

农产品贸易对农业碳排放的影响

——兼议数字乡村发展的门槛效应

陈宇斌¹,王 森¹,陆 杉²

(1.山西财经大学 经济学院,山西 太原 030006;
2.湖南工商大学 资源环境学院,湖南 长沙 410006)



摘 要 基于1999—2019年中国省际面板数据,运用普通面板模型、空间面板模型与面板门槛模型实证分析了农产品贸易对农业碳排放的影响及其空间溢出效应与数字乡村发展门槛效应。研究发现:(1)农产品贸易对农业碳排放具有显著的抑制作用,并且相较于东部地区、粮食主产区以及贸易顺差区间,这种抑制作用在中西部地区、非粮食主产区以及贸易逆差区间更为显著;(2)在三种空间权重矩阵设定下,农产品贸易对本地区和“毗邻地区”农业碳排放均具有显著抑制作用,存在空间溢出效应,且相较于农产品出口贸易,农产品进口贸易抑制农业碳排放的空间溢出效应更为显著;(3)农产品贸易影响农业碳排放的过程中存在数字乡村发展双重门槛,即随着跨越数字乡村发展两道“门槛”,农产品贸易对农业碳排放的抑制作用呈现出边际递增的特征。由此,提出推动农产品贸易深度开放、构建农产品贸易交流协调机制以及增强数字乡村建设力度等政策建议。

关键词 农业碳排放; 农产品贸易; 数字乡村发展; 空间溢出效应; 门槛效应

中图分类号:F326 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2022)06-0045-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.06.005

为了克服二氧化碳等温室气体排放造成的全球气候极端变化所带来的生态系统破坏、自然灾害频发等一系列挑战,各国正在极力倡导低碳减排行动方案。政府间气候变化专门委员会(IPPC)发布的《气候变化2022:减缓气候变化》报告中提出,全球须在2030年之前实现碳排放减少四成的目标。中国作为全球第二大经济体,同时作为碳排放大国,正在为构建“双碳”格局而付诸行动。农业作为国民经济的基础性产业,既是对外界气候变化反应最为敏感的领域之一,也是二氧化碳、甲烷等温室气体排放最为重要的来源之一。农业部门所产生的碳排放约占总排放的四分之一,已成为第二大的碳排放来源^[1];而在中国,农业农村产生的二氧化碳等温室气体已经占到全国温室气体总排放量15%的份额。由此可知,探析农业碳排放的影响机制与优化路径具有重大现实意义。

那么,影响农业碳排放的因素又有哪些呢?现有文献中,农产品贸易被广泛视为影响碳排放等农业环境的重要因素之一^[2-3]。纵观已有研究,虽然不少学者围绕农产品贸易过程中农产品自身隐含的碳排放泄露等问题^[4-6]、不同国家之间的农产品贸易所产生碳排放强度差异^[7]等研究层面做出了较大贡献,但还甚少有学者深入挖掘农产品贸易对农业生产过程中产生的碳排放的具体影响。虽然部分研究指出,农产品贸易对化肥等污染性生产要素的减量^[8-9]、农业绿色全要素生产率提升^[10]存在积极促进作用,但在“双碳”战略背景下,农产品贸易对农业碳排放的影响研究还存在较大深化空间。一是,在当前国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进的新发展格局下,探究农产品贸易是否对农业碳排放存在实际影响具有现实意义。二是,在开放的农产品国际贸易市场条件下,各个省域单元之间可能存在密切的农产品贸易知识、技术的联系渠道。所以,农产品贸易对农业碳排放的影响是

否存在空间溢出效应?值得深入研究。三是,随着数字化时代的到来,数字乡村发展对农产品贸易的影响不容忽视。那么,随着数字要素不断地下沉至乡村地区,在不同数字乡村发展水平下农产品贸易对农业碳排放的影响是否存在异质性?对这些问题的解答将是本文的核心研究内容。

一、理论与假说

1. 农产品贸易对农业碳排放影响的理论逻辑

长期以来,国际贸易环境效应是学术界研究的热点议题。在国外,有学者最早通过构建包括规模效应、结构效应和技术效应的“贸易三效应”理论框架对国际贸易的环境效应进行了初步的阐释^[11]。之后,该理论框架也被众多学者广泛地应用于各个贸易研究领域。在国内,虽然部分学者相继在此理论框架下对中国农产品贸易的环境效应进行了探索^[12-13],但在“双碳”背景下,农产品贸易作用于农业碳排放的理论逻辑层面还有待深化。

具体而言,其一,规模效应,是指通过农产品贸易促使国内农业污染性投入要素直接发生改变而使得农业碳排放发生动态变化的过程。一方面,为了在农产品出口规模上抢占国际贸易竞争优势,发展中国家尤其是欠发达国家更加偏向于追求农业高产和优势农产品贸易规模扩大的目标,而在此过程中盲目的土地扩张不仅诱使农业自然资源趋于枯竭,而且还会造成农业污染性要素投入过度,进而打破农业生态环境的平衡,助长农业碳排放^[14-15]。另一方面,频繁的贸易摩擦和国际争端导致国际粮价波动明显,全球多国粮食危机凸显。民以食为天,粮食乃“国之重器”,粮食安全乃“国之根本”。因此,在一些重要农产品进口层面,国内一直积极主动地调整农产品进口结构和转移进口方向^[16]。事实上,农产品进口贸易增加不仅有助于减少因农业生产要素过度损耗产生的碳排放等所带来的环境压力,还有利于避免陷入“污染避难所”的困境^[17]。当然,农产品进口贸易和农产品出口贸易分别对农业碳排放所表现出的规模效应存在相互抵消作用。由于农产品贸易包括进出口两个方向,要想从总体上把握我国农产品贸易对农业碳排放的实际作用,需要基于农产品贸易总量视角,即同时考虑农产品进出口贸易对农业碳排放的综合影响。但从国内实际出发,中国农产品贸易长期以来表现为逆差格局并随着时间的推移越发凸显。所以不难推断,农产品出口扩大所产生的碳排放量要小于农产品进口扩大所转移的碳排放量,即在规模效应层面,农产品贸易逆差可能有助于抑制农业碳排放。

