

中国地理标志的空间分布与农业经济增长

王弘儒¹ 杜广杰^{2a, 2b1}

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095;

2. 上海财经大学 a. 城市与区域科学学院; b. 财经研究所, 上海 200082)

【摘要】: 文章在统计地理标志产品数量的基础上, 对剔除不同部门重叠注册后的地理标志进行空间可视化描述及空间趋势分析, 基于邻接空间权重和经济空间权重对农业经济增长的空间相关性进行检验, 并运用地理加权回归模型 (GWR) 实证考察了地理标志产品发展水平等因素对农业经济增长的影响效应。研究发现: 中国地理标志呈现出明显的空间非均衡特征, 不同省份之间差异较大; 探索性空间数据分析显示, 中国农业经济增长存在空间正相关关系, 空间集聚特征明显; 地理加权回归模型估计结果显示, 地理标志产品发展水平对农业经济增长有正向影响, 资本投入、劳动投入和化肥投入对农业经济增长依然具有重要推动作用, 相比较而言, 土地投入的贡献则较小。

【关键词】: 地理标志 空间分布 地理加权回归 农业经济增长

【中图分类号】: F322; F323 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1007-5097 (2021) 05-0082-09

一、引言

近年来, 地理标志申报及注册越来越受到地方政府的重视, 已成为发展区域特色经济、实现乡村振兴的重要途径。2018年, 中央一号文件明确提出要培育农产品品牌, 保护地理标志农产品, 深入推进农业绿色化、优质化、特色化、品牌化, 推动农业由增产导向转为提质导向。2019年, 国家知识产权局印发《推动知识产权高质量发展年度工作指引(2019)》, 并发布了推动地理标志高质量发展清单。该《指引》明确指出要完善地理标志保护体系, 加强对地理标志重点产品的保护。2020年, 中央一号文件指出要继续调整优化农业结构, 加强地理标志农产品认证和管理, 打造地方知名农产品品牌, 增加优质绿色农产品供给。地理标志作为知识产权的重要类型之一, 对于推进中国农业产业化和标准化、实施农产品品牌战略具有重要意义。地理标志产品的保护、利用及其产业发展, 成为新时期中国农业农村发展的一项重要工作。

学术界对地理标志的法律制度及文化价值等方面进行了较为丰富的研究, 大致可将已有文献归纳为以下三个方面: 第一, 关于地理标志保护制度的研究^[1-3]。Belletti et al. (2017) 强调了地理标志法律保护的重要作用, 并讨论了如何制定公共政策以促进地理标志的发展^[1]; 王志本 (2005) 阐述了地理标志保护制度对我国农产品贸易的意义以及我国地理标志保护的制度建设, 进而提出实施东北大豆地理标志保护的建议^[2]; 董炳和 (2015) 梳理了地理标志知识产权保护制度的变迁, 针对中国地理标志保护现状提出重构地理标志保护制度的建议^[3]。第二, 关于地理标志对农户生产行为影响的研究^[4-8]。Sepúlveda et al. (2010) 通过对阿拉贡地区养羊户的调查, 发现地理标志的使用可以为农户赢得更多的信任, 并使销售渠道更加畅通^[4]; Ngokkuen and Grote (2010) 对泰国香米生产用户调查数据进行实证分析, 得出家庭规模、土地规模、受教育程度等因素对农户使用地理标志具有显著影响^[5]; 薛彩霞和姚顺波 (2016) 基于四川省石棉县黄果柑种植农户的微观抽样调查数据, 分析了地理标志使用对农户

作者简介: 王弘儒 (1990-), 女, 山东即墨人, 博士研究生, 研究方向: 农业经济理论与政策;
杜广杰 (1989-), 男, 山东黄岛人, 博士研究生, 研究方向: 资源与环境经济。

生产行为的影响，得出地理标志的使用对农户采用环境友好型技术等具有显著的促进作用，也会显著增加农户的农资投入^[6]；占辉斌（2013）通过对农户地理标志产品生产意愿及其影响因素进行分析，得出户主文化程度、生产专用设施投入、地理标志产品的认知对农户地理标志产品生产意愿存在一定影响^[7]；王磊和赵瑞莹（2012）调查发现，决策者的文化程度、农户的经营年限、经营规模、期望收益、是否加入合作组织、是否签订合同、是否得到政府支持对农户申请使用地理标志的行为决策有正向影响，而决策者的年龄对其有负向影响^[8]。第三，关于地理标志对经济增长的影响研究^[9-11]。Williams（2007）通过调查发现，地理标志保护不仅能给农村地区带来经济效益，还有助于推动农村地区的可持续发展^[9]；刘华军（2011）通过截面数据计量模型的实证研究，得出地理标志对区域农业经济发展和农民收入均具有较强的正向影响^[10]；夏龙等（2014）研究得出，2008—2012 年地理标志农产品对农业产出增长贡献显著^[11]。

已有研究大都基于地理标志保护制度和农户生产行为两个角度展开，而刻画地理标志的空间分布格局，进而探究农业经济增长效应的文献相对较少。针对这一局限，本文在核算国家有关部门地理标志数据的基础上，对剔除重叠注册后的地理标志进行空间可视化描述，基于邻接空间权重和经济空间权重对农业经济增长的空间相关性进行检验，并运用 GWR 模型实证检验各因素对中国农业经济增长的影响。

