2000—2017 年中国农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调状态及其影响因素

苟凯歌, 蒋 辉, 刘兆阳

(吉首大学 乡村振兴战略研究中心 湖南 吉首 416 000)

摘 要: [目的] 测算中国农村水资源贫困指数和经济贫困指数的耦合度和耦合协调度,为减轻农村水贫困与经济贫困提供理论依据和政策启示。[方法] 以中国 31 个省(市、区)为研究对象,运用层次分析法、熵值法、系统耦合协调度模型、空间杜宾面板数据模型等方法,研究了 2000—2017 年农村水资源贫困与经济贫困耦合协调度的时空分布特征和影响因素。[结果] ①从整体来看,虽然中国农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度不高,但大致呈上升趋势,且中国 31 个省(市、区)均表现为耦合度大于耦合协调度。②就空间角度而言,中国农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度呈现由东南部向东北、西南部扩散的态势,东部沿海地区的江苏和浙江、南部沿海地区的福建与广东、地处长江中游地带的湖南省的耦合协调度最高。③农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调程度存在明显的负向溢出效应。财政农林水事务支出对农业生产具有较大的促进作用,而农产品价格和第二、三产业比例提高会抑制其发展。[结论] 国家应加大或维持对农村原有的财政支持力度,充分发挥政府和市场在资源配置中的调节作用。合理调整农产品价格的同时,加大农业技术投入,加强地区间分工合作,促进产业升级,从而推保农村水资源与农村经济协调发展。

关键词: 水资源贫困; 经济贫困; 耦合度模型; 时空耦合分析; 空间杜宾模型; 中国农村

文献标识码: A **文章编号**: 1000-288X(2021)05-0255-09 **中图分类号**: F207, TV213.4

文献参数: 苟凯歌, 蒋辉, 刘兆阳.2000—2017 年中国农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调状态及其影响因素[J].水土保持通报,2021,41(5):255-263.DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.20210909.001; Gou Kaige, Jiang Hui, Liu Zhaoyang. Coupling coordination and influencing factors of rural water resource poverty and economic poverty in China during 2000—2017 [J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2021,41(5): 255-263.

Coupling Coordination and Influencing Factors of Rural Water Resource Poverty and Economic Poverty in China During 2000—2017

Gou Kaige, Jiang Hui, Liu Zhaoyang

(*Rural Revitalization Strategy Research Center, Jishou University, Jishou, Hu'nan* 416000, *China*)

Abstract: [Objective] The coupling degree and coupling coordination degree of China's rural water resources poverty index and economic poverty index were calculated in order to provide a theoretical basis and policy enlightenment for alleviating rural water poverty and economic poverty. [Methods] Spatio-temporal distribution characteristics and influencing factors of the coupling coordination degree of rural water resource poverty and economic poverty from 31 provinces (cities and districts) in China during 2001—2017 were used with the analytic hierarchy process (AHP), the entropy method, the system coupling coordination degree model, and the spatial Dublin panel data model. [Results] ① On the whole, although the coupling coordination degree of rural water resource poverty and economic poverty in China was not high, it was generally on the rise, and the coupling degree was greater than the coupling coordination degree of 31 provinces (cities and districts) in China. ② From the spatial perspective, the coupling coordination degree of rural water resource poverty and economic poverty in China was spreading from southeast to northeast and southwest. Jiangsu Province and

收稿日期:2021-06-02 **修回日期**:2021-06-21

资助项目:教育部人文社科规划项目"农村创业带动乡村振兴的效果、模式与实现路径研究"(20XJC790012); 湖南省自然科学资助项目(2020JJ4512); 湖南省社科评审委项目(XSP20YBC383)资助成果。

第一作者:苟凯歌(1995—),女(汉族),河北省保定市人,硕士研究生,研究方向为企业管理。Email:2788355266@qq.com。

通讯作者:蒋辉(1982—),男(汉族),湖南省永州市人,博士后,教授,硕士生导师,主要从事农业经济与管理研究。Email:h.jiang@jsu.edu.cn。

Zhejiang Province in the eastern coastal region, Fujian Province and Guangdong Province in the southern coastal region, and Hu'nan Province in the middle reaches of the Yangtze River had the highest coupling coordination degree. ③ There was a significant negative spillover effect between the coupling coordination degree of rural water resource poverty and rural economic poverty. Fiscal expenditures on agriculture, forestry, and water conservancy play a significant role in promoting the development of agricultural products, while excessively high prices of agricultural products and the proportion of secondary and tertiary industries will inhibit their development. [Conclusion] Countries should increase or maintain financial support to the rural original, give full play to the government and market in the allocation of resources and adjust action. While reasonably adjusting the price of agricultural products, we should increase the input of agricultural technology, strengthen regional division of labor and cooperation, and promote industrial upgrading, so as to ensure the coordinated development of rural water resources and rural economy.

Keywords: poverty of water resources; economic poverty; coupling model; spatio-temporal coupling analysis; spatial Dublin panel data model; rural areas of China

水资源贫困与经济贫困存在天然的内在联系,中国农村水资源贫困与经济贫困耦合度很高,提高水资源的利用效率,加强水资源的可持续管理,提升水资源的经济效益对解决贫困问题,促进经济社会的发展有重要的意义。中国的人均水资源拥有量只有世界平均水平的 25%,是全球人均水资源最贫乏的国家之一。水资源的贫困在很大程度上影响了经济社会发展,在一些水资源极度贫困的地区尤其如此。虽然中国农村的反贫困工作上取得了历史性突破,但绝对贫困与相对贫困依然是今后需要面临的长期性问题。水资源的匮乏,农村水资源贫困是制约农村发展以及反贫困工作的巨大障碍。同时,由于城市化快速推进,农村面源污染严重,加上农村用水技术落后,用水效率不高,使得原本的农村水资源贫困问题更是"雪上加霜",农村经济发展面临的挑战依然严峻。因此,正确认识农村水资源贫困与经济贫困的相互作用关系,可以有效实现水资源的可持续管理,提高水资源的利用效率和经济效益,从而找到一条协同减缓水资源贫困与经济贫困的良性发展路径。