其二,结构效应,是指通过农产品贸易促使农业生产更加注重质量品质的提高和污染性要素投入的减量增效及科学配比,调整农业要素投入结构,进而对农业碳排放产生影响。在农产品贸易过程中,进口国通常对农产品的绿色健康、食品安全等方面要求较为严苛。当出口国在农产品贸易过程中遭遇绿色和质量壁垒后,为了达到进口国的要求,其往往会主动将进口国的农产品质量要求纳入农业生产经营的全过程管理范畴,通过加强农产品的质量管控力度来达到贸易出口标准^[18]。在人口基数相当庞大、农产品国际贸易较为活跃的中国,为满足人们对美好生活的需要和农产品贸易出口的质量要求,政府部门不仅从价值观层面向农业经营者传输绿色发展理念,还得从实践层面对农业领域实施全方位的“化肥农药零增长行动”“化肥农药减量增效”“高标准基本农田建设政策”以及“测土配方”等一系列绿色农业高质量发展方案。这一过程推动了农业投入要素科学配比,调整要素投入结构,从而有助于抑制农业碳排放^[19-20]。不仅如此,在农产品进口贸易过程中往往也能通过借鉴和汲取其他贸易国的农业低碳绿色生产技术与经验,并将其应用于国内农业领域,同样可能存在农业环境改进效应。

其三,技术效应,是指通过农产品贸易的过程实现农业新品种、新技术、先进生产管理方法等方面的革新,并通过科学调整农业投入结构而影响农业碳排放。农产品贸易一般会带动农业经济增长进而倒逼农业技术变革^[21]。一些发达国家的农业在经过成熟的市场经济浸礼之后,通常较为注重农产品贸易对农业生态环境的消极影响,并率先积累形成绿色低碳农业发展技术、知识和经验。由于

农业生产环境外部性的影响,一个国家在农产品国际贸易市场中的表现越发活跃的同时也能更有效地吸收各国的农业生产前沿经验和先进技术而实现对本国农业绿色生产技术改造和创新。长期以来,国内依托农产品贸易交流平台积极地借鉴和引进国外农业新技术、新品种和新项目,不断重视对职业农民、种植大户等新型农业经营主体的培育工作,努力提高农业规模经营效率,贯彻“质量兴农”“绿色兴农”“品牌强农”的战略理念,以促使国内农业生产实现低碳绿色转型^[22]。由此可见,农产品贸易开放推动了农业在规模层面的增长、结构层面的优化以及技术层面的突破,进而对农业碳排放产生抑制作用。由此,提出假说1。

H₁:农产品贸易对农业碳排放具有抑制作用。

2. 农产品贸易对农业碳排放影响的空间溢出效应的理论逻辑

国际贸易开放能为交易国双方带来知识、技术等层面的溢出效应^[23-24],在农产品国际交易市场也不例外^[25-26]。结合相关研究共识可知,农产品贸易环境效应的空间外溢类型可分为物化型的知识、非物化型的知识两种^[27-29]。其中,物化型的知识主要指通过农产品贸易过程中相互溢出和接纳的农业良种、先进设备、绿色有机肥料以及低残留农药等实物载体并以物理属性得以呈现;而非物化型的知识主要是通过吸收贸易战略思维、农业生产技术和方法、绿色管理与经营理念等非实物载体并以非物理属性形态得以传递。

目前,虽然部分研究开始关注农产品贸易国际环境效应的空间溢出,但在国内“双碳”目标下,还甚少有研究系统地分析农产品贸易对农业碳排放影响的空间溢出效应。那么,农产品贸易影响农业碳排放的空间溢出效应的理论逻辑又是怎样的呢?其实,主要通过以下过程得以实现。第一,集聚效应。在农产品贸易开放早期,国内市场经济发展成熟、农业基础条件良好以及交通便利的地区往往能够率先形成农产品贸易集聚区域并吸纳各国农业生产中的低碳、绿色等环保技术层面的物化型的知识和非物化型的知识。所以,这些地区最早因为农产品贸易集聚而成为农业绿色低碳发展示范地区。第二,扩散效应。根据“中心—外围”理论,农产品贸易开放形成的农业绿色低碳发展的示范效应可带动“毗邻地区”的模仿和学习,进一步形成扩散效应。具体地,农产品贸易驱动下的农业绿色低碳化发展经验通过在区域之间、农业部门之间、农户群体之间的竞争式模仿、学习式模仿实现空间扩散,并且该种扩散效应不受行政边界的限制^[30]。虽然空间地理位置远近迥异,经济发展情况不尽相同,不同地区的农产品贸易开放度和农业低碳化发展的进程并非一致,但“邻近”的区域、农业部门、农户群体主导下的农业发展进程往往较为接近,而且最早因农产品贸易开放而实现农业绿色低碳发展领先的地区更易成为模仿与学习的对象。第三,互馈效应。在开放的农产品贸易市场和农业生产体系内,通过宏观区域之间、中观农业部门之间、微观农户之间这些层面的农业绿色低碳化发展经验的交流和学习,不仅有利于促进地区“同群”之间的良性竞争与合作,而且可以借助区域之间的农业交流平台有效甄别农业绿色低碳化发展过程中存在的瓶颈。由此,提出假说2。

H₂:农产品贸易对农业碳排放的抑制作用存在空间溢出效应。

3. 数字乡村发展下农产品贸易对农业碳排放影响的门槛效应理论逻辑

互联网等数字信息技术驱动下的数字乡村发展正在通过作用于农产品贸易而对农业碳排放产生影响。在数字要素的驱动下,数字基础设施建设已经开始成为影响国际贸易的新型决定因素^[31]。当前,随着乡村数字化程度的不断增强,农产品贸易的数字化趋势也愈发凸显。由于数字化技术的培育通常需要一个成熟的市场作为依托。就国内而言,东部沿海发达省份乡村地区较之中西部乡村地区在区位优势、产业结构、资源禀赋等方面更有优势,所以容易在其相应的农村地区形成数字要素集聚。随着数字化要素持续下沉乡村,乡村地区的农产品贸易数字化实现形式更为普遍。但总体而言,在国内不同省域系统的数字乡村发展步伐不一致的背景下,农产品贸易对农业碳排放的影响效果可能存在异质性特征。正因如此,在将数字乡村发展水平引入农产品贸易对农业碳排放的影响范畴之后,有必要进一步验证数字乡村发展区域失衡背景下农产品贸易对农业碳排放的非线性影响。由此,提出假说3。

H₃:农产品贸易对农业碳排放的影响存在数字乡村发展门槛。

本文理论框架主要由三项假说构成,分析逻辑如图1所示。首先,立足于国内“双碳”格局构建背景,考察农产品贸易对农业碳排放的影响效果;其次,探寻农产品贸易对农业碳排放的影响是否存在空间溢出效应;最后,将数字乡村发展作为对农产品贸易的调节对象,进而考察农产品贸易对农业碳排放的影响是否存在异质性。