二、地理标志产品的空间分布

（一）地理标志产品数量统计

中国早期的地理标志申报及注册由工商总局、质检总局和农业部三部门（现已将国家工商总局的商标管理职责和国家质检总局的原产地地理标志管理职责整合，组建中华人民共和国国家知识产权局，将农业部的职责整合，组建中华人民共和国农业农村部）各自独立展开，由此出现地理标志相关数据分散于多个部门及其下属网站的情况。本文数据主要来源于各部门官方网站、中国商标网、中国地理标志网和中国农产品质量安全网。

从现有统计数据来看，三部门共计认证的地理标志有 7980 个。其中，工商总局已注册和初步审定了 3796 个地理标志商标，质检总局共批准了 1734 个地理标志保护产品，农业部共登记注册了 2450 个地理标志商标，如图 1 所示。由于三部门各自独立进行地理标志的申报及注册工作，难免出现重复申报的现象。其中，仅在工商总局申报的地理标志有 3030 个，仅在质检总局申报的地理标志有 1255 个，仅在农业部申报的地理标志有 1988 个。工商总局和质检总局重叠的地理标志多达 425 个，工商总局和农业部重叠的地理标志达 408 个，质检总局和农业部重复申报的地理标志相对较少，共有 121 个。三部门均重叠的地理标志共有 67 个，由于本文数据采集期间工商总局并未公布 2015 年各个省份地理标志的注册情况，因此除去这部分数据，三部门重叠的地理标志总数为 6684 个，如图 2 所示。

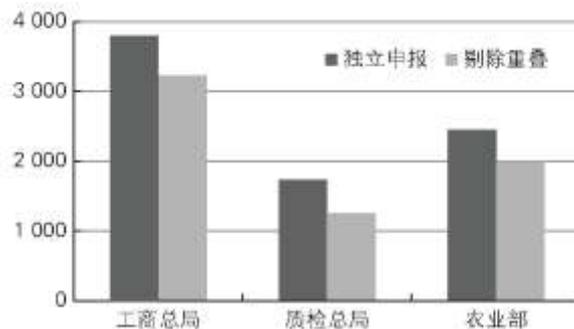


图 1 三部门地理标志的数量（个）

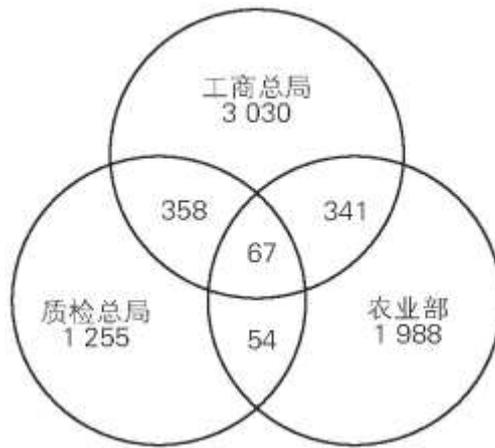


图2 三部门地理标志重叠情况

本文根据国家工商行政管理总局商标局——中国商标网相关资料，将地理标志产品划分为水果、茶、蔬菜类、家禽牲畜、水产品、中药材、粮油、工艺品、花卉、其他共十大类，地理标志的类别及占比如图3所示。在剔除重叠后的6684个地理标志产品中，水果和蔬菜的地理标志数量最多，共有2704个，占地理标志总数的40.45%。其中，农产品地理标志有5808个，占全部地理标志产品的86.89%。由此可见，农产品地理标志是地理标志最重要的组成部分。



图3 地理标志的类别及占比

(二) 地理标志的空间分布格局

通过对中国地理标志产品数量的核算，本文进一步将我国31个省份（不包括港澳台地区）划分为四大地区进行分地区及分省地理标志产品数量统计及排名，见表1所列。从四大地区来看，地理标志产品注册数量最多的是东部地区（2285个）和西部地区（2395个），分别占比34.19%和35.83%，东北地区地理标志产品注册数量最少，仅有566个，占比8.47%。从各省份地理标志的数量及排名可以看出，地理标志注册数量排名前十位的省份分别有山东、四川、湖北、福建、江苏、浙江、重庆、辽宁、云南和河南，这10个省份共注册地理标志3801个，占地理标志注册总量的56.87%。其中，仅山东省就注册了796个，占比高达11.91%。地理标志注册数量排名后六位的省份分别是上海、天津、北京、海南、西藏和宁夏，这6个省份地理标志注册志的数量均不足100个，总数占比仅有4.07%。由此可见，山东、四川、湖北等农业大省地理标志注册数量较多，而北京、上海、天津等二、三产业发展较迅速的省份注册数量较少。

表 1 中国四大地区及各省份地理标志分布情况

地区	省份	数量	占比	排名	地区	省份	数量	占比	排名
东部地区	北京	32	0.48	29	西部地区	内蒙古	181	2.71	19
	天津	29	0.43	30		广西	193	2.89	15
	河北	135	2.02	23		重庆	248	3.71	7
	山东	796	11.91	1		四川	567	8.48	2
	江苏	310	4.64	5		贵州	176	2.63	20
	浙江	291	4.35	6		云南	241	3.61	9
	上海	25	0.37	31		西藏	56	0.84	27
	福建	422	6.31	4		陕西	203	3.04	13
	广东	190	2.84	17		甘肃	155	2.32	21
	海南	55	0.82	28		青海	108	1.62	25
总计	2285	34.19	—	宁夏	75	1.12	26		
中部地区	山西	189	2.83	18	新疆	192	2.87	16	
	安徽	201	3.01	14	总计	2395	35.83	—	
	江西	153	2.29	22	东北地区	辽宁	246	3.68	8
	河南	231	3.46	10		吉林	108	1.62	24
	湖北	449	6.72	3		黑龙江	212	3.17	11
	湖南	211	3.16	12		总计	566	8.47	—
	总计	1434	21.45	—					