近年来,水贫困评价指数(water poverty index, WPI)用于衡量水资源贫困程度得到普遍认可[1-5]。中国学者的研究集中于水资源贫困的现状、地区差异以及发展趋势等方面[2-3,5-8]。并将水贫困理论应用于农村生产活动中,不仅丰富和发展了水贫困理论,更为解决农村水资源可持续性问题提供了新的思路。学者们或构建水资源支撑指数(WSPI)来描述水资源短缺程度,探讨水资源条件对区域社会经济发展的支撑能力以及中国水资源支撑能力空间格局,或对中国 31 个省(市、区)农村地区的水贫困与经济贫困进行评价,验证了 31 个省(市、区)农村水贫困与经济贫困之间存在共生关系[5],或建立 WPI-EPI 模型,从时序、空间分异两个角度对水贫困与经济贫困进行测度和研究[2]。《国家农业节水纲要(2012—2020 年)》提出农村水资源的供需矛盾依旧是制约农村经济快速发展的瓶颈,随着中国城镇化进程加快、产业结构升级,农村耕地面积开始减少,农村用水量受到显著影响,农民为追求利润最大化,优化农作物种植结构或变动农产品价格,使得农村地区水资源与经济协调发展的压力升级;同时,国家加大农林水支出力度,为推动农村经济快速发展、提高农村用水效率起到积极作用。

本研究以中国 31 个省(市、区)为研究对象,在借鉴前人有关水资源贫困和经济贫困耦合协调研究成果的基础上,构建适用于中国国情的农村水资源贫困和经济贫困的评价指标体系,计算农村水资源贫困指数与经济贫困指数,运用系统耦合协调度模型,测算出农村水资源贫困指数和经济贫困指数的耦合度和耦合协调度,并运用空间杜宾模型找出影响耦合协调的重要因素,旨在为中国减轻农村水贫困与经济贫困提供理论依据和政策启示。

1 数据来源、研究方法和指标体系

1.1 数据来源

本文数据主要构建包括人均水资源量、节水灌溉类机械拥有量、化肥施用量等 16 个指标在内的农村水资源贫困评价指标体系所需要的数据,和构建包括农村居民家庭人均纯收入、农村居民家庭恩格尔系数、每千农村人口乡镇卫生院人员数等 14 个指标在内的农村经济贫困评价指标体系所需要的数据,相关数据为中国 31 省(市、区)2000—2017 年共 18 a 的数据。数据主要通过官方公布的《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国水利统计年鉴》《中国经济社会发展年鉴数据》《中国财政年鉴》《中国卫生和计划生育统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》等收集整理。部分缺失数据采用周围地区

近似替代法、临近年份插值法,Spssau 回归估计法得到,以求数据的完整性和可靠性。

1.2　研究方法

1.2.1　水贫困测度模型　水贫困指数(WPI)是定量评价一个国家或地区相对缺水程度的一组综合性指标,可以反映一个地区水资源实际情况,以及工程、管理、经济、人类福利与环境状况。相关测度模型为:

$$WPI=w_rR+w_aA+w_cC+w_uU+w_eE \quad (1)$$

式中:WPI 为水贫困指数,取值在 0～1 之间,值越低代表该地区水贫困程度越大;R,A,C,U,E,分别代表资源、设施、能力、使用和环境,反映某一地区水资源禀赋状况、水利设施建设程度、社会经济支撑程度、水资源实际使用情况和水资源开发利用过程中环境情况,其中,$X=\sum_{i=1}^{n}w_i^*x_i^*$ X 可取值为 R,A,C,U 或 E,w_i^* 表示子系统指标综合权重,x_i^* 为改进的子系统指标得分值,具体计算公式见公式(2)—(3)。

在实际应用过程中,由于原始数据存在数量级间的差距,因此在计算过程中,对原始数据取其对数,然后进行无量纲化处理,本文无量纲化处理方法采用极值法,其中,对数值越低水贫困(或经济贫困)越深的指标带入正向指标计算公式,反之带入负向指标计算公式。

正向指标计算公式:

$$x_i^*=\frac{x_i-(x_{\min}/1.05)}{(1.05x_{\max})-(x_{\min}/1.05)} \quad (2)$$

负向指标计算公式:

$$x_i^*=\frac{(1.05x_{\max})-x_i}{(1.05x_{\max})-(x_{\min}/1.05)} \quad (3)$$

式中:x_i 为子系统分指标值;x_i^* 为改进的子系统分指标值。

1.2.2　经济贫困测度模型　经济贫困是一个与发展环境、权利、机会、自然资源禀赋、经济水平紧密相关的综合现象,采用 EPI 方法更能客观全面反映出经济贫困的真实内涵,其测度模型为:

$$EPI=w_iI+w_eE+w_dD+w_hH+w_vV+w_sS \quad (4)$$

式中:EPI 为农村经济贫困指数;I,E,D,H,V 和 S 分别代表收入水平、支出水平、教育水平、医疗卫生、发展环境、家庭及就业,其中,$X=\sum_{i=1}^{n}w_i^*x_i^*$($X$ 可取值为 I,E,D,H,V 或 S,w_i^* 表示子系统指标综合权重,x_i^* 为改进的子系统指标得分值,具体计算公式见公式(2)—(3)。

1.2.3　主客观综合赋权法　在本文中,主观赋权法选用层次分析法,客观赋权法选用熵值法。层次分析法主要是根据专家知识和已有经验来确定指标权重,具有比较大的主观性和随意性;基于调查数据和一定的数学模型,通过计算确定指标的重要程度,熵值法有很强的数理依据,却忽视了评价人员的经验。本文将两种赋权方法结合起来,克服单一赋权法的不足,使指标赋权更加客观、准确。借鉴 Komnenic 等[6]研究,其计算公式为:

$$W_j=\frac{(W_j^s)^{1-\alpha}(W_j^o)^{1-\beta}}{\sum_{j=1}^{m}(W_j^s)^{1-\alpha}(W_j^o)^{1-\beta}} \quad (5)$$

