

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20191107

· 绿色发展 ·

空间视角下城镇化对农业碳生产率的直接作用 与间接溢出效应研究*

程琳琳^{1,2,3}, 张俊飏^{2,3*}, 何可^{2,3}

(1. 湖北工业大学经济与管理学院, 武汉 430068; 2. 华中农业大学经济管理学院, 湖北武汉 430070;
3. 湖北农村发展研究中心, 武汉 430070)

摘要 [目的] 发展低碳农业的核心在于全面提高农业碳生产率, 而城镇化是影响农业碳生产率增长的重要因素。[方法] 文章以1997—2014年中国31省区面板数据为样本, 将城镇化划分为人口、经济、土地和社会4个维度, 借助空间杜宾模型分别探讨其对农业碳生产率的作用及差异。[结果] 1997—2014年, 中国省域农业碳生产率存在空间正自相关性, 邻近省区间集聚分布特征明显。控制其他变量后, 城镇化是影响农业碳生产率的重要因素; 其中, 人口城镇化与社会城镇化不利于当地农业碳生产率的提高, 而土地城镇化则具有正向促进作用; 邻近地区人口城镇化对本地区农业碳生产率存在间接的正向溢出效应, 其他城镇化并无此效应。而在利用熵值法构建综合城镇化变量后, 仍发现城镇化不利于农业碳生产率的改善。[结论] 因此, 制定区域农业碳减排及污染治理政策时, 应在优化农业产业结构及要素配置的同时, 强化空间综合治理与区域联动机制建设, 推动新型城镇化与农业现代化的协同发展, 进而实现低碳转型与可持续发展。

关键词 农业碳生产率 多维城镇化 随机前沿生产函数 空间杜宾模型 空间溢出

中图分类号: F304.7 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2019]11048-09

0 引言

长期以来, 中国农业发展过多地依赖于化石能源等消耗, 并以牺牲发展质量与生态环境为代价, 这使得农业生产效率偏低、供给与需求结构性矛盾以及生产与环境之间矛盾突出, 农业转型升级发展迫在眉睫^[1]。而现代农业更关注农业生产效率的全面化提高, 不再局限于要素配置等方面, 环境因素也被囊括其中, 力求达到低碳耗^[2]。这意味着, 更高碳生产率的农业可被理解为是一种永续的或可持续的农业发展模式。由此, 探究农业碳生产率增长的力量来源及其改进路径无疑具有重要的现实价值与理论意义。

碳生产率是生态效率的子集。在影响生态效率的驱动因素中, 城镇化是一个不能忽视的关键性因素。理论研究方面, 尽管学者们一致认为城镇化主要通过改变生产与生活方式来影响生态效率, 但对其影响效果却看法不一。一方面, 城镇化可推动生产活动由农业向非农转移, 优化农业资源配置, 提高农业生产要素利用率; 同时还具有污染治理规模效应, 有利于生态效率的改进^[3]。另一方面, 城镇化直接导致能源消费量大幅增加, 将不利于生态效率的改善^[4-5]。实证研究方面, 由于学者们研究重点不同, 城镇化对生态

收稿日期: 2018-04-17

作者简介: 程琳琳(1990—), 男, 河南洛阳人, 博士。研究方向: 农业资源环境与经济

*通讯作者: 张俊飏(1962—), 男, 陕西咸阳人, 教授。研究方向: 农业资源环境与经济。Email: zhangjb513@126.com

*资助项目: 国家自然科学基金重点项目“现代农业科技发展创新体系研究”(71333006); 国家自然科学基金青年项目“集约化畜禽养殖有机废弃物循环利用的减碳补偿机理及政策设计研究: 基于‘养治统一’与‘养治分离’视角”(71703051); 国家自然科学基金项目“利益协同目标下农业科技共同体研发福利效应测度及其增进策略研究”(71503074); 中国博士后科学基金资助项目“农业机械装备低碳化创新路径及其支持政策研究”(2016M602398); 湖北工业大学博士科研启动基金项目“地方政府竞争与农业经济发展质量: 作用机理、影响效应与改进策略”(BSQD2019046)

效率的影响结论不一。有学者发现,城镇化会对生态环境产生负面影响^[6],且这种抑制作用不仅体现在对当地,还反映在对邻近地区的负向溢出效应^[7]。但也有学者认为,在城镇化初期,污染物不断增加,区域环境效率将逐渐恶化;而后伴随生产技术改进,生态效率又会有所好转,两者之间存在着非对称的“U型”关系^[8]。那么,作为生态效率的重要子集,农业碳生产率是否会受到城镇化的影响?会受到何种影响?遗憾的是,目前学界对此关注不足。这在一定程度上不利于该领域的学术发展。鉴于此,文章利用1997—2014年中国31个省级面板数据,从人口、经济、土地和社会4个维度,分别探讨城镇化对农业碳生产率的作用及差异。