注：资料由作者测算整理，下同。

本文采用自然断点法并基于 ArcGIS 地统计分析方法绘制了地理标志产品的空间分布格局图，如图 4 所示。从图 4 可以看出，地理标志分布最多的省份是山东，四川、湖北、福建三省次之。地理标志分布较少的省份为北京、天津、上海。此外，本文基于 ArcGIS 地统计分析中的全局趋势分析法（Trend Analysis Tool），以正东、正北方向为 X 轴、Y 轴，以地理标志数量为 Z 轴，制作了全部及各类别地理标志产品趋势图，如图 5 所示。从图 5 可以看出，中国地理标志产品数量在东—西方向上变动较小，呈现较为平滑的弧形态势，在南—北方向上呈现明显的倒 U 型态势，中部地区地理标志注册数量较多。由此可知，中国的地理标志注册情况呈现明显的空间非均衡特征，不同省份之间差异较大。

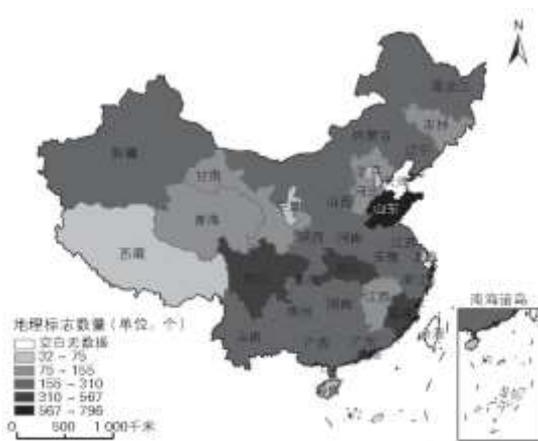


图 4 中国地理标志的空间分布格局

注：该图基于国家测绘地理信息局标准地图服务网站的审图号为 GS (2016) 2921 号标准地图绘制，底图无修改。

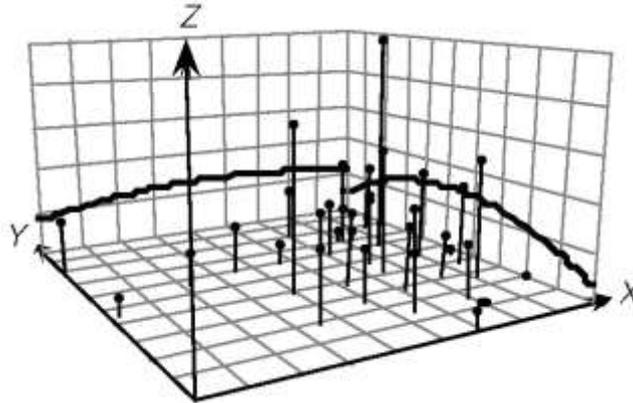


图 5 中国地理标志的空间趋势

三、农业经济增长的探索性数据分析

(一) 空间权重矩阵的构建

空间权重矩阵的设置对于空间计量分析至关重要^[12]，不同的空间关联模式可能对空间相关性的检验结果产生不同的影响。出于稳健性考虑，本文采用邻接空间权重矩阵和经济空间权重矩阵两种矩阵形式以更加全面准确地表征中国农业经济增长的空间关联模式。

1. 邻接空间权重矩阵 (W_1)

所谓邻接空间权重矩阵，是指如果两个空间单元之间相邻，则认为两者存在空间相关；反之，不相邻则不相关。二进制的空间邻接权重矩阵的矩阵元素满足式 (1)，其中， i 、 j 分别代表 i 单元和 j 单元。邻接空间权重矩阵完全是基于地理位置上是否相邻来表征空间单元之间的相关性，换言之，只要不同空间单元相邻，则认为它们之间具有相同的影响程度（即都为 1）。邻接空间权重矩阵不仅设置方式简单，而且计算也相对简便，因此在空间计量的研究文献中使用较为广泛。

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{空间单元 } i \text{ 和 } j \text{ 相邻;} \\ 0, & \text{空间单元 } i \text{ 和 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (1)$$

2. 经济空间权重矩阵 (W_2)

邻接空间权重矩阵的设置尽管简单，但多数情况下并不符合客观事实^[13]。为了弥补邻接空间权重矩阵的缺陷，进一步考察各地区经济发展之间的相互影响（即“经济距离”对农业经济增长的影响），本文借鉴林光平等（2005）的权重构建方法^[14]，建立经济空间权重矩阵 (W_2)⁽¹⁾。其中， i 、 j 分别代表 i 单元和 j 单元； E 是描述地区间差异性的一个矩阵； y_{it} 为第 t 年第 i 个省的实际第一产业增加值。具体计算如式 (2)、式 (3) 所示。

$$E_{ij} = \frac{1}{|\bar{y}_i - \bar{y}_j|} (i \neq j); E_{ij} = 0 (i = j) \quad (2)$$

$$\bar{y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} y_{it} \quad (3)$$

