

中药材种植对乡村振兴的影响

陈姝羽, 翟金龙, 刘司琦, 房伊文, 刘尚, 邓玉珍, 傅书勇

(沈阳药科大学工商管理学院, 沈阳 110016)

摘要: 为了探讨我国中药材种植与乡村振兴的作用关系, 基于2012—2021年30个省份(因数据缺失, 未包括西藏地区和港澳台地区)的面板数据, 利用广义GMM模型和面板门限模型对中药材种植面积与乡村振兴的关系进行实证研究, 并对乡村振兴情况进行空间相关性分析。结果表明, 无论采用何种方法, 中药种植面积的系数估计值大多数为正, 且在1%的水平下显著; 在乡村振兴程度介于-1.868和-1.457时, 系数显著为正; 全局Moran's I均通过1%的显著性检验。由此得出结论, 中药材种植可以促进我国乡村振兴进程; 中药材种植只有在适当的经济发展水平下才能发挥其促进作用; 根据不同地区的实际情况制定相应的中药材种植策略和政策, 助推乡村振兴。

关键词: 中药材种植; 乡村振兴; 门限效应; 空间效应

中图分类号: S571; F320.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)14-0100-06

近年来, 中国政府高度重视乡村振兴, 出台一系列政策措施, 为乡村振兴提供支持和保障。党的二十大报告提出“全面推进乡村振兴”的重要部署, 中药材种植不仅关系到中医药产业的持续发展, 更是乡村振兴战略实施中的重要组成部分。中药材种植不仅能调整农业产业结构, 提高土地利用效率, 还能促进农民就业增收, 进而推动乡村经济转型升级。因此, 研究中药材种植与乡村振兴的关系, 探索中药种植产业的发展路径和模式, 具有重要的理论和实践意义。

1 文献综述

在乡村振兴背景下, 中药材种植正在成为热点, 全国各地对中药材种植推动乡村振兴的方法路径等已进行大量调查研究。

回顾以往关于中药种植与乡村振兴的研究, 可以发现, 大多数学者将目光锁定在特定地区研究中药材种植对乡村振兴的影响。例如, 韦献果等^[1]选择中药材特色产地, 探索出“林地+”“撂荒地+”等模式, 助推乡村振兴的可持续发展; 左华丽^[2]对四川德昌县药材种植进行优势分析, 认为要用全局观来管理中药材种植; 张雷^[3]通过理论研究结合实证分析, 对乡村振兴下大别山中草药种植产业政策与种

植力的关系进行探究; 黄文强^[4]对定西市中药材产业助力乡村振兴优劣势进行分析, 并提出系统化、具体化的实施路径和保障体系; 王雯慧^[5]就东北道地药材产区的规模化种植为脱贫攻坚成果的巩固, 提出未来用前沿科技助力中药材产业发展的重要性。

也有少数学者不局限于某一特定地区对其进行研究。例如, 王昕哲^[6]通过分析中药产业现状认为中药材种植对于促进乡村振兴等具有重要意义; 刘金红等^[7]通过文献调查、实地调研和深度访谈等方法, 提出3种中医药助力乡村振兴的模式; 何志婵^[8]认为加大对中药材种植扶持力度, 促进中药材种植快速规范高质量发展, 是巩固拓展脱贫攻坚成果、帮助农户致富的有效途径; 李彦荣和郁娟^[9]侧重研究中药材种植区脱贫攻坚与乡村振兴的有效衔接, 认为培育壮大中医药产业, 能够有效地促进该地的乡村振兴进程。

综上所述, 这些学者对于中药材种植与乡村振兴之间的研究具有重要的意义, 为后来者研究这类话题提供思路。但当前研究仍存在一些不足: 第一, 目光只局限于某一地区进行研究, 不能覆盖我国的绝大多数地区; 第二, 无法呈现中药材种植

收稿日期: 2024-03-30

作者简介: 陈姝羽(2003—), 女, 吉林松原人, 研究方向为医改政策与医药产业经济学; 翟金龙(2000—), 男, 河北承德人, 硕士研究生, 研究方向为医改政策与医药产业经济学; 刘司琦(2004—), 女, 吉林长春人, 研究方向为医改政策与医药产业经济学; 房伊文(2002—), 女, 北京人, 研究方向为药品注册、药品监管事务与政策; 刘尚(2003—), 女, 河北衡水人, 研究方向为医改政策与医药产业经济学; 邓玉珍(2002—), 女, 海南临高人, 研究方向为药品注册、药品监管事务与政策; 通信作者傅书勇(1977—), 男, 山东泰安人, 博士, 副教授, 研究方向为医改政策与医药产业经济学。

