

# 农村公共服务支出的济贫效应分析

——以贵州省为例

张姗姗<sup>1,2</sup>,吴春梅<sup>3</sup>

(1.华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070;  
2.兴义民族师范学院 政治与历史学院,贵州 兴义 562400;  
3.华中农业大学 马克思主义学院,湖北 武汉 430070)



**摘要** 对 1978—2013 年全国的及 1978—2014 年贵州省的农村公共服务支出与贫困减少的数据进行回归分析,均发现农村公共服务支出对减少农民贫困具有正向促进作用,即农村公共服务支出具有济贫效应。进一步,在对贵州省 10 个贫困村实地调查数据进行因子分析的基础上做回归分析,结果显示农民对本地公共服务供给的满意程度越高,其人均收入水平就越高,这从侧面体现了农村公共服务支出的济贫效应。针对贵州省落后的农村公共服务水平,政府应该在总体规划、农户满意度和基础设施建设中加快推进农村贫困地区的基本公共服务建设、农民主体性建设、特色文化与配套措施建设,创设反贫困的环境条件、内在条件和保障条件,以充分发挥农村公共服务支出在贵州省的济贫效应。

**关键词** 农村公共服务;公共服务支出;贫困农民;济贫效应;贵州省

**中图分类号:**F 323.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)05-0091-08

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.05.012

新中国成立以来,贫困一直困扰着中国经济发展,而作为贫困集中地的农村,更是中央一号文件连续十三年关注的重点。中国农村的贫困问题,是全面建成小康社会的一大瓶颈,与政府的相关政策变迁密切相关。农村致贫原因,包括地理位置偏僻、资源贫瘠、思想观念落后、人力资源有限、产业竞争力不强等等。在中央政府大力“推动供给侧结构性改革,着力改善供给体系的供给效率和质量”的政策背景下,挖掘农村公共服务供给侧改革的济贫效应,对于深入推进贫困地区面上扶贫与精准扶贫的有机结合具有重要的现实意义。

## 一、农村公共服务支出的济贫功能分析

农村公共服务供给可以缓解农业经济对自然环境和资源的依赖程度,降低其脆弱性。贫困地区更容易受各种冲击的影响,所以脆弱性较强。脆弱性是贫困的重要方面,它和贫困紧密相连,是贫困的重要特征,也是脱贫人口返贫的重要原因之一<sup>[1]</sup>,因此脱贫的重要条件之一就是降低贫困地区的脆弱性。城乡二元社会保障结构是造成农村脆弱性的重要因素,极低的农业保险覆盖率,二元的城乡医疗和养老保险加剧了贫困农村的脆弱性。因此,在现有条件下应高度重视农村社会保障制度建设对于缓解贫困的基础性作用,加快完善农村社会保障制度。

基本公共服务水平的整体提升对于减贫作用重大。与非贫困地区相比,贫困地区的教育、医疗卫生等基本公共服务在量和质上都存在严重不足,使本已贫弱的地区自我发展能力变得更弱,基本公共

收稿日期:2016-04-16

基金项目:国家社会科学基金项目“新农村社会建设中的公共产品供给研究”(06BSH013);贵州省哲学社会科学规划项目“反贫困视角下贵州省农村公共服务中的政府责任研究”(12GZQN30);湖北省教育厅优秀中青年科技创新团队项目“中国特色社会主义新农村建设研究”(T201529)。

作者简介:张姗姗(1981-),女,副教授,博士研究生;研究方向:农村改革与发展。

服务不均等加速并催化了自然不平等<sup>[2]</sup>。而基本公共服务供给水平的提升则有助于减少市场机制运行带来的经济不平等,或者说有助于缩小地区之间、行业之间和社会群体之间的经济差距<sup>[3]</sup>。因此,政府加大对基本公共服务投入,不断提高基本公共服务的水平,推进基本公共服务均等化,有助于减少贫困发生率<sup>[4]</sup>。

基础设施的改善对促进贫困地区的经济社会发展具有基础性作用。基础设施与经济增长之间存在密切联系,基础设施数量的增加及质量的改进能够降低贫困、提高农村收入并改变收入构成<sup>[5]</sup>。刘晓昀等的实证研究表明,贫困地区农户能够明显地从基础设施投资中获益,另外基础设施投资对农户的影响往往因农户的人力资本状况不同而有显著差异,因此,充分发挥基础设施投资的作用,改善贫困地区的人力资本状况有着重要意义<sup>[6]</sup>。