需要强调的是，在实际测算过程中，对于上述两种空间权重矩阵都需要进行行标准化（Row Standardize），使得权重矩阵中每行之和为1。经过标准化处理的空间权重矩阵可视化如图6所示。

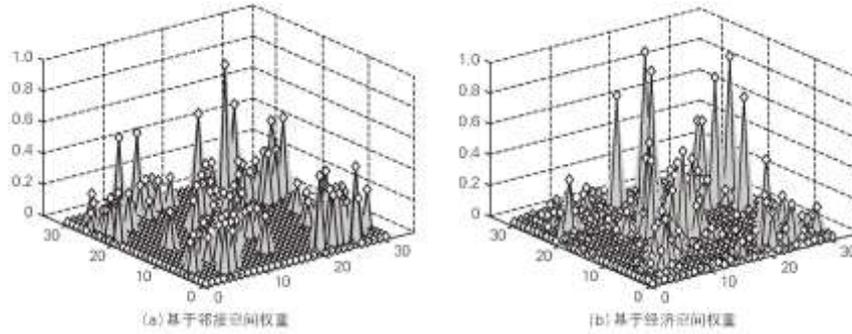


图6 经过标准化处理的空间权重矩阵

（二）农业经济增长的空间自相关检验

为明确我国31个省份农业经济增长的空间相关性及其相关程度，并确保估计结果的稳健性，本文在邻接空间权重和经济空间权重下，采用探索性空间数据分析方法中的Moran's sI指数^[15-16]对2008—2018年中国31个省份实际第一产业增加值的全局空间相关性进行检验，Moran's sI指数的计算公式如下：

$$\text{Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (4)$$

其中： $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ； $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ ； n 为空间单元的总数； w_{ij} 为空间权重矩阵元素； x_i 表示第*i*空间单元的观测值。

Moran's sI指数的取值范围为[-1, 1]，大于0时表示存在空间正相关关系；小于0时表示存在空间负相关关系，等于0时表示空间独立分布。Moran's sI指数的绝对值表征空间相关程度的大小，绝对值越大表明空间相关程度越大，反之则越小。表2对相关检验结果进行了报告。

从表2的检验结果可以看出，无论是基于邻接空间权重还是经济空间权重，其Moran's sI指数均为正，表明中国农业经济

增长在空间分布上具有明显的空间正相关关系，地区农业经济增长存在空间溢出效应。整体来看，2008—2018 年邻接空间权重下农业经济增长的 Moran' sI 指数均在 0.13 以上，而经济空间权重下农业经济增长的 Moran' sI 指数均在 0.58 以上，基于经济空间权重的 Moran' sI 指数均大于邻接空间权重的 Moran' sI 指数，这说明经济因素发挥出重要作用，助长了这种空间相关性。

表 2 实际第一产业增加值的 Moran' sI 指数

年份	邻接空间权重 W1			经济空间权重 W2		
	I	Z	p	I	Z	p
2008	0.135	1.416	0.078	0.589	5.099	0.000
2009	0.138	1.440	0.075	0.593	5.124	0.000
2010	0.137	1.428	0.077	0.594	5.137	0.000
2011	0.133	1.395	0.081	0.595	5.143	0.000
2012	0.134	1.405	0.080	0.595	5.141	0.000
2013	0.134	1.406	0.080	0.595	5.141	0.000
2014	0.136	1.418	0.078	0.597	5.159	0.000
2015	0.137	1.432	0.076	0.597	5.165	0.000
2016	0.136	1.421	0.078	0.595	5.151	0.000
2017	0.136	1.422	0.077	0.594	5.142	0.000
2018	0.134	1.404	0.080	0.594	5.138	0.000

表 2 中的全域 Moran' sI 指数揭示中国农业经济增长呈现较为显著的空间相关性，但全域 Moran' sI 指数无法刻画省际的空间相关特征，因此，需要进一步检验中国农业经济增长的局域空间相关性。为进一步观察中国农业经济增长的空间集聚特征，本文绘制了农业经济增长分别基于邻接空间权重和经济空间权重的 Moran 散点图 1，如图 7 所示。在邻接空间权重矩阵下，集聚于第一象限的省份共有 9 个，分别是山东、河南、江苏、安徽、湖北、湖南、福建、广西、辽宁；集聚于第三象限的省份共有 11 个，分别是新疆、宁夏、西藏、浙江、吉林、天津、青海、甘肃、陕西、内蒙古、北京。在经济空间权重矩阵下这种集聚特征更为明显，其中，集聚于第一象限的省份共有 13 个，分别是黑龙江、山东、河南、江苏、安徽、湖北、湖南、云南、福建、广西、广东、辽宁、四川；集聚于第三象限的省份共有 14 个，分别是新疆、山西、宁夏、西藏、贵州、海南、天津、青海、甘肃、陕西、内蒙古、重庆、上海、北京。由此可以看出，多数省份集聚于一、三象限，即集聚于高一高集聚区（High—High 型，简称 H—H 型）和低—低集聚区（Low—Low 型，简称 L—L 型），这说明中国农业经济增长存在明显的空间集聚特征。因此，在研究地理标志与农业经济增长的关系时必须考虑空间相关性，否则可能会导致估计结果出现偏误。

