

多尺度城镇化对农业碳生产率的影响及其区域分异特征研究 ——基于 SFA、E 指数与 SDM 的实证

程琳琳^{1,2}, 张俊飏^{1,2}, 何可^{1,2}

(1. 华中农业大学经济管理学院, 湖北武汉, 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 湖北武汉, 430070)

摘要: 以 1997—2014 年中国 31 省区面板数据为样本, 采用随机前沿分析方法测算农业碳生产率, 借助熵指数构建多尺度城镇化指标, 在此基础上, 进一步运用空间杜宾模型实证检验了城镇化对农业碳生产率的直接影响与间接溢出效应及其区域分异特征。结果发现, 多维度城镇化是抑制农业碳生产率的主要力量之一, 某一地区农业碳生产率会同时受到本地区及周边地区城镇化的影响, 甚至邻近地区的溢出效应要远远高于本地区的直接影响。在东、中、西及东北地区, 上述情况依然存在, 且以西部地区城镇化带来的负面效应最大。因此, 应更加重视多尺度城镇化在农业低碳转型中的积极作用。

关键词: 多尺度城镇化; 农业碳生产率; 随机前沿分析; 熵指数; 空间杜宾模型

中图分类号: F304.7

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2018)05-0107-10

一、引言

“保护生态环境就是保护生产力, 而改善生态环境就是发展生产力。”近年来, 在中国城镇化进程加速发展、农业经济快速增长的同时, 农业碳排放激增, 农业经济增长与碳排放之间表现出以“弱脱钩”为主的非协调发展状态^[1]。一般认为, 碳减排与经济增长难以兼顾, 碳减排政策的实施往往会放缓经济发展速度, 甚至给社会带来其他负面影响。为此, 一些学者提出通过提高碳生产率等途径, 推动碳减排与经济增长的双赢^[2-3]。这意味着, 如何调和农业经济增长与碳排放的矛盾, 理应是顺应理论与实践发展潮流的选择, 而提高农业碳生产率恰好为此提供了有利契机。

目前, 学界有关“农业碳生产率”的研究相对较少, 既有研究主要集中于对农业生产效率^[4-5]、农业碳排放绩效及减排成本^[6-8]、农业环境效率^[9-10]方面。事实上, 有别于上述概念, 农业碳生产率是指单位农业

碳排放所产生的农业产值, 其将农业碳排放视为隐含于能源与物质产品中的要素投入, 以衡量单位碳排放空间带来的农业产出^[3]。由此可见, 这种基于环境投入视角的指标更加强调农业发展面临的隐含性约束条件, 与我国所提出的到 2020 年单位 GDP 碳强度降低 40%~45% 的目标在核算上关联度较强。但目前学界对此关注不足, 不仅使得相关领域的学术研究推进缓慢, 更令人担忧的是, 由于未能充分考虑农业碳排放与其他投入要素的关系, 农业低碳化发展政策的实施效果将有可能大打折扣。

本文的创新在以下几个方面: (1)与单要素碳生产率不同, 考虑不同投入要素的替代关系, 以全要素碳生产率更为客观地把握中国农业实际发展质量。(2)与基于空间均质假设的研究不同, 将区域间可能存在的空间依赖性与关联效应考虑在内^[11], 更为客观地阐释各因素在农业碳生产率增长中的作用机理, 以得到更具现实解释力的研究结论。(3)与简单地以人口城镇化涵盖城镇化所有内容的研究不同, 从人口、经济、社会和土地 4 个维度衡量城镇在人口职业、经济结构、

收稿日期: 2018-03-28; 修回日期: 2018-07-20

基金项目: 教育部哲学社会科学重大攻关项目“绿色化的重大意义及其实现途径研究”(15JZD014); 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)

作者简介: 程琳琳(1990—), 男, 河南洛阳人, 华中农业大学经济管理学院博士研究生, 主要研究方向: 资源与环境经济; 张俊飏(1962—), 男, 陕西咸阳人, 华中农业大学经济管理学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 资源与环境经济; 何可(1989—), 湖南浏阳人, 华中农业大学经济管理学院副教授、硕士生导师, 主要研究方向: 资源与环境经济, E-mail: hekework@gmail.com

社会结构和地域空间的变化^[12],更为科学地考察多尺度城镇化对农业碳生产率的影响。鉴于此,利用1997—2014年中国31省面板数据,构建农业全要素碳生产率增长模型;同时,借助熵指数方法,从“人口-经济-土地-社会”构造多尺度城镇化指标;进而应用空间杜宾模型(SDM),探讨了多尺度城镇化对农业碳生产率的直接影响与间接溢出效应及其区域分异特征。

二、城镇化对农业碳生产率的影响机理

城镇化是影响碳排放的重要因素,但对于城镇化对碳排放起何种作用并无定论,其原因在于二者关系的复杂性。目前较多的观点认为,城镇化对碳排放具有“驱动”与“制动”(或抑制)双重效应^[13-14],也有学者将上述效应分为间接效应和调节效应^[15]。不过,无论就何种效应而言,均会因城镇化所处阶段不同而有所差异。

从理论上来看,城镇化对农业碳生产率的影响机理主要如下:

第一,城镇化对农业碳生产率增长具有抑制作用。城镇化主要通过影响要素与资源配置效率,进而对农业碳生产率产生影响。城镇化最明显的特征即为人口由乡村向城镇转移,大量乡村劳动力跨区域、跨部门流动,使得农业对以机械、化肥与农药为代表的劳动节约型与土地节约型技术依赖度提高,直接推动能源消费与农业碳排放量的增加,而在农业产出不变或增长不甚明显的情况下,这将不利于农业碳生产率的提高。同时,大量农村劳动力的非农就业与“去农化”,不仅使得其人均收入不断提高,而且消费模式与生活习惯也在逐渐变化^[16]。尽管现阶段城乡居民对粮食直接消费有所减少,但由于城镇人口规模扩大所引起的农产品需求的增加,特别是以肉类等为代表的高碳型产品及其加工间接消耗粮食,会引发更多的碳排放量^[17],进而抑制农业碳生产率的增长。

