

中国省域农村基本公共服务与 乡村振兴耦合协调发展及影响因素分析

——基于农村多维相对贫困视角

何育静 张炜炜

(江苏科技大学经济管理学院,江苏镇江 212100)

摘 要:农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调发展对缓解农村多维相对贫困有重要意义。基于农村基本公共服务和乡村振兴的丰富内涵,构建两系统的综合评价指标体系,运用熵值法和耦合协调度模型测算 2010—2019 年我国 30 个省区市农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度,并构建面板 Tobit 和面板门槛模型考察耦合协调度的影响因素,通过空间杜宾模型分析影响因素的溢出效应。结果表明:第一,城镇化水平、经济发展水平、财政支农水平、人力资本和交通便捷程度对两系统的耦合协调发展有显著的正向作用;第二,两系统耦合协调度的影响因素在东、中和西部地区之间存在明显的异质性;第三,农业生产效率、人力资本对邻近地区耦合协调度存在正向空间溢出效应,交通便捷程度对周边地区耦合协调度存在负向空间溢出效应。最后,根据分析结果提出相应对策建议。

关键词:农村基本公共服务;乡村振兴;耦合协调;影响因素

基金项目:国家社会科学基金项目“创新生态系统视域下特色小镇演进机制研究”(18BGL157)、江苏省社会科学基金项目“产业集聚视角下江苏特色小镇演化机制和路径研究”(18SHB002)。

[中图分类号] F323

[文章编号] 1673-0186(2022)008-0048-021

[文献标识码] A

[DOI 编码] 10.19631/j.cnki.css.2022.008.004

2020 年末,我国绝对贫困人口全面清零,绝对贫困问题彻底消除,但我国农村依然存在相对贫困和多维贫困问题。相对贫困不仅囊括收入贫困,还包括由经济发展不平衡导致的教育、医疗、社会保障和基础设施等明显低于社会平均水平的多维贫困。基础教育、医疗卫生、文化娱乐等基本公共服务滞后是农村地区存在多维相对贫困的重要原因,提高基本公共服务的数量和质量有利于实现乡村“造血式”扶贫,为缓解多维相对贫困构建了有效的减贫机制。乡村振兴发展则从产业、生态、生活等各方面推动农村发展,为改善多维相对贫困提供动力。农村基本公共服务和乡村振兴密切相关,《国家乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》指出“农村基本公共服务水平进一步提升是乡村振兴的发展目标”,两者的耦合协调发展影响农村地区的

作者简介:何育静,江苏科技大学经济管理学院副教授,硕士生导师,研究方向:区域经济;张炜炜,江苏科技大学经济管理学院硕士研究生,研究方向:新型城镇化。

扶贫成效。促进两个系统之间的良性互动和耦合协调发展,对改善农村多维相对贫困和实现城乡融合有重大意义。

一、文献综述

近年来,学界关于基本公共服务的研究成果比较丰富,主要从以下三方面展开。一是关于基本公共服务供给的研究。基本公共服务的供给主体不该仅局限于政府,而是要鼓励社会资本融入公共服务的建设当中^[1],促进基本公共服务供给主体由一元到多元的转变^[2],在互联网时代,要将基本公共服务供给与网络结合,以构建网络供需平台^[3]。二是关于基本公共服务均等化的研究。有些学者对我国区域间、城乡间基本公共服务均等化水平进行测度^[4-5],指出我国基本公共服务存在不均等的问题,应完善转移支付制度^[6]和推进乡村振兴战略^[7]以补齐农村基本公共服务的短板。三是将基本公共服务与经济、城镇化和贫困问题结合起来研究。周小刚、叶数红测算我国各地区 11 年间的基本公共服务与经济协调度的影响^[8],董艳玲探究了基本公共服务均等化对缩小经济增长质量的地区差距的影响^[9]。曾繁荣等研究了人口、经济和社会三维新型城镇化与基本公共服务之间的关系^[10],尹鹏探究了我国 31 个省区基本公共服务效率与城镇化质量的时空耦合关系^[11]。杨迎亚、汪为实证分析了城乡基本公共服务均等化与减缓相对贫困之间的相互关系^[12],郝晓薇等研究表明基本公共服务对农村多维贫困存在减缓作用^[13]。

随着我国乡村振兴战略的实施与推进,学界关于乡村振兴的研究开始丰富,主要围绕以下三方面展开。一是关于乡村振兴的评价与测度研究。部分学者根据乡村振兴战略的五个总要求构建乡村振兴评价指标体系,并运用层次分析法、熵权法和 TOPSIS 法等确定各个具体指标的权重^[14-16]。二是关于推进乡村振兴的路径研究。学者们主要从农村自身发展和城乡融合两个角度提出推进乡村振兴发展的路径,认为乡村振兴不仅需要依靠农村激发其内生动力以探索自身发展路径^[17],同时还需要以城促乡来推动城乡共同发展^[18-19]。三是将乡村振兴与乡村旅游、城镇化和贫困问题结合起来研究。李志龙和马小琴基于耦合协调度模型对区域乡村旅游和乡村振兴进行分析^[20-21]。有的学者构建耦合协调度模型以探究乡村振兴与新型城镇化之间的关系^[22-23],认为应在战略定位、策略手段和政策机制三个层面实现协同^[24],以统筹推进两者的耦合协调发展。部分学者探究乡村振兴与脱贫攻坚之间有效衔接的逻辑^[25],指出应制定二者衔接的政策与细则,让乡村振兴为脱贫攻坚释放动力^[26]。

已有文献中,虽然关于基本公共服务和乡村振兴两者都展开了丰富的研究,但对两者的关系研究较少。理论研究层面,杨远根指出,促进城乡基本公共服务均等化的实现是解决吃饭问题的关键,而解决吃饭问题又是乡村振兴发展的根本目的,因此要实现城乡基本公共服务均等化以推动乡村振兴发展^[27]。实证层面,卢阳春、石砥利用耦合协调度模型测算了四省藏区农村基本公共服务和乡村振兴两系统的耦合协调度,并对其进行空间自相关分析^[28]。

通过对现有文献的梳理,可以发现学界对于农村基本公共服务及乡村振兴的关系研究较少,且对两者之间的实证分析更为匮乏。鉴于此,本文以 2010—2019 年我国 30 个省区市(不含西藏及港、澳、台,下同)为研究对象,构建农村基本公共服务和乡村振兴综合评价指标体系,利用熵值法和耦合协调度模型测算十年间各地区两系统的耦合协调度,并构建面板 Tobit 模型和面板门槛模型以考察农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度的影响因素,通过空间计量模型分析其影响因素的空间溢出效应。

二、农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调机制分析

一方面,农村基本公共服务是乡村振兴发展的重要支撑。农村基本公共服务的有效供给,从经济、文化、生态和社会等方面为乡村振兴的发展提供支持。农村基础教育服务有利于提高农业生产人员的知识水平,使得农业生产人员具备学习新技术的能力,提高农业生产的质量和效率,从而更好地推动农村产业的发展。农村基础设施的建设和改善,水、电的充足供应为农业的发展提供了基本保障,创造了利于产业发展、良好稳定的环境,从而促进农村产业兴旺。文化娱乐服务的有效供给,有利于提升农民的文化素养,促进人与人之间的和谐相处,打造文明乡风。文化素养的提升,会增强农村居民的环保意识。农村完善的供水系统和公共厕所等基础设施,在便利农民生活的同时,也利于打造良好的生态宜居环境。不论是农村医疗卫生水平的提高还是社会保障的改善,都能提高农民的身心幸福感,推动着农村社会的建设。

另一方面,乡村振兴发展是农村基本公共服务的战略保障。乡村振兴的发展,不仅强调农村经济和社会的发展,同时也注重农村生态的改善和文化素养的提升。实施乡村振兴战略,推动农村经济和社会建设,可以为农村居民提供更多的就业机会,同时有利于吸引资金、物品和人才等资源流入农村,从而增加农村基本公共服务的供给并提升其质量。改善农村生态,不仅可以为农村居民营造宜居环境,还能增加农村对城镇居民的吸引力,促进农村基本公共服务供给主体的多元化。提升农村居民的文化素养,会增加农村地区的文化需求,从而刺激农村文化服务的有效供给。

不论是提高农村基本公共服务水平还是实施乡村振兴战略,其目标都是为了实现农村的全面发展,缩小农村与城市的差距,改善民生,提升农村居民的幸福感。因此,农村基本公共服务和乡村振兴两个系统之间相互促进,推动农村建设,改善农村多维相对贫困。综上所述,农村基本公共服务与乡村振兴的耦合协调机制见图 1。

