

省域休闲农业发展效率的差异性与收敛性

李彬彬¹ 米增渝^{1*} 张正河^{1,2}

(1. 中国农业大学 经济管理学院,北京 100083;
2. 中国农业大学 中国县域经济研究中心,北京 100083)

摘要 为了解我国休闲农业发展效率的动态演化特征,利用2008—2016年30个省(市、自治区,统计数据未含西藏自治区及港、澳、台地区,下同)休闲农业数据,将异质性环境变量引入效率测算,利用三阶段DEA对我国休闲农业发展效率进行了测算,并使用PS收敛检验对我国休闲农业效率的收敛性进行了检验。研究发现:1)我国30个省(市、自治区)的休闲农业发展效率存在明显差异,引入环境异质性变量对投入产出变量进行了修正,省际效率差异性更加明显;2)我国休闲农业发展效率整体不存在收敛,但存在俱乐部收敛,有7种收敛类型,不同类型的相对转移路径之间存在较大差异。基于研究结论,提出以下政策建议:转变休闲农业发展方向,从规模扩张向结构升级转变;实施差异化效率提升策略,缩小区域间效率差距;强化区域之间的交流,促进区域休闲农业协作。

关键词 休闲农业; 发展效率; 三阶段DEA; 收敛性

中图分类号 F713.55 文章编号 1007-4333(2020)01-0231-14 文献标志码 A

Differences and convergence of provincial leisure agriculture development efficiency

LI Binbin¹, MI Zengyu^{1*}, ZHANG Zhenghe^{1,2}

(1. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;
2. China County Economic Research Center, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract In order to understand the dynamic evolution characteristics of China's leisure agriculture development efficiency, the leisure agriculture data of 30 provinces (municipalities and autonomous regions, the statistical data of Tibet autonomous region, Hong Kong, Macao and Taiwan are not included, the same as below) from 2008 to 2016 were analyzed. Heterogeneous environmental variables were introduced into the efficiency measurement and three-stage DEA was used to evaluate the development efficiency of China's leisure agriculture. The convergence of the leisure agriculture efficiency in China was verified by PS convergence test. The results showed that: 1) There were significant differences in the efficiency of leisure agriculture development in 30 provinces (municipalities and autonomous regions). The introduction of environmental heterogeneity variables has revised the input-output variables, and the differences in inter-provincial efficiency were more obvious; 2) There was no convergence in the overall development efficiency of leisure agriculture in China, but there was club convergence effect, and included 7 types of convergence. There were bigger differences between different types of relative transfer paths. The following policy recommendations were proposed based on the research: Transforming the development direction of leisure agriculture from scale expansion to structural upgrading; Implementing differentiated efficiency improvement strategies and narrowing down regional efficiency gaps; Strengthening regional exchanges and promoting regional leisure agriculture collaboration.

Keywords leisure agriculture; development efficiency; three-stage DEA; convergence

收稿日期: 2019-07-22

基金项目: 国家自然科学基金项目(71573259);国家社会科学基金项目(11&ZD009)

第一作者: 李彬彬,博士研究生,E-mail:libinbin01234@163.com

通讯作者: 米增渝,教授,主要从事休闲农业与农村企业发展研究,E-mail:zymi@cau.edu.cn

我国休闲农业发展迅猛,呈现出多层次性和多样性发展态势。作为农业和旅游业相交叉的新型农业产业形态,休闲农业是以农业资源为依托的产业扩展和延伸,是实现乡村内生发展和乡村振兴的有效手段。世界银行数据显示,当人均国民生产总值达到3 000美元以上时,休闲消费将呈现高速增长。2008年我国人均GDP突破3 000美元的门槛,达到了3 471美元,以农家乐和采摘园为主体的休闲农业开始呈现井喷式增长,经过20多年的发展,我国休闲农业呈现出产业类型多样化和组织模式多样化的格局。从产业模式来看,目前我国休闲农业包含了农家乐、民俗村、休闲农庄、农业科技教育基地、康养小镇和农业文化遗产旅游等多种模式和类型。从区域分布来看,我国休闲农业发展从最初的城郊型休闲农业逐渐延伸出农业资源依赖和生态资源依赖型休闲农业,区域集聚特征逐渐显现,呈现出“沿路、傍景、环城”特征^[1-2]。

资源禀赋差异、开发适宜性差异和投资主体差异是我国休闲农业发展差异的主要原因。我国幅员辽阔,除季节性差异外,省域间农业资源、区位条件和经济发展差异较大,使得休闲农业的发展基础存在一定的异质性和不平衡性,集中表现为区域间休闲农业发展基础的差异性。休闲农业开发是资源整合和各系统相互协调的结果^[3],作为农业的功能延伸和旅游业的区域扩展,由于开发的适宜性不同,休闲农业的发展进程也存在明显差异。投资是休闲农业发展的内在动力,休闲农业的投资发展呈现出区域差异性和阶段性差异特征,由于休闲农业的产业关联性特征,资本在发展过程中存在“累积效应”,从而休闲农业的发展具有自我强化特征,表现为休闲农业的发展速度差异。同时,与其他产业的发展相同,我国休闲农业的发展具有规模经济性特征^[4]。然而,农村自然资源和基础设施等乡村旅游资源的产权属性决定了“公地悲剧”的必然性^[5],在发展过程中负外部性特征逐渐显现,多种效应的作用最终表现为发展水平的动态差异。

我国省域间休闲农业发展水平的异质性如何体现?长期来看我国休闲农业发展水平的演变趋势如何?本研究将外部环境因素纳入模型分析中,通过效率测定和收敛性分析,以期厘清我国休闲农业发展的演化特征,促进区域休闲农业协调发展,提高我国休闲农业的发展水平。

1 文献综述

休闲农业的发展水平差异分析一直是经济学研究的热点。对于小样本休闲农业发展水平的分析,一般通过构建指标体系的方式,对区域之间的休闲农业发展差异进行评价^[6-8]。指标体系构建过程中的指标权重选择具有主观性特征,指标之间一般存在较高的共线性和交叉性,不同指标和权重得到的评价结果的偏差较大。Baležentis等^[9]通过指数分解(Index decomposition analysis, IDA)模型对立陶宛的乡村旅游发展状况从县级层面进行了评估,对农庄的数量、空间分布和容量及影响因素进行了分解。指数分解模型虽然从一定程度上解决了评价结果的稳定性,但模型的适用性较弱,适用于较少因素模型的分解,且主要是基于总量的模型分解。然而,针对于我国休闲农业呈现出以农家乐为主要组织模式的“大规模扩张,低水平发展”现状,从规模总量层面的差异分析不能解释休闲农业的低水平发展和部分地区的经营户退出现象。效率作为评价经济发展水平的重要指标,用来衡量指标相同指标下的多投入产出问题。因此从效率层面对我国休闲农业的发展差异性进行评价,具有一定的必要性和现实意义。