第二,城镇化对农业碳生产率增长具有驱动作用。这种正向促进作用主要通过影响资源配置效率以及城镇化所具有的技术进步效应等对农业碳生产率产生影响。一方面,城镇化往往伴随着城镇人口规模的扩张以及空间布局的外延,这将引起农业生产要素稀缺程度的提高,也会推动农业专业化发展与集聚经济的形成^[18]。在优化农业产业结构与资源配置效率的同时,带来规模经济效应,使得单位农业碳排放所产生的农业产出不断增加成为可能。另一方面,城镇化具有的

产业结构转化效应、技术进步效应会外溢至农业部门,并推动农业碳生产率的改善。技术进步、知识的外溢是提高农业碳生产率的关键,城镇化推进的过程也是技术变革的过程,由此积累的人力资本、创新知识以及产生的技术进步效应亦会外溢扩散至农业部门,进而有利于农业全要素生产率与碳生产率的提高^[19]。

综上所述,城镇化对农业碳生产率亦具有驱动与抑制双重效应,至于何种效应起主导作用,主要取决于城镇化发展阶段以及两种力量的对比。鉴于当前我国处于经济转型与城镇化加速发展阶段,城镇化“扩张效应”占据主导地位^[20],以及城镇化水平与碳生产率所处的低度耦合状态^[21],本文预期现阶段城镇化对农业碳生产率增长的抑制作用更为明显。同时,考虑到城镇化对农业碳排放的影响也并非同质,以及城镇化与生态效率之间存在的空间滞后性^[22-23],预期城镇化对农业碳生产率的影响具有地域差异性与空间溢出效应。

三、模型选择与变量设置

(一) 基于SFA的农业碳生产率增长模型

生产前沿法是研究效率的主要方法,主要包括SFA和DEA两类。其中,SFA能够剥离无效率项与随机误差项,且能保证被估效率有效与一致,故使用该方法对农业碳生产率进行测度,其公式如式(1)。

$$y_{i,t} = f(x_{i,t}, \beta) \exp(v_{i,t} - u_{i,t}), \quad i = 1, \dots, I; t = 1, \dots, T$$

$$v_{i,t} \sim iid N(0, \sigma_v^2), u_{i,t} \sim iid N^+(\mu, \sigma_u^2) \quad (1)$$

式中: $x_{i,t}$ 和 $y_{i,t}$ 分别为 i 地区 t 期的投入和产出指标; β 为待估参数; $v_{i,t}$ 和 $u_{i,t}$ 为独立同分布的误差项,二者相互独立。

本文使用包容性较强的超越对数生产函数测度农业碳生产率。为保证测度结果的科学性,后文会对模型设定形式恰当与否进行检验。检验内容主要包括技术非效率存在性检验、技术变化存在性检验、技术变化的希克斯中性检验以及C-D生产函数适用性检验。

(二) 熵指数

熵值法具有完全根据各指标自身变异程度来确定其权重的优良特性,可避免人为主观因素的影响^[5],故被广泛使用。本文采用熵指数从“人口—经济—土地—社会”多维度测度城镇化指标。

具体可描述为:①若有 i 个地区, j 个评价指标,原始指标为 x_{ij} ,运用标准差进行标准化处理:

$x'_{i,j} = (x_{i,j} - \bar{x}_j) / s_j$, $\bar{x}_j$ 为指标 j 的均值, s_j 为标准差, $i=1, 2, \dots, I$; $j=1, 2, \dots, J$; ②进行线性变换, 即 $z_{i,j} = ax'_{i,j} + b$ (取 $a=10, b=60$), 以保证取值非负, 且数据更具可比性; ③对各指标进行同度量化处理, 即计算 i 地区指标 j 比重 $p_{i,j} = z_{i,j} / \sum z_{i,j}$; ④计算出指标 j 的熵值及差异性系数, 分别为 $e_j = -(1/\ln I) \sum p_{i,j} \ln p_{i,j}$, $g_j = 1 - e_j$, 其中 g_j 越大, 则指标越重要; ⑤得出指标 j 的权重 $w_j = g_j / \sum g_j$; ⑥计算地区指标的综合得分 $f_i = \sum w_j p_{i,j}$ 。

(三) 空间计量经济模型

在运用空间计量经济模型前, 需进行空间自相关检验。若检验结果证实存在空间自相关性, 才可选择合适的空间计量经济模型进行回归估计。

1. 空间自相关检验

通常使用 Moran' s I 指数检验经济事物的空间自相关性。其公式如式(2)。

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

式中: y 、 $\bar{y}$ 、 S^2 分别表示农业碳生产率值、均值及方差; n 为地区数量; $W_{i,j}$ 为空间权重矩阵, 这里采用反距离权重矩阵。Moran' s I 可度量全域或局域自相关, 取值范围为 $[-1, 1]$ 。大于 0 时, 表示农业碳生产率存在正空间自相关性; 小于 0 则为负空间自相关; 等于 0 时, 表示农业碳生产率在空间上呈随机分布状态, 彼此相互独立。

2. 城镇化对农业碳生产率影响的空间杜宾模型

空间滞后模型和空间误差模型是最常用的空间计量模型。但实际上, 空间杜宾模型作为空间滞后模型和空间误差模型的一般形式, 具有无须对空间溢出效应规模加以限制以及估计无偏等众多优点, 在捕捉事物的空间溢出效应方面更具优势^[24]。而诸多研究并未对空间杜宾模型是否可简化这一问题进行讨论, 这易造成由于模型设定错误而导致结论不当等问题。本文要考察的是城镇化对农业碳生产率的直接影响及空间溢出效应, 故结合空间杜宾模型基本形式, 其模型见式(3)。

$$\begin{aligned} \ln(CP_{i,t}) = & \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{i,j} \ln(CP_{j,t}) + \alpha_m \ln(X_{mi,t}) + \\ & \beta_m \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln(X_{mj,t}) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