三、模型构建、指标选取和数据来源

运用熵值法、耦合协调度模型、面板 Tobit 模型、面板门槛模型和空间计量模型,并选取指标数据,对农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调度相关问题进行实证分析。

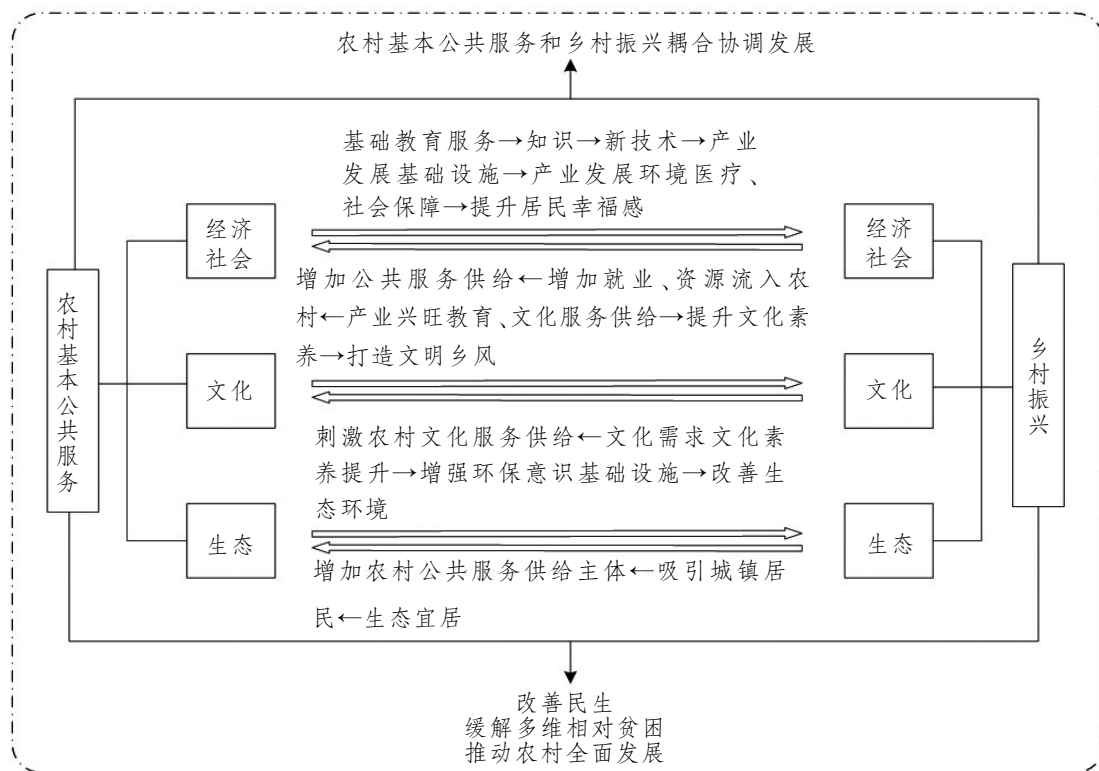


图1 农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调机制

(一)模型构建

1.农村基本公共服务、乡村振兴发展水平测度模型

熵值法是一种基于信息熵理论的客观赋值方法。即数据越离散,所含信息量越多,对综合评价影响越大。使用熵值法分别对农村基本公共服务和乡村振兴两大指标体系的各个具体指标进行赋权,以便客观准确地测度农村基本公共服务水平和乡村振兴发展水平的综合评价指数。具体步骤如下:

步骤一:对各个具体指标进行标准化处理(设有 m 个年份, k 个地区, j 项指标):

$$\text{正向指标: } Z_{\alpha ij} = \frac{x_{\alpha ij} - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (1)$$

$$\text{负向指标: } Z_{\alpha ij} = \frac{x_{\max} - x_{\alpha ij}}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (2)$$

式中, $x_{\max}$ 、 $x_{\min}$ 分别代表了第 j 项指标在第 i 个地区 m 个年份中的最大值和最小值; $x_{\alpha ij}$ 、 $Z_{\alpha ij}$ 分别代表第 α 年第 i 个省份第 j 项指标标准化处理前和处理后的值。

步骤二:指标归一化:

$$P_{\alpha ij} = \frac{Z_{\alpha ij}}{\sum_{\alpha=1}^m \sum_{i=1}^k Z_{\alpha ij}} \quad (3)$$

步骤三:负向平移:

$$P_{cij}=P_{cij}+0.001 \quad (4)$$

步骤四:计算熵值:

$$E_j=-k_1 \sum_{\alpha=1}^m \sum_{i=1}^k P_{cij} \ln P_{cij} \quad (5)$$

其中, $k_1=\frac{1}{\ln(m \times k)}$ 。

步骤五:计算各项指标的冗余度:

$$D_j=1-E_j \quad (6)$$

步骤六:计算各项指标权重:

$$W_j=\frac{D_j}{\sum_{j=1}^n D_j} \quad (7)$$

步骤七:得到各地区的评价指数:

$$I_{cij}=\sum_{j=1}^n (P_{cij} \times W_j) \quad (8)$$

《“十三五”国家基本公共服务清单》将基本公共服务划分为基本公共教育、基本劳动就业创业、基本社会保险、基本医疗卫生、基本社会服务、基本住房保障、基本公共文化体育和残疾人基本公共服务八大部分。本文在参考清单文件的同时,借鉴已有研究^[29-30],依据科学性、系统性、可比性和数据可获取性等原则,构建农村基本公共服务指标体系。该指标体系包含基础教育、医疗卫生、社会保障、文化娱乐和基础设施 5 个一级指标及 12 个二级指标(见表 1)。

表 1 农村基本公共服务指标体系

一级指标	二级指标	计算方法	指标权重及性质
X1 基础教育	X11 农村小学生师比	农村小学在校生数/农村小学专任教师数	0.060 9-
	X12 农村普通高中师生比	农村普通高中在校生数/农村普通高中专任教师数	0.037 3-
X2 医疗卫生	X21 设卫生室村占比(%)	设卫生室的行政村/行政村总数×100%	0.037 8+
	X22 农村每千人口卫生技术人员数(人)	农村卫生技术人员数/农村人口数×1000	0.112 4+
	X23 农村每千人口医疗卫生机构床位数(张)	农村医疗卫生机构床位数/农村人口数×1000	0.113 4+
X3 社会保障	X31 农村人均最低生活保障支出(万元/人)	农村最低生活保障支出/农村居民最低生活保障人数	0.239 4+
	X32 农村低保人数占比(%)	农村居民最低生活保障人数/农村人口数×100%	0.045 8-
X4 文化娱乐	X41 每万人拥有农村乡镇文化站数量(个/万人)	乡镇文化站数量/农村人口数×10000	0.155 1+
	X42 农村广播节目综合人口覆盖率(%)	农村接收到广播节目人数/农村人口数×100%	0.029 3+
	X43 农村电视节目综合人口覆盖率(%)	农村接收到电视节目人数/农村人口数×100%	0.034 4+
X5 基础设施	X51 集中供水的行政村占行政村总数的比例(%)	集中供水的行政村数量/行政村总数×100%	0.058 3+
	X52 村庄用水普及率(%)	农村供水覆盖范围内的人口数/农村人口数×100%	0.075 9+

基于《国家乡村振兴战略规划(2018—2022年)》和现有研究成果^[31-32],本文构建乡村振兴指标体系,共设置产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕5个一级指标及15个二级指标(见表2)。

表2 乡村振兴指标体系

一级指标	二级指标	计算方法	指标权重及性质
Y1 产业兴旺	Y11 农村人均农林牧渔业产值(元/人)	农林牧渔业总产值/农村人口数	0.062 4+
	Y12 作物多元化(%)	非粮食作物播种面积/农作物总播种面积×100%	0.043 8+
	Y13 节水灌溉面积比重(%)	节水灌溉面积/灌溉面积×100%	0.070 9+
	Y14 人均粮食产量(斤/人)	粮食产量/农村人口数	0.125 5+
Y2 生态宜居	Y21 绿化覆盖率(%)	农村绿化覆盖面积/农村总面积×100%	0.129 9+
	Y22 化肥使用强度(千克/公顷)	农用化肥施用量/农作物总播种面积	0.026 2-
	Y23 农药使用强度(千克/公顷)	农药使用量/农作物总播种面积	0.011 9-
	Y24 人均道路面积(平方米/人)	农村道路面积/农村人口数	0.044 2+
Y3 乡风文明	Y31 文盲率(%)	乡村15岁及以上文盲人口/乡村15岁及以上人口×100%	0.009 4-
	Y32 农村每万人乡镇文化站藏书量(册/万人)	乡镇文化站藏书量/农村人口数×10000	0.186 7+
	Y33 农村每万人乡镇文化站计算机数量(台/万人)	乡镇文化站计算机数量/农村人口数×10000	0.075 4+
Y4 治理有效	Y41 城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	0.031 4-
	Y42 城乡消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	0.023 5-
Y5 生活富裕	Y51 农村居民人均可支配收入	农村可支配收入/农村人口数	0.083 8+
	Y52 农村居民人均消费支出(元/人)	农村消费总支出/农村人口数	0.075 1+

