

基础设施的可获得性与农村减贫*

——来自中国微观数据的经验分析

谢申祥¹ 刘生龙^{2,3} 李强⁴

摘要：利用中国家庭跟踪调查（CFPS）2010年和2014年的数据，本文从贫困率、贫困强度和贫困深度三个角度测度了农村贫困状况；在此基础上，进一步以贫困发生与否、贫困强度和贫困深度为被解释变量，分别从农户和社区两个层面实证分析了农村基础设施的可获得性对农村减贫的影响。分析结果表明，基础设施的可获得性对农村减贫具有正向影响，尤其是农村自来水设施的可获得性对农村减贫具有显著的正向效应。这一结论在考虑多种情形的回归分析中均保持稳健。本文的研究对于中国农村如何进一步实施精准扶贫具有重要的参考意义。

关键词：农村减贫 贫困率 贫困深度 贫困强度 基础设施

中图分类号：F323.8 **文献标识码：**A

一、引言

脱贫攻坚对于中国全面建成小康社会的战略目标具有重要意义。据统计，至2014年底，全国仍有14个集中连片贫困区、12.8万个贫困村、7017万贫困人口^①。只有当这7000多万贫困人口全部脱贫时，中国全面建成小康社会的目标方能实现。在过去30多年时间里，随着经济高速增长，中国在减贫方面取得了巨大的成就，使得6.6亿多人口脱贫，对全球减贫贡献率超过了70%^②。尽管中国的减贫工作取得了巨大的进步，但是，直到2013年农村地区仍然存在大量的贫困人口。

如何进一步降低农村贫困人口，让更多的底层农民享受经济社会发展的果实，一直是国家关注的重点问题之一。2015年习近平主席在出席“2015减贫与发展高层论坛”时强调，“到2020年，

*本文研究获得泰山学者工程专项资金资助计划和全国哲学社会科学规划办公室高端智库项目（项目编号：20155010298）的资助，特此感谢；同时感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见。当然，笔者作者文责自负。本文通讯作者：刘生龙。

^①参见《中国共有7017万贫困人口 有14个集中连片贫困区》，<http://www.chinanews.com/gn/2015/11-03/7603915.shtml>。

^②参见《对全球减贫贡献超过70%，“中国奇迹”普惠世界》，<http://world.huanqiu.com/hot/2015-10/7774744.html>。

中国政府将实现现有标准下 7000 多万贫困人口全部脱贫”^①。同年,《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》中再次提出在现行标准下农村贫困人口实现脱贫、贫困县全部摘帽的目标。此后,《中共中央、国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》对这一目标进行了更为具体的说明和阐述,即“到 2020 年,稳定实现农村贫困人口不愁吃、不愁穿,义务教育、基本医疗和住房安全有保障。实现贫困地区农民人均可支配收入增长幅度高于全国平均水平,基本公共服务主要领域指标接近全国平均水平。确保中国现行标准下农村贫困人口实现脱贫,贫困县全部摘帽,解决区域性整体贫困”。由此可见,探讨农村减贫问题具有重要的现实意义。

事实上,学术界对于中国农村减贫问题也进行了较为广泛的探讨和研究。一些研究者考察了政府减贫措施对农村贫困的影响(慧敏、陶然,2016);一些研究者探讨了公共支出对农村贫困的影响(王娟、张克中,2012;吕炜、刘畅,2008);还有一些研究者分析了收入分配对扶贫的影响(陈飞、卢建词,2014;张伟宾、汪三贵,2013;陈立中,2009)以及金融对农民收入进而对农村减贫的影响(卢立香、陈华,2012)。值得注意的是,这些研究往往更多关注经济增长和社会发展的作用,而忽视了背后更具体、更具有针对性的减贫措施的考察。

在过去 20 多年时间里,中国的基础设施取得了跨越式发展(刘生龙、胡鞍钢,2010),特别是自 2008 年全球金融危机以来,中国基础设施投资金额以年均 20% 以上的速度增长^②。基础设施发展既是中国经济增长的原因,又是经济增长的结果,两者相互促进(刘生龙、胡鞍钢,2010;张培丽、刘畅,2015)。从理论上讲,基础设施又可以至少通过三种渠道来降低农村贫困:首先,基础设施可以通过促进农村经济增长来降低贫困;其次,公共基础设施能够通过改善收入分配从而降低贫困发生率。比如说基础设施可以降低农村劳动力的转移成本,增加农村转移劳动力在城市中的就业,从而发挥在农村减贫中的关键作用;第三,基础设施可以降低农产品和农村居民获得额外收入的交易成本。具体来说,信息基础设施的改善可以有效降低农产品市场的信息不对称性,从而有利于农村居民选择生产更加有利于自己收入提高的农产品,而交通基础设施的改善可以降低农产品的运输成本,减少农产品在运输过程中发生的损耗,等等。基于此,一些研究尝试经验分析基础设施在农村减贫中的作用,以期提出更具有针对性和具体的建议和措施。

张勋、万广华(2016)发现,农村基础设施对包容性增长具有重要影响,农村基础设施投资既有利于农民收入增加,又有利于改善农村内部的收入不均等。Fan and Zhang(2004)发现,农村道路和信息基础设施对非农劳动生产率有着显著的促进作用。高颖、李善同(2006)的研究表明,基础设施可以通过降低转移成本和转移农村劳动力到城镇来促进农村减贫。刘生龙、周绍杰(2011)发现,农村基础设施的可获得性增加有助于促进农民收入增长。Zou et al.(2008)分别比较了铁路和公路对于经济增长和减贫的影响,发现公路建设更加有助于减少贫困。郭君平(2013)总结了农

^①参见《习近平主席在 2015 减贫与发展高层论坛上的主旨演讲》, http://www.xinhuanet.com/politics/2015-10/16/c_1116851045.htm。

^②由国家统计局公布的历年《国民经济和社会发展统计公报》计算而得。

村交通基础设施的减贫作用，讨论了交通基础设施影响农村减贫的可能机理。

从国外的经验研究来看，Gibson and Rozelle（2003）利用巴布新几内亚的入户调查数据检验了道路基础设施的便利程度对贫困的影响，发现越容易获得交通基础设施的居民陷于贫困的概率越低。Lokshin and Yemtsov（2005）利用格鲁吉亚的数据检验了教育、交通和自来水的重建工作对农村贫困的影响，结果发现，这些基础设施的改善有助于降低农村贫困。Jalan and Ravallion（2003）利用印度的数据检验了自来水设施对农村儿童健康和家庭贫困的影响，结果发现，对于贫困家庭来说，有自来水基础设施意味着儿童发生痢疾的概率更低，而健康人力资本有助于家庭摆脱贫困。

