

长三角乡村生态产品商品化格局及影响因素分析

李莹莹^{1,2}, 陈 诚¹, 曹 辉¹, 高金龙¹, 陈江龙^{1,3}

(1. 中国科学院南京地理与湖泊研究所, 中国科学院流域地理学重点实验室, 南京 210008;
2. 中国科学院大学, 北京 100049; 3. 江苏省区域现代农业与环境保护协同创新中心, 淮安 223300)

摘要: 以POI数据等为基本数据,通过空间计量手段刻画和测度长三角典型乡村生态产品商品化的空间分布特征;从供需角度构建影响因素指标体系,分析自然资源禀赋和市场经济条件对商品化格局的影响及其作用机制。结果表明:(1)长三角乡村生态产品商品化主要集聚在苏南、浙北地区。(2)市场经济条件是商品化格局主要影响因素,地区交通条件、城镇居民人均可支配收入和服务业产业基础的正向影响显著。(3)影响因素的作用具有明显空间异质性:在沿海地区,地区交通条件对商品化的促进作用更强;在经济发展水平相对较高的地区,城镇居民人均可支配收入的正向影响更显著;在服务业发达地区,服务业产业基础的正向影响更强,地区长期从事农业生产带来的负向影响更弱。

关键词: 乡村;生态产品价值实现;商品化格局;长三角

推动生态产品价值实现是践行“两山”理念、落实生态文明思想的内在要求^[1]。商品化是通过市场化手段实现生态产品价值的关键环节^[2],开展生态产品商品化的相关研究对于引导当前经济社会发展的生态化转型具有重要启示。乡村是自然生态资源孕育和生态产品生产的主要空间^[3],推动乡村地区生态产品商品化,不仅有益于探究生态产品价值实现的市场化路径,还有助于乡村地区寻找传统农业种养以外的新业态、就业新机会,推动乡村经济活化和再度兴旺^[4,5]。政府可以通过生态产品价值实现机制设计,引导农民进入环境服务市场,实现减贫致富与环境保护的协同目标^[6-8]。

生态产品概念与生态系统服务密切相关^[9,10],生态产品是生态系统生物生产和人类社会生产共同作用提供给人类社会使用 and 消费的产品或服务^[11],在已有研究中,主要基于生态产品的消费属性进行分类探讨其价值实现。生态产品大多具有公共物品属性,生态补偿是其价值实现的主要手段。国外基于生态服务付费(Payments for Ecosystem Services, PES)原则开展生态补偿原理与依据的研究^[12-14]。生态补偿的方式主要有政府财政转移支付和市场化机制^[15]。市场化生态补偿可以有效拓宽资金来源渠道,提高资金使用效率,实现资源优化配置^[16,17]。对于具有私人物品属性的生态产品,可以通过市场配置和交易,直接实现产品价值^[8]。

乡村地区生态资源丰富、生态产品供给能力强^[3],如何将生态优势持续转化为经济优

收稿日期: 2022-11-07; 修订日期: 2023-09-17

基金项目: 江苏自然资源智库项目(ZK202112); 江苏省区域现代农业与环境保护协同创新中心项目(HSXT30512)

作者简介: 李莹莹(1996-),女,山东德州人,博士研究生,研究方向为城乡发展与区域规划、乡村地理学。

E-mail: liyingying21@mailsucas.ac.cn

通讯作者: 陈江龙(1974-),男,福建厦门人,博士,研究员,博士生导师,研究方向为国土空间规划与管理、城乡转型发展。E-mail: jichen@niglas.ac.cn

势，促进乡村振兴，是生态产品价值实现的题中应有之义。已有研究关注乡村生态优势的转化问题，包括转化的途径与机制、具体模式、外部条件等^[8,18]。现实中，中国大部分农村地区以美丽乡村、休闲旅游等项目制类型开展价值转化，生态产品价值实现面临转化机制同质化严重、地方短期行为、利益联结机制不合理等困境^[8,18]。要实现乡村生态优势向经济优势的持续转化，关键在于建立市场化机制，打通生态资源资产化、生态资产资本化通道^[8]。生态产品商品化是采用多元市场交易机制将生态产品使用价值转换为交换价值的过程，是打通“生产—分配—交换—消费”转化机制的瓶颈与关键^[19]。近年来，在后生产主义转向下，发达国家和地区乡村空间的商品化特征不断强化，乡村空间商品化逐渐成为国内外地理学界研究热点^[20-22]。现有对乡村空间商品化实现路径的探究以“地理标志农产品”“乡村旅游”等单一途径为主^[22]，对打通乡村生态产品商品化环节，以市场机制促进乡村生态产品价值实现关注不足。生态产品商品化是乡村空间商品化的重要形式^[22,23]，主要涵盖地理标志农产品经营、包装天然水企业、生物质能源产业、生态休闲和观光产业等由乡村生态系统和人类社会系统共同提供的商品化类型。由于生态资源禀赋与经济发展水平等差异，乡村生态产品商品化呈现鲜明的空间分异特征^[22,23]。一方面，地形、气候、水文、土壤、生物资源等自然地理因素是影响乡村生态产品形成的基础^[22-26]，另一方面，现有研究表明，商品化进程受到地区城市化和工业化水平^[23]、城市居民消费需求^[22]、政府行为^[26]等外源因素以及地方产业基础^[27]、地区交通条件^[23]、农户参与程度^[22]等内生因素的综合影响。

从乡村地域系统视角看，生态产品商品化路径研究应着眼系统地域分异，确保生态资源开发强度与生态子系统的承载力相适宜，与社会经济子系统的市场需求相匹配^[19]。本文利用生态产品经营主体的POI数据等多源数据，通过空间计量手段刻画和测度长江三角洲地区典型乡村生态产品商品化的空间分布特征，从供需角度构建影响因素指标体系，探讨自然资源禀赋和市场经济条件对商品化格局的影响及其作用机制，以期深化生态产品价值实现、乡村空间商品化等相关研究，为推进乡村振兴提供借鉴。

1 研究方法与数据来源

1.1 研究区概况

本文以长江三角洲地区（以下简称“长三角”）为案例地区（图1），305个区县为研究单元，2022年为时间节点。长三角包括上海市、江苏省、浙江省、安徽省全域，面积为35.8万km²。该区域主要位于亚热带季风气候区，水热条件优越，具备良好的农业发展条件。区域中北部平原

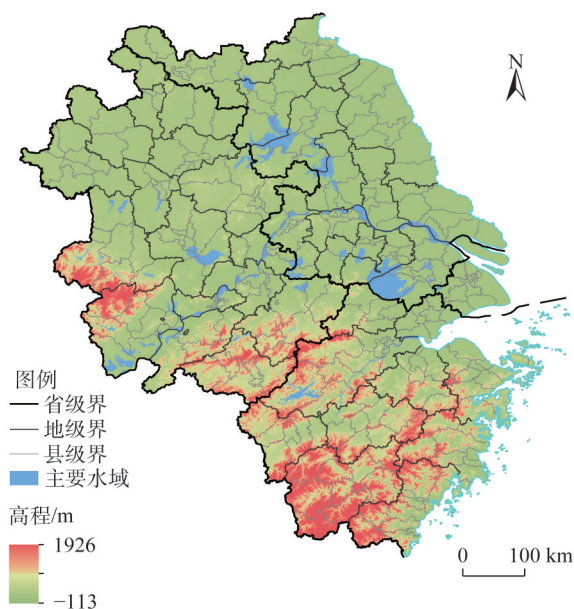


图1 研究区概况

Fig. 1 Overview of the study area

分布广泛,西南部和南部以山地丘陵为主,地形复杂多样。全域森林覆盖率为33.49%,高于全国平均水平12.49个百分点。区内河网纵横,湖泊密布,水域面积占比16.37%,生态资源丰富。2022年,长三角常住人口城镇化率为71.99%,高于全国平均水平6.77个百分点,休闲农业和乡村旅游接待游客9.25亿人次,乡村旅游需求旺盛。城镇化进程的推进给乡村生态系统带来巨大压力,亦为乡村生态产品商品化创造机遇,长三角作为生态环境保护与经济社会发展冲突的热点区域,具有研究典型性。