该文可能的扩展如下:(1)区别于单要素碳生产率,基于SFA方法,将农业碳排放空间作为环境投入要素纳入农业经济核算体系,以更为客观地反映农业碳生产率状况。(2)与既有研究基于区域均质化的假设有所不同,从空间地理视角,考虑不同空间互动状态与空间依赖性,探讨城镇化对农业碳生产率可能存在的直接影响及间接溢出效应。(3)区别于人口的城镇化,从人口职业、产业结构、社会结构以及地域空间结构变迁^[9]方面,较为客观地刻画城镇化的发展特征、内容及动态过程^[10],并探讨城镇化对农业碳生产率的影响。

1 研究方法

1.1 随机前沿生产函数模型

随机前沿方法(SFA)是测算碳生产率的主要方法之一,其具有可将随机误差项与技术非效率项剥离、测度结果更接近实际等优点,故被广泛使用。一般地,随机前沿生产函数模型可表达为:

$$\ln(y_{it}) = \ln(x_{it}, t, \beta) + v_{it}u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, I; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

$$v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2), \quad u_{it} \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$$

式(1)中, y_{it} 和 x_{it} 分别为第 t 期的产出和投入; t 为时间趋势项,反映技术进步情况; β 为待估参数; v_{it} 为正态随机误差项; u_{it} 为非负截断中正态分布误差项; u_{it} 与 v_{it} 相互独立。进而,各单元体第 t 期的技术效率可表示为:

$$TE_{it} = \frac{\exp(x_{it}'\beta + v_{it}u_{it})}{\exp(x_{it}'\beta + v_{it})} = \exp(u_{it}), \quad 0 \leq \exp(u_{it}) \leq 1 \quad (2)$$

相应地,从第 t 期到第 $t+1$ 期的技术效率变化值为:

$$TECH_{i,t+1} = TE_{i,t+1}/TE_{it} \quad (3)$$

由此,通过构建超越对数生产函数模型即可得到农业碳生产率。

1.2 空间计量经济模型

1.2.1 空间自相关检验

一般地,采用Moran's I指数测度经济事物的空间自相关性。Moran's I的公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y}) / S^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

式(4)中, y 、 \bar{y} 、 S^2 分别表示农业碳生产率值、均值及方差; n 为省区数量; W_{ij} 为空间权重矩阵,考虑到地理位置邻近但实际上并不相邻的省域之间农业发展可能存在的相互影响,采用反距离地理权重矩阵。Moran's I的取值范围为 $[-1, 1]$;大于0表示为正空间自相关;小于0为负空间自相关;等于0时,表示随机分布。

1.2.2 空间杜宾模型

作为空间滞后模型和空间误差模型的广义形式,空间杜宾模型具有无需限制空间溢出效应规模、估计无偏等优点,尤为适合捕捉事物的空间溢出效应。空间杜宾模型的基本公式为:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij}y_{jt} + \alpha_i x_{it} + \beta_i \sum_{j=1}^n W_{ij}x_{jt} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, y_{it} 和 x_{it} 分别为第 t 期 i 地区的因变量和自变量; α_i 和 β_i 为待估参数; ρ 为空间滞后系数; u_i 和 λ_i 依次为空间效应和时间效应; ε_{it} 为随机误差项。空间杜宾模型能否简化为空间滞后模型或空间误差模型, 则需通过Wald检验和LR检验判断。若同时拒绝这两个检验, 则应以空间杜宾模型估计; 否则, 应选择空间滞后模型或空间误差模型估计。

1.3 变量说明及数据来源

1.3.1 SFA模型的投入产出变量

(1) 产出变量。选取农林牧渔总产值为产出变量, 并以1997年为基期作不变价处理。原始数据出自《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。

(2) 投入变量。该文的投入变量如下。

①农业碳排放。具体测算公式为:

$$C = \sum C_i = \sum (E_i \cdot \varepsilon_i) \quad (6)$$

式(6)中, C 为农业碳排放总量, C_i 为第 i 类农业碳源的排放量, E_i 与 ε_i 分别表示第 i 类农业碳源及其碳排放系数。具体测算的温室气体包括3类, 即农用物资投入所引发的 CO_2 , 水稻长期期内产生的 CH_4 , 以及畜禽养殖产生的 CH_4 与 N_2O , 并统一折算为二氧化碳当量(CO_2e), 单位为万t。各碳源排放系数见《省级温室气体清单编制指南》及李波等^[11-13]研究。上述数据出自《改革开放三十年农业统计资料汇编》《中国农村统计年鉴》《中国畜牧兽医年鉴》《中国农业统计资料》。