与乡村振兴之间的实证研究;第三,没有对乡村振兴发展的空间效应进行分析。鉴于此,本文做出如下改进:第一,收集 30 个省份(因数据缺失,未包括西藏和港澳台地区)2012—2021 年的相关数据,通过固定效应模型等方法探讨两者之间的实证关系,并在此基础上,对于模型中出现的内生性问题,利用动态面板模型的 GMM 估计进行缓解;第二,利用混合 OLS 回归和固定效应回归对二者关系进行分析;第三,利用 Moran's I 指数从全局和局部两个空间维度对我国乡村振兴的发展趋势及空间分布进行分析。

2 模型、变量与数据说明

2.1 模型说明

2.1.1 基准模型

为探讨中药材种植与乡村振兴之间的关系及影响因素,建立以下模型:

$$\ln \text{XCZ}X_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Area}_{it} + \beta X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $\ln \text{XCZ}X_{it}$ 为省份 i 第 t 年的乡村振兴发展水平; $\ln \text{Area}_{it}$ 为省份 i 第 t 年的中药材种植水平; X 为影响乡村振兴的其他控制变量; μ_i 为个体效应; ε_{it} 为随机扰动项。

2.1.2 广义 GMM 模型

鉴于乡村振兴发展可能出现“路径依赖”现象,即一个地区当前的乡村振兴水平可能受到历史乡村振兴水平的影响,因此,将被解释变量的滞后项引入模型,通过解决内生性问题的广义矩估计方法(GMM),构建动态面板模型进行估计。本文在模型(1)的基础上,构建了以下动态面板模型:

$$\ln \text{XCZ}X_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{XCZ}X_{i,t-1} + \alpha_2 \ln \text{Area}_{it} + \beta X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $\ln \text{XCZ}X_{i,t-1}$ 为乡村振兴变量滞后一期项。

2.1.3 面板门限模型

为验证中药材种植对乡村振兴发展的影响是否会受到经济发展门限效应的影响。换句话说,在不同的经济发展阶段,中药材种植对乡村振兴的影响会不会有所不同。为了验证是否存在这种门限效应,本文借鉴了 Hansen^[10]的做法,建立了以下基本面板门限模型:

$$\ln \text{XCZ}X_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{XCZ}X_{i,t-1} (q_{it} \leq \gamma) + \alpha_2 \ln \text{Area}_{it} (q_{it} > \gamma) + \beta X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: q_{it} 为门限变量。

2.1.4 空间自相关检验

基于 30 个省份构建空间距离矩阵,采用全局莫

兰(Global Moran's I)指数检验中药材种植面积和乡村振兴的空间相关性进行分析,计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{N}, \quad \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{N} \quad (5)$$

式中: S^2 为方差; N 为样本选择的区域总数; W_{ij} 为空间权重矩阵; X_i 和 X_j 分别为 i 区域和 j 区域的观测值。Moran's I 指数的取值为 $[-1, 1]$, 其值大于 0 表示具有正向空间相关性,小于 0 表示具有负向空间相关性,等于 0 说明不具有空间相关性。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

被解释变量为乡村振兴(XCZ)。目前乡村振兴发展日益强调乡村经济、社会和环境的综合价值。所以,参考李麦收和高星^[11]关于乡村振兴指标构建思路,从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕等 5 个方面出发,并考虑数据的可获得性原则,最终选取 6 个指标,构建乡村振兴发展的综合评价指标体系,采用赋权更为客观的熵权法测度乡村振兴发展指数,具体如表 1 所示。

表 1 乡村振兴评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
乡村振兴	产业兴旺	农业固定资产投资额	亿元	正向
	生态宜居	各地区拥有的床位数	张	正向
		各地区拥有的卫生人数	人	正向
	乡风文明	农村居民人均文教娱乐消费支出	元	正向
	治理有效	农村居民与城镇居民收入比	—	正向
	生活富裕	工资性收入占纯收入比例	%	正向

2.2.2 核心解释变量

中药材种植在我国十分普遍,是我国重点发展的特色农业之一,是我国巩固脱贫攻坚成果的重要措施之一,参考何志婵^[12]的做法,将中药材种植面积(Area)作为核心解释变量。