产业发展效率的分析方法一般有两种:一是参数模型估计,以C-D生产函数或经济增长模型为基础构建产业发展模型,利用Malquist或SFA(Stochastic frontier approach)方法测定出模型的综合效率,并进行模型分解,得到规模效率和技术效率;二是构建非参数的模型,将社会、经济等综合投入变量纳入其中,通过非参数的DEA(Data envelopment analysis)或SBM(Slack-Based-Measure)模型来估算。参数模型估计方法虽然能够对模型的经济效率进行评价和分解,其中SFA模型能够解决DEA模型不能解决的随机误差问题,但不能解决多投入多产出的问题。休闲农业的发展由于其产业高关联性,其影响具有综合性特征,经济效率不足以表征休闲农业的综合影响,因此,一般采用非参数的DEA模型对休闲农业的发展效率进行测定。

国内外学者利用DEA模型对休闲农业的发展效率进行了大量的研究。Morimoto^[10]对日本蓝莓农场的研究表明,使用DEA效率模型对农场效率进行分析十分有效,能够有针对性地改善农家乐管

理。Choo^[11]采用 DEA 模型对韩国小规模的观光农业进行了效率测定,发现 76% 的样本效率较低或无效率,与规模效率相比,管理效率相对滞后。Arru 等^[12]利用 DEA 模型对撒丁岛农家乐的效率进行了测定,发现通过差异化经营能够有效节省成本,提高农家乐经营效率。孔庆书等^[13]采用 DEA 模型,从总体效率和分类效率方面对河北省休闲农业发展进行了评价。张淑萍^[14]采用 DEA 模型对河南省休闲农业示范园区进行了效率测定。Galluzzo^[15]将政策异质性纳入考虑,采用对比分析的方法对 2 个不同岛屿上的农家乐效率进行了测定。由于传统 DEA 和 SBM 模型的前沿面上可能存在多个决策单元均有效,为了对决策单元进行排序,江燕玲^[16]通过构建采用超效率 SBM 模型对重庆乡村旅游发展状况进行评价,在模型分析中,对社会影响进行了扩展,将生产经营过程中的环境污染作为非期望的产出纳入模型分析中。

从研究方法来看,已有研究主要基于 DEA 和 SBM 模型对效率进行测算,但 DEA 和 SBM 模型的潜在假设是环境的一致性,这与休闲农业发展的区域异质性相悖,因此需要将环境异质性引入模型中。与旅游产业相同,休闲农业的发展要素(主要为资本)会自主的从效率较低的地区流向效率较高的地区,因此其发展效率处于动态演变中。从研究方向来看,已有研究主要基于截面数据对不同地区的休闲农业发展进行效率测定,缺乏对发展效率的动态评价。为了研究我国省域休闲农业发展的效率差异及效率演变特征,本研究采用省级面板数据,通过构建三阶段 DEA 模型,将环境异质性纳入模型分析中,测算出我国 30 个省(市、自治区)的休闲农业发展效率(由于统计数据缺失较多,本研究未包含西藏和港、澳、台地区数据,下同),利用 PS 收敛模型分析休闲农业发展效率的差异性和效率的动态演化特征。

2 数据来源及变量说明

2.1 数据来源

本研究使用的是 2008—2016 年我国 30 个省(市、自治区)的面板数据,其中,2014—2016 年从业人员数量、经营实体数量、休闲农业接待人次、休闲农业营业收入、带动农户人次数据主要来自《中国休闲农业年鉴(2015—2017)》^[17],2008—2013 年数据

主要来自农业农村部乡镇企业局休闲农业处对各省(市、自治区)休闲农业汇总资料。2008—2016 年休闲农业管理人员数量来自农业农村部休闲农业处统计。农林牧渔业全社会固定资产投资额来自于《中国统计年鉴(2009—2017)》^[18]。特色农作物总产值来自《中国农村统计年鉴(2009—2017)》^[19],使用农业总产值减去主要农作物^①产值表示。中国重要农业文化遗产数量来自农业农村部公布的中国重要农业文化遗产名单整理。全国休闲农业与乡村旅游五星级示范企业(园区)数量来自中国旅游协会休闲农业与乡村旅游分会每年公布的全国休闲农业与乡村旅游星级示范企业(园区)整理。

由于休闲农业相关数据路径不统一,首先利用 2014—2016 年休闲农业处统计数据与《中国休闲农业年鉴(2015—2017)》^[17]中数据进行比照,对于数据差异较小(<均值的 5%)省份数据采用农业农村部统计数据表示,数据差异较大(>均值的 5%)的省份(河北和新疆)数据采用所在省(自治区)的统计公报数据替代,个别缺失数据采用该省份其他年份数据指数平滑补充。此外,为避免存在异常值,对休闲农业相关数据进行 99% 的 WINSOR 异常值处理。

2.2 变量设定

DEA 模型一般采用的是多投入和多产出指标,在此基础上,将外部环境指标纳入模型分析中,本研究使用的指标类别分为 3 个方面:投入指标、产出指标和外部环境指标(表 1)。

2.2.1 投入指标选取

投入指标主要借鉴孔庆书等^[13]的指标选择,选取休闲农业发展过程中的人力、物力和资金投入作为主要投入指标。指标的具体选取过程中,依据休闲农业自身的发展和运营特征,人力投入采用从业人员数量、管理人员数量表示,物质资本投入采用经营实体数量来表示,资金投入采用农林牧渔业全社会固定资产投资额表示。

2.2.2 产出指标选取

接待人次和经营收入作为衡量休闲农业发展的重要产出指标,衡量了休闲农业发展的规模产出和经济产出。作为一种新的产业形式,由于其较低的准入性和较高的产业关联性,休闲农业的发展能够带来大量的就业机会。本研究选取的主要产出指标

^① 主要农作物指水稻、小麦、玉米、棉花、大豆、油菜和马铃薯。

为规模产出、经济产出和社会影响三部分,其中,休闲农业的规模产出采用休闲农业接待人次表示,经

济产出采用休闲农业营业收入表示,社会影响采用带动农户人数表示。

表1 投入产出指标设置及说明

Table 1 Input and output indicator settings and description

类别 Category	名称 Name	说明 Description
投入指标 Input indicators	从业人员数量	人力资本投入
	经营实体数量	物质资本投入
	农林牧渔业全社会固定资本投资额	资金投入规模
	管理人员数量	经营管理程度
产出指标 Output indicators	休闲农业接待人次	休闲农业规模产出
	休闲农业营业收入	休闲农业经济产出
	带动农户人数	休闲农业社会影响
外部环境指标 External environmental indicator	特色农作物总产值占比	农业资源丰富程度
	农业文化遗产与休闲农业示范企业数量	旅游资源禀赋
	θ_i 指数	区域休闲农业竞争程度

2.2.3 外部环境指标选取

休闲农业的发展受到多种外部环境的影响,农业和旅游业资源禀赋对休闲农业的发展影响显著^[20],资源禀赋的差异决定了休闲农业发展类型和发展模式的差异,进而影响到了其发展效率。此外,发展过程中的区域竞争程度会影响到自身发展效率。基于此,本研究将影响休闲农业发展的外部环境归类为三部分:农业资源丰富程度、旅游资源禀赋和区域休闲农业竞争程度,其中,农业资源的丰富程度是休闲农业吸引休闲农业观光休闲的重要因素,本研究选取特色农作物产值第一产业总产值的比值作为衡量地区