式中: CP 表示因变量(农业碳生产率); α_m 和 β_m 为待估参数; ρ 是邻省农业碳生产率对本省的溢出效应; X

为城镇化等自变量, m 为自变量个数; μ_i 和 λ_t 依次为空间效应和时间效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

(四) 变量设定及数据来源

1. 投入产出指标

(1) 产出指标。采用农林牧渔总产值表示, 并以 1997 年作不变价处理。

(2) 投入指标。对农业碳生产率的测算, 共涉及农业碳排放量、农业资本及其他投入(农业劳动力与耕地)三类指标, 具体如下。

第一, 农业碳排放。依据《省级温室气体清单编制指南》, 借鉴李波等^[25]、闵继胜等^[26]、田云等^[27]的研究成果, 将农业碳排放划分为三类: 一为农地利用物资投入(包括化肥、农药、农膜、柴油、机械与灌溉)产生的二氧化碳(CO_2)等。二为水稻(早稻、中稻与晚稻)生长过程中产生的甲烷(CH_4)等气体。三为农业畜禽养殖(肠道发酵和粪便管理)过程中引发的甲烷(CH_4)与氧化亚氮(N_2O)。最后根据下述公式得出农业

碳排放量: $C = \sum C_i = \sum (E_i e_i)$, 并统一折算为二氧化碳当量(CO_2e)。其中, C 为农业碳排放总量, C_i 为 i 类农业碳源的排放量, E_i 与 e_i 分别表示 i 类农业碳源及其碳排系数。

第二, 农业资本存量。为保证研究结果的准确性, 运用永续盘存法对农业资本存量进行估算。农业资本存量的具体计算公式为: $K_t = K_{t-1}(1-\delta) + I_t - K_{t-1} + I_t - D_t$ 。其中, K_t 为 t 期资本存量, I_t 为 t 期投资, δ 为资本折旧率。在测算过程中, 基期资本存量 K_0 、当期资本投资 I_t 、农业投资品价格缩减指数 P_t 及折旧率 δ 等指标是需要先确定的^①。

第三, 其他指标。农业劳动力以农林牧渔业从业人员数量替代, 单位为万人。耕地面积采用农业播种面积作为代理指标, 单位为千公顷。

表 1 农业投入与产出指标描述性统计

指标	均值	标准差	(原始)数据来源
农林牧渔业产值(亿元)	2 736.68	3 167.27	《中国统计年鉴》 《中国农村统计年鉴》
农业碳排放量(万吨)	3 037.03	1 989.29	《中国农村年鉴》 《中国畜牧兽医年鉴》等
农业资本存量(亿元)	581.87	735.68	《中国统计年鉴》 《中国国内生产总值核算历史资料》等
农业劳动力(万人)	963.55	749.88	《中国农村统计年鉴》
农地面积(千公顷)	5 071.48	3 520.07	《中国农村统计年鉴》

2. 空间计量模型变量设置及说明

(1)被解释变量。基于上文 SFA 模型, 计算得出农业碳生产率(CP)。

(2)核心解释变量。对于多尺度城镇化(UR)的测度, 借鉴以往研究^[28-29], 采用熵指数从人口、经济、社会、土地 4 个维度构造城镇化综合指标表示。其中, 人口城镇化(UR_p), 以非农人口占总人口的比重表示; 经济城镇化(UR_e), 采用第二、三产业增加值占国内生产总值的比重予以代替; 土地城镇化(UR_l), 以建成区面积占市辖区面积比重度量; 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重表示。运用熵指数计算后, 得出人口城镇化、经济城镇化、土地城镇化和社会城镇化的权重, 分别为 0.243 8、0.254 9、0.262 6 与 0.238 7。由此, 即可得到多维度综合城镇化指标。

(3)控制变量。为了避免遗漏变量, 还设置了如下变量。

农业公共财政投资(AFI), 以地区农业财政支出占财政总支出的比重表示。其中, 国家财政支农投资包括支农生产支出、农林水利气象等部门事业费、农业基本建设支出及综合开发等支出。

农村基础教育水平(EDU), 考虑到数据的可获得性, 以农村劳动力中初中及以上劳动力比例^⑥作为代理变量。

工业化(IL), 以工业实际增加值占国内生产总值的比重表示。

农业开放度(OL), 用农业进出口实际总额占农业增加值的比重表示, 其中农业进出口总额的核算根据人民币对美元汇价计算而得。

区域经济发展水平(EL), 以地区人均实际 GDP 表示, 单位为万元。

农业产业结构(STR), 与碳排放测算保持一致, 从种植业与畜牧业两方面进行考察, 并以二者产值之和占农林牧渔业总产值的比重作为替代变量。

自然灾害(DAR), 限于数据的可获得性, 由农作物受灾面积占总播种面积的比例表示。

各变量原始数据描述性统计特征详见表 2。

四、实证结果与分析

(一) 模型设定与结果检验

1. SFA 超越对数函数模型设定检验

运用似然比检验方法对上文构建的超越对数生产函数进行检验, 具体结果如表 3 所示。可以看出, 无论是对技术变化与技术中性的检验, 还是对是否采用 C-D 函数形式的检验, 均拒绝原假设。换言之, 采用随机前沿超越对数生产函数对农业碳生产率进行估计是合适的。同时, 由 γ 显著为正(0.926 5)可知, 实际产出相对于前沿面的偏差主要是由技术非效率所引起的, 也进一步说明采用随机前沿生产函数模型是合适的。