②农业资本存量。借鉴李谷成^[14]的做法, 以永续盘存法进行估算。其中, 涉及到的农业投资额、农业资本折旧等数据, 出自《中国统计年鉴》《中国国内生产总值核算历史资料》和《中国农村统计年鉴》。基期农业资本存量($K_{\text{基期}}$), 以基期固定资本形成总额除以农业投资(几何)平均增长率与折旧率之和的方式处理^[15], 即 $K_{\text{基期}} = I_{\text{基期}} / (\delta + g_t)$ 。其中, 折旧率 δ 为5.42%^[16], g_t 为1997—2014年农业实际总产值年均增长率, 原始数据源自《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。对于上述指标, 以1997年为基期作不变价处理。

表1 农业投入与产出指标描述性统计

指标	均值	中位数	标准差	最大值	最小值	样本量
农林牧渔业产值(亿元)	2 736.68	1 510.96	3 167.27	19 212.34	41.45	558
第一产业劳动力(万人)	963.55	760.60	749.88	3 558.60	33.40	558
农业资本存量(亿元)	581.87	302.55	735.68	5 459.74	7.75	558
耕地面积(万 hm^2)	507.148	463.190	352.007	1 437.830	19.610	558
农业碳排放量(万t)	3 037.03	2 635.42	1 989.29	8 525.49	197.60	558

③其他投入。劳动力以各年农业从业人员数量表示, 单位为万人, 数据出自《中国农村统计年鉴》。土地投入采用各地区农作物播种面积替代, 单位为千 hm^2 , 数据源自《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》。

1.3.2 空间杜宾模型的变量设置

(1) 因变量。以上文SFA方法计算得出的全要素碳生产率(cp)表示。

(2) 核心变量。参考既有研究^[17-19], 从以下几个维度测度城镇化, 以充分体现城镇化过程中人口、产业、空间结构以及社会的变迁。其中, 人口城镇化(ur_p), 采用非农人口占总人口的比例表示, 数据出自《中国人口和就业统计年鉴》; 经济城镇化(ur_e), 以二、三产业增加值占GDP的比例表示, 数据源自《中国统计年鉴》; 土地城镇化(ur_a), 采用建成区面积占市辖区面积的比例表示, 数据出自《中国城市统计年鉴》; 社会城镇化(ur_s), 以农民人均纯收入占城镇居民可支配收入的比例表示, 数据源自《中国农村统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

(3) 控制变量。同时, 参考已有研究^[0-22], 还控制了以下变量: 农业财政投资(afi), 农村基础教育

(*edu*)、工业化 (*il*)、农业开放度 (*ol*)、区域经济发展水平 (*el*)、农业产业结构 (*str*)、自然灾害 (*dar*)，各变量的具体含义及解释如表 2 所示。上述变量数据出自《中国统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》等。

表 2 模型变量描述性统计

变量	变量含义及解释	均值	标准差
农业碳生产率 (<i>cp</i>)	基于 SFA 模型计算的农业全要素碳生产率	0.319	0.173
人口城镇化 (<i>ur_p</i>)	年末非农人口在总人口中的比例	0.343	0.164
经济城镇化 (<i>ur_e</i>)	第二、三产业增加值占 GDP 的比例	0.776	0.085
土地城镇化 (<i>ur_a</i>)	建成区面积占市辖区面积的比例	0.083	0.066
社会城镇化 (<i>ur_s</i>)	农民纯收入占城镇居民可支配收入的比例	0.358	0.076
区域经济发展水平 (<i>el</i>)	人均实际 GDP (以 1997 年为基期)	1.717	1.348
工业化 (<i>il</i>)	工业增加值占 GDP 的比例	0.386	0.097
农业产业结构 (<i>str</i>)	种植业畜牧业产值之和在农业总产值中的比例	0.851	0.102
农村基础教育 (<i>edu</i>)	农村劳动力中初中及以上劳动力比例	0.628	0.161
农业财政投资 (<i>afi</i>)	农业财政支出占财政总支出的比例	0.088	0.031
自然灾害 (<i>dar</i>)	农作物受灾面积占总播种面积的比例	0.279	0.160
农业开放度 (<i>ol</i>)	农业进出口总额占农业增加值的比例	0.405	1.112

2 实证结果及分析

2.1 随机前沿模型设定检验

为确保研究结论的准确性，运用似然比检验 (LR) 方法，对 SFA 模型进行技术变化存在性、技术中性和函数设定形式 (可否简化为 C-D 函数) 检验，具体检验结果见表 3。经检验，应拒绝不存在技术变化 (H_0)、技术中性 (H_0) 和可简化为 C-D 函数 (H_0) 的假设。同时， $\gamma = 0.927$ ($t = 73.11$)，说明技术非效率是引起生产前沿函数误差的重要原因。因此，该文选取超越对数随机前沿函数模型对农业碳生产率进行估计是可取的。