农业资源丰富程度的指标;地区旅游资源禀赋程度决定了地区旅游发展要素的可得性,同时也决定了地区休闲农业发展规模大小,旅游资源禀赋程度是影响地区休闲农业发展效率的主要因素,本研究选取全国休闲农业与乡村旅游五星级示范企业(园区)数量与各省中国重要农业文化遗产数量之和作为所在省发展休闲农业所需的旅游资源禀赋衡量指标。此外,借鉴李太平等^[21]衡量区域集聚程度的做法,选择集中度指数 θ_i 指数作为衡量区域休闲农业竞争程度的指标。

2.3 变量描述性统计分析

对变量的描述性统计分析结果如表2所示。

表2 变量描述性统计表

Table 2 Variable descriptive statistics

类别 Category	变量 Variables	均值 Mean	标准差 Standard deviation	最大值 Max value	最小值 Min value
投入指标 Input indicators	从业人员数量/万人	22.20	24.89	135.40	1.10
	经营实体数量/个	8 893.00	8 685.05	36 193.00	200.00
	农林牧渔业全社会固定资本投资额/亿元	437.60	295.36	1 350.40	8.40
	管理人员数量/万人	8.70	3.18	21.30	0.10
产出指标 Output indicators	休闲农业接待人次/万人次	5 373.30	5 504.75	30 004.50	689.30
	休闲农业营业收入/亿元	107.10	153.80	1 134.00	0.60
	带动农户人数/万人	18.70	1.96	62.30	2.00

描述性统计结果显示,经营实体数量和休闲农业接待人次均值和标准差较大,表明我国休闲农业的经营规模总量较大,但省域之间的规模差异性非常明显。管理人员数量和带动农户人数的标准差较小,且均值较小,表明管理人员数量和带动农户数量较少,且省域之间的差异性较小,目前的管理水平和农户带动能力不足。

3 实证分析

3.1 DEA-RAM 模型效率测定

首先采用 DEA-RAM 模型,在不考虑外部环境因素的情况下,对省际间的休闲农业发展效率进行测度。DEA-RAM 模型具有非径向、非角度及加性结构特征,能够克服传统 DEA 的众多缺陷^[22],且与 DEA-BCC 模型和 DEA-SBM 模型相比,DEA-RAM 模型将松弛变量纳入模型中,从而使得目标函数中松弛变量的权重更为稳定。

利用 Sueyoshi^[23]提出的 DEA-RAM 模型,对我国休闲农业发展效率进行测定。模型设定形式如下:

$$\theta = 1 - \max \frac{1}{m+s} \left(\sum_{i=1}^m \frac{s_{i0}^-}{R_i^-} + \sum_{r=1}^s \frac{s_{r0}^+}{R_r^+} \right)$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} x_{i0} = \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s_{i0}^- \\ y_{r0} = \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} - s_{r0}^+ \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j \geqslant 1 \end{cases} \quad (1)$$

式中: x_{ij} 为初始投入要素包括从业人员数量、经营实体数量、农林牧渔业全社会固定资本投资额,管理人员数量, $i = 1, 2, \dots, m$; y_{rj} 为初始产出要素包括休闲农业接待人次、休闲农业营业收入,休闲农业带动农户数, $r = 1, 2, \dots, s$; s_{i0}^- 和 s_{r0}^+ 为松弛变量。 n 为省份变量,本研究中 $n = 30$,系数 $\lambda_j \geqslant 0$, $R_i^- = \max_{j=1,2,\dots,n} (x_{ij}) - \min_{j=1,2,\dots,n} (x_{ij})$, $R_r^+ = \max_{j=1,2,\dots,n} (y_{rj}) - \min_{j=1,2,\dots,n} (y_{rj})$ 。

利用 Stata 15.0, 将 30 个省(市、自治区)的投入产出指标纳入模型中, 测定出的不同年份的效率值如表 3 所示。

分省份来看,相同年份的 30 个省份之间的休闲农业发展效率存在明显差异,北京、天津、上海、江苏和浙江等经济发达省(市)休闲农业效率最高,四川

省农业资源丰富,休闲农业发展效率也较高,云南、海南省旅游资源丰富,休闲农业效率在 30 个省(市、自治区)中处于较高水平。分年份来看,各省休闲农业发展效率处于动态提高过程中,但效率之间的差异逐渐扩大,效率最大值和最小值之间的比值从 2008 年的 2.75 逐渐扩大到了 2016 年的 3.51,效率均值虽然在增长,但效率之间的差距逐渐扩大,表明我国休闲农业发展效率在省际间的差异逐渐凸显。

3.2 投入产出调整

DEA-RAM 模型在测定休闲农业发展效率时的潜在假设是省际间休闲农业经营环境的均质性,也即不同省份在同一背景(这里主要指资源禀赋和政策环境)下,这一潜在假定忽略了省际之间资源禀赋和经济环境的差异性,从而导致得到的效率测定存在偏差。

为了消除外部环境差异对效率产生的影响,本研究在 Avkiran^[24]构建的非定向的 SBM 模型基础上,通过引入灵活的幅度调整测度 RAM(Range-adjusted measure)与 SFA 联合构成新的三阶段组合效率测度模型——RAM-SFA-RAM, 在保留 RAM 平移不变性特征的前提下对 DEA-RAM 模型进行调整。

松弛无效对 DEA-RAM 模型系数的影响较大,环境因素、管理无效和统计噪音是造成松弛无效的主要原因。首先,需要对松弛无效系数进行调整,环境因素和统计噪音作为便于提取的变量,需要剔除环境因素和统计噪音的影响。对第一部分的投入和产出变量的松弛变量进行描述性统计分析如表 4 所示。

为了消除环境因素对休闲农业发展效率的影响,将外部环境变量:特色农作物总产值占比、农业文化遗产与休闲农业示范企业数量和 θ_i 指数作为自变量,分别将第一部分测算效率得到的投入变量的冗余值作为因变量,构建基于 C-D 生产函数的,面向松弛的成本型随机生产边界分析(SFA)模型为:

$$\ln s_{ij}^- = f^-(z_i; \beta_i) + v_{ij} + u_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n$$

$$f^-(z_i; \beta_i) = \beta_0^- + \beta_i \ln z_i \quad (2)$$

$$\ln s_{rj}^+ = f^+(z_r; \beta_r) + v_{rj} + u_{rj}, \quad r = 1, 2, \dots, s, j = 1, 2, \dots, n$$

$$f^+(z_r; \beta_r) = \beta_0^+ + \beta_r \ln z_r \quad (3)$$

表4 投入和产出变量的松弛变量的描述性统计分析

Table 4 Descriptive statistical analysis of slack variables of input and output variables