本文选取2010—2019年我国30个省、市、自治区(不含西藏及港、澳、台)的相关数据,所涉及指标的原始数据来源于历年《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》及各省市统计年鉴,个别缺失数据采用插值法处理。

2. 耦合协调度模型

耦合协调度模型用于分析事物之间的耦合协调发展水平,该模型涉及耦合度 C 、协调指数 T 和耦合协调度 D 三个指标值的计算。本文将测算得出的农村基本公共服务和乡村振兴两大系统的综合评价指数分别定义为 U_1 、 U_2 ,则:

(1) 耦合度

$$C = \left[\frac{U_1 \times U_2}{\left[\frac{U_1 + U_2}{2} \right]^2} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

式中, C 为耦合度,且取值范围在0~1之间, C 越大表示二者间的发展越有序。

(2) 耦合协调度

由于耦合度仅能反映农村基本公共服务和乡村振兴之间相互作用程度的强弱,难以衡量两个系统之间的协调发展水平,因此需要进一步计算耦合协调度:

$$T=\alpha U_1+\beta U_2 \quad (10)$$

$$D=\sqrt{C \times T} \quad (11)$$

式中, C 为耦合度; T 为两个系统的综合协调指数, 反映两个子系统之间的协调发展水平; D 为耦合协调度; α 和 β 为待定系数, 用来反映农村基本公共服务和乡村振兴在综合系统中的作用程度, $\alpha+\beta=1$, 借鉴已有文献的研究^[33], 本文将 α 和 β 均取值为 0.5。

(3) 耦合协调度阶段划分

表 3 耦合协调度阶段划分

序号	耦合协调度 D 值	耦合协调发展阶段	$U_1 > U_2$	$U_1 < U_2$
1	$0.0 \leq D < 0.1$	极度失调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
2	$0.1 \leq D < 0.2$	严重失调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
3	$0.2 \leq D < 0.3$	中度失调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
4	$0.3 \leq D < 0.4$	轻度失调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
5	$0.4 \leq D < 0.5$	边缘失调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
6	$0.5 \leq D < 0.6$	初级协调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
7	$0.6 \leq D < 0.7$	轻度协调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
8	$0.7 \leq D < 0.8$	中度协调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
9	$0.8 \leq D < 0.9$	良好协调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后
10	$0.9 \leq D \leq 1.0$	高度协调	乡村振兴发展滞后	农村基本公共服务发展滞后

3. 面板 Tobit、面板门槛模型

农村基本公共服务和乡村振兴两大系统的耦合协调度在 0~1 之间, 被解释变量为受限因变量, 因此本文采用面板 Tobit 模型研究农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调发展的影响因素。该模型设定为:

$$\begin{aligned}
 y_{it}^* &= x_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \\
 \begin{cases} y_{it} = y_{it}^*, & \text{if } 0 < y_{it}^* \leq 1 \\ y_{it} = 0, & \text{if } y_{it}^* < 0 \\ y_{it} = 1, & \text{if } y_{it}^* > 1 \end{cases}
 \end{aligned} \quad (12)$$

式中, y_{it}^* 为潜变量, y_{it} 为观测到的因变量, x_{it} 为自变量, γ 为自变量系数, ε_{it} 为随机扰动项。

构建面板门槛模型考察变量对农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调度的非线性影响, 设定双重门槛模型:

$$y_{it} = u_i + \beta_1 x_{it} \cdot I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} \cdot I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 x_{it} \cdot I(q_{it} > \gamma_2) + \sum \theta z_{it} + e_{it} \quad (13)$$

式中, i 表示地区, t 表示年份, y_{it} 为被解释变量, x_{it} 为解释变量, u_i 为用于控制不同地区无法观测的个体特征, $I(\cdot)$ 为示性函数, q_{it} 为门槛变量, γ 表示待估计的门槛值, z 表示一组控制变量, θ 表示相应的参数向量, e_{it} 表示随机扰动项。

4. 空间计量模型

(1) 空间自相关检验

本文设定空间经济地理嵌套矩阵作为空间权重矩阵,基于此,采用 *Moran's I* 指数进行空间自相关检验,其计算公式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (14)$$

式中, n 表示地区数量; x_i 和 x_j 分别表示地区 i 和 j 对应的经济属性值; w_{ij} 表示空间权重矩阵中地区 i 和 j 对应的空间权值。*Moran's I* 的取值范围为 $[-1, 1]$ 。当 *Moran's I* 大于 0 时,表示相邻地区之间存在空间正相关性,当 *Moran's I* 小于 0 时,表示相邻地区之间存在空间负相关性,当 *Moran's I* 接近于 0 时,则表明空间分布是随机的,相邻地区之间不存在空间相关性。

(2) 空间计量模型的选择

空间杜宾模型(SDM)是空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)的结合,其设定如下:

$$y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} y_{jt} + \delta x_{it} + \theta \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} x_{jt} + \varphi_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式中, ρ 为本地区变量对邻近地区的影响系数, $\rho > 0$ 表示存在正向空间溢出效应, $\rho < 0$ 则表示存在负向空间效应; i 和 t 分别表示地区和时间; φ_i 为地区效应, ν_t 为时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 指标选取和数据来源

1. 指标选取

参考现有文献和基于现实状况,本文从分别从经济、社会、财政和各地区农村自身发展状况四个角度切入,考察不同地区的经济发展水平(经济因素)、城镇化水平(社会因素)、财政支农水平(财政因素)、农业生产效率(农村状况)、人力资本(农村状况)和交通便捷程度(农村状况)对农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调发展的影响^[34],并深入分析影响因素的空间溢出效应。

(1) 城镇化水平(city)

城镇化进程的推进及城镇化水平的提高,利于城市发展对农村产生溢出效应,推动以城带乡和城乡共同发展,从而对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产生积极作用。

(2) 经济发展水平(lngdp)

经济发展水平的提高,为农村的发展提供了坚实的资金和物质保障,有利于促进农村经济、社会、文化和生态等各个方面水平的提升,进而推动农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展。

(3) 财政支农水平(exp)

农村教育、医疗、文化等基本公共服务的保障或者是乡村振兴发展,都需要财政资金的支持,因此财政支农水平是农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调发展的重要影响因素。

(4) 农业生产效率(lnagr)

农业生产效率与农村发展息息相关,农业生产效率的提高有利于吸引资金、劳动和配套设

施等要素流入农村,从而影响农村基本公共服务的数量与质量,因此农业生产效率是农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调度的可能影响因素。

(5)人力资本(*edu*)

不论是农村基本公共服务还是乡村振兴的发展,都需要农村人力资本的提升,因此人力资本也是农村基本公共服务和乡村振兴两系统耦合协调发展的影响因素。

(6)交通便捷程度(*lntra*)

交通便捷程度的提高,不仅有利于城镇地区的资本、劳动等各要素涌入农村,还便于农产品出售,加强农村地区与城镇地区的联系,从而推动农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展。

各变量说明见表4。

表4 各个变量的具体说明

	名称	符号	测量
被解释变量	耦合协调度	<i>y</i>	农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度
核心解释变量	城镇化水平	<i>city</i>	城镇人口占总人口的比重
控制变量	经济发展水平	<i>lngdp</i>	人均GDP取对数
	财政支农水平	<i>exp</i>	国家财政农林水事务支出占财政总支出的比重
	农业生产效率	<i>lnagr</i>	人均农业机械总动力取对数
	人力资本	<i>edu</i>	农村大专及以上学历文化程度人数占比
	交通便捷程度	<i>lntra</i>	人均公路里程取对数

2.数据来源

本文选取2010—2019年我国30个省、市、自治区(不含西藏)的相关数据,所涉及变量指标的原始数据源于历年《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》及各省统计年鉴,个别缺失数据采用插值法处理。