式中:W_j,W_j^s,W_j^o 分别表示综合权值,主观权重和客观权重,已知 $\sum_{j=1}^{m}W_j=1$。α 和 β 分别表示客观权重与主观权重的相对重要程度,$0\leqslant\alpha$,$0\leqslant\beta$,$\alpha+\beta=1$。

参考张海涛等[7]关于主客观权重的研究,本文将采用 $\alpha=0.3$,$\beta=0.7$ 来计算综合权重。

1.2.4　水资源贫困与农村经济贫困的耦合协调度模型　考虑到水资源贫困与经济贫困的开放性、非平衡性和非线性特征,对二者的耦合程度测量主要借鉴现有成熟的方法,具体计算公式如下:

$$C=\frac{WPI^k\times EPI^k}{(a\,WPI+b\,EPI)^{2k}} \quad (6)$$

$$T=a\,WPI+b\,EPI \quad (7)$$

$$D=\sqrt{C\times T} \quad (8)$$

式中:C 为水资源贫困与经济贫困耦合度,取值[0,1]。C 越大,表明水资源贫困与经济贫困耦合度越高;WPI 是水资源贫困指数;EPI 是经济贫困指数;a,b 为待定系数,参考孙才志等[8]关于耦合度模型的研究,本文认为解决水资源贫困问题和经济贫困问题同等重要,因此令 $a=b=0.5$;k 为调节系数,为增加区分度,令 $k=2$;D 为农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度,D 取值[0,1],D 越大,表明水资源贫困与经济贫困耦合协调度越高。

1.2.5　农村水资源贫困经济贫困的耦合类型和耦合协调类型划分　本文参照 Shi Tao 等[9]关于耦合度与耦合协调度的研究成果,将耦合度分为 4 类;本文根据 Sullivan 等[10]关于耦合协调度的研究将耦合协调度分为 4 类(表 1—2)。

表 1　耦合类型划分及判断标准

耦合度 C	$0<C\leqslant0.39$	$0.40<C\leqslant0.79$	$0.80<C\leqslant0.89$	$0.9<C\leqslant1.00$
耦合类型	低度耦合	中度耦合	高度耦合	极度耦合

表 2 耦合协调类型划分及判断标准

耦合协调度 D	$0<D\leqslant0.39$	$0.4<D\leqslant0.49$	$0.5<D\leqslant0.79$	$0.8<D\leqslant1.00$
耦合协调类型	低度耦合协调	基本耦合协调	中度耦合协调	高度耦合协调

1.2.6 耦合协调度的空间相关性检验 利用莫兰指数(Moran's I)可以表明水资源贫困与经济贫困的耦合协调度的空间相关性,测度模型如下:

$$\text{Moran's } I=\frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{(\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij})\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2} \tag{9}$$

式中:x^i,x^j 分别表示第 i 个省级区域和第 j 个省级区域的耦合协调度;$\bar{x}$ 是耦合协调度均值;W_{ij} 是空间权重矩阵,用来表示中国各省(市、区)的空间关系;n 是研究各省(市、区)单元总数。全局 Moran's I 指数取值范围是[-1,1],正值表明农村水资源贫困与农村经济贫困的耦合协调度呈正相关,负值表示具有空间负相关,而 0 代表随机分布,其值越大,说明自相关程度越强。

1.2.7 空间杜宾面板数据模型 构建空间面板数据模型可以分析影响农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调程度的重要因素,以揭示耦合协调程度时空变化差异的成因。而由 Elhorst 首次提出的空间杜宾面板数据模型(SDM),在空间滞后面板数据模型和空间误差面板数据模型的基础上引入被解释变量和解释变量的空间滞后项,可以更好的估计基于面板数据测得的空间效应。

$$Y=\rho W_Y+\beta_1 X+\beta_2 W_X+\varepsilon \tag{10}$$

式中:Y 为省(市、区)农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度;W_Y 是 Y 的空间滞后项;ρ 用来衡量 Y 的溢出效应;X 为一系列影响耦合协调度的因素,当 β_1 反映 X 对 Y 的影响程度;W_X 是解释变量 X 的空间滞后项,β_2 用来衡量邻近省级区域的解释变量 X 对本省级区域 Y 的空间影响程度;ε 是随机误差项向量;λ 是空间误差相关系数。

当 $\beta_2=0$ 时,SDM 退化成 SLM;当 $\beta_2+\rho\beta_1=0$,SDM 退化成 SEM。两个假设检验分别为:① H_0^1:$\beta_2=0$;② H_0^2:$\beta_2+\rho\beta_1=0$,其中,H_0^1 是检验 SDM 是否可以简化成 SLM,H_0^2 是检验 SDM 是否可以简化成 SEM。如果 H_0^1 被拒绝而 H_0^2 没有被拒绝,则认为 SLM 为最优;如果 H_0^2 被拒绝而 H_0^1 没有被拒绝,则说明建立 SEM 更合理;如果 H_0^1,H_0^2 同时被拒绝,则选择 SDM 进行拟合。

1.3 指标体系构建

1.3.1 水资源贫困评价指标体系构建及权重确定 本文主要通过构建水资源贫困评价指标体系,来探讨农村水资源使用与可持续发展的协调关系。已有学者针对 WPI 模型构建了一套完整的评价指标体系,水资源贫困评价体系包括了由资源、设施、能力、使用和环境 5 个子系统的系列变量组成的指标[8]。水资源状况是指可以被利用的地表及地下水资源量及其可靠性或可变性;设施状况指自来水灌溉的普及率,节水、用水的设施水平,反映社会大众接近清洁水源的程度以及用水的安全性;利用能力考虑农村居民经济能力对水行业的影响;使用效率综合反映生活和农业各部门的用水效率;环境状况反映与水资源管理相关的环境状况。结合中国农村生产实际情况,在现有的农村水贫困指标体系上增添或删减子系统指标。运用层次分析法(根据专家知识和已有经验来确定指标权重)和熵值法(基于调查数据和一定的数学模型,通过计算确定指标权重)求得各评价指标的主观权重和客观权重,采用主客观综合赋权法求得综合权重(表 3)。