1.2 数据来源及处理

本文使用的地理标志农产品数据来自农产品地理标志信息查询网(www.anluyun.com),其他经营主体点位数据来自2022年6月高德地图POI数据、企查查数据,经过清洗获得研究数据。地形数据、土地利用数据、植被NDVI数据来自中国科学院资源环境科学与数据中心(www.resdc.cn);气温和降水数据来自欧洲中期天气预报中心等组织发布的ERA5-Land数据集(cds.climate.copernicus.eu);人口、经济、产业数据来自各地市、区县统计年鉴及国民经济与社会发展统计公报;交通道路里程数据来自OSM开源地图(www.openstreetmap.org),地区到区域中心驾车出行时间爬取自高德地图。

1.3 概念、理论与研究方法

1.3.1 主要概念

本文将乡村生态产品定义为在乡村地域系统范围内,以自然资源承载力为前提,乡村生态系统生物生产和人类社会生产共同作用提供给社会经济系统使用与消费的产品或服务。乡村生态产品商品化实质上是指通过市场行为,将乡村生态系统生物生产和人类社会生产共同作用供给的物质要素、非物质要素、乡村生态空间等作为“商品”进行交易,以此“销售”乡村生态系统服务并促进乡村社会经济动态过程^[20-23]。

经营性生态产品是乡村生态产品商品化的主要对象^[1],借鉴相关研究成果,选择乡村地区农林产品、生物质能、精神文化服务作为典型生态产品商品化类型。生态产品经营主体是商品化的作用主体,其空间分布可反映商品化格局。根据长三角乡村生态产品商品化主导类型及数据可获取性,选取地理标志农产品、乡村包装天然水、乡村生物质能、休闲农业观光展览、乡村生态旅游、乡村生态康养分别表征相应类型并开展研究(表1)。需要说明的是,现有部分研究将普通农产品作为生态产品,本文认为地理标志农产品的品质和特色主要取决于独特的自然生态环境与人文历史因素,具有生态溢价性,更能代表可商品化的生态产品相应类型。

1.3.2 生态产品商品化格局的影响机制

现有关于乡村空间商品化、乡村生态产业的研究表明,乡村生态产品商品化受到自然地理、社会经济、政府行为等因素的综合影响^[19-27]。自然地理因素是影响生态产品地域分异的基本因素^[19-22]。生态产品生产需要特定的地气水土生等自然环境条件^[11],本文选择地形多样性(r_1)、多年平均气温(r_2)等6个指标表征地区自然资源禀赋(表2)。社会经济因素对生态产品商品化的地域分异具有重要影响^[20-23]。市场经济条件对生态产品生产及商品化具有导向作用,本文以客源市场条件、地区交通条件、地区产业基础三个社会经济因素分别反映生态产品的市场需求、市场可达性和市场发展基础:(1)客源市场条件^[26,27]主要表现为消费群体的数量和消费能力,乡村生态产品的消费者主要是城市

表1 乡村生态产品商品化主要类型及经营主体

Table 1 Dominant types and operators of rural eco-products commodification

主要类型	释义	经营主体
地理标志农产品	地理标志是对某一地域的特色产品划定范围进行保护 ^[26] ，地理标志农产品以其特色性和稀缺性，实现对农林牧渔产品的生态溢价	地理标志农产品供给密集的主产地所在村
乡村包装天然水	矿泉水、天然水等利用优质水源生产的包装饮用水 ^[25]	乡村地区生产、加工包装天然水的企业
乡村生物质能	秸秆、薪材、农业加工副产品、人畜粪便、能源作物等 ^[24]	乡村地区生产生物柴油、燃料乙醇的企业；乡村养殖场粪便厌氧发酵制沼企业；乡村生物质发电企业
休闲农业观光展览	农业观光、农业展览等经营	采摘园、垂钓园、度假村、农家乐、生态园、渔村、山庄等
乡村生态旅游	旨在保护乡村自然景观的可持续发展的旅游服务	位于乡村地区的风景名胜、旅游景点（自然类）、世界遗产（自然类）、海滨浴场、露营地等
乡村生态康养	依托生态环境优良的乡村聚落区开展的健康养老服务	位于乡村地区的度假康养场所、农业康养场所、生态康养场所等（不含生态旅游企业）

注：根据地理标志农产品数据可获得性，选择供给主体密集的主产地所在村表征地理标志农产品经营主体。

表2 乡村生态产品商品化格局影响因素的选择及计算方法

Table 2 Selection and calculation method of influencing factors on rural eco-products commodification

因素层	指标层	作用方向	指标刻画
自然资源禀赋（解释变量）	地区地形多样性 r_1	+	地区地形多样性指数（SHDI）
	地区多年平均气温 $r_2/^\circ\text{C}$	+/-	地区多年年平均气温总值/年数
	地区多年平均降水量 r_3/mm	+/-	地区多年降水总量/年数
	地区生境质量 r_4	+	地区生物多样性（InVEST模型）
	地区植被丰富度 r_5	+	地区归一化植被指数（NDVI）
	地区森林覆盖率 $r_6/\%$	+	地区森林面积/地区国土面积
市场经济条件（解释变量）	地区城镇人口占比 $m_1/\%$	+	地区城镇人口/地区总人口
	地区城镇居民人均可支配收入 $m_2/(\text{元}/\text{人})$	+	地区城镇常住居民人均可支配收入
	地区内部路网密度 $m_3/(\text{km}/\text{km}^2)$	+	地区交通道路里程/地区国土面积
	地区到区域中心时间距离 $m_4/(1/\text{h})$	+	1/地区到区域中心驾车出行时间
	地区一产占比 $m_5/\%$	+/-	地区一产增加值/地区GDP
经济状况（控制变量）	地区三产占比 $m_6/\%$	+	地区三产增加值/地区GDP
	地区国内生产总值 $c_1/\text{万元}$	+	——
	地区财政收入 $c_2/\text{万元}$	+	地区一般公共预算收入

居民^[22]，以地区城镇人口占比（ m_1 ）和地区城镇居民人均可支配收入（ m_2 ）指标分别予以表征。（2）地区交通条件方面，城市人口、资金等主要通过交通设施流入乡村，以地区内部路网密度（ m_3 ）、地区到区域中心时间距离（ m_4 ）指标予以表征^[23]。（3）地区产业基础方面，有研究表明，地理标志农产品与第一产业增加值显著相关^[26]，休闲农业、乡村生态旅游、生态康养等产业发展具有明显的“景区依托式”特征^[27-29]，以地区一产占比（ m_5 ）、地区三产占比（ m_6 ）指标予以表征。本文从产品供给和市场需求角度探讨商品化格局的影响因素，解释变量选择侧重自然地理因素和影响生态产品市场形成的社会经济

因素,相关研究表明,地区经济发展状况^[20,21]和政府宏观调控能力^[22]显著影响生态产品商品化过程。据此,将两者作为控制变量引入模型,分别以地区国内生产总值(c_1)和地区财政收入(c_2)予以表征。

1.3.3 主要研究方法

(1) 分布格局测度

核密度分析。核密度分析将空间中任意一点周围的一定规则区域作为密度的计算范围,通过计算该区域内观测数据的密度来分析观测对象的空间分布态势。距离中心点越近的数据点被赋予越高的权重,每一个点的估计密度都是该区域所有点的加权平均密度。其中,空间中任意一点 i 的核密度 P_i 被定义为^[30]:

$$P_i = \frac{1}{n\pi R^2} \times \sum_{j=1}^n K_j \left(1 - \frac{D_{ij}^2}{R^2} \right)^2 \quad (1)$$

式中: K_j 为研究对象 j 的权重; D_{ij} 为空间点 i 与研究对象 j 的距离(m); R 为选定规则区域的带宽(m); n 为带宽 R 的范围内研究对象 j 的数量(个)。