四、实证分析

结合前文构建的指标体系和模型,分别测算农村基本公共服务和乡村振兴综合评价指数,计算两系统耦合协调度,深入分析耦合协调度的影响因素及其溢出效应。

(一)农村基本公共服务和乡村振兴综合评价指数结果分析

运用熵值法分别对表1和表2中的农村基本公共服务(U_1)及乡村振兴(U_2)综合评价指数进行测算,并通过图2呈现2010—2019年我国农村基本公共服务和乡村振兴综合评价指数的水平。总体上,我国农村基本公共服务和乡村振兴的综合评价指数在2010—2019年间均呈明显增长趋势:农村基本公共服务的综合评价指数从0.3074增至0.5446,增幅为77.16%;乡村振兴的综合评价指数由0.2111增长到0.3952,增幅为87.21%,大于农村基本公共服务综

合评价指数增幅。2010—2019 年,农村基本公共服务的综合评价指数均高于乡村振兴的综合评价指数,表明我国乡村振兴发展相对滞后于农村基本公共服务的发展。

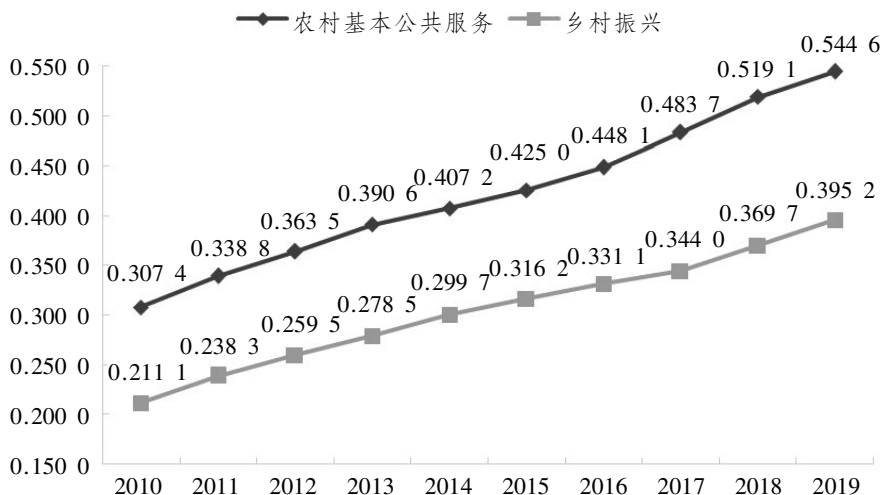


图 2 2010—2019 年我国农村基本公共服务和乡村振兴综合评价指数

(二)农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度分析

借助耦合协调度模型,测算出 2010—2019 年我国农村基本公共服务和乡村振兴两个系统的耦合度(C)、协调度(T),并最终计算出两个系统的耦合协调度(D)(表 5)。从时序演变来看(图 3),2010—2019 年我国农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调度由 0.498 4 提升至 0.677 9,增幅为 36.02%。研究期内,东部地区两系统的耦合协调度高于全国水平,从 0.541 9 增长到 0.704 0,增幅为 29.91%,2013 年东部地区农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调发展达到轻度协调水平,2019 年进入中度协调发展阶段。2010—2019 年间,中、西部农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调度低于全国平均值。2010—2016 年中、西部地区两系统耦合协调度高于西部地区,其中 2013 年、2014 年和 2016 年中、西部地区耦合协调度趋同,2017 年中、西部耦合协调度相等,均为 0.615 0。2018—2019 年西部地区耦合协调度则高于中部地区,这表明西部地区农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展水平反超中部地区。

基于 ArcGIS 空间可视化分析和耦合协调度的等级类型划分标准,本文分别展示 2010 年、2015 年和 2019 年全国 30 个地区农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调度的空间变化(见图 4)。

整体上来看,全国 30 个省市区的耦合协调度呈增长趋势,且东部地区的耦合协调度总是高于中、西部地区。2010 年,我国各地区农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度普遍较低,均值为 0.498 4,呈现出 4 个主要的耦合协调发展阶段。仅贵州处于轻度失调阶段,其耦合协调度为 0.370 1,分布在西部地区。有 17 个省市处于边缘失调阶段,主要集中在中部和西部地区。天津、江苏、浙江、福建、山东、海南、山西、内蒙古、黑龙江和新疆共 10 个省市处于初级协调阶段,主要分布于东部和中部地区。北京和上海的耦合协调度分别为 0.656 0 和 0.683 8,已经进入轻度协调阶段。2015 年,全国耦合协调度均值为 0.601 6,与 2010 年相比增幅为 20.71%,

总体呈现三个耦合协调发展阶段。30 个省、市和自治区均已处于协调发展阶段,其中,17 个省市已经步入初级协调阶段,主要分布于中部和西部地区。11 个省市处于轻度协调发展阶段,主要分布在东部和中部地区,西部地区仅有新疆进入轻度协调发展阶段。北京和上海进入到中度协调发展阶段。2019 年,全国农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度均值水平为 0.677 9,与 2015 年相比增幅不大。上海的耦合协调度最高,为 0.819 6,达到良好协调发展阶段。东部地区的北京、天津、江苏、浙江和中部地区的内蒙古及西部地区的新疆进入中度协调发展阶段。其余 23 个省市均处于轻度协调发展阶段。

表 5 2010—2019 年各省农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度

地区	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年
北京	0.656 0	0.680 8	0.683 4	0.688 8	0.698 4	0.740 4	0.751 8	0.758 3	0.770 8	0.798 5
天津	0.560 7	0.596 1	0.621 3	0.639 9	0.664 3	0.677 0	0.728 0	0.723 8	0.752 9	0.759 5
河北	0.492 9	0.513 1	0.530 2	0.546 1	0.558 6	0.568 7	0.586 2	0.608 6	0.619 9	0.641 2
山西	0.526 0	0.546 3	0.563 0	0.581 7	0.599 8	0.605 9	0.616 0	0.623 6	0.642 0	0.659 5
内蒙古	0.507 5	0.547 5	0.574 0	0.598 8	0.619 9	0.636 8	0.658 1	0.684 5	0.693 2	0.709 4
辽宁	0.485 2	0.513 1	0.538 7	0.574 2	0.585 3	0.605 5	0.613 6	0.626 0	0.648 3	0.659 0
吉林	0.488 1	0.519 5	0.546 8	0.556 4	0.576 2	0.587 9	0.596 6	0.616 2	0.624 2	0.651 0
黑龙江	0.536 4	0.564 1	0.579 6	0.594 3	0.606 8	0.620 5	0.628 6	0.655 5	0.669 3	0.686 4
上海	0.683 8	0.707 9	0.735 3	0.750 7	0.758 1	0.760 4	0.757 4	0.773 5	0.795 5	0.819 6
江苏	0.574 8	0.604 9	0.620 7	0.635 8	0.652 1	0.665 3	0.683 5	0.700 9	0.721 4	0.745 2
浙江	0.561 4	0.582 7	0.611 7	0.623 3	0.638 7	0.649 8	0.674 2	0.692 4	0.719 7	0.743 6
安徽	0.443 9	0.473 2	0.500 9	0.522 7	0.536 0	0.551 0	0.571 9	0.590 5	0.612 3	0.637 5
福建	0.542 8	0.570 7	0.593 9	0.616 8	0.633 6	0.643 1	0.659 1	0.661 1	0.682 2	0.696 5
江西	0.447 8	0.473 3	0.492 5	0.511 9	0.528 9	0.544 6	0.554 7	0.577 4	0.602 4	0.630 5
山东	0.530 3	0.553 6	0.571 1	0.586 9	0.603 0	0.615 8	0.628 4	0.638 2	0.656 4	0.662 5
河南	0.461 9	0.481 6	0.496 0	0.514 9	0.528 4	0.543 2	0.557 4	0.565 0	0.591 6	0.614 5
湖北	0.457 4	0.483 6	0.506 6	0.526 5	0.547 3	0.570 9	0.589 2	0.609 9	0.631 5	0.648 1
湖南	0.446 8	0.469 5	0.477 2	0.511 6	0.534 5	0.559 2	0.578 0	0.612 5	0.627 3	0.649 6
广东	0.462 1	0.504 8	0.517 0	0.546 8	0.565 6	0.571 6	0.591 9	0.605 6	0.629 9	0.652 1
广西	0.440 9	0.461 0	0.484 7	0.499 8	0.513 7	0.528 3	0.539 9	0.564 8	0.589 3	0.607 3
海南	0.511 9	0.559 6	0.580 8	0.592 6	0.610 8	0.612 8	0.611 3	0.634 3	0.653 0	0.662 4
重庆	0.463 7	0.502 9	0.541 4	0.563 9	0.574 2	0.584 7	0.611 2	0.633 8	0.663 1	0.672 7
四川	0.463 8	0.493 0	0.518 6	0.546 3	0.565 5	0.583 8	0.603 3	0.635 6	0.654 0	0.669 7
贵州	0.370 1	0.408 2	0.447 8	0.484 9	0.510 0	0.532 1	0.551 0	0.575 7	0.606 9	0.630 4
云南	0.417 7	0.444 0	0.468 1	0.490 3	0.507 3	0.524 3	0.543 7	0.568 7	0.673 8	0.695 4
陕西	0.475 6	0.496 1	0.513 7	0.539 5	0.557 8	0.568 9	0.587 0	0.611 2	0.631 7	0.651 8
甘肃	0.440 0	0.475 9	0.501 2	0.518 6	0.536 7	0.553 7	0.567 9	0.580 6	0.603 0	0.635 1
青海	0.464 8	0.493 1	0.533 2	0.558 9	0.581 2	0.595 1	0.594 2	0.618 0	0.642 9	0.664 1
宁夏	0.462 1	0.502 0	0.523 9	0.538 7	0.565 6	0.585 4	0.607 2	0.635 8	0.660 7	0.673 8
新疆	0.576 1	0.605 2	0.607 8	0.637 1	0.651 2	0.661 0	0.667 4	0.675 6	0.688 2	0.709 2