毫无疑问，已有研究对于认识中国农村减贫提供了较为深入的洞见，但是，现有针对中国农村减贫的研究仍存在进一步探讨的空间。首先，就贫困的内涵而言，贫困发生率更多地只是一个定性概念，无法进一步把握贫困人口的贫困程度，因此，除了需要了解贫困发生率大小及其影响因素以外，还需要定量测度贫困的具体程度，即分析贫困强度和贫困深度的大小及其影响因素，只有这样，才能更加精准把握农村贫困的状况，为精准扶贫提供依据。其次，对于农村减贫而言，研究的数据越微观越全面，就越有助于得到更为翔实的结论，从而为提出更具针对性的减贫措施提供坚实的依据。正因为如此，相对已有研究，本文一方面利用已有最新数据，既测算了贫困发生率又测算了贫困深度和贫困强度，以更加全面和准确分析农村的贫困状况，并在此基础上展开经验分析，是对现有文献的补充；另一方面则既利用了最新的微观入户调查数据又利用了农村社区调查数据进行了探讨，其研究结论无疑将为进一步精准扶贫提供重要和翔实的依据和支撑。

本文的结构安排如下：除第一部分引言外，第二部分是经验分析涉及的数据和变量说明；第三部分是基准回归结果；第四部分则考虑了经验分析中可能存在的内生性问题，在此基础上展开了讨论；第五部分利用多种工具变量进行了进一步的稳健性检验；最后一部分为本文的结论与政策建议。

二、数据与变量说明

本文根据 2010 年和 2014 年中国家庭跟踪调查（CFPS）数据，对中国农村贫困状况进行了测度，以提炼出农村贫困的特征事实。值得说明的是，CFPS 是北京大学社会调查中心实施的一项大规模的数据调查。该数据采用城乡一体的多阶段、内隐分层和与人口成比例的抽样方法来保证样本的代表性。具体来说，CFPS 样本覆盖 25 个省、自治区、直辖市，代表了中国大陆地区 95% 的人口^①。到目前为止，CFPS 一共进行了 1 次测试性调查和 3 次正式调查，三次正式调查的时间分别是 2010 年、2012 年和 2014 年。因为 2012 年的调查没有包含社区调查，基于此，本文使用 2010 年和 2014 年的调查数据作为基础分析数据。由于本文重点关注农村贫困问题^②，因而本文将上述两年调查数据中的城镇观测值进行了删除，这样本文进行分析的观测值主要包括农村家户样本观测值 14158 个（其中，2010 年 7185 个，2014 年 6973 个）和农村社区样本观测值 625 个（其中，2010 年 327 个，

^①没有包含在样本中的大陆省份为内蒙古、海南、西藏、宁夏、青海和新疆。

^②中国的贫困地区主要集中在农村。

2014年298个)。

(一) 贫困的测度

从已有研究来看,不同学科对贫困的界定和划分存在显著的差异,譬如经济学中将贫困划分为收入贫困、消费贫困、能力贫困等,社会学中将贫困划分为知识贫困、生态贫困等(王德文、张恺悌,2005;胡鞍钢、李春波,2001)。这样势必导致从不同角度所计算的贫困发生率也存在很大的差异。即使是收入贫困,不同的衡量标准也会导致贫困发生率的计算产生很大的不一致。值得注意的是,几乎所有国家都会设定一个适合本国国情的贫困线,用于反映维持最低生活标准所需的食品及非食品成本。由于发达国家维持最低生活标准所需要的成本要高于发展中国家,因此,发达国家的贫困标准普遍高于发展中国家。考虑到基于国内制定的贫困线标准所进行的测度不具备国际比较性,本文尝试按照最新的国际贫困线标准来测度中国的农村贫困状况,并在此基础上展开进一步的分析。2015年,世界银行宣布,如果按照2011年不变价的购买力平价(PPP)来计算,一个家庭中平均每人每天的收入低于1.9美元就被划分为贫困家庭^①。根据该标准,基于CFPS调查数据,本文对中国2010年和2014年农村贫困情况进行测算。

根据Foster et al.(1984)的研究,贫困的测度可以通过如下公式来进行:

$$p_{\delta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - s_i}{z} \right)^{\delta} \quad (1)$$

(1)式中, z 代表贫困线, s_i 代表第*i*个家庭的人均收入,第*i*个家庭的贫困差距用 $z - s_i$ 表示。总人口规模为 n , q 表示贫困人口(即 $s_i < z$)的数量。当 δ 取值为0时, p_0 是简单的贫困发生率;当 δ 取值为1时, p_1 表示贫困深度指数;当 δ 取值为2时, p_2 表示贫困强度指数。

CFPS的家户调查中报告了家庭的人均收入,本文基于世界银行提供的2011年不变价格的PPP指数^②将家庭人均收入调整成2011年不变价的PPP美元收入,然后除以365就可以得到每人每天的2011年不变价PPP美元收入水平,再根据(1)式就可以对2010年和2014年中国农村及各省份的贫困状况进行计算。

表1给出了按照国际贫困线1.9美元/天的标准计算出来的各类农村贫困指数。可以看到,如果按照最新的国际贫困线标准,2010年中国农村仍然有着较高的贫困发生率,达到了25.4%,2014年下降为18.7%。由于地区发展不平衡,中国农村的贫困发生率存在很大的区域性差异,北京农村的贫困发生率为0,是最低的,四川农村的贫困发生率最高,达到了38.6%。直到2014年,中国农村的贫困发生率仍然在18%以上,说明如果按照最新的国际标准,中国农村仍然存在大量的贫困人口。

贫困发生率可以反映生活在贫困线以下人口的比率,但是,它无法反映这些生活在贫困线以下的人口生活究竟有多贫困。具体来说,对于那些生活在贫困线以下的人而言,无论有多贫困,无论是变得更加贫困还是贫困程度下降,只要仍然生活在贫困线以下,那么,据此计算得到的贫困发生

^①参见《世界银行上调国际贫困线标准》, http://www.xinhuanet.com/world/2015-10/05/c_1116739916.htm。

^②数据来源: <https://data.worldbank.org/>。

率都不会变化。为弥补贫困发生率指标的不足，这就不得不提到另一个贫困指数，即贫困深度指数，它反映贫困人口的收入水平与贫困线的距离。可以看到，2010年中国农村的贫困深度指数为20.8%，2014年为10.0%，贫困深度指数也随着年份有所下降。

与贫困深度指数类似，贫困强度指数反映的是贫困人口收入水平与贫困线差距的平方，贫困强度指数越大，说明贫困强度越高。从表1可以看到，中国的贫困强度指数在2010年为17.2%，2014年下降为6.9%。说明贫困强度指数也随着年份有所下降。