2.2.3 控制变量

参考冯伯豪和王晓红^[13]的做法,选取农村 GDP、城镇化(CZH)作为控制变量。为消除通货膨胀对经济发展带来的影响,使得 GDP 数据更具有比

较和分析的可靠性,对农村 GDP 进行平减处理。城镇化发展会导致土地利用方式改变,可能会影响到中药材种植的土地资源配置和利用情况。控制城镇化因素可以更准确地评估中药材种植的可行性和效益。

2.2.4 门槛变量

乡村振兴的目标是提高农村地区的经济发展和居民生活水平,因此人均可支配收入可以作为评估乡村振兴效果的重要指标。因此,参考李苏等^[14]选取人均可支配收入(Pincome)作为门槛变量。

2.3 数据说明

所用数据均来源于《中国统计年鉴》(2013—2022年)、《中国农村统计年鉴》(2013—2022年),以及各省份统计年鉴。对于少量缺失数据,采用线性拟合法进行补充。为减少变量间的多重共线性,对变量进行对数化处理,各变量基本统计量如表2所示。

3 实证分析

3.1 平稳性检验

3.1.1 单位根检验

由于所用面板数据截面维度为30,时间维度为10,属于长面板,故利用 LLC 方法进行单位根检验,结果如表3所示。

由表3可知,各变量统计结果均通过显著性检验,故所用面板数据为平稳序列。

表2 各变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
lnXCZX	300	-1.10	0.41	-2.60	-0.09
lnArea	300	3.63	1.83	-13.82	5.68
lnCZH	300	-0.53	0.19	-1.01	-0.11
lnRealGDP	300	7.50	1.07	4.55	10.64
lnPincome	300	-1.33	0.34	-2.13	-0.31

3.1.2 协整检验

依据叶阿忠和范凯钧^[15]的做法,利用 Pedroni 检验方法进行协整检验,结果如表4所示。

由表4可知,3个统计结果全部在1%显著性水平上拒绝原假设,说明所用面板数据存在协整关系。

3.2 基准回归

Hausman 检验显示 $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$,所以选用混合 OLS 以及固定效应模型来进行基准回归,前三列为混合 OLS 估计结果,后三列为固定效应模型估计结果。结果如表5所示。

由表5可知,列(1)和列(4)是模型中不加入任何控制变量时的估计结果,其余列为逐步加入控制变量时的估计结果。无论用何种方法,是否加入控制变量,中药种植面积的系数估计值大多数为正,且在1%的水平下显著,这初步表明中药材种植的发展对中国乡村振兴发展具有正效应。

3.3 内生性讨论

将被解释变量、核心解释变量、门槛变量及控制变量带入模型(2),进行内生性讨论,参考史安玲和朱万里^[16]的做法,采用系统 GMM 的方法来估计动态面板模型,具体估计结果如表6所示。

表3 单位根检验结果

统计值	统计值	P	结论
lnXCZX	-7.59	0.00	平稳
lnArea	-4.69	0.00	平稳
lnCZH	-3.41	0.00	平稳
lnRealGDP	-4.37	0.00	平稳
lnPincome	-22.60	0.00	平稳

表4 协整检验结果

检验统计量	PP	ADF	MPP
统计值(P)	-8.33 (0.00)	-8.75 (0.00)	7.86 (0.00)

表5 基准回归结果

变量	混合 OLS			固定 OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnArea	-0.047** (-2.15)	0.052* (4.20)	0.031* (2.94)	0.079* (5.26)	0.025* (2.81)	0.024* (2.80)
lnCZH		1.520* (10.86)	1.602* (11.43)		2.372* (23.49)	2.320* (23.13)
lnRealGDP			0.080* (3.66)			-0.086* (-3.35)
常数项	-0.927* (-10.42)	-0.486* (-8.16)	-0.968* (-5.85)	-1.382* (-24.90)	0.061* (0.88)	0.682* (3.46)
观测值	300	300	300	300	300	300
R ²	0.045	0.347	0.376	0.045	0.329	0.277

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

表 6 GMM 估计结果

变量	
L. LnXCZX	0.855* (25.76)
lnArea	-0.017*** (-1.93)
lnRealGDP	0.009* (0.89)
lnCZH	0.002* (0.02)
常数项	-0.090* (-1.34)
控制变量	Yes
观测值	270
AR(2)	0.074
Hansen	1.000