(2) 影响机制分析

普通线性回归(OLS)模型。基于影响因素对生态产品商品化的影响,运用最小二乘法建立模型^[31]:

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \delta C + \varepsilon \quad (2)$$

式中: Y 是乡村生态产品经营主体密度(个/km²)/数量(个); β_0 是常数项; $\beta_i(i=1, 2, \dots, k)$ 和 δ 是回归系数; X_i 是解释变量; C 是控制变量; ε 是误差项; k 是自变量数目(个)。

地理加权回归(GWR)模型。考虑到影响因素的作用具有空间异质性,引入GWR模型。GWR模型是对OLS模型的扩展,将变量地理位置嵌入到回归参数中,可有效反映解释变量对因变量影响的空间差异。在观测点 $i(i=1, 2, \dots, n)$ 的近似线性曲面,GWR模型如下^[31]:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1}^k x_{ij} \beta_j(u_i, v_i) + \delta_i(u_i, v_i) C + \varepsilon_i(u_i, v_i) \quad (3)$$

式中: y_i 和 $x_{ij}(j=1, 2, \dots, k)$ 分别是因变量 Y 和解释变量矩阵 X 在观测点 i 处的观测值;误差项 $\varepsilon_i(u_i, v_i)$ 和系数 $\beta_j(u_i, v_i)$ 、 $\delta_i(u_i, v_i)$ 是与观测点 i 的地理位置 (u_i, v_i) 有关的函数。研究采用最小化信息法则确定最优带宽。

模型拟合优度和性能采用两类模型的决定系数(R^2)、校正决定系数(Adj- R^2)、最小化Akaike信息法则(AICc)来评估。估算OLS模型的K(BP)统计量用于确定模型中解释变量是否与地理空间和数据空间中的因变量具有一致的关系。K(BP)值概率小于0.01表示模型具有统计学上的显著异方差性,则通常适合使用GWR模型进行影响因素的空间异质性分析。

2 结果分析

2.1 长三角乡村生态产品经营主体数量结构特征

截至2022年6月,共获取长三角乡村生态产品经营主体34559个(表3),其中休闲

农业观光展览类数量最多，占59.63%，其次是乡村生态旅游类和地理标志农产品类，分别占19.46%和13.41%。乡村生态康养类和包装天然水类数量最少，分别占3.18%和0.56%。休闲农业观光展览服务主要由农家乐、采摘园等经营主体供给，规模小，数量多，是长三角乡村生态产品商品化的主要途径。除此之外，在乡村地区依托自然风景开展的生态旅游服务和地理标志农产品经营也是商品化的重要途径。

2.2 长三角乡村生态产品商品化格局

整体上，长三角乡村生态产品商品化格局呈现如下特征（图2）：（1）总体上在苏南、浙北集聚；（2）主要沿江、沿湖分布，多位于毗邻山地的平原地带，多围绕大城市主城区分布；（3）形成3个高密度区和若干次高密度区。高密度区包括：湖州—杭州高密度区，主要包括湖州安吉县、德清县和杭州市辖区；环太湖高密度区，主要包括无锡宜兴市、湖州长兴县、苏州吴中区和虎丘区、无锡惠山区和滨湖区、常州武进区等沿湖地带；合肥市高密度区，主要包括包河区、瑶海区和肥东县。另外，在上海市、苏州市、无锡市、南京市、温州市等城市的中心城区周围形成次高密度区。

不同类型生态产品经营主体的空间分布差异明显（图3）：（1）地理标志农产品主产地多位于浙中、浙南，形成3个高密度区和3个次高密度区。高密度区包括：以金华市为核心的浙中高密度区，并延伸至浙南；以南通市海门市、启东市，上海市崇明区为核心的上海市周边高密度区；以宣城市旌德县为核心的皖南山区高密度区。3个次高密度区分别位于泰州市、芜湖市和湖州市。（2）包装天然水主要位于毗邻平原的山区，形成4个高密度区：浙江四明山高密度区；浙江龙门山脉高密度区，并向北延伸至太湖；安徽大别山高密度区；安徽皖南山区高密度区。（3）生物质能企业在农区集聚，多沿江沿海分布，形成3个高密度区和3个次高密度区。高密度区包括：以铜陵市、南京市、扬州市、南通市为集聚中心的沿长江密集带；以合肥市市辖区为核心的合肥市高密度区；以舟山

表3 长三角乡村生态产品经营主体数量结构特征
Table 3 Quantity structure characteristics of rural eco-products operators in Yangtze River Delta

主要类型	经营主体数量/个	经营主体占比/%
地理标志农产品类	4634	13.41
包装天然水类	193	0.56
生物质能类	1300	3.76
休闲农业观光展览类	20609	59.63
乡村生态旅游类	6725	19.46
乡村生态康养类	1098	3.18
总数	34559	100.00

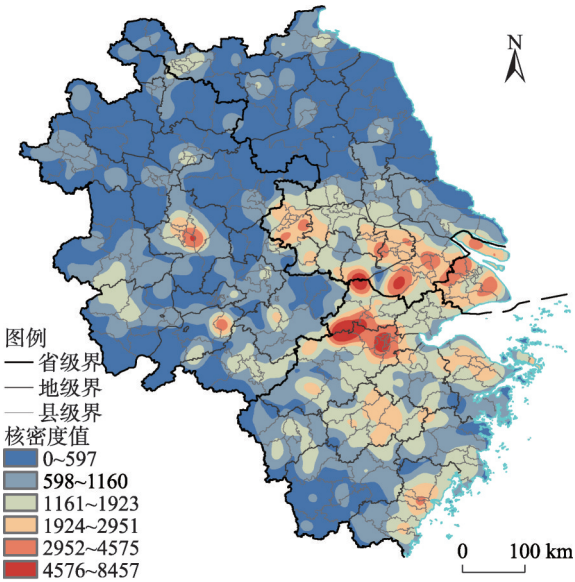


图2 长三角乡村生态产品商品化核密度
Fig. 2 The kernel density analysis of rural eco-products commodification in Yangtze River Delta

