中国农村扶贫政策的减贫效应及其评价

李 怡, 柯杰升

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

摘 要: 围绕我国"农村扶贫政策在何种程度上减缓贫困"的争论性议题,从 2950 篇相关研究中筛选出 159 篇实证研究样本文献,提取 531 个效应值,运用 Meta Analysis 系统评价了改革开放以来我国财政扶贫的减贫效应及其结构和路径。采取 FAT-PET-PEESE 策略的计量结果显示:扶贫政策对农民收入增长和降低贫困发生率总体上具有正向作用,其中,增收效应接近中等程度,降低贫困发生率的作用则相对较弱;从结构上看,减贫力度从高到低依次为产业扶贫、教育扶贫、搬迁扶贫、社保扶贫和生态扶贫。此外,贫困人口的行为能力差异被证明是减贫效应的可能作用路径。新时期扶贫政策应保持基本的连续性,政策实施应以强化农民反贫困能力建设为核心,探索建立相对贫困治理的长效机制。

关键词: 财政扶贫;贫困发生率;减贫效应;增收效应;相对贫困

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2021)01-0009-13

一、引言

改革开放以来,我国农村扶贫的政策和行动汇集于农业现代化、快速工业化和新型城镇化的历史性趋势中,经历了从普惠式到特惠式,输血式到造血式,救济式、开发式到精准扶贫,从瞄准贫困地区、贫困县、贫困村到瞄准贫困户的重大转变,农村贫困人口大幅减少,贫困发生率显著下降[1]。以政府为主导、大规模财政投入为支撑的中国式减贫取得了世界瞩目的巨大成效。与此同时,围绕中国财政扶贫成效的研究成果大量涌现,40 年间公开发表文献的年均增长率达到 27.75%①,尤其是 2013 年以来,聚焦"精准扶贫"的研究呈现井喷态势,展现出强大的学术关注度。其中,运用经济学理论和方法对扶贫政策成效进行评估已成为扶贫研究的重点和热点领域。

迄今为止,国际国内关于中国农村财政扶贫政策是否以及在何种程度上有效减贫的研究仍然存在诸多争论[2]。集中表现在:一是"减贫"的衡量标准。采用绝对或相对贫困、动态或静态贫困、国家或国际贫困线、收入贫困或多维贫困等不同标准的测度结果往往不尽相同甚至截然相反[3];二是在相关性检验上,基于不同样本、方法的实证分析揭示了财政扶贫支出与贫困减缓之间存在多种可能关联,如线性正相关[4]、线性负相关[5]、正 U 型、倒 U 型或不相关等[6];第三,随着财政扶贫方式的多样化,对财政扶贫结构效应的关注日益增加,"造血式"扶贫的减贫效应被认为显著高于"输血式"扶贫[7],科教文卫等农业农村"普惠型"扶贫相对于补偿补贴等"特惠式"扶贫更为有效[8],但也有研究持相反观点[9]。

围绕上述一系列争议,以减少贫困人口为核心目标的我国扶贫政策在何种程度上发挥了减贫

收稿日期: 2020-08-20 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2021.01.002

基金项目: 国家自然科学基金国际合作项目(71761147003)

作者简介: 李 怡(1983—),女,四川绵阳人,华南农业大学经济管理学院副教授,主要研究方向为农村产权与资源经济。E-mail: xiaoyi1983524@126.com

① 根据中国知网数据计算。

效应,无疑成为一个亟待回答的学术和政策问题,其答案不仅是对过去40年扶贫实践及其成效的阶段性总结,也将为未来的政策行动和研究方向提供新的思路。本文借助文献计量法 Meta Analysis 对现有研究进行系统集成,聚焦以下研究目标:一是厘清扶贫政策的作用机制,运用 Meta 分析的研究范式对中国农村扶贫政策的减贫效应进行估计,获取信效度较高的阶段性定论;二是从结构和路径效应出发,探讨并比较不同扶贫方式的减贫机理与效应差异,识别单项研究所不能发现的变量关系。

二、扶贫政策减贫效应的研究假设

(一)减贫效应测度

我国农村扶贫政策以财政资金为支撑、扶贫项目为载体,全面推进贫困地区的基础建设、公共服务、社会保障、生态建设和产业发展[10]。以2020年消除绝对贫困为目标,我国实施了超常规的反贫困战略,"十三五"累计投入中央财政专项扶贫资金5367.51亿元,达到"十二五"的2.83倍。财政投资通过福利性转移支付提高了公共产品供给水平,改善贫困人口福利;通过优化经济发展环境,拉动了社会投资和就业,增强了贫困人口获取收入的能力等[11]。但财政扶贫存在着对私人支出的挤出[12]、对贫困人口生产性努力的负向激励[13]以及"精英俘获"、"大众俘获"扶贫资源[14],阻滞了减贫效果的实现[15]。

减贫成效测度一直是扶贫政策研究的核心争议,即应以"收入"为指标还是以"多维度"为指标?低收入是贫困最本质的特征。收入提高能够使贫困人口的生产生活水平相应改善,从而打破"贫困恶性循环陷阱"。"收入"指标中,运用最为广泛的是贫困发生率($H = q/n$),即收入低于贫困线的人口与总人口的比例①。贫困发生率的降低,意味着绝对贫困人口的减少。其他以收入为核心的测度指标还包括贫困深度指数、贫困强度指数、人均纯收入、人均消费、恩格尔系数等。另一方面,由发展经济学家 Amartya Sen 提出的"多维贫困"概念着眼于贫困人口的能力和权力状态,被越来越多的研究者所接受[3],更多的测量指标及指标体系被开发,如 MPI 指数[16]、可持续生计框架[17]、脆弱性[18]、满意度[19]等。本文认为,尽管从多个维度测度贫困更具全面性,但"收入"无疑仍是当前农村贫困问题的核心,促进贫困农户收入增长仍然是减缓贫困的直接途径。因此,本文采用以收入为核心的两大指标——贫困发生率和人均收入——作为测度标准,提出假设认为,我国过去四十年财政扶贫总体上对贫困减缓具有积极而显著的影响。即:

假设1:财政扶贫具有显著且正向的减贫和增收效应。

(二)结构效应

扶贫政策减缓贫困的结构效应取决于扶贫资金的合理分配和高效使用。2015年,"五个一批"作为精准扶贫战略的行动方案被提出,其中,产业扶贫作为扶贫政策体系的核心,是覆盖面最广、涉及人口最多的扶贫举措[7]。产业项目引入对增强贫困人口自我发展能力并获得持续性收入具有重要作用[20],但其也存在参与门槛高、扶贫项目脱离资源优势和市场需求、配套设施建设滞后等一系列问题,导致扶贫效力低下[9]。易地扶贫搬迁启动于2001年,通过空间转移改变贫困人口的外部发展环境,降低自然和环境冲击风险[21],但移民可能因生计空间受到严重挤压、生产生活方式剧烈变化以及社会排斥等问题而再度陷入贫困[22]。生态扶贫是通过生态工程建设、生态公益性岗位、生态补偿、生态产业等途径,将生态优势转化为发展优势,实现生态保护与社区居民生计改善

① 现有研究主要使用的贫困线标准包括:我国现行农村贫困线(以2010年不变价格计算的2300元/年/人)、国际低标准(1.25美元/天/人)和高标准贫困线(1.9美元/天/人)。本文选用我国现行农村贫困线。

的“共赢”[23]，具有进入门槛低、产业链长、吸纳劳动力能力强等优势[24]，但也被认为对政策依赖度高，收入增长的可持续性弱[25]。教育扶贫作为“造血式”“普惠式”扶贫的主要手段，通过知识减贫提高贫困人口的生产力水平，增加其就业机会，从而提高收入水平[26]，但在我国现行投入和分配体制下，省际、县域、贫困地区内部以及不同群体之间教育资源配置呈现显著分化[27]，导致相对收入差距加大和贫困代际传递[28]。社会保障扶贫包括社会救助体系和农村保险体系，覆盖面广，受益群体多，在防止因病、因灾致（返）贫、扶危救困以及保障贫困人口基本经济福利方面发挥着重要作用[14]。尽管如此，兜底式保障机制难以精准对接贫困人口的特惠性需求，且各项社会保障制度的发展阶段不一致，减贫机理也各不相同，其交叉、重叠和缺位导致了农村贫困人口的“福利依赖”和贫困边缘人口的“福利争夺”[29]。综上，本文提出如下假设：

假设 2：不同扶贫方式均对贫困减缓具有正向的影响，但影响程度有所差异。

（三）路径效应

扶贫政策减贫效应的差异化结论还来自于扶贫政策作用于贫困人口收入增长的路径影响。长期高速的经济增长是我国突破扶贫效果边际递减陷阱的力量源泉[30]。经济增长为贫困人口提供更多就业和增收机会，并通过增加地方财政收入、提高公共服务供给水平，发挥减缓贫困的扩散效应和涓滴效应[31]。然而经济增长的增收效应并不总是均等的，不同群体的受益程度不同导致经济增长与贫困减缓呈现出“倒 U 型”等关联[32]。另一方面，贫困人口行为能力也被认为是实现扶贫政策目标的重要传导机制。能力剥夺被普遍视作贫困的实质和根源，贫困农户个体和家庭的能力提升是持续性脱贫的关键[10]，建立在知识、技能、健康水平等人力资本基础上的行为能力差异，使得农民具有不同的资源配置能力和生产经营能力，从而能够在不同程度上影响扶贫政策的减贫效应。本文假设认为：

假设 3：经济增长和行为能力是扶贫政策减贫效应的重要作用路径。

综上，本文构建了扶贫政策与贫困减缓的理论框架（如图 1 所示）：

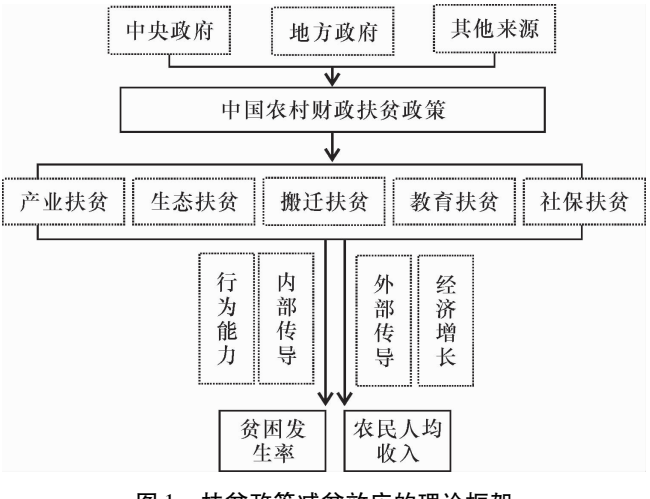


图 1　扶贫政策减贫效应的理论框架

三、扶贫政策减贫效应评价的研究方法

随着经济学研究进入实证科学阶段，建立在“观测—归纳”方法论基础上的成果数量迅速增加，迫切需要对大量差异化研究成果进行综合集成以提取关于重要经济参数的阶段性定论。在医学、心理学、教育学等领域被广泛运用的定量集成方法 Meta Analysis 于 1989 年由 Stanley 和

Doucouliagos[33]引入经济学和商业科学,经过众多统计学家对运用程序和统计效力的发展和完善,方法体系不断成熟,研究成果快速增长[34]。依照 Meta Analysis 的研究范式,本文将基于更大的样本空间和精确计量探究中国扶贫政策与贫困减缓的关系。