表1 中国农村贫困状况

年份或地区	贫困发生率		贫困深度指数		贫困强度指数	
	指数 (%)	贡献度 (%)	指数 (%)	贡献度 (%)	指数 (%)	贡献度 (%)
2010年	25.4	58.4	20.8	67.9	17.2	72.0
2014年	18.7	41.6	10.0	32.1	6.9	28.0
北京	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
天津	11.8	0.2	4.7	0.1	3.7	0.1
河北	21.8	6.5	15.2	5.9	11.9	6.0
山西	23.6	6.4	17.2	6.1	13.4	6.2
辽宁	13.2	5.7	9.8	5.4	7.6	5.6
吉林	11.0	0.5	9.0	0.9	6.6	0.9
黑龙江	10.6	0.6	9.4	1.0	7.0	1.0
上海	2.0	0.3	1.4	0.3	1.2	0.3
江苏	6.6	0.4	4.1	0.3	3.5	0.3
浙江	11.0	0.8	7.1	0.7	5.7	0.7
安徽	13.0	1.1	9.0	1.0	6.9	1.0
福建	18.6	1.1	12.6	1.0	10.1	1.0
江西	17.6	2.2	11.5	1.8	8.8	1.8
山东	16.6	4.6	12.1	4.3	9.2	4.3
河南	16.4	9.5	14.6	10.7	11.3	10.9
湖北	8.4	0.4	4.9	0.3	3.7	0.3
湖南	15.6	2.2	10.4	1.8	8.2	1.9
广东	24.8	10.3	18.5	11.1	14.9	8.9
广西	26.8	3.1	18.3	3.3	14.2	3.4
重庆	35.2	1.6	19.4	1.2	15.7	1.2
四川	38.6	11.5	26.1	9.0	20.9	9.5
贵州	37.4	7.4	27.4	7.0	21.9	7.3
云南	23.0	4.6	16.4	4.3	12.8	4.4
陕西	22.6	2.3	18.1	2.4	14.4	2.5
甘肃	24.8	16.7	19.4	20.1	15.0	20.5
总计	22.1	100.0	15.5	100.0	12.1	100.0

注：基于 CFPS2010 年和 2014 年的调查数据计算。

（二）基础设施测度及其他控制变量

长期以来，中国的农村发展大大落后于城市发展，基础设施建设尤其落后。为了改变农村基础设施落后的状况，中国政府在最近 10 多年时间里加大了对农村基础设施的投入，基础设施落后的现状得到了一定程度的缓解。

首先是交通基础设施。在当今社会，“要想富先修路”的观念已经深入人心，过去中国农村经济社会发展落后的一个重要原因就是交通基础设施落后导致信息闭塞，使得农村成为自然封闭状态。为了改善农村交通状况，2003 年根据中央有关“三农”工作的部署和要求，中国交通部提出“修好农村路，服务城镇化，让农民兄弟走上沥青路 and 水泥路”的目标。之后，经过 10 年的发展，截止到 2013 年年底，中国 99.7% 的建制村通了公路^①。

与城镇已经有了比较成熟的公共卫生系统相对照的是，中国农村的公共卫生系统几乎还没有建立。到目前为止，中国农村绝大多数农村居民都没有使用自来水，生活用水主要依靠自然河流或者井水。大多数农村家庭还没有抽水马桶。公共卫生系统的落后使得农村居民的身体健康状况明显落后于城镇地区，2009 年中国城镇人口的平均预期寿命为 77.3 岁，而农村人口的平均预期寿命为 72.3 岁，比城镇足足低了 5 岁（胡英，2010）。由健康因素导致的农村贫困要比城镇地区更加严重。

本文主要论证道路基础设施和自来水设施对农村贫困的影响。在 CFPS 中，不论是家庭调查还是农村社区调查都包含了相关道路和自来水设施的调查。在家庭调查中，交通基础设施是通过家庭户离最近硬化道路距离来进行度量的，很明显，到最近硬化道路越远意味着交通基础设施的可获得性越差，这是衡量交通基础设施的反向指标。本文用自来水管道的可获得性来衡量农村家庭的卫生基础设施，具体来说用家庭是否使用自来水来刻画，如果是，取值为 1，否则取值为 0。

在针对家庭样本的经验分析中，本文还引入其他控制变量，包括：家庭规模，用家庭人口数量衡量；户主年龄和年龄的平方；户主受教育状况，由于农村居民的受教育程度仍然比较低，据此，将户主的教育状况通过三类虚拟变量予以刻画，分别是小学及以下教育程度者（户主文化程度在小学及以下的取值为 1，其他取值为 0）、初中教育程度者（户主文化程度是初中的取值 1，其他取值 0）、高中及以上教育程度者（户主文化程度是高中及以上的取值 1，其他取值 0）；户主民族（户主是汉族的取值 1，是少数民族的取值 0）；户主婚姻（单身的取值 1，有配偶的取值 0）；户主健康状况（比较健康和很健康的取值 1，不健康的取值 0）。

在针对农村社区调查样本进行的经验分析中，基础设施变量也包括 2 类，分别是：是否通了公路（如果是，取值 1，否则取值 0）和通公路时长（农村社区开通公路的历史时间长度）；是否通了自来水（如果是，取值 1，否则取值 0）和通自来水时长（农村社区开通自来水的历史时间长度）。

涉及农村社区分析的其他控制变量包括村庄常住人口数量；老年抚养比，用 60 岁以上人口与

^①数据来源：中华人民共和国交通运输部（编），2014：《中国农村公路发展十年：2003~2013》，北京：人民交通出版社。

15~60 岁人口之比来衡量；少儿抚养比，用 15 岁以下人口与 15~60 岁人口之比来衡量；人均耕地面积；外出人口与总人口之比；汉族人口与总人口之比；初中教育以上人口占比（初中教育以上人口占总人口比重）。

（三）变量的描述性统计

表 2 给出了所有变量的描述性统计。在 Panel A 农户调查中可以看到，2010 年中国农村地区农户住地到最近硬化道路的平均距离接近两公里，说明农户道路基础设施的可获得性仍然比较差。自来水或纯净水的普及率在 2010 年为 39.3%，2014 年为 54.9%，说明农村用水基础设施取得了一定的进步，不过自来水普及率仍然偏低，将近一半的农村住户直到 2014 年仍然主要依靠自然水生活，还有相当一部分农村居民面临生活用水困难（余燕素、全永波，2016）。