表 2 各变量描述性统计

变量	变量含义及其解释	均值	标准差	数据来源(原始)
CP	由 SFA 模型计算所得	0.318 8	0.173 4	《中国农村统计年鉴》等
UR_p	非农人口在总人口的比重	0.343 2	0.163 6	《中国人口与就业统计年鉴》等
UR_e	第二、三产业增加值占 GDP 的比重	0.776 3	0.085 4	《中国统计年鉴》
UR_l	建成区面积占市辖区面积的比重	0.083 4	0.066 4	《中国城市统计年鉴》
UR_s	农民人均纯收入占城镇居民可支配收入的比重	0.357 8	0.075 7	《中国农村统计年鉴》和《中国统计年鉴》
UR	熵指数计算的综合城镇化	0.032 3	0.004 0	由其他 4 个维度城镇化计算而得
AFI	财政支农资金占财政支出比重	0.087 5	0.031 3	《中国统计年鉴》
DAR	农作物受灾面积占总播种面积的比例	0.404 9	1.112 1	《中国农村统计年鉴》等
EDU	初中及以上农村劳动力比重	0.627 7	0.161 4	《中国农村统计年鉴》等
IL	工业增加值占 GDP 比重	0.385 5	0.097 0	《中国统计年鉴》
OL	农业进出口额占增加值比重	0.404 9	1.112 1	《中国农业年鉴》《中国统计年鉴》等
EL	地区人均 GDP(万元)	1.717 2	1.348 2	《中国统计年鉴》
STR	种植业与畜牧业产值之和 占农业总产值比重	0.851 1	0.101 6	《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》等

表3 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(LR)	$\chi^2_{0.01}(k)$ 临界值	结论
H1: 原模型	256.010 5			
H0: 不存在技术变化	130.291 0	631.368 0	16.81	拒绝
H0: 技术中性	245.565 2	628.565 8	13.28	拒绝
H0: C-D 生产函数	115.502 9	730.716 4	30.58	拒绝

2. 农业碳生产率的空间自相关检验

利用 Geoda 软件检验农业碳生产率的空间自相关性。由图 1 可知, 1997—2014 年间, 全域 Moran's I 指数均介于 0.37—0.41, 并在 1% 的置信水平下显著。这表明省域间农业碳生产率存在着正空间自相关性, 邻近地区农业碳生产率在空间上具有一定的依赖性以及局部聚类的分布特征。同时, 从全域 Moran's I 指数整体向右倾斜上升的变动轨迹来看, 中国农业碳生产率的空间依赖性不仅稳定且有增强的趋势。

由图 2 Moran's I 散点图可知, 位于 H-H 和 L-L 象限^⑥的省区数量在全国的比例由 1997 年的 67.74% 增至 2014 年 70.97%, 而属于 H-L 和 L-H 象限的样本比例则由 32.26% 降至 29.03%。这说明区域内省际农业碳生产率同质均衡发展的趋势不断增强, 分异发散演化轨迹则在弱化。同时, 由此也可识别“热点区”(高值聚类区)与“冷点区”(低值聚类区)。换言之, 在当前农业碳生产率同质化与异质化特征并存的趋势下, 区域内省份间农业碳生产率的内生性不断增强; 但由于农业碳生产率“热点”区主要集中在东部地区, “冷点”区则以西部省份为主, 致使东西部之间的分化依然严重。整体而言, 中国省际农业碳生产率在空间上存在着显著的空间依赖性, 局部聚类发展的空间格局

已相对稳定。

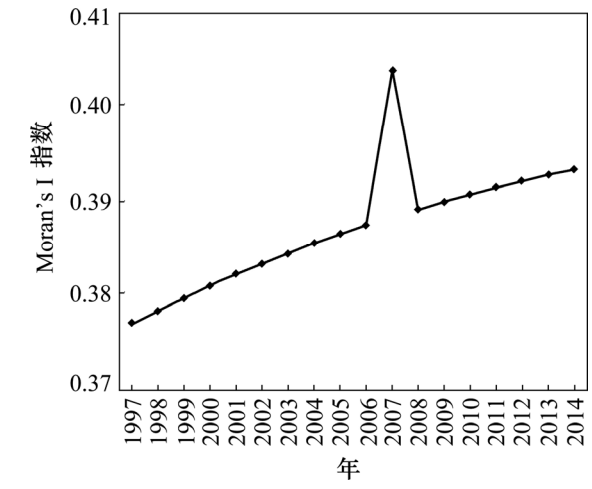


图1 1997—2014 年中国省域碳生产率全局 Moran's I 指数

(二) 多尺度城镇化对农业碳生产率的总体影响

根据空间面板模型的检验结果(详见表 4)可知, *Wald_spatial_lag*、*LR_spatial_lag*、*Wald_spatial_error* 和 *LR_spatial_error* 均显著为正, 即拒绝 $H_0: \beta=0$ 和 $H_0: \beta+\rho\alpha=0$ 的原假设, 应选取空间杜宾模型进行估计。同时, 空间杜宾模型的拟合优度和似然对数值明显优于空间滞后模型, 且均以空间固定效应模型最佳。因此, 后文将基于空间固定效应的杜宾模型估计结果展开分析与解释。

由表 4 可知, 空间自回归系数 ρ 显著且为 0.492 0, 表明省域农业碳生产率存在着明显的正空间溢出效应, 即邻省农业碳生产率的提高将有利于本省农业碳生产率的改善。同时, 在空间杜宾模型中, 多尺度城镇化及其空间滞后项的回归系数分别为 -0.264 6 和 -2.703 6, 并在 1% 统计水平上显著, 说明本省或邻域城镇化的推进, 均不利于本省农业碳生产率的提高。特别需要注意的是, 多尺度城镇化滞后项系数在各变

