

基层财政支出配置模式有利于农户脱贫吗

——来自中国农村家庭追踪调查的证据*

崔景华 李万甫 谢远涛

内容提要:基层财政支出配置模式是影响低收入人群福利水平和贫困发生概率的重要因素。本文在构建财政支出结构效应理论分析框架的基础上,利用面板 Logistic 模型和工具变量法检验村财政各项支出项目对农村家庭贫困的作用机理及动态效应。全样本的实证检验结果显示:村财政人均教育投资对农户的扶贫效应最大,其次是农业水利生产投资,而村财政对村民的转移支付和行政费用支出的减贫效应较弱,其中直接拨付给村民的支出助长贫困的作用会随着时间的推移不降反升。此外,村财政各项支出对农户贫困发生概率的影响程度在不同年份具有显著差异,且随着家庭中户主受教育年限、性别、年龄结构的不同而呈现出异质性。有鉴于此,在制定扶贫支出政策过程中应注重各类家庭的个性特征,实施精确识别、精确帮扶、精确管理的治贫方式。同时,适度增加基层财政的教育支出、农业水利生产投资等生产性支出的比重及规模,杜绝简单粗放、大水漫灌似的单一直接补贴或非生产性支出模式,提高贫困农户的“造血”能力,切实缓解农村贫困问题。

关键词:农村家庭 贫困发生率 村财政支出 生产投资 教育投资

作者简介:崔景华,对外经济贸易大学公共管理学院副教授、博士,100029;

李万甫,国家税务总局税收科学研究所,教授、博士,100038;

谢远涛,对外经济贸易大学保险学院副院长、教授、博士,100029。

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)02-0021-15

一、引言

缓解和消除农村贫困是改革开放以来中国政府的长期奋斗目标。经过多年的扶贫攻坚,中国成了第一个提前实现联合国千年发展减贫目标^①的发展中国家,减贫政策取得了举世瞩目的成就。

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“税收对居民收入流动性的动态作用机理及福利效应研究”(71403050);教育部人文社会科学研究规划基金项目“税收对居民收入的福利效应及调节机制研究”(13YJA790008);北京市哲学社会科学青年基金项目“北京实施居民收入倍增的税收福利效应及政策机制研究”(13JGC064)。感谢匿名评审专家和编辑老师提供的修改建议,当然文责自负。

① 联合国千年发展目标是联合国全体成员一致通过的一项旨在将全球贫困水平在2015年之前降低一半(以1990年的水平为标准)的行动计划,2000年9月联合国首脑会议上由189个国家签署《联合国千年宣言》,正式做出此项承诺。

1990—2011年,中国的贫困人口比之前减少了一半。随后的2011—2016年,农村贫困人口由12238万人减少至4335万人;贫困发生率年均下降1.4个百分点。世界银行的数据显示,1981—2013年中国缩减了8.5亿贫困人口,占全球减贫总人口规模的69.3%。中国政府将人民从贫困中以前所未有的速度脱离出来的同时为全球减贫事业做出了重要贡献(海伦·克拉克,2011)。然而,近十多年来,尽管人均GDP保持了高速增长,但减贫速度却在下降,在有些年份中国贫困人口甚至有所回升(Ravallion和Chen,2004)。阿玛蒂亚·森等学者的研究也表明,中国政府在消除贫困人口方面虽然成效显著,但与改革开放初期相比其作用相对减弱。这一结果再一次验证了多数国家经济发展过程中的普遍规律,即市场机制和经济增长并不必然惠及所有人。富人可能会比穷人获得更多的社会资源和发展机会,导致“富人更富、穷人更穷”。人们开始思考中国的市场化改革为何没有让所有社会成员分享到经济增长的成果?如何才能使政府更加精准地关注贫困及民生问题?何种机制才能有效提升居民福祉?

在某种程度上而言,制度代表分配利益的规则,决定分配的公正性。制度有时甚至可以抵消生产要素及资源禀赋带来的收入分配不公。在诸多与分配相关的制度中,公共支出是公共部门致力于减少贫困的重要政策工具(Moreno和Wodon,2008),其规模及结构的合理性直接影响贫困人口在经济增长过程中的相对收益。在中国,制度安排和公共政策方面存在的问题是导致近年来贫困人口处境相对恶化及减贫效应不显著的主要原因。1994年分税制改革以后,中国政府构建了相对稳定的财政分权制度框架。财政分权有利于地方政府实施更加贴近民众的政策,从而减少贫困发生概率(Treisman,1965;Jutting等,2004;Faguet,2004)。但是,财政分权并不能完全避免社会精英或高收入阶层通过政治影响力和“政治献金”方式获取更多公共服务,使地方财政支出结构倾向于富人而不是穷人,导致贫困问题更加严峻(Bardhan和Mookherjee,2005)。公共支出的倾向性分配是造成贫富差距拉大、贫困问题长期无法得到有效解决的重要根源,而这种倾向性分配既体现在某一类公共支出项目(例如政府救助或转移支付),也体现在有限的政府支出在不同项目中的分配方式。对于农村地区民众而言,所辖区域内科学、合理的公共支出结构和配置模式对于有效改善当地贫困问题具有重要意义。一些研究通过中国省际宏观数据(林伯强,2005;Fan等,2005;张克中等,2010;王娟、张克中,2012)和时间序列数据(吕炜、刘畅,2008)从宏观层面检验公共支出结构与贫困之间的内在关系。结果表明,地区间不同类型的公共支出有着截然不同的减贫效果。

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)的成人、家庭和村居三个层面的数据,从微观角度探讨村财政^①的支出类型、各类支出项目及支出结构对当地农村居民收入和贫困发生概率的影响程度。本文的贡献主要有:首先,本文利用村财政支出和农户的微观数据探讨基层财政支出配置模式对微观主体贫困的作用机理,拓展了财政支出结构与贫困二者关系的研究范式。其次,深入剖析了不同公共投资类型和支出配置模式对农村家庭贫困的作用机理及其动态效应,比较分析了不同年份财政支出对农户贫困发生概率的影响程度。最后,本文的研究对于贫困治理模式和公共支出理论体系进行了有益补充,为基层公共支出决策的创新与改革提供了新的治理思路。

^① CFPS问卷调查中使用了“村财政”这一术语。村财政是指村的会计记录到账本上的村财务往来,主要衡量村级层面的财务往来。虽然我国的行政区划划分中没有设置村级政府,但是考虑到问卷调查中的变量设定和这一变量的公共性,本文使用了村财政这一概念。