(三) 面板 Tobit 回归和面板门槛回归结果分析

1. 总体回归

本文首先采用 VIF 检验以考察解释变量间是否存在多重共线性,结果如表 6 所示。各个解释变量的 VIF 值均小于 10,表明其不存在多重共线性。

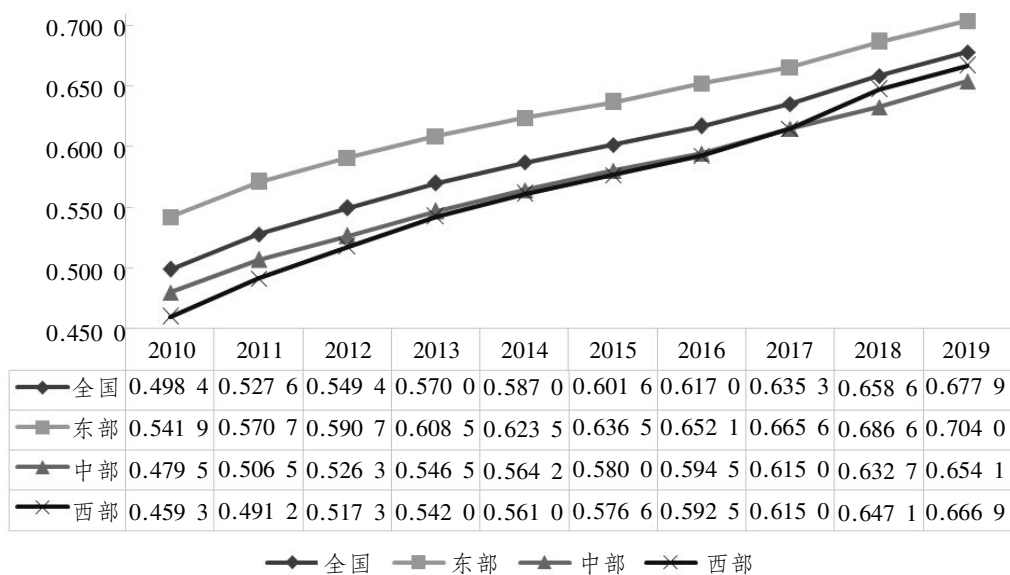


图 3 2010—2019 年农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调度时序变化

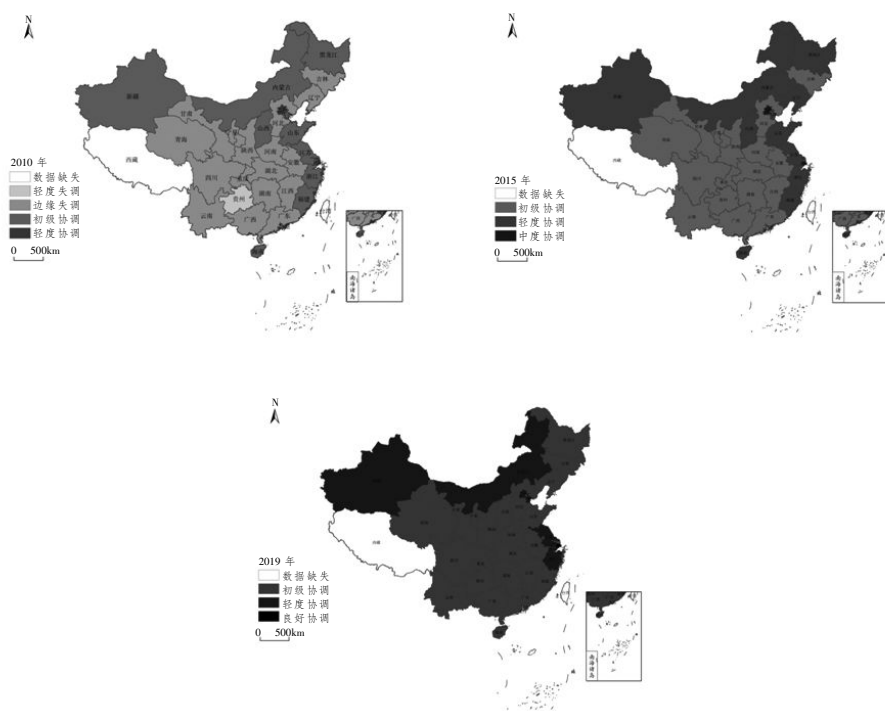


图 4 农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度的空间格局演化

运用 Stata 16 进行面板门槛效应检验并估计门槛值,对面板 Tobit 模型进行 LR 检验。

将城镇化水平(city)作为门槛变量,采用 Bootstrap 法抽样 500 次,依次对单一门槛、双重门槛和三重门槛效应进行检验,结果见表 7。由检验结果可知,单一门槛和双重门槛效应检验的 P 值均小于 0.05,在 5%的显著性水平下显著,而三重门槛效应的 P 值不显著,表明城镇化水

平对农村基本公共服务和乡村振兴两系统的耦合协调度存在双重门槛效应的非线性影响。

表 6 VIF 检验

变量	VIF	1/VIF
<i>city</i>	8.21	0.121 802
<i>lngdp</i>	6.79	0.147 293
<i>exp</i>	3.37	0.296 411
<i>lnagr</i>	1.72	0.580 534
<i>edu</i>	2.33	0.428 850
<i>lntra</i>	3.00	0.333 827
Mean VIF	4.24	

表 7 门槛效应检验结果

门槛数	F 统计值	P 值	Bootstrap 次数	临界值		
				10%	5%	1%
单一门槛	54.16	0.024 0	500	39.155 5	44.775 3	61.868 7
双重门槛	42.19	0.068 0	500	32.493 7	47.563 6	66.161 0
三重门槛	9.84	0.818 0	500	62.886 8	77.861 7	96.119 6

基于双重门槛效应,进一步对门槛值进行估计(见表 8),得出城镇化水平变量第一个门槛值为 0.673 5,第二个门槛值为 0.826 4,95%的置信区间分别为[0.670 3,0.673 7]和[0.821 4,0.829 3]。

表 8 门槛值估计结果

门槛变量	门槛估计值	置信区间
第一门槛值 γ_1	0.673 5	[0.670 3,0.673 7]
第二门槛值 γ_2	0.826 4	[0.821 4,0.829 3]

面板 Tobit 回归的 LR 检验 P 值为 0,因此拒绝“使用面板 Tobit 模型”的原假设,选用随机效应面板 Tobit 模型进行回归分析。面板 Tobit 模型和面板门槛模型回归结果见表 9。

表 9 面板 Tobit 和面板门槛回归结果

变量	面板 Tobit 回归	面板门槛回归
<i>city</i>	0.453***	—
<i>lngdp</i>	0.116***	0.107***
<i>exp</i>	0.469***	0.521***
<i>lnagr</i>	-0.001 68	0.0006
<i>edu</i>	0.673***	0.342**
<i>lntra</i>	0.0618***	0.080***
<i>_cons</i>	-0.924***	-0.863***
<i>city</i> ($\gamma \leq 0.673 5$)	—	0.539***
<i>city</i> ($0.673 5 < \gamma \leq 0.826 4$)	—	0.588***
<i>city</i> ($\gamma > 0.826 4$)	—	0.683***
R^2	—	0.777 1