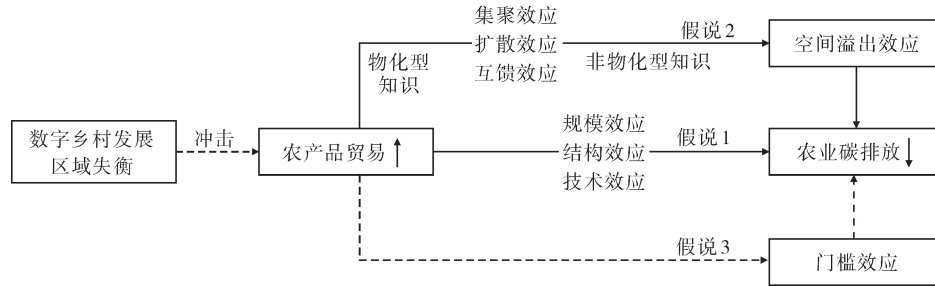


图1 理论分析逻辑框架

二、模型设计、变量说明与事实分析

1. 模型设计

(1)普通面板模型。为了验证假说1,本文通过构建普通面板模型对农产品贸易是否存在农业“碳减排”效果进行探究,具体如式(1)所示:

$$\ln Carbon_{it} = \alpha_0 + \alpha Atrade_{it} + \sum_{k=1}^m \varphi_k X_{kit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 和 t 分别为省份和年份, $\ln Carbon$ 为被解释变量对数值,用以反映农业碳排放; $Atrade$ 表示核心解释变量,即为农产品贸易(文中未特别说明的表示同时包含农产品进口和出口贸易); α 表示农产品贸易对农业碳排放影响的总效应; X_k 是被纳入模型中的控制变量, φ_k 为其对应的估计系数; α_0 代表截距项; μ_i 和 ν_t 分别是省份和年份效应; ε_{it} 为误差项。

(2)空间面板模型。按照空间计量分析的步骤,先要采用全局Moran' I 指数检验农业碳排放的空间自相关性,如式(2)所示:

$$Moran' I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (2)$$

式(2)中, $S^2 = (1/n) \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = (1/n) \sum_{i=1}^n Y_i$, n 为省域总数, Y_i 表示 i 省域的观测值, W_{ij} 表示空间权重矩阵。 $Moran'I$ 指数值的取值在 $[-1, 1]$ 区间范畴之内,其指数值大于0、小于0和等于0的情况分别表示观测变量是空间正相关、空间负相关和无空间相关性。该文拟构建的空间权重矩阵主要有三种:第一,邻接空间权重矩阵(W_1),其相应的元素 W_{ij} 代表省域之间是否存在共同边界,存在共同边界取1,否则取0;第二,地理距离空间权重矩阵(W_2),矩阵中的元素 W_{ij} 代表省域之间的地理距离的倒数;第三,经济距离空间权重矩阵(W_3),元素 W_{ij} 代表省域之间在1999—2019年人均GDP距离的倒数。

在对核心变量进行空间相关性检验后,再进一步构建空间面板模型分析农产品贸易对农业碳排放影响是否存在空间溢出效应,以检验假说2。该文选择空间杜宾模型(SDM)估计农产品贸易对农业碳排放影响的空间溢出效应。模型的基本形式为:

$$\ln Carbon_{it} = \alpha + \rho W \ln Carbon_{it} + \beta Atrade_{it} + \beta_1 X_{control} + \delta W Atrade_{it} + \delta_1 W X_{control} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $\ln Carbon_{it}$ 为农业碳排放, $Atrade_{it}$ 代表农产品进出口贸易水平, $X_{control}$ 为控制变量, α 是常数项, ρ 为空间估计系数, W 表示空间权重矩阵(标准化), β 表示农产品贸易的回归系数, δ 为空间滞

后项的估计系数向量, μ_i 表示年份效应, φ_i 表示空间效应, ε_{it} 为误差项。

(3) 面板门槛模型。为了进一步揭示不同数字乡村发展水平下的农产品贸易对农业碳排放的影响效果, 本文构建如下门槛面板模型:

$$\ln Carbon_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Atrade_{it} \times I(Rd \leq \lambda_1) + \alpha_2 Atrade_{it} \times I(\lambda_1 < Rd \leq \lambda_2) + \dots + \alpha_n Atrade_{it} \times I(\lambda_{n-1} < Rd \leq \lambda_n) + \alpha_{n+1} Atrade_{it} \times I(Rd > \lambda_n) + \alpha_\phi Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, Rd 表示门槛变量数字乡村发展水平; λ 表示待检验的门槛值; $I(\cdot)$ 是门槛模型的示性函数, 如果括号内为真, 则 I 为 1, 否则为 0。

2. 变量说明

(1) 被解释变量: 农业碳排放($Carbon$)。需要说明的是, 结合数据可得性, 本文中涉及的农业碳排放是相对狭义层面的种植业生产过程中要素投入所产生的碳排放。借鉴有关文献^[32], 主要将农业碳排放的来源界定于农业生产过程中的化肥施用、农药投入、农膜利用、柴油耗费、翻耕以及灌溉等六个方面, 其对应得碳排放系数分别为 0.8956 千克/千克、4.934 千克/千克、5.18 千克/千克、0.5927 千克/千克、312.6 千克/平方千米以及 20.476 千克/公顷, 再根据公式(5)计算得到农业碳排放。

$$C_t = \sum_{k=1}^n c_{kt} = \sum_{k=1}^n \delta_k \omega_k \quad (5)$$

其中, C_t 表示各个省域的农业碳排放总量; k 和 t 分别表示碳排放源种类和年份; c_{kt} 表示各碳排放源的碳排放量; δ_k 和 ω_k 分别表示各碳排放源的碳排放系数和相应的要素投入量。

(2) 解释变量。①核心解释变量: 农产品贸易水平($Atrade$)。在使用历年人民币兑美元的汇率对各个省份农产品贸易进出口交易额进行换算处理的基础之上, 再借鉴有关研究^[33]中的做法, 用农产品贸易总额与第一产业增加值的比重表征农产品贸易水平。为了方便后文中的深入分析, 将农产品贸易进口额与第一产业增加值的比重、农产品贸易出口额与第一产业增加值的比重分别表征农产品贸易进口水平($Itrade$)和农产品贸易出口水平($Xtrade$)。②门槛变量: 数字乡村发展(Rd)。借鉴相关研究^[34], 本文使用农村宽带接入用户累计数(万户)与乡村人口数(万人)的比值表征数字乡村发展水平。另外, 该项指标数据起始于 2011 年。③控制变量。本文控制的其他影响农业碳排放的外部干扰因素有: 第一, 农业机械化程度($Machine$), 农业机械消耗柴油等能源进而产生碳排放, 故使用机械总动力与第一产业从业人员数的比值来控制农业劳动力投入对农业碳排放的影响; 第二, 农村居民消费水平($Consume$), 农村居民消费能力通过影响农业种植规模等方面而对农业碳排放产生影响, 采用农村居民人均消费支出衡量; 第三, 复种指数($Cropping$), 复种指数通过影响农业种植规模对农业碳排放产生作用, 使用农作物总播种面积与耕地面积的比值表征; 第四, 财政支农水平($Support$), 财政支农通过影响农业要素投入而作用于农业碳排放, 使用地方财政农林水事务支出与地方财政一般预算支出的比值表征; 第五, 农地规模经营水平($Lscale$), 规模经营影响到农业种植规模, 所以使用农作物总播种面积与第一产业从业人员数的比值衡量; 第六, 种植结构($Pstruc$), 使用粮食播种面积与农作物总播种面积的比值反映种植结构“趋粮化”特征; 第七, 城镇化水平($Urban$), 采用城镇人口与地区常住人口的比值表征。