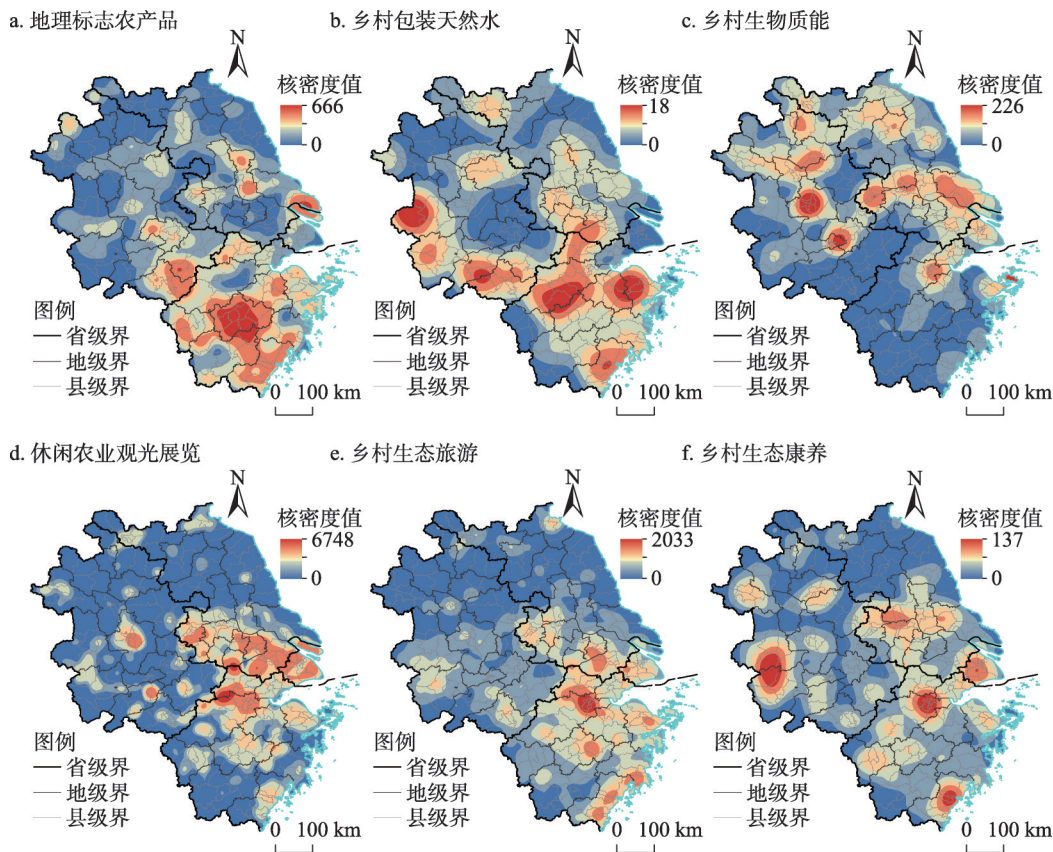


图3 长三角各类乡村生态产品商品化核密度

Fig. 3 The kernel density analysis of commodification of various rural eco-products in Yangtze River Delta

市为核心的宁波沿海高密度区。3个次高密度区分别位于淮河—洪泽湖沿岸、淮北市东部—宿州市西部—徐州市市辖区、杭州市东部—嘉兴市西部—绍兴市西北部。(4) 休闲农业经营主体数量多,在大城市周边集聚,形成2个高密度区和3个次高密度区。高密度区包括:以湖州市安吉县,杭州市余杭区、临安区为核心的湖州—杭州高密度区;以湖州市长兴县、无锡市宜兴市、苏州市吴中区为核心的环太湖高密度带。3个次高密度区分别位于上海市、南京市、合肥市的中心城区周边。(5) 乡村生态旅游服务经营主体数量亦较多,在大城市周边集聚,形成1个高密度区和5个次高密度区。在浙江形成以杭州市中心城区为核心的杭州市高密度区。此外,在沿海地区形成台州—温州沿海次高密度区和宁波沿海次高密度区,在苏州市、无锡市、湖州市形成环太湖次高密度区,在上海市、金华市的中心城区外围形成2个次高密度区。(6) 乡村生态康养服务具有环境质量指向性,形成4个高密度区和1个次高密度区。高密度区包括:以六安市霍山县和安庆市岳西县为核心的大别山高密度区;以杭州市中心城区为核心的杭州市高密度区;以温州市中心城区为核心的温州沿海高密度区;以上海市松江区为核心的上海市外围城区高密度区。另外,在扬州市、镇江市的市辖区附近形成长江沿岸次高密度区。

2.3 长三角乡村生态产品商品化格局影响因素及其空间异质性

2.3.1 影响因素分析

为掌握各影响因素对长三角乡村生态产品商品化的全局(平均)作用,首先基于

OLS对长三角乡村生态产品商品化进行一般线性回归分析。由于本文的研究对象是长三角乡村地区的生态产品，研究区中各个地级市的中心城区城镇化水平高，不是乡村生态产品的主要供给地区，为避免影响结论，将其剔除。本文的案例地区是长三角，剔除属于中心城区的82个区后，将剩余的223个区县作为回归分析的样本。

为避免选取指标的多重共线性问题，首先对各指标进行标准化处理，然后运用OLS对标准化后的所有变量进行共线性检验。如表4所示，模型1以乡村生态产品经营主体密度为被解释变量，表2中表征自然资源禀赋和市场经济条件的12个指标为解释变量，表征地区经济状况和政府调控能力的指标 c_1 、 c_2 为控制变量。通过共线性检验，地区生境质量(r_4)和地区森林覆盖率(r_6)两个变量的方差膨胀因子(VIF)高于10，从变量的相关性分析看(表5)， r_4 和 r_6 之间存在高度相关，且 r_4 、 r_6 与多个变量相关性较高，回归模型存在多重共线性，可能使拟合结果不准确。在模型2中，去掉高度相关的变量 r_4 、 r_6 ，剩余变量的VIF低于7.5，达到回归分析要求。由表4可知，模型2的Adj- R^2 为0.527，表明此模型可解释52.7%的经营主体空间分布。回归分析结果显示，自然地理因素包括地区多年平均气温(r_2)、地区多年平均降水量(r_3)、地区植被丰富度(r_5)指标，社会经济因素包括地区内部路网密度(m_3)、地区到区域中心时间距离(m_4)、地区一产占比(m_5)指标，对经营主体密度呈显著性影响。影响因子系数从大到小依次是 m_3 (0.423)>

表4 OLS模型估计及诊断结果
Table 4 Estimation and diagnosis results of OLS model

解释变量	模型1					模型2				
	标准化系数	标准误差	<i>t</i>	显著性	<i>VIF</i>	标准化系数	标准误差	<i>t</i>	显著性	<i>VIF</i>
常量		0.099	3.415	0.001***			0.067	0.892	0.374	
r_1	0.037	0.038	0.715	0.475	1.368	-0.012	0.038	-0.234	0.815	1.287
r_2	-0.145	0.075	-2.436	0.016**	1.761	-0.107	0.069	-1.939	0.054*	1.433
r_3	-0.184	0.083	-1.569	0.118	6.861	-0.150	0.063	-1.679	0.095*	3.737
r_4	-0.617	0.148	-3.415	0.001***	16.292					
r_5	0.194	0.063	1.984	0.049**	4.785	0.233	0.058	2.606	0.010***	3.764
r_6	0.641	0.088	3.681	0.000***	15.113					
m_1	0.026	0.056	0.446	0.656	1.718	0.046	0.058	0.756	0.450	1.702
m_2	0.086	0.072	0.910	0.364	4.458	0.154	0.072	1.638	0.103	4.142
m_3	0.334	0.078	4.291	0.000***	3.023	0.423	0.074	5.767	0.000***	2.527
m_4	0.072	0.081	1.383	0.168	1.368	0.119	0.081	2.280	0.024**	1.281
m_5	-0.213	0.067	-2.749	0.007***	2.992	-0.201	0.069	-2.522	0.012**	2.985
m_6	0.037	0.056	0.751	0.453	1.196	0.030	0.057	0.597	0.551	1.156
c_1	-0.321	0.134	-2.670	0.008***	7.196	-0.328	0.138	-2.657	0.008***	7.169
c_2	0.452	0.130	3.863	0.000***	6.845	0.440	0.134	3.662	0.000***	6.782
K(BP) 统计量			-					32.021		
AICc			-					-301		
R^2			0.583					0.553		
Adj- R^2			0.555					0.527		

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平，下同。

表5 各变量之间的Pearson相关系数
Table 5 Correlation coefficients of variables

	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	r_6	m_1	m_2	m_3	m_4	m_5	m_6	c_1	c_2
r_1	1													
r_2	-0.219**	1												
r_3	0.317**	-0.130	1											
r_4	0.374**	-0.396**	0.844**	1										
r_5	0.370**	-0.124	0.823**	0.830**	1									
r_6	0.298**	-0.247**	0.899**	0.927**	0.850**	1								
m_1	0.041	0.168*	0.169*	-0.014	0.129	0.117	1							
m_2	0.076	0.347**	0.185**	-0.094	0.038	0.098	0.525**	1						
m_3	-0.127	0.450**	-0.136*	-0.468**	-0.285**	-0.265**	0.431**	0.636**	1					
m_4	0.037	-0.242**	0.157*	0.239**	0.148*	0.261**	-0.243**	-0.155*	-0.217**	1				
m_5	-0.091	-0.258**	-0.183**	0.059	-0.085	-0.081	-0.583**	-0.754**	-0.549**	0.332**	1			
m_6	0.102	0.053	0.248**	0.203**	0.191**	0.242**	0.160*	0.181**	0.147*	-0.010	-0.117	1		
c_1	0.065	0.257**	-0.194**	-0.403**	-0.270**	-0.297**	0.267**	0.662**	0.595**	-0.196**	-0.507**	0.065	1	
c_2	0.083	0.269**	-0.054	-0.294**	-0.153*	-0.174**	0.312**	0.698**	0.597**	-0.172**	-0.523**	0.171*	0.907**	1