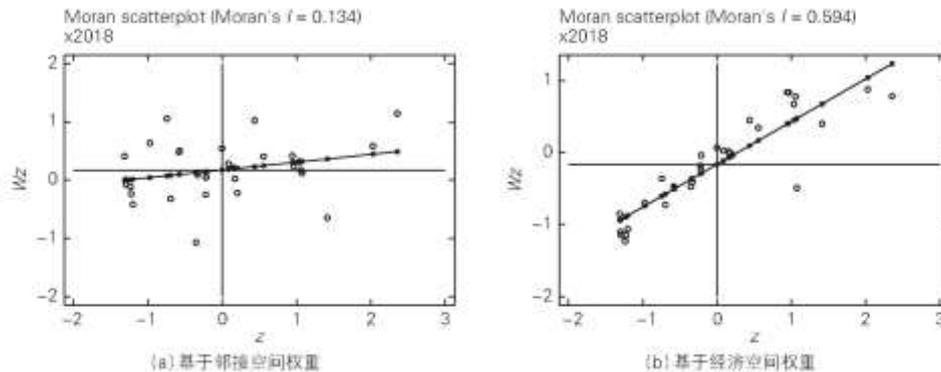


图 7 Moran 散点图

四、农业经济增长效应分析

(一) 模型设定

传统的线性回归模型仅是对参数进行“全局”或“平均”估计，考虑中国农业经济增长存在明显的空间正相关性以及各省份农业经济发展的不均衡，为使研究结论更加符合实际情况，本文采用地理加权回归模型（Geographically Weighted Regression, GWR）对农业经济增长的影响因素进行实证检验，以探究地理标志产品发展水平对农业经济增长的贡献。GWR 模型的优势在于它可以针对每一个地理位置的回归系数给出局部的估计值，适用于存在空间异质性的截面数据，对于存在非平稳性的空间数据，该模型可反映出不同地理位置的变化对该区域的影响程度，由此可探寻该研究区域内各因素对解释变量影响的空间分异特征。模型的一般形式如下：

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^n \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中： y_i 为因变量； x_{ik} 为自变量； (u_i, v_i) 是第 i 个样本点的地理区位坐标； $\beta_k(u_i, v_i)$ 是连续函数 $b_k(u, v)$ 在 i 样本点的值； ε_i 为随机误差项。已有研究显示地理标志农产品数量的增加不仅会促进本地区农业产出的增加，而且也会对周边地区农业产出的增加产生溢出效应^[11]，地理标志对农业经济发展具有明显正向促进作用，同时对农民收入也具有明显的正向促进作用^[10]。为进一步探讨中国农业经济增长的影响因素并揭示地理标志对农业经济增长的贡献，根据式（5），本文构建如下地理加权回归模型：

$$\begin{aligned} \ln \text{agdp} = & \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1(u_i, v_i) \ln \text{geoind}_t + \\ & \beta_2(u_i, v_i) \ln \text{power}_t + \beta_3(u_i, v_i) \ln \text{labor}_t + \\ & \beta_4(u_i, v_i) \ln \text{land}_t + \beta_5(u_i, v_i) \ln \text{fert}_t + \varepsilon_i \quad (6) \end{aligned}$$

为避免使用离散权重从而导致回归系数的大幅波动问题，GWR 模型通常采用连续的距离函数表示权重^[17]，如高斯权重（Gaussian Weight）。在式（7）中， b 为带宽（bandwidth），即样本点所处空间区域大小的参数，带宽越大，说明区域之间的相互影响范围越大； d_{ij} 是样本点 i 和 j 之间的距离。

$$W_{ij} = \exp \left[- (d_{ij}/b)^2 \right] \quad (7)$$

对于 GWR 模型来说，确定最优带宽尤为重要，因为带宽过大会导致回归参数估计的偏差增大，从而掩盖数据的空间异质性，而带宽太小又会使回归参数估计的方差增大，丢失数据间的相关性。对于最优带宽的选择，本文采用交叉验证（Cross-validation, CV）的方法，计算公式如下：

$$CV = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_{-i}(b)]^2 \quad (8)$$

其中， $\hat{y}_{-i}(b)$ 表示在回归模型参数估计时只根据回归点周边的数据点进行回归计算，不包括回归点本身，然后通过最小化 CV 值来确定最优带宽 b 。

（二）变量选取

（1）被解释变量。已有研究多采用农林牧渔业总产值作为产出指标，相较于总产值指标，采用增加值指标能够更加真实地反映农业经济增长，也能够避免总产值中所包含的农业投入价值^[18]。因此，本文采用 2018 年第一产业增加值作为被解释变量并对其进行对数化处理，用符号 $\ln agdp$ 表示，数据来源于国家统计局数据库（[http://data' stats.gov.cn/](http://data.stats.gov.cn/)）。

（2）核心解释变量。地理标志产品发展水平，采用剔除重叠后各省份地理标志数量表示，符号为 $geoind$ 。

（3）控制变量。（1）资本投入，采用农业机械总动力作为资本投入的代理变量，由于公布的数据为每一年的年末数，因此本文将 2017 年年末数与 2018 年年末数取均值作为 2018 年的农业机械总动力，符号为 $power$ 。（2）劳动投入，采用第一产业从业人员数量作为劳动投入的代理变量，用符号 $labor$ 表示。因各省统计年鉴公布的数据为年末数，因此本文将 2017 年与 2018 年均值作为 2018 年的第一产业从业人员数，数据来源于各省份统计年鉴²。（3）土地投入，采用 2018 年农作物总播种面积指标作为土地投入的代理变量，符号为 $land$ 。（4）化肥投入，采用 2018 年农用化肥施用折纯量³作为化肥投入的代理变量，符号为 $fert$ 。其中，资本、劳动、土地及化肥投入变量数据均进行对数化处理，农业机械总动力、农作物总播种面积及农用化肥施用折纯量数据均来源于国家统计局数据库（<http://data' stats.gov.cn/>）。