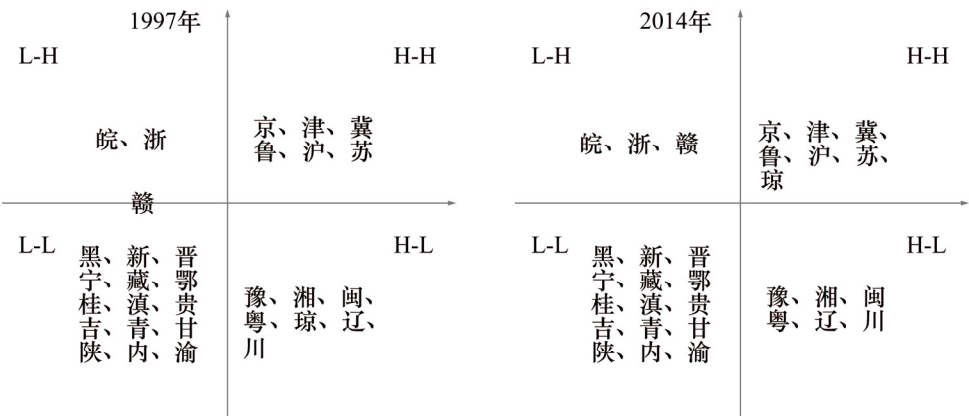


图2 1997 年和 2014 年中国省域农业碳生产率 Moran's I 散点图

表4 空间面板模型估计结果

变量	空间滞后模型			空间杜宾模型		
	空间固定	时期固定	时空固定	空间固定	时期固定	时空固定
<i>UR</i>	-0.154 2*	-0.003 1	-0.207 9**	-0.264 6***	-0.272 2	-0.278 7***
<i>AFI</i>	-0.042 7***	-0.362 7***	-0.018 8	-0.015 6	-0.525 8***	-0.020 2
<i>DAR</i>	0.009 7***	-0.033 6	0.009 4***	0.007 7**	-0.056 3***	0.005 9*
<i>EDU</i>	0.068 7***	0.382 4***	0.066 2***	0.059 9***	0.388 3***	0.053 9***
<i>IL</i>	0.020 6	-0.329 3***	0.015 6	0.008 2	-0.311 0***	0.007 6
<i>OL</i>	-0.038 3***	0.106 3***	-0.039 3***	-0.037 9***	0.110 2***	-0.038 5***
<i>EL</i>	0.049 2****	0.040 0	0.063 2***	0.071 3***	-0.045 5	0.076 8***
<i>STR</i>	0.275 6***	-0.482 9***	0.408 3***	0.271 6***	-0.576 6***	0.361 8***
<i>W*UR</i>				-2.703 6***	-1.924 7	-3.315 8***
<i>W*AFI</i>				-0.041 5	-2.902 5***	-0.209 8*
<i>W*DAR</i>				0.004 0	0.032 3	0.021 2
<i>W*EDU</i>				0.095 2	4.039 2***	0.216 5
<i>W*IL</i>				0.133 7***	-0.341 1	0.271 4***
<i>W*OL</i>				-0.088 5***	-0.621 2***	-0.204 4***
<i>W*EL</i>				-0.009 3	0.109 2	0.001 1
<i>W*STR</i>				-0.424 8**	2.101 9***	1.866 4***
ρ	0.652 0***	0.058 0	0.761 5***	0.492 0***	0.066 0	0.334 6***
R^2	0.896 8	0.657 9	0.308 3	0.905 3	0.752 3	0.453 8
<i>LM-lag</i>		92.321 6***		<i>LM-error</i>		46.604 4***
<i>Robust LM-lag</i>		45.916 0***		<i>Robust LM-error</i>		20.137 4***
<i>Wald_spatial_lag</i>		143.863 1***		<i>LR_spatial_lag</i>		128.661 9***
<i>Wald_spatial_error</i>		170.334 3***		<i>LR_spatial_error</i>		148.375 3***

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%置信水平上显著

量中最大，这进一步突出了邻省城镇化对本省农业碳生产率增长的外溢效应(尽管是负向的)。那么，忽视城镇化在农业碳生产率增长中的间接溢出作用，在一定程度上会减弱研究结论的现实解释力。

究其原因在于：一方面，我国城镇化仍处于加速发展阶段，乡村人口向城镇流入，最明显的影响是在一定程度上造成了农业生产的老龄化与女性化。加之当前农业粗放发展模式尚未得到有效矫正，受国家增产型政策的诱导，为增加产量、节省人力而对机械、化肥农药等过度依赖的普遍性农业生产行为，已使得化石能源投入品使用所引致的碳排放量在农业碳排放系统中的比例最大^[30]，并严重制约着农业碳生产率的提升。另一方面，在现有农业生产条件下，城镇人口和市场规模扩大以及人民收入增长，对农产品需求总量增加且产品质量要求更高；而在无效供给偏多、有效需求难以满足的结构性矛盾突出的现状下，这仅仅会增加效率的投入端，并造成资源能源与要素的浪费，而对农业碳生产率的增长产生下行压力。此外，在全

国及中西部城镇化发展质量不高的现实情况下，单纯依靠城镇规模扩大等“摊饼式”发展模式的存在以及相邻省份较为类似的城镇化发展道路，加之城镇化推进过程中省份间对资源与要素的争夺^[31-32]，这不仅致使本省农业碳生产率偏低，也会对邻省农业碳生产率的改善产生不利影响。

由表 5 进一步可知，城镇化的直接效应为 -0.271 6，表明本地城镇化提高 1%，则农业碳生产率降低 0.271 6%；其间接效应系数为-3.378 1，表示邻近地区城镇化提高 1 个百分点，则本地农业碳生产率降低 3.378 1 个百分点，进而造成全国层面农业碳生产率下降 3.649 7 个百分点。同时，城镇化对农业碳生产率的间接溢出效应远大于直接效应，这从侧面突出了区域城镇化协调发展的重要性。有趣的是，除区域经济发展水平外，其他因素对农业碳生产率的影响均有类似的外溢特征。即，尽管各变量对本省或邻省农业碳生产率的作用各异，但整体上间接溢出效应均明显高于直接效应，这更加强调了空间地理因素在区域社会经