农户教育和健康水平的提高对贫困地区农业劳动生产率的提高有非常显著的影响<sup>[7]</sup>。促进经济增长和减少贫困的一个来源是农业生产率的提高<sup>[8]</sup>。农业劳动生产率与人的可行能力密切相连,而贫困人口可行能力普遍不足,因此,要提高贫困人口劳动力水平,就要切实提高贫困地区的人力资本水平。健康与教育所体现的人力资本是影响农户收入水平的显著因素,对农村减贫具有显著作用,但从收入差距缩小视角看,健康对农村减贫的作用比教育更为显著<sup>[9]</sup>。因此,要想使农民摆脱贫困的束缚,投资于营养和健康具有至关重要的作用<sup>[10]</sup>。增加农村,特别是西部农村医疗资源和建立社会医疗保险及救助体系,这样不仅可以使农村地区的健康产出增加,还能够缩小地区之间健康产出的差距<sup>[11]</sup>,从根本上促进贫困地区农业劳动生产率的提高。

总之,农村公共服务的支出水平在很大程度上影响着农村贫困地区脱贫的步伐,因此,在现阶段,研究农村公共服务支出的济贫功能具有重要意义。

## 二、农村公共服务支出与减少农民贫困之间的关系

### 1. 数据来源与变量设定

选取全国 1978—2013 年 36 年间的时间序列数据进行实证分析,以期揭示公共服务投资对减少农民贫困的影响。

运用 OLS 法估计变量  $\ln Y$  和  $\ln X$  的关系,建如下基本模型:

$$\ln Y = C + \beta \times \ln X + \mu$$

(1)因变量:农村居民人均纯收入与贫困线的差距( $Y$ )。以农村居民人均纯收入与贫困线的差距作为解释变量,以此来表示农民生活状况的变化,用此指标来考察农民减少贫困水平。

(2)自变量:支援农村生产支出和各项农业事业费( $X$ )。用支援农村生产支出和各项农业事业费作为衡量公共服务投资的指标。用此指标来考察农村公共服务支出水平。

格兰杰因果关系检验发现,“支援农村生产支出和各项农业事业费”是“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”的单向格兰杰原因。回归结果显示,“支援农村生产支出和各项农业事业费”对“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”的影响为正,表明农村公共服务支出对减少农民贫困具有正向的作用,即农村公共服务支出具有济贫效应。

### 2. 数据说明及定义

全国农村居民人均纯收入与贫困线的差距(元/人)及支援农村生产支出和各项农业事业费(亿元)分别用  $Y$ 、 $X$  表示,为了消除一定的异方差及数据单位等的影响,对各变量取对数(见表 1)。各变量序列数据的统计量见表 2。本文中所涉及的计算均使用 EVIEWS6.1 软件。本文所用的数据均来源于《2014 年中国农村统计年鉴》。

表 1 模型变量说明

变量名称	变量说明	单位	数据来源	期望符合	
因变量	$\ln Y$	1978—2013 年农村居民人均纯收入与贫困线的差距变动百分比	%	2014 年中国农村统计年鉴	—
自变量	$\ln X$	1978—2013 年支援农村生产支出和各项农业事业费变动百分比	%	2014 年中国农村统计年鉴	正

表 2 变量描述统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准误差
lnY	6.677 8	9.532 4	4.702 3	1.516 8
lnX	6.605 2	8.794 1	3.514 5	1.489 3

3. 格兰杰检验结果

首先,进行格兰杰因果关系的检验。格兰杰因果关系的原假设是“X 不是引起 Y 变化的原因”及“Y 不是引起 X 变化的原因”,如果拒绝了“X 不是引起 Y 变化的原因”的假设,同时又接受了“Y 不是引起 X 变化的原因”的假设,我们就认为“X 是引起 Y 变化的原因”而“Y 不是引起 X 变化的原因”,即 X 对 Y 的单向因果关系成立,就可得出结论:X 对 Y 存在格兰杰因果关系。格兰杰因果检验的结果如下(见表 3):

表 3 格兰杰因果检验结果

滞后长度	格兰杰因果性	F 统计值	P(F 统计值)	结论	Obs
2	lnX 不是 lnY 的格兰杰原因	5.500 03	0.009 4	在 1% 的置信水平下拒绝原假设	34
	lnY 不是 lnX 的格兰杰原因	0.989 72	0.383 9	不拒绝	34
3	lnX 不是 lnY 的格兰杰原因	3.521 54	0.028 9	在 5% 的置信水平下拒绝原假设	33
	lnY 不是 lnX 的格兰杰原因	0.836 62	0.486 3	不拒绝	33