(一)文献筛选与编码

本文以 Web of science、Google Scholar 和中国知网为文献来源,检索期限为2011—2019年①,检索策略包括关键词和滚雪球检索。使用不同关键词组合以及引用跟踪,共计获得2950篇关于扶贫政策成效评价的文献。设置如下标准进行排除:(1)未采用实证分析的文献;(2)主题不完全相关的文献,如金融、社会扶贫或城镇地区的研究;(3)未使用相同变量关系的文献,如采用相对贫困指标作为因变量;(4)未报告提取效应值所需估计结果的文献;(5)研究设计和方法运用不规范的文献;(6)使用相同样本和研究方法的重复研究。本文最终获得159篇纳入 Meta 分析的样本文献,其中中文文献138篇,英文文献21篇。按照编码要求,共计获得234个以贫困发生率测度的观测值和297个以收入测度的观测值,总样本量达到599748个。

(二)效应值和综合效应值计算

效应值(Effect Size)是 Meta 分析的核心概念,是能够表征变量间关系的统计量。在相关系数(r)、回归系数(β)、偏相关系数(pcc)、弹性(E_y/E_x)等常用衡量指标中,偏相关系数(pcc)被认为是一种标准的、无量纲的统计度量,是消除其他变量影响后变量 Y 与 X 的相关关系,能够进行多个研究和回归估计结果的比较,目前在经济学领域的 Meta 分析中被广泛应用[35]。其计算公式为:

$$\mathrm{pcc}_{ij} = \frac{t}{\sqrt{t^2 + df}} \tag{1}$$

其中,pcc_{ij}为第 j 篇文献中第 i 个估计结果的偏相关系数,t 为样本文献回归方程解释变量 X_i(人均或总量财政专项扶贫资金、教育、社保、产业发展等财政支出)对被解释变量 Y_i(以"贫困发生率"和"人均收入"为测度标准的贫困程度变化)的回归系数的 t 检验值,df 为自由度。

常规 Meta 分析合并效应值(pcc_{ij})的基本思路是算术平均和加权平均,通常采用最小二乘法(OLS)估算算术平均值。由于原始文献估计结果存在精度差异,采用加权平均(WLS)能够提高综合效应值的准确性,估计方法包括固定效应模型(WLS-FE)和随机效应模型(WLS-RE),其计算如公式(2):

$$\eta'_0 = \frac{\sum w_{ij} \cdot \mathrm{pcc}_{ij}}{\sum w_{ij}} \tag{2}$$

式(2)中,w_{ij}代表单个效应值(pcc_{ij})的权重,通常使用样本量[36]或逆方差[37],普遍认为后者优于前者。根据假设条件的差异,WLS-FE 通常使用权重为 $w_{ij} = \frac{1}{\sigma_{ij}^2}$,$\sigma_{ij}^2$ 为样本中每个估算值的标准误的平方;WLS-RE 通常使用 $W_{ij} = \frac{1}{\sigma_{ij}^2 + \tau^2}$,分别为研究间方差($\tau^2$)和研究内方差($\sigma_{ij}^2$)。

(三)出版偏倚检验和纠正

随着 Meta 分析应用快速增长,越来越多研究者指出,当存在选择性报告具有统计学意义或某种偏向性估计结果时,只有处于某些区间的观测值能够被纳入从而出现发表偏倚(Publication Bias),常规模型的研究结论被视为效力低下[38]。漏斗图(Funnel Plot)是 Meta 分析中测度发表偏倚的最

① 时间段截取依据为:2011年我国开始采用新的国家贫困线标准(以2010年不变价格计算的人均收入2300元计)并一直使用至今。后文所指"贫困发生率"均以该标准为基础。

直接的方法。漏斗图以标准化效应值为横轴，以效应值标准误的倒数为纵轴，如果散点沿中心线呈对称分布，构成漏斗状，则发表偏误较小或没有；反之则存在偏倚[39]。鉴于该方法对判断偏倚严重程度存在较强的主观性，为从精确度上进行判断和矫正，本文根据 Stanley[38] 提出的 FAT-PET-PEESE 分析流程，首先采取 Egger 线性回归[40]进行漏斗不对称性测试（Funnel Asymmetry Testing，FAT）。其公式如（3）所示：

$$\frac{\mathrm{pcc}_{ij}}{\mathrm{se}_{ij}} = \eta_1 + \eta''_0\left(\frac{1}{\mathrm{se}_{ij}}\right) + \frac{\varepsilon_{ij}}{\mathrm{se}_{ij}} \tag{3}$$

式中，$\mathrm{pcc}_{ij}/\mathrm{se}_{ij}$ 表示单个效应值的标准正态离差，$1/\mathrm{se}_{ij}$ 表示效应值的精度。FAT 的假设检验为：$H0_{FAT}:\eta_1 = 0$，也即回归直线是否经过原点。经过原点表示没有发表偏倚，截距 $\eta_1 = 0$；未经过原点则存在发表偏倚，截距 η_1 越大偏倚程度越高。

进一步，无论存在何种程度的偏倚，均可继续采取“精确效应检验”（The Precision Effect Testing，PET）以获取纠正发表偏倚后的真实效应值。该检验同样使用公式（3），假定截距 $\eta_1 = 0$，待检验假设变为 $H0_{PET}:\eta_0 = 0$。如拒绝该假设，则将该 η''_0 视为控制了可能的出版偏误后的综合效应值。但在 $\eta_1 \neq 0$ 的情况下，公式（3）会向下偏置从而低估综合效应值，可将标准误 se_{ij} 替换为其平方项 σ_{ij}^2 实施 PEESE 检验（The Precision-Effect Estimate with Standard Error，PEESE），表达式如公式（4）所示，线性转换后的加权最小二乘式如公式（5）所示：

$$\mathrm{pcc}_{ij} = \eta'''_0 + \eta_1 \cdot \sigma^2 + \varepsilon_{ij} \tag{4}$$

$$\frac{\mathrm{pcc}_{ij}}{\mathrm{se}_{ij}} = \eta'''_0\left(\frac{1}{\mathrm{se}_{ij}}\right) + \eta_1 \mathrm{se}_{ij} + \frac{\varepsilon_{ij}}{\mathrm{se}_{ij}} \tag{5}$$