表 5 空间杜宾模型的溢出效应及其分解

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
UR	-0.271 6 ***	-3.154 7	-3.378 1 ***	-3.604 2	-3.649 7 ***	-3.749 7
AFI	-0.017 5	-1.237 4	-0.094 3 **	-2.119 4	-0.111 7 ***	-2.590 0
DAR	0.008 1 ***	2.334 6	0.014 6	0.562 5	0.022 7	0.862 1
EDU	0.065 9 ***	4.662 1	0.242 9	1.566 1	0.308 7 *	1.952 5
IL	0.014 1	1.002 5	0.268 1 ***	2.951 0	0.282 1 ***	2.996 4
OL	-0.042 4 ***	-8.079 6	-0.209 4 ***	-4.827 9	-0.251 7 ***	-5.642 5
EL	0.072 1 ***	5.777 1	0.049 7 **	2.407 6	0.121 7 ***	7.444 1
STR	0.254 9 ***	3.407 9	-0.567 3	-1.469 6	-0.312 4	-0.787 3

注: **、*和*分别表示在 1%、5%和 10%置信水平上显著

济发展中的重要性以及区域协调良性发展的必要性与科学性。

(三) 多尺度城镇化对农业碳生产率影响的区域分异特征

为了探究中国不同地区城镇化在农业碳生产率增长中作用的差异性,按照官方统计年鉴中的东、中、西及东北四大地区进行分析。根据空间自相关诊断结果,并结合 *Wald_spatial_lag*、*LR_spatial_lag*、*Wald_spatial_error* 和 *LR_spatial_error* 可知,应拒绝无空间滞后或空间误差的假设,选择空间杜宾模型进行估计。另,由 *Hausman* 检验结果来看,东、中、西、东北四大子样本的 *Hausman* 统计量分别为 22.294 6 ($p=0.1737$)、155.888 3 ($p=0.0000$)、48.640 0 ($p=0.0000$) 和 106.144 9 ($p=0.0000$),即除东部选择随机效应模型外,其他地区则以固定效应模型估计为佳。限于篇幅,不再报告各地区子样本回归结果,仅列出空间杜宾模型中各变量的直接与间接效应估计结果,详见表 6。

由表 6 可知,城镇化对东、中部农业碳生产率的直接效应分别为-0.325 8 和-0.595 8,即东部和中部地区城镇化率提高 1 个百分点,各自的碳生产率分别降低 0.325 8 和 0.595 8 个百分点。溢出效应方面,除中部地区外,其他地区内部邻省城镇化的推进均会对本省农业碳生产率产生抑制作用,且以西部地区负面效应最大。就城镇化的总效应而言,东、中、西部城镇化率的提高均不利于农业碳生产率的改进,且以西部负面效应最大,这可能与西部地区自身城镇化发展质量不高及生态相对脆弱有关^[2]。

出现上述现象的原因可能是,在城镇化的过程中,尽管长期的高强度要素投入带来了一定的农业经济增长,但随着碳排放的激增,也造成了农业碳生产率相对偏低的境况,这也突出表现在东、中、西三大地区

的城镇化对农业碳生产率均具有显著的负向影响方面。实际上,尽管城镇化具有一定的人力资本积累效应与技术进步作用,但在各地区农业投入仍以物质资本为主的情况下,城镇化所具有的这些积极作用难以有效发挥。特别是在城镇化发展较快的东部地区,其过高的经济发展水平反而会抑制人力资本对农业碳生产率的提升作用;而在西部地区,经济发展质量偏低依然会严重制约城镇化所具有的人力资本积累效应对农业碳生产率的正面影响^[33]。故而出现了城镇化整体上对东部(热点地区)和西部(冷点地区)负面影响较大,而对中部抑制作用相对偏小和对东北无明显影响的现象。

综上不难发现,城镇化是制约农业碳生产率提高的关键因素之一,若将其忽略,那么将难以科学把握农业碳生产率增长的力量来源。同时,由各地区城镇化及其他因素对农业碳生产率的各类效应来看,空间溢出效应的作用要远大于直接效应,这进一步强调了区域城镇化协调发展战略的重要性以及区域联合治理环境的必要性,也间接反映出本文采用空间计量经济模型进行估计的合理性。

五、结论与启示

基于随机前沿分析方法,在测算省域农业碳生产率的基础上,通过熵指数方法构建多尺度城镇化指标,并探讨其对农业碳生产率的作用及区域差异。得到如下结论:(1)1997—2014 年中国省域农业碳生产率存在明显的正空间自相关性。由全域 Moran’ s I 指数发现,区域内省份间农业碳生产率的趋同性不断增强;但对其“冷点区”和“热点区”聚类空间进行识别,发现