表 3 对相关变量进行了描述性统计。

表 3 变量的描述性统计

变量	符号	单位	平均值	标准差	最小值	最大值
第一产业增加值	$agdp$	亿元	2088.63	1424.36	104.78	4950.52
地理标志产品发展水平	$geoind$	个	215.48	162.65	25.00	796.00
农业机械总动力	$power$	万千瓦	3212.18	2734.79	107.91	10279.63
第一产业从业人员	$labor$	万人	838.13	607.47	41.64	2430.00
农作物总播种面积	$land$	千公顷	5351.69	4026.25	103.79	14783.35
农用化肥施用折纯量	$fert$	万吨	182.37	146.94	5.19	692.79

（三）实证分析

前文对农业经济增长的空间相关性进行了检验，结果显示中国农业经济增长呈现较强的空间相关性，且在局域上表现出明显的空间集聚特征。为便于比较以及保证估计结果的可靠性，本文报告了全局 OLS 及 GWR 估计结果。然后将中国划分为东部、中部、西部和东北四大地区，并分省份对农业经济增长影响因素进行回归。

在进行地理加权回归之前，首先进行 OLS 全局估计，回归结果见表 4 所列。由表 4 可以看出，地理标志产品发展水平、资本投入、劳动投入及化肥投入均对农业经济增长具有显著的正向影响。本文关键解释变量地理标志产品发展水平的估计系数为 0.3366，且通过了 5% 的显著性水平检验，表明地理标志产品的申请、注册能够带动当地产业的发展，进而拉动农业经济增长。因全局 OLS 中每个估计系数均为全局意义上的估计值，无法反映局部地区存在的空间差异，因此需进一步做地理加权回归，以便探究每一个样本点对农业经济增长的影响。

表 4 全局 OLS 估计结果

变量	系数	标准差	t 值	P 值
常数项	1.7140	0.5922	2.89	0.008
lngeoind	0.3366	0.1244	2.71	0.012
lnpower	0.0971	0.1764	0.55	0.587
lnlabor	0.3939	0.1660	2.37	0.026
lnland	-0.2012	0.1781	-1.13	0.269
lnfert	0.4673	0.1472	3.17	0.004

GWR 模型对每一个样本点都进行了估计，每一个样本点都有特定的估计系数，最优带宽为 826778.78。表 5 对各系数值进行了统计，分别给出了各变量估计系数的平均值、最小值、最大值、上四分位值、下四分位值等。本文的核心解释变量地理标志产品发展水平与农业经济增长呈正相关关系，即地理标志产品的申报及注册有利于带动农业经济的发展。而资本投入、劳动投入、土地投入和化肥投入的估计系数在空间上波动较大，表明这些变量对农业经济增长的影响不稳定，因此需进一步观察各地区及各省份的详细估计结果。

表 5 地理加权回归模型估计结果

变量	平均值	最小值	最大值	上四分位值	下四分位值	中位值	标准差
常数项	1.0506	-1.1501	3.5483	1.4883	0.5179	0.9425	1.1553
lngeoind	0.3859	0.1890	0.9341	0.4266	0.3182	0.3585	0.1418
lnpower	0.3203	-0.2365	0.6851	0.5091	0.1404	0.3060	0.2264
lnlabor	0.3238	-0.0910	0.7211	0.5359	0.1228	0.2407	0.2300
lnland	-0.1606	-0.4324	0.2741	-0.1103	-0.2533	-0.1837	0.1775
lnfert	0.2108	-0.5753	0.3949	0.2995	0.2520	0.2753	0.2244

四大地区均值及各省份农业经济增长影响因素回归系数见表 6 所列。变量估计结果详细分析如下：(1) lngeoind。地理标志产品发展水平对农业经济增长有正向促进作用，从地区来看，中部地区地理标志发展水平对农业经济增长的贡献最大 (0.4565)，东部地区次之 (0.3794)，影响最小的是东北地区 (0.3310)；分省来看，影响较大的是江西 (0.9341)、海南 (0.6040) 和江苏 (0.5353)。(2) lnpower。从四大地区来看，各地区估计系数均值均为正，表明资本投入对农业经济增长具有正向影响；分省来看，不同省份估计系数在空间上波动幅度较大，部分省份为正，如湖南 (0.6851)、广西 (0.6798) 和湖北 (0.5926) 等，部分省份为负，如四川 (-0.2365)、云南 (-0.0320)。(3) lnlabor。四大地区估计系数均为正，表明四大地区劳动投入对农业经济增长具有正向影响，其中，东北地区劳动投入对农业经济增长的贡献最大 (0.4297)，其次是中部地区 (0.3836)；分省来看，劳动投入对经济增长影响较大的省份有山东 (0.7211)、贵州 (0.7096)、黑龙江 (0.6919) 和四川 (0.6771)，影响较小的省份有广西 (0.0913)、海南 (0.0920) 等。(4) lnland。四大地区土地投入的估计系数均值都为负值，表明土地投入对农业经济增长具有负向影响；分省来看，除山西 (0.2296)、安徽 (0.1220)、江西 (0.0209)、内蒙古 (0.2741) 和云南 (0.2447) 外，其余省份均为负值。(5) lnfert。四大地区化肥投入的估计系数均值均为正，东北地区影响最大 (0.3087)，东部地区次之 (0.2834)，中部地区影响最小 (0.0543)；分省来看，影响较大的省份有四川 (0.3949)、吉林 (0.3421) 等，除山西 (-0.4989)、安徽 (-0.2923)、内蒙古 (-0.5753) 外，其余省份均为正值。