1.3.2 经济贫困评价指标体系的构建及权重确定 经济贫困指标体系(EPI)主要由收入水平、支出水平、教育水平、医疗卫生、发展环境、家庭及就业 6 个子系统系列变量指标组成。在具体指标确定上,运用历史文献统计法,得到使用最频繁且相对有效的指标,结合中国 31 个省(市、区)农村实际情况,构建适合精准测度 31 个省(市、区)农村地区经济情况的 EPI 体系,以满足长期分析需要[11]。

在经济贫困指标体系中,收入水平由农村居民家庭人均纯收入来表征;支出水平由农村家

庭人均消费性支出与农村居民家庭恩格尔系数来表征;教育水平主要用农村普通高中毕业生数、农村人口文盲率与农村人均教育经费来表征;医疗卫生的指标为每千农村人口乡镇卫生院人员数、乡镇医院床位数和乡镇卫生院数;发展环境的指标为农作物社会救济费、农作物受灾面积、农作物自然灾害救济费、通有线电视村比重、通自来水村比重和通公共交通农村比重。家庭及就业由第一产业从业人员占全社会从业人员比重与农村平均家庭户规模来表征。运用层次分析法(根据专家知识和已有经验来确定指标权重)和熵值法(基于调查数据和一定的数学模型,通过计算确定指标权重)求得各评价指标的主观权重和客观权重,采用主客观综合赋权法求得综合权重(表 4)。

表 3　中国省域农村水贫困评价指标体系及指标权重

目标层 O	目标层权重	准则层 B	指标层 C	主观权重	客观权重	综合权重	指标属性
农村水贫困评价指标体系	0.362	资源 B_1	人均水资源量 C_1(m³/人)	0.750 0	0.677 0	0.610 5	+
			年均降水量 C_2/(10^8 m³)	0.250 0	0.323 0	0.389 5	+
	0.198	设施 B_2	节水灌溉类机械拥有量 C_3/(10^4 套)	0.091 0	0.218 6	0.114 4	+
			农田机械总动力 C_4/(10^7 瓦)	0.091 0	0.100 9	0.112 3	+
			水库库容量 C_5/(10^8 m³)	0.182 0	0.082 3	0.151 1	+
			除涝面积 C_6/(10^3 hm²)	0.182 0	0.176 2	0.148 2	+
			水土流失治理面积 C_7/(10^3 hm²)	0.273 0	0.079 5	0.132 8	+
			太阳能热水器 C_8/(10^4 m²)	0.191 0	0.144 0	0.155 3	+
			乡村办水电站 C_9/个	0.191 0	0.198 5	0.185 9	+
	0.107	能力 B_3	农村居民人均纯收入 C_{10}(10^4 元/人)	0.330 0	0.303 0	0.327 8	+
			节水灌溉面积 C_{11}/(10^3 hm²)	0.330 0	0.374 2	0.340 7	+
			农村家庭人均生活消费支出 C_{12}(10^4 元/人)	0.340 0	0.322 8	0.362 3	+
	0.198	使用 B_4	农村用水量 C_{13}/(10^8 m³)	0.600 0	0.457 9	0.523 1	+
			耕地灌溉面积 C_{14}/(10^3 hm²)	0.400 0	0.542 1	0.496 9	+
	0.134	环境 B_5	化肥施用量 C_{15}/(10^4 t)	0.500 0	0.148 3	0.430 8	−
			农药使用量 C_{16}/(10^4 t)	0.500 0	0.851 7	0.569 2	−

表 4　中国省域经济贫困评价指标体系及指标权重

目标层 O	目标层权重	准则层 B	指标层 C	主观权重	客观权重	综合权重	指标属性
生存贫困 O_1	0.175	收入水平 B_1	农村居民家庭人均纯收入 C_1(10^4 元/人)	1.000 0	1.000 0	1.000 0	+
	0.325	支出水平 B_2	农村家庭人均消费性支出 C_2(10^4 元/人)	0.600 0	0.947 5	0.673 7	+
			农村居民家庭恩格尔系数 C_3/%	0.400 0	0.052 5	0.326 3	−
发展贫困 O_2	0.125	教育水平 B_3	农村普通高中毕业生数 C_4/人	0.400 0	0.550 5	0.268 8	+
			农村人口文盲率 C_5/%	0.400 0	0.249 5	0.195 8	−
			农村人均教育经费 C_6/10^4 元	0.200 0	0.200 0	0.535 5	+
	0.125	医疗卫生 B_4	每千农村人口乡镇卫生院人员数 C_7/人	0.330 0	0.143 6	0.278 2	+
			乡镇医院床位数 C_8/张	0.330 0	0.50 6	0.369 3	+
			乡镇卫生院数 C_9/个	0.340 0	0.350 3	0.352 5	+
	0.125	发展环境 B_5	农作物社会救济费 C_{10}/10^4 元	0.250 0	0.443 4	0.330 5	+
			农作物受灾面积 C_{11}/(10^3 hm²)	0.500 0	0.240 3	0.360 4	−
			农作物自然灾害救济费 C_{12}/10^4 元	0.250 0	0.316 2	0.309 0	+
	0.125	家庭及就业 B_6	第一产业从业人员占全社会从业人员比重 C_{13}/%	0.400 0	0.709 7	0.591 4	−
			农村平均家庭户规模 C_{14}(人/口)	0.600 0	0.290 3	0.408 6	−

1.3.3　解释变量说明　农村水资源贫困与经济贫困的相互作用的复杂性决定了二者的耦合协调受多种因素影响。从外部因素来看,国家对于农林水事务的财政支出是二者协调发展的调控推手,对于提高农村用水效率、改善农村基础设施等具有正向作用;城镇化进程加快对解决农村剩余劳动力问题,进而提高农民经济收益,拉动农村现代化发展,繁荣农村经济具有重要意义。从内部因素来看,农作物是农村生产与农民增收的重要经济纽带,农产品价格的大幅度变动,或不考虑当地实际情况,过度增加农作物种植面积,会损坏粮食安全,进而负向影响农民收入;产业结构优化对于加快当地经济快速发展,以及实现水资源优化配置都有重要意义。各解释变量如下:

(1) 城镇化率 X_1。Sun[12] 提出城镇化率不断增加,城镇人口增加,城市用地规模扩大,导致耕地面积减少,进而影响农村用水。

(2) 农作物种植结构 X_2。该指标是指实际播种或移植有农作物的面积。王洁萍等[13] 认为农作物在种植全过程中要消耗水资源,农作物播种面积的增加,会负向影响农村用水效率。借鉴王洁萍的做法,采用粮食作物播种面积比重来表示。

(3) 农产品价格 X_3。Ritu 等[14] 认为农民在追求利润最大化的驱动下,农产品价格是影响农民生产活动成本和预期收益,从而影响农民对水资源及其他要素的使用及种植方式的确定。

(4) 产业结构 X_4。借鉴栗清亚等[15] 的研究,产业结构调整会影响农村用水量和用水结构,有利于节约农村水资源。Peneder M [16] 认为提高产业结构合

理化，促进农村人口向第二、三产业转移就业，促进转移人口的收入增长，有助于提高农村经济发展。具体计算指标为(二、三产业增加值)/GDP。

(5) 中国财政农林水事务支出 X_5。Ramakumar R[17]提出农林水事务支出是政府增加农业投入，保护农村发展的有效手段，推动农村经济快速发展。

综上所述，借鉴以上学者研究经验，考虑到全国性数据的可获得性，最终决定采用城镇化率、农作物种植结构、农产品价格、产业结构以及中国财政农林水事务支出作为农村水资源贫困与经济贫困耦合协调发展的影响因素。

2 模型结果与分析

为避免周期性波动，本文将研究的时间单元及相应的计算结果划分为 2000—2004，2005—2008，2009—2013，2014—2017 年 4 个时间段。将各子系统权重置入 WPI，EPI 模型，得到中国农村水资源贫困指数 WPI 和经济贫困指数 EPI，利用双系统耦合模型得到各个时间段的耦合度和耦合协调度的均值。根据本研究对 2000—2017 年的 4 个研究单元，结合耦合度和耦合协调度计算结果及其分类标准，得到中国农村水贫困和经济贫困耦合特征及其时空演化趋势。

2.1 农村水资源贫困与经济贫困耦合度较高，且呈现上升趋势

整体来看，2000—2017 年，31 个省(市、区)水资源贫困与经济贫困耦合度呈上升趋势，虽然在 2009—2013 年有小幅下降，但在考察的 18 个年份间均达到中度耦合，且后 3 个时期均高于基期(2000—2004 年)水平(表 5)。

2000—2004 年，有 21 个省(市、区)的农村水资源贫困与经济贫困耦合度超过平均水平，主要分布于北部和西部地区，有 27 个省(市、区)呈高度耦合状态；2005—2008 年，共有 28 个省(市、区)的耦合度高于平均水平；2009—2013 年，共有 28 个省(市、区)农村水贫困与经济贫困耦合度超过平均水平，呈东多西少分布；2014—2017 年，共有 28 个省(市、区)的耦合度高于平均水平，与 2000—2004 年相比，河北、辽宁、浙江、福建、山西、海南、湖南、湖北、宁夏等 18 个省(市、区)农村水资源贫困与经济贫困的耦合度仅出现 0～0.020范围内的微小变动。至 2017 年，除北京、天津、上海 3 个省(市、区)，其余省(市、区)耦合度均在 0.800 以上。表明水资源贫困与经济贫困二者间存在较强的相互关联性，改善农村水资源贫困能够有效促进农村贫困的缓解，且作用强度较大。

表 5 中国 31 个省(市、区)农村 31 个省份农村水资源贫困与农村经济贫困耦合度

年 份	低度耦合	中度耦合	高度耦合	极度耦合
2000—2004	无	北京(0.77)，天津(0.78) 上海(0.69)，西藏(0.78)	贵州(0.87)，云南(0.84) 新疆(0.88)	河北(0.99)，山西(1.00)，内蒙古(0.90)，辽宁(0.99)，吉林(0.99)，黑龙江(0.94)，江苏(1.00)，浙江(1.00)，安徽(0.95)，福建(1.00)，江西(0.97)，山东(0.98)，河南(0.96)，湖北(0.98)，湖南(0.98)，广东(1.00)，广西(0.94)，海南(0.99)，重庆(1.00)，四川(0.95)，陕西(0.94)；甘肃(0.93)，宁夏(1.00)
2005—2008	无	北京(0.75)，天津(0.77) 上海(0.73)	贵州(0.87)，云南(0.84) 西藏(0.85)	河北(0.99)，山西(1.00)，内蒙古(0.94)，辽宁(1.00)，吉林(0.99)，黑龙江(0.96)，江苏(0.99)，浙江(1.00)，安徽(0.95)，福建(0.99)，江西(0.97)，山东(0.99)，河南(0.97)，湖北(0.98)，湖南(0.98)，广东(1.00)，广西(0.94)，海南(0.99)，重庆(1.00)，四川(0.95)，陕西(0.96)，甘肃(0.93)，宁夏(1.00)，青海(0.93)，新疆(0.90)
2009—2013	无	北京(0.73)，天津(0.73) 上海(0.69)	西藏(0.85) 贵州(0.87)	河北(0.99)，山西(1.00)，内蒙古(0.94)，辽宁(1.00)，吉林(1.00)，黑龙江(0.95)，江苏(1.00)，浙江(1.00)，安徽(0.97)，福建(1.00)，江西(0.98)，山东(1.00)，河南(0.98)，湖北(0.98)，湖南(0.98)，广东(1.00)，广西(0.95)，海南(0.99)，重庆(1.00)，四川(0.95)，云南(0.90)，陕西(0.96)，甘肃(0.94)，宁夏(1.00)，青海(0.93)，新疆(0.93)
2014—2017	无	北京(0.75)，天津(0.74) 上海(0.79)	贵州(0.88)，云南(0.88) 西藏(0.88)	河北(1.00)，山西(1.00)，内蒙古(0.96)，辽宁(1.00)，吉林(0.98)，黑龙江(0.94)，江苏(1.00)，浙江(1.00)，安徽(0.97)，福建(1.00)，江西(0.96)，山东(1.00)，河南(0.98)，湖北(0.98)，湖南(0.98)，广东(1.00)，广西(0.95)，海南(0.99)，重庆(1.00)，四川(0.97)，陕西(0.97)，甘肃(0.95)，宁夏(1.00)，青海(0.95)，新疆(0.92)