二、文献回顾及理论机理分析

(一)文献回顾

公共支出的减贫效应在不同支出项目之间存在较大差异。Davis(2005)发现,在诸多政府公共支出类型中,农业补贴是显著降低农村贫困的支出项目。Gomanee 和 Morrissey(2002)经过分析也得出类似结论,认为交通部门投资的减贫效应比较明显。Gachassin 等(2010)则研究了修建道路对当地居民的就业和贫困的影响,认为修建道路能够提升非农就业机会,而非农就业机会的增加有利于减少贫困。上述研究虽然比较分析了农村地区不同类型财政支出的减贫效应,但是没有深入探讨农村本级财政支出项目及分配结构对减少贫困的边际效应。Ravallion 和 Chen(2007)的发现则在一定层面上弥补了这些不足。他们认为各级政府的财政支出均有减贫的良好效应,但是地方政府财政支出的减贫效应远大于中央政府,表明不同层级的政府公共支出减贫效应是不尽相同的。Carlos(2015)以墨西哥为例,探讨了扶贫资金投入到基础设施领域后对当地贫困人口的收入及消费的影响。与此同时,有些研究也证实并非所有的政府支出或投资都对减少贫困有帮助。例如,加纳的教育和健康方面的财政分权实践中,虽然地方政府对二者的基础设施投入有所增加,但对当地减少贫困的影响微乎其微(Crawford,2008)。Jung 等(2015)以贫困发生率较高的美国南部各州为研究对象进行实证分析,结果表明,政府教育支出可以有效降低贫困及周边地区的贫困发生概率,但社会福利支出的增加没有呈现出相同的效应。这些研究利用实证分析方法检验公共支出项目的减贫效应,但是未能深入诠释其背后的制度机理。

近年来国内学者也开始关注财政支出和贫困之间的内在联系。Fan 等(2005,2007)是较早研究这一问题的国内学者之一。他分析了公共支出结构对经济增长和减贫作用的强度,并对各类公共支出减贫效应做了排序,认为农业技术研究及推广投入。农村道路投资对降低贫困影响最大,而农村医疗卫生支出的减贫效应微弱。但是 Fan 等(2005,2007)并未将研究重点放在基层财政支出层面上。林伯强(2005)则填补了这一不足,他发现农村基础设施等方面的生产增进型公共投资促进了农村经济增长,减少了地区不平等和贫困。与此相反,弱化社会性公共支出安排则导致农村减贫效应递减或无法达到预期效果(吕炜、刘畅,2008)。张克中等(2010)从公共支出效率和支出结构两个维度解释了财政分权与减贫之间的逻辑关系,并利用我国省际数据进行回归分析,认为多数省份加强财政分权程度有利于降低贫困发生比率。王娟、张克中(2012)利用分税制改革后十年的省级面板数据进行了类似的研究,发现社会救济支出、基本建设支出和农业性公共支出的减贫效应较为显著。这些实证分析工作没有从微观层面剖析基层财政分项支出对农户和农民的减贫效应。陈新、沈扬扬(2014)的研究在分析财政支出的微观减贫效应方面做了重要探索。他们以天津地区农户为调查对象,研究了政府补贴对务农农户、务工农户、非农经营户等的减贫效应差异性,得出补贴对务农农户的减贫效果最为明显的结论。这一研究虽然开启了微观减贫效应研究的新思路,但分析的重点为不同农户性质下的财政补贴的减贫效果,没有深入探讨财政支出不同项目及配置模式对农村贫困的影响。此外,帅传敏等(2016)将研究视角拓展到国际性的扶贫项目效应评估方面,但是也未能进一步探索我国基层财政支出项目在降低贫困方面的作用机理。

综上所述,已有的研究为分析财政支出的减贫效应奠定了重要基础,但是没有深入剖析公共支出对贫困农户微观层面的影响,且较少涉及基层财政支出的各类项目之间或不同配置方式之间减贫效应的比较分析。本文将利用家庭追踪面板数据探索农村基层财政支出配置模式的减贫作

用机理,从而拓宽和延伸这一领域的研究视角。

(二)理论机理分析——公共支出对贫困的结构效应

Barro(1990)、Easterly 和 Rebelo(1993)及 Devarajan(1996)认为公共支出是影响产出、经济增长率的重要因素。本文借鉴 Barro(1990)、尹恒等(2005)的研究模式,在内生经济增长分析框架下引入公共支出,分析公共支出的不同配置方式对产出、劳动收益率及贫困的影响。具体而言,政府的生产性支出(g_1)主要用于改善实体经济运行中的生产效率(直接生产性支出包括农村生产水利建设支出、乡镇企业建设支出等,间接生产性支出包括教育、卫生等提升人力资本相关的支出),因此可将生产性支出纳入生产函数体系中考察。^① 生产性公共支出和非生产性公共支出(例如政府办公人员劳务费、开办费等各类行政费用)合计为总的政府支出,即 $G = g_1 + g_2$ 。政府生产性支出纳入系统以后的生产函数表达式如下:

$$y = Ak^\alpha g_1^{1-\alpha} l^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, A 表示技术参数, k 和 l 分别表示资本存量和劳动力存量, α 是替代弹性, $0 < \alpha < 1$ 。生产函数表达式中纳入了政府支出项 g_1 ,因此,体现了政府支出的生产性功能。

假定政府公共支出全部来源于资本收入税(税率为 t),这里的资本除了物质资本以外还包括人力资本及专利技术,表示对所有可积累的资源都征税,^②对没有经过人力资本投资的原始劳动力不征收收入税。当公共收入和公共支出预算平衡时, $G = T = t \cdot k$ 。

若政府的生产性公共支出占到政府总支出的比重为 ρ ($0 < \rho < 1$),生产性公共支出表达式为 $g_1 = \rho \cdot G = \rho \cdot t \cdot k$;非生产性政府公共支出为 $g_2 = (1 - \rho) \cdot G = (1 - \rho) \cdot t \cdot k$ 。基于上述分析,重新调整生产函数公式如下:

$$y = Ak^\alpha (\rho tk)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} = Ak(\rho t)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} \quad (2)$$

如果资本和劳动力的要素市场处于充分竞争的状态,劳动力的边际生产率就可以决定劳动收益率或工资率。与此同时,经济系统中的劳动力总量保持不变,是一个固定值,可以将劳动力存量标准化为1,则劳动收益率表达式转变为:

$$w = \frac{\partial y}{\partial l} = (1 - \alpha) Ak(\rho t)^{1-\alpha} \quad (3)$$