表 6 农业经济增长影响因素回归系数

地区	省份	常数项	lngeoind	lnpower	lnlabor	lnland	lnfert
东部地区	北京	1.8876	0.3301	0.1683	0.5455	-0.2838	0.2766
	天津	3.0335	0.2075	0.1118	0.6434	-0.3982	0.3394
	河北	1.2888	0.4706	0.2416	0.2077	-0.1107	0.2860
	山东	3.5483	0.1890	0.0419	0.7211	-0.4079	0.2730
	江苏	0.0909	0.5353	0.5242	0.1425	-0.2456	0.2878
	浙江	1.3318	0.3868	0.2603	0.3637	-0.1834	0.2469
	上海	0.5845	0.4076	0.1170	0.4453	-0.0497	0.2486
	福建	0.9425	0.3228	0.5677	0.1070	-0.2369	0.3023
	广东	1.2913	0.3403	0.1016	0.5674	-0.1831	0.2744
	海南	-0.1100	0.6040	0.5235	0.0920	-0.2322	0.2993
	均值	1.3889	0.3794	0.2658	0.3836	-0.2331	0.2834
中部地区	山西	-0.8172	0.3276	0.4711	0.5263	0.2296	-0.4989
	安徽	-0.3750	0.3441	0.4948	0.3901	0.1220	-0.2923
	江西	-1.1501	0.9341	0.3484	-0.0910	0.0209	0.2368
	河南	1.6448	0.3823	0.1923	0.4292	-0.2184	0.2781
	湖北	0.8723	0.3261	0.5926	0.1168	-0.2609	0.2998
	湖南	0.4514	0.4249	0.6851	0.1031	-0.3515	0.3022
	均值	0.1043	0.4565	0.4640	0.2457	-0.0764	0.0543
西部地区	内蒙古	-0.9550	0.3136	0.4417	0.5992	0.2741	-0.5753
	广西	0.8155	0.3021	0.6798	0.0913	-0.3110	0.3096
	重庆	1.2031	0.4282	0.3060	0.2102	-0.1268	0.2621
	四川	2.7504	0.2437	-0.2365	0.6771	-0.1376	0.3949
	贵州	3.3532	0.2172	0.0885	0.7096	-0.4324	0.2633
	云南	-0.1721	0.6155	-0.0320	0.2407	0.2447	0.1686
	西藏	0.8601	0.3105	0.5779	0.1209	-0.2207	0.2689
	陕西	0.6448	0.3856	0.4407	0.2496	-0.1956	0.2489
	甘肃	1.0071	0.3585	0.4807	0.1041	-0.1676	0.2851
	青海	1.2290	0.4876	0.2615	0.1444	-0.0897	0.2936
	宁夏	0.8781	0.3280	0.5329	0.1246	-0.1837	0.2551
	新疆	1.2011	0.4471	0.3035	0.1667	-0.1098	0.2753
	均值	1.0679	0.3698	0.3204	0.2865	-0.1214	0.2042
东北地区	辽宁	0.9355	0.3640	0.4616	0.1640	-0.1764	0.2635
	吉林	1.8384	0.3656	0.1639	0.4332	-0.2402	0.3421
	黑龙江	2.4639	0.2634	0.0174	0.6919	-0.3152	0.3205
	均值	1.7460	0.3310	0.2143	0.4297	-0.2439	0.3087

综上所述，本文核心解释变量地理标志发展水平对农业经济增长具有正向影响，地理标志产品的申报及注册有利于提升产品知名度，提高地理标志产品的市场竞争力，同时也能够促进农业经济结构的调整，从而推动农业经济结构的优化升级，最终带动当地农业经济的增长。各控制变量估计结果显示，资本投入、劳动投入和化肥投入对农业经济增长依然具有重要推动作用，相比较而言，土地投入的贡献则较小。

五、结论与政策建议

地理标志代表了某一地域的特色，这种特色不仅能带来规模经济效益，而且还能促进农业产业结构调整 and 农民增收。地理标志产品蕴含的巨大经济价值对于拉动产业经济，实现乡村振兴具有重要意义。

本文在核算国家工商总局、质检总局和农业部三部门发布的地理标志数据的基础上，对剔除重叠注册后的地理标志产品进行空间可视化描述，并基于邻接空间权重和经济空间权重对农业经济增长的空间相关性进行检验，进而通过构建 GWR 模型，实证考察了地理标志产品发展水平等因素对农业经济增长的影响。研究发现：(1) 中国地理标志产品申报及注册呈现明显的空间非均衡特征，不同省份之间差异较大；(2) 探索性空间数据分析显示，中国农业经济增长存在正的空间相关关系，空间集聚特征明显；(3) GWR 模型估计结果显示，本文核心解释变量地理标志产品发展水平对农业经济增长有正向影响，各控制变量估计结果显示，资本投入、劳动投入和化肥投入对农业经济增长依然具有重要推动作用，相比较而言，土地投入的贡献则较小。