表 2 变量的描述性统计

	所有样本		2010 年样本		2014 年样本	
	均值	方差	均值	方差	均值	方差
Panel A: 农户调查						
贫困发生率	0.221	0.415	0.254	0.436	0.187	0.390
贫困深度指数	0.155	0.312	0.208	0.359	0.100	0.242
贫困强度指数	0.121	0.261	0.172	0.304	0.069	0.194
离最近硬化道路距离（千米）	1.939	3.814	1.939	3.814	—	—
是否使用自来水	0.470	0.499	0.393	0.489	0.549	0.498
家庭规模	4.134	1.876	4.190	1.810	4.075	1.943
户主年龄（实际年龄÷10 岁）	4.997	1.360	4.879	1.314	5.121	1.398
小学及以下	0.268	0.443	0.274	0.446	0.262	0.440
初中	0.266	0.442	0.273	0.446	0.258	0.438
高中及以上	0.100	0.300	0.096	0.295	0.103	0.304
户主健康状况	0.681	0.466	0.752	0.432	0.608	0.488
户主民族	0.897	0.304	0.890	0.312	0.905	0.294
户主婚姻	0.221	0.415	0.115	0.318	0.117	0.321
Panel B: 农村社区调查						
贫困发生率	0.225	0.170	0.256	0.188	0.191	0.139
是否通公路	0.870	0.336	0.847	0.360	0.896	0.306
是否通自来水	0.571	0.495	0.520	0.500	0.626	0.485
通公路时长（年）	17.661	17.380	17.699	17.102	17.620	17.706
通自来水时长（年）	6.079	8.449	5.321	8.053	6.904	8.799
常住人口（千人）	1.840	1.462	1.792	1.372	1.894	1.556
老年抚养比	0.785	3.344	0.510	1.343	1.074	4.571
少儿抚养比	0.651	2.865	0.498	0.933	0.810	3.975
人均耕地面积（亩）	2.167	8.476	2.336	11.710	1.991	2.043
外出人口占总人口比重	0.366	0.223	0.347	0.216	0.386	0.229

基础设施的可获得性与农村减贫

汉族人口比重	0.894	0.269	0.890	0.274	0.897	0.263
初中教育以上人口占比	0.362	0.173	0.369	0.178	0.354	0.168

注：2014年CFPS 农户调查中没有到最近硬化道路、最近的医疗点、最近的高中和商业中心的调查，因此空缺。

表 2Panel A 还给出了其他有关家户和户主特征的变量的描述性统计。可以看到，农村家户的平均规模为 4.13 人，相对于中国当前只有 3.02 人的平均家庭规模来说，农村家庭规模明显要大一些，不过也可以看到，2014 年农村平均的家庭规模要小于 2010 年，说明农村的家庭规模也在小型化。另外还可以看到，在农村家户样本中，户主文化程度为小学及以下的占 62.8%，中学的占 26.6%，高中及以上的占 10%。由于样本中户主平均年龄为 50 岁左右，这就意味着中国农村家庭二十世纪 60 年代左右出生的人群平均受教育水平非常低，与当时中国正处于政治动荡的时代特征是相符的。

Panel B 给出的是农村社区调查样本的描述性统计。可以看到，在样本中，2010 年 84.7% 的农村社区都已经通了公路，2014 年将近 90% 的农村社区都已经通了公路，充分反映了自 2003 年中国交通部提出“修好农村公路”要求之后，中国农村公路逐渐普及的状况。2010 年农村社区自来水设施的普及率为 52.0%，2014 年达到了 62.6%，虽然自来水基础设施得到了一定程度的改善，但仍然还有相当一部分农村社区没有开通自来水设施。

Panel B 还给出了一些有关农村基本特征变量的描述性统计，包括常住人口，平均来说，每个农村社区的常住人口为 1840 人。农村人口年龄结构目前来看也非常不合理，具体来说，老龄化程度非常高，2010 年 60 岁以上老年人口与 15~60 岁之间的人口之比（老年抚养比）为 51%，差不多 2 个年轻人供养一个老人，2014 年老年抚养比达到了 107.4%，也就是说不到一个年轻人需要供养一个老人。农村 15 岁以下人口与 15~60 岁之间的人口之比（少儿抚养比）也在迅速上升，2010 年为 49.8%，2014 年达到了 81.0%。这反映了农村青壮年不断流失的现实。农村外出务工者的比重从 2010 年的 34.7% 上升至 2014 年的 38.6%，可以合理推测，这些外出务工人员大多都是青壮年。农村社区居民的教育层次是非常低的，2010 年仅有 36.9% 的人口接受了初中及以上的教育，2014 年这一比重下降为 35.4%，这并不意味 2014 年农村义务教育普及率相对于 2010 年下降了，而是因为更多接受过初中以上教育的农村居民外出打工了。

三、计量分析及其结果

（一）基于家户调查的估计

本文首先估计基础设施可获得性对农村家庭贫困的影响。待估计的方程形式如下：

$$H = \alpha \cdot Inf + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中，被解释变量 H 是贫困发生率、贫困深度指数或者贫困强度指数， Inf 是反映农村基础设施的变量， X 是其他控制变量向量，所有这些变量都列在表 2 的 Panel a 中。当被解释变量

为家户是否贫困时^①，由于它是取值 0 或 1 的虚拟变量，（2）式方程是一个典型的二元选择模型，遵循标准的程序，本文用伪极大似然估计方法（pseudo maximum likelihood）进行参数估计。

表 3 报告了（2）式的参数估计结果。第（1）列报告的是离最近硬化道路的距离对贫困发生率的影响，到最近的硬化道路越远意味着交通基础设施的可获得性越差。可以看到，离最近硬化道路的距离对贫困发生率有正向影响，不过估计系数并不显著。第（2）列报告的是自来水设施对贫困发生率的影响，可以看到，拥有自来水设施对贫困发生率产生负向影响，且估计值在 1% 的水平下显著。第（3）列同时将交通和自来水设施变量放在回归方程中，结果发现，到最近的公路越远，贫困发生的概率越高，不过估计系数依然不显著；自来水设施对贫困发生的影响仍然为负，且高度显著。

表 3 基础设施对农村家户贫困发生率的 Probit 估计结果

	(1)	(2)	(3)
离最近硬化道路距离	0.010 (0.011)	—	0.005 (0.010)
是否使用自来水	—	-0.167*** (0.060)	-0.334*** (0.082)
家庭规模	0.062*** (0.014)	0.017 (0.011)	0.052*** (0.013)
户主年龄	-0.48*** (0.133)	-0.484*** (0.069)	-0.521*** (0.117)
户主年龄的平方	0.056*** (0.014)	0.053*** (0.008)	0.060*** (0.013)
小学	-0.224*** (0.052)	-0.245*** (0.041)	-0.218*** (0.055)
初中	-0.499*** (0.073)	-0.377*** (0.057)	-0.483*** (0.077)
高中及以上	-0.675*** (0.074)	-0.455*** (0.044)	-0.638*** (0.083)
户主健康状况	-0.312*** (0.057)	-0.138*** (0.039)	-0.301*** (0.060)
户主民族	-0.280** (0.137)	-0.370*** (0.088)	-0.300** (0.148)
户主婚姻	0.211*** (0.064)	0.061** (0.025)	0.188*** (0.057)
观测值	4217	13186	4217