(3) 数据来源及统计。本文主要以 1999—2019 年全国除港澳台地区的 31 个省域面板数据作为研究样本。在相关变量的原始数据来源方面, 农业碳排放测算体系、第一产业增加值、农村宽带接入用户数、乡村人口数、农业机械总动力、农村居民人均消费水平、粮食播种面积、农作物播种面积、耕地面积、城镇人口、地区常住人口以及财政支农水平等相关原始数据来自国家统计局和 EPS 数据库; 农产品贸易中的进出口总额的数据来自《中国统计年鉴》《中国农产品进出口统计月报》; 第一产业从业人员数据源自各省级统计局公布的统计年鉴。个别缺失数据采用移动平均法填补。主要变量的描述性统计分析结果如表 1 所示。

表1 变量描述性统计

	变量	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值	观测量
被解释变量	农业碳排放对数	<i>lnCarbon</i>	21.192	1.152	17.337	22.884	651
	农产品贸易水平	<i>Atrade</i>	0.557	1.738	0.005	16.146	651
解释变量	农产品进口贸易水平	<i>Itrade</i>	0.431	1.561	0.000	14.933	651
	农产品出口贸易水平	<i>Xtrade</i>	0.125	0.216	0.005	1.547	651
控制变量	农业机械化程度	<i>Machine</i>	3.118	1.823	0.383	11.273	651
	农村居民消费水平	<i>lnConsume</i>	8.467	0.822	6.859	10.415	651
	复种指数	<i>Cropping</i>	1.219	0.371	0.409	2.190	651
	财政支农水平	<i>Support</i>	0.103	0.036	0.021	0.216	651
	农地规模经营水平	<i>Lscale</i>	0.581	0.304	0.209	2.618	651
	种植结构	<i>Pstruc</i>	0.666	0.130	0.354	0.971	651
门槛变量	城镇化水平	<i>Urban</i>	0.494	0.166	0.207	0.896	651
	数字乡村发展水平	<i>Rd</i>	0.455	0.560	0.000	3.271	279

三、实证结果分析

1. 基准回归分析

关于农产品贸易对农业碳排放的影响效果。根据F检验和Hausman检验结果,本文宜选用固定效应模型。由表2可知,第(1)~(2)列、第(3)~(4)列和第(5)~(6)列分别为普通、稳健和Bootstrap方法三种标准误设定下的回归结果,其中,第(1)列、第(3)列和第(5)列是未考虑控制变量的情形。观察发现,在同时控制年份、省份固定效应的前提下,无论是否纳入控制变量,三种标准误估计结果均表明农产品贸易对农业碳排放的估计系数在1%的水平上通过检验,并且考虑控制变量时的估计系数为-0.493,这表明农产品贸易对农业碳排放量具有显著的抑制作用。由此,假说1得到验证。

表2 基准回归结果

N=651

变量/参数	普通标准误		稳健标准误		Bootstrap 抽样1000次	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Atrade</i>	-0.871*** (0.060)	-0.493*** (0.051)	-0.871*** (0.125)	-0.493*** (0.101)	-0.871*** (0.157)	-0.493*** (0.127)
<i>Machine</i>		0.039*** (0.003)		0.039*** (0.004)		0.039*** (0.004)
<i>lnConsume</i>		-0.291*** (0.024)		-0.291*** (0.038)		-0.291*** (0.040)
<i>Cropping</i>		0.165*** (0.037)		0.165*** (0.043)		0.165*** (0.046)
<i>Support</i>		0.471* (0.272)		0.471 (0.323)		0.471 (0.328)
<i>Lscale</i>		0.353*** (0.047)		0.353*** (0.071)		0.353*** (0.074)
<i>Pstruc</i>		-0.583*** (0.092)		-0.583*** (0.103)		-0.583*** (0.107)
<i>Urban</i>		0.365** (0.148)		0.365** (0.165)		0.365** (0.176)
常数项		19.218*** (0.144)		19.218*** (0.173)		19.218*** (0.183)
年份效应	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.9877	0.9940	0.9877	0.9940	0.9877	0.9940

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为标准误。下表同。

所以说,农产品贸易开放推动着农业在规模层面的增长、结构层面的优化以及技术层面的突破,进而形成农业碳排放减量作用。

2. 稳健性及内生性讨论

为了增强基准结论可信度,本文进一步从核心解释变量、被解释变量的结构维度以及工具变量回归等层面进行多重稳健性检验。结果如表3和表4所示。

表3 稳健性检验:核心解释变量、被解释变量结构维度

N=651

变量/参数	核心解释变量结构维度		被解释变量结构维度					
	(1)出口	(2)进口	(3)化肥	(4)农药	(5)农膜	(6)柴油	(7)翻耕	(8)灌溉
<i>Xtrade</i>	-0.121* (0.062)	-0.052*** (0.005)	—	—	—	—	—	—
<i>Itrade</i>	—	—	-0.062*** (0.005)	-0.087*** (0.009)	-0.100*** (0.014)	-0.003 (0.011)	-0.038*** (0.003)	-0.044*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.9931	0.9940	0.9937	0.9867	0.9620	0.9721	0.9982	0.9915

表4 工具变量估计结果

N=651

变量/参数	IV-2SLS		IV-GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Atrade</i>	-0.088*** (0.015)	-0.048*** (0.012)	-0.088*** (0.015)	-0.048*** (0.012)
控制变量	否	是	否	是
年份效应	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是
Wald检验	35.39***	16.38***	35.39***	16.38***
R^2	0.9885	0.9945	0.9885	0.9945

(1)核心解释变量结构维度。从农产品贸易的结构维度出发,分别估计农产品出口贸易和进口贸易对农业碳排放的影响。由表3中第(1)~(2)列可知,农产品出口贸易的影响系数为-0.121且通过10%的显著性水平检验;而农产品进口贸易的影响系数为-0.052且在1%的水平上统计显著。由此可知,农产品出口贸易、进口贸易对农业碳排放的影响强度虽有所差异,但均表现为抑制作用,说明基准结论可靠。结合理论与现实可知,一方面,农产品进口贸易增加有助于直接减少国内农业生产要素损耗,主要通过规模效应负向作用于农业碳排放;另一方面,农产品出口贸易倒逼对农业绿色技术的应用、农业内生环境的改进以及农产品质量的提升,主要通过结构效应和技术效应对农业碳排放产生抑制作用。