表6 四大地区子样本空间杜宾模型的直接效应与间接效应测算

变量	UR	AFI	DAR	EDU	IL	OL	EL	STR	
直接效应	东部	-0.326***	-0.043***	0.004	0.129	0.106***	-0.024***	0.009	0.247***
		(-3.612)	(-2.670)	(1.343)	(1.481)	(4.958)	(-3.366)	(0.660)	(3.689)
	中部	-0.596***	-0.033	0.005	0.142	-0.019	-0.003	-0.049	-0.747***
		(-3.708)	(-1.234)	(0.940)	(1.182)	(-0.657)	(-0.378)	(-1.232)	(-4.705)
	西部	-0.132	0.043	0.004	0.022**	-0.017	-0.024***	0.036**	-0.099
		(-1.275)	(0.386)	(0.770)	(1.991)	(-0.645)	(-3.892)	(-2.354)	(-0.764)
	东北	0.361	-0.003	-0.011	-0.340	-0.008	-0.057**	-0.177***	0.332
		(0.770)	(-0.070)	(-0.998)	(-1.477)	(-0.540)	(-2.277)	(-3.713)	(0.830)
间接效应	东部	-1.205***	-0.074***	-0.001	0.140	-0.269***	0.057***	0.054***	-0.064
		(-5.369)	(-2.899)	(-0.149)	(1.226)	(-5.557)	(3.650)	(3.723)	(-0.541)
	中部	0.042	0.028	-0.009	0.246*	-0.116**	0.003	0.130***	0.711***
		(0.178)	(0.987)	(-1.199)	(1.754)	(-2.492)	(0.252)	(3.506)	(3.619)
	西部	-1.605***	-0.059**	0.022*	0.021	-0.244***	-0.039**	0.094***	-0.993***
		(-3.414)	(-2.189)	(1.642)	(0.438)	(-3.898)	(-2.555)	(5.777)	(-5.135)
	东北	-1.373**	-0.037	0.005	0.615**	0.017	0.041	0.273***	-0.560
		(-1.972)	(-0.677)	(0.413)	(2.491)	(0.683)	(1.282)	(5.716)	(-1.257)
总效应	东部	-1.531***	-0.117***	0.003	0.270***	-0.164***	0.033**	0.063***	0.183
		(-7.379)	(-5.248)	(0.571)	(3.284)	(-3.226)	(2.332)	(6.996)	(1.530)
	中部	-0.554***	-0.005	-0.003	0.388***	-0.135***	0.001	0.081***	-0.036
		(-2.620)	(-0.516)	(-0.684)	(5.849)	(-2.799)	(0.041)	(11.727)	(-0.318)
	西部	-1.737***	-0.015	0.026**	0.043	-0.261***	-0.063***	0.130***	-1.092***
		(-3.595)	(-0.789)	(2.017)	(0.873)	(-4.087)	(-3.838)	(20.734)	(-6.653)
	东北	-1.012	-0.040	-0.006	0.275**	0.009	-0.016	0.097***	-0.228
		(-1.307)	(-0.950)	(-0.638)	(2.016)	(0.344)	(-0.478)	(7.266)	(-0.739)

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%置信水平上显著；括号内为t统计值

东西部区域间农业碳生产率的分异依然严重。(2)中国农业碳生产率的空间溢出效应明显，邻省农业碳生产率的提高将对本省产生有利影响。就城镇化对农业碳生产率的影响而言，本省农业碳生产率不仅受到本地城镇化的影响，更会受到周边地区城镇化的作用，甚至后者的间接溢出效应要远远高于前者的直接影响。对东部、中部、西部和东北而言，上述情况依然存在，且以西部地区城镇化对农业碳生产率的负面效应最大。这与本文所预期的“当前阶段下，城镇化对农业碳生产率具有抑制作用与空间溢出效应”较为一致。

鉴于此，建议从如下方面着手，以发挥城镇化在农业低碳转型中的积极作用。新时期下，应从人口就业、经济结构、产业结构、空间布局等方面综合考虑，在解决户籍制度、区域社会经济发展断裂的基础上，破除城乡二元社会经济结构体系，更加注重多尺度城镇化推进方式的低碳化转变。以建设“资源节约、环境友好、统筹城乡、区域协调、生态低碳”的可持续城镇为发展目标，拒绝城镇“摊饼式”粗放发展。同时，按照国家主体功能区建设的需要，强化微观空间治理，依据自然条件、人口规模、社会经济发展阶段

等合理推进土地城镇化进程，确保国土空间合理布局与有序开发。当然，在当前城市化发展的新阶段，更要强调局部区域内城市群的“大融合”，强化城镇发展对周边地区的带动与辐射作用以及区域之间的良性联动，并通过产业联合、结构优化等途径，实现生产要素在城乡之间的合理流动与重构，更加注重“以人为本”，为城镇化提供强有力发展后劲，也为农业低碳转型提供可能。

针对由于“去农化”带来的农业生产老龄化与妇女化所导致化石能源等投入品过度使用等问题，应更加注重效率与质量。通过改进施肥方式，采用秸秆类生物肥料和绿肥，推广高效低毒低残留农药，采取绿色防控以及推广可降解地膜等手段，在推动有机肥与化肥结合使用的同时，提高化肥和农药等使用率，降低其使用强度，实现使用量零增长及减量化，为“农业增效”“农民增收”“农村增绿”提供可能。

特别需要提及的是，鉴于城镇化与工业化对西部地区农业碳生产率改进所产生的负面影响，本文认为应在尊重西部地区资源环境承载力的基础上，拒绝“摊饼式”发展与盲目承接产业转移等任务，统筹城镇化、

工业化循序推进与农业适度发展及保护发展之间的关系,更加注重农业生态保护建设。同时,根据国家主体功能区规划,优化城镇化、工业化推进与优势农业发展的空间布局,推进城镇空间拓展、工业升级转型与农业布局优化协调同步,进而实现绿色低碳与可持续发展。

注释:

- ① 农业投资指标采用农业固定资产投资在全社会固定资产投资的比重乘以全社会固定资本形成额表示;农业资本折旧量,用农业固定资产折旧代替,即用农业固定资产投资比重与全部固定资产折旧乘积表示;农业投资品价格指数,采用农业生产资料价格指数予以代替;基期农业资本存量用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表示,折旧率 δ 取5.42%,农业投资增长率为农业实际总产值年均增长率。
- ② 由于相关官方统计年鉴中,并未公布2013年与2014年农村劳动力文化程度数据,因此对这两年数据进行线性插补处理。
- ③ H-H 和 L-L 聚类表示农业碳生产率高(低)值区被高(低)值区包围,即为“热(冷)点区”;而 H-L 和 L-H 聚类则表示农业碳生产率高(低)值区被低(高)值区包围。