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

由表 6 中的 AR(2) 项检验结果可知, 模型的 P 大于 0.05, 这表明不能拒绝模型的随机扰动项在差分后不存在二阶自相关的原假设, 即模型的随机扰动项不存在序列相关性。中药材种植面积的估计值为负, 可能的原因有两种, 一是随着种植面积的增加, 为乡村带来经济和建设上的发展, 进而缩小了乡村振兴发展差距。二是目前中药种植面积可能过小, 还未能显示出明显的乡村振兴促进作用。

3.4 面板门限模型分析

3.4.1 门限效应检验

门限效应检验是确定面板数据是否适合使用门限模型的关键条件, 检验结果如表 7 所示。

表 7 门限效应自助抽样(Bootstrap)检验结果

模型	F 统计量	P	Bootstrap 次数	临界值			门限估计值
				10%	5%	1%	
单门限	18.35	0.003	300	10.546	13.134	17.045	3.468
双门限	15.18	0.037	300	11.371	13.875	19.059	
三门限	6.75	0.473	300	11.520	14.051	23.330	

由表 7 可知, 单门限检验的 P 为 0.003, 双门限检验的 P 为 0.037, 三门限检验的 P 大于 0.1, 而双门限检验的 P 小于 0.05, 所以模型存在双门限效应。

3.4.2 门限效应回归

中药材种植对乡村振兴的门限回归结果如表 8 所示。

由表 8 可知, 当乡村振兴程度低于门限值 -1.868 时或高于门限值 -1.457 时, 都不能通过显著性检验。但当乡村振兴程度在 -1.868 与 -1.457 之间时, 中药材种植面积的估计系数为 0.025 且在 1% 的显著性水平下显著。另外, 在门限值左右的估计值相比较门限值内的变化很大, 这表明在经济发展过高或过低的地区, 中药材种植可能无法发挥出相应的作用, 而在经济发展水平在门限值内时, 中药材种植开始发挥它的作用, 对乡村振兴具有显著的促进作用。

3.5 空间相关性分析

3.5.1 全局空间自相关

为研究各省份中药种植情况的空间差异及其特点, 利用 Stata17.0 软件对各个省份乡村振兴 (lnXCZX) 的空间相关性进行分析, 全局 Moran's I 结果如表 9 所示。

由表 9 可知, 2012—2021 年的全局 Moran's I 均通过 1% 的显著性检验, 这表明各省份之间的中

表 8 门限估计结果

变量	系数	稳健标准误
lnArea(lnPadp \leq -1.868)	-0.009* (-0.53)	0.018
lnArea(-1.868<lnPadp \leq -1.457)	0.025* (2.97)	0.008
lnArea(lnPadp>-1.457)	0.049* (4.71)	0.010
常数项	0.651* (3.40)	0.192
控制变量	Yes	
观测值	10	
R^2	0.290	

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

表 9 乡村振兴发展指数的全局 Moran's I 结果

年份	Moran's I	平均值	标准差	Z	P^*
2012	0.079	-0.034	0.036	3.150	0.001
2013	0.082	-0.034	0.036	3.221	0.001
2014	0.095	-0.034	0.036	3.614	0.000
2015	0.099	-0.034	0.036	3.718	0.000
2016	0.091	-0.034	0.036	3.521	0.000
2017	0.094	-0.034	0.036	3.596	0.000
2018	0.087	-0.034	0.036	3.410	0.000
2019	0.082	-0.034	0.036	3.243	0.001
2020	0.088	-0.034	0.036	3.401	0.000
2021	0.108	-0.034	0.036	3.938	0.000

药材种植发展有着明显的空间依赖性,全局 Moran's I 数值随着时间的推移大体上呈现递增的变化趋势,这表明我国乡村振兴水平正逐步提升,与空间的关联程度逐渐增强。并且所有年份的 Moran's I 数值均大于 0.07,这说明 30 个省份之间的乡村经济发展存在显著的空间正相关,即乡村经济发展较好的省份与乡村经济发展较差的省份在地区分布上存在着一定的集聚现象。

3.5.2 局部空间自相关

上述全局 Moran's I 检验是反映研究对象的整体空间集聚程度,对于详细的区域空间集聚现象,全局 Moran's I 检验无法详细体现,不能够很好地说明局部空间相关性^[17]。因此,为更好地揭示各省份乡村经济发展程度的局部空间差异与集聚情况,选取研究年份的第一年和最后一年,即 2012 年和 2021 年为代表年份,利用 Stata17.0 软件绘制局部 Moran's I 的散点图,如图 1 所示。

