

社会资本与农户脱贫^{*}

——基于中国综合社会调查的经验研究

周玉龙 孙久文

内容提要:基于2006年中国综合社会调查(CGSS)的农村微观数据,本文利用消除区域物价差异和家庭规模经济的方法识别贫困人口,利用国家扶贫开发工作重点县(国贫县)与非国贫县的扶贫政策差异研究了社会资本对农户脱贫的异质性影响及微观机制。研究发现:国贫县农村贫困人口的社会资本脱贫效应显著高于非国贫县,进一步的机制检验表明这种差别可能来源于我国扶贫开发瞄准国贫县背景下,国贫县社会资本更强的资源俘获效应。文章还考察了社会资本脱贫效应的异质性,发现政府相关和本地社会资本脱贫效应更强。

关键词:社会资本 农户脱贫 资源俘获

一、引言

1986年以来,我国政府主导的有计划、有组织和大规模的扶贫开发已经进行了30多年,取得了显著成效,但政策瞄准不精细导致扶贫资源漏出的问题一直存在,这背后很重要的原因是微观的扶贫资源分配精准度不够(汪三贵等,2007)。我国的扶贫开发政策是一种自上而下基于地区的非中性发展政策,政策资源在基层分配时自然会流向获取资源能力最强的对象。自然资本、实物资本、人力资本以及社会资本都有助于提高个体收入(周晔馨、叶静怡,2014),但与前三者不同的是,社会资本难以衡量,从而无法通过目前的贫困识别机制等手段控制其对扶贫精准性的作用。如果社会资本对扶贫开发资源的分配有不可忽视的影响,那么厘清这种影响及作用机制很重要(李玉恒等,2016),是实现“精准扶贫”的必要条件。

图1是基于CGSS2006样本中贫困人口样本做的社会资本和家庭人均收入的线性拟合曲线和散点图,社会资本与人均收入表现出了明显的正相关

关系。

社会资本概念关注个体与个体间的关系、个体行为的“嵌入性”、个体对社会资源的拥有和动员能力以及个体在社会网络中的位置等方面(周晔馨、叶静怡,2014)。社会资本有助于形成非正式制度,有效地弥补市场缺陷(Bowles & Gintis, 2002),还可以帮助个体获得更有利的资源配置(Bian, 1997; 刘少杰, 2004; 罗党论、唐清泉, 2009),从而有助于提高个体福利水平。

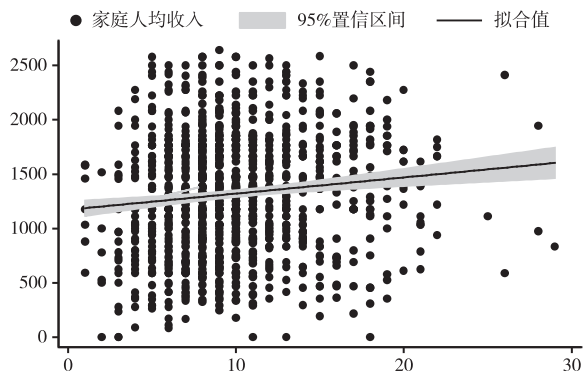


图1 社会资本—家庭人均收入关系图

* 周玉龙,南开大学经济与社会发展研究院,邮政编码:300071,电子邮箱:yesolivier@gmail.com。孙久文,中国人民大学经济学院区域与城市经济研究所,邮政编码:100872,电子邮箱:sunjw@ruc.edu.cn。感谢匿名审稿人的宝贵意见,感谢中国人民大学社会学系和香港科技大学社会科学部提供的中国综合社会调查数据及杨继东、祁毓和卢洪友教授的数据支持,文责自负。

Grootaert(1999,2001)和 Woolcock & Narayan(2000)等认为,社会资本对贫困地区的保障性作用可以作为社会保障和信用体系缺失的补充。Chantararat & Barrett(2012)的研究表明,社会资本可以帮助穷人参与金融市场,因此更有利于穷人的发展。张爽等(2007)对中国农村贫困问题的研究发现,社会资本作为一种非市场化力量对于减少贫困发生概率的作用会随市场化进程而减弱,亦即制度的完善对社会资本的作用存在一定的挤出效应。但对社会资本脱贫效应的异质性和微观机制研究并不充分,尤其是针对我国农村贫困地区。囿于数据局限等原因,张爽等(2007)和周晔馨(2012)等都只是从总体上估计了我国农村地区的社会资本回报率,他们发现,相较于家庭社会资本,社区层面的社会资本的减贫效果更明显,且家庭社会资源的分配效应会随着市场化逐渐减弱,但对背后的机制鲜有涉猎。在我国农村扶贫开发中,社会资本对相关资源的分配有巨大的影响,更精细的社会资本资源俘获效应需要进一步研究得到。