变量 Variables	均值 Mean	标准差 Standard deviation	最大值 Max value	最小值 Min value	零值个数 Number of zero values	零值所占比例/% Ratio of zero value
从业人员数量 Number of employees	43.20	9.89	84.60	0	51	18.89
经营实体数量 Number of operating entities	2 718.70	485.05	4 256.90	0	48	17.78
农林牧渔业全社会固定资本投资额 Investment in fixed capital of agriculture, forestry, animal husbandry and fishery	63.60	284.37	357.10	0	45	16.67
管理人员数量 Number of managers	5.10	3.24	9.30	0	63	23.33
休闲农业接待人次 Reception number of leisure agriculture	1 027.80	157.47	2 186.40	0	44	16.30
休闲农业营业收入 Leisure agricultural operation income	177.60	64.13	381.60	0	38	14.07
带动农户人数 Drive the number of farmers	19.40	12.60	37.20	0	29	0.70

式中: β_0^- 、 β_0^+ 为常数项, v_{ij} 与 v_{rj} 分别表示第 j 个省市在第*i*个投入松弛与第*r*个产出松弛上的统计噪音, u_{ij} 与 u_{rj} 分别表示第*j*个省市在第*i*个投入松弛与第*r*个产出松弛上的管理无效项。 s_{ij}^{-*} 和 s_{rj}^{+*} 分别表示通过第一阶段的模型获得的第*j*个省市的第*i*个投入和第*r*个产出的松弛。

假定管理无效项 u_{ij} 与 u_{rj} 为非负正态分布, 利用管理无效点估计方法可以得到他们的条件估计值为:

$$u_{ij} = E[u_{ij} | v_{ij} + u_{ij}], u_{rj} = E[u_{rj} | v_{rj} + u_{rj}] \quad (4)$$

从而, 得到统计噪音的条件估计值为:

$$\begin{aligned} \hat{v}_{ij} &= E[v_{ij} | v_{ij} + u_{ij}] = \\ &\ln s_{ij}^{-*} - f^-(z_i; \beta_i) - E[u_{ij} | v_{ij} + u_{ij}], \\ i &= 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n \quad (5) \\ \hat{v}_{rj} &= E[v_{rj} | v_{rj} + u_{rj}] = \\ &\ln s_{rj}^{+*} - f^+(z_r; \beta_r) - E[u_{rj} | v_{rj} + u_{rj}], \\ r &= 1, 2, \dots, s, j = 1, 2, \dots, n \quad (6) \end{aligned}$$

从初始投入和产出中过滤掉环境因素和统计噪音的差异性影响, 从而可以得到调整后的投入和产出:

调整后的投入:

$$\begin{aligned} x_{ij}^a &= x_{ij} - \exp(f^-(z_i; \beta_i + \hat{v}_{ij})) = \\ &x_{ij} - \exp(f^-(z_i; \beta_i + \ln s_{ij}^{-*}) - f^-(z_i; \beta_i) - \\ &E[u_{ij} | v_{ij} + u_{ij}]), i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (7)$$

调整后的产出:

$$\begin{aligned} y_{rj}^a &= y_{rj} - \exp(f^+(z_r; \beta_r + \hat{v}_{rj})) = \\ &y_{rj} - \exp(f^+(z_r; \beta_r + \ln s_{rj}^{+*}) - f^+(z_r; \beta_r) - \\ &E[u_{rj} | v_{rj} + u_{rj}]), r = 1, 2, \dots, s, j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (8)$$

3.3 修正后的效率测算

将第二阶段调整后的投入 x_{ij}^a 和产出 y_{rj}^a 带入初始的超效率 DEA-RAM 模型中, 从而得到剔除外部环境后的修正后的效率值(表5)。

从表5可以看出, 在剔除外界环境变量的影响之后, 效率与表3之间存在一定差异, 相同省份休闲农业发展效率的变动幅度增大, 不同地区相同年份效率的差异也增大, 最大值与最小值比值在2008年为2.68, 2016年为3.48, 均高于调整前, 表明外部环境差异对休闲农业发展效率的影响较大, 环境异

表5 改进的三阶段DEA模型测算的各地区休闲农业发展效率值

Table 5 Efficiency value of leisure agriculture development in various regions
measured by the improved three-stage DEA model

省(市、自治区) Province	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年
北京 Beijing	1.005 8	1.013 4	1.1067	1.146 1	1.171 6	1.313 4	1.457 9	1.682 0	1.861 3
天津 Tianjin	0.854 5	0.891 5	0.972 1	1.079 5	1.020 8	1.158 9	1.283 3	1.346 7	1.555 4
河北 Hebei	0.637 1	0.643 2	0.761 5	0.805 8	0.810 9	0.797 9	0.838 2	0.876 5	0.843 4
山西 Shanxi	0.678 4	0.693 8	0.786 1	0.819 0	0.882 2	0.887 7	0.918 0	0.883 2	0.891 8
内蒙古 Inner mongolia	0.539 5	0.578 2	0.620 5	0.699 3	0.685 8	0.704 5	0.747 9	0.802 2	0.828 5
辽宁 Liaoning	0.859 2	0.855 7	0.891 4	0.872 0	0.911 3	0.954 8	0.965 8	0.988 3	0.973 7
吉林 Jinlin	0.733 8	0.736 8	0.772 5	0.839 8	0.825 0	0.891 4	0.947 5	0.965 3	0.916 7
黑龙江 Heilongjiang	0.598 4	0.603 2	0.675 6	0.730 4	0.752 7	0.779 5	0.743 1	0.763 7	0.840 3
上海 Shanghai	1.194 2	1.217 7	1.300 5	1.388 3	1.543 9	1.614 4	1.647 2	1.765 6	1.765 4
江苏 Jiangsu	0.899 3	0.995 3	1.264 4	1.555 2	1.665 2	1.783 1	1.894 5	1.825 9	2.006 2
浙江 Zhejiang	0.931 2	0.993 8	1.060 8	1.312 9	1.509 9	1.702 6	1.818 0	1.882 2	1.973 2
安徽 Anhui	0.667 6	0.692 8	0.810 3	0.859 0	0.872 0	0.900 4	0.960 2	0.935 5	0.930 7
福建 Fujian	0.508 9	0.571 3	0.678 0	0.719 8	0.675 7	0.788 8	0.760 2	0.790 5	0.847 9
江西 Jiangxi	0.556 7	0.572 9	0.690 2	0.696 9	0.703 3	0.724 6	0.768 2	0.816 8	0.759 6
山东 Shandong	0.734 3	0.762 7	0.805 4	0.845 0	0.875 9	0.937 7	0.886 9	0.961 8	0.919 7
河南 Henan	0.553 1	0.579 9	0.702 5	0.731 8	0.738 3	0.743 4	0.776 7	0.727 9	0.789 8
湖北 Hubei	0.572 8	0.593 1	0.628 8	0.676 1	0.748 1	0.740 2	0.772 3	0.795 2	0.840 4
湖南 Hunan	0.624 8	0.635 9	0.743 3	0.798 9	0.782 8	0.835 0	0.853 8	0.870 4	0.894 2
广东 Guangdong	0.739 5	0.761 8	0.886 7	0.851 4	0.841 3	0.861 9	0.914 8	0.896 7	0.905 7
广西 Guangxi	0.537 9	0.576 8	0.659 6	0.618 1	0.676 1	0.674 4	0.777 4	0.794 6	0.819 2
海南 Hainan	0.903 5	0.912 1	1.011 2	0.968 1	0.961 1	1.034 8	1.053 0	1.065 0	1.047 0
重庆 Chongqing	0.943 5	0.949 9	1.053 4	0.998 2	1.083 9	1.104 2	1.126 8	1.325 5	1.233 2
四川 Sichuan	0.999 3	1.002 3	1.115 5	1.319 7	1.381 3	1.434 1	1.513 9	1.536 1	1.678 5
贵州 Guizhou	0.523 2	0.547 3	0.595 1	0.630 6	0.730 5	0.733 5	0.771 2	0.731 5	0.812 7
云南 Yunnan	0.743 2	0.809 1	0.897 1	0.978 3	1.028 2	1.074 1	1.087 2	1.242 9	1.304 4
陕西 Shaanxi	0.463 5	0.499 7	0.575 1	0.675 5	0.611 9	0.637 8	0.712 5	0.742 8	0.811 6
甘肃 Gansu	0.445 6	0.472 9	0.4985	0.582 4	0.593 6	0.648 7	0.582 4	0.661 2	0.591 0
青海 Qinghai	0.588 9	0.601 1	0.6187	0.676 5	0.632 4	0.721 1	0.705 9	0.732 9	0.714 4
宁夏 Ningxia	0.578 3	0.581 6	0.6790	0.639 6	0.662 7	0.723 5	0.684 2	0.699 0	0.769 1
新疆 Xinjiang	0.465 7	0.479 2	0.4896	0.563 9	0.523 8	0.618 1	0.607 7	0.620 5	0.575 7