结果显示:当滞后阶数分别为 2 和 3 时,在 1% 和 5% 的置信水平下均拒绝了“lnX 不是 lnY 的格兰杰原因”的假设,而没有拒绝“lnY 不是 lnX 的格兰杰原因”的假设,说明 lnX 对 lnY 存在着单向格兰杰因果关系,即“支援农村生产支出和各项农业事业费”是“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”变化的原因。

4. 回归结果分析

格兰杰因果检验结果显示:lnX 对 lnY 存在着单向的格兰杰因果关系,做两者之间的回归,回归结果如表 4 所示。

模型一是直接对 lnX 和 lnY 做回归分析,从 DW 值( $0 < 0.113 5 < d_L$ )可以看出,模型存在正相关,应该进行消除。

模型二是在模型一的基础上,消除了模型一存在的相关性,由模型二 DW 值( $d_U < 1.648 9 < 4 - d_U$ )可以看出,模型不存在相关性。则 lnY 和 lnX 间的回归模型为:

表 4 lnY 和 lnX 的回归结果

变量	模型一	模型二
C	0.350 3 (0.873 1)	-2.514 0** (-2.306 5)
lnX	0.957 9*** (16.157 1)	1.333 8*** (9.568 1)
AR(1)		0.812 0*** (19.137 0)
DW	0.113 5	1.648 9
R <sup>2</sup>	0.884 8	0.991 3
F 统计值	261.052 2	182.388 7
P(F 统计值)	0.000 0	0.000 0

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平下拒绝原假设;括号内的值为系数的 t 检验值。

$$\ln Y = -2.514 0 + 1.333 8 \ln X + 0.812 0 AR(1)$$

$$(-2.306 5) \quad (9.568 1) \quad (19.137 0)$$

lnX 系数的 t 检验对应的 P 值显著,即 lnX 的系数显著性地异于零,即认为“支援农村生产支出和各项农业事业费”对“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”具有显著影响;lnX 的系数为 1.333 8 > 0,表示“支援农村生产支出和各项农业事业费”每变动 1%，“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”平均变动 1.333 8%，即农村公共服务支出对减少农民贫困具有显著的正向作用,说明农村公共服务支出具有济贫效应。

5. 检验结论

通过对 1978—2013 年 36 年间我国农民人均纯收入与贫困线的差距及支援农业生产支出及各项农业事业费支出的数据分析,运用格兰杰因果检验,得出“支援农村生产支出和各项农业事业费”变化与“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”变化间存在着单向的格兰杰因果关系,即“支援农村生产支

出和各项农业事业费”是“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”变化的原因。回归分析发现,“支援农村生产支出和各项农业事业费”变动对“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”变动的系数显著为正,说明“支援农村生产支出和各项农业事业费”增加可以提高“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”,即全国农村公共服务支出对减少农民贫困具有正向作用,农村公共服务支出具有济贫效应。

### 三、贵州省农村公共服务供给状况与反贫困功能分析

#### 1. 数据验证

贵州省是我国典型的贫困省区之一,农村贫困发生率较高,全国范围内农村公共服务支出对减少农民贫困具有正向作用的结论是否适用于贵州省有待进一步的验证。

运用贵州省 1978—2014 年财政支农支出和农村居民人均纯收入与贫困线间差距的时间序列数据进行实证分析。模型分析中,因变量为“农村居民人均纯收入与贫困线间差距”(Y),自变量为“贵州省财政支农支出”(X),用前述同样的方法分析,结果见表 5、6、7、8。

表 5 模型变量说明

变量名称	变量说明	单位	数据来源	期望符合
因变量 lnY	1978—2014 年贵州省农村居民人均纯收入与贫困线的差距变动百分比	%	贵州省统计年鉴	—
自变量 lnX	1978—2014 年贵州省财政支农支出变动百分比	%	贵州省统计年鉴	正

表 6 变量描述统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准误差
lnY	5.880 2	8.382 8	2.230 0	1.556 9
lnX	2.708 0	6.103 0	0.667 8	1.758 9