要回答“社会资本是否有利于资源的俘获”这个问题,最直接的研究方法是检验社会资本多的个体是否得到了更多的资源。大量针对农村地区的研究关注了扶贫资源的“精英俘获”^①问题(Galasso et al,2005;邢成举、李小云,2013;刘西川等,2014;胡联等,2015;温涛等,2016),但其中“精英”的范畴较为多样化,涵盖了经济和权力等维度的定义,而且往往只针对农村互助金等资金要素的分配,多数研究认为相对富裕或权力较大的个体能够获取更多贷款和财政扶贫资源,但对社会资本和综合扶贫开发资源维度的关注较少。

本文基于中国综合社会调查(Chinese General Social Survey,CGSS)2006年的农村样本,结合我国扶贫开发政策瞄准国贫县这一独特特征,检验了社会资本脱贫效应的微观性质。我们首先考察了社会资本的脱贫效应在国贫县和非国贫县之间的差别,接着尝试检验了这种差别的来源。进一步地,基于扶贫资源分配的过程特点,将社会资本区分为与政府相关和非政府相关以及本地与非本地等类型,并检验了社会资本脱贫效应的异质性。研究结果表明,社会资本可以有效帮助贫困农民增收和摆脱贫困,其中国贫县的资源俘获效应显著高于非国贫县。同时,相较于非政府相关以及非本地社会资本,政府相关和本地社会资本的脱贫效应更强,这种差别很大程度上是由扶贫开发资源的分配过程决定的。

二、文献综述与理论假说

社会资本的积累能够帮助低收入的贫困人口摆脱绝对贫困,但有可能加剧相对贫困^②(Grootaert,1999,2001;Cleaver,2005;姚毅、王朝明,2010;周晔馨,2012),其主要是通过形成非正式制度和资源分配两种渠道发挥作用(Bowles & Gintis,2002;张爽等,2007;李玉恒等,2016)。本文分别将其称为制度完善效应和资源俘获效应^③。

制度完善效应是指社会资本可以在制度缺失时形成非正式制度发挥保障作用。Putnam et al(1993)提出,“社会资本是能够通过协调的行动来提高经济效率的网络、信任和规范”,指出了社会资本具有“协调行动”的功能,这与制度的功能是一致的(陆铭、李爽,2008)。已有文献对社会资本的制度完善效应进行了较充分的研究,证明了社会资本在劳动力和金融市场的制度替代性作用(Knight & Yueh,2002;Minshi & Rosenweig,2009;Chantararat & Barrett,2012;边燕杰等,2012;郭云南、姚洋,2013),但随着市场化程度的不断完善,这种制度完善效应可能会逐渐减弱(张爽等,2007;周晔馨、叶静怡,2014)。

资源俘获效应是指社会资本有利于个体获得更多资源,从而提高自身福利水平(Grootaert,1999;Knight & Yueh,2002)。尤其是在存在资源约束的情况下,社会资本多的个体往往可以通过声誉机制或者独特的信息来源,获得被“举荐”或争取资源的机会(Kugler,2003),强化行为主体获得资源的能力,从而从有限的资源中获得相对多的份额。例如,在扶贫开发中,如果某个潜在贫困户的人缘关系好,那么其在民主投票中更容易获得通过,从而得到相关政策支持。

具体到我国的农村扶贫开发背景,政府主导的项目制、参与式扶贫和强调扶贫到村到户的精准扶贫是政策的重要特点,正是这些特点为社会资本在资源分配中发挥作用提供了必要条件,并可能导致扶贫开发资源的“精英俘获”。扶贫开发的资金和项目主要来源于中央和省一级政府部门^④,这些政策资源需要逐级下拨到村庄或者农户。同时,大量扶贫开发资源在落地时采取了项目制的形式,并鼓励本村村民进行“参与式扶贫”,由地方确定发展符合自身的扶贫开发项目,这打破了原有单位制的科层体制束缚,但其面临着一个更大的问题,就是国家规定的“一事一议”“专款专项”原则无法解决扶贫开发