式（5）中的 η'''_0 被认为是矫正出版偏倚后的真实效应值。

（四）Meta 回归模型构建

本文拟构建 Meta 回归模型探讨减贫效应的作用路径。考虑到扶贫政策对贫困发生率和收入的作用方向相反，为便于讨论，本文将贫困发生率的效应值取绝对值，从而与收入效应值纳入同一个回归模型（式（6））：

$$\mathrm{pcc}_{ij} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{k} \alpha_k \cdot Z_{ijk} + \varepsilon_{ij} \tag{6}$$

式中，自变量 Z_{ijk} 为导致现有文献实证分析估计结果差异的一系列重要特征变量（如表 1 所示），估计系数 α_k 表示第 k 个估计特征变量对效应值 pcc_{ij} 的影响方向及程度。若 α_k 显著为正，则说明该特征能有效提高扶贫政策的减贫效应评价，反之则表明该特征将会弱化减贫效应。ε_{ij} 为随机扰动项。根据前文提出的研究假设，本文设置的自变量包括两个层次：一是扶贫政策作用于贫困减缓的路径因素（GDP、Capability）①；二是导致评价结果异质性的多种调节因素，包括时间因素（Time）、空间因素（Spatial）、样本特征（Sample）和测量方法（Method）（如表 1 所示）。Meta 分析中，考虑样本文献特征的非连续性，均采用虚拟变量进行设置。

① 根据 Baron 和 Kenny（1986）以及温忠麟（2004）等的研究，经济发展和行为能力的系数如果显著为负，说明控制了两者的原始文献相对于未控制的文献，扶贫政策的减贫效应更弱，从而表明其很可能是扶贫政策减缓贫困的一种路径。当然，这仅表明可能性，并非充分必要条件。

表1 变量说明及统计描述

变量		变量设置说明	均值	标准差
因变量	pcc	扶贫政策减贫/增收效应的偏相关系数	0.135	0.178
	se	偏相关系数的标准误	0.048	0.030
路径因素	经济增长	样本文献控制了经济增长变量，Yes=1，No=0	0.249	0.433
	行为能力	样本文献控制了农户行为能力（教育、技能和健康水平），Yes=1，No=0	0.676	0.468
时间因素	20世纪80年代	样本文献观测数据包含了1978—1989年，Yes=1，No=0	0.027	0.162
	20世纪90年代	样本文献观测数据包含了1990—1999年，Yes=1，No=0	0.139	0.346
	2000—2010年	样本文献观测数据包含了2000—2010年，Yes=1，No=0	0.521	0.500
	2010年以后	样本文献观测数据包含了2010年以后，Yes=1，No=0	0.946	0.226
空间因素	东部	样本文献观测数据包含东部地区，Yes=1，No=0	0.552	0.498
	中部	样本文献观测数据包含中部地区，Yes=1，No=0	0.602	0.490
	西部	样本文献观测数据包含西部地区，Yes=1，No=0	0.834	0.372
样本特征	小样本	样本文献样本量在500份以下，Yes=1，No=0	0.523	0.500
	中等样本	样本文献样本量在500~1000份，Yes=1，No=0	0.199	0.400
	对照组	样本文献设置了对照组，Yes=1，No=0	0.485	0.500
测量方法	Method-Linear	样本文献采用线性回归模型，Yes=1，No=0	0.809	0.393
	Method-Lag	样本文献考虑滞后项，Yes=1，No=0	0.241	0.428
	Method-IV	样本文献采用工具变量法，Yes=1，No=0	0.145	0.353

采用分层线性回归（HLM）对不同层次变量影响系数进行估计，以解决效应值之间独立性难以确定的问题。同时，将不同层次的变量纳入总回归模型作为稳健性检验。此外，为了消除上述回归中可能存在的异方差问题，本文还对标准误进行了Huber-White异方差调整。

四、扶贫政策减贫效应的评估结果

（一）发表偏倚检验结果

漏斗图（图2a、2b）检验结果显示，贫困发生率的效应值漏斗中心为maines=-0.025，明显表现出向右偏倚，并且在高精度估算中存在异常值。收入指标的效应值漏斗中心为maines=0.128，相对偏倚程度较轻。

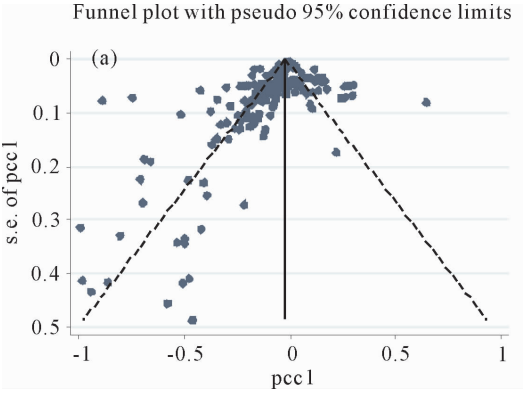


图2a “扶贫—贫困发生率”效应漏斗图

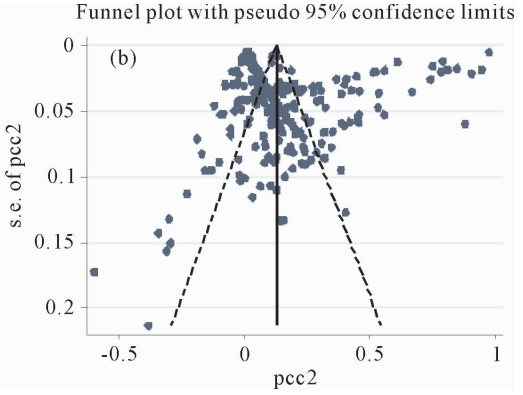


图2b “扶贫—收入”效应漏斗图

鉴于异常值同样会影响真实潜在相关性的估计[41]，根据判断标准，去除标准误超过效应值平均标准误2倍以上（$se_{ij}>0.168$ 和 $se_{ij}>0.15$）的效应值，分别为26和23个，最终纳入Meta分析的