注:*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著

由面板 Tobit 回归结果可知,从全国整体的回归结果来看,一是城镇化水平(*city*)。城镇化水平的回归系数为 0.453,并且通过 1%的显著性水平检验。城镇化水平的提高有利于推动城乡融合发展,城镇化水平越高,则以城带乡发展能力越强,对于农村经济、社会、文化和生态等

方面产生积极作用,从而推动农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展。二是经济发展水平($\ln gdp$)。经济发展水平的回归系数为 0.116,且通过 1%的显著性水平检验。这表明经济发展水平会对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产生重要影响。一般情况下,一地区经济发展水平越高,则会更为重视推动农村的发展,有利于各类资源分配到农村,对改善农村基本公共服务产生积极作用,从而促进农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展。三是财政支农水平(exp)。财政支农水平的回归系数显著为正,这说明其对两系统的耦合协调发展产生显著正向影响。财政支农水平越高,表明财政支出中用于农业农村发展的支出越多,利于农村基本公共服务的改善和乡村振兴战略的推进,从而推动二者耦合协调发展。四是农业生产效率($\ln agr$)。农业生产效率的回归系数为-0.001 68,但其回归结果并不显著。由此,从全国整体范围来看,农村生产效率并未对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产生显著影响。五是人力资本(edu)。人力资本的回归系数为 0.673,且通过 1%的显著性水平检验,表明人力资本对两系统的耦合协调度产生显著的正向作用。一般来说,农村人力资本的提升,利于改善农村基本公共服务的质量,对推动农村整体发展有促进作用,从而对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产生重要影响。六是交通便捷程度($\ln tra$)。交通便捷程度的回归系数显著为正,这表明在一般情况下,交通便捷程度会对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调度产生显著的正向影响。一方面,交通便捷程度越高,越利于城镇中的各种商品和服务涌入农村,增加农村基本公共服务供给和改善其质量;另一方面,交通越便捷,也越利于农村的各种农产品输出到城镇中,加强了城乡之间的联系,推动了农村的发展。由此看来,交通便捷程度越高越利于推动农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展。

由面板门槛回归结果可知,将城镇化水平作为门槛变量,当城镇化水平小于 0.673 5 时,城镇化水平的作用系数为 0.539 且在 1%的水平下显著;当城镇化水平在 0.673 5 和 0.826 4 之间时,其作用系数为 0.588 且在 1%的水平下显著,当城镇化水平高于 0.826 4 时,其作用系数为 0.683 且在 1%的水平下显著。这表示城镇化水平对农村基本公共服务和乡村振兴两系统的耦合协调度的提升存在显著的推动作用,且越过第一、第二个门槛值后推动作用依次加强。经济发展水平、财政支农水平、人力资本和交通便捷程度的回归结果与面板 Tobit 回归结果保持一致,均对耦合协调度产生显著的正向影响;农业生产效率的影响并不显著。

2. 三大区域回归

为进一步探究各影响因素是否存在区域异质性,对东部、中部和西部三大区域进行面板 Tobit 回归分析。回归结果见表 10。

从东、中、西部三大区域回归结果来看,一是城镇化水平($city$)方面。东、中和西部三大区域的城镇化水平回归结果显著为正,与全国整体的估计结果一致,说明三大区域的城镇化水平对耦合协调度都会产生显著的正向作用。回归系数呈中部、西部和东部地区递减趋势,表明城镇化水平对中部地区耦合协调度的作用效果更为明显,西部地区次之,而东部地区较弱。原因可能在于城镇化水平的提升对中部地区农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产

生了更多的边际效应,更有力地推动了两系统的耦合协调发展;东部地区的城镇化水平本就高于其他地区,因此东部地区城镇化水平的提升对两系统耦合协调发展产生的边际效应小于中、西部地区。二是经济发展水平($\ln gdp$)。东、中和西部地区的经济发展水平回归系数都为正值,且通过1%的显著性水平检验,表明东、中和西部三大区域的经济发展水平都对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调度产生显著正向影响。与此同时,可以发现回归系数的大小呈西部、东部和中部依次递减的趋势,说明经济发展水平对西部地区两系统耦合协调度的作用效果最为明显,东部地区次之,对中部地区相对较弱。因此,中部地区应进一步提升经济发展的质量,将经济发展的成果惠及农村地区,加强经济发展水平对农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调发展的正向作用。三是财政支农水平(exp)。中部和西部地区的财政支农水平回归系数显著为正,这表明财政支农水平对中、西部地区农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调度产生显著的正向作用。财政支农水平对东部地区的正向作用不显著,原因可能在于:东部地区财政支农水平较低,即财政支出中用于农业农村的支出比重较低,因此财政支农水平对两系统的耦合协调度作用不显著。四是农业生产效率($\ln agr$)。农业生产效率对中部地区的作用都显著为正,表明中部地区的农业生产效率会对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产生显著的正向作用。东、西部地区农业生产效率的回归结果显著为负,说明东、西部地区农业生产效率反而对两系统的耦合协调度产生显著的负向影响,原因可能在于:东部地区的农业机械化程度较高,而在农业生产效率提高的同时,给农村的土壤、空气等生态环境等带来了一定程度的破坏,因此反而不利于农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展;而西部地区农业生产效率较低,抑制两系统耦合协调发展。五是人力资本(edu)。东、中部地区的人力资本回归系数为正值,且分别通过1%和10%的显著性水平检验,与全国整体的估计结果一致,说明东、中部的人力资本对两系统的耦合协调度产生显著的正向作用。人力资本对西部地区的作用不显著,因此西部区域应提升农村人力资本以改善农村基本公共服务和推动乡村振兴的发展,由此充分发挥人力资本对农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调发展的积极作用。六是交通便捷程度($\ln tra$)。东、中和西部地区的交通便捷程度回归结果都显著为正,与全国整体回归结果一致,说明三大区域的交通便捷程度越高,则两系统的耦合协调度越高。

3. 稳健性检验

本文采用替换变量法来对主回归结果进行稳健性检验。鉴于现有研究中部分学者用人均财政支农支出衡量财政支农水平,因此使用该计算方法来替换原有的财政支农水平指标,其他变量保持不变,分别对全国整体、东部地区、中部地区和西部地区的结果进行检验,面板Tobit回归结果见表11。

从全国来看,城镇化水平、经济发展水平、财政支农水平、人力资本和交通便捷程度的回归系数为正,且都在1%的水平下显著,相较于主回归结果,只是回归系数大小发生变动。农业生产效率的回归系数不显著,也与主回归保持一致。从三大区域来看,东部、中部和西部地区

的稳健性检验,仅个别变量的显著性有所变动,回归系数的方向几乎未变,所得结论几乎与主回归结果保持一致。由此看来,主回归结果具有稳健性。

表 10 东、中、西三大区域回归结果

	东部地区	中部地区	西部地区
<i>city</i>	0.394*** (0.099 6)	0.764*** (0.118 1)	0.444** (0.154 5)
<i>lngdp</i>	0.125*** (0.014 7)	0.059 5*** (0.016 3)	0.166*** (0.022 4)
<i>exp</i>	0.264 (0.285 4)	0.572*** (0.103 6)	0.233** (0.106 2)
<i>lnagr</i>	-0.028 0* (0.015 7)	0.037 7*** (0.006 5)	-0.066 5*** (0.013 5)
<i>edu</i>	0.571*** (0.155 2)	0.471* (0.242 2)	0.285 (0.219 7)
<i>lntra</i>	0.067 3** (0.026 2)	0.091 7** (0.026 5)	0.061 9** (0.028 5)
<i>_cons</i>	-0.942*** (0.148 2)	-0.493** (0.143 2)	-1.371*** (0.184 0)
<i>sigma_u</i>	0.041 4*** (0.011 6)	0.054 1*** (0.014 0)	0.047 6*** (0.012 4)
<i>sigma_e</i>	0.019 4*** (0.001 4)	0.010 7*** (0.000 9)	0.011 9*** (0.011 9)
<i>rho</i>	0.820 1	0.962 3	0.941 2
LR 检验 P 值	0.000	0.000	0.000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著,括号内为标准误

(四) 空间计量结果分析

在进行空间面板分析之前,首先进行空间自相关检验,Moran's I 指数计算结果见表 12。根据检验结果显示,研究期内农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度的 Moran's I 指数值均大于 0,且通过 1% 的显著性水平检验,表明两系统的耦合协调度存在明显的空间相关性。