表 3 超越对数随机前沿生产函数模型检验结果

假设检验	对数似然值	似然率统计量 (<i>LR</i>)	$\chi^2_{0.01}(k)$ 临界值	结论
H_1 : 原模型	$L(H_1) = 256.011$			
H_0 : 不存在技术变化	130.291	631.368	16.81	拒绝
H_0 : 技术中性	245.565	628.566	13.28	拒绝
H_0 : C-D 生产函数	115.503	730.716	30.58	拒绝

注: 若含 t 的项系数均为 0，表示不存在技术进步 (H_0)；若含 t 的交互项均为 0，表示技术中性 (H_0)；若函数中所有二次项均为 0，为 C-D 函数 (H_0)；广义似然比统计量 (*LR*) 由零假设 (H_0) 与备选假设 (H_1) 的对数似然函数计算得出

2.2 农业碳生产率空间自相关检验

基于上文分析，运用 Geoda 软件对省域农业碳生产率的全局 Moran's I 指数进行测度。由表 4 可知，中国省域农业碳生产率的 Moran's I 指数显著为正，且均保持在 0.37 以上，表明中国省域农业碳生产率存在空间正自相关性，在空间上并非随机分布，而是具有明显的聚类特征。换言之，农业碳生产率高值省区常与高值省区集聚分布，农业碳生产率低值省份也常被其他低值省份包围。可能的解释是，邻近省区在空间上的相互作用与关联效应，使得局部区域内省际间农业碳生产率趋于一致，从而表现出较强的同质性。

2.3 不同维度城镇化的影响分析

如上所述，为确保空间面板模型设定科学，先采用 Wald 检验和似然比 LR 检验对空间杜宾模型是否

表4 1997—2014年中国农业碳生产率 Moran's I 统计值

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Moran's I	0.377***	0.378***	0.380***	0.381***	0.382***	0.383***	0.385***	0.386***	0.387***
年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Moran's I	0.388***	0.404***	0.389***	0.390***	0.391***	0.392***	0.392***	0.393***	0.393***

注：上述结果由 Geoda 软件计算所得；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著

表5 不同城镇化的空间固定效应杜宾模型回归结果

变量	人口 城镇化	经济 城镇化	土地 城镇化	社会 城镇化	变量	人口 城镇化	经济 城镇化	土地 城镇化	社会 城镇化
<i>ur</i>	-0.059***	0.018	0.079***	-0.020**	$W_{*}edu$	-0.022	0.059	0.176*	0.033
<i>afi</i>	-0.026*	-0.025	-0.032**	-0.024	$W_{*}il$	0.128***	0.148***	0.176***	0.122***
<i>dar</i>	0.008**	0.008**	0.009***	0.008**	$W_{*}ol$	-0.104***	-0.085***	-0.092***	-0.076***
<i>edu</i>	0.049***	0.054***	0.044***	0.056**	$W_{*}el$	-0.012	-0.001	-0.012	0.003
<i>il</i>	0.015	0.018	0.022*	0.015	$W_{*}as$	-0.199	-0.471**	-0.747***	-0.470**
<i>ol</i>	-0.035***	-0.037***	-0.035***	-0.038***	ρ	0.502***	0.528***	0.528***	0.490***
<i>el</i>	0.060***	0.063***	0.064***	0.063***	<i>LogL</i>	1 010.00	1 001.35	1 009.68	1 004.62
<i>as</i>	0.303***	0.279***	0.216***	0.305***	<i>Wald_lag</i>	110.53***	99.08***	103.38***	118.49***
$W_{*}ur$	0.366***	0.163	0.034	-0.013	<i>LR_lag</i>	120.22***	108.72***	111.53***	108.30***
$W_{*}afi$	-0.020	-0.017	-0.021	-0.014	<i>Wald_error</i>	136.07***	122.84***	125.96***	140.62***
$W_{*}dar$	0.011	0.012	0.017	0.011	<i>LR_error</i>	139.86***	127.10***	127.96***	127.07***

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著

可简化的问题进行判断。由表5可知，人口城镇化模型中的 *Wald_spatial_lag*、*Wald_spatial_error*、*LR_spatial_lag* 和 *LR_spatial_error* 均显著为正，应拒绝原假设，表明空间杜宾模型不可简化为空间滞后模型或空间误差模型。类似地，其他模型也以空间杜宾模型估计为佳。同时，结合模型的 R^2 和 Hausman 检验结果来看，空间固定效应较其他个体效应更为合适，故下文将以空间固定效应杜宾模型结果对相关问题进行解释^①。