效应值分别为208 和274 个。运用Egger 线性回归(参照公式(3))进行出版偏倚的精度检验，结果如表 2 所示。

表 2　效应值的 Egger 检验结果

项目	Egger 检验	系数	标准误	t	P	置信区间	
						上限	下限
扶贫—贫困发生率	斜率 η'_0	0.001	0.005	0.28	0.778	-0.008	0.010
(n=208)	截距 η'_1	-1.707	0.207	-8.24	0.000	-2.116	-1.299
扶贫—收入	斜率 η''_0	0.106	0.023	4.53	0.000	0.060	0.153
(n=274)	截距 η''_1	1.458	1.194	1.22	0.223	-0.892	3.809

从“扶贫—贫困发生率”效应值的检验结果来看，截距 η'_1 为负且在 1% 水平上显著，置信区间[-2.116, -1.299]未包含原点，提示存在较为严重的发表偏倚。“扶贫—收入”效应值的检验结果则显示，截距 η''_1 为正但不显著，置信区间[-0.892,3.809]包含了原点，说明并不存在明显的发表偏倚。

(二)财政扶贫政策减贫效应估计结果

运用未经调整的 OLS、WLS-FE 和 WLS-RE 对中国财政扶贫支出及项目的减贫效应进行测算，其结果如表 3-1 和表 3-2 所示。表 3-1 中，第(1) ~ (3)列显示了使用三种模型测算的“扶贫—贫困发生率”综合效应值分别为 -0.031、-0.024、-0.066，且统计结果均显著(P < 0.005)。结合 Q 值和 I^2值检验结果所提示的高度异质性，应以 WLS-RE 为基准模型，即根据现有研究，我国财政扶贫对降低贫困发生率的作用显著，影响程度为 -0.066。如前所述，由于存在发表偏倚，进一步运用 FAT-PET 和 PEESE 测算消除发表偏倚后的综合效应值，其结果如表 3-1 第(4) ~ (5)列所示。第(4)列 FAT-PET 检验的估计结果为0.001，与表2 中 Egger 检验的斜率 η'_0 一致，由于该检测会低估真实潜在相关性，故执行精度更高的 PEESE，如第(5)列所示，估计结果为 -0.015 且在 1% 水平上显著，也即消除发表偏倚后，中国农村财政扶贫对降低贫困发生率具有正向作用。

表 3-1　不同模型下“扶贫—贫困发生率”效应值合并结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	WLS-FX	WLS-RX	FAT-PET(FE)	PEESE(FE)
系数	-0.031***	-0.024***	-0.066***	0.001	-0.015***
	(0.005)	(0.004)	(0.008)	(0.005)	(0.003)
se				-1.707***	
				(0.207)	
σ^2					-18.769***
					(2.372)
权重		Yes	Yes	Yes	Yes
文献样本	62	62	62	62	62
观测值	208	208	208	208	208

注：*** 表示在1% 水平上显著。

表 3-2 中，第(1) ~ (3)列显示了使用常规 Meta 分析方法测算的“扶贫—收入”综合效应值，分别为 0.037、0.128 和 0.160；第(4) ~ (5)列显示了矫正发表偏倚后的综合效应值，分别为 0.106 和 0.121。由于存在高度异质性，以 WLS-RE 为基准模型进行解释，结果表明，我国财政扶贫对农民收入具有显著且正向的影响，影响程度为 0.160，矫正发表偏倚后，影响程度为 0.121。

表 3-2 不同模型下的“扶贫—收入”效应值合并结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	WLS-FX	WLS-RX	FAT-PET(FE)	PEESE(FE)
系数	0.037***	0.128***	0.160***	0.106***	0.121***
	(0.005)	(0.016)	(0.012)	(0.023)	(0.017)
se				1.458	
				(1.193)	
σ^2					17.930
					(18.688)
权重		Yes	Yes	Yes	Yes
文献样本	91	91	91	91	91
观测值	274	274	274	274	274

注:*** 表示在1%水平上显著。

参考 Doucouliagos[42] 的界定,以偏相关系数测量的主效应绝对值在[0.07 -0.17]区间,被认为影响较小,[0.17 -0.33]被视为影响中等,[0.33,1]则为影响较大。可以认为,我国财政扶贫对农民收入增长产生了接近中等程度的影响,对降低贫困发生率则影响程度较弱。这一结论说明:第一,随着我国精准扶贫政策实施的不断深化,剩余深度贫困人口脱贫难度加大,在现行标准下持续降低贫困发生率更加困难,但扶贫政策的收入效应仍然显著;第二,扶贫政策对收入增长的作用显著大于对降低贫困发生率的作用,可能的原因在于贫困人口识别过程中的“瞄准偏差”;第三,随着阶段性超常规扶贫战略向常态化扶贫转变,未来扶贫资金投入增长和减贫难度都在加大,应特别重视通过结构调整防范财政扶贫资金边际减贫效果的进一步下降。假设 1 得到验证。

(三)财政扶贫政策的结构效应

如表 4 所示,本文运用 OLS、WLS-FE 和 WLS-RE 进行财政扶贫结构效应估计①。根据异质性检验结果,产业扶贫、易地搬迁扶贫、生态扶贫、教育扶贫和社保扶贫效应值存在中度至高度异质性,为便于比较,统一选用 WLS-RE 作为基准模型。