表 7 格兰杰因果检验结果

滞后长度	格兰杰因果性	F 统计值	P(F 统计值)	结论	Obs
2	lnX 不是 lnY 的格兰杰原因	3.112 61	0.059 1	在 10% 的置信水平下拒绝原假设	35
	lnY 不是 lnX 的格兰杰原因	2.460 56	0.102 4	不拒绝	35

结果显示:当滞后阶数为 2 时,在 10% 的置信水平下拒绝了“lnX 不是 lnY 的格兰杰原因”的假设,而没有拒绝“lnY 不是 lnX 的格兰杰原因”的假设;说明 lnX 对 lnY 存在着单向的格兰杰因果关系,即:“贵州省财政支农支出”是“贵州省农村居民人均纯收入与贫困线的差距”变化的原因。

模型一是直接对 lnX 和 lnY 做回归分析,从 DW 值( $0 < 0.183 1 < d_L$ )可以看出,模型存在正相关,应该进行消除。

模型二是在模型一的基础上,消除了模型一存在的相关性,由模型二 DW 值( $d_U < 1.542 7 < 4 - d_U$ )可以看出,模型不存在相关性。则 lnY 和 lnX 间的回归模型为:

$$\ln Y = 5.255 4 + 0.457 1 \ln X + 0.840 4 AR(1) \\ (7.728 1) \quad (3.405 2) \quad (15.527 1)$$

lnX 系数的 t 检验对应的 P 值显著,即 lnX 的系数显著性地异于零;lnX 的系数为 0.457 1 > 0,表示“贵州省财政支农支出”每变动 1%，“农村居民人均纯收入与贫困线的差距”平均变动 0.457 1%，即贵州省农村公共服务支出对减少农民贫困具有正向作用,即农村公共服务支出具有济贫效应。

表 8 lnY 和 lnX 的回归结果

变量	模型一	模型二
C	3.706 8***	5.255 4***
	(18.265 2)	(7.728 1)
lnX	0.802 6***	0.457 1***
	(12.718 8)	(3.405 2)
AR(1)		0.840 4***
		(15.527 1)
DW	0.183 1	1.542 7
R <sup>2</sup>	0.822 1	0.979 6
F 统计值	161.768 3	790.797 6
P(F 统计值)	0.000 0	0.000 0

注:\*\*\* 表示在 1% 的置信水平下拒绝原假设;括号内的值为系数的 t 检验值。

## 2. 实证检验

(1) 样本基本情况。为了深入了解公共服务在贵州省农村贫困地区的发展状况,本文运用判断抽样法,在低于贵州省农民人均纯收入的贫困地区村庄中随机选取 10 个村庄<sup>①</sup>,每个村庄通过随机抽样的方法抽取 25 户农户进行入户调查。在调查中共发放问卷 250 份,回收有效问卷 230 份,问卷有效率为 92%。调查样本中(见表 9),性别结构为男性 80.9%,女性 19.1%;职业结构为农民 86.1%,个体工商户 5.2%,乡镇企业职工 1.3%,教师 0.4%,国家干部 0.5%,其他 6.5%;收入结构为年收入在 5 千元以下 63.9%, [5 千元, 1 万元) 24.8%, [1 万元, 2 万元) 6.5%, [2 万元, 3 万元) 4.0%, [3 万元, 5 万元) 0.4%, 5 万元以上 0.4%;受教育水平为文盲 8.7%,小学 31.3%,初中 40.9%,高中 9.6%,大专 8.7%,本科及以上学历 0.8%。调查样本在农村贫困地区具有代表性。

表 9 调查样本基本情况

项目	频数	占比	累计占比	
性别	男	186	80.9	80.9
	女	44	19.1	100.0
职业	农民	198	86.1	86.1
	个体工商户	12	5.2	91.3
	乡镇企业职工	3	1.3	92.6
	教师	1	0.4	93.0
	国家干部	1	0.5	93.5
	其他	15	6.5	100.0
	年收入状况	5 千元以下	147	63.9
[5 千元, 1 万元)		57	24.8	88.7
[1 万元, 2 万元)		15	6.5	95.2
[2 万元, 3 万元)		9	4.0	99.2
[3 万元, 5 万元]		1	0.4	99.6
5 万元以上		1	0.4	100.0
受教育水平	文盲	20	8.7	8.7
	小学	72	31.3	40.0
	初中	94	40.9	80.9
	高中或技校	22	9.6	90.5
	大专	20	8.7	99.2
	本科及以上学历	2	0.8	100.0

