SAR）模型以及空间误差模型（SEM）估计结果并进行对比。根据综合拟合优度、对数似然函数值最大以及AIC、BIC最小原则对上述模型进行综合判断选择，SDM模型均优于OLS模型、SAR模型和SEM模型。因此，后文将主要围绕采用反距离空间权重矩阵的双向SDM模型进行解释说明。

由表6可知，各空间计量模型中的空间回归系数ρ系数和空间自相关系数均为正值，且均通过10%或1%显著性水平检验，说明各省区的农业碳排放强度存在明显的正向空间依赖性，这也证明采用空间计量模型的合理性和必要性。SDM模型结果表明，邻省农业碳排放强度每增加1%会对本地区农业碳排放强度产生提高0.1441%的正向溢出效应。另外，由于根据点估计的参数测度影响程度是不准确的，SDM模型所得出的解释变量系数并不直接表示边际效应，也不表示直接效应和空间溢出效应，为进一步检验空间溢出效应，将双向固定效应SDM模型得出的各解释变量的总效应分解为直接效应和间接效应，具体情况如表7所示。

从核心解释变量来看，新型城镇化（lnURB）

表6 新型城镇化对农业碳排放影响的模型估计结果

变量	OLS模型	SAR模型	SEM模型	SDM模型
lnURB	−0.3270	−0.3084***	−0.2655***	−0.1106**
	(−1.86)	(−5.76)	(−4.64)	(−2.09)
lnSTR	0.2300	0.2236***	0.1784***	0.1261**
	(1.53)	(3.35)	(2.64)	(−2.04)
lnPE	−0.1740	−0.1809***	−0.2030***	−0.2500***
	(−1.34)	(−4.97)	(−5.40)	(−7.00)
lnTECT	0.2542	0.2567***	0.2788***	0.2591***
	(4.43)	(10.63)	(11.19)	(−11.65)
lnOPEN	0.0069	0.0085	0.0213	0.0351**
	(0.12)	(0.48)	(1.17)	(−2.18)
lnGOVD	0.0364	0.0339	0.0324	0.0321
	(0.53)	(1.34)	(1.27)	(1.36)
WlnURB				−0.6063***
				0
WlnSTR				0.5841***
				−0.002
WlnPE				0.6294***
				0
WlnTECT				−0.3388***
				0
WlnOPEN				−0.1835***
				0
WlnGOVD				0.0572
				−0.294
ρ/λ		0.0825*	0.1908***	0.1441***
		(3.05)	(3.55)	(3.05)
R^2	0.8321	0.7854	0.7528	0.7925
LogL	518.4391	519.9765	524.5301	600.8375
AIC	−982.8783	−1023.953	−1033.06	−1173.675
BIC	−860.7025	−987.7527	−996.8599	−1110.325
样本数	682	682	682	682

注：“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%水平上显著，LogL为Log-likelihood

的直接效应系数与间接效应系数均为负值，分别在5%和1%的水平上显著，且间接空间溢出效应更大，表明本地区以及邻近地区新型城镇化水平的提升均有利于本地区农业碳排放强度的降低。总体来看，新型城镇化水平每提高1%，农业碳排放强度会下降0.8342%。究其原因可能是随着本地区城镇化的推进，农村劳动力不断向城市转移导致农业劳动力减少，以及农村耕地被城镇建设用地挤占，均在一定程度上降低了农业生产规模，从而减少了农地投入的碳排放强度，而邻近省区的新型城镇化水平的提升，也可能吸引

表7 双向固定效应SDM模型的空间效应分解

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值
lnURB	−0.1217**	−2.29	−0.7124***	−6.68	−0.8342***	−7.84
lnSTR	0.1358**	2.24	0.6833***	3.41	0.8191***	3.68
lnPE	−0.2344***	−6.96	0.6863***	6.71	0.4519***	4.57
lnTECT	0.2526***	11.98	−0.3493***	−8.06	−0.0966**	−1.97
lnOPEN	0.0313**	1.98	−0.2041***	−5.32	−0.1729***	−4.09
lnGOVD	0.0344	1.47	0.0748	1.18	0.1093	1.61