为了探讨生产性政府公共支出和非生产性政府公共支出的配置方式或公共支出结构对劳动收益率(或工资率)的作用效应,利用 $\frac{g_1}{k} = \rho \cdot t$ 来代入劳动收益率方程(3),得出:

$$w = (1 - \alpha) Ak \left(\frac{g_1}{k} \right)^{1-\alpha} = (1 - \alpha) Ak^\alpha g_1^{1-\alpha} \quad (4)$$

新的劳动收益率方程(4)中对 g_1 求导数得到如下关系式:

$$\frac{dw}{dg_1} = (1 - \alpha)^2 Ak^\alpha g_1^{-\alpha} \quad (5)$$

① 生产性或非生产性支出的边界的界定是十分复杂的问题,直接影响到各支出项目对贫困的作用方向。

② 对于资本的定义本文借鉴 Alesina 和 Rodrik(1994)的研究中的定义采用了广义的界定方式。

进一步地,为了获取非生产性公共支出对劳动收益率的边际效应,利用 $g_1 = tk - g_2$ 代入公式(4)后对 g_2 求导后得到如下关系式:

$$\frac{dw}{dg_2} = - (1 - \alpha)^2 Ak^\alpha (tk - g_2)^{-\alpha} \quad (6)$$

通过公式(5)可知,劳动收益率是政府生产性公共支出 g_1 的增函数,这表明生产性支出对工资率的影响是正向的,即适当增加生产性公共支出有利于提高劳动收益率。公式(6)则表明劳动收益率是非生产性公共支出的减函数,增加非生产性公共支出(例如政府办公人员支出或行政管理支出)则降低劳动收益率。当个人或家庭人均劳动收益低于某一时期维持基本生存所必需的消费物品和服务的最低费用标准即贫困线时被认定为贫困。

$$poverty_{it} = \begin{cases} 1, w_{it} \leq pl_t \\ 0, w_{it} > pl_t \end{cases} \quad (7)$$

公式(7)中, $poverty_{it}$ 为第 t 时期第 i 个人或家庭的贫困状况, w_{it} 为劳动收益率, pl_t 为第 t 期的贫困线。当劳动收益率 w_{it} 小于或等于贫困线 pl_t 时, $poverty_{it}$ 为 1,表示贫困。可见,生产性和非生产性公共支出通过劳动收益率影响个人和家庭的贫困程度。这一分析框架也可以拓展到政府多种类型的公共支出减贫效应的研究中。

三、实证模型、估计方法与变量说明

(一)实证模型与估计方法

诸多研究家庭贫困的实证检验模型中,家庭背景、人口结构特征、家庭成员人力资本状况等变量被认为是最为重要的影响因素(章奇等,2007)。基于此,本文的实证模型具体设定如下:

$$\begin{cases} \log\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = c_{it} + \sum_k G_{ik}\alpha_k + \sum_j X_{ij}\beta_j + \sum_l Z_{il}\delta_l + \varepsilon_{it} + v_{it} \\ \pi = \text{Prob}(poverty_{it} = 1) \end{cases} \quad (8)$$

$Poverty_{it}$ 表示贫困的状态, i 表示家庭编号, t 表示时间。 G_{ik} 、 X_{ij} 、 Z_{il} 分别表示 k 种财政支出 j 种村庄特征变量、 l 种家庭及户主特征变量。 ε_{it} 代表地区因素, c_{it} 和 v_{it} 分别代表常数项和扰动项。

本文采用面板二值选择随机效应 Logit 模型进行估计。为了尽量得到无偏有效估计,在估计方法的选择方面对内生性问题进行了较为严格的处理。本文将影响村财政的经济因素、政治因素、社会因素作为工具变量对发放给村民支出这一变量进行第一阶段回归,在此基础上将第一阶段回归中的因变量估计值作为原变量的代理变量放入第二个模型中进行检验。每一步建模使用了广义线性模块(GENMOD, Logistic 模型也是广义线性模块的特例)。对于第一阶段回归,考虑到具有内生性的变量是非负变量,利用传统意义上的正态分布建模不太合理。因此,本文使用了 Gamma 回归模型,从而提高拟合优度。对于第二阶段的回归,使用了二项分布函数,其中连接函数选择 Logistic 连接函数,对应的是 Logistic 回归模型。

值得说明的是,在第一阶段回归中选择工具变量时,本文结合 Adolf Wagner 的“政府活动扩张法则”、Peacock 和 Wiseman“梯度渐进增长论”、Musgrave 的“经济发展阶段增长理论(蒋红,2016)”等经典的财政支出规模扩张理论,选取“村常住人口、村行政区划面积、村地界内公共及基础服务设施数

量、村委会中的正式和非正式工作人员数量”作为直接发放给村民支出的工具变量。^①其中,常住人口代表村的规模及社会因素。村地界内公共及基础服务设施数量则包括小学、医院、养老院、体育锻炼场所及其他生活设施配套数量。村委会中正式和非正式工作人员数量表明村委会的管理成本。村行政区划面积、村非农业总产值比重也是影响财政支出规模的重要因素。在工具变量估计基础上,本文进一步检验财政支出减贫效应。因此,本质上而言,本文使用了两阶段最小二乘估计方法(2SLS)。

(二)数据与变量说明

1. 数据说明

本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)进行实证分析。CFPS是中国第一个全国性综合跟踪调查数据,2010年正式开展基线调查,此后2012年和2014年继续进行追踪面访调查,包含村居、家庭、个人三层次的跟踪数据。家庭和个人层面从2010年起每隔两年已进行完整的3次调查,但村居数据以4年为间隔进行调查,故仅有2010年和2014年的调查数据。本文考察农村财政支出配置模式的减贫效应,村财政支出相关数据只能从村居问卷中获取,因此,成人和家庭问卷也仅使用2010年和2014年两个调查年份的数据。同时,为了确保各年份中包含相同的家庭样本,对数据进行筛选和整理后,保留了8344个农村家庭的平衡面板数据。另外,家庭人均纯收入、村财政各项支出等以货币表示的变量均调整为以2010年为基期的可比指标。从本文样本数据的覆盖面而言,包含了全国绝大部分省份,且搜集了大多数调查中所忽略的城中村数据。因此,本文的实证检验具有较强的普适性。