$r_5(0.233) > m_4(0.119) > r_2(-0.107) > r_3(-0.150) > m_5(-0.201)$ 。通过 OLS 诊断，模型 2 的 $K(BP)$ 统计量为 32.021，通过 1% 水平显著性检验，表明乡村生态产品经营主体密度与解释变量不存在地理空间的一致性，因此需要通过 GWR 模型解决空间异质性问题。

2.3.2 影响因素的空间异质性

首先，对乡村生态产品经营主体密度进行空间自相关分析，计算结果显示 Moran's $I=0.4458 > 0$ ，表明经营主体密度具有正的空间自相关性。基于 OLS 模型 2 结果，去掉高度相关的变量 r_4 、 r_6 ，采用 ArcGIS 软件构建 GWR 模型，运算结果如表 6 所示，与 OLS 模型相比，GWR 模型的 Adj- R^2 为 0.533，拟合优度提高，AICc 下降，拟合性能提高。

GWR 模型运算结果显示了每一个空间单元的特定回归系数，表 6 为对各系数值进行的统计，从表中可知，各解释变量在空间上变异性较大，中位数与平均值数值接近，可知本回归在空间多数范围内的影响性质趋同。如图 4a 所示，各区县局部回归标准化残差值中约 96.9% 在 $[-2.5, 2.5]$ 内，模型整体效果较好，对 GWR 模型回归系数进行空间显示，反映各解释变量在局部地理空间上的作用（图 4b~图 4k）。

如图 4 所示，社会经济因素是长三角乡村生态产品商品化格局的主要影响因素，反映了以地区交通条件、客源市场条件、产业基础为主要特征的市场经济条件对商品化格局的影响：

（1）地区交通条件是影响商品化格局的最主要因素，主要体现为地区内部路网密度（ m_3 ）和地区到区域中心时间距离（ m_4 ）指标。根据表 6、图 4， m_3 、 m_4 回归系数中位数分别为 0.425、0.179，均与经营主体密度整体呈显著正相关趋势。从空间异质性看， m_3 、 m_4 回归系数高值区分别位于浙江沿海和江浙沪沿海， m_3 低值区位于苏北和皖西北， m_4 低值区位于皖西，两个指标的回归系数整体上均呈现由沿海向内陆递减的分布格局。由 2.2 可知，杭州湾沿海核心地区经营主体密集，多为地理标志农产品类、休闲农业观光展览

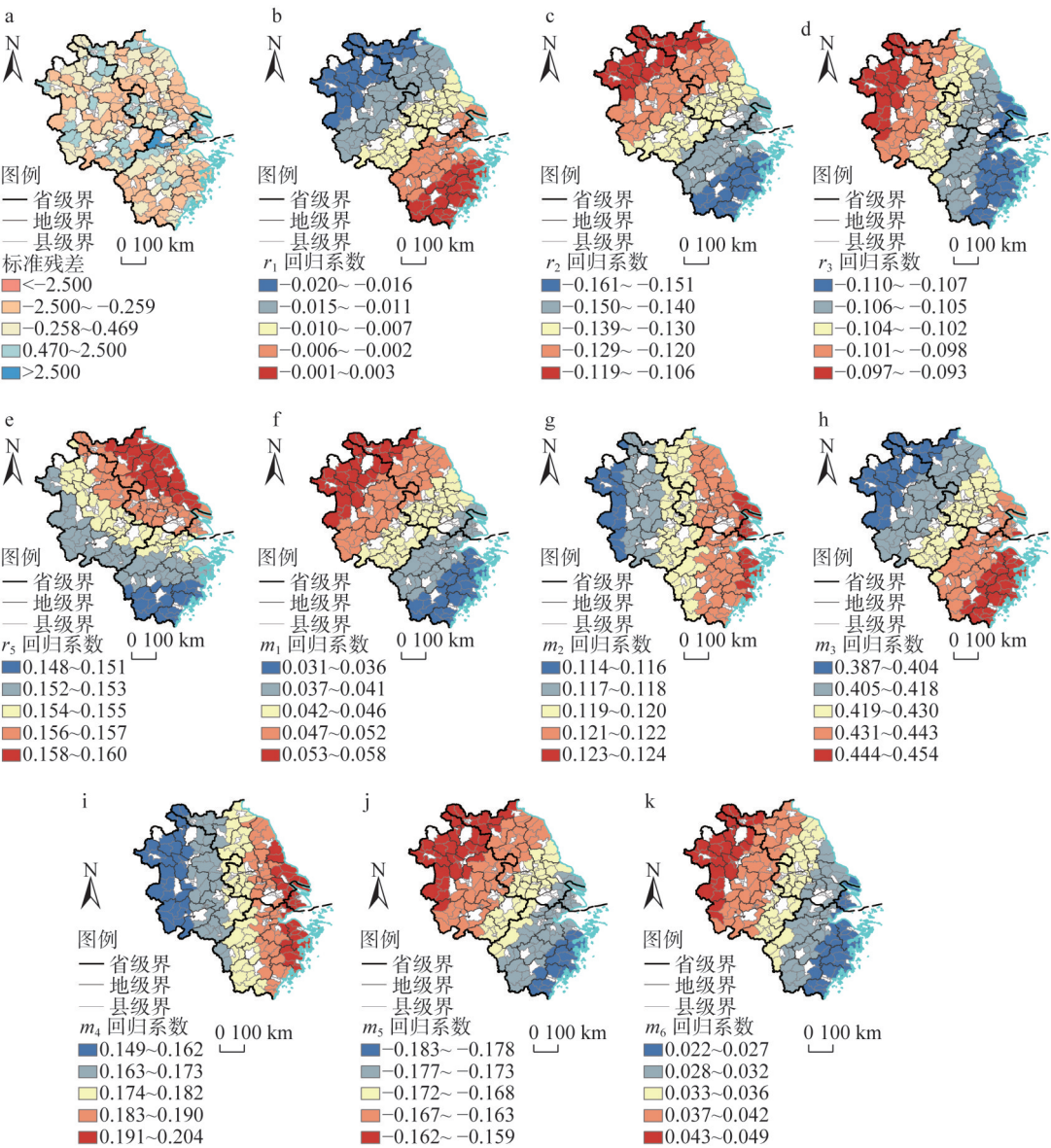


图4 长三角GWR模型标准化残差及回归系数空间分布

Fig. 4 Spatial distribution of standardized residual and regression coefficient of GWR model in Yangtze River Delta

类、生态康养类，这些类型的经营主体规模小、数量多、差异性小、受地区交通条件影响较大，地区内路网越密集，到区域中心的时间距离越短，越能吸引消费者。而在经营主体相对稀少的内陆地区，多为颇具地域特色的物质产品或大型旅游景点，吸引力强，其发展受交通条件影响相对较弱。

(2) 客源市场条件是影响商品化格局的重要因素，主要体现为地区城镇居民人均可支配收入 (m_2) 指标。 m_2 回归系数中位数为0.120，与经营主体密度整体呈显著正相关趋势。从空间异质性看，回归系数整体呈现由东向西递减的分布格局。结合2.2研究结果和长三角地区不同区域间经济发展水平差异，回归系数分布格局可在一定程度上说明在经