注：“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%水平上显著

当地农村劳动力转向邻近地区的城镇，从而改善当地的农地经营规模，提高农业生产效率，使得农业碳排放有所下降。

从控制变量来看，（1）农业产业结构（lnSTR）的直接效应和间接效应系数均为正值，且分别在5%和1%的水平上显著，表明本地区以及邻近地区的农业和畜牧业比重下降将会对本地区农业碳排放强度降低产生正向影响。这主要是因为，相比其他农业生产，农业、畜牧业消耗的能源、资源强度更大，从而碳排放强度也更高。而邻近省区农业产业结构优化的减排效应也会对本地区产生示范作用，进而改善本地农业碳排放水平。（2）人均农业总产值（lnPE）的直接效应系数为负，间接效应系数为正，均在1%的水平上显著，且人均农业总产值的间接效应在所有控制变量中最大，说明本地区农业发展水平提高会降低本地区农业碳排放强度，而邻近省区农业发展水平的提高会导致本地区农业碳排放强度显著增加。这可能是因为随着本地区农业经济发展水平的不断提高，农业低碳发展的意识和实践不断加强，农业碳排放与农业经济发展逐渐处于脱钩状态，即农业碳排放增长速度小于农业经济的增长速度，这使得当地农业碳排放强度有所下降，而邻近地区农业发展水平提高带来的农业低碳化发展，可能在一定程度上增加对本地区碳排放较高的农产品需求，从而对本地区农业碳排放强度下降产生抑制作用。（3）农业开放度（lnOPEN）的直接效应系数为正，间接效应系数为负，且分别在5%和1%的水平上显著，说明本地区农产品贸易发展水平的提升会增加农业碳排放强度，而邻近省区农产品贸易的发展会降低本地区农业碳排放强度。这可能是因为在粗放式农业发展方式没有根本改变的背景下，虽然进口农产品的隐含碳降低了本地区农业生产所产生的碳排放，但是农产品出口规模扩大导致的农业碳排放增加超过了进口的减排效应，从而导致本地区农业碳排放强度提高，而邻近地区农产品进口增加，可能会减少对本地区农产品的需求，从而降低本地区相关农业的生产规模和农业碳排放。另外，若邻近地区农产品出口贸易的增加是通过优化出口结构、提高能源利用效率或农业技术进步获得的，通过技术外溢以及示范带动作用，也会对本地区农业碳排放强度的下降产生积极影响。（4）农业机械化程度（lnTECT）的直接效应系数为正，间接效应系数为负，均在1%的水平上显著，农业机械化程度在所有控制变量中的直接效应最大，说明本地区农业机械化程度提高已成为导致农业碳排放强度增加的重要因素；而邻近省区农业机械化程度提高会降低本地区农业碳排放强度。究其原因主要是农业机械化带来的农业生产效率提升的减排效应还没有充分发挥，而机械化程度提高带来能源消耗明显上升，造成本地区农业碳排放强度增加。邻近省区农业机械化程度提高带来的农业生产效率提升，可以为本地区提供更多的农产品，从而一定程度上减少本地区农业生产资源的投入，有利于降低本地区农业碳排放强度。（5）财政支农水平（lnGOVD）的直接效应系数和间接效应系数均为正，但均未通过显著性检验，说明本地区以及邻近地区的财政支农水平均没有对本地区农业碳排放强度产生显著影响。这可能是因为大量的农业财政支出并没有真正进入到农业生产的节能减排环节，粗放型的生产方式使得农业资源利用效率不高，这使得财政支农的积极作用没有完全发挥出来。

此外，各控制变量所产生的间接效应均明显高于其所产生的直接效用，这进一步说明空间溢

出效应对本地区农业碳排放强度产生了重要作用。

3. 稳健性检验

为了避免计量结果存在偏误的情况，本研究进一步采用更换空间权重矩阵和变动控制变量的方法对前文得出的结论进行稳健性检验。首先，分别构建ROOK邻接矩阵（模型2）、反距离平方空间权重矩阵（模型3）和经济地理嵌套权重矩阵（模型4）分别进行模型估计；其次，在基准模型（模型1）基础上增加控制变量（模型5）进行模型估计；再次，考虑到新型城镇化与农业产业结构调整可能存在“产城协同”效应，因此在基准模型中引入两者的交互项（模型6），并通过对交互项进行中心化处理以减少共线性影响。具体结果如表8所示，模型2到模型6中新型城镇化以及原有控制变量的估计结果与前文基准模型1的结论保持一致，证实了本研究结论具有较强的稳健性和可靠性。