2.3.1 空间溢出效应

在不同的模型中，农业碳生产率的空间滞后系数分别为 0.502、0.528、0.528 和 0.490，且均在 1% 的置信水平下显著，说明区域农业碳生产率增长具有一定的“共生”效应，即邻域农业碳生产率的增长会对本地区农业碳生产率产生正向溢出效应。

2.3.2 直接影响

从模型结果不难发现，人口城镇化和社会城镇化的系数显著为负，土地城镇化显著为正，即在当前阶段，人口城镇化与社会城镇化会抑制农业碳生产率的提高，而土地城镇化反而起到积极作用。

究其原因：①人口向城镇大规模转移及居民收入的提高，城乡居民对肉蛋奶等高碳产品需求增加，将推动农业碳排放量增长，进而不利于农业碳生产率提高。②受国家增产型农业政策的诱导，加之农村大量劳动力从业于非农领域的事实，农业生产对以机械为主的劳动节约型技术和以生物化学投入品为主的土地节约型技术依赖程度提高。这推动农用能源和工业投入品成为最主要的农业碳排放源，在产出等增加不明显的情况下，不利于农业碳生产率的改善。③土地城镇化的过程中，往往伴随着农业耕地被挤占的现象，城镇周边地区农地稀缺性的提高与地租的上涨，促使农户更倾向于生产商品化程度与价值更高的产品，由

① 实际操作中，该文对无固定效应、空间固定效应、时期固定效应、双固定效应以及随机效应空间杜宾模型均进行估计，根据各模型的似然对数、拟合优度以及 Hausman 检验结果等选取适宜模型

此也更易催生规模经济效益,那么农业碳生产率也会得到改善。

农业对外开放度系数为负,说明当前农业进出口额的增加反而不利于农业碳生产率的提高。其原因或在于,对外大量进口农产品会对国内农产品进行替代,特别是在当前农产品供给过量且供需结构性矛盾凸显的阶段,易造成农业资源与要素的浪费,其本质上反映农业资源效率配置偏低的问题。加之农业粗放生产方式尚未得到有效矫正,那么碳生产率相对低下也是一种普遍现象。另一方面,出口农产品通常以高资源投入产品为主,尽管实现了创汇功能,但将更多的碳排放等污染物留在了国内^[20]。农业财政投资负向影响农业碳生产率,其原因可能在于,大量农业投资并未真正进入节能减排领域,加之存在浪费及利用效率不高等问题,导致其原有的积极作用并未实现^[23]。

农业产业结构、区域经济发展水平、农村基础教育和自然灾害均对农业碳生产率具有正向影响,且以农业产业结构的作用最大,自然灾害最小。实际上,在其他条件不变的情况下,种植业与畜牧业在农业总产值比重的提高,往往意味着生产技术与效率的改进、产业链条的延伸以及产品附加值的提高,因而有助于农业碳生产率的改进^[24]。随着区域经济的发展以及农村基础教育的普及,农民不仅具备绿色生产的条件与能力,其逐渐增强的环保意识与绿色生产生活观念以及对自然环境的更高需求,也会诱使其生产生活方式向“低碳化”转变^[26]。自然灾害正向影响农业碳生产率,产生此种现象的原因可能在于,在农业产值变化不大或增加时,其能够减轻一次性过度施肥等粗放生产方式带来的负面效应。

2.3.3 间接溢出效应

由表 6 可以发现,人口城镇化的间接效应为 0.664,说明邻近地区人口向城镇转移会带动本地区及全国农业碳生产率的提高。可以理解为,在其他条件不变的情况下,得益于本地区城镇空间的扩张、邻近地区人口规模的扩大,当地农产品需求量增加、农业生产实际劳动力减少及农业产值提高,整体上有利于农业碳生产率的改善。同时,工业化滞后项在所有模型中均显著为正,表明邻域工业化进程的推进有助于本地区农业碳生产率的改进,这可能是技术外溢所产生的积极效应。农业对外开放和农业产业结构与空间权重的交互项均显著为负,这表明邻近地区农业进出口贸易的扩大以及种植业与畜牧业产值比重的增加均会对本地区农业低碳化发展产生不利影响。此外,在所有的模型中,各变量所产生的空间溢出效应大都要远远高于其所产生的直接影响,这进一步说明空间地理因素在农业碳生产率增长中扮演着重要的角色。