2. 变量说明

本文的被解释变量为农户的贫困状态。贫困是具有相对性和动态性的概念。按照衡量贫困的不同维度,一般会选择人均收入水平或人均支出水平的某一标准(收入或支出是否达到最低的生存标准,通常为贫困线)、某一群体中收入的中位数的一定比例来确定个体是否处于贫困状况。这些指标没有考虑个体的贫困状态随着时间变动的情形,因此统称为静态贫困,其中又将收入或支出是否达到贫困线称为静态绝对贫困,而收入或支出是否达到某一群体中位数的一定比例则称为静态相对贫困。2010年的绝对贫困线以当年农村家庭人均纯收入小于1196元(因CFPS 2010年采集的数据为2009年的指标,故用2009年的贫困线来衡量绝对贫困)则取值为1,否则为0。2014年的绝对贫困线以当年农村家庭人均纯收入小于2736元(2013年的贫困线标准)则取值为1,否则为0。^②对于相对贫困,本文以村庄为单位计算各年家庭人均纯收入中位数的25%作为衡量标准。如果某一农户家庭人均纯收入少于所在村庄家庭人均纯收入中位数的25%,则属于相对贫困,取值为1,否则为0。本文将相对贫困作为绝对贫困的代理变量用于稳健性检验。

有关解释变量的选择方面,考虑到影响农村家庭贫困状态的因素较多,本文大致从三个维度来选取解释变量。

第一类是村财政人均支出变量。财政支出项目具体包括行政费用支出、转移支付(发放给村民的补贴)、公共服务支出(道路、水、电、煤气、上下水等)、教育投资(学校等)支出、生产投资支出(农业水利等)五类。本文首先对各项财政支出指标除以村庄常住人口来获得人均财政支出变量,在此基础上除以1000后放入模型中进行检验,确保回归系数更加容易解读。值得一提的是,各类财政支出的

^① 本文主要针对村财政中人均发放给村民支出进行工具变量估计。村公共财务中行政费用支出、教育支出、生产投资等支出项目对农户贫困的外生性较强,因此直接放入第二阶段回归中进行检验。

^② 按照我国官方的统计数据,2009年我国的贫困线为1196元,2011年和2013年分别为2300元(此数值是以2010年不变价计算的)和2736元(相当于2010年的2300元)。

描述性统计显示大部分村财政支出主要依靠上级政府补贴、财政返还和其他转移支付,有的村甚至达到了所有财政支出来源都依赖上级财政拨付的资金的地步。因此,财政支出变量的外生性较强。

第二个类是反映农村地区经济发展和自然特征变量。本文以村委会所在地距最近集镇距离、从事农业的劳动力占劳动力总数比重、人均耕地面积(全村的耕地面积除以全村户籍人口数量)的比重来代表村庄的自然特征(林伯强,2005;王娟、张克中,2012)。其中,村委会所在地距离最近集镇的可以表明农村家庭能够获得公共服务的机会的多寡(Gachassin 等,2010)。本文对村委会所在地距最近集镇距离取对数后放入实证模型中,衡量距离变动百分比对贫困的影响。

第三类是家庭和户主特征变量,包括家庭劳动力^①数量、户主受教育年限、年龄、是否在婚、是否为党员。劳动力数量代表家庭的生产能力和带来更大的获取收入的机会。教育普及程度可以提高农村居民的总收入水平并减少贫困率(邓曲恒,2009),但贫困家庭的教育开销普遍较低,若以家庭成员的平均教育年限作为解释变量,可能会产生内生性问题。为了解决这一问题,本文用户主的受教育年限来代替家庭成员平均受教育程度来检验对贫困发生概率的影响。最后,在模型中加入四个家庭居住地区变量(东、中、西、东北)来控制地区差异对贫困的作用。各变量的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变 量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
绝对贫困	15604	0.1494489	0.3565418	0	1
相对贫困	15604	0.1128557	0.3164264	0	1
家庭人均纯收入	15604	9060.668	18368.76	0.25	1340613
人均行政费用支出	13439	1992.759	11980.95	0	148491.3
人均发放给村民支出	13741	253.0707	2952.348	0	64373.27
人均教育投资支出	13817	344.7428	3462.929	0	66089.23
人均农业生产水利支出	13759	498.8697	6118.447	0	125555
村委会离集镇距离	16228	2546.487	6440.357	0	130000
村农业劳动力人口比重	15904	47.71778	25.30145	0	100
村人均耕地面积	15060	2.072842	10.52939	0.0018519	212.5
家庭劳动力数量	16518	1.989224	1.399368	0	9
家庭成员平均受教育年限	13276	6.992304	3.711267	0	22
户主受教育年限	15268	6.138656	4.51519	0	22
户主年龄	15675	51.08274	12.80365	16	92
是否在婚	15675	0.8805742	0.3242993	0	1
是否党员	15564	0.0916859	0.2885914	0	1
性别	15675	0.6566507	0.474842	0	1

四、实证检验及结果分析

(一)基础回归

表 2 汇报了实证模型的估计结果。方程(1)和方程(2)是针对样本总体进行的面板二值 logit

① 本文中的家庭劳动力界定为男性家庭成员满 16 岁和小于 60 岁的成员、女性家庭成员满 16 岁和小于 55 岁的成员。

回归模型,其中方程(2)中控制了农户居住地区因素。方程(3)和(4)是按照户主性别进行分组回归的结果。

1. 考察财政支出各类变量的实证检验结果。在控制了其他变量的情况下,全样本回归中人均行政费用支出的系数显著为正,三类分样本回归也呈现出相同的特征。这表明增加行政费用支出将提高贫困发生概率。出现这种回归结果的原因可能是行政费用是支撑村委会正常运转和支付干部工资的主要经费来源,对于农村家庭摆脱贫困或降低陷入贫困的作用甚小。几乎所有的回归结果都显示,直接发放给村民的支出对减少贫困的作用较弱(系数不显著)。这可能是因为直接补贴具有较大的“养懒汉”效应,没有真正激励农户的劳动积极性,导致贫困率不降反升。与此相反,村财政的教育投资支出和农业水利生产投资支出的系数为负,表明这两项支出具有一定的减贫效应。在同等投资规模下,教育投资支出对降低贫困的作用大于农业水利生产投资支出。可见,财政支出不同项目之间的减贫效应差距较大,“能力式扶贫”或“开发式扶贫”的财政支出模式有利于农户获取更多的劳动和就业机会并减少贫困。