表8 稳健性检验结果

效应	变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	lnURB	−0.111**	−0.143***	−0.110**	−0.105**	−0.109**	−0.109**
	lnSTR	0.126**	0.111*	0.117*	0.112*	0.133**	0.119*
	lnPE	−0.250***	−0.278***	−0.266***	−0.236***	−0.258***	−0.248***
	lnTECT	0.259***	0.292***	0.273***	0.262***	0.258***	0.258***
	lnOPEN	0.035**	0.033**	0.038**	0.039**	0.035**	0.038***
	lnGOVD	0.032	0.032	0.019	0.015	0.034	0.029
	lnNE					0.016**	
	lnURBSTR						−0.178
	W×lnURB	−0.606***	−0.331***	−0.485***	−0.652***	−0.602***	−0.593***
	W×lnSTR	0.584***	0.590***	0.462***	0.294	0.522***	0.487***
	W×lnPE	0.629***	0.435***	0.519***	0.483***	0.649***	0.610***
	W×lnTECT	−0.339***	−0.255***	−0.288***	−0.316***	−0.342***	−0.317***
	W×lnOPEN	−0.184***	−0.108***	−0.177***	−0.143***	−0.181***	−0.174***
	W×lnGOVD	0.057	0.143***	0.049	0.123***	0.052	0.046
	W×lnNE					−0.028*	
	W×URBSTR						−0.911**
直接效应	lnURB	−0.122**	−0.153***	−0.122**	−0.113**	−0.122**	−0.119**
	lnSTR	0.136**	0.130**	0.127**	0.113*	0.143**	0.126**
	lnPE	−0.234***	−0.261***	−0.249***	−0.226***	−0.241***	−0.238***
	lnTECT	0.252***	0.285***	0.265***	0.257***	0.251***	0.253***
	lnOPEN	0.032**	0.030*	0.033**	0.037**	0.032**	0.035**
	lnGOVD	0.035	0.038	0.022	0.018	0.036	0.030
	lnNE					0.016**	
	lnURBSTR						−0.179
间接效应	lnURB	−0.713***	−0.403***	−0.570***	−0.734***	−0.722***	−0.686***
	lnSTR	0.683***	0.688***	0.540***	0.331*	0.647***	0.583***
	lnPE	0.687***	0.453***	0.553***	0.511***	0.708***	0.650***
	lnTECT	−0.347***	−0.243***	−0.285***	−0.319***	−0.353***	−0.319***
	lnOPEN	−0.206***	−0.118***	−0.198***	−0.155***	−0.202***	−0.193***
	lnGOVD	0.073	0.173***	0.062	0.139***	0.065	0.056
	lnNE					−0.029	
	lnURBSTR						−1.018**
	ρ	0.155***	0.155***	0.150***	0.120**	0.155***	2.63***
	样本数	682	682	682	682	682	682