(2)被解释变量结构维度。表3中第(3)~(8)列为化肥等6种农业生产投入要素产生的农业碳排放关于农产品贸易的回归结果。其中,除了农产品贸易对农用柴油产生的碳排放的负向影响不显著以外,农产品贸易对化肥、农药、农膜、翻耕以及灌溉产生的碳排放均具有显著的负向作用。所以,估计结果也再次印证了基准回归结果。

(3)工具变量及内生性讨论。本文旨在探究农产品贸易对农业碳排放的影响,但是农产品贸易和农业碳排放之间可能存在反向因果、遗漏重要解释变量等内生性问题,导致模型设定存在偏误。所以,本文再运用工具变量法来识别农产品贸易对农业碳排放的影响。不过,工具变量需要满足相关性与外生性两项条件。本文选用地形起伏度纳入工具变量范畴,以减缓模型内生性问题。原因在

于,一是地形起伏度会直接影响到农产品贸易情况,从而满足相关性条件;二是地形起伏度并不会直接影响农业碳排放,故也满足外生性条件。

表4报告了两阶段最小二乘估计(IV-2SLS)与广义矩估计(IV-GMM)两种工具变量回归结果,第(1)、(3)列是不考虑控制变量的估计结果。从结果来看,无论是否纳入控制变量,两种工具变量回归结果一致,均表明农产品贸易对农业碳排放产生显著的抑制作用。另外,根据表4中的Wald检验结果,不论是否纳入控制变量,两种工具变量情形下的Wald值均显著,排除“存在弱工具变量”的情况。所以,再次验证了农产品贸易存在农业碳排放减量效果的基准结论。

3. 异质性分析

从地理区位特征、粮食生产功能区、农产品贸易格局以及碳排放分布效应等方面入手分析农产品贸易对农业碳排放影响的异质性,结果如表5和表6所示。

表5 地理区位、粮食生产功能区异质性

变量/参数	自然地理区位			粮食生产功能区	
	(1)东部	(2)中部	(3)西部	(4)粮食主产区	(5)非粮食主产区
<i>Atrade</i>	-0.049*** (0.006)	-1.281*** (0.243)	-0.262** (0.110)	-0.039*** (0.005)	-0.152** (0.064)
控制变量	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是
R^2	0.9933	0.9941	0.9974	0.9772	0.9946
<i>N</i>	231	168	252	273	378

表6 碳排放分布、贸易格局异质性

变量/参数	分位点					贸易格局	
	(1) 0.10	(2) 0.25	(3) 0.5	(4) 0.75	(5) 0.90	(6) 顺差(<2004)	(7) 逆差(≥2004)
<i>Atrade</i>	-0.041*** (0.004)	-0.050*** (0.006)	-0.053*** (0.006)	-0.063*** (0.006)	-0.055*** (0.005)	-0.040 (0.040)	-0.025*** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是	是
Pseudo R^2	0.9532	0.9441	0.9270	0.9177	0.9225	0.9987	0.9956
<i>N</i>	651	651	651	651	651	155	496

(1)地理区位异质性。地理区位层面,分别对东部、中部和西部三类子样本进行估计。根据表5第(1)~(3)结果可知,农产品贸易对农业碳排放负向影响在中东部地区通过1%的显著性水平检验,在西部地区在5%的水平上显著。从系数大小来看,中西部地区的农产品贸易对其农业碳排放的抑制作用相较于东部地区更加明显。究其缘由可能是,东部地区是我国农业生产和农业贸易领先区域,较早地注意到农业碳排放等环境问题并且及时采取了农业减排措施;而中西部地区农业贸易水平与农业发展水平相对落后,农业生态环境问题较为严峻。所以,较之东部地区,农产品贸易开放更有助于缓解中西部地区农业碳排放压力。

(2)粮食生产功能区异质性。本文对粮食主产区和非粮食主产区两类子样本进行估计^①。由表5

① 根据《国家粮食安全中长期规划纲要(2008—2020年)》划分标准,粮食主产区包括河南、内蒙古、湖南、河北、四川、吉林、辽宁、江西、山东、江苏、安徽、湖北以及黑龙江等13个省区;粮食产销平衡区包括陕西、云南、广西、新疆、重庆、甘肃、山西、青海、贵州、宁夏以及西藏等11个省市区;粮食主销区包括浙江、北京、福建、上海、广东、天津以及海南等7个省市区。

第(4)~(5)列可知,农产品贸易对农业碳排放的影响系数在粮食主产区和非粮食主产区样本中分别为-0.039和-0.152且分别在1%和5%的水平上统计显著。由此可知,农产品贸易对农业碳排放的抑制效果在非粮食主产区相较于粮食主产区更为明显。其中原因可能与地理区位异质性解释相似,许多粮食主产区位于东部地区,农业发展和农产品贸易程度领先,标准化、绿色化发展理念早被纳入农业生产过程,所以,农业生态环境长期处于良态发展趋势,较少受到农产品贸易影响;而许多非粮食主产区分布在中西部地区,农业体系化发展水平较低,故农产品贸易对农业碳排放的抑制作用更加明显。

(3)碳排放分布异质性。鉴于农产品贸易对不同农业碳排放水平的影响可能存在差异,本文进一步采用面板分位数模型探讨农产品贸易对不同分位点上农业碳排放的影响效果。结果如表6第(1)~(5)列所示,在各个分位点上,农产品贸易对农业碳排放具有显著为1%的负向作用。从影响系数大小来看,农产品贸易对各个分位点的农业碳排放水平的抑制作用不存在明显差异。

(4)农产品贸易格局异质性。由于从2004年开始,中国农产品贸易由顺差格局转变为逆差格局,考虑到农产品贸易对农业碳排放的影响在这种变化前后可能存在差异,故而将农产品贸易顺差区间和逆差区间视为两类子样本并重新进行估计。如表6中第(6)~(7)列所示,由农产品贸易顺差格局区间过渡到贸易逆差区间,农产品贸易对农业碳排放的负向影响由不显著转变为显著,说明农产品贸易逆差可以缓解国内农业碳排放等造成的生态承载压力。

4. 空间溢出效应分析

(1)空间相关性检验。在分析农产品贸易对农业碳排放的空间溢出效应之前,需要对核心变量进行空间相关性检验。全局Moran' I指数检验结果表明,在 W_1 、 W_2 、 W_3 三种空间权重矩阵情形下,农产品贸易与农业碳排放的全局Moran' I指数值均大于0,且至少在5%的水平上通过检验,这说明我国省域层面的农产品贸易与农业碳排放表现为正向的空间相关性,从而为进一步探究农产品贸易对农业碳排放影响的空间效应的提供了有效支撑。