表6 GWR模型运算结果
Table 6 Regression results of GWR model

解释变量	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值	平均值
r_1	-0.020	-0.014	-0.010	-0.004	0.003	-0.009
r_2	-0.161	-0.146	-0.134	-0.124	-0.106	-0.135
r_3	-0.110	-0.107	-0.104	-0.101	-0.093	-0.104
r_5	0.148	0.152	0.154	0.156	0.160	0.154
m_1	0.031	0.038	0.044	0.049	0.058	0.044
m_2	0.114	0.118	0.120	0.121	0.124	0.119
m_3	0.387	0.410	0.425	0.439	0.454	0.424
m_4	0.149	0.168	0.179	0.188	0.204	0.178
m_5	-0.183	-0.175	-0.169	-0.164	-0.159	-0.170
m_6	0.022	0.028	0.034	0.040	0.049	0.034
c_1	-0.386	-0.373	-0.362	-0.352	-0.333	-0.362
c_2	0.487	0.491	0.492	0.493	0.494	0.492
带宽	9.724	—	—	—	—	—
残差平方和	2.886	—	—	—	—	—
Sigma	0.118	—	—	—	—	—
AICc	-304	—	—	—	—	—
R^2	0.563	—	—	—	—	—
Adj- R^2	0.533	—	—	—	—	—

济发展水平相对较高的东部地区，城镇居民人均可支配收入对生态产品商品化的正向影响更强。

(3) 地区产业基础是商品化格局形成过程中不可忽视的影响因素，主要体现为地区一产占比 (m_5) 和地区三产占比 (m_6) 指标。 m_5 、 m_6 回归系数中位数分别为 -0.169、0.034，前者与经营主体密度整体呈负相关趋势，后者呈正相关趋势。从空间异质性看， m_5 回归系数绝对值由东南部向西北部递减， m_6 则相反。结合 2.2 研究结果和长三角区域间产业发展差异，两指标基本相反的回归系数分布格局可在一定程度上说明，在东南部服务业发达地区，服务业产业基础对商品化的正向影响更强，地区长期从事农业生产带来的负向作用更弱；在西北部农业发达地区，长期农业生产可能更加不利于生态产品通过直接市场交易实现价值。

自然地理因素是长三角乡村生态产品商品化格局的重要影响因素，反映了自然资源禀赋条件对商品化格局的影响，主要体现为地区植被丰富度 (r_5)、地区多年平均气温 (r_2)、地区多年平均降水量 (r_3) 指标。 r_5 、 r_2 、 r_3 回归系数中位数分别为 0.154、-0.134、-0.104， r_5 与经营主体密度整体呈显著正相关趋势， r_2 、 r_3 呈负相关趋势。从空间异质性来看， r_5 回归系数高值区主要集中在江苏省中北部，呈现向西、南两侧递减的格局，低值区主要集中在浙江省南部。结合 1.1 研究区概况可知，相较于浙南地区，江苏中北部地形平坦，土地利用类型多为耕地，可在一定程度上说明在以耕地为主的平原农区，地区植被丰富度对商品化的正向影响更显著。 r_2 、 r_3 回归系数绝对值均整体呈现由东南向西北递减的分布格局。长三角气温、降水整体由南向北递减，在降水丰沛、气温较

高的东南部，降水和气温的持续增加对生态产品商品化的负向影响更明显，在西北部地区，降水增加、气温升高带来的负向影响较弱。

2.3.3 不同类型生态产品商品化格局的影响因素分析

不同类型乡村生态产品商品化格局的影响因素存在明显差异，为探究其主要影响因素，分别以不同类型经营主体数量（部分类型经营主体数量少，密度值过低，故以数量值衡量）为被解释变量进行逐步回归分析，筛选有显著影响的因子，回归结果如表7所示。

表7 OLS模型运算结果
Table 7 Regression results of OLS model

被解释变量	解释变量	标准化系数	标准误差	<i>t</i>	显著性	VIF
Q_a	常量		0.041	-3.712	0.000	
	r_4	0.531	0.059	9.256	0.000***	1.009
	m_2	0.118	0.055	2.053	0.041**	1.009
Q_b	常量		0.025	-2.682	0.008	
	r_4	0.209	0.037	3.042	0.003***	1.174
	r_1	0.174	0.033	2.523	0.012**	1.180
	m_5	0.149	0.037	2.338	0.020**	1.019
Q_c	常量		0.015	11.715	0.000	
	r_3	-0.336	0.032	5.295	0.000***	1.000
Q_d	常量		0.031	-2.960	0.003	
	c_2	0.633	0.057	10.224	0.000***	1.279
	r_4	0.547	0.078	4.743	0.000***	4.437
	r_3	-0.251	0.065	-2.278	0.024**	4.064
Q_e	常量		0.026	-0.676	0.500	
	r_6	0.394	0.032	6.970	0.000***	1.418
	c_2	0.286	0.090	3.945	0.000***	2.333
	r_1	0.232	0.041	4.538	0.000***	1.153
	m_2	0.296	0.067	3.717	0.000***	2.803
	m_3	-0.157	0.078	-2.259	0.025**	2.151
Q_f	常量		0.035	2.802	0.006	
	r_5	0.277	0.033	4.180	0.000***	1.082
	c_1	0.211	0.059	3.102	0.002***	1.141
	r_2	-0.159	0.065	-2.398	0.017**	1.075

注： Q_a 、 Q_b 、 Q_c 、 Q_d 、 Q_e 、 Q_f 分别表示地理标志农产品、乡村包装天然水、乡村生物质能、休闲农业观光展览、乡村生态旅游、乡村生态康养的经营主体数量。

据此，地区地形多样性（ r_1 ）、地区多年平均气温（ r_2 ）、地区多年平均降水量（ r_3 ）、地区生境质量（ r_4 ）、地区植被丰富度（ r_5 ）、地区森林覆盖率（ r_6 ）、地区城镇居民人均可支配收入（ m_2 ）、地区内部路网密度（ m_3 ）、地区一产占比（ m_5 ）9个特征变量可视作自然资源禀赋和市场经济条件等影响因素作用乡村生态产品商品化的主要路径。

自然资源禀赋对多种类型经营主体数量影响显著。对于地理标志农产品， r_4 与经营主体数量呈显著正相关趋势，表明地区生境质量是促进地理标志农产品商品化的重要因

子；对于乡村包装天然水， r_1 、 r_4 与经营主体数量呈显著正相关趋势，结合2.2研究结果，临近平原的多山地区是包装天然水主产区，生境质量提高一个百分点将增加包装天然水供给主体数量0.21个百分点，地形多样性增加一个百分点将增加供给主体数量0.17个百分点；对于乡村生物质能， r_3 与经营主体数量呈显著负相关趋势，这可能与长三角的农业发达地区主要集中在降水相对较少的皖北、苏北等地有关；对于休闲农业观光展览服务， r_4 与经营主体数量呈显著正相关趋势，表明地区生境质量也是促进休闲农业观光展览服务发展的重要因子；对于乡村生态旅游服务， r_1 、 r_6 与经营主体数量呈显著正相关趋势，说明多样化的地形、较高的森林覆盖率有利于乡村生态旅游发展；对于乡村生态康养服务， r_5 与经营主体数量呈显著正相关趋势，表明类型丰富的植被是促进生态康养服务发展的重要因子， r_1 呈显著负相关趋势，表明过高的气温不利于生态康养服务发展。

市场经济条件对地理标志农产品、乡村包装天然水、乡村生态旅游服务等类型经营主体数量影响显著。对于地理标志农产品和乡村生态旅游服务， m_2 均与其经营主体数量呈显著正相关趋势，表明地区较高的城镇居民人均可支配收入能够促进地理标志农产品和生态旅游发展。对于乡村包装天然水， m_5 与经营主体数量呈显著正相关趋势，地区一产占比增加一个百分点将增加供给主体数量0.15个百分点。

3 结论与讨论

3.1 结论

(1) 长三角乡村生态产品商品化主要在苏南、浙北集聚，已形成湖州—杭州、太湖沿岸、合肥市3个高密度区，并在多个大城市中心城区周边形成次高密度区。不同类型生态产品的商品化格局存在明显差异：地理标志农产品集聚在浙中、浙南地区，包装天然水企业集聚在毗邻平原的山区，生物质能企业集聚在农区，多沿江沿海分布，休闲农业、乡村生态旅游服务集聚在大城市周边，乡村生态康养服务多分布在环境质量较好的地区。