表 6 空间杜宾模型的各类效应分解情况

变量	人口城镇化		经济城镇化		土地城镇化		社会城镇化	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>ur</i>	-0.043 *	0.664 ***	0.022	0.355	0.083 ***	0.166	-0.021 **	-0.049
<i>aft</i>	-0.028 *	-0.064	-0.026 *	-0.062	-0.033 **	-0.077	-0.026 *	-0.049
<i>dar</i>	0.009 ***	0.030	0.009 ***	0.033	0.010 ***	0.048	0.009 **	0.028
<i>edu</i>	0.048 ***	-0.004	0.059 ***	0.183	0.053 ***	0.427 **	0.058 ***	0.111
<i>il</i>	0.022	0.275 ***	0.025 *	0.328 ***	0.031 **	0.392 ***	0.021	0.255 ***
<i>ol</i>	-0.041 ***	-0.243 ***	-0.042 ***	-0.220 ***	-0.041 ***	-0.233 ***	-0.042 ***	-0.182 ***
<i>el</i>	0.061 ***	0.036	0.064 ***	0.067 ***	0.065 ***	0.045	0.065 ***	0.066 ***
<i>as</i>	0.303 ***	-0.094	0.259 ***	-0.681	0.188 **	-1.350 **	0.293 ***	-0.612

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;直接效应与间接效应之和为总效应

2.4 综合城镇化的影响分析

上文考察了不同城镇化对农业碳生产率的影响,但由于各指标关注点有所差异,故而它们的影响也不尽相同。为进一步明晰城镇化对农业碳生产率的作用,利用熵值法计算出综合城镇化水平,并探讨其对农业碳生产率各种影响。熵值法的应用原理为:① x_{ij} 为*i*地区*j*指标的原始值,对其进行标准化处理: $x'_{ij} = (x_{ij} - \bar{x}_j) / s_j$;②对标准化后数值进行线性变换,即 $z_{ij} = ax'_{ij} + b$ ($a = 10, b = 60$) 保证取值为正数;③计算

i 地区指标 j 比重, 为 $p_{ij} = z_{ij} / \sum z_{ij}$; ④计算指标 j 的熵值与差异性系数, 分别为 $e_j = - (1/\ln I) \sum p_{ij} \ln p_{ij}$, $g_j = 1 - e_j$; ⑤计算指标 j 的权重 $w_j = g_j / \sum g_j$; ⑥计算综合得分 $f_i = \sum w_j p_{ij}$ 。由此, 得到各地区综合城镇化指标, 其中人口城镇化、经济城镇化、土地城镇化和社会城镇化的权重依次取 0.244, 0.255, 0.262 和 0.239。

2.4.1 空间溢出效应

表7报告了综合城镇化水平下的估计结果。根据模型结果来看^①, 空间固定效应较优。农业碳生产率的空间滞后项系数显著为正(0.492), 表明省域农业碳生产率在空间上存在着依赖效应, 与前文研究发现一致。

2.4.2 直接影响

综合城镇化的系数显著为负, 表明城镇化的推进整体上不利于农业碳生产率的提高。其原因可能是, 一方面, 乡村人口向城镇涌入, 会增加城镇带来诸多压力, 特别是农产品需求规模的扩大以及追求增产的农业生产, 在激化农产品供需结构性矛盾的同时, 更导致农业对化学投入品等高度依赖与过度使用, 致使农业碳生产率提升的难度加大。另一方面, 当前全国与中西部城镇化发展质量本身就不高, 且推进过程中往往伴随着生态破坏与环境污染等问题^[8], 亦会对农业碳生产率的提高产生不利影响。

表7 综合城镇化的空间固定效应杜宾模型估计结果

变量	系数	变量	系数	变量	系数	统计量	系数
<i>ur</i>	-0.265 ***	<i>el</i>	0.071 ***	$W_* il$	0.134 ***	<i>Wald_spatial_lag</i>	143.86 ***
<i>afi</i>	-0.016	<i>as</i>	0.272 ***	$W_* ol$	-0.089 ***	<i>LR_spatial_lag</i>	128.66 ***
<i>dar</i>	0.008 **	$W_* ur$	-2.704 ***	$W_* el$	-0.009	<i>Wald_spatial_error</i>	170.33 ***
<i>edu</i>	0.060 ***	$W_* afi$	-0.042	$W_* as$	-0.425 **	<i>LR_spatial_error</i>	148.38 ***
<i>il</i>	0.008	$W_* dar$	0.004	ρ	0.492 ***		
<i>ol</i>	-0.038 ***	$W_* edu$	0.095	<i>LogL</i>	1011.97		

注: ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著

2.4.3 间接溢出效应

综合城镇化的滞后项系数为-2.704, 间接效应估计系数为-3.378, 表明邻域城镇化进程的推进均不利于本地区农业碳生产率的提高。农业财政投资和农业对外开放度滞后项系数亦为负, 那么, 单纯地提高两者不仅不利于当地农业碳生产率的提升, 更会加大邻近地区与全国碳减排的难度。与之相反, 推动经济发展与加快工业化进程, 不仅有利于改善当地农业碳生产率, 对邻域农业低碳转型也大有裨益。不过, 需要看到的是, 经济发展对当地农业碳生产率的直接影响明显大于对邻域的溢出效应, 而工业化对邻域的间接溢出效应更大。