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；控制变量还包括省份和观测年份虚拟变量。

^①感谢匿名审稿人的建议，此时用家户是否发生贫困来刻画被解释变量会更准确一些。

表3还列出了控制变量的参数估计结果，可以看到，这些控制变量基本上都符合经济学解释：年龄对贫困发生率产生“U”型影响，也就是说，随着户主年龄的增长，家庭陷于贫困的概率逐渐降低，但是，当户主年龄达到一定程度之后，家庭陷于贫困的概率又随年龄的增加而增加；相对于文盲半文盲来说，小学教育、初中教育和高中及以上教育都会降低贫困发生的概率，此外，从小学教育到高中及以上教育，其估计系数的绝对值越来越大，说明越是教育水平高，越不容易陷于贫困，这也就证明了教育对减贫的意义；身体越健康，贫困发生的概率越低；相对于少数民族群体来说，汉族人发生贫困的概率更低；而相对于已婚且有配偶的人群来说，单身人群发生贫困的概率更高。

表3的估计结果初步证明，对农村家庭来说，基础设施可获得性越高，农村家庭贫困发生的概率越低，基础设施可获得性增强与贫困发生率之间呈负相关关系。

当被解释变量是贫困深度指数或者贫困强度指数时，由于当家庭人均收入低于贫困线时被解释变量是从0到1之间的连续值，而当家庭人均收入高于贫困线时为0，也就是说，这是一个左端点受到审查的数据（censored data）。为了对这种类型的数据进行参数估计，本文用审查回归（Tobit）模型进行参数估计。

由表4易知，被解释变量无论是用贫困深度指数还是用贫困强度指数，其估计结果均表明，尽管估计系数不显著，但农户离最近的硬化道路越远，其陷于贫困的概率越高，而家庭拥有自来水设施会显著降低贫困发生概率。不过，当离最近硬化道路距离、是否使用自来水两个变量放在同一个模型时，仅仅只有自来水基础设施通过了显著性检验。表4估计结果与表3的结论是一致的。

表4 基础设施对贫困深度和贫困强度影响的Tobit估计结果

	(1)	(2)	(3)
Panel A: 基础设施的可获得性对贫困深度的影响			
离最近硬化道路距离	0.010 (0.011)	—	0.005 (0.009)
是否使用自来水	—	-0.152*** (0.057)	-0.335*** (0.086)
控制变量	是	是	是
观测值	4217	13185	4217
Panel B: 基础设施的可获得性对贫困强度的影响			
离最近硬化道路距离	0.008 (0.009)	—	0.004 (0.008)
是否使用自来水	—	-0.124*** (0.046)	-0.278*** (0.071)
控制变量	是	是	是
观测值	4217	13185	4217

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误（robust standard error clustered by provinces）；*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；控制变量包括表2中Panel A的所有变量以及省份和观测年份虚拟变量。

（二）基于农村社区调查的估计结果

基础设施对农村社区贫困影响的计量模型设定如下：

$$H_{it} = \alpha \cdot Inf_{it} + X_{it}\beta + f_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（3）式中， H_{it} 是第 i 个社区在 t 年份的贫困发生率，在社区调查中用一个社区中贫困家庭的户数占总户数的比重来衡量， f_i 和 γ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应。很明显， H_{it} 是处于 0 和 1 之间的连续数值，因此不再使用二元选择模型进行参数估计。与（2）式类似， inf_{it} 是基础设施变量， X_{it} 是反映农村社区特征的控制变量向量。不过，在社区贫困发生率影响方程中，不论是基础设施变量，还是控制变量，都与家户调查的不一样。（3）式中所有基础设施变量和控制变量都列在表 2 的 Panel b 中。本文首先用 OLS 对（3）式方程进行参数估计。

表 5 报告了（3）式的 OLS 估计结果。第 1 列估计了是否通公路对农村社区贫困发生率的影响，可以看到，相对于没有通公路的社区来说，通公路的农村社区贫困发生率显著降低。第 2 列反映的是是否通自来水对贫困发生率的影响，可以看到，自来水设施对贫困发生率的影响方向为负，也就是说，相对于没有通自来水的农村社区来说，通自来水的农村社区贫困发生率更低，该估计值在 5% 的水平上显著。第 3 列同时引入交通和自来水设施，可以看到，交通和自来水设施的可获得性都对农村贫困发生率产生显著负向的影响，也就是说，交通或自来水设施的可获得性越强，农村社区的贫困发生率越低。

表 5 还报告了其他控制变量的估计系数。与家户调查样本的估计结果一样，控制变量的估计系数大多数都符合经济学解释。常住人口对农村贫困发生率产生显著的负向影响，意味着越多人口的农村社区越不容易陷于贫困。老年抚养比和少儿抚养比对农村社区贫困发生率的影响不显著，这一点也并不难解释。从理论上说，一个经济体老年抚养比越高，意味着该经济体养老负担越重，青壮年越少，因此生产能力就会更加不足，该经济体往往容易陷于经济增长乏力和贫困发生率增加的境地。但是，在中国农村地区，之所以老年抚养比很高是因为大部分青壮年都涌入城镇地区务工，这部分人由于最终还是要回到农村发展，因此务工所挣的钱大部分最终还是会流入农村社区，这反过来有助于农村社区脱贫。农村人均耕地面积越多，贫困发生率越高，而且这一估计结果都在 1% 的水平上显著。人均耕地面积越大意味着农民可以有更多的田地可供耕种，因此更加有利于农村居民脱贫致富。但是，人均耕地面积大的一个更重要的原因可能是人口数量太少，而人口数量少势必不利于经济的集聚和发挥经济的规模效应，从而不利于经济发展。从表 5 还可以看到，外出务工人口比重越高，农村越不容易陷于贫困，但其估计系数均不显著。最后可以看到，汉族人集聚的农村社区贫困发生率更低，此外，本文再次发现教育对农村减贫的作用，具有中等教育程度以上人口比例越高的农村社区贫困发生率越低。表 5 的后面还报告了实证估计结果拟合优度，可以看到，所有估计结果拟合优度都在 0.30 以上，对于截面数据来说，这一拟合优度已经具有了较强的解释力。

总体而言，表 5 的估计结果初步可以证明，对于农村地区来说，基础设施可获得性对农村社区的贫困发生率有着显著的降低作用，这一结论与前面家户样本的估计结果是相一致的。

表 5 基础设施可获得性对农村社区贫困发生率影响的 OLS 估计结果

	(1)	(2)	(3)
是否通公路	-0.029* (0.016)	—	-0.033* (0.018)
是否通自来水	—	-0.015** (0.007)	-0.018** (0.008)
常住人口	-0.015** (0.0070)	-0.016** (0.0068)	-0.016** (0.007)
老年抚养比	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.003)
少儿抚养比	-0.021 (0.052)	-0.018 (0.050)	-0.023 (0.053)
人均耕地面积	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
外出人口占总人口比重	-0.007 (0.050)	-0.006 (0.050)	-0.015 (0.054)
汉族人口比重	-0.104* (0.054)	-0.110** (0.051)	-0.117** (0.054)
初中以上人口占比	-0.205*** (0.061)	-0.198*** (0.061)	-0.183*** (0.058)
R ²	0.33	0.32	0.31
观测值	433	433	433