注：“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%水平上显著

（四）新型城镇化对农业碳排放强度的门槛效应分析

1. 门槛效应检验与分析

本研究利用stata16.0统计软件对门槛效应进行显著性检验，如表9所示，并对门槛值及其系数进行估计，如表10所示。

表9结果显示，农业产业结构（lnSTR）和农业机械化程度（lnTECT）分别在5%和1%的显著性水平下，仅存在单一门槛值。由表10可见，无论门槛变量为农业产业结构还是农业机械化程度，新型城镇化对农业碳排放强度的影响系数均为负值，且在1%水平下显著，说明不同样本区间内，新型城镇化水平越高，农业碳排放强度越低。具体而言，当农业产业结构和机械化程度分别跨越门槛值－0.169和1.783时，新型城镇化系数估计值的绝对值均不同程度下降，表明其对农业碳排放强度的减排效应有所下降，这意味着新型城镇化对农业碳排放强度的负向影响不是单调递减的，而是存在一个门槛。究其原因可能是当农业、畜牧业等传统部门的比重较低时，意味着农村剩余劳动力的释放空间较大，通过农业产业结构优化，不断解放农村劳动力，将为新型城镇化推进提供充足的人力资源保障，也为农业适度规模经营和专业化发展创造了条件，带动人才、技术、资金、管理经验等优质资源流向农业农村，促进农业技术进步和技术效率的改善，从而有利于农业碳排放强度的下降，而当农业产业结构中农业、畜牧业的占比超过门槛值时，农村劳动力的剩余状况难以维持新型城镇化快速发展的需要，进而使得新型城镇化对农业碳排放的减排作用有所减弱。农业机械化是新型城镇化发展的重要基础，随着农业机械化程度的提升，农业劳动生产率和土地生产率均显著提高，不仅促进了农村劳动力的释放，也提升了农产品的综合生产能力，为加快推进新型城镇化提供了产品、要素资源和市场等多方面的保障，而新型城镇化又通过“以工补农”和“以城带乡”效应，带动了资金、信息、技术和人才等优质资源向农村农业的逆向流动，有效推动了农业低碳化发展，但是当农业机械化程度跨越门槛值后，根据边际技术替代递减规律，机械化对劳动力的替代效应将显著减少，农业剩余劳动力进一步释放的空间明显收窄，对新型城镇化的推动作用有所下降，导致新型城镇化通过调整人口结构和土地利用的方式，改变消费行为方式和农业生产方式的作用有所减弱，进而使得新型城镇化的农业碳减排效应有所减弱。

此外，根据农业产业结构、农业机械化程度与其门槛值大小的关系，本研究利用2018年相关数据将各省区划分为高于门槛值和低于门槛值的高值区、低值区两组，如表11所示。从农业产业结构来看，大部分省份处于高值区，这些省份新型城镇化水平提高带来的农业碳排放强度下降的程度较小；从农业机械化程度来看，更多的省份处于低值区，这些省份新型城镇化发展对农业碳排放强度的减排效应更加显著。综上可知，新型城镇化水平提高对农业碳排放强度下降具有积极作用，且随着农牧比重以及农业机械化程度的提高而有所下降。

表9 门槛效应的显著性检验

门槛变量	门槛值	F值	P值	BS次数	临界值1%	临界值5%	临界值10%
lnSTR	单一门槛	63.45	0.037**	300	46.877	53.193	84.046
	双门槛	26.97	0.317	300	42.632	56.442	72.008
lnTECT	单一门槛	124.63	0.000***	300	51.253	61.996	84.131
	双门槛	37.50	0.163	300	42.795	53.923	72.363

注：采用自举法反复抽样300次得到的p值和临界值；“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%和10%水平上统计显著

表10 门槛值及系数估计

门槛变量	系数估计值	t值	门槛变量	系数估计值	t值
lnSTR＜－0.167	－0.343***	－8.53	lnTECT＜1.783	－0.323***	－8.39
lnSTR≥－0.167	－0.255***	－6.12	lnTECT≥1.783	－0.191***	－4.67

注：“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%水平上显著

表11 2018年农业产业结构、农业机械化程度门槛值及其省份分布

门槛值及区间	省份
lnSTR＜－0.169	北京 天津 辽宁 上海 江苏 浙江 安徽 福建 江西 山东 广东 海南
lnSTR≥－0.167	河北 山西 吉林 河南 湖北 湖南 广西 重庆 四川 贵州 云南 西藏 陕西 甘肃 青海 宁夏 新疆 内蒙古 黑龙江
lnTECT＜1.783	北京 天津 山西 辽宁 吉林 黑龙江 上海 江苏 浙江 福建 江西 河南 湖北 广东 广西 海南 重庆 四川 贵州 云南 陕西 甘肃 宁夏 新疆
lnTECT≥1.783	河北 安徽 山东 湖南 西藏 青海 内蒙古