由图 1 可知,多数省份的散点位于第一象限,如天津、上海、江苏等 12 个省份;第三象限次之,如黑龙江、辽宁、吉林等 10 个省份;只有少数地区位于第二、四象限,如贵州、广东、四川等 8 个省份。这表明

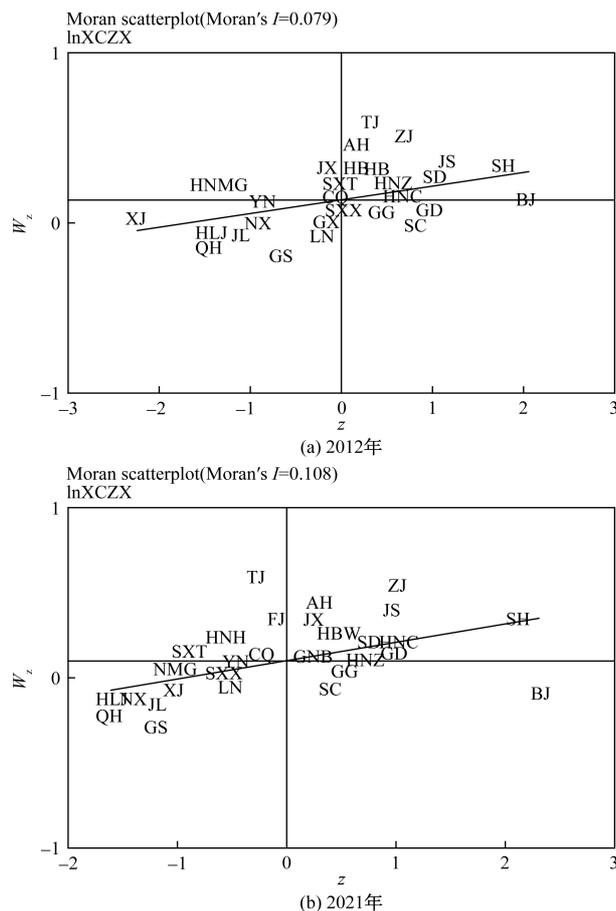


图 1 2012 和 2021 年莫兰散点图

各省份乡村经济发展的空间分布特征主要为高高集聚和低低集聚,这也侧面说明各省份的乡村经济发展情况存在空间正相关性的结论。

4 结论与建议

4.1 结论

运用混合 OLS 模型、固定效应模型、面板门限效应等方法,选取 2012—2021 年 10 个年份 30 个省份的面板数据,构建乡村振兴评价指标体系,研究中药材种植对乡村振兴的影响,得出以下结论。

(1) 中药材种植对乡村振兴具有显著正向影响。由表 5 可知,混合 OLS 模型和固定效应模型中药材种植面积回归系数分别为 0.031 和 0.024,且均通过显著性检验,说明中药材种植面积对乡村振兴具有明显推动作用。

(2) 中药材种植面积对乡村振兴具有双门限效应。由表 7 和表 8 可知,中药材种植面积对乡村振兴的门限回归系数在双门限时具有显著性,且当乡村振兴程度在 -1.868 与 -1.457 之间时,中药材种植面积的估计系数为 0.025 且在 1% 的水平下显著,说明当乡村经济发展在该区间内,中药材种植会明显促进乡村振兴。

(3) 我国乡村振兴情况存在着明显的空间效应。由表 9 和图 1 可知,我国乡村振兴莫兰指数均通过显著性检验,且图 1 表明,乡村振兴存在明显空间集聚性,如浙江、江苏、湖北等地区具有高高集聚特征,四川、北京、贵州等地区具有低低集聚特征。

4.2 建议

(1) 依托土地资源优势,因地制宜地推动乡村振兴的发展。根据各地区的土地资源优势,把中药材产业纳入地区农业现代化发展的“主导产业”,因地制宜,根据当地情况制定差异化政策,积极推动中药材产业发展,拓宽农民的致富渠道,有效增加农民收入,为乡村振兴注入新动力。

(2) 打造中药材标准化种植示范区,推动产业科学化发展。对农户进行 GAP 规范教育,包括土壤改良、施肥、灌溉、病虫害防治等方面的标准化操作,引入现代农业技术,如智能化设备、无人机监测等,提高种植效率和质量。建立合理的销售渠道和市场营销体系,推动中药材产品的销售。加强政府支持和政策扶持,为中药材标准化种植示范区建设提供支持和保障。