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误（robust standard error clustered by provinces）；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；控制变量还包括省份和观测年份虚拟变量。

四、内生性问题

（一）内生性来源及工具变量构造

尽管前面不论是利用农户调查数据还是利用农村社区调查数据都表明，基础设施可获得性越强，贫困发生率越低，但是这里可能存在内生性问题，使得估计结果很可能是相关关系，而不是因果关系。内生性主要来源于三个方面：遗漏解释变量、测量误差和双向因果关系。首先是遗漏解释变量的问题，一些无法观测到的因素，或者可观测到但是在 CFPS 中没有体现的因素同时会对基础设施可获得性和贫困发生率产生影响。比如说自然、气候、人们的生活习俗等既能够影响基础设施建设，同时也能够影响经济发展，对贫困自然也会有很大的影响。其次是测量误差问题，比如说基础设施可获得性的测量问题，越是到微观层面越是容易出现测量误差问题，因为没有哪一个指标可以完全代理基础设施的可获得性，只能寻求类似的代理变量。第三个双向因果关系问题其实也是最严重的导致内生性的问题，基础设施差很可能导致贫困，但也有可能是因为贫困导致基础设施差，毕竟

中国的农村基础设施在早前很多时候，很大程度上都是由村民自己集资建造，并不完全是国家出资建造。在这种情况下，富裕的农村社区可以自己出钱建造和改善基础设施，而那些贫穷的农村社区则没有能力集资建造基础设施。

为了解决基础设施的内生性问题，必须找到合适的工具变量进行两阶段估计。在社区调查中还包括通公路的时长和通自来水的时长，通公路或者通自来水的年份越早，说明该村享受交通和自来水基础设施的时间越长，根据通路和通自来水的年份，结合调查时点，本文就可以计算该村通路和通自来水的时长，到调查时点仍然没有通的取值为 0，如果刚刚通了取值为 1，如果已经通了 n 年，那么取值为 $n+1$ 。由于不论是交通基础设施，还是自来水基础设施，都具有网络的特点，一旦某一个地区通了公路或者自来水，附近没有通的地区就会想办法修建公路或者自来水与该村的公路或自来水连接起来，从而促进附近地区的基础设施改善或者普及。因此，本文用该社区通公路的时长作为交通基础设施的工具变量，用社区通自来水的时长作为自来水基础设施的工具变量，这一设定工具变量的思想与 Gibson and Rozelle (2003) 的工具变量设计原理是一样的。

(二) 农村家户贫困的工具变量估计

本文用通公路的时长作为农村交通基础设施的工具变量，用通自来水的时长作为自来水基础设施的工具变量。表 6 报告了这两类基础设施可获得性对农村家户贫困发生率影响的工具变量估计结果。

表 6 基础设施对农村家户贫困发生率影响的 Ivprobit 估计结果

	(1)	(2)	(3)
离最近硬化道路距离	0.174*	—	0.135*
	(0.104)	—	(0.068)
是否使用自来水	—	-0.704***	-0.440**
	—	(0.123)	(0.205)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计			
通公路时长	-0.222**	—	-0.186***
	(0.113)	—	(0.067)
通自来水时长	—	0.274***	0.415*
	—	(0.024)	(0.236)
Wald 统计值	159.62	1834.43	15.30
观测值	3648	13186	3681

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误 (robust standard error clustered by provinces)；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；控制变量还包括表 3 中的所有控制变量以及省份和观测年份虚拟变量。

从第一阶段的估计结果可以看到，本文中工具变量的选择是有效的。限于篇幅，本文没有列出所有控制变量的参数估计结果，控制变量的参数估计与表 3 的估计结果没有很大区别，因此，本文主要集中在基础设施可获得性的参数估计上。可以看到，表 6 的估计结果与表 3 的估计结果在方向

上都是一致的，所不同的是，表 6 工具变量估计结果的绝对值在数值上普遍大于表 3 的估计值，一个可能的解释是基础设施的指标测量存在测量误差，OLS 估计产生明显的衰减偏差（attenuation bias）。第 1 列的估计结果表明，离最近的硬化道路越远，农村家户贫困发生的概率越高。第 2 列估计结果表明家户拥有自来水设施对贫困产生显著的降低作用。第 3 列同时引入交通和自来水基础设施变量，估计结果表明，到最近硬化道路越远，家庭贫困发生的概率越高，而拥有自来水基础设施则会显著降低家庭贫困发生的概率。

表 7 给出了基础设施的可获得性对家庭贫困深度和贫困强度的影响的工具变量估计结果。不论是贫困深度，还是贫困强度，道路基础设施的影响在方向上与对贫困发生率的影响是一致的，到最近硬化道路越远，也就是说道路基础设施可获得性越差，家户贫困深度或者贫困强度越高，不过道路基础设施变量的估计系数并不显著。第 2 列的估计结果表明，拥有自来水设施可以显著降低农村家庭的贫困深度或者贫困强度。但是，当同时引入道路和自来水设施后，这两类基础设施对贫困深度或者贫困强度影响的估计系数不再显著。

表 7 基础设施对农村家户贫困深度和贫困强度影响的 ivtobit 估计结果

	(1)	(2)	(3)
Panel A: 基础设施的可获得性对贫困深度的影响			
离最近硬化道路距离	0.223 (0.202)	—	0.141 (0.142)
是否使用自来水	—	-0.706*** (0.136)	-0.189 (0.170)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计			
通公路时长	-0.222** (0.113)	—	-0.207** (0.109)
通自来水时长	—	0.274*** (0.020)	0.415* (0.236)
Panel B: 基础设施的可获得性对贫困强度的影响			
离最近硬化道路距离	0.185 (0.168)	—	0.135 (0.135)
是否使用自来水	—	-0.589*** (0.113)	-0.169 (0.158)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计			
通公路时长	0.222** (0.113)	—	-0.207** (0.109)
通自来水时长	—	0.274*** (0.020)	0.415* (0.236)

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误（robust standard error clustered by provinces）；*、**、***分别表示

在 10%、5%和 1%的水平上显著；控制变量包括表 2 中 Panel A 的所有变量以及省份和观测年份虚拟变量。

（三）农村社区贫困的工具变量估计

表 8 报告了基础设施可获得性对农村社区贫困发生率影响的工具变量（IV）估计结果。本文用通公路的时长作为是否通公路的工具变量，用通自来水的时长作为是否通自来水的工具变量。表 8 的后面给出了第一阶段工具变量的有效性检验，可以看到，第一阶段的 F 统计值远在 10 以上，根据拇指法则，工具变量是有效的。