(2)农产品贸易对农业碳排放的空间面板估计结果分析。表7是双向固定效应SDM估计的结果。其中,第(1)列、第(3)列、第(5)列分别为 W_1 、 W_2 、 W_3 三种空间权重矩阵设定情形下未纳入控制变量的估计结果。不难发现,无论是否考虑纳入控制变量,农产品贸易对农业碳排放的影响系数为负且均在1%的水平上统计显著,表明农产品贸易能够显著抑制农业碳排放。另外,在三种空间权重设定下,空间自回归估计系数 ρ 为正且通过1%显著性检验。故而,农业碳排在空间层面,邻接地区、地理邻近的地区和经济条件相似的地区的农业碳排放水平能预测本地区的农业碳排放水平,再次说明中国省域层面农业碳排放存在明显的空间依赖性,也表明农产品贸易对农业碳排放的影响存在空间溢出效应,初步验证了假说2。结合理论分析可知,农产品贸易对农业碳排放的抑制作用主要表现在规模效应、结构效应以及技术效应方面。

表7 不同空间权重矩阵下的SDM估计结果

N=651

变量/参数	权重矩阵: W_1		权重矩阵: W_2		权重矩阵: W_3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Atrade</i>	-0.460*** (0.046)	-0.371*** (0.052)	-0.503*** (0.076)	-0.288*** (0.064)	-0.703*** (0.055)	-0.490*** (0.054)
控制变量	否	是	否	是	否	是
ρ	0.833*** (0.018)	0.534*** (0.036)	0.827*** (0.041)	0.388*** (0.077)	0.908*** (0.018)	0.674*** (0.056)
R^2	0.0755	0.3466	0.1054	0.1018	0.1679	0.6622

(3)农产品贸易对农业碳排放影响的空间效应分解。表8是SDM模型估计的空间效应分解结果。总体上,在邻接权重矩阵(W_1)、地理距离权重矩阵(W_2)和经济距离权重矩阵(W_3)三种设定情形下均存在显著的直接效应和间接效应。具体而言, W_1 、 W_2 、 W_3 三种空间权重矩阵设定下的农产品贸易对农业碳排放的直接效应估计系数和间接效应估计系数分别为-0.402和-0.387、-

0.277 和 -0.167 、 -0.494 和 -0.201 , 且均在 1% 水平上显著, 这表明农产品贸易对农业碳排放的抑制作用存在显著的空间溢出效应, 即农产品贸易不仅有助于抑制本地区农业碳排放, 还有利于抑制“邻近地区”的农业碳排放。至此, 假说 2 得以验证。另外, 农产品贸易对农业碳排放影响的直接效应均大于间接效应, 说明农产品贸易对农业碳排放的抑制效果的空间溢出效应的强度表现出递减的态势。

表 8 不同空间权重矩阵下的农产品贸易对农业碳排放影响的空间效应分解结果

变量	权重矩阵: W_1		权重矩阵: W_2		权重矩阵: W_3	
	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>Atrade</i>	-0.402^{***} (0.063)	-0.387^{***} (0.096)	-0.277^{***} (0.068)	0.167^{***} (0.036)	-0.494^{***} (0.071)	-0.201^{***} (0.055)
控制变量	是	是	是	是	是	是

另外, 在稳健性层面, 本文还选择空间滞后模型(SAR)进行估计。SAR 估计结果也说明农产品贸易对农业碳排放的影响在邻接距离层面、地理距离层面和经济距离层面存在空间溢出效应, 这与 SDM 估计结果一致, 说明 SDM 估计结果可靠。在异质性层面, 本文通过分析农产品进口、出口贸易对农业碳排放影响的空间溢出效应发现, 相较于农产品出口贸易, 农产品进口贸易对农业碳排放的空间溢出效应更明显。国内农产品进口贸易和出口贸易在规模上存在显著差异, 而且农产品进口贸易扩大能直接降低国内农业生产规模和生态环境承载压力, 有利于缓解和转移农业领域的“污染避难所”困境; 然而, 农产品出口贸易达成农业碳排放减量目标, 需要通过全面高标准的农业生产经营全过程的质量管理来形成示范并逐渐推广, 进而激发农产品出口贸易对国内农业生态环境改进的内生动力, 实现国内农业生态低碳发展来迎合国际农产品贸易需求, 这是一个相对漫长的过程^①。

5. 门槛效应分析

由于不同数字乡村发展水平条件下, 农产品贸易对农业碳排放的影响可能存在异质性, 所以, 本文基于 2011—2019 年省域面板数据, 利用 Bootstrap 重复抽样的方法对数字乡村发展的门槛特征予以考察。根据门槛效应的检验步骤, 先要确定数字乡村发展的门槛存在性及门槛个数。通过分析结果发现, 数字乡村发展至少在 5% 的水平下双重门槛效应显著, 而三重门槛效应不显著。其中, 两个门槛值依次为 0.074 和 0.512, 由此将数字乡村发展水平划分为 $(0.000, 0.074]$ 、 $(0.074, 0.512]$ 与 $(0.512, 3.271]$ 三个区间。

表 9 汇报了门槛回归结果。结果发现, 农产品贸易对农业碳排放的影响存在显著的数字乡村发展门槛效应。具体而言, 当数字乡村发展水平不超过 0.074 时, 农产品贸易的影响系数为 -0.072 且在 10% 的水平上显著, 说明即使数字乡村发展水平整体较低, 但农产品贸易对农业碳排放具有抑制作用; 在数字乡村发展水平置于 0.074 与 0.512 之间时, 农产品贸易的估计系数为 -0.095 且通过 1% 的显著性水平检验, 而在数字乡村发展水平高于 0.512 时的估计系数为 -0.135 且也在 1% 的水平上显著。这说明随着数字乡村的建设与发展, 农产品贸易对农业碳排放的抑制作用呈现出边际递增的特征。由此, 假说 3 得到验证。随着互联网等信息数字技术要素的不断下沉至农村地区, 数字乡村发展已经逐渐成为影响农产品贸易成交量的新型决定因素。农产品贸易本身对农业碳排放存在抑制作用, 加之数字乡村发展的推波助澜, 农产品贸易开放度更高, 所以, 数字乡村发展作用下的农产品贸易对农业碳排放的负向影响表现出递增的区间特征。

除此之外, 为了深入了解研究期间国内不同地区数字乡村发展水平下, 农产品贸易作用于农业

表 9 门槛回归结果分析 $N=279$

变量/参数	农业碳排放
<i>Atrade</i> ($Rd \leq 0.074$)	-0.072^* (0.039)
<i>Atrade</i> ($0.074 < Rd \leq 0.512$)	-0.095^{***} (0.010)
<i>Atrade</i> ($Rd > 0.512$)	-0.135^{***} (0.015)
控制变量	是
R^2	0.5259