2.2 中国的农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度均为中度协调水平

由表 6 可以看出，2000—2017 年，中国 31 个省(市、区)农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度均处于 0.500～0.790 之间，表明中国各省(市、区)耦合协调度均为中度耦合协调型。从时间跨度上来看，整体耦合协调度没有明显变化，除内蒙古、青海和陕西 3 省，北方其余各省(市、区)耦合协调度仅在 0.001～0.023范围内微增，提升度普遍低于南方地区。空间差异上，中国农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度相对较高的地区主要集中在东北和西南地区，东南地区协调度相对较低。

耦合度反应了农村水资源贫困与经济贫困之间相互影响的强弱程度，耦合协调度则较全面的表达了二者相互作用过程中良性耦合程度的大小，体现了协调状况的好坏，可以反映出二者是在高水平上相互促进还是在低水平上相互制约；耦合协调度是由耦合度与耦合协调发展水平共同决定的，因耦合度变动幅度

不明显,所以农村水资源贫困与经济贫困的协调发展水平成为影响耦合协调度的最终决定性因素,决定了耦合协调度的高低。研究表明,2000—2017 年,可能主要因为近年来南水北调工程、西部大开发战略、乡村振兴战略的实施,一定程度上缓解了部分西部地区农村水资源匮乏的情况,同时也推动了西部地区经济社会快速发展,国家水利发展迅速,中国省级层面农村水资源配置水平与经济发展水平已经形成较强的协调态势,二者存在明显的共生关系,缓解水资源匮乏可以有效减缓经济贫困的程度(表 6)。

表 6　中国 31 个省(市、区)农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调度

年 份	低度耦合协调	基本耦合协调	中度耦合协调	高度耦合协调
2000—2004	无	无	北京(0.59),天津(0.55),河北(0.66),山西(0.62),内蒙古(0.63),辽宁(0.67),吉林(0.65),黑龙江(0.65),上海(0.57),江苏(0.71),浙江(0.74),安徽(0.64),福建(0.70),江西(0.68),山东(0.67),河南(0.65)湖北,(0.68),湖南(0.71),广东(0.73),广西(0.66),海南(0.62),重庆(0.61),四川(0.67),贵州(0.57),云南(0.59),西藏(0.57),陕西(0.60),甘肃(0.58),青海(0.57),宁夏(0.56),新疆(0.64)	无
2005—2008	无	无	北京(0.60),天津(0.55),河北(0.67),山西(0.63),内蒙古(0.66),辽宁(0.68),吉林(0.66),黑龙江(0.67),上海(0.58),江苏(0.73),浙江(0.75),安徽(0.65),福建(0.71),江西(0.69),山东(0.69),河南(0.66),湖北(0.69),湖南(0.71),广东(0.74),广西(0.66),海南(0.62),重庆(0.62),四川(0.67),贵州(0.57),云南(0.61),西藏(0.63),陕西(0.62),甘肃(0.58),青海(0.60),宁夏(0.56),新疆(0.66)	无
2009—2013	无	无	北京(0.59),天津(0.55),河北(0.67),山西(0.63),内蒙古(0.66),辽宁(0.68),吉林(0.67),黑龙江(0.68),上海(0.58),江苏(0.73),浙江(0.76),安徽(0.67),福建(0.72),江西(0.70),山东(0.69),河南(0.66),湖北(0.69),湖南(0.70),广东(0.75),广西(0.66),海南(0.63),重庆(0.63),四川(0.68),贵州(0.57),云南(0.62),西藏(0.62),陕西(0.63),甘肃(0.59),青海(0.61),宁夏(0.57),新疆(0.67)	无
2014—2017	无	无	北京(0.59),天津(0.57),河北(0.67),山西(0.62),内蒙古(0.66),辽宁(0.67),吉林(0.65),黑龙江(0.67),上海(0.63),江苏(0.73),浙江(0.77),安徽(0.69),福建(0.74),江西(0.70),山东(0.67),河南(0.66),湖北(0.71),湖南(0.72),广东(0.75),广西(0.69),海南(0.65),重庆(0.67),四川(0.71),贵州(0.60),云南(0.63),西藏(0.64),陕西(0.64),甘肃(0.59),青海(0.61),宁夏(0.58),新疆(0.66)	无

2.3　中国农村水资源贫困与农村经济贫困的耦合协调度在空间上正向相关

由表 7 可知,所有年份的 Moran's I 值均大于零且 Z 检验显著,在 90%以上的水平,这表明中国农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调度在空间上具有明显的正自相关关系,在空间上呈集聚分布态势,农村水资源贫困与经济贫困的协调发展水平不但与自身因素有关,同时亦与周围地区存在空间依赖性。由表 7第二列可以看出,Moran's I 值从 2000 年的 0.245降至 2008 年的 0.187,在 2017 年达到最高值(0.456),随着时间的推移,耦合协调度的空间分布的相关性先减弱后升高。

表 7　各省级区域农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调度的 Moran's I 指数及其显著性