2. 稳健性检验

为检验稳健性，本研究采用模型7到模型10分别进行回归。模型7和模型8为增加控制变量自然环境（lnNE）的单一门槛回归。考虑到2005年中央首次提出建设“两型社会”，为适应“两型社会”建设要求，农业绿色低碳发展逐渐受到重视，模型9和模型10利用2005年之后的数据作为样本进行单一门槛回归。另外，考虑到门槛变量可能存在的内生性问题，模型11和模型12中分别选择农业产业结构和农业机械化的滞后1期作为新的门槛变量进行回归，检验结果如表12中所示，所有模型的估计系数符号以及显著性均与表10中的回归结果一致，表明上文实证分析是稳健的。

表12 门槛回归的稳健性检验

模型	门槛变量	系数估计值	t值	门槛变量	系数估计值	t值
7	lnSTR＜－0.169	－0.336***	－8.26	lnTECT＜1.783	－0.317***	－8.11
8	lnSTR≥－0.169	－0.248***	－5.92	lnTECT≥1.783	－0.183***	－4.47
9	lnSTR＜－0.189	－0.418***	－8.21	lnTECT＜1.783	－0.406***	－8.08
10	lnSTR≥－0.189	－0.322***	－6.28	lnTECT≥1.783	－0.298***	－5.80
11	lnSTR＜－0.148	－0.375***	－8.99	lnTECT＜1.783	－0.342***	－8.50
12	lnSTR≥－0.148	－0.304***	－7.18	lnTECT≥1.783	－0.219***	－5.13

注：“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%和10%水平下显著

四、结论与政策启示

发展低碳农业是农业高质量发展的内在要求，也是实现中国碳达峰、碳中和目标的有效路径。本研究基于中国31个省区1997－2018年的面板数据，构建了新型城镇化的综合测度评价体系，采用空间计量模型以及面板门槛回归模型，从空间相关性以及非线性性两个视角实证分析了新型城镇化对农业碳排放强度的影响，得到如下主要结论：1. 中国省域间农业碳排放存在显著的空间异质性和空间正相关性，新型城镇化不仅有利于降低本地区的农业碳排放强度，还可以通过空间关联性对邻近省区的农业碳排放产生负向的空间溢出效应，降低邻近省区的农业碳排放强度，且间接的溢出效应大于直接效应；2. 农业产业结构、人均农业总产值、农业机械化程度以及贸易开放度等因素也对农业碳排放强度产生了显著影响，且间接溢出效应大于直接效应，表明空间因素在农业碳排放强度变化中发挥了重要作用；3. 新型城镇化与农业碳排放强度之间存在单一门槛的非线性关系，当农业产业结构和农业机械化程度分别跨越门槛值时，新型城镇化系数估计值的绝对值均不同程度下降，表明新型城镇化对农业碳排放强度的减排效应随着农业、畜牧业比重以及农业机械化程度提高而有所下降。

本研究政策启示如下：1. 由于农业碳排放存在明显的空间相关性，因此各省区间应加强农业低碳发展的交流与合作，可以通过构建稳定有效的协同发展联动机制，使得有利于本地区农业低碳发展的机制、模式和制度设计同时也能惠及邻近省区；2. 新型城镇化的推进是影响农业减排的重要因素，但其具体影响程度还受制于农业产业结构、农业机械化程度等因素的发展水平，通过优化农业产业结构，可以促进新型城镇化农业减排效用的发挥，但随着农业机械化程度的提升，其带来的能源消耗增加势必会对新型城镇化的减排效果产生负面影响，因此，支持节能高效农机

的研发、推广和利用，提升农机节能性能和农民使用“低碳农机”的意识十分必要；（3）农业经济发展往往伴随着农用物资投入、畜禽粪便、农业能源消耗等农业碳排放源的增加，从而导致农业碳排放增加，应建立健全以绿色生态为导向的农业补贴制度和激励机制，大力推进化肥、农药等农用物资的减量增效、加强禽畜粪便无害化处理和资源利用以及提高能源利用效率、优化能源结构，实现农业碳排放与农业经济发展的脱钩，从而降低农业碳排放强度。另外，随着中国改革开放的不断深入，农产品贸易开放程度也在进一步提高，应持续优化农产品出口的商品结构，减少高碳农产品出口比重，大力推进农产品生产、加工环节的节能减排技术开发和利用，将有助于降低农产品生产和出口过程的碳排放。同时，应加大财政政策对低碳农业发展的支持力度，充分发挥农业财政支出对于对低碳农业发展的引导和调控作用。

参 考 文 献

[1] Johnson M F, Franzluebbers A J, Weyers S L, et al. Agricultural opportunities to mitigate greenhouse gas emissions [J]. Environmental Pollution, 2007, 150 (1): 107-124.