(2) 社会经济因素是长三角乡村生态产品商品化格局的主要影响因素。研究表明，地区的交通条件、城镇居民人均可支配收入、产业基础等市场经济条件对商品化格局有显著影响。自然地理因素对商品化格局的影响也不容忽视，地区植被丰富度、多年平均降水量、多年平均气温等自然资源禀赋条件对地区生态产品密度有显著影响。自然地理因素主要影响乡村地区的生态产品供给能力，对休闲农业观光展览服务、生物质能、生态康养服务等资源指向型生态产品影响显著；市场经济条件主要影响乡村生态产品的消费市场，对乡村生态旅游服务等市场指向型生态产品影响显著。

(3) 在乡村生态产品商品化格局的影响因素方面，GWR模型的解释力度优于OLS模型，影响因素与商品化格局的关系具有明显空间异质性：①地区交通条件对生态产品商品化的促进作用在以杭州湾为核心的沿海地区更强，在经营主体相对稀少的内陆地区相对较弱；②城镇居民人均可支配收入对商品化的正向影响在经济发展水平相对较高的东部地区更显著；③在东南部服务业发达地区，服务业产业基础对商品化的正向影响更强，地区长期从事农业生产带来的负向作用更弱，在西北部农业发达地区，长期从事

农业生产可能更加不利于生态产品通过直接市场交易实现价值;④地区植被丰富度对商品化的正向影响在江苏省中北部等以耕地为主要土地利用类型的平原农区作用更显著;⑤在降水丰沛、气温较高的东南部地区,降水增多、气温升高会对生态产品商品化产生更为显著的负向影响。

3.2 讨论

(1) 探讨乡村生态产品价值实现路径需着眼区域差异。根据研究结论,长三角乡村生态产品商品化格局主要受市场经济条件影响,由于地区市场经济条件具有空间异质性,生态产品商品化存在区域差异。长三角西南部和南部山地生态资源丰富,生态系统服务价值高,受限于与消费市场之间的距离,商品化程度偏低,长三角生态产品空间分布与其商品化格局之间存在错位。与长三角相比,部分中西部欠发达地区乡村的市场经济条件较差,即使具备较强的生态产品供给能力,通过直接市场交易实现产品价值仍存在困难。乡村生态产品价值实现应因地制宜,在靠近消费市场的乡村,可通过保护生境、改善地区交通条件等手段增加生态产品供给、加强城乡联系,促进要素流动,加速生态产品商品化;在距离消费市场较远、生态环境优越的乡村,可通过合理开发生态资源,联合周围村庄组团发展等方式提高知名度和吸引力,有针对性地促进生态产品商品化,也可通过政府财政转移支付等多种方式实现价值。

(2) 乡村生态产品价值实现需发挥行政主体、市场主体与本土乡村社区等多元行动者在此过程中的能动作用。长三角乡村生态产品经营主体调动自身积极性激发内生动力,在区域内形成多个不同规模的密集区,从制度逻辑上看,这是市场主体主观能动性作用的结果,但这个探索过程不能抛开制度背景。从国家到地方的各个层级尺度制度的制定与出台,为生态产品商品化提供了基础语境和保障条件,也为其他多元主体参与提供了可能。结合研究结论,影响因素与商品化格局的关系具有明显空间异质性,这要求政府的政策制定要精准识别生态产品商品化的基础条件和发展潜能。地方政府在制定产业政策、乡村发展政策时,要依托当地独特的自然资源禀赋、结合地区市场经济条件,选择适配的生态产品类型,大力培育生态产品商品化经营主体,出台有针对性、切实可行的产权保护和市场监管政策,为企业持续发展、创新升级提供制度性保障。

(3) 研究数据选择与影响因素分析有待拓展。本文以经营主体空间分布反映已实现商品化的生态产品的空间分布,可基本反映生态产品商品化格局。经营主体点位数据可反映经营主体地理位置,基本满足本文研究需求,但经营主体的规模和发展状况也是生态产品商品化的重要内容,受数据限制未能体现。在影响因素选择方面,本文从供需角度出发,认为商品化格局是经营主体在自然资源本底基础上追逐消费市场的结果,并受到人类活动对现有地表空间利用格局的限制,以自然地理因素和社会经济因素为因素层构建指标体系开展分析。乡村生态产品商品化是在多因素影响下发生的复杂现象,除本文选择的影响因素外,政府对生态产品价值实现的重视和响应在商品化过程中亦发挥重要作用,由于难以量化,在定量分析部分未作进一步探究。

参考文献(References):

- [1] 王金南,王志凯,刘桂环,等.生态产品第四产业理论与发展框架研究.中国环境管理,2021,13(4): 5-13. [WANG J N, WANG Z K, LIU G H, et al. A framework research of theory and its practice of the fourth industry of ecological prod-

- ucts. *Chinese Journal of Environmental Management*, 2021, 13(4): 5-13.]
- [2] 曾贤刚, 虞慧怡, 谢芳. 生态产品的概念、分类及其市场化供给机制. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(7): 12-17. [ZENG X G, YU H Y, XIE F. Concept, classification and market supply mechanism of ecological products. *China Population, Resources and Environment*, 2014, 24(7): 12-17.]
- [3] 叶兴庆. 迈向2035年的中国乡村: 愿景、挑战与策略. *管理世界*, 2021, 37(4): 98-112. [YE X Q. China's rural areas toward 2035: Vision, challenges and strategies. *Journal of Management World*, 2021, 37(4): 98-112.]
- [4] 张元洁, 田云刚. 马克思的产业理论对乡村产业振兴的指导意义. *中国农村经济*, 2020, (10): 2-16. [ZHANG Y J, TIAN Y G. The guiding significance of Karl Marx's Industrial Theory to rural industry revitalization. *Chinese Rural Economy*, 2020, (10): 2-16.]
- [5] 王宾. 共同富裕视角下乡村生态产品价值实现: 基本逻辑与路径选择. *中国农村经济*, 2022, (6): 129-143. [WANG B. The value realization of rural ecological products from the perspective of common prosperity: Basic logic and value realization path choice. *Chinese Rural Economy*, 2022, (6): 129-143.]
- [6] SCHERR S J. A downward spiral? Research evidence on the relationship between poverty and natural resource degradation. *Food Policy*, 2000, 25(4): 479-498.
- [7] TSCHAKERT P. Environmental services and poverty reduction: Options for smallholders in the Sahel. *Agricultural Systems*, 2007, 94(1): 75-86.
- [8] 杜焱强, 王继应, 孙雪峰. “生态颜值”何以持续转化为“农民财富”? *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(10): 150-159. [DU Y Q, WANG J Y, SUN X F. How can "ecological products" be continuously transformed into "farmers wealth"? *China Population, Resources and Environment*, 2022, 32(10): 150-159.]
- [9] DALIY G C. *Nature's Services: Societal Dependence on Natural Ecosystems*. Washington DC: Island Press, 1997.
- [10] COSTANZA R, D'ARGE R, DE GROOT R, et al. The value of the world's ecosystem services and natural capital. *Nature*, 1997, 387(15): 253-260.
- [11] 张林波, 虞慧怡, 郝超志, 等. 生态产品概念再定义及其内涵辨析. *环境科学研究*, 2021, 34(3): 655-660. [ZHANG L B, YU H Y, HAO C Z, et al. Redefinition and connotation analysis of ecosystem product. *Research of Environmental Sciences*, 2021, 34(3): 655-660.]
- [12] WUNDER S. *Payments for Environmental Services: Some Nuts and Bolts*. Bogor: Center for International Forestry Research, 2005: 3-8.
- [13] FARLEY J, COSTANZA R. Payments for ecosystem services: From local to global. *Ecological Economics*, 2010, 69(11): 2060-2068.
- [14] WUNDER S. Revisiting the concept of payments for environmental services. *Ecological Economics*, 2015, 117(9): 234-243.
- [15] 袁伟彦, 周小柯. 生态补偿问题国外研究进展综述. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(11): 76-82. [YUAN W Y, ZHOU X K. Review of research progress abroad in payments for ecosystem services. *China Population, Resources and Environment*, 2014, 24(11): 76-82.]
- [16] 戴其文, 赵雪雁. 生态补偿机制中若干关键科学问题: 以甘南藏族自治州草地生态系统为例. *地理学报*, 2010, 65(4): 494-506. [DAI Q W, ZHAO X Y. Discussion on several key scientific issues of eco-compensation mechanism in Gannan Tibetan Autonomous Prefecture. *Acta Geographica Sinica*, 2010, 65(4): 494-506.]
- [17] 靳乐山, 吴乐. 我国生态补偿的成就、挑战与转型. *环境保护*, 2018, 46(24): 7-13. [JIN L S, WU L. Achievements, challenges and transformation of China's ecological compensation. *Environmental Protection*, 2018, 46(24): 7-13.]
- [18] 温铁军, 罗士轩, 董筱丹, 等. 乡村振兴背景下生态资源价值实现形式的创新. *中国软科学*, 2018, (12): 1-7. [WEN T J, LUO S X, DONG X D, et al. The innovative form of value realization of ecological resources under the background of rural vitalization. *China Soft Science*, 2018, (12): 1-7.]
- [19] 张轩畅, 刘彦随, 李裕瑞, 等. 黄土丘陵沟壑区乡村生态产业化机理及其典型模式. *资源科学*, 2020, 42(7): 1275-1284. [ZHANG X C, LIU Y S, LI Y R, et al. Mechanism and typical patterns of rural ecological industrialization in the Loess Hilly-Gully region of China. *Resources Science*, 2020, 42(7): 1275-1284.]