年份	Moran's I	E(Moran's I)	sd(I)	Z 值	年份	Moran's I	E(Moran's I)	sd(I)	Z 值
2017	0.456	−0.033	0.119	4.111***	2008	0.187	−0.033	0.120	1.84**
2016	0.307	−0.033	0.119	2.853***	2007	0.199	−0.033	0.119	1.945**
2015	0.267	−0.033	0.119	2.515***	2006	0.225	−0.033	0.119	2.164**
2014	0.255	−0.033	0.119	2.416***	2005	0.152	−0.033	0.119	1.55*
2013	0.224	−0.033	0.119	2.157**	2004	0.127	−0.033	0.120	1.34*
2012	0.175	−0.033	0.120	1.738**	2003	0.128	−0.033	0.120	1.345*
2011	0.159	−0.033	0.119	1.608*	2002	0.184	−0.033	0.120	1.812**
2010	0.204	−0.033	0.119	1.989**	2001	0.239	−0.033	0.120	2.264**
2009	0.249	−0.033	0.119	2.364***	2000	0.245	−0.033	0.120	2.322***

注:①***,**,*分别表示在 0.01,0.05,0.1 水平上差异显著;②E(Moran's I)为期望值;sd(I)为标准差;Z 为统计量。表 7—8 同。

2.4　中国农村水资源贫困与经济贫困耦合协调度的影响因素分析

本文选取了城镇化率、粮食作物播种面积比重、农产品价格、产业结构以及中国财政农林水事务支出 5 个要素入手,来探究其对农村水资源贫困与农村经济贫困的耦合协调发展的作用程度。空间杜宾面板数据模型检验包含 Wald 检验和 LR 检验,借鉴鲍超等[18]的研究,本文采用 LR 检验来判断 SDM 是否可以简化成 SLM 或 SEM。LR 检验结果分别为 3.097,110.065,分别在 10%和 1%的水平上显著,即 SDM 不适合简化为 SLM 与 SEM。

(1) 空间效应分析。从整体来看,空间杜宾模型

的 达到了 0.935，显示模型的整体拟合程度较高，解释变量与被解释变量之间有较好的拟合关系，能够较全面的表征二者之间的关系。空间自回归系数 Rho 为 −0.025 3，在 1%显著水平上显著，表明耦合协调程度存在空间溢出效应，一个省级区域农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调度的改变将负向影响相邻省(市、区)，使相邻省级区域的耦合协调度相应降低。

在模型结果中，回归系数的显著性检验表明，各省(市、区)农村水资源与农村经济的耦合协调度不同程度的受到当地农产品价格 X_3，产业结构 X_4，财政农林水事务支出 X_5 这 5 个指标的影响，而城镇失业率 X_1，粮食作物播种面积比重 X_2 对耦合协调度影响不明显。从影响显著的 3 个指标的回归系数值来看，农产品价格 X_3，产业结构 X_4 的回归系数分别为 −0.011 5，−0.083 3，即负向影响；而财政农林水事务支出 X_5 的回归系数为 0.028 8，对耦合协调度产生正向影响。城镇化率 X_1，产业结构 X_4 与财政农林水事务支出 X_5 这 3 个解释变量的空间滞后项系数为 −0.019 9，0.037 8，−0.004 1，均在 1%水平上显著，反映出相邻省(市、区)城镇失业率、产业结构与国家对当地农林水的财政支出的改变会影响到本省级区域农村水资源贫困与农村经济贫困的耦合协调度(表 8)。

表 8 空间杜宾面板数据模型回归估计结果

变量	回归系数	Z 值	变	滞后项系数	Z 值
X_1	0.000 5	0.06	WX_1	−0.019 9***	−4.52
X_2	−0.529 2	−0.88	WX_2	−0.011 0	−0.39
X_3	−0.011 5**	−2.41	WX_3	−0.001 6	−0.74
X_4	−0.083 3**	−2.32	WX_4	0.037 8***	4.38
X_5	0.028 8***	14.52	WX_5	−0.004 1***	−5.31
Rho	−0.025 3*	−1.76	R^2	0.935 0	
σ^2	0.043 1***				
Lr(H_0^1)检验	3.097 0*				
Lr(H_0^2)检验	110.065 0***				

注：①X_1 城镇化率；X_2 农作物种植结构；X_3 农产品价格；X_4 产业结构；X_5 中国财政农林水事务支出。②W 表示权重矩阵。下同。

(2) 影响因素分析。为了能够对空间杜宾面板数据模型回归系数进行合理的解释，勒萨热和佩斯提出了空间回归模型偏微分方法，由直接效应、间接效应来反映解释变量 X 与被解释变量 Y 之间的相互关系(如表 9 所示)。

财政农林水事务支出 X_5 的直接效应与间接效应分别在 10% 与 1% 的水平上显著，系数分别为 0.032 0，−0.003 3，表明该指标对当地省级区域以及邻近省级区域的农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调度均产生影响，各省级区域国家财政农林水事务支出提高 1%该省(市、区)的农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调度提高 0.032%，同时邻近省(市、区)降低 0.003 3%。

表 9 各解释变量对协调度的效应

变量	直接效应		间接效应	
	系数	Z 值	系数	Z 值
X_1	0.000 5	0.07	−0.000 1	−0.01
X_2	−0.058 8	−0.97	0.006 0	0.10
X_3	−0.128 1***	−2.68	0.001 3	0.27
X_4	−0.926 0**	−2.58	0.009 5	0.27
X_5	0.032 0***	16.13	−0.003 3*	−1.66

农产品价格 X_3 和产业结构 X_4 这两个指标的直接效应显著而间接效应不显著。农产品价格 X_3，产业结构 X_4 的直接效应系数分别为 −0.128 1，−0.926 0，分别在 1%和 5%的水平上显著，而间接效应不显著，表明农产品价格的提升和二三产业占比的提升会负向影响该省(市、区)的农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调度，但对邻近省(市、区)无影响。