2. 按照户主的性别进行的回归结果显示,与女性户主家庭相比,行政费用支出显著提高了男性户主家庭的贫困发生概率。教育投资支出的减贫效应在男性户主家庭更加显著。发放给村民支出对于男性户主家庭而言系数为负,而对女性户主家庭来说系数则相反,表明户主性别不同会导致人均发放给村民支出的减贫效应存在差异,但是这一回归结果没有通过显著性检验。另外,不论是男性还是女性户主家庭,农业生产支出的系数也为负,但是仍然未通过显著性检验。分组回归中有些核心解释变量未通过显著性检验,可能是原始问卷的抽样配额问题所导致,即对于未缺失数据,部分组别样本量太少,造成回归估计不显著。

3. 控制变量中,代表村庄特征的村委会离集镇的距离这一变量在全样本的回归结果显示为非线性特征,表明随着村委会离集镇的距离的增加,贫困发生的概率逐步减少,但超过一定临界值(约65千米)后,随着距离的扩大该村居民贫困发生的概率将逐步提高。村庄中从事农业劳动力比重和人均耕地面积的系数为正,说明农业劳动力人口的比重高且人均耕地面积大的村庄发生贫困的概率就越高。家庭和户主特征变量的回归结果显示,家庭劳动力数量越多且户主接受教育的年限越高,将越有利于降低贫困发生概率。值得一提的是,与男性户主家庭相比,女性户主受教育年限越高,其家庭发生贫困的概率越低。另外,户主的年龄约在30到33岁时,家庭发生贫困的概率最低,小于或大于这一年龄阶段贫困发生的概率就会显著上升。可见,过于“年轻”或“老龄”化的家庭由于劳动力结构、受教育程度等方面的因素,导致其贫困发生几率较高。户主为党员且婚姻状态为在婚的家庭,贫困发生的概率也会较低,但是这两个变量的系数没有通过显著性检验,表明对家庭贫困影响不大。

需要说明的是,为了防止出现弱工具变量效应,进行了工具变量的相关性检验。检验结果表明,所有方程的工具变量在第一阶段回归中联合显著,F统计量的伴随概率都小于0.0001。

(二) 分组回归

为了进一步验证不同教育层次和年龄结构家庭的财政支出减贫效应的异质性,本文按照户主的受教育程度、家庭成员平均年龄划分样本后进行分类回归。户主的受教育程度以是否接受过完整的小学教育为界分为小学及小学以下(0~6年)、初中及以上(7年及以上)两组,家庭成年人平均年龄结构则以45岁为界分为16岁至45岁和45岁以上两组。

分组回归结果显示(见表3),人均行政费用支出越大,对于户主受教育程度为小学及以下、平均年龄超过45岁的家庭而言,贫困发生的概率显著高于其他特征的农户家庭。人均发放给村民

表 2 村财政支出各类项目对绝对贫困的面板 Logit 回归

解释变量	全样本(1)	全样本(2)	男性户主(3)	女性户主(4)
人均行政费用支出	0.008** (2.56)	0.006* (1.85)	0.009** (2.28)	0.007 (1.26)
人均发放给村民支出	-0.003 (-0.30)	-0.002 (-0.22)	-0.010 (-0.28)	0.004 (0.41)
人均教育投资	-0.040** (-2.00)	-0.034* (-1.76)	-0.047* (-1.78)	-0.024 (-0.90)
人均农业生产水利支出	-0.003 (-0.58)	0.001 (0.24)	-0.000 (-0.06)	-0.035 (-0.98)
村委会离集镇距离	-0.028*** (-2.86)	-0.039*** (-3.81)	-0.030** (-2.55)	-0.026 (-1.33)
村委会离集镇距离平方	0.000** (2.11)	0.000*** (3.03)	0.000** (2.00)	0.000 (0.65)
村农业劳动力人口比重	0.003** (2.20)	0.002* (1.79)	0.004*** (2.79)	-0.000 (-0.14)
村人均耕地面积	0.005** (2.46)	0.004** (2.37)	0.003 (0.99)	0.005** (2.23)
家庭劳动力数量	-0.065** (-2.40)	-0.084*** (-3.09)	-0.026 (-0.78)	-0.137*** (-2.90)
户主受教育年限	-0.063*** (-8.63)	-0.054*** (-7.26)	-0.057*** (-6.33)	-0.073*** (-5.74)
户主年龄	-0.065*** (-4.26)	-0.060*** (-3.91)	-0.066*** (-3.40)	-0.070*** (-2.75)
户主年龄平方	0.001*** (4.63)	0.001*** (4.42)	0.001*** (3.62)	0.001*** (3.12)
是否在婚	-0.042 (-0.44)	-0.029 (-0.31)	-0.156 (-1.27)	0.198 (1.26)
是否党员	-0.129 (-1.09)	-0.167 (-1.40)	-0.088 (-0.70)	-0.584 (-1.40)
常数项	0.059 (0.15)	-0.425 (-1.03)	0.036 (0.07)	0.157 (0.24)
地区效应	不控制	控制	控制	控制
N	10613	10613	5658	4955

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

的支出的减贫效应均较弱,但是如果户主受教育程度仅为小学及以下程度的话,增加这一支出有利于这些家庭减少贫困发生概率。另外,不论户主受教育年限或家庭劳动力结构如何,人均教育投资支出和人均农业生产水利支出的系数几乎全部为负,但是与其他支出类型相比,没有通过显著性检验。^① 这表明分组回归中教育投资支出和农业生产性支出的减贫效应较弱。

① 未通过显著性检验可能是原始问卷的抽样配额问题所导致,即对于未缺失数据,部分组别样本量太少,造成回归估计不显著。

表 3 户主受教育程度、年龄的异质性检验

解释变量	小学及以下(1)	初中及以上(2)	16岁~45岁(3)	45岁以上(4)
人均行政费用支出	0.008** (1.99)	0.001 (0.26)	0.007 (1.41)	0.009** (2.21)
人均发放给村民支出	-0.009* (-1.68)	0.004 (0.25)	0.062 (1.07)	-0.009 (-0.72)
人均教育投资	-0.037 (-1.29)	-0.030 (-1.09)	-1.361 (-1.03)	-0.016 (-0.91)
人均农业生产水利支出	-0.002 (-0.39)	0.008 (1.13)	-0.000 (-0.02)	-0.005 (-0.79)
村委会离集镇距离	-0.028*** (-2.86)	-0.039*** (-3.81)	-0.030** (-2.55)	-0.026 (-1.33)
村委会离集镇距离平方	0.000** (2.11)	0.000*** (3.03)	0.000** (2.00)	0.000 (0.65)
村农业劳动力人口比重	0.003** (2.20)	0.002* (1.79)	0.004*** (2.79)	-0.000 (-0.14)
村人均耕地面积	0.005** (2.46)	0.004** (2.37)	0.003 (0.99)	0.005** (2.23)
常数项	0.482 (0.92)	-2.109*** (-2.60)	-1.604** (-2.26)	0.608 (1.18)
家庭和户主特征因素	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
N	5658	4955	4907	5706