(2) 模型构建及数据说明。在调查中,问卷按照满意度由低到高的顺序对农民“对当地农产品技术、信息、销售等方面政府公共服务的整体满意度( $X_1$ )”、“对村水电、道路、通信网络等基础设施的整体满意度( $X_2$ )”、“对当地义务教育的整体满意度( $X_3$ )”、“对当地文化娱乐设施的整体满意度( $X_4$ )”、“对当地医疗卫生状况的整体满意度( $X_5$ )”和“对本村村民社会保障水平的整体满意度( $X_6$ )”的情况进行了调查,按照 5 分制依次计分:非常满意“5 分”,比较满意“4 分”,一般“3 分”,比较不满意“2 分”,非常不满意“1 分”。

为了综合地反映被调查对象对本地公共服务的满意程度,首先将  $X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 、 $X_4$ 、 $X_5$ 、 $X_6$  这 6 个指标进行因子分析,提取公共因子,再分析农民收入与该公共因子的关系,以此探究农村公共服务供给对农民收入变化的影响。

通过对  $X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 、 $X_4$ 、 $X_5$ 、 $X_6$  这 6 个指标的因子分析,得到相应的 KMO 检验和 Bartlett 检验值。KMO 值为 0.869,表示可以进行因子分析。Bartlett 检验统计量观测值  $P$  值接近于 0,显著拒绝原假设,即认为样本群体的相关矩阵间有共同因素存在,适合进行因子分析。

<sup>①</sup> 这 10 个村庄依次为:兴义市乌沙镇窑上村、兴义市沧江乡平堡村、安龙县龙广镇双合村、安龙县洒雨镇格红村、兴仁县雨樟镇长庆村、贞丰县北盘江镇岜浩村、晴隆县大厂镇高岭村、望谟县油迈乡巧路村、册亨县岩架镇弄应村、普安县江西坡镇白石村,调查时间为 2013 年 11 月至 2014 年 8 月。

本文采用主成分分析法求解因子载荷矩阵,经过最大正交旋转,取特征值大于 1 的因子为公共因子。本文提取了“农户对本地公共服务的综合满意度”1 个公共因子,其方差贡献率为 56.402%,说明这个因子大致反映了不同农户对本地公共服务满意度的主要信息。最后得到 230 家农户对当地公共服务满意度的综合得分。

利用上文所得的综合因子代表农村公共服务的相对供给水平,进一步分析其与农村人均相对收入水平之间的关系。

运用排序选择模型估计变量  $Y$  和  $X$  的关系,构建如下基本模型:

$$Y = \beta_1 \times X + \mu$$

①因变量:2013 年的农民人均纯收入( $Y$ )。问卷调查时,将“农民人均年收入”选项划分为 5 千元以下、[5 千元,1 万元)、[1 万元,2 万元)、[2 万元,3 万元)、[3 万元,5 万元]、5 万元以上共 6 组,统计时对选项依次赋值为 1、2、3、4、5 和 6,得到 2013 年农民人均纯收入的相对水平。

②自变量:农户对当地公共服务满意度的综合得分( $X$ )。通过对“对当地农产品技术、信息、销售等方面政府公共服务的整体满意度( $X_1$ )”、“对村水电、道路、通信网络等基础设施的整体满意度( $X_2$ )”、“对当地义务教育的整体满意度( $X_3$ )”、“对当地文化娱乐设施的整体满意度( $X_4$ )”、“对当地医疗卫生状况的整体满意度( $X_5$ )”和“对本村村民社会保障水平的整体满意度( $X_6$ )”这 6 个指标进行因子分析,得到一个反映农民对当地公共服务供给满意度的综合得分。

回归检验发现,“农民对本地公共服务供给满意度的综合得分”对“农民人均收入”的影响为正,表明农民对本地公共服务供给的满意度对减少农民贫困具有正向作用,即农村公共服务具有一定的济贫效应。

农民人均相对收入水平和本地公共服务供给的相对满意度分别用  $Y$ 、 $X$  表示。各变量序列数据的统计量见表 10。本文计算均使用 EVIEWS6.1 软件。

表 10 变量描述统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准误差
Y	1.613 0	6.000 0	1.000 0	0.968 0
X	0.000 0	3.244 0	-1.347 5	1.000 0

(3)回归结果分析。做“农民人均相对收入水平和本地公共服务供给的相对满意度”之间的回归,回归结果如表 11 所示:

表 11  $\ln Y$  和  $\ln X$  的回归结果

变量名称	系数	Z 统计值	P(T 统计值)
$\ln X$	0.281 1	3.693 5	0.000 2
LR 统计值	13.725 6		
P(LR 统计值)	0.000 21		

由表 11 可知, $\ln Y$  和  $\ln X$  间的回归模型为:

$$Y = 0.281 1 \times X \\ (3.693 5)$$

$X$  系数的  $Z$  检验对应的  $P$  值显著,即  $X$  的系数显著性地异于零; $X$  的系数为  $0.281 1 > 0$ ,表示农民对本地公共服务供给的满意程度越高,农民的人均收入水平就越高,即农村公共服务对减少农民贫困具有正向作用,农村公共服务具有济贫效应。

因此,针对贵州省农村目前落后贫困的现状,政府应该把主要的人、财、物集中在农村公共服务的供给上,通过提高农村公共服务水平来解决贵州省农村贫困现状,促进贵州省经济社会的整体发展。

## 四、结论与建议

本文通过对 1978—2013 年全国的及 1978—2014 年贵州省的农村公共服务支出与贫困减少的数

据进行回归分析,均发现农村公共服务支出对减少农民贫困具有正向促进作用,即农村公共服务支出具有济贫效应。进一步,在对贵州省10个贫困村庄实地调查数据进行因子分析的基础上做回归分析,实证结果显示农民对本地公共服务供给的满意程度越高,其人均收入水平就越高,这从侧面体现了农村公共服务支出的济贫效应。而贵州省农村公共服务整体发展的滞后,既严重制约了贵州省农村经济的长远发展<sup>[12]</sup>,又在一定程度上影响着其济贫的成效,进而影响着精准扶贫政策的实施,也在一定程度上阻碍了全面建成小康社会目标的实现。因此,政府应在总体规划、农户满意度和基础设施建设中采取有效措施,深入推进农村公共服务供给侧改革,强化农村公共服务供给的济贫效应。

第一,在总体上进行统筹规划,加快推进农村贫困地区的基本公共服务建设,创设反贫困的环境条件。在贵州省农村贫困地区公共服务整体供给不足的情况下,各级政府应按照2016年中央一号文件对于农业供给侧改革的要求,搞好统筹规划,依据公共服务供给规律,有前有后地进行重点建设,充分发挥农村公共服务的济贫效应。如果有稳定的可持续的资金投入保障,建议先进行基础性公共服务建设,再进行基本公共服务体系建设,最后进行非基本公共服务体系建设,提高农村公共服务供给的效率和质量,有效推进农村公共服务供给侧改革。基础性公共服务建设,要契合农村小城镇建设规划和新村建设规划,要严格管理和监督,避免资源的浪费和低效使用。基本公共服务体系建设,要适应“2011计划”推进协同服务和“新土改”推进农业规模经营的新形势,并以现阶段严重短缺的同时又是农民生活质量提高和现代农业发展急需的公共服务为重点。非基本公共服务体系,要注重农民生活服务系统和生产服务系统的完善,在条件允许的情况下,支持青壮年从事农业等就业创业服务,提供面向农村重大现实问题的以农业技术为支撑的综合性服务,发挥新农村建设主体培育和高端农村公共服务在反贫困中的关键作用。

第二,在农户满意度上,应改变传统政府主导型公共服务方式,加强农民主体性建设,提高农户对农村公共服务支出的满意度,创设反贫困的内在条件。农村贫困地区的公共服务供给,应由前期以供给主导型向需求主导型进而向多元主体合作供给转变,强化农民在农村公共服务供给中的主体地位,提高其满意度,从而充分发挥农村公共服务的济贫效应。政府应在引领农村公共服务体系建设的方向的同时,强化协同和激励在农村公共服务供给中的作用,注重农民在农业生产发展中的主体性地位,以更好地与市场导向相协调,充分发挥市场在资源配置时的决定性作用。在农村公共服务的多元供给中,应充分利用政府政策支持、整合乡村社会资源来提供优质高效的公共服务<sup>[13]</sup>,要增进彼此信任基础上的相互交流与合作,通过推进农民组织化和集体行动等方式来提高农村公共服务效率,推进农村公共服务建设的可持续。