表 4 扶贫政策减贫效果的结构效应

支出结构	“扶贫—贫困发生率”效应值				“扶贫—收入”效应值			
	观测值	(1)	(2)	(3)	观测值	(4)	(5)	(6)
	(n)	OLS	WLS-FE	WLS-RE	(n)	OLS	WLS-FE	WLS-RE
产业扶贫	27	-0.178***	-0.125***	-0.156***	57	0.191***	0.183***	0.191***
		(0.024)	(0.021)	(0.023)		(0.026)	(0.036)	(0.027)
搬迁扶贫	11	-0.033*	-0.033***	-0.033**	12	0.148***	0.224***	0.150***
		(0.014)	(0.010)	(0.012)		(0.044)	(0.058)	(0.044)
生态扶贫	2	-0.032			34	0.097***	0.057**	0.101***
		(0.01)				(0.026)	(0.023)	(0.0262)
教育扶贫	27	-0.141***	-0.054**	-0.117***	27	0.193***	0.038**	0.182***
		(0.039)	(0.021)	(0.038)		(0.032)	(0..016)	(0.034)
社保扶贫	52	-0.063***	-0.019***	-0.039***	57	0.119***	0.031***	0.106***
		(0.010)	(0.005)	(0.008)		(0.020)	(0.010)	(0.19)

注:*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

① 此项估计未使用 PET 和 PEESE 矫正发表偏倚的影响,是因为在观测值(n <30)的情况下执行精度检测的结论被认为并不准确。

WLS-RE 模型的估计结果显示，财政扶贫的各项支出中，产业扶贫对降低贫困发生率的效果最为显著（－0.156），其次为教育扶贫（－0.117）、社保扶贫（－0.039）和搬迁扶贫（－0.033）。生态扶贫因观测值过少未进行测算。在对收入增长的影响效应中，作用程度从高到低依次为产业扶贫（0.191）、教育扶贫（0.182）、搬迁扶贫（0.150）、社保扶贫（0.106）和生态扶贫（0.101）。总体上，产业扶贫和教育扶贫表现出中等程度的减贫增收效应，而搬迁、社保和生态扶贫的作用程度则较弱。其中，涉及更多资源配置、着眼于长期收入增长的产业发展具有最为显著的扶贫成效，是构建反贫困长效机制的关键路径。但从现有实践来看，产业扶贫的项目主要集中于特色农产品、新能源（光伏）和旅游业，表现出较高的交叉性和重复性，产业同构化的态势较为明显，未来是否会导致区域性市场供求失衡进而导致减贫效应低于预期，值得持续关注。而教育扶贫形成和提升了农村贫困人口的知识和技能，是促进农村人力资本积累进而实现收入增长和收入分配效应的动力源泉，应在未来常态化扶贫中持续发挥重要作用。移民搬迁对减贫的影响具有二重性，一方面破解了生态脆弱地区“一方水土养不起一方人”的发展困境，另一方面又难以激发搬迁农户的“造血”能力，对长效减贫目标构成逆向影响。社保扶贫和生态扶贫作为兜底式的低水平扶贫，缺乏精准性、特惠性和激励性，对提升贫困人口发展能力作用有限，因而持续性减贫的效果并不显著。假设 2 得到验证。

（四）财政扶贫政策的路径效应

如表 5 所示，采用 Stata15 进行分层回归和总回归的两种估计结果基本保持了一致，说明 Meta 回归的估计结果具有稳健性。

表 5　基于分层线性的 Meta 回归结果

变量	第一层	第二层	第三层	第四层	第五层	总回归
系数	0.162***	0.004	0.235***	0.112***	0.055**	0.198***
	(0.023)	(0.042)	(0.032)	(0.019)	(0.021)	(0.054)
se	0.673**	0.844***	0.551*	－1.949***	0.919***	－1.967***
	(0.302)	(0.301)	(0.306)	(0.403)	(0.297)	(0.409)
经济增长	－0.019					－0.046**
	(0.019)					(0.020)
行为能力	－0.108***					－0.038*
	(0.020)					(0.021)
20 世纪 80 年代		0.014				0.098*
		(0.061)				(0.056)
20 世纪 90 年代		－0.054				0.015
		(0.028)				(0.027)
2000—2010 年		0.065***				0.050**
		(0.018)				(0.021)
2010 年后		0.066**				0.049
		(0.040)				(0.037)
东部			0.012			0.005
			(0.021)			(0.020)
中部			－0.062***			－0.051**
			(0.021)			(0.020)
西部			－0.092***			－0.088***
			(0.022)			(0.021)

续表 5

变量	第一层	第二层	第三层	第四层	第五层	总回归
小样本				0.232***		0.200***
				(0.026)		(0.028)
中等样本				0.130***		0.118***
				(0.023)		(0.023)
对照组				-0.065***		-0.056***
				(0.015)		(0.017)
Method-Linear					0.066***	-0.011
					(0.021)	(0.021)
Method-Lag					-0.044**	-0.043**
					(0.019)	(0.020)
Method-IV					-0.053**	0.035
					(0.023)	(0.023)
文献数量	143	143	143	143	143	143
n	482	482	482	482	482	482
R^2	0.089	0.0476	0.0906	0.2440	0.0555	0.3047
F 值	11.64***	5.76***	9.71***	33.11***	7.75***	10.67***

注:*、**、*** 表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

在经济增长和行为能力两种减缓贫困的作用路径中,行为能力系数为负(-0.108)且在 1% 水平上显著,表明在变量设置上,控制了教育、技术和健康等人力资本变量的样本文献对扶贫政策减贫效应的估计结果会显著下降,如前所述,这在一定程度上说明行为能力是影响扶贫效果的潜在因素,是我国扶贫政策作用于贫困减缓的可能机制。同理,经济增长的系数为负但不显著,说明从实证分析结果来看,经济增长的路径效应并不明显,我国目前取得的减贫效应主要是通过行政性资源配置的重大调整实现的。假设 3 得到验证。此外,根据 Meta 回归的结果,观测数据为 2000 年以后的研究,减贫增收效果的评价更为显著;中、西部地区样本的系数为负且在 1% 水平上显著,说明中西部扶贫资源的使用效率总体较东部地区更低;建立在小样本和中等样本基础上的研究更易于得到具有显著性的估计结果,考虑了滞后项和内生性因素后的扶贫效果将减弱。这一系列结论提示了使用精确计量测度经济参数的重要性。