总体上看，财政农林水事务支出 X_5 具有较为显著的直接效应与间接效应，是影响农村水资源贫困与农村经济贫困耦合协调度的重要因素。

3 结论与建议

本研究运用耦合协调度模型探讨了 2000—2017 年中国内陆 31 个省(市、区)农村水资源贫困与经济贫困的时空分异演变趋势，得到以下主要结论：

(1) 相互影响明显。中国水资源贫困与经济贫困的耦合度基本趋于稳定，均处于高度耦合状态。这说明，目前中国农村水资源可用程度与农村经济发展水平之间存在明显的相互依存、彼此影响的关系。即农村水资源匮乏的地区极易产生经济贫困，反之，经济贫困地区也更容易出现农村水资源贫困的现象。

(2) 呈现协调互动态势。协调发展程度表现为中度协调。这意味着一个地区的农村水资源贫困得到改善时，其经济贫困问题也会得到相应改善，同样，当一个地区经济得到发展的同时，其水资源贫困现象

也会得到一定改善,二者呈现出共同发展的良性态势。其中,东部沿海地区的江苏、浙江、福建和广东,中部地区的湖南省等几个省(市、区)的耦合协调度最高,这可能主要因为上述省(市、区)先天水资源条件较好,且水利事业发展迅速。相比之下,广大西部地区的耦合协调度相对较低,但随着近年来南水北调工程、西部大开发战略、乡村振兴战略的实施在一定程度上缓解了部分地区农村水资源匮乏的情况,同时也推动了西部地区经济社会快速发展,从而缩小了这些地区与沿海发达地区在农村用水和经济发展方面的差距。

(3) 耦合协调发展过程中的 Moran's I 值均在 90%显著水平下通过检验,在空间格局上具有正向空间自相关性。在分析影响因素时,空间计量模型与基准面板数据回归模型相比,考虑到空间滞后与空间误差项的综合作用,可以更准确的提取出耦合协调度影响因素,且空间杜宾模型对其模拟最优。

(4) 协调发展水平存在显著的负向溢出效应。相邻省(市、区)协调发展程度的提升会扼制本省(市、区)协调协调水平发展。财政农林水事务支出对各省级区域农村水资源与农村经济协调发展水平具有正向促进作用,农产品价格、二三产业比重过大则不利于农村水资源与农村经济协调发展。合理调整农产品价格、发挥产业集聚效应、增加国家财政对于农林水事务支出对于实现农村水资源与农村经济协调发展具有重要意义。

基于以上结论,为推动中国农村水资源贫困与经济贫困的耦合协调发展,应从市场角度出发,合理调整农产品价格。国家农业相关部门应制定农产品相关的政策与措施,避免农产品垄断现象,加大技术投入,使农业进入技术化与规模化。坚持市场化改革,基于科技进步的结构优化,加强地区间分工与合作,可使农村富余劳动力转移力度不断加大,促进产业升级。国家应加大或维持对农村原有的财政支持力度,同时要不断优化和完善经济政策工具,充分发挥政府和市场在资源配置中的调节作用,确保农村水资源的合理使用。

[参 考 文 献]

[1] Toure N M, Kane A, Noel J F, et al. Water-poverty relationships in the coastal town of Mbour (Senegal): Relevance of GIS for decision support [J]. International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, 2012,14(1): 33-39.

[2] Forouzani M, Karami E. Agricultural water poverty index and sustainability [J]. Agronomy for Sustainable Development, 2011,31(2):415-431.

[3] El-Gafy I K E D. The water poverty index as an assistant tool for drawing strategies of the Egyptian water sector [J]. Ain Shams Engineering Journal, 2018,9(2):173-186.

[4] Manandhar S, Pandey V P, Kazama F. Application of water poverty index (WPI) in Nepalese context: A case study of kali gandaki river basin (KGRB) [J]. Water Resources Management, 2012,26(1):89-107.

[5] Wurtz M, Angeliaume A, Herrera M T A, et al. A spatial application of the water poverty index (WPI) in the State of Chihuahua,Mexico [J]. Water Policy, 2019,21(1): 147-161.

[6] Komnenic V, Ahlers R, Zaag P V D. Assessing the usefulness of the water poverty index by applying it to a special case: Can one be water poor with high levels of access? [J]. Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C, 2009,34(4/5):219-224.

[7] 张海涛,刘超英,田水.权重确定的主客观综合法[J].江汉大学学报(自然科学版),2004,32(4):63-65.

[8] 孙才志,王雪妮.基于 WPI-LSE 模型的中国水贫困测度及空间驱动类型分析[J].经济地理,2012,32(3):9-15.

[9] Shi Tao, Yang Shenyan, Zhang Wei, et al. Coupling coordination degree measurement and spatiotemporal heterogeneity between economic development and ecological environment: Evidence from tropical and subtropical regions of China [J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 244:118739.

[10] Sullivan C A, Meigh J R, Giacomello A M. The Water poverty index: Development and application at the community scale [J]. Natural Resources Forum, 2003,27 (3):189-199.

[11] Beaussier T, Caurla S, Bellon-Maurel V, et al. Coupling economic models and environmental assessment methods to support regional policies: A critical review [J]. Journal of Cleaner Production, 2019,216:408-421.

[12] Sun Siao. Water footprints in Beijing, Tianjin and Hebei: A perspective from comparisons between urban and rural consumptions in different regions [J]. Science of the Total Environment, 2019,647:507-515.

[13] 王洁萍,刘国勇,朱美玲.新疆农业水资源利用效率测度及其影响因素分析[J].节水灌溉,2016(1):63-67.

[14] Ritu V P, Mehta D P, Malik, et al. Impact of agricultural price policy on major food crops in Haryana [J]. Economic Affairs, 2020,65(2):267-274.

[15] 栗清亚,裴亮,孙莉英,等.京津冀区域产业用水时空变化规律及影响因素研究[J].生态经济,2020,(10):141-145,159.

[16] Peneder M. Structual change and aggregate growth [R]. Vienna, Verein Für Socialpolitik, 2002:1-57.

[17] Ramakumar R. Large scale investments in agriculture in India [J]. IDS Bulletin,2012,43(1):92-103.

[18] 鲍超,陈小杰,梁广林.基于空间计量模型的河南省用水效率影响因素分析[J].自然资源学报,2016,31(7):1138-1148.