参考文献:

- [1] 田云, 张俊飏. 中国农业碳排放、低碳农业生产率及其协调性研究[J]. 中国农业大学学报, 2017(5): 208–213.
- [2] BEINHOCKER E, OPPENHEIM J, IRONS B, et al. The carbon productivity challenge: Curbing climate change and sustaining economic growth[R]. Sydney: McKinsey Global Institute, 2008: 4.
- [3] 潘家华, 庄贵阳, 郑艳, 等. 低碳经济的概念辨识及核心要素分析[J]. 国际经济评论, 2010(4): 88–102.
- [4] 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[J]. 中国农村经济, 2015(1): 14–30.
- [5] 韩海彬, 张莉. 农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析[J]. 中国农村经济, 2015(8): 11–21.
- [6] 高鸣, 陈秋红. 贸易开放、经济增长、人力资本与碳排放绩效[J]. 农业技术经济, 2014(11): 101–110.
- [7] 吴昊玥, 何艳秋, 陈柔. 中国农业碳排放绩效评价及随机性收敛研究——基于 SBM-Undesirable 模型与面板单位根检验[J]. 中国生态农业学报, 2017(9): 1–13.
- [8] 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[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(6): 53–61.
- [9] 崔晓, 张屹山. 中国农业环境效率与环境全要素生产分析[J]. 中国农村经济, 2014(8): 4–16.
- [10] 李谷成, 陈宁陆, 闵锐. 环境规制条件下中国农业全要素生产率增长与分解[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(11): 153–160.
- [11] 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[J]. 资源科学, 2016, 38(2): 276–389.

- [12] 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[J]. 经济研究, 2014(7): 189–192.
- [13] 毕晓航. 城市化对碳排放的影响机制研究[J]. 上海经济研究, 2015(10): 97–106.
- [14] 孙昌龙, 靳诺, 张小雷, 等. 城市化不同演化阶段对碳排放的影响差异[J]. 地理科学, 2013, 33(3): 266–272.
- [15] 赵钊, 于寄语. 城市化与二氧化碳排放——基于省级面板数据的分析[J]. 城市问题, 2015(12): 19–25.
- [16] 赵志耘, 杨朝峰. 中国碳排放驱动因素分解分析[J]. 中国软科学, 2012(6): 175–183.
- [17] 智静, 高吉喜. 中国城乡居民食品消费碳排放对比分析[J]. 地理科学进展, 2009(3): 429–434.
- [18] 罗富民. 城镇化发展对农业供给结构变动的影响——基于分布滞后模型的实证[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017(2): 52–59.
- [19] 张腾飞, 杨俊, 盛鹏飞. 城镇化对中国碳排放的影响及作用渠道[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(2): 47–57.
- [20] 孙叶飞, 周敏. 中国城镇化、产业结构高级化对 CO₂ 排放的影响呢——基于独立效应和联动效应双重视角[J]. 资源科学, 2016, 38(10): 1846–1860.
- [21] 焦高乐, 严明义. 中国城镇化水平与碳生产率耦合度测度[J]. 城市问题, 2016(8): 32–38.
- [22] 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, 32(1): 12–18.
- [23] 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[J]. 管理评论, 2016, 28(11): 66–74.
- [24] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Florida: CRC Press, 2009.
- [25] 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[J]. 经济地理, 2012, 32(7): 135–140.
- [26] 闵继胜, 胡浩. 中国农业生产温室气体排放量的测算[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(7): 21–27.
- [27] 田云, 张俊飏. 中国农业生产净碳效应分异研究[J]. 自然资源学报, 2013, 28(8): 1298–1309.
- [28] 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[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2017, 17(2): 65–73.
- [29] 刘兆德, 刘强, 刘振明, 等. 中国省域城镇化综合水平的空间特征与影响因素[J]. 城市发展研究, 2017, 24(3): 95–101.
- [30] 黄祖辉, 米松华. 农业碳足迹研究——以浙江省为例[J]. 农业经济问题, 2011(11): 40–47.
- [31] 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[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(11): 53–60.
- [32] 王晓鹏, 张宗益. 城镇化效率区域差异与推进模式[J]. 财经科学, 2014(9): 49–58.
- [33] 姚增福, 唐华俊, 刘欣. 要素积累、人力资本与农业环境效率间门槛效应研究——低碳约束下面板门槛模型检验[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2017, 23(4): 26–36.

Study on the impact of multi-dimensional urbanization on agricultural carbon productivity and its regional differentiation: An empirical study based on SFA, entropy index and SDM

CHENG Linlin^{1,2}, ZHANG Junbiao^{1,2}, HE Ke^{1,2}

(1. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;

2. Hubei Rural Development Research Center, Wuhan 430070, China)

Abstract: Urbanization is an important influencing factor of ecological efficiency. Taking the panel data of 31 provinces in China from 1997 to 2014 as a sample, the present study measures the agricultural carbon productivity by adopting the stochastic leading-edge analysis method, constructs the multi-dimensional urbanization index by using the entropy index and, on this basis, further conducts an empirical test on the direct impact and indirect spillover effects of multi-dimensional urbanization on agricultural carbon productivity as well as the characteristics of their regional differentiation. Results show that multi-dimensional urbanization plays an important role in promoting agricultural carbon productivity, that the agricultural carbon productivity in a given area is affected not only by urbanization in the region, but also by that in the surrounding areas, and that even the latter's spillover effect is much larger than that of the former. For China's four regions, the above characteristics still exist, and the negative effects brought about by the multi-dimensional urbanization in the western region is the largest. Therefore, we should pay more attention to the positive role of low-carbon transformation promoted by multi-dimensional urbanization.

Key Words: multi-dimensional urbanization; agricultural carbon productivity; stochastic leading-edge analysis; entropy index; spatial Durbin model (SDM)

[编辑: 谭晓萍]