表 8 基础设施可获得性对农村社区贫困发生率影响的 IV 估计结果

	(1)	(2)	(3)
是否通公路	-0.160** (0.064)	—	-0.040 (0.030)
是否通自来水	—	-0.073*** (0.019)	-0.278*** (0.071)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计			
通公路时长	0.074*** (0.010)	—	0.054** (0.027)
通自来水时长	—	0.361*** (0.037)	0.071*** (0.008)
第一阶段 F 统计值	57.88	96.73	35.08
R ²	0.24	0.21	0.24
观测值	383	377	377

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误（robust standard error clustered by provinces）；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；控制变量还包括表 3 中的所有控制变量以及省份和观测年份虚拟变量。

从表 8 的第 1 列可以看到，农村社区通公路可以有效降低社区贫困发生率，这与“要想富，先修路”的直觉是相符的。与家户调查数据的估计结果一样，在社区调查中的 IV 估计在数值上也明显大于 OLS 估计值。第 2 列的估计结果表明，农村社区通自来水会明显减低农村社区贫困发生率。第 3 列同时引入交通和自来水基础设施之后可以看到，自来水基础设施对农村贫困仍然有显著的降低作用，交通基础设施对农村贫困发生率的影响仍然为负，不过估计系数并不显著。

表 6 至表 8 的估计结果再次表明农村基础设施建设对农村减贫的重要意义，IV 估计结果也进一步表明农村基础设施可获得性增强有助于贫困发生率的降低。

五、进一步的工具变量检验

作为稳健性检验，本文还构造了另一个工具变量来识别基础设施对农村贫困的因果影响，即政策优先指数，该工具变量构建方法和原理与刘生龙、胡鞍钢（2011）的相同^①。为了促进特定区域的

^①与刘生龙、胡鞍钢（2001）一样，这里的政策优先指数通过调查年份与所在省份实施优先发展政策的年份之差来进

经济发展，实现国家战略，中国在不同时期对不同省份实施了一系列发展战略，这些发展战略构成这些省份的政策优先指数。由于早期的优惠政策往往会最先改善这些目标省份的基础设施状况，因此政策优先指数可以作为目标省份农村基础设施的工具变量。本文选择以 2000 年及以前的发展战略作为构建外生性政策工具变量的基础，这是因为这些更早期的政策措施由于年代相对久远，其作为工具变量外生性条件更容易得到满足。

表 9 报告了用政策优先指数作为工具变量时，基础设施可获得性对农村家户贫困发生率影响的估计结果。由第 1 列可以看到，其估计结果与表 6 比较类似，家庭居住地址到最近的硬化道路越远，贫困发生的概率越高，其估计系数在 1% 水平下显著。此外，拥有自来水设施的家庭，其贫困发生概率也是显著降低的。表 9 的估计结果再次证实了在家户层面上，基础设施的可获得性越强，家庭陷于贫困的概率越低。

表 9 基础设施对农村家户贫困发生率的影响（政策优先指数作为工具变量）

	(1)	(2)	(3)
离最近硬化道路距离	0.252*** (0.066)	—	0.179 (0.206)
是否使用自来水	—	-1.542** (0.646)	-0.688** (0.299)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计 政策优先指数	-0.013*** (0.005)	0.021** (0.011)	0.002** (0.001)
通公路时长	—	—	0.004 (0.020)
通自来水时长	—	—	0.247*** (0.036)
Wald 统计值	218.63	3713.36	222.85
观测值	3921	12439	3307

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误（robust standard error clustered by provinces）；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；控制变量还包括表 3 中的所有控制变量以及省份和观测年份虚拟变量；第 3 列同时引入通公路时长和通自来水时长作为工具变量，是因为内生变量包含 2 个，必须引入 2 个及以上工具变量，否则模型不能够识别。

表 10 报告的是用政策优先指数作为工具变量，基础设施可获得性对农村家户贫困深度和贫困强度的影响。其结果显示，家庭居住地址到最近硬化道路越远，越可能加剧贫困的深度和强度，尽管估计系数并不显著。加快完善自来水设施则会明显降低农村家户的贫困深度和贫困强度。这一结论更加验证了前述分析结果的稳健性。

行测量。举例来说，四川省 2000 年实施西部大开发，那么，其 2010 年的政策优先指数就是 10。

基础设施的可获得性与农村减贫

表 10 基础设施对农村住户贫困深度或贫困强度的影响（政策优先指数作为工具变量）

	(1)	(2)	(3)
Panel A: 基础设施可获得性对贫困深度的影响			
离最近硬化道路距离	0.501 (0.705)	— —	0.037 (0.029)
是否使用自来水	—	-0.706*** (0.136)	-0.202*** (0.069)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计			
政策优先指数	0.013*** (0.005)	0.021** (0.011)	0.001** (0.001)
通公路时长	—	—	-0.303** (0.155)
通自来水时长	—	—	-0.211* (0.117)
Panel B: 基础设施可获得性对贫困强度的影响			
离最近硬化道路距离	0.495 (0.651)	— —	0.042* (0.022)
是否使用自来水	—	-0.281** (0.138)	-0.099** (0.048)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计			
政策优先指数	0.013*** (0.005)	0.021** (0.011)	0.001** (0.001)
通公路时长	—	—	-0.303** (0.155)
通自来水时长	—	—	-0.211* (0.117)

注：括号中数值为稳健的省级聚类标准误（robust standard error clustered by provinces）；*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；控制变量包括表3中的所有控制变量以及省份和观测年份虚拟变量；第3列同时引入通路时长和通水时长作为工具变量，是因为内生变量包含2个，必须引入2个及以上工具变量，否则模型不能够识别。

表11报告的是用政策优先指数作为工具变量时，基础设施可获得性对农村社区贫困发生率的影响。可以看到：道路基础设施对农村社区贫困发生率有显著的降低作用；自来水基础设施可以降低农村贫困发生率，不过其估计系数并不显著。当回归方程中同时引入道路和自来水设施后，两类基础设施对农村社区贫困发生率的影响也都为负。

综合表9至表11的估计结果，不难发现，不论是在农村社区调查中，还是在农村住户调查中，本文都找到了基础设施可获得性的改善有助于降低农村贫困的实证证据。

表 11 基础设施可获得性对农村社区贫困发生率的影响（政策优先指数作为工具变量）

基础设施的可获得性与农村减贫

	(1)	(2)	(3)
是否通公路	-0.478** (0.233)	—	-0.211*** (0.068)
是否通自来水	—	-0.127 (0.216)	-0.020 (0.029)
控制变量	是	是	是
第一阶段估计 政策优先指数	0.004*** (0.0013)	0.003*** (0.001)	0.005 (0.004)
通公路时长	—	—	0.032* (0.017)
通自来水时长	—	—	0.067*** (0.007)
第一阶段 F 统计值	16.74	9.92	28.13
R ²	0.19	0.18	0.20
观测值	408	391	355