注:(1)***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。(2)家庭和户主特征变量包括家庭劳动力规模、户主受教育年限、年龄、是否在婚、是否党员等。(3)受到篇幅限制,代表家庭和户主特征变量的回归结果没有放入表格中,若对此感兴趣,请向作者索取。下表同。

(三)财政支出动态减贫效应的进一步检验

虽然基础回归提供了村财政各类支出的不同减贫效应,但只能反映在全部样本期间的平均效应,即在财政支出的各期均值条件下回归结果才有明确的政策含义,而贫困以及财政支出的减贫效应会随时间的推移发生变化。为此,本文利用CFPS面板数据性质,构建变系数模型,进一步剖析财政支出的减贫作用机制和政策的动态效应。利用变系数模型进行动态政策分析相当于年度虚拟变量乘以各类财政支出。在具体模型设计中,本文把人均行政费用支出等四类核心解释变量设定为变系数模型,使得同一变量在不同年份的系数具有可比的基础,即以年度作为固定效应进行模型构建,此时年度之间的系数可以相对于基准水平进行比较分析(是否与0有显著差异)。值得注意的是,变系数模型中不同年度系数的正负符号只是表示相对多少,不代表绝对正负。表4是变系数模型回归结果。

通过表4回归结果表明,就人均行政费用支出而言,2010年系数不显著(这意味着变量的影响系数与0没有显著差异),但2014年的系数与0有显著性差异,故2014年的人均行政费用支出系数要显著大于2010年的系数,相对差值为0.005。可见,与2010年相比,2014年增加人均行政费

用支出将导致贫困发生概率上升。其次,就发放给村民的人均财政支出而言,2010年的减贫效应非常显著,相反,2014年系数则不显著。这表明2010年的减贫效应要大于2014年,即一定时期内重复实施直接性补贴政策,其减贫效应与之前年份相比将大打折扣。与此类似,2010年人均教育投资支出的减贫效应显著大于2014年。人均农业生产水利支出的减贫效应在2010年和2014年没有太大差异。上述回归结果进一步表明各项财政支出在不同时间节点上减少贫困的作用存在较强的纵向动态异质性。

表4 财政支出动态减贫效应的进一步检验

解释变量	年份	全样本	全样本	全样本
		(1)	(2)	(3)
人均行政费用支出	2010	-0.001 (-0.24)	0.001 (0.14)	
	2014	0.005** (2.07)	0.007*** (3.17)	
人均发放给村民支出	2010	-0.721*** (-5.43)	-0.635*** (-5.08)	
	2014	0.006 (1.49)	0.006 (1.39)	
人均教育投资	2010	-0.035* (-1.84)		-0.022 (-1.51)
	2014	-0.105 (-0.70)		-0.014 (-0.10)
人均农业生产水利支出	2010	-0.027 (-1.23)	-0.035 (-1.60)	
	2014	0.002 (0.45)		0.008** (2.20)
村委会离集镇距离		-0.001 (-0.08)	0.005 (0.44)	-0.038*** (-4.31)
村委会离集镇距离平方		-0.000 (-0.22)	-0.000 (-0.71)	0.000*** (3.29)
村农业劳动力人口比重		0.002 (1.45)	0.003** (2.58)	0.004*** (3.12)
村人均耕地面积		0.005** (2.48)	0.005** (2.55)	0.005** (2.51)
常数项		-0.566 (-1.40)	-0.127 (-0.33)	-0.592 (-1.57)
家庭和户主特征因素		控制	控制	控制
地区效应		控制	控制	控制
N		10613	10613	10613

五、稳健性检验

为了确保基准回归结果的稳健性,本文通过改变贫困测量方法以及财政支出相对量来进行财政支出减贫作用机理的稳健性检验。

(一)调整贫困测量标准

测量贫困的方法较为多样,除了依据绝对收入水平的贫困界定方式以外,还可以通过家庭的人均消费支出规模、收入水平由低到高排序后的位次等方式界定贫困,而不同的贫困划分标准可能会影响实证分析结果的可靠性。为了验证基准回归结果的稳健性,本文采用新的贫困划分方法重新进行检验。我们将人均纯收入小于当地中位数的 25% 的家庭界定为静态相对贫困,并将此变量作为静态绝对贫困(家庭人均纯收入小于各年绝对贫困线)的代理变量放入模型进行稳健性检验。回归结果(表 5 中的方程(1)和方程(2))与基准回归基本一致。基于全样本的回归检验表明,村财政教育投资的减贫效应非常显著,人均行政费用和直接发放给村民的支出没有起到有效降低相对贫困发生概率的作用。另外,与绝对贫困的作用机理相比,村农业生产水利支出对相对贫困发生概率的抑制作用不显著,且明显小于其对绝对贫困的减贫效应。

(二)财政支出相对指标的减贫效应

为了进一步检验模型的稳健性,本文将各项财政支出占村财政总支出的比重来代替人均财政支出变量后放入模型中进行回归。村财政支出中的不同投资金额占总财政支出的比重表明各个村财政支出的结构、公共支出分类使用方式和资金分配的特征,能够进一步阐明财政支出配置模式对当地农村居民减贫效应。财政支出比重为解释变量的回归结果见表 5 中的方程(3)至(5)。