质性纳入模型后对效率进行了修正。修正后的效率值与表3的效率值总体差异分布类似,效率值较大的区域主要为经济发达区域、农业和旅游业资源丰富的区域,效率值较小的区域主要为西部等经济不发达区域,或农业和旅游业资源较差的区域。

4 我国休闲农业发展的效率的收敛性分析

采用DEA效率模型进行分析时,由于不同年份之间的包络边界不同,因此不同年份之间的效率之间不存在可比性,仅能在相同年份内部进行省际之间的效率差异对比。为了了解我国休闲农业发展的动态演变过程,进一步,采用Phillips^[25]提出的PS收敛模型对我国不同地区休闲农业发展效率的收敛情况进行分析。PS收敛将异质性假设纳入模型中,能够较好地分析区域之间的收敛和动态演化特征。PS收敛分析需要对整体收敛情况进行验证,如果通过检验,则表明省际之间的效率差异在逐渐减小,如果整体收敛假设不通过,则表明不存在整体收敛情况,需要进一步进行俱乐部收敛。首先,对省际之间休闲农业效率的整体收敛情况进行检验,

4.1 整体收敛性检验

进行PS收敛分析的核心是进行 $\log t$ 检验。对表5中的休闲农业效率的面板数据进行分解:

$$Y_{i,t} = g_{i,t} + a_{i,t} \quad (9)$$

式中: $Y_{i,t}$ 为核心变量,这里为休闲农业发展效率; $g_{i,t}$ 表示各地区共有的特征,是系统因素; $a_{i,t}$ 是个体差异。 $g_{i,t}$ 和 $a_{i,t}$ 的形式不受限制,从而将上式写成:

$$Y_{i,t} = \frac{g_{i,t} + a_{i,t}}{\mu_t} \mu_t = \delta_{i,t} \mu_t \quad (10)$$

式中: μ_t 为共同因子,即各地区共有特征; $\delta_{i,t}$ 为时变特征因素,也即异质性部分。通过模型形式转化,将休闲农业发展效率的整体收敛性检验变为检验 $\delta_{i,t}$ 是否收敛于某一个常数 δ 。进一步,利用Phillips^[25]构建的相对过渡参数 $h_{i,t}$ 来检验 $\delta_{i,t}$ 的收敛性。其中, $h_{i,t}$ 的形式为:

$$h_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{\frac{1}{N} \sum_1^N Y_{i,t}} = \frac{\delta_{i,t}}{\frac{1}{N} \sum_1^N \delta_{i,t}} \quad (11)$$

相对过渡参数 $h_{i,t}$ 衡量了第*i*个地区在*t*时期相对于其面板均值的大小,该参数需要满足截面均值等于1,此外,当 $\delta_{i,t}$ 收敛于 δ 时, $h_{i,t}$ 收敛于1。从

而,长期横截面方差 H_t 将趋于0,即当 $t \rightarrow \infty$ 时,

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0 \quad (12)$$

为了构建收敛的原假设,进一步构建出关于 $\delta_{i,t}$ 的半参数模型:

$$\delta_{i,t} = \delta_i + \frac{\sigma_j \xi_{i,t}}{L(t)t^a} \quad (13)$$

式中: δ_i 为各地区共有特征, σ_j 为异质性参数。 $\xi_{i,t} \sim \text{iid}(0,1)$; a 为收敛速度, $L(t)$ 为渐变函数,满足 $L(t) \xrightarrow{t \rightarrow \infty} 0$,参数 $L(t)$ 可以确保收敛的存在。从而,将收敛性假设转化为:

原假设 $H_0: \delta_i = \delta$ 且 $a \geq 0$

备择假设 H_1 :对于所有的*i*, $\delta_i \neq \delta$ 或 $a < 0$

原假设表示所有地区的休闲农业效率都收敛,备择假设表示部分地区效率发散,Philips 和 Sul^[25]证明了存在收敛的情况下,当 $t \rightarrow \infty$ 时,

$$H_t \sim \frac{A}{L(t)^2 t^{2a}} \quad (14)$$

式中: A 为 >0 的常数,从而将原假设检验转化为对下式的假设检验:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2\log L(t) = \hat{c} + \hat{b} \log t + \hat{\mu} \quad (15)$$

式中: $\frac{H_1}{H_t}$ 为横截面方差比, $t = [rT], [rT] + 1, \dots$, $T, r \in (0, 1)$,本研究中,借鉴Philips等^[25]的做法,取 $r = 0.3$,在该回归中 $L(t) = \log(t+1)$,对于回归系数有 $\hat{b} = 2\hat{a}$, \hat{a} 是原假设 H_0 中收敛速度 a 的估计量。然后,运用 b 和HAC标准化残差,进行不等式原假设 $a \geq 0$ 的自回归和异方差稳健的单边 t 检验,如果 $t_b < -1.65$ (显著性水平5%的*t*值),则拒绝原假设。

从而,将省际之间休闲农业发展效率整体收敛假设设定为:

原假设 H_0 :我国分省休闲农业发展效率存在整体收敛,也即 $b \geq 0$

备择假设 H_1 :我国分省休闲农业发展效率不存在整体收敛,也即 $b < 0$

利用表5中得到的效率面板数据,在整体面板数据收敛的原假设下,利用 $\log t$ 检验得到的结果为:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2\log L(t) = 2.3891 - 2.3067 \log t \quad (16)$$