五、结论和讨论

中国政府致力于贫困治理的艰苦努力已长达数十年。政府主导下的农村反贫困作为一项庞大的系统性工程,在取得一系列显著成效并得到广泛社会认同的同时,基于扶贫效率的评价也一直存在诸多争议。本文以长期的政策实践和大量的实证研究为基础,借助 Meta 分析的研究特长,运用常规计量和纠正发表偏倚后的精确计量,综合集成了我国农村财政扶贫政策的减贫效应及其结构和路径效应。

基于 Meta 分析的结果表明,我国财政扶贫资金对降低贫困发生率具有正向的作用,但程度较弱;对促进农民收入增长具有正向且显著、接近中等程度的影响,即基于更大范围和样本的实证研究总体上支持了我国农村财政扶贫资金投入是"总体有效但仍有较大提升空间"这一判断。从结构上看,着眼于构建贫困人口稳定增收机制的产业扶贫和教育扶贫具有程度较高的减贫效应,与之相比,易地搬迁扶贫、社保扶贫和生态扶贫的减贫效应依次减弱,但这并不意味着否定三种扶贫方式的意义,而是应当进一步改进单一的扶贫模式,使其与产业扶贫和教育扶贫协同推进以发挥

更加积极的作用。对实证研究结论异质性来源的检验结果表明，在存在诸多现实约束的条件下，区域性整体发展面临的挑战严峻，因而首先着眼于提升贫困人口行为能力的扶贫政策取向表现出相对更强的减贫效应，而贫困地区经济增长带动的减贫效应则相应较弱。同时值得关注的是，进入 21 世纪之后，中国扶贫政策减贫效应凸显出全面强化的阶段性特征，在中西部地区表现得尤为明显。由此也深刻揭示出在贫困治理的不同阶段，扶贫政策特别是财政扶贫政策的重心应当有所区别。只有具有更强的针对性并适时调整优化，扶贫政策才能表现出更有效和更显著的路径效应。

因此，由于超常的组织发动和社会动员，以及高强度的财政扶贫资金持续投入，在精准化靶向瞄准和系统化帮扶政策的共同作用之下，中国在现行标准之下的绝对贫困治理方面实现了突破性的重大进展，贫困人口大规模减少，贫困发生率大幅下降，贫困人口的收入水平和生活质量在原有基础上显著增长和改善。但是，中国实施精准扶贫战略的成效总体上仍然具有不稳定性和脆弱性的基本特征，不仅大量已脱贫人口发展能力仍显不足，家庭生计条件的改善仍较有限，返贫的风险因子依然存在。而且因贫困区域农村老龄化和空心化短期内难以逆转，基本生产设施建设滞后的短板约束仍然严峻，防止数量庞大的低收入边缘群体成为新增贫困人口的任务同样极为艰巨。中国必须保持宏观扶贫政策的稳定性和持续性，以进一步优化财政扶贫资金使用效率为关键点，加快建立解决相对贫困矛盾的长效机制，探索新的长期可持续的减贫战略。

总体上，针对客观存在的反贫困成效稳定性和持续性不足的现实挑战，基于应对中国从绝对贫困治理向相对贫困治理重大战略调整的现实需求，当前应当在深入总结实施精准扶贫战略的系统性创新模式及重要经验的基础上，进一步重点关注如下三个方面的制度创新和政策优化：一是在宏观经济下行压力持续加大、财政扶贫资金投入面临较大困难的现实背景下，加快建立更完善和更有效率的财政扶贫资金整合平台，继续深化改革财政扶贫资金投资方式，同时创新性地探索财政资金与金融、社会资本的融合路径，有效保障相对贫困治理的投资需求；二是高度重视进入相对贫困治理新阶段的新要求，准确识别和把握新的致贫因素，将扶贫干预的环节前置，全面强化相对贫困人口的发展能力和集体行动能力，构建内生动力不断增强基础上的反贫困长效机制；三是实现相对贫困治理与乡村振兴战略有效衔接，重点促进贫困区域基础性生产条件进一步改善，显著减少脆弱性生存环境冲击，提升应对自然灾害能力，为相对贫困人口防范返贫风险提供基础性支撑。

参考文献：

[1]汪三贵. 中国 40 年大规模减贫：推动力量与制度基础 [J]. 中国人民大学学报，2018(6)：1 - 11.

[2]WANG X L, FENG H, XIA Q, et al. On the relationship between income poverty and multidimensional poverty in China [R]. OPHI Working Paper, 2016：101.

[3]SEN A. Development as freedom [M]. New York：Oxford University Press, 1999.

[4]卢现祥，徐俊武. 公共政策、减贫与有利于穷人的经济增长——基于 1995—2006 年中国各省转移支付的分析 [J]. 制度经济学研究，2009(6)：112 - 125.

[5]樊丽明，解垩. 公共转移支付减少了贫困脆弱性吗？[J]. 经济研究，2014(8)：67 - 78.

[6]卢洪友，杜亦譞. 中国财政再分配与减贫效应的数量测度[J]. 经济研究，2019(2)：4 - 20.

[7]李志平. “送猪崽”与“折现金”：我国产业精准扶贫的路径分析与政策模拟研究[J]. 财经研究，2017(4)：68 - 81.

[8]邹文杰，蔡鹏鸿. 公共卫生支出、人口聚集与医疗卫生服务均等化[J]. 上海财经大学学报(社会科学版)，2015(3)：59 - 67.