在 LM 检验中,SEM 模型的 LM 和 RobustLM 检验 P 值分别为 0.003 和 0.001,均通过 1% 的显著性水平检验,表明应拒绝“无空间自相关”的原假设;SAR 模型的 LM 检验 P 值(0.101)不显著,但 RobustLM 检验的 P 值(0.015)显著。这些结果都说明应进行空间计量分析,但仍需进一步通过 LR 检验和 Wald 检验以选择恰当的空间面板模型。

在 LR 检验和 Wald 检验中,SAR 模型 LR 检验和 Wald 检验的 P 值分别为 0.000 4 和 0.000 3,通过 1% 的显著性水平检验,拒绝“SDM 模型能退化为 SAR 模型”的原假设;SEM 模型的 LR 检验和 Wald 检验 P 值分别为 0.000 6 和 0.000 4,同样拒绝“SDM 模型能退化为 SEM 模型”的原假设,因此本文选择空间杜宾模型(SDM)进行空间计量分析。

在 Hausman 检验中,统计量 $\chi^2(6)$ 的值为 79.19,其 P 值为 0 小于 0.1,因此选用固定效应

模型。在输出 SDM 模型的个体固定效应、时间固定效应及个体和时间双固定效应的结果后,发现时间固定效应的 $R^2(0.849\ 6)$ 大于个体固定效应 $(0.772\ 7)$ 和个体时间双固定效应 $(0.741\ 8)$, 且 $\log\text{-likelihood}$ 为 $670.518\ 5$, 说明时间固定效应模型的拟合度和可信度较高, 因此选择时间固定效应的空间杜宾模型进行空间溢出效应分析。

表 11 稳健性检验结果

	全国	东部地区	中部地区	西部地区
city	0.566*** (0.064 8)	0.361*** (0.105 4)	0.623*** (0.089 9)	0.418*** (0.157 8)
lngdp	0.082 6*** (0.011 0)	0.135*** (0.021 0)	0.059 0*** (0.011 8)	0.165*** (0.022 4)
exp	0.483*** (0.093 4)	-0.131 (0.184 7)	1.480*** (0.133 5)	0.323** (0.164 9)
lnagr	0.008 06 (0.006 8)	-0.042 2** (0.018 3)	0.029 0*** (0.004 9)	-0.064 1*** (0.013 5)
edu	0.482*** (0.114 8)	0.570*** (0.156 4)	0.176 (0.182 7)	0.247 (0.224 7)
lntra	0.076 0*** (0.011 9)	0.078 2*** (0.024 7)	0.023 3 (0.021 4)	0.043 4 (0.029 9)
_cons	-0.570*** (0.093 1)	-0.989*** (0.193 7)	-0.435*** (0.099 5)	-1.339*** (0.183 2)
sigma_u	0.046 9*** (0.006 7)	0.047 3*** (0.012 0)	0.041 7*** (0.010 6)	0.050 3*** (0.013 0)
sigma_e	0.016 6*** (0.000 7)	0.019 2*** (0.001 3)	0.008 0*** (0.000 6)	0.011 9*** (0.000 9)
rho	0.888 7	0.859 1	0.964 5	0.946 9
LR 检验 P 值	0.000	0.000	0.000	0.000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著, 括号内为标准误

表 12 2010—2019 年农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调度 Moran's I 指数

年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Moran's I	0.390	0.395	0.385	0.381	0.389	0.410	0.464	0.416	0.388	0.395
Z 值	4.168	4.198	4.119	4.080	4.139	4.349	4.834	4.373	4.114	4.216
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

为精确分析各变量的空间效应, 用偏微分法进行效应的分解, 结果见表 13。

表 13 SDM 模型空间溢出效应的分解

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
city	0.229 9***	5.62	-0.048 3	-0.58	0.181 6**	1.99
lngdp	0.050 7***	3.24	0.026 1	0.96	0.076 8***	3.72
exp	0.694 9***	7.30	0.158 0	0.77	0.852 8***	4.02
lnagr	-0.208***	-4.61	0.033 3***	3.24	0.012 5	1.33
edu	0.335 5***	2.69	0.793 1***	3.08	1.128 6***	4.09
lntra	0.003 0	0.63	-0.025 4**	-2.04	-0.022 4*	-1.88

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著

城镇化水平(*city*)直接效应估计系数在 1%的水平下显著为正,间接效应估计系数不显著。这表明城镇化水平的提高会对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产生明显的推动作用,但其对周边地区的溢出效应不显著。一地区的城镇化水平提高会产生虹吸效应,吸引邻地资本和劳动等要素集聚到本地,城市发展成果惠及农村,加强城乡互动,有利于促进本地区农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调发展;与此同时,邻地的资源集聚到本地也抑制了相邻地区的耦合协调发展。经济发展水平(*lngdp*)直接效应在 1%的水平下显著为正,间接效应为正但不显著。经济发展水平提高,加深农村发展的重视程度,使得更多的优质人、财、物资源重新分配到农村,对本地农村发展起到支撑作用,促进两系统的耦合协调发展。但本地经济的发展未产生空间外溢,说明发展成果难以惠及周围地区。财政支农水平(*exp*)直接效应在 1%的水平下显著为正,间接效应的估计系数为正但不显著。财政支农水平提高,则会给农村地区配置优质的教育、医疗和基础设施等基本公共服务,同时为农业和农村的发展直接提供财政保障,推动本地区农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调发展,但其不会对周边地区产生溢出效应。农业生产效率(*lnagr*)直接效应的估计系数在 1%水平下显著为负,间接效应估计系数在 1%水平下显著为正。这说明农业生产效率提升会显著抑制本地区两系统耦合协调发展,而会产生正向的空间溢出效应,对周边地区两系统的耦合协调发展产生显著的推动作用。农业生产效率提升与机械化程度提高密切相关,农业机械化会增加本地区废气废水的排放,破坏生态环境,与乡村“生态宜居”理念相悖,同时为当地增加了治污负担,阻碍了两系统耦合协调发展;本地农业生产的技术知识对邻地产生溢出效应,邻近农村在学习的同时会汲取经验,兼顾农业发展与环境保护,从而促进其农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调度的提升。人力资本(*edu*)直接效应和间接效应的估计系数均在 1%的水平下显著为正。这说明人力资本的提升既对本地两系统耦合协调发展产生直接推动作用,也会对周边地区产生显著的空间溢出效应。优质人才流入农村,为农村带来先进的知识技术和管理经验,改善本地区农村基本公共服务的质量,助力乡村振兴的发展,促进两系统耦合协调度的提升;人力资本会对周围地区产生外溢,在邻近区域之间流动,因此能显著提升邻地耦合协调度。交通便捷程度(*lntra*)直接效应估计系数为正但不显著,间接效应估计系数在 5%水平下显著为负。良好的交通便捷程度会加强城乡互动,为农村地区输送人、财、物等资源,但也可能会使得农村人口向城市迁移造成农村人力资源的流失,因此对本地农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调发展的推动作用并不显著。便捷的交通会强化本地区的优势,吸引周围地区的人力和资本流入本地,产生极化效应,抑制邻地耦合协调度的提升。

五、结论与建议

基于农村多维相对贫困视角,本文测算了我国 30 个省、市和自治区的农村基本公共服务与乡村振兴的耦合协调度,并考察了耦合协调度的影响因素及其空间溢出效应。本文研究结论如下。

第一,基于我国省域层面的面板 Tobit 和面板门槛回归,发现城镇化水平、经济发展水平、

财政支农水平、人力资本和交通便捷程度都会对农村基本公共服务和乡村振兴的耦合协调发展产生显著的推动作用。核心解释变量城镇化水平对耦合协调度存在双重门槛效应的非线性影响。第二,从东、中和西部三大区域分析来看,各影响因素存在明显的异质性。城镇化水平、经济发展水平和交通便捷程度对三大区域耦合协调发展产生显著推动作用;财政支农水平明显促进中、西部地区两系统耦合协调度的提升,对东部地区的影响不显著;农业生产效率显著抑制东部和西部地区耦合协调度提升,明显推动中部地区农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调发展;人力资本显著促进东部和中部地区耦合协调度提升,但对西部地区无显著影响。第三,由空间计量分析可知,城镇化水平、经济发展水平和财政支农水平对本地区两系统耦合协调度产生显著的正向直接效应,对周围地区耦合协调度的间接效应不显著;人力资本对本地区和相邻地区耦合协调度的提升有显著的促进作用;农业生产效率对本地耦合协调度有显著的负向直接效应,对周边地区产生明显的正向溢出效应;交通便捷程度的直接效应不显著,对邻地产生明显的负向溢出效应。