式中:由参数 t 检验结果可以看出, $t_b = -4.25$, 在 $t_b < -1.65$ 范围内, 从而在 5% 的显著性水平下拒绝原假设, 认为我国 30 个省(市、自治区)2008—2016 年的休闲农业发展效率不存在整体收敛。

4.2 俱乐部收敛检验

通过 logt 检验可知, 我国休闲农业发展效率不存在整体收敛, 进一步, 进行俱乐部收敛检验。首先对表 5 中各省份的效率均值进行排序, 排序结果如表 6 所示。

表 6 各省休闲农业发展效率均值排序

Table 6 Sorting of the average value of leisure agriculture development efficiency in each province

省(市、自治区) Province	效率均值 Mean of efficiency	排序 Sequence	省(市、自治区) Province	效率均值 Mean of efficiency	排序 Sequence
江苏 Jiangsu	1.543 2	1	湖南 Hunan	0.782 1	16
上海 Shanghai	1.493 0	2	河北 Hebei	0.779 4	17
浙江 Jiangsu	1.465 0	3	黑龙江 Heilongjiang	0.720 8	18
四川 Sichuan	1.331 2	4	湖北 Hubei	0.707 4	19
北京 Beijing	1.306 5	5	河南 Henan	0.704 8	20
天津 Tianjin	1.129 2	6	福建 Fujian	0.704 6	21
重庆 Chongqing	1.091 0	7	江西 Jiangxi	0.698 8	22
云南 Yunnan	1.018 3	8	内蒙古 Inner Mongolia	0.689 6	23
海南 Hainan	0.995 1	9	广西 Guangxi	0.681 6	24
辽宁 Liaoning	0.919 1	10	贵州 Guizhou	0.675 1	25
山东 Shandong	0.858 8	11	宁夏 Ningxia	0.668 6	26
广东 Guangdong	0.851 1	12	青海 Qinghai	0.665 8	27
吉林 Jilin	0.847 6	13	陕西 Shaanxi	0.636 7	28
安徽 Anhui	0.847 6	14	甘肃 Gansu	0.564 0	29
山西 Shanxi	0.826 7	15	新疆 Xinjiang	0.549 4	30

选取效率均值最大的 2 个省份: 江苏和上海, 构建出第一种类型, 同样采用 logt 检验, 提出收敛性检验假设:

原假设 H_0 : 江苏省和上海市的休闲农业发展效率存在收敛, 也即 $b \geq 0$

备择假设 H_1 : 江苏省和上海市的休闲农业发展效率不存在收敛, 也即 $b < 0$

利用江苏省和上海市的休闲农业发展效率数据, 进行 logt 检验的结果为:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2\log L(t) = 1.735 7 - 3.230 1 \log t \quad (17)$$

得到的 t 检验结果中, $t_b = -0.82$, 大于临界值 $t_b < -1.65$, 从而在 5% 的显著性水平下接受原假

设, 认为江苏省和上海市休闲农业发展效率收敛。

将浙江省添加进第一种类型, 重复进行 logt 检验, 得到 $t_b = -0.88$, 大于临界值 $t_b < -1.65$, 将浙江省归入第一种类型。重复以上操作, 直到添加进去的省市的 logt 检验结果得到的 $t_b < -1.65$, 最后得到的第一种类型包含江苏、上海、浙江、北京、重庆 5 个省、市。

然后将四川省和天津市组成第二种类型, 重复上面的操作进行 logt 检验, 最后得到第二种类型。采用同样的方式重复进行筛选, 最后得到 7 种类型如表 7 所示。

分类型来看, 类型一中的省、市经济发展较好, 其中江苏、上海、浙江和北京均属于经济发达区, 财政收入通过政府支出作用于休闲农业的基础设施建

表7 不同省份俱乐部归类

Table 7 Club classification in different provinces

类型 Type	省(市、自治区) Province
一	江苏、上海、浙江、北京、重庆
二	四川、天津、云南、海南
三	辽宁、山东、吉林、安徽
四	广东、山西、湖南
五	河北、黑龙江、湖北、河南
六	福建、江西、内蒙古、广西、贵州
七	贵州、宁夏、青海、陕西、新疆

设中,实现休闲农业的良性发展,此外,优越的城市经济为城郊休闲农业发展提供了良好的客源基础。重庆作为西南地区的核心城市,城市化率较高,资源禀赋好,周边自然资源丰富,特色农作物种类齐全,休闲农业发展发展的资源禀赋和开发适宜性较好。类型二中的四川省作为最早发展休闲农业的区域,农业和旅游资源丰富,已经成为全国休闲农业发展过程中的一面旗帜,中国农家乐第一村郫县就位于四川省。天津市作为北京市周边的大城市,海南省旅游资源丰富,城市化率高。云南省作为乡村民宿的代表省份,旅游资源丰富,且由于其少数民族类别多样,文化遗产丰富,其休闲农业经营类型多样,体验内容丰富,休闲农业整体发展水平较高。类型三中的辽宁、山东、吉林和安徽省农业资源丰富,

均属于农业大省,辽宁、山东和辽宁省的农业规模化经营程度较高,山东省设施农业发达,安徽农业资源较为丰富。类型四中的广东、山西和湖南省农业类别多样,其中广东和湖南省农业基础较为薄弱,湖南省农业资源丰富,但地区经济发展水平相对较差,山西工矿业发达,农业均处于弱势地位。类型五中的河北、黑龙江、湖北和河南省均为农业主产省份,农业资源丰富,但农业现代化程度不高。类型六中的省份福建、江西、内蒙古、广西、贵州虽然旅游资源较为丰富,但农业基础薄弱,农业现代化和城市化进程相对滞后。类型七中的省份贵州、宁夏、青海、陕西和新疆均处于西部地区,经济基础较差,但生态良好,自然和人文旅游资源丰富。

4.3 各类型之间相对转移路径分析

为了进一步探究不同收敛类型的效率动态变化特征,了解其演变趋势和演进路径,接下来对各类型之间的相对转移路径进行分析。首先将前面分出的7种俱乐部类型分别进行组内合并,这里采用组内均值进行合并,然后利用相对过渡参数 $h_{i,t}$ 计算相对转移路径值,用以反映不同类型效率相对于平均值的变动情况,其中:

$$h_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_{i,t}} = \frac{\delta_{i,t}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{i,t}} \quad (18)$$