[2] Grossman G M, Krueger A B. *Environmental impacts of a North American free trade agreement* [M]. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3914, New York: NBER, 1991.

[3] 李波，张俊飚，李海鹏. 中国农业碳排放与经济发展的实证研究[J]. 干旱区资源与环境，2011，25（12）：8-13.

[4] Dyer J A, Kulshreshtha S N, McConkey B G. An assessment of fossil fuel energy use and CO2 emissions from farm field operations using a regional level crop and land use database for Canada [J]. Energy, 2010 (5): 2261-2269.

[5] 高鸣，宋洪远. 中国农业碳排放绩效的空间收敛与分异——基于Malmquist-luenberger指数与空间计量的实证分析[J]. 经济地理，2015，35（4）：142-148.

[6] 吴贤荣，张俊飚，田云，等. 基于公平与效率双重视角的中国农业碳减排潜力分析[J]. 自然资源学报，2015，7（30）：1173-1182.

[7] 田云，张俊飚，何可，等. 农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例[J]. 中国农村观察，2015（4）：61-70.

[8] 蒋琳莉，张露，张俊飚，等. 稻农低碳生产行为的影响机理研究——基于湖北省102户稻农的深度访谈[J]. 中国农村观察，2018（4）：86-101.

[9] 李波，张俊飚，李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J]. 中国人口·资源与环境，2011，21（8）：80-86.

[10] 杨钧. 农业技术进步对农业碳排放的影响：中国省级数据的检验[J]. 软科学，2013，27（10）：116-120.

[11] 李秋萍，李长建，肖小勇，等. 中国农业碳排放的空间效应研究[J]. 干旱区资源与环境，2015，29（4）：30-35.

[12] Regina K, Alakukku L. Greenhouse gas fluxes in varying soils types under conventional and no-tillage practices [J]. Soil and Tillage Research, 2010, 109 (2): 144-152.

[13] 仇伟，卢东宁. 基于VAR模型的农业碳排放影响因素及其动态响应机制分析[J]. 湖北农业科学，2019（12）：271-276.

[14] 王惠，卞艺杰. 农业生产效率、农业碳排放的动态演进与门槛特征[J]. 农业技术经济，2015，（6）：36-47.

[15] 董明涛. 我国农业碳排放与产业结构的关联研究[J]. 干旱区资源与环境，2016，30（10）：7-12.

[16] 刘琼，肖海峰. 农地经营规模影响农业碳排放的逻辑何在？——要素投入的中介作用和文化素质的调节作用[J]. 农村经济，2020（5）：10-17.

[17] 韩岳峰，张龙. 中国农业碳排放变化因素分解研究——基于能源消耗与贸易角度的LMDI分解法[J]. 当代经济研究，2013（4）：47-52.

[18] 王珧，张永强，田媛，等. 我国粮食主产区农业碳排放影响因素及空间溢出性[J]. 南方农业学报，2019，50（7）：1632-1639.

[19] 黎孔清，马豆豆. 江苏省经济发展、技术进步与农业碳排放增长关系研究[J]. 科技管理研究，2018，38（6）：77-83.

[20] 武春桃. 城镇化对中国农业碳排放的影响——省际数据的实证研究[J]. 经济经纬，2015（1）：12-18.

[21] 曾珍，韩纪琴，吴义根. 基于面板数据的PVAR模型分析安徽省城镇化对农业碳排放的影响[J]. 中国农业大学学报，2021，26（3）：176-187.

[22] 郭海红，张在旭. 新型城镇化对农业绿色全要素生产率的门槛效应[J]. 2019，48（2）：55-63.