表 5 稳健性检验

解释变量	财政支出绝对值对相对贫困的效应		财政支出相对值对绝对贫困的效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
人均行政费用支出	0.002* (1.89)	0.004 (1.05)	0.007*** (4.91)	0.007*** (4.73)	0.007*** (5.02)
人均发放给村民支出	-0.003 (-1.17)	-0.003 (-1.11)	0.048*** (3.02)	0.048*** (3.02)	0.023** (2.24)
人均教育投资支出	-0.045* (-1.93)	-0.043* (-1.82)	-0.013 (-0.29)	-0.015 (-0.34)	0.016*** (5.01)
教育支出占比平方			-0.018*** (-4.86)	-0.017*** (-4.69)	-0.018*** (-4.98)
人均农业生产水利支出	0.008 (1.53)	0.009* (1.65)	-0.071*** (-5.45)	-0.067*** (-5.21)	-0.071*** (-5.42)
常数项	-0.010 (-0.02)	-0.093 (-0.20)	0.007*** (4.91)	0.007*** (4.73)	0.007*** (5.02)
村、家庭和户主特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	不控制	控制	控制	不控制	控制
N	10613	10613	9898	9898	9898

注:(1)为了便于解释系数的函数,各类财政支出除以总财政支出后再除以 100 来处理财政支出占比变量;(2)财政支出相对值是通过某一类村人均财政支出占总财政支出比重的方式代替财政支出绝对值;(3)村特征变量包括村委会离集镇距离及其平方、村农业劳动力人口比重、村人均耕地面积。

从回归结果来看,本文仍然发现人均行政费用支出、直接发放给村民的补贴没有起到削减贫困的作用。与之相反,人均农业水利生产支出对减少贫困发生概率的作用非常显著。值得一提的是,人均教育费用支出比重的减贫效应具有非线性特征。从检验结果(5)中可以得出,教育投资支出占比的一次项系数为正,二次项系数为负,二者系数符号相反,表明随着村财政教育支出比重的增加贫困发生概率表现为先降后升的特征。可见,村财政投入到教育的经费比重应设置合理的区间范围才能有效控制地区贫困发生概率。

六、结论及政策启示

中国多年的减贫实践表明,通过促进GDP增长的方式来实现减少贫困的模式已经日渐式微,这也意味着未来的减贫政策势必强调其他政策手段的重要性。因此,对中国减贫实践中各项公共支出的减贫效应进行评价,是一个迫在眉睫的问题。本文的实证研究结果表明,各类村财政支出的减贫效应具有较大异质性,且相同财政支出项目在不同年份之间的减贫效应也存在差异性。故能否完善基层财政支出的分配模式及结构安排、优化各类公共投资项目之间的相对比例关系显得尤为重要。另外,家庭成员的年龄结构、受教育年限高低、户主性别等同样是影响财政支出减贫效应的关键因素。可见,本文的分析结果对于进一步完善理论模型具有重要意义,即能够在有效界定各类财政支出的生产性和非生产性边界的基础上,从理论层面上精确阐释财政支出配置模式对农村家庭贫困的作用机理。

在财政支出的具体资金配置决策中,本文的研究也进一步验证了“扶贫必扶智”这一重要原则。财政扶贫工作实践表明,应优化基层财政的教育投资模式,提高资金使用效率,合理设定村财政教育支出比重的区间范围,实现“精准教育扶贫”目标。教育投资是能力扶贫的典型方式之一。“授人以鱼不如授人以渔,让贫困地区的孩子接受良好教育,是扶贫开发的重要任务,也是阻断贫困代际传递的重要途径”。^①教育已被证明是效益远大于成本的投入,有助于削减贫困(王定祥等,2011)。基层财政部门应按照教育的不同阶段提供差异化的公共教育服务、设定合理的教育支出规模和比重的同时,通过兴建学校、发放现金补助、提供辅助学习用具等针对贫困学生的精准补贴模式来减少因学致贫现象,并帮助农民家庭实现以学脱贫。此外,在财政直接补贴的发放环节,改变原先简单粗放的扶贫方法,将大水“漫灌”式扶贫改为“滴灌”式扶持。注重能力扶贫,增加贫困人口的技能培训,引进社会帮扶机制,切实提高贫困农民的“造血”能力,使贫困农户真正摆脱贫困。

夯实农业水利生产基础设施建设、落实贫困地区“农村水利扶贫六大行动”^②也是今后农村减贫工作中需要贯彻的重要精神。地方财政加大对贫困地区的水利投入力度,重点支持贫困地区的农村饮水安全、农田水利项目、节水灌溉设施、抗旱水源工程、病险水库除险加固、山洪灾害防治、中小河流治理、水土保持、农村水电等水利扶贫项目,实现“项目安排精准、扶持目标精准、扶贫效果精准”的三个精准目标。同时,结合经济发展程度、项目类别实施差别化激励政策,从而破解贫困地区水利发展瓶颈问题,补齐贫困地区水利基础薄弱短板,为扶贫攻坚提供坚实的水利支撑和保障。

需要进一步说明的是,加强和完善农村体制、机制改革是保障各项政府扶贫政策顺利落实并取得预期目标的重要前提。1980—1985年农村体制改革的5年是中国农村反贫困取得成就最大

① 习近平同志在2015年减贫与发展高层论坛的主旨演讲中提及相关内容。

② “十三五”时期我国“水利扶贫六大行动”包括:一是农村饮水安全行动;二是农田灌溉保障行动;三是防洪抗旱减灾行动;四是水资源开发保护行动;五是水保生态建设行动;六是农村水电开发行动。

的阶段,但是,这一阶段政府真正发放给农民的财政扶贫补贴几乎为零。这与国家后续的开发式扶贫阶段、扶贫攻坚阶段、全面建设小康阶段的巨额扶贫投入形成了鲜明对比(洪兴建、高鸿桢, 2005)。^① 因此,在农村反贫困进入全面小康阶段的今天,必须加快实施束缚农村生产力发展的一系列体制和机制的改革,注重农村体制改革对反贫困的巨大促进作用,进一步提高农业科技投入及基础设施建设,贯彻落实“瞄准目标式”的精准扶贫策略,实现农村贫困和城乡协调发展。

参考文献:

1. 陈新、沈扬扬:《新时期中国农村贫困状况与政府反贫困政策效果评估——以天津市农村为案例的分析》,《南开经济研究》2014年第3期。
2. 邓曲恒:《教育、收入增长与收入差距:中国农村的经验分析》,格致出版社2009年版。
3. [新西兰]海伦·克拉克:《分享中国的减贫经验》,《人民日报》(海外版)2011年10月24日。
4. 洪兴建、高鸿桢:《反贫困效果的模型分解法及中国农村反贫困的实证分析》,《统计研究》2005年第3期。
5. 蒋洪:《公共经济学》,上海财经大学出版社2016年版。
6. 林伯强:《中国的政府公共支出与减贫政策》,《经济研究》2005年第1期。
7. 吕炜、刘畅:《中国农村公共投资、社会性支出与贫困问题研究》,《财贸经济》2008年第5期。
8. 帅传敏、李文静、程欣、帅竞、丁丽萍、陶星:《联合国 IFAD 中国项目减贫效率测度——基于 7 省份 1356 农户的面板数据》,《管理世界》2016年第3期。
9. 王定祥、田庆刚、李伶俐、王小华:《贫困型农户信贷需求与信贷行为实证研究》,《金融研究》2011年第5期。
10. 王娟、张克中:《公共支出结构与农村减贫——基于省级面板数据的证据》,《中国农村经济》2012年第1期。
11. 尹恒、龚六堂、邹恒甫:《收入分配不平等与经济增长:回到库兹涅茨假说》,《经济研究》2005年第4期。
12. 张克中、冯俊诚、鲁元平:《财政分权有利于贫困减少吗?——来自分税制改革后的省际证据》,《数量经济技术经济研究》2010年第12期。
13. 章奇、米建伟、黄季焜:《收入流动性和收入分配:来自中国农村的经验证据》,《经济研究》2007年第11期。
14. Alesina, A., & Rodrik, D., Distributive Politics and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, 1994, pp. 465 - 490.
15. Bardhan, P., & Mookherjee, D., Decentralizing Antipoverty Program Delivery in Developing Countries. *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 4, 2005, pp. 675 - 704.
16. Barro, R. J., Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*. Vol. 98, No. 5, 1990, pp. 103 - S125.
17. Carlos, M. J., Economic Empowerment and Gender: A Case Study of Policy Implementation at the Municipal Level in Mexico. *Gestión y Política Pública*, Vol. 24, No. 2, 2015, pp. 579 - 612.
18. Crawford, G., Decentralization and the Limits to Poverty Reduction: Findings from Ghana. *Oxford Development Studies*, Vol. 36, No. 2, 2008, pp. 235 - 258.
19. Davis, J. F., Bezemer, D., Balcombe, K. I., Livelihoods and Farm Efficiency in Rural Georgia. *Applied Economics*, Vol. 37, No. 15, 2005, pp. 1737 - 1745.
20. Devarajan, S., Swaroop, V., & Zou, H. F., The Composition of Public Expenditure and Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, No. 2, 1996, pp. 313 - 344.
21. Easterly, W., & Rebelo, S., Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3, 1993, pp. 417 - 458.
22. Faguet, J., Does Decentralization Increase Government Responsiveness to Local Needs?: Evidence from Bolivia. *Journal of Public Economics*, Vol. 88, No. 3, 2004, pp. 867 - 893.
23. Fan, S. G., Chan, K. C., Qian, K. M., & Krishnaiah, K., National and International Agricultural Research and Rural Poverty:

① 开发式扶贫阶段为 1986—1993 年、扶贫攻坚阶段为 1994—2000 年、全面建设小康阶段为 2001—2010 年。

The Case of Rice Research in India and China. *Agricultural Economics*, Vol. 33, No. 3, 2005, pp. 369 – 379.

24. Fan, S. G., Brzeska, J., & Shields, G., Investment Priorities for Economic Growth and Poverty Reduction. International Food Policy Research Institute (IFPRI), 2007.

25. Gachassin, M., Najman, B., & Raballand, G., The Impact of Roads on Poverty Reduction: A Case Study of Cameroon. *Policy Research Working Paper Series*, Vol. 5209, 2010, pp. 16 – 38.

26. Gomanee, K., & Morrissey, O., Evaluating Aid Effectiveness against a Poverty Reduction Criterion. DESG Conference, 2002.

27. Jung, S. H., Cho, S. H., & Roland, K. R., The Impact of Government Funding of Poverty Reduction Programmes. *Papers in Regional Science*, Vol. 94, No. 1, 2015, pp. 653 – 675.

28. Jutting, J. P., Kauffmann, C., & McDonnell, I., Decentralisation and Poverty in Developing Countries: Exploring the Impact. OECD Development Centre Working Paper, No. 236, 2004.

29. Moreno, D. B., & Wodon, Q., *Public Finance for Poverty Reduction: Concepts and Case Studies from Africa and Latin America*, Munich: Munich Personal RePEc Archive, 2008.

30. Ravallion, M., & Chen, S. H., Learning from Success. *Finance & Development*, Vol. 41, No. 4, 2004, pp. 16 – 19.

31. Ravallion, M., & Chen, S. H., China's (Uneven) Progress against Poverty. *Journal of Development Economics*, Vol. 82, No. 1, 2007, pp. 1 – 42.

32. Treisman, D., *The Architecture of Government: Rethinking Political Decentralization*. Cambridge: Cambridge University Press, 1965.

Does Decision-making of Grassroots Fiscal Expenditure Favor the Poor?

——Evidence from Tracking Investigation of the Chinese Countryside Families

CUI Jinghua (University of International Business & Economics, 100029)

LI Wanfu (State Administration of Taxation, 100038)

XIE Yuantao (University of International Business & Economics, 100029)

Abstract: Grassroots public spending decisions play important roles in low-income people's welfare level and the occurrence probability of poverty. This paper adopted logit model and instrumental variable method to test how the rural fiscal expenditure impacted on poor rural families in China by the panel data of village, family and adult in CFPS in 2010 and 2014. The whole sample empirical analysis result showed that the effect of per person education spending on decreasing impoverishment rate was the greatest, followed by productive investment of agriculture and water conservancy. The bigger the villager's expenditure and administrative cost directly allocated by village finance, the higher the poor probabilities occurred. Villagers expenditure directly allocated by the village finance had more influential than the administrative cost on poor. The impact of the fiscal expenditure on the probabilities of poor occurrence had obvious heterogeneous distributions with different of years of education, gender, average age. There was no significant difference regression conclusion of subgroup regression and whole sample regression. Given that, in the formulation of pro-poor policy process we should emphasize the personality traits of all households and implement precisely identify, accurately help and precisely management. We should moderate increasing more education spending, the scale and ratio of investment in the agriculture and water infrastructure. Simple and extensive and single subsidization must end. It is vitally important to enhance the "blood making" capacity of the poor families in favor of alleviating the rural poverty problems.

Keywords: Rural Households, Poverty Rate, Village Fiscal Expenditure, Production Investment, Education Spending

JEL: H20, H60, F18