式中: $\delta_{i,t}$ 表示第 i 种类型在第 t 年的效率值。然后绘制出的各类型从 2008—2016 年的相对转移路径,如图 1 所示。

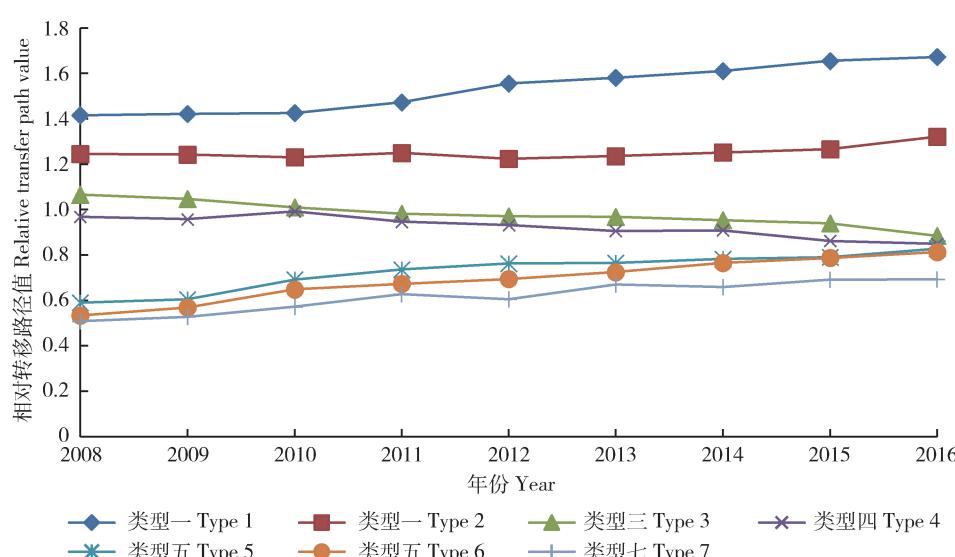


图1 各类型相对转移路径

Fig. 1 Relative transfer path of each type

总体来看,各类型之间的相对转移路径存在较大差异。分类型发展趋势来看,类型一在整个时间段的相对过渡参数均 >1.4 ,处于较高水平,且一直处于上升阶段。类型二的相对过渡参数均 >1.2 但 <1.4 ,处于相对平稳状态,波动幅度较小。类型三一直处于下降阶段。类型四一直处于下降阶段,但在2008—2010年间存在一定的波动。类型五、六和七虽然处于上升阶段,但类型七在上升过程中存在明显波动。类型一与二之间的相对过渡参数差异逐渐增大,类型三、四与类型一、二之间的差异逐渐增大。类型三、四、五、六和七5种类型之间的相对过渡参数差异逐渐减小,表现为一定的收敛性特征。

从各类型所在的区域来看,类型一所包含区域经济发达,客源条件好,投资充足,在全国休闲农业发展过程中处于领先水平。类型二所在区域的相对过渡参数增长动力不足,四川、天津、云南、海南省(市)发展休闲农业的自然和社会条件较好,但以小规模的农家乐和乡村民宿类型为主,需要通过结构升级提升效率。类型三和四所在省份农业资源类型丰富,受限于农业产业的产业链延伸不足,休闲农业发展未能形成规模或产业附加值较低。类型五、六和七增长缓慢,这些省(市、自治区)受限于自身基础设施,或受限于自身经济发展水平,自身发展基础并不好,且差异性较小。

5 结论与政策建议

本研究从效率层面对我国休闲农业发展的区域差异性进行了分析,利用2008—2016年全国30个省(市、自治区)休闲农业数据,将环境异质性纳入效率模型中,采用三阶段DEA模型对休闲农业效率进行了测定,发现我国休闲农业发展效率的省际差异明显。进一步,运用PS收敛检验了效率的整体收敛性和俱乐部收敛性,通过俱乐部收敛将30个省份划分为7种类型,并对7种类型的相对转移路径进行了分析,发现类型一和二的相对转移路径处于上升趋势,与类型三和四之间的差异逐渐增大。类型三和四的相对转移路径处于下降趋势,且与类型五、六和七之间效率逐渐收敛。不同俱乐部类型的相对转移路径之间差异明显。

基于以上结论,提出的政策建议如下:

5.1 转变休闲农业发展方向,从规模扩张向结构升级转变

从效率测定结果来看,虽然休闲农业发展效率

一直处于提升状态,但除了北京、上海、浙江、江苏省(市)等经济发达区之外,效率并不高且增长缓慢,为了提高我国休闲农业的发展水平,各地区应转变休闲农业发展方向,从规模扩张向结构升级方向转变。为此,一方面,应当提高休闲农业相关的投资水平,通过PPP等投融资模式鼓励外部资本进入休闲农业,实现本地资本与外部资本的“共生发展”;另一方面,应当提高休闲农业的管理服务水平,规范休闲农业经营,通过成立合作社和协会等方式提高管理服务人员数量,通过专业技能培训等方式提高管理服务人员质量;此外,应当避免“乡村性”异化,强化与农民的利益联结机制,探索土地入股、劳动力入股等多种农户参与形式,强化农户在各个环节的参与性。

5.2 实施差异化效率提升策略,缩小区域间效率差距

不同省份休闲农业发展效率差异较大,在加入资源禀赋等外部环境变量后,省际间的效率差异进一步扩大,表明外部环境变量对效率影响较大,省际间在资源禀赋和发展方式上存在明显差异。“乡村性”是休闲农业的基石,差异化是休闲农业的核心竞争力,应当结合地区自身资源禀赋,进行差异化效率提升。分地区来看,经济发达地区的省份如北京、上海、浙江等地的休闲农业效率整体较高,投资体量和客源充足,应当提高休闲农业的产品内涵,注重文化内涵发掘和农业科技知识普及,以吸引临近城市消费。农业资源丰富的省份如东北三省等粮食主产区省份,应当强化农业的产业链延伸,发掘农业的多功能性特征,赋予农业生产环节和农产品更多休闲内涵。旅游资源丰富的省份如云南、贵州等省,应当以生态资源多样性为依托,以民宿旅游带动特色农业产业发展,以精品化的点状集聚带动区域集群。

5.3 强化区域之间的交流,促进区域休闲农业协作

从各类型区域和各省区休闲农业发展效率的收敛性分析结果来看,我国休闲农业发展效率不存在整体收敛,但存在7种类型的俱乐部收敛,俱乐部之间的相对转移路径存在差异。为了提高我国休闲农业发展的整体效率,首先,对于不同俱乐部所包含的省份之间,其发展效率和增速趋于一致性,应当建立互补性合作关系,通过取长补短克服自身休闲农业发展短板,促进休闲农业效率提升;其次,相对转移路径下降的类型三和四所包含的省份,农业资源类型丰富,受限于农业产业的产业链延伸不足,休闲农业发展未能形成规模或产业附加值较低,应当加强向第一种收敛类型的交流学习,引入新的发展理念。

和思路;最后,我国休闲农业在省际之间存在较强的空间依赖型,临近省份之间存在正向空间溢出^[20],这种空间溢出能够促进省份或区县之间休闲农业经营管理和服务的学习,提高休闲农业的经营效率。对于资源禀赋相同的省份,尤其是资源禀赋相近的临近省份之间,应当强化典型示范和交流学习。通过不同区域和不同类型的协作,构建区域休闲农业综合体,提高我国休闲农业发展的整体效率。