根据研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，中国地理标志产品申报及注册数量存在明显的空间非均衡特征，应充分考虑地理标志发展的不平衡性，构建完备的地理标志申报、注册系统以及防伪查询系统，加强对地理标志产品的管理，切实保障地理标志产品的品牌知名度以及消费者的信任度。建立地理标志统一认定制度，促进绿色优质农产品发展。

第二，依托地理标志产品培育壮大特色产业，充分发挥地理标志的品牌价值，形成市场竞争优势。探索区域品牌发展新路径，逐渐形成“生产标准化、产业特色化、产品品牌化”的发展模式。

第三，充分发挥地理标志产品的经济价值，促使地理标志产品发展带动产业集聚及进一步发展。推动形成产业集聚优势，打造优质品牌形象，提升品牌竞争力，推动乡村振兴。

第四，培育地理标志产品龙头企业，发挥龙头企业对特色产业集群发展的带动作用。建立“地理标志产品+龙头企业+农户”的产业化经营模式，积极推进农业产业化发展。

第五，在互联网发展如火如荼的今天，可将地理标志产品与电商结合起来，充分发挥电视、微信、微博等现代传播媒介的作用，大力宣传地理标志产品的特色、品质等，形成“地理标志产品+互联网”的新型经营模式，逐步实现以特色产品引导农业产业结构调整，利用聚合效应打造高质量的地理标志产品品牌，最终带动中国农业经济的高质量发展。

参考文献：

[1] BELLETTI G, MARESCOTTI A, TOUZARD J M. Geographical Indications, Public Goods, and Sustainable Development: The Roles of Actors' Strategies and Public Policies[J]. *World Development*, 2017, 98:45-57.

[2] 王志本. 我国传统名特优农产品的地理标志保护[J]. *农业经济问题*, 2005(4):54-57+80.

[3] 董炳和. 地理标志知识产权制度研究：构建以利益分享为基础的权利体系[M]. 北京：中国政法大学出版社，2005.

[4] SEULVEDA W S, MAZA M T, PARDOS L, et al. Farmers' Attitudes Towards Lamb Meat Production Under a Protected Geographical Indication[J]. *Small Ruminant Research*, 2010, 94:90-97.

-
- [5]NGOKKUEN C,GROTE U.Determinants Influencing Adoption of Geographical Indication Certification:The Case of Rice Cultivation in Thailand[R].Hannover:Proceedings of the German Development Econference,2010.
- [6]薛彩霞,姚顺波.地理标志使用对农户生产行为影响分析:来自黄果柑种植农户的调查[J].中国农村经济,2016(7):23-35.
- [7]占辉斌.农户地理标志产品生产行为研究——以江西、安徽为例[J].农业技术经济,2013(3):105-111.
- [8]王磊,赵瑞莹.农户申请使用地理标志行为决策的影响因素分析——基于山东省16市的调查[J].农业技术经济,2012(1):83-89.
- [9]WILLIAMS R M.Do Geographical Indications Promote Sustainable Rural Development?:Two UK Case Studies And Implications for New Zealand Rural Development Policy[D].Lincoln:Lincoln University,2007.
- [10]刘华军.地理标志的空间分布特征与品牌溢出效应——基于中国三部门地理标志数据的实证研究[J].财经研究,2011,37(10):48-57.
- [11]夏龙,姜德娟,隋文香.中国地理标志农产品的分布特征与农业增长[J].农业经济与管理,2014(3):57-66.
- [12]ANSELIN L,LE GALLO J,JAYET H.Spatial Panel Econometrics[G]//MÁTYÁS L,SEVESTRE P,The Econometrics of Panel Data.Berlin:Springer-Verlag,2008:625-660.
- [13]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010(7):43-55,65.
- [14]林光平,龙志和,吴梅.我国地区经济收敛的空间计量实证分析:1978-2002年[J].经济学(季刊),2005(S1):67-82.
- [15]MORAN P A P.Notes on Continuous Stochastic Phenomena[J].Biometrika,1950,37:17-23.
- [16]ANSELIN L.Spatial Econometrics:Methods and Models[M].Berlin:Springer Science&Business Media,2003.
- [17]BRUNSDON C,FOTHERINGHAM A S,CHARLTON M E.Geographically Weighted Regression:A Method for Exploring Spatial Nonstationarity[J].Geographical analysis,1996,28(4):281-298.
- [18]周端明.技术进步、技术效率与中国农业生产率增长——基于DEA的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2009,26(12):70-82.

注释:

1 经济空间权重矩阵(W_2)=地理距离空间权重矩阵 $\times E$ 。

2 限于篇幅,本文只报告了2018年的Moran散点图,其他年份的测度结果如有需要,请向作者索取。

3 河北省数据来源于《河北农村统计年鉴》，甘肃省数据来源于《甘肃发展年鉴》。

4 折纯量是指把氮肥、磷肥、钾肥分别按含氮、含五氧化二磷、含氧化钾的百分之百成分进行折算后的数量。其中复合肥按其所含主要成分折算，其折纯量等于实物量与某种化肥有效成分含量的百分比。