基于上述研究结论,提出以下对策建议:

首先,提高城镇化水平,加强城乡互动,以城促乡推动农村地区发展。与城市相比,农村地区存在多维相对贫困,其在经济、社会和文化等方面滞后于城市。因此,在加速城镇化进程时,要使城市发展成果惠及农村,如:为农村地区添置更加先进的教学设施、组织城乡医生交流专业技能和经验、将城市先进设备引入到农业生产中,这些有利于缓解农村教育、医疗、生产等相对贫困,为农村地区发展注入新动力,促进农村基本公共服务和乡村振兴耦合协调度的提升。

其次,加强人才的培养,为乡村发展输送更多优质人才。重视乡村教育的发展,帮助孩子从小培养学习意识,鼓励农村学生进入职业教育或高等教育,学习专业知识和技能,并积极鼓励技术型和管理型人才投身于乡村发展,为农村带来先进的生产经验和管理理念,利于农村基本公共服务和乡村振兴的统筹协调发展,提升两系统耦合协调度。

再次,提升交通便捷程度,加强人财物等要素在城乡之间流动。修建城乡间公路,强化城乡之间互动。一方面,有利于城市中的资本和劳动等资源流入农村,提升农村基本公共服务的数量和质量,同时为乡村振兴发展输送人、财、物资源;另一方面,有利于农业产品流通到城市,增加农民收益,促使基本公共服务的需求增加,有效刺激其供给,同时农民将部分收益继续投入到农业生产中,推动农村产业发展。

最后,增加对农业和农村的财政支出,为乡村发展提供财政保障。增加农村地区财政支出,有利于直接增加农村基本公共服务的供给数量及改善其供给质量,提升农村居民幸福感,同时为农业发展直接提供支持,促进农村产业兴旺,对农村基本公共服务与乡村振兴耦合协调发展产生推动作用。

参考文献

- [1] 胡洪曙,武懿芪.基于获得感提升的基本公共服务供给结构优化研究[J].财贸经济,2019(12):35-49.

- [2] 苗红培.多元主体合作供给:基本公共服务供给侧改革的路径[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2019(4):31-39.
- [3] 丁元竹.网络环境下基本公共服务供给方式研究[J].中国特色社会主义研究,2019(1):48-55.
- [4] 刘小春,李婵,熊惠君.我国区域基本公共服务均等化水平及其影响因素分析[J].江西社会科学,2021(6):77-88.
- [5] 杨晓军,陈浩.中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2020(12):127-145.
- [6] 李军鹏.新时期推进基本公共服务均等化的思路与对策[J].新视野,2019(6):52-59+71.
- [7] 彭迪云,王玉洁,陶艳萍.中国地区基本公共服务均等化的测度与对策建议[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2021(4):51-61.
- [8] 周小刚,叶数红.中国基本公共服务与经济发展的协调度测算[J].统计与决策,2020(21):97-101.
- [9] 李华,董艳玲.基本公共服务均等化是否缩小了经济增长质量的地区差距?[J].数量经济技术经济研究,2020(7):48-70.
- [10] 曾繁荣,李玲蔚,贺正楚,等.基本公共服务水平与新型城镇化动态关系研究[J].中国软科学,2019(12):150-160.
- [11] 尹鹏,王富喜,段佩利.中国基本公共服务效率与城镇化质量的时空耦合关系研究[J].地理科学,2021(4):571-579.
- [12] 杨迎亚,汪为.城乡基本公共服务均等化的减贫效应研究[J].华中科技大学学报(社会科学版),2020(2):75-82+140.
- [13] 郝晓薇,黄念兵,庄颖.乡村振兴视角下公共服务对农村多维贫困减贫效应研究[J].中国软科学,2019(1):72-81.
- [14] 韦家华,连漪.乡村振兴评价指标体系研究[J].价格理论与实践,2018(9):82-85.
- [15] 毛锦凰,王林涛.乡村振兴评价指标体系的构建——基于省域层面的实证[J].统计与决策,2020(19):181-184.
- [16] 吕承超,崔悦.乡村振兴发展:指标评价体系、地区差距与空间极化[J].农业经济问题,2021(5):20-32.
- [17] 黄军.乡村振兴的四条路径[J].人民论坛,2018(17):80-81.
- [18] 黄延信.构建乡村振兴的思路框架和政策体系[J].财经问题研究,2020(9):9-11.
- [19] 谭明方.城乡融合发展促进实施乡村振兴战略的内在机理研究[J].学海,2020(4):99-106.
- [20] 李志龙.乡村振兴-乡村旅游系统耦合机制与协调发展研究——以湖南凤凰县为例[J].地理研究,2019(3):643-654.
- [21] 马小琴.山西省乡村旅游与乡村振兴耦合协调度测度[J].中国农业资源与区划,2019(9):257-262.
- [22] 雷娜,郑传芳.乡村振兴与新型城镇化关系的实证分析[J].统计与决策,2020(11):67-72.
- [23] 马广兴.河南新型城镇化与乡村振兴耦合性分析[J].中国农业资源与区划,2020(3):103-112.
- [24] 桂华.论新型城镇化与乡村振兴战略的衔接[J].贵州社会科学,2020(9):155-161.
- [25] 陈明星.脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的基本逻辑与实现路径[J].贵州社会科学,2020(5):149-155.
- [26] 岳国芳.脱贫攻坚与乡村振兴的衔接机制构建[J].经济问题,2020(8):107-113.
- [27] 杨远根.城乡基本公共服务均等化与乡村振兴研究[J].东岳论丛,2020(3):37-49.
- [28] 卢阳春,石砥.四省藏区乡村振兴与公共服务耦合协调度的时空分异研究[J].原生态民族文科学刊,2021(4):35-47+153-154.
- [29] 姜晓萍,康健.实现程度:基本公共服务均等化评价的新视角与指标构建[J].中国行政管理,2020(10):73-79.
- [30] 范方志,王晓彦.中国农村基本公共服务供给效率的评价研究[J].宁夏社会科学,2020(5):83-91.
- [31] 余茂艳,王元地.科技创新与乡村振兴系统耦合协调发展及影响因素分析[J].统计与决策,2021(13):84-88.
- [32] 毛锦凰.乡村振兴评价指标体系构建方法的改进及其实证研究[J].兰州大学学报(社会科学版),2021

(3):47-58.

- [33] 郭华,岑霞,罗彤,等.农村人口结构与金融资源配置的时空耦合水平测度及影响因素研究[J].宏观经济研究,2021(6):146-160.
- [34] 徐雪,王永瑜.中国省域新型城镇化、乡村振兴与经济增长质量耦合协调发展及影响因素分析[J].经济问题探索,2021(10):13-26.

Analysis on the Coupling and Coordinated Development of China's Provincial Rural Basic Public Services and Rural Revitalization and Its Influencing Factors: From the Perspective of Rural Multidimensional Relative Poverty

He Yujing Zhang Weiwei

(School of Economics and Management, Jiangsu University of Science And Technology, Zhenjiang, Jiangsu 212100)

Abstract: The coupling and coordinated development of rural basic public services and rural revitalization is of great significance to alleviate the multidimensional relative poverty in rural areas. Based on the rich connotation of rural basic public services and rural revitalization, the comprehensive evaluation index system of the two systems is constructed. The entropy method and the coupling coordination degree model are used to calculate the coupling coordination of rural basic public services and rural revitalization in 30 provinces, autonomous regions and cities in China from 2010 to 2019. The panel Tobit and panel threshold models are constructed to investigate the influencing factors of the coupling coordination degree, and the spillover effect of the influencing factors is analyzed through the spatial Dubin model. The results show that: 1. Urbanization level, economic development level, financial support for agriculture level, human capital and traffic convenience have a significant positive effect on the coupling and coordinated development of the two systems. 2. The influencing factors of the coupling coordination degree of the two systems have obvious heterogeneity among the eastern, central and western regions. 3. Agricultural production efficiency and human capital have a positive spatial spillover effect on the coupling coordination degree of adjacent areas, and the degree of traffic convenience has a negative spatial spillover effect on the coupling coordination degree of surrounding areas. Finally, according to the analysis results, the corresponding countermeasures and suggestions are put forward.

Key Words: Rural Basic Public Services; Rural Revitalization; Coupling Coordination; Influencing Factors

(责任编辑:易晓艳)