注：括号中的数值为稳健的省级聚类标准误（robust standard error clustered by provinces）；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；控制变量还包括表 3 中的所有控制变量以及省份和观测年份虚拟变量；第 3 列同时引入通路时长和通水时长作为工具变量，是因为内生变量包含 2 个，必须引入 2 个及以上工具变量，否则模型不能够识别。

六、结论及政策建议

尽管经过 30 多年的高速增长，中国的贫困人口已经大幅度减少，但是，中国仍然有大量人口生活在贫困线以下，而且绝大多数贫困人口都分布在偏远的农村地区。利用 CFPS2010 年和 2014 年农村家户数据和农村社区数据，本文检验了基础设施的可获得性对农村贫困的影响。

本文首先对 2010 年和 2014 年中国农村的贫困发生率、贫困深度和贫困强度指数进行了测算。测算结果表明，虽然从 2010 年到 2014 年中国农村地区的贫困发生率、贫困深度和贫困强度都明显下降，但是，仍然有 18.7%的农村人口生活在贫困线以下。这说明，尽管中国近些年来在减贫方面取得了巨大成就，但是，要实现全面小康的目标仍然任务艰巨。

本文一般的 Probit 估计、Tobit 估计和 OLS 估计结果都表明，道路基础设施和自来水基础设施的可获得性与农村家户和农村社区贫困显著负相关。前述方法初步证实农村基础设施可获得性增强有助于农村减贫，降低农村的贫困发生率。

考虑到在研究基础设施可获得性对贫困发生率的影响时，基于测量误差、遗漏解释变量以及双向因果关系等因素可能引起的内生性，会导致一般的 Probit 估计、Tobit 估计和 OLS 估计结果存在偏误，本文进一步引入了两类工具变量，通过两阶段最小二乘估计方法（2SLS）估计基础设施可获得性对农村贫困发生率的因果影响。第一类工具变量是根据农村社区通公路和通自来水的的时间计算

出来的通公路和通自来水时长,第二类工具变量是根据新中国建国以来直到2000年中国对特定区域出台的一系列优先政策计算出来的政策优先指数。工具变量估计结果均表明基础设施的可获得性对农村减贫有着重要影响,基础设施的可获得性增强有助于农村减贫。

本文的研究结论具有重要的现实意义。当前中国已经提出要在2020年实现全面建成小康社会的目标。为了确保贫困人口如期脱贫,中央政府提出建立农村精准扶贫机制,可见中央政府对农村贫困的高度重视。本文的研究结果表明,基础设施可获得性增强有助于农村脱贫,因此,本文认为,中央在实施精准扶贫战略时应当考虑加强农村贫困地区诸如道路、自来水等公共基础设施建设,让这些边远地区的农户早日实现脱贫。

参考文献

- 1.陈飞、卢建词,2014:《收入增长与分配结构扭曲的农村减贫效应研究》,《经济研究》第2期。
- 2.陈立中,2009:《收入增长和分配对我国农村减贫的影响——方法、特征与证据》,《经济学(季刊)》第2期。
- 3.高颖、李善同,2006:《基于CGE模型对中国基础设施建设的减贫效应分析》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 4.胡鞍钢、李春波,2001:《新世纪的新贫困:知识贫困》,《中国社会科学》第3期。
- 5.胡英,2010:《中国分城镇乡村人口平均预期寿命探析》,《人口与发展》第2期。
- 6.郭君平,2013:《交通基础设施建设的农村减贫效应》,《贵州农业科学》第12期。
- 7.刘生龙、胡鞍钢,2010:《基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007》,《经济研究》第3期。
- 8.刘生龙、胡鞍钢,2011:《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》第3期。
- 9.刘生龙、周绍杰,2011:《基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长——基于静态和动态非平衡面板的回归结果》,《中国农村经济》第1期。
- 10.卢立香、陈华,2012:《金融对农民收入增长的影响渠道研究及对中国的检验》,《经济与管理评论》第4期。
- 11.吕炜、刘畅,2008:《中国农村公共投资、社会性支出与贫困问题研究》,《财贸经济》第5期。
- 12.王德文、张恺悌,2005:《中国老年人口的生活状况与贫困发生率估计》,《中国人口科学》第1期。
- 13.王娟、张克中,2012:《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》第1期。
- 14.余燕素、全永波,2016:《农村饮用水卫生现状及对策》,《农村经济与科技》第14期。
- 15.张培丽、陈畅,2015:《经济增长框架下的基础设施投资研究——一个国外的文献综述》,《经济学家》第3期。
- 16.张伟宾、汪三贵,2013:《扶贫政策、收入分配与中国农村减贫》,《农业经济问题》第2期。
- 17.张勋、万广华,2016:《中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?》,《经济研究》第1期。
- 18.周敏慧、陶然,2016:《市场还是政府:评估中国农村减贫政策》,《国际经济评论》第6期。

- 19.Fan, S., and V. Zhang, 2004, “Infrastructure and Regional Economic Development in Rural China”, *China Economic Review*, 15 (2): 203-214.
- 20.Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, 52(3): 761-766.
- 21.Jalan, J., and M. Ravallion, 2003, “Does Piped Water Reduce Diarrhea for Children in Rural India?” *Journal of Econometrics*, 112(1): 153-173.
- 22.Gibson, J., and S. Rozelle, 2003, “Poverty and Access to Roads in Papua New Guinea”, *Economic Development and Cultural Change*, 52(1): 159-185.
- 23.Lokshin, M., and R. Yemtsov, 2005, “Has Rural Infrastructure Rehabilitation in Georgia Helped the Poor?”, *World Bank Economic Review*, 19(2): 311-333.
- 24.Zou, W., F. Zhang, Z. Zhuang, and H. Song, 2008, “Transport Infrastructure, Growth, and Poverty Alleviation: Empirical Analysis of China,” *Annals of Economics and Finance*, 9(2): 345-371.

(作者单位: ¹ 山东财经大学财政税务学院;

² 清华大学公共管理学院;

³ 清华大学院国情研究院;

⁴ 国家信息中心信息化和产业发展部)

(责任编辑: 午言)

Access to Infrastructure and Rural Poverty Reduction: An Empirical Analysis Based on China's Micro Data

Xie Shenxiang Liu Shenglong Li Qiang

Abstract: This article calculates the incidence rate of poverty, poverty gap index and poverty severity index, and analyses the impact of access to rural infrastructure on rural poverty reduction from the data collected from the China Family Panel Studies in 2010 and 2014. The results indicate that access to infrastructure has a positive effect on rural poverty reduction. Specially, access to rural tap water significantly decreases farmer households' poverty rate. These results are robust to different tests. The study provides enlightenments in understanding how China further implements targeted poverty alleviation policies in rural areas.

Key Words: Rural Poverty Reduction; Incidence of Poverty; Poverty Gap; Poverty Severity; Infrastructure