3 结论及启示

在构建全要素碳生产率模型的基础上, 运用空间杜宾模型探讨了城镇化对农业碳生产率增长的直接影响与间接溢出效应, 得到如下结论: (1) 中国省域农业碳生产率存在空间正自相关性, 空间分布上具有较强的依赖性。(2) 城镇化是影响农业碳生产率的重要因素; 其中, 人口城镇化与社会城镇化不利于本地区农业碳生产率的提高, 而土地城镇化则具有正向促进作用; 邻近地区人口城镇化对本地区农业碳生产率存在间接的正向溢出效应。整体而言, 城镇化不利于农业碳生产率的改善。(3) 各变量的间接溢出效应较直接影响明显, 进一步强调了空间地理因素在区域农业发展中的重要作用。

基于上述发现, 该文认为: (1) 在新型城镇化进程中, 应按照国家主体功能区规划, 注重微观空间

① 相应地, 无固定、时期固定、双固定和随机效应下的模型 R^2 分别为 0.689、0.705、0.453 和 0.355, 限于篇幅并未列出

表 8 各变量的总效应及其效应分解

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
<i>ur</i>	-0.272 ***	-3.155	-3.378 ***	-3.604	-3.650 ***	-3.750
<i>afi</i>	-0.018	-1.237	-0.094 **	-2.119	-0.112 ***	-2.590
<i>dar</i>	0.008 ***	2.335	0.015	0.563	0.023	0.862
<i>edu</i>	0.066 ***	4.662	0.243	1.566	0.309 *	1.953
<i>il</i>	0.014	1.003	0.268 ***	2.951	0.282 ***	2.996
<i>ol</i>	-0.042 ***	-8.080	-0.209 ***	-4.828	-0.252 ***	-5.643
<i>el</i>	0.072 ***	5.777	0.050 **	2.408	0.122 ***	7.444
<i>as</i>	0.255 ***	3.408	-0.567	-1.470	-0.312	-0.787

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著

治理,进一步优化城镇与农业区域布局及空间结构,拒绝“摊饼式”城镇化发展道路,合理扩大城市规模与数量,确保国土空间科学均衡开发,并为现代农业规模化经营及转型提供契机。(2)根据城市发展阶段,发展适宜的第二、三产业,推动现有落后产业的更新与升级,为城镇化提供动力来源,创造更多的非农就业岗位。在此基础上,逐步消除城乡户籍制度差异等,结合地区人口分布情况、产业优化升级需要,引导农村居民有序、分流向城镇转移,真正做到“以人为本”。(3)鉴于省域之间空间上具有的外溢效应,应依托国家城市局部发展战略,创新区域联防联控机制,强化在碳减排与污染治理方面的省域合作与共赢,这对农业绿色转型也大有裨益。

参考文献

- [1] 魏后凯. 中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型. 中国农村经济, 2017 (5): 2-17.
- [2] 刘巽浩. 提倡低碳的几个问题. 中国农业资源与区划, 2012, 33 (5): 1-7.
- [3] 陆铭, 冯皓. 集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究. 世界经济, 2014 (7): 86-114.
- [4] Zha D L, Zhou D Q, Zhou P. Driving forces of residential CO₂ emissions in urban and rural China: An index decomposition analysis. Energy Policy, 2010, 38 (7): 3378-3383.
- [5] 林伯强, 刘希颖. 中国城市化阶段的碳排放: 影响因素和减排策略. 经济研究, 2010 (8): 66-78.
- [6] Burak S, Dogan E, Gazioglu C. Impact of urbanization and tourism on coastal environment. Ocean & Coastal Management, 2004, 47 (9): 515-527.
- [7] 陈真玲. 生态效率、城镇化与空间溢出——基于空间面板杜宾模型的研究. 管理评论, 2016, 28 (11): 66-74.
- [8] 罗能生, 李佳佳, 罗富政. 中国城镇化进程与区域生态效率关系的实证研究. 中国人口·资源与环境, 2013, 23 (11): 53-60.
- [9] 倪鹏飞, 杨继瑞, 李超, 等. 中国城市化的结构效应与发展转型——“大国城市化前沿问题学术论坛”综述. 经济研究, 2014 (7): 189-192.
- [10] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 城市化、产业效率与经济增长. 经济研究, 2009 (10): 4-21.
- [11] 李波, 张俊飏. 基于我国农地利用方式变化的碳效应特征与空间差异研究. 经济地理, 2012, 32 (7): 135-140.
- [12] 闵继胜, 胡浩. 中国农业生产温室气体排放量测算. 中国人口·资源与环境, 2012, 22 (7): 21-27.
- [13] 田云, 张俊飏. 中国农业生产净碳效应分异研究. 自然资源学报, 2013, 28 (8): 1298-1309.
- [14] 李谷成. 资本深化、人地比例与中国农业生产率增长——一个生产函数分析框架. 中国农村经济, 2015 (1): 14-30.
- [15] Hall R E, Jones C L. Why do some countries produce so much more output per worker than others? Nber Working Papers, 1999, 114 (1): 83-116.
- [16] 吴方卫. 我国农业资本存量的估计. 农业技术经济, 1999 (6): 34-38.
- [17] 陈立泰, 梁超. 环境约束下的中国城镇化效率及其影响因素研究. 科研管理, 2014, 35 (11): 178-186.
- [18] 戴永安. 中国城市化效率及其影响因素——基于随机前沿生产函数的分析. 数量经济技术经济研究, 2010 (12): 103-117.
- [19] 魏后凯, 苏红建, 韩镇宇. 中国城镇化效率评价分析——基于资源环境效率的视角. 中国地质大学学报(社会科学版), 2017, 17 (2): 65-73.