① 限于篇幅, 此处不详细汇报空间溢出效应的稳健性检验和异质性分析的估计结果, 如有需要, 可向作者索要。

碳排放的差异,进一步将数字乡村发展水平处于(0.000,0.074]、(0.074,0.512]、(0.512,3.271]三类区间分别视作数字乡村发展的低等水平、中等水平和高等水平,继而对“十二五”“十三五”两个规划期间各个省份的数字乡村发展水平进行分类讨论,如图2所示。

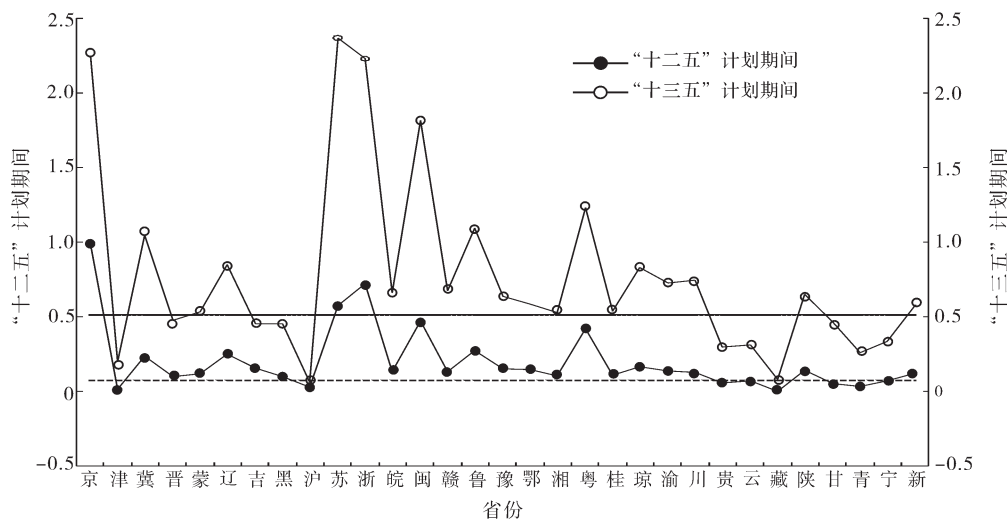


图2 “十二五”“十三五”期间数字乡村发展水平均值门槛分布

图2中两条参考线分别代表农产品贸易影响农业碳排放过程中数字乡村发展的第一道门槛值0.074和第二道门槛值0.512,由此将图划分为三个区域,自下至上分别为数字乡村发展的低等水平区间、中等水平区间和高等水平区间。

在“十二五”期间,全国各个省份的数字乡村发展水平整体偏低,年均值主要处在中等水平区间,位于高等水平区间的省份仅有北京(0.985)、浙江(0.721)和江苏(0.575)三省,而西藏(0.001)、青海(0.033)、甘肃(0.051)和宁夏(0.069)等省份处在低等水平区间。总体而言,东部发达省份的数字乡村发展水平较高,而西部地区相对较低。

在“十三五”期间,大多数省份数字乡村发展水平年均值上升至高等水平区间,省份之间整体发展差异情况与“十二五”期间较为一致,东部沿海地区省份的数字乡村发展水平处于前列,而西部地区一些省份位于后排,呈现出较为明显的区域异质性。但值得注意的是,从曲线的波动情况来看,“十三五”期间省份之间数字乡村发展水平差距较“十二五”期间明显增大,这说明国内数字乡村发展水平呈现出整体提升但区域差距扩大的非均衡发展态势。

四、结论及建议

本文立足于“双碳”目标和新发展格局双重背景,将农业碳排放纳入农产品贸易环境效应的分析框架,先系统地对农产品贸易影响农业碳排放的理论逻辑进行梳理,再运用普通面板模型、空间面板模型以及面板门槛模型探究农产品贸易对农业碳排放的影响及其空间溢出效应与数字乡村发展的门槛特征。研究发现:首先,农产品贸易对农业碳排放具有显著的抑制作用,并且该项结论在多重稳健性检验下仍旧成立。其次,相较于东部地区、粮食主产区及贸易顺差样本区间,农产品贸易对农业碳排放的抑制作用在中西部地区、非粮食主产区及贸易逆差样本区间更为显著。再次,农产品贸易不仅对本地区农业碳排放具有抑制作用,而且对“毗邻地区”的农业碳排放也产生抑制作用,即存在空间溢出效应。最后,农产品贸易作用于农业碳排放的过程中存在数字乡村发展水平的双重门槛,在依次跨越数字乡村发展的两道门槛的过程中,农产品贸易对农业碳排放的抑制作用也逐渐强化。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,推动农产品贸易深度开放,强化农业碳排放减量效果。一方面,要激发内生动力,从国内农业生产经营管理出发,加强农产品的质量管控,实现农业要素投入科学配比,既要降低农业内源性

污染,又要达成农产品国际贸易标准。另一方面,实施积极主动的农产品进口策略,以避免国内农业要素的过量投入和消耗而造成农业生态环境承载超量的问题。所以,不仅要扩大特色农产品出口贸易广度和深度,还要积极主动扩宽进口渠道,通过合理调节农产品进出口贸易来强化农业碳排放抑制效果。

第二,构建农产品贸易交流协调机制,调整区域贸易空间结构。要打破相邻区域之间的农产品贸易市场和行政壁垒,更要消除地区之间的贸易差距歧视,农产品贸易的“一臂独强”并非能有效发挥其对农业碳排放抑制作用。还要加强省域系统之间的农产品贸易合作,完善区域之间的贸易协调利益机制,搭建区域之间的农业贸易信息交流共享平台,使得农产品贸易过程中吸收的农业绿色生产知识和技术在区域之间实现有效地传递和扩散,带动落后区域的农产品贸易开放,通过减少农业生产要素损耗而降低农业碳排放。

第三,增强数字乡村建设力度,促进农产品贸易开放。要继续加大力度支持乡村数字化建设,增强数字乡村建设过程中的科学决策能力和人才培育能力,搭建“农产品大数据”平台,构建农产品贸易的订单追溯体系,保障农产品质量安全,为农村地区农产品贸易开放提供更为有效的渠道。面对国内不同乡村地区存在的数字鸿沟,一方面,要全面实施互联网等信息技术进村入户工程;另一方面,也应根据农产品贸易的国际竞争力情况而相应地实施针对性的数字乡村建设重点方案。总体而言,要借助数字乡村建设契机推动农产品贸易扩大开放,进一步抑制农业碳排放。