第三,在具体基础设施建设中,加强本地特色文化与配套措施建设,创设反贫困的保障条件。2016中央一号文件明确提出要“加强乡村生态环境和文化遗存保护,发展具有历史记忆、地域特点、民族风情的特色小镇,建设一村一品、一村一景、一村一韵的魅力村庄和宜游宜养的森林景区。”贵州省作为八个少数民族省区之一,有着丰富的民族特色文化,在注重社会经济发展的同时,应利用本省的民族特色,大力发展民族特色文化,尤其是在广大农村地区,可依据当地的特色条件,有规划地开发休闲山庄、特色民宿、民族特产、山地旅游等特色休闲旅游产品,从而在传承和发扬民族风情、民族文化的同时,利用其独特性带动当地公共服务的发展,增强该地区的比较优势,促进该地区自我能力的提升,实现反贫困的目标<sup>[14]</sup>。在政策保障方面,首先政府应确保在目前的省、市、县、乡、村五级管理制度中政策传达和执行的效率,其次地方政府在农村公共服务专项资金使用中应避免错位、越位和缺位现象的发生。在经费保障方面,贵州省的农村贫困地区多属于贫困县,地方财力有限,因此,政府尤其是中央政府要承担起更多的公共服务供给责任,加大专项经费等资源的投入力度,缩短贫困地区的公共服务资金原始积累时间,力所能及地保障贫困地区农村公共服务建设的经费,这在反贫困的初始阶段作用十分突出。在人力资源保障方面,政府要加大对农村义务教育和继续教育的投资力度。针对贵州省贫困地区实际,必须采取教育先行的方针,建议采取强有力措施,合理布局中小学,提高义务教育质量,降低中小辍学率。政府和社会要培育贫困地区农民的人力资本观念,提高他们的继续教育学历水平和职业培训水平,使村干部培训、新型农民培训等资助青年人从事农业的项目建设资源

向贫困地区倾斜。要鼓励农民利用网络、电视和公共论坛等各种社会交流平台,提高他们的个体学习和社会学习水平,培育他们的自我发展能力。

总之,农村公共服务支出的济贫效应决定了其在农村均衡发展中的巨大作用。贵州省农村公共服务的低水平供给,在根本上制约了其经济社会的可持续发展,影响了其一系列反贫困政策的实施效果。因此,贵州省政府应依据“十三五”规划“增加公共服务供给”、“推进贫困地区基本公共服务均等化”、“创新公共服务提供方式”等要求,加快推进农村公共服务供给侧结构性改革,整体提高农村公共服务供给水平和效率,充分发挥农村公共服务支出的济贫效应,为贫困农民脱贫提供保障性支持。

### 参 考 文 献

- [1] 曾小溪,曾福生.基本公共服务减贫作用机理研究[J].贵州社会科学,2012(12):91-94.
- [2] 贾康.公共服务的均等化应积极推进,但不能急于求成[J].审计与理财,2007(8):5-6.
- [3] 朱玲.西藏农牧区基层公共服务供给与减少贫困[J].管理世界,2004(4):41-52.
- [4] 曾福生,曾小溪.基本公共服务减贫实证研究——以湖南省为例[J].农业技术经济,2013(8):4-11.
- [5] 郭劲光,高静美.我国基础设施建设投资的减贫效果研究:1987—2006[J].农业经济问题,2009(9):63-72.
- [6] 刘晓昀,辛贤,毛学峰.贫困地区农村基础设施投资对农户收入和支出的影响[J].中国农村观察,2003(1):31-37.
- [7] 李伟.教育与健康水平对农户劳动生产率的影响:对中国农村贫困地区的一项研究[J].市场与人口分析,2001(9):45-53.
- [8] 郭熙保.论贫困概念的内涵[J].山东社会科学,2005(12):49-54.
- [9] 程名望, JIN Y H, 盖庆恩,等.农村减贫:应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J].经济研究,2014(11):130-144.
- [10] 张车伟.营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据[J].经济研究,2003(1):3-13.
- [11] 魏众,古斯塔夫森.中国居民医疗支出不公平性分析[J].经济研究,2005(12):26-34.
- [12] 张姗姗,吴春梅.反贫困视角下贵州省农村公共服务研究[J].农业经济,2014(7):53-56.
- [13] 张超,吴春梅.合作社提供公共服务:一个公共经济学的解释[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(4):63-69.
- [14] 张姗姗,邱靖.贵州省农村公共服务发展对反贫困的作用研究[J].兴义民族师范学院学报,2014(3):1-3.

(责任编辑:刘少雷)