- [20] 高鸣, 陈秋红. 贸易开放、经济增长、人力资本与碳排放绩效——来自中国农业的证据. 农业技术经济, 2014 (11): 101-110.
- [21] 吴贤荣, 张俊飏, 程琳琳, 等. 中国省域农业碳减排潜力及其空间关联特征——基于空间权重矩阵的空间 Durbin 模型. 中国人口·资源与环境, 2015, 25 (6): 53-61.
- [22] 程琳琳, 张俊飏, 田云, 等. 中国省域农业碳生产率的空间分异特征及依赖效应. 资源科学, 2016, 38 (2): 276-289.
- [23] 张广胜, 王珊珊. 中国农业碳排放的结构、效率及其决定机制. 农业经济问题, 2014 (7): 18-27.
- [24] 王太祥, 王腾, 吴林海. 西北干旱区农地利用碳排放与农业经济增长的响应关系. 中国农业资源与区划, 2017, 38 (4): 170-176.
- [25] 孔昕. 基于 Tobit 模型的低碳经济农业生产率增长影响因素实证研究. 中国农业资源与区划, 2016, 37 (10): 140-145.

THE DIRECT INFLUENCE AND INDIRECT SPILLOVER EFFECT OF URBANIZATION ON AGRICULTURAL CARBON PRODUCTIVITY BASE ON THE SPATIAL DURBIN MODEL *

Cheng Linlin^{1,2,3}, Zhang Junbiao^{2,3*}, He Ke^{2,3}

(1. College of Economics & Management, Hubei University of Technology, Wuhan, Hubei 430068, China;

2. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei 430070, China;

3. Hubei Rural Development Research Center, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei 430070, China)

Abstract The core of developing low-carbon agriculture is to comprehensively improve agricultural carbon productivity, and urbanization is an important factor affecting the growth of agricultural carbon productivity. Taking the panel data of 31 provinces in China from 1997 to 2014 as a sample, this paper introduced spatial Durbin model to comparatively analyze the different effects of population urbanization, economic urbanization, space urbanization and social urbanization on agricultural carbon productivity. The results showed that there was a significant spatial auto-correlation phenomenon in China's provincial agricultural carbon productivity from 1997 to 2014, which reflected the strong agglomeration distribution characteristic of agricultural carbon productivity in neighboring provinces. After controlling the other variables, urbanization was an important factor influencing the increase of agricultural carbon productivity in general. And population urbanization and social urbanization had a negative effect on the improvement of agricultural carbon productivity in the local region of one province, while provincial space urbanization would promote the increase of agricultural carbon productivity in local area. At the same time, it was important that population urbanization in neighboring areas had a significant positive spillover effect on local agricultural carbon productivity, but economic urbanization, social urbanization and space urbanization in neighboring areas had no such effect. When the comprehensive urbanization variables was constructed by employing the entropy method, urbanization was not conducive to the improvement of provincial agricultural carbon productivity. Therefore, in the formulation of policies on regional agricultural carbon emission reduction and pollution control, it is not only necessary to further optimize the agricultural industry structure and the allocation factors, but also to strengthen the comprehensive management of space and regional linkage and coordination, so as to promote the coordinated development of new urbanization and agricultural modernization, and to further achieve low-carbon transformation and sustainable development of the society.

Keywords agricultural carbon productivity; multi-dimensional urbanization; stochastic frontier production function; spatial Durbin model; spatial spillover