参 考 文 献

- [1] 杨晨,胡珮琪,刁贝娣,等.粮食主产区政策的环境绩效:基于农业碳排放视角[J].中国人口·资源与环境,2021,31(12):35-44.
- [2] LOPEZ R.Environmental externalities in traditional agriculture and the impact of trade liberalization: the case of Ghana[J].Journal of development economics, 1997, 53(1): 17-39.
- [3] 高雪,李谷成,魏诗洁.农产品贸易开放、农业增长与农业环境[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(4):54-60.
- [4] 田云,丁玉梅,廖程胜,等.中国农产品贸易隐含碳排放测度与时空分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(1):44-54.
- [5] HU J,WANG Z,HUANG Q, et al.Agricultural trade shocks and carbon leakage: evidence from China's trade shocks to the Belt & Road economies[J].Environmental impact assessment review, 2021, 90(9): 1-13.
- [6] DAI F, JUN Y J, GUO H, et al.Tracing CO₂ emissions in China-US trade: a global value chain perspective[J].Science of the total environment, 2021, 775(6): 1-11.
- [7] KASTNER T, CHAUDHARY A, GINGRICH S, et al.Global agricultural trade and land system sustainability: implications for ecosystem carbon storage, biodiversity, and human nutrition[J].One earth, 2021, 4(10): 1425-1443.
- [8] 张相文,黄娟.中国农业贸易自由化的环境效应分析[J].农业经济问题, 2012, 33(6): 85-89.
- [9] 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[J].农业技术经济, 2014(11): 101-110.
- [10] 李晓龙,冉光和.农产品贸易提升了农业绿色全要素生产率吗——基于农村金融发展视角的分析[J].北京理工大学学报(社会科学版), 2021, 23(4): 82-92.
- [11] GROSSMAN G, KRUEGER A.Environmental Impacts of a North American free trade agreement[R].CEPR Discussion Papers, 1992.
- [12] 刘舜佳,张雅.农产品贸易知识溢出的环境效应研究[J].农业技术经济, 2018(7): 119-131.
- [13] 刘子飞.中国农产品对外贸易环境效应的实证分析[J].经济问题探索, 2014(12): 110-117.
- [14] 马进.我国农产品贸易与农业环境的双向影响机制研究[J].山东社会科学, 2017(8): 156-161.
- [15] BANDARA J S, COXHEAD I.Can trade liberalization have environmental benefits in developing country agriculture? A Sri Lankan case study[J].Journal of policy modeling, 1999, 21(3): 349-374.
- [16] 孙东升,苏静萱,李宁辉,等.中美贸易摩擦对中美农产品贸易结构的影响研究[J].农业经济问题, 2021(1): 95-106.
- [17] 沈国际,魏皓阳.绿色发展视角下的我国农产品贸易问题探讨[J].国际贸易, 2017(5): 31-32.
- [18] 梁银锋,陈雯婷,谭晶荣.全球化对中国农业生产性服务业的影响[J].农业技术经济, 2018(7): 4-18.
- [19] 梁志会,张露,张俊飏.土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据[J].中国农村经济, 2021(4): 123-144.
- [20] 高鸣,张哲晰.碳达峰、碳中和目标下我国农业绿色发展的定位和政策建议[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2022(1): 24-31.

- [21] 陈芳,杨梅君.农产品国际贸易对中国农业绿色全要素生产率的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(5):94-104.
- [22] 赵晓颖,郑军,张明月.乡村振兴战略下新型农业经营主体绿色生产行为研究——基于资本禀赋的水平、结构和互补性视角[J].农村经济,2022(1):89-97.
- [23] 杭雷鸣.基础设施、空间溢出对中国与周边国家间贸易的影响[J].国际贸易问题,2019(2):29-40.
- [24] 黄晶.国内贸易、空间溢出与省际经济周期协同:1987—2011[J].财贸研究,2014,25(4):18-27.
- [25] YIP P S, BROOKS R, DO H X, et al. Dynamic volatility spillover effects between oil and agricultural products[J]. International review of financial analysis, 2020, 69:1-9.
- [26] BONATO M. Realized correlations, betas and volatility spillover in the agricultural commodity market: what has changed?[J]. Journal of international financial markets, institutions and money, 2019, 62:184-202.
- [27] 刘舜佳,生延超.农产品贸易研发知识溢出:基于Coe-Helpman模型在空间维度扩展后的实证研究[J].国际贸易问题,2015(9):29-42.
- [28] JAFFE A. Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' patents, profits and market value[J]. National bureau of economic research, 1986, 76(5):984-1001.
- [29] 林毅夫,任若恩.东亚经济增长模式相关争论的再探讨[J].经济研究,2007(8):4-12.
- [30] 邓慧慧,赵家羚.地方政府经济决策中的“同群效应”[J].中国工业经济,2018(4):59-78.
- [31] 盛斌,高疆.数字贸易:一个分析框架[J].国际贸易问题,2021(8):1-18.
- [32] 李波,张俊飏,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.
- [33] 伍骏骞,王海军,王无为.农产品贸易开放减少农村贫困了吗?——基于空间溢出效应的视角[J].中国软科学,2021(4):22-31.
- [34] 汪亚楠,王海成.数字乡村对农村居民网购的影响效应[J].中国流通经济,2021,35(7):9-18.

The Impact of Agricultural Products Trade on Agricultural Carbon Emissions

——The Threshold Effect of Digital Rural Development

CHEN Yubin, WANG Sen, LU Shan

Abstract Based on the provincial panel data of China from 1999 to 2019, this paper empirically analyzes the impact of agricultural products trade on agricultural carbon emissions, its spatial spillover effect and the threshold effect of digital rural development using the common panel model, spatial econometric model and panel threshold model. The results show that: 1) Agricultural products trade has a significant inhibitory effect on agricultural carbon emissions, and compared with the eastern region, major grain producing areas and trade surplus areas, this inhibitory effect is more significant in the central and western regions, non-major grain producing areas and trade deficit areas; 2) Under the setting of three spatial weight matrices, agricultural products trade has a significant inhibitory effect on agricultural carbon emissions in the local area and “adjacent areas”, and there is a spatial spillover effect. Compared with that of agricultural products export trade, the spatial spillover effect of agricultural products import trade on agricultural carbon emissions is more significant; 3) In the process of agricultural products trade inhibiting agricultural carbon emissions, there is a double threshold for the development of digital villages, namely, with the crossing of the two “thresholds” for the development of digital villages, the inhibitory effect of agricultural products trade on agricultural carbon emissions features a marginal increase. Therefore, it is proposed that the government should promote the deep opening of agricultural products trade, construct the coordination mechanism of agricultural products trade and strengthen the construction of digital villages.

Key words agricultural carbon emissions; agricultural products trade; digital rural development; spatial spillover effect; threshold effect

(责任编辑:金会平)