[9]陈国强, 罗楚亮, 吴世艳. 公共转移支付的减贫效应估计——收入贫困还是多维贫困?[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(5): 59-76.
[10]汪三贵, 殷浩栋, 王瑜. 中国扶贫开发的实践、挑战与政策展望[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2017(4): 18-25.
[11]李实, 詹鹏, 杨灿. 中国农村公共转移收入的减贫效果[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2016(5): 71-80.
[12]MAITRA P, RAY R. The impact of intra household balance of power on expenditure pattern: The Australian evidence [J]. Australian Economic Papers, 2005 (1): 15-29.
[13]杨宜勇, 吴香雪. 中国扶贫问题的过去, 现在和未来[J]. 中国人口科学, 2016(5):2-12.
[14]胡联, 汪三贵. 我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗?[J]. 管理世界, 2017(1): 89-98.
[15]刘穷志. 转移支付激励与贫困减少——基于 PSM 的技术分析[J]. 中国软科学, 2010(9): 8-15.
[16]ALKIRE S, FOSTER J. Counting and multidimensional poverty measurement [J]. Journal of Public Economics,2011(95):476-487.
[17]DFID. Sustainable livelihoods guidance sheets[R]. London: Department for International Development, 2000: 68-125.
[18]杨龙, 汪三贵. 贫困地区农户脆弱性及其影响因素分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(10): 150-156.
[19]王春萍, 张顺翔, 郑烨. 秦巴山区农户贫困动因识别及精准扶贫满意度调查[J]. 中国人口·资源与环境, 2018(2): 54-58.
[20]胡晗, 司亚飞, 王立剑. 产业扶贫政策对贫困户生计策略和收入的影响——来自陕西省的经验证据[J]. 中国农村经济, 2018(1): 78-89.
[21]李聪, 康博纬, 李萍. 易地移民搬迁对农户生态系统服务依赖度的影响——来自陕南的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2017(11): 115-123.
[22]ROGERS S, XUE T. Resttlement and climate change vulnerability: Evidence from rural China [J]. Global Environment Change, 2015(35): 62-69.
[23]SCOONES I. Livelihoods perspectives and rural development [J]. The Journal of Peasant Studies, 2009 (1): 171-196.
[24]杜洪燕, 武晋. 生态补偿项目对农村劳动力转移就业的影响——基于农村地区自我发展能力的视角[J]. 人口与经济, 2017(6): 116-124.
[25]王成超,杨玉盛. 生态补偿方式对农户可持续生计影响分析[J]. 亚热带资源与环境学报,2013(4):53-60.
[26]马文武, 刘虔. 异质性收入视角下人力资本对农民减贫的作用效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(3): 137-147.
[27]程名望, Jin Yanhong, 盖庆恩. 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.
[28]郑雅萍. 家庭资本对教育机会平等的影响研究[J]. 东南学术, 2017 (5): 220-225.
[29]黄薇. 保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化 [J]. 管理世界, 2019(1): 135-150.
[30]蔡昉. 穷人的经济学——中国扶贫理念、实践及其全球贡献[J]. 世界经济与政治, 2018(10): 4-20.
[31]RAVALLION M A. Comparative perspective on poverty reduction in Brazil, China, and India [J]. The World Bank Research Observer, 2011(1): 71-104.
[32]沈扬扬. 收入增长与不平等对农村贫困的影响——基于不同经济活动类型农户的研究[J]. 南开经济研究, 2012 (2): 131-150.
[33]STANLEY T D, DOUCOULIAGOS H. Meta-regression analysis: A quantitative method of literature surveys[J]. Journal of economic surveys, 1989 (2) : 161-170.
[34]ANDREWS KASY. Identification of and correction for publication bias[J]. American Economic Review, 2019(109): 2766-2794.

[35] GUREVITCH J, KORICHEVA J, NAKAGAWA S, et al. Meta-analysis and the science of research synthesis[J]. Nature, 2018 (555): 175 – 182.

[36] BERGSTROM J C, TAYLOR L O. Using Meta-analysis for benefit transfer: Theory and practice[J]. Ecological Economics, 2006 (2): 351 – 360.

[37] HOUTVEN G L, PATTANAYAK S K, USMANI F, et al. What are households willing to pay for improved water access? Results from a Meta-analysis[J]. Ecological Economics, 2017 (136): 126 – 135.

[38] STANLEY T D, DOUCOULIAGOS H. Meta-regression approximations to reduce publication selection bias[J]. Research Synthesis Review, 2014 (5): 60 – 78.

[39] ANNA M, JULIANE Z, STEPHAN K, et al. Educational gender gaps and economic growth: A systematic review and Meta-regression analysis[J]. World Development, 2019 (122): 199 – 217.

[40] EGGER M, SMITH G D, SCHNEIDER M. Bias in Meta-analysis detected by a simple, graphical test[J]. BMJ, 1997 (315): 629 – 634.

[41] LIPSEY M W, WILSON D B. Practical Meta-analysis[J]. Applied Social Research Methods Series, 2001 (49): 264.

[42] DOUCOULIAGOS H. How large is large? Preliminary and relative guidelines for interpreting partial correlations in economics[R]. Melbourne School Working Paper, 2011:5.

Poverty Reduction Effects, Evaluation and China's Rural Poverty Alleviation Policy

LI Yi, KE Jie-sheng

(*College of Economic and Management*, *South China Agricultural University*, *Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: Focusing on the controversial issue of "how the rural poverty alleviation policies alleviate poverty in China", this paper selected 159 empirical research samples from 2,950 related studies, extracted 531 effect values, and evaluated the poverty alleviation effect of the policies and their structure and path effect using the Meta-Analysis. Results of adopting the FAT-PET-PEESE strategy show that poverty alleviation policies have a positive and significant effect on farmers' income growth and reduction of the incidence of poverty. Among them, the former is more significant while the latter is relatively weak. From a structural point of view, the poverty reduction efforts ranked from high to low are: industrial poverty alleviation, education poverty alleviation, relocation poverty alleviation, social security poverty alleviation and ecological poverty alleviation. Differences in poor people's ability have had a possible role in reducing poverty. This paper points out that the poverty alleviation policy in the new period should maintain consistency, and focus on strengthening farmers' anti-poverty capabilities and in the meantime set up a long-term mechanism for relative poverty governance.

Key Words: fiscal poverty alleviation; poverty incidence; poverty reduction effect; increment effect; relative poverty