(3) 建设中药材物流体系。中药材种植区大多数位于交通不便的偏远地区,由于某些中草药具有自然特性,使得它们的运输成本较高。这会导致从

事中药材种植业的人员大大减少,种植中药材的效益降低,无法起到促进乡村经济发展的作用。因此,建设中药材物流体系可以减少中药材运输过程中的费用,为农民提供更多的经济效益,推动乡村振兴。

参考文献

- [1] 韦献果,陈强,张小华.重庆市涪陵区中药材产业发展现状及对策浅析[J].南方农业,2023,17(1):216-218.
- [2] 左华丽.发展林下中药材特色产业激活乡村振兴新动力 德昌县林下中药材产业发展的思考[J].中国林业产业,2023(4):66-67.
- [3] 张雷.乡村振兴下大别山中草药种植产业政府支持策略的研究[D].南京:南京农业大学,2023.
- [4] 黄文强.定西市中药材产业助力乡村产业振兴路径研究[D].兰州:兰州大学,2023.
- [5] 王雯慧.用前沿科技助力道地中药材产业发展[J].中国农村科技,2022(9):14-16.
- [6] 王昕哲.中药材种植对乡村产业发展的影响[J].中国农村科技,2024(1):64-65.
- [7] 刘金红,钟锭,刘峥屿,等.中医药助力乡村振兴模式研究[J].卫生软科学,2020,34(3):27-31.
- [8] 何志婵.巩固拓展脱贫攻坚成果的乡村产业发展对策研究——以广西中药材产业帮扶为例[J].农业经济,2021(9):34-36.
- [9] 李彦荣,郁娟,中药材种植区脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接研究——基于定西市的调查[J].甘肃农业,2022(9):12-17.
- [10] HANSEN B. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [11] 李麦收,高星.新型城镇化对乡村振兴影响研究——基于动态模型和门限模型的实证检验[J].河南大学学报(社会科学版),2024,64(1):19-25.
- [12] 何志婵.巩固拓展脱贫攻坚成果的乡村产业发展对策研究——以广西中药材产业帮扶为例[J].农业经济,2021(9):34-36.
- [13] 冯伯豪,王晓红.数字农业助推乡村振兴的影响机制及政策建议[J].西安财经大学学报,2024,37(1):119-129.
- [14] 李苏,郭远通,司宝静.绿色金融助推乡村振兴的实现机制研究——基于空间溢出效应与门槛效应的经验分析[J].林业经济,2023,45(5):53-74.
- [15] 叶阿忠,范凯钧.数字经济对中国城市层面资源配置效率的影响——基于半参数空间杜宾模型的实证研究[J].科学与管理,2023,43(5):90-101.
- [16] 史安玲,朱万里.农村金融发展与乡村振兴——基于甘肃省2001-2020年14个市州的面板数据分析[J].中国农业文摘-农业工程,2024,36(1):20-25.
- [17] FAN D C, WU X L. Evaluation of the innovation power of green technology in Chinese industry and research on the evolution of its spatial and temporal pattern[J]. Science & Technology Progress and Policy, 2022, 39(1): 78-88.

Impact of Planting Traditional Chinese Medicine on Rural Revitalization

CHEN Shuyu, ZHAI Jinlong, LIU Siqu, FANG Yiwen, LIU Shang, DENG Yuzhen, FU Shuyong

(School of Business Administration, Shenyang Pharmaceutical University, Shenyang 110016, China)

Abstract: In order to explore the relationship between Chinese herbal medicine planting and rural revitalization, based on the panel data of 30 provinces (due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Tibet Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province) from 2012 to 2021, generalized GMM model and panel threshold model were used to empirically study the relationship between planting area of Chinese medicinal materials and rural revitalization, and the spatial correlation analysis of rural revitalization was carried out. It is found that no matter what method is used, most of the estimated coefficients of TCM planting area are positive, and are significant at the significance level of 1%. When the degree of rural revitalization is between -1.868 and -1.457 , the coefficient is significantly positive. Global Moran's I passed the 1% significance test. Therefore, Chinese herbal medicine planting can promote the process of rural revitalization in China. The cultivation of Chinese medicinal materials can only play its promoting role under the appropriate level of economic development. It is necessary to formulate corresponding strategies and policies for TCM planting according to the actual situation of different regions to promote rural revitalization.

Keywords: Chinese herbal medicine planting; rural revitalization; threshold effect; spatial effect