- [20] CLOKE P. *The Countryside as Commodity: New Rural Spaces for Leisure*. London: Belhaven Press, 1993: 53-67.
- [21] WOODS M. *Rural Geography*. London: SAGE Publications, 2005.
- [22] 王鹏飞. 论北京农村空间的商品化与城乡关系. *地理学报*, 2013, 68(12): 1657-1667. [WANG P F. A study on commodification in rural space and the relationship between urban and rural areas in Beijing city. *Acta Geographica Sinica*, 2013, 68(12): 1657-1667.]
- [23] 苏康传, 杨庆媛, 吴江, 等. 重庆市乡村空间商品化格局特征、驱动机制及发展模式. *经济地理*, 2022, 42(7): 167-177. [SU K C, YANG Q Y, WU J, et al. The pattern characteristics, driving mechanism and development model of rural spatial commodification in Chongqing. *Economic Geography*, 2022, 42(7): 167-177.]
- [24] 刘刚, 沈镭. 中国生物质能源的定量评价及其地理分布. *自然资源学报*, 2007, 22(1): 9-19. [LIU G, SHEN L. Quantitative appraisal of biomass energy and its geographical distribution in China. *Journal of Natural Resources*, 2007, 22(1): 9-19.]
- [25] 刘永林, 雒昆利, 倪润祥, 等. 新疆于田县优质富锂富锶天然饮用矿泉水及其开发前景. *自然资源学报*, 2013, 28(12): 2150-2158. [LIU Y L, LUO K L, NI R X, et al. High quality natural Li-rich and Sr-rich drinking-water in Yutian county, Xinjiang and its development prospect. *Journal of Natural Resources*, 2013, 28(12): 2150-2158.]
- [26] 李裕瑞, 卜长利, 王鹏艳. 中国农产品地理标志的地域分异特征. *自然资源学报*, 2021, 36(4): 827-840. [LI Y R, BU C L, WANG P Y. Spatial pattern of agro-product geographical indications in China. *Journal of Natural Resources*, 2021, 36(4): 827-840.]
- [27] 钟林生, 马向远, 曾瑜哲. 中国生态旅游研究进展与展望. *地理科学进展*, 2016, 35(6): 679-690. [ZHONG L S, MA X Y, ZENG Y X. Progresses and prospects of ecotourism research in China. *Progress in Geography*, 2016, 35(6): 679-690.]
- [28] 李伯华, 李珍, 刘沛林, 等. 湘江流域传统村落景观基因变异及其分异规律. *自然资源学报*, 2022, 37(2): 362-377. [LI B H, LI Z, LIU P L, et al. Landscape gene variation and differentiation law of traditional villages in Xiangjiang River Basin. *Journal of Natural Resources*, 2022, 37(2): 362-377.]
- [29] 杨馥端, 窦银娣, 易韵, 等. 催化视角下旅游驱动型传统村落共同富裕的机制与路径研究: 以湖南省板栗村为例. *自然资源学报*, 2023, 38(2): 357-374. [YANG F D, DOU Y D, YI Y, et al. The mechanism and path of common prosperity of tourism-driven traditional villages from the perspective of catalysis: Taking Banliang village in Hunan province as an example. *Journal of Natural Resources*, 2023, 38(2): 357-374.]
- [30] 许泽宁, 高晓路. 基于电子地图兴趣点的城市建成区边界识别方法. *地理学报*, 2016, 71(6): 928-939. [XU Z N, GAO X L. A novel method for identifying the boundary of urban built-up areas with POI data. *Acta Geographica Sinica*, 2016, 71(6): 928-939.]
- [31] 王周伟, 崔百胜, 张元庆. *空间计量经济学: 现代模型与方法*. 北京: 北京大学出版社, 2017: 179-191. [WANG Z W, CUI B S, ZHANG Y Q. *Spatial Econometrics: Modern Models and Methods*. Beijing: Peking University Press, 2017: 179-191.]

Analysis on the pattern and determinants of rural ecological products commodification in the Yangtze River Delta

LI Ying-ying^{1,2}, CHEN Cheng¹, CAO Hui¹, GAO Jin-long¹, CHEN Jiang-long^{1,3}

(1. Nanjing Institute of Geography and Limnology, Key Laboratory of Watershed Geographic Sciences, CAS, Nanjing 210008, China; 2. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China; 3. Jiangsu Collaborative Innovation Center of Regional Modern Agriculture & Environmental Protection, Huaiyin Normal University, Huai'an 223300, Jiangsu, China)

Abstract: Research on the commodification of ecological products has important implications for guiding the ecological transformation of current economic and social development. In this paper, we take the Yangtze River Delta as a case study and employ data related to agro-product geographical indication, point of interest (POI) and enterprises in 2022. With the help of ArcGIS and SPSS Software, we explore the spatial pattern and determinants of rural ecological products commodification in the Yangtze River Delta (YRD). In the first place, we use the method of Kernel Density Analysis to explore the spatial pattern of rural ecological products commodification in the study area. In the second place, based on economic demand and supply, we take the natural resource endowment and market economic conditions as the factor layer to construct a determinants index system to explain the commodification pattern. In the third place, we compare the GWR model with the traditional OLS model to further investigate the determinants of the commodification pattern in the YRD. Based on the analysis, the primary conclusions can be summarized as follows. (1) The commodification pattern exhibited agglomeration characteristics in Southern Jiangsu and Northern Zhejiang. Up to now, three high-density areas have been formed: Huzhou-Hangzhou, the coast of Lake Taihu, and Hefei city. In addition, sub-high-density areas have been formed in the suburbs of many large cities. (2) The market economy is the main factor affecting the formation of commodification pattern, in which regional traffic conditions, per capita disposable income of urban residents, and industrial base of service industry have significant positive effects. (3) In the model selection, we compare the GWR model with the traditional OLS model. The result shows that GWR is better, indicating that the impact of the indicators varies across space. In coastal areas, the commodification pattern is greatly affected by the regional traffic conditions. In areas with a higher level of economic development, the positive impact of the per capita disposable income index of urban residents is more significant. In areas with a developed service industry, the positive effect of the service industry base is more significant, while the negative impact brought by long-term agricultural production is weaker.

Keywords: rural areas; value realization of ecological products; commodification pattern; Yangtze River Delta