参考文献 References

- [1] 李涛,陶卓民,李在军,魏鸿雁,琚胜利,王泽云.基于GIS技术的江苏省乡村旅游景点类型与时空特征研究[J].经济地理,2014,34(11):179-184
Li T, Tao Z M, Li Z J, Wei H Y, Ju S L, Wang Z Y. The research on types and time: Spatial structure of rural tourism attractions in Jiangsu Province based on GIS[J]. *Economic Geography*, 2014, 34(11): 179-184 (in Chinese)
- [2] 许贤棠,刘大均,胡静,侯建楠.国家级乡村旅游地的空间分布特征及影响因素:以全国休闲农业与乡村旅游示范点为例[J].经济地理,2015,35(9):182-188
Xu X T, Liu D J, Hu J, Hou J N. Spatial distribution characteristics and influence factors of rural tourism destination in China: The case of national level leisure agriculture and rural tourism demonstration sites[J]. *Economic Geography*, 2015, 35(9): 182-188 (in Chinese)
- [3] 李涛,刘家明,刘锐,琚胜利.基于“生产—生活—生态”适宜性的休闲农业旅游开发[J].经济地理,2016,36(12):169-176
Li T, Liu J M, Liu R, Ju S L. The development of leisure agriculture based on suitability about “production-living-ecology”[J]. *Economic Geography*, 2016, 36(12): 169-172 (in Chinese)
- [4] 弓志刚,原梅生.休闲农业产业化发展的组织创新研究[J].财贸经济,2009(1):114-117
Gong Z G, Yuan M S. A study on the organization innovation of leisure agriculture industrialization[J]. *Finance & Trade Economics*, 2009(1): 114-117 (in Chinese)
- [5] 孟凯,李佳宾,陈险峰,范士陈,娄晨曦.乡村旅游地发展过程中“公地悲剧”的演化与治理[J].旅游学刊,2018,33(8):19-28
Meng K, Li J B, Chen X F, Fan S C, Lou C X. Revolution and governance of “tragedy of the commons” in the developing process of rural tourism destination[J]. *Tourism Tribune*, 2018,33(8): 19-28 (in Chinese)
- [6] Blancas F J, Lozano-Oyola M, González M, Guerrero F M, Caballero R. How to use sustainability indicators for tourism planning: The case of rural tourism in Andalusia (Spain)[J]. *Science of the Total Environment*, 2011, 412-413: 28-45
- [7] Park D B, Yoon Y S. Developing sustainable rural tourism evaluation indicators[J]. *International Journal of Tourism Research*, 2011, 13(5): 401-415
- [8] Wang X H. Sustainable development evaluation of rural tourism based on fuzzy neural network[J]. *International Journal of Advancements in Computing Technology*, 2012, 4(17): 88-96
- [9] Baležentis T, Kriščiukaitienė I, Baležentis A, Garland R. Rural tourism development in Lithuania (2003 – 2010): A quantitative analysis[J]. *Tourism Management Perspectives*, 2012, 2-3: 1-6
- [10] Morimoto H. Evaluating efficiency of agritourism management with data envelopment analysis: A case study of blueberry farm in Tsukuba, Ibaraki prefecture, Japan[J]. *Journal of Rural Planning*, 2013, 32(S1): 335-340
- [11] Choo H, Ahn Y H, Park D B. Using the Data Envelopment Analysis to Measure and Benchmark the Efficiency of Small-scale Tourism Farms in South Korea[J]. *The Journal of Rural and Community Development*, 2018, 13(2): 1-15
- [12] Arru B, Furesi R, Madau F A, Pulina P. Recreational services provision and farm diversification: A technical efficiency analysis on Italian agritourism[J]. *Agriculture*, 2019, 9(2): 42
- [13] 孔庆书,李洪英,师伟力.基于DEA的河北省休闲农业评价研究:以河北省休闲农业与乡村旅游示范点为例[J].中国生态农业学报,2013,21(4):511-518
Kong Q S, Li H Y, Shi W L. Evaluation of leisure agriculture based on DEA in Hebei Province: The case of Hebei leisure agriculture and rural tourism demonstration sites[J]. *Chinese Journal of Eco-Agriculture*, 2013, 21 (4): 511-518 (in Chinese)
- [14] 张淑萍. DEA模型下的休闲农业评价实证分析:以河南省为例[J].中国农业资源与区划,2017,38(2):226-230
Zhang S P. A study on the development model of leisure agriculture in Henan Province based on the DEA mode[J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2017, 38(2): 226-230 (in Chinese)
- [15] Galluzzo N. Technical and economic efficiency in some Italian farms: An analysis in two Italian islands[J]. *Agricultural Economics Review*, 2017, 18(2): 30-39

- [16] 江燕玲,潘卓,潘美含.重庆市乡村旅游运营效率评价与空间战略分异研究[J].资源科学,2016,38(11):2181-2191
Jiang Y L, Pan Z, Pan M H. Spatial variation and strategic pattern optimization of operation efficiency of rural tourism in Chongqing[J]. *Resources Science*, 2016, 38(11): 2181-2191 (in Chinese)
- [17] 农业农村部农产品加工局(乡镇企业局).中国休闲农业年鉴(2015—2017)[M].北京:中国农业出版社,2015—2017
Agricultural Products Processing Bureau of the Ministry of Agriculture (Township Enterprise Bureau). *China Leisure Agriculture Yearbook (2015—2017)* [M]. Beijing: China Agriculture Press, 2015—2017
- [18] 国家统计局.中国统计年鉴(2009—2017)[M].北京:中国统计出版社,2009—2017.
National Bureau of Statistics. *China Statistical Yearbook (2009—2017)* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2009—2017
- [19] 国家统计局农村社会经济调查司.中国农村统计年鉴(2009—2017)[M].北京:中国统计出版社,2009—2017
Rural Socioeconomic Investigation Department, *China Rural Statistical Yearbook (2009—2017)* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2009—2017
- [20] 王树进,陈宇峰.我国休闲农业发展的空间相关性及影响因素研究[J].农业经济问题,2013,34(9):38-45
Wang S J, Chen Y F. Study on spatial correlation and influencing factors of leisure agriculture development in China [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2013, 34(9): 38-45 (in Chinese)
- [21] 李太平,钟甫宁,顾焕章.衡量产业区域集聚程度的简便方法及其比较[J].统计研究,2007,24(11):64-68
Li T P, Zhong F N, Gu H Z. Simple measures of industrial agglomeration and its comparison [J]. *Statistical Research*, 2007, 24(11): 64-68 (in Chinese)
- [22] 任耀,牛冲槐,牛彤,姚西龙.绿色创新效率的理论模型与实证研究[J].管理世界,2014(7):176-177
Ren Y, Niu C H, Niu T, Yao X L. Theoretical model and empirical research on green innovation efficiency [J]. *Management World*, 2014(7): 176-177 (in Chinese)
- [23] Sueyoshi T, Goto M. DEA approach for unified efficiency measurement: Assessment of Japanese fossil fuel power generation[J]. *Energy Economics*, 2011, 33(2): 292-303
- [24] Avkiran N K, Rowlands T. How to better identify the true managerial performance: State of the art using DEA [J]. *Omega*, 2008, 36(2): 317-324
- [25] Phillips P C B, Sul D. Transition modeling and econometric convergence tests[J]. *Econometrica*, 2007, 75(6): 1771-1855

责任编辑:袁文业