[23] 龚锐，谢黎，王亚飞. 农业高质量发展与新型城镇化的互动机理及实证检验[J]. 改革，2020（7）：145-159.

[24] 薛蕾，廖祖君，王理. 城镇化与农业面源污染改善

[J]. 农村经济，2019（7）：55-63.
[25] 袁晓玲，贺斌，卢晓璐，等. 中国新型城镇化质量评估及空间异质性分析[J]. 城市发展研究，2017，24（6）：125-132.
[26] 杨钧. 城镇化发展与农村产业结构调整的相互关系研究[D]. 长沙：湖南大学，2016.
[27] 杨钧. 农村产业结构调整对城镇化的影响效应研究[J]. 经济经纬，2018，35（6）：87-93
[28] Anselin L. Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity[J]. Geographical Analysis，1988，20（1）：1-17.
[29] LeSage J，Pace R K. *Introduction to spatial econometrics*[M]. New York：Chapman and Hall/CRC，2009.
[30] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels：estimation，testing，and inference[J]. Journal of Econometrics，1999（93）：345-368.
[31] 田云，张俊飚，李波. 中国农业碳排放研究：测算、时空比较及脱钩效应[J]. 资源科学，2012，34（11）：2097-2105.
[32] 闵继胜，胡浩. 中国农业生产温室气体排放测算[J]. 中国人口资源与环境，2012，22（7）：21-27.
[33] 田云，张银岭. 中国农业碳排放减排成效评估，目标重构与路径优化研究[J]. 干旱区资源与环境，2019，256（12）：3-9.
[34] 段华平，张悦，赵建波，等. 中国农田生态系统的碳足迹分析[J]. 水土保持学报，2011，25（5）：203-208.
[35] IPCC. 2006 IPCC guidelines for national greenhouse gas inventories volume 4：agriculture，forestry and other land use[R]. Geneva，Switzerland，2006.
[36] 胡向东，王济民. 中国畜禽温室气体排放量估算[J]. 农业工程学报，2010，26（10）：247-252.
[37] Parent O，Lesage J P. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spillovers[J]. Journal of Applied Econometrics，2008，23（2）：235-256.
[38] Elhorst J P. Applied spatial econometrics：raising the bar[J]. Spatial Economic Analysis，2010，5（1）：9-28.
[39] 蓝庆新，陈超凡，新型城镇化推动产业结构升级了吗?[J]. 当代社科视野，2013（12）：57-71.
[40] Blonigen B A，Davies R B，Waddell G R，et al. FDI in space：spatial autoregressive relationship in foreign direct investment[J]. SSRN Electronic Journal，2019，51（5）：1303-1325.
[41] Florax R J G M，Folmer H，Rey S J. Specification searches in spatial econometrics：the relevance of Hendry's methodology[J]. Regional Science and Urban Economics，2003，33（5）：557-579.

Spatial effect of new urbanization on agricultural carbon emission intensity and threshold characteristics

HE Tingting，ZHANG Liqiong

（*College of Economics & Management*，*Anhui Agricultural University*，*Hefei* 230036，*China*）

Abstract：Based on the panel data of 31 provinces in China from 1997 to 2018，this paper constructs a comprehensive evaluation index system for the measurement of new urbanization level，and uses the exploratory spatial data analysis method to analyze the spatial distribution and agglomeration of agricultural carbon emission intensity，adopts spatial panel measurement model and panel threshold measurement model to explore the spatial effect and threshold characteristics of new urbanization on agricultural carbon emission intensity. The results show that there are significant spatial autocorrelation of agricultural carbon emission intensity among provinces，and the spatial agglomeration state is relatively stable. The new urbanization has significant negative direct and indirect effects on agricultural carbon emission intensity. There is a single threshold effect between new urbanization and agricultural carbon emission intensity，with agricultural industrial structure and the degree of agricultural mechanization as the threshold，after crossing the threshold value，the emission reduction effect of new urbanization is declined.

Keywords：New urbanization；Agricultural carbon emission intensity；Spatial effect；Threshold characteristics

（编辑：牛晓霞）