本身的地方性问题(渠敬东,2012)。这种矛盾导致项目实施必须要本地化以保证其与当地实际情况的对接。直到今天,尤其在贫困地区,经济地位的弱势会严重影响政治话语权,使得农村治理权利更容易集中于特殊阶层,破坏参与式扶贫中赋权机制,因此这些资源的分配到村一级时往往需要依赖精英治理。这进一步导致当前已得到学界共识的农村治理内卷化特征(周长春等,2016)。

进入新世纪以来,国家扶贫开发政策落地主要采取两种形式:一是直接分配到户的相关转移支付和政策倾斜;二是以村为单位的整村推进项目,其共同点是都要求广泛征求村民,尤其是贫困人口意见,因此社会资本可能会以不同的形式产生影响。具体来看,前者的落地主要基于识别贫困户的建档立卡过程,贫困户识别的村民参与性强,决策过程也相对透明。这个过程往往包括农户申请和村民民主表决的过程,在收入水平皆符合贫困标准的前提下,社会资本多的个体能获得更多选票,从而有更高的资源俘获能力。后者要求贫困村制定参与式村级扶贫开发规划,并以此为基础广泛征求村民意见,最终确定村级扶贫项目的内容。但在实际操作中,很多时候扶贫开发项目沦为了地方官员捞取政治资本的工具,导致项目短期化,无法让真正的贫困人群受益。一些研究认为其中的原因是决策者对规模偏好的追求及村干部作为“谋利型政权经营者”意志的体现(马良灿,2013),但应该看到,社会资本可能在其中发挥作用。一方面,尽管大量贫困人口不能直接参与规划制定和项目选择,但在其意见征求过程中,社会资本多的个体可以动员更多人做出有利于自身的决策;另一方面,社会资本有助于个体获得更充分的信息,在扶贫项目信息主要通过村干部与村民以及村民之间谈话等非正式渠道传播的情况下(邢成举、李小云,2013),信息更充分的个体可以在促使整村选择最有利于自身利益的过程中具有先动优势。

可见,在我国基层扶贫开发资源分配的微观机制中,社会资本能够产生重要作用。在此基础上,我们提出了本文的研究假说。

假说1:相对于非国贫县,在其他因素一定的情况下,国贫县个体的社会资本回报率更高。

假说2:相对于其他社会资本,与地方干部和本村村民关系越紧密的贫困人口社会资本回报率越高。

三、数据来源与变量

(一)数据来源

本文主要利用CGSS2006年调研数据中的农村样本,调查整体应答率为60.4%。利用该数据主要基于三点考虑:第一,相对于同类型其他微观调查数据库,CGSS的样本不仅包含了家庭收入、家庭成员数量和结构、受教育水平、年龄和政治身份以及家庭社会交往情况等关键变量,而且样本分布的省区覆盖率最广(Zhang et al,2014),能够有效代表全国的状况;第二,更重要的是,该调研数据中地理信息公开到了区县层面,这使得我们可以将样本区分为国贫县和非国贫县样本,并能控制宏观制度变量,从而能进一步评估社会资本对资源分配结果的影响;第三,CGSS调查样本涵盖了城乡地区,但由于国贫县是组织基层扶贫开发的基本单位,且我国的扶贫开发政策定位和相关资源流向都是农村地区,因此本文只利用了其中的农村样本。另外,市场化水平数据利用了樊纲、王小鲁(2006)编制的2004年各省市市场化指数,县人均GDP数据来源于相应各省的2005年统计年鉴。

对样本进行异常值和空值剔除后,本文利用的农村样本共4037个,样本分布覆盖了24个省级行政区、76个区县,其中包括15个国贫县^⑤的1051个个体样本,占总样本数的18.34%,接近于总体区县抽样比例,对总体具有较强的代表性,这为研究国贫县特定的贫困特征提供了基础。

(二)变量构建

1. 贫困的度量。本文定义是否处于绝对贫困的虚拟变量 *poverty* 作为主要因变量,其中家庭人均收入低于贫困线的个体取值为1,否则为0。计算该虚拟变量需要明确衡量福利的指标和贫困标准。

个体收支是衡量福利水平最为常用的指标(Khandker,2005),但直接利用个人收支或家庭人均收支金额度量的福利水平并不能真实反映个体的实际生活水平。原因是个体在社会中并不是单独的存在,而是多数以家庭为单位,很多生活支出存在显著的规模经济,包括住房、交通工具、水暖电气支出以及各种生活耐用品花费等需要家庭成员共同承担,因此个体是否贫困不仅与其自身收入有关,还受到家庭结构和规模的影响,不考虑家庭的规模经济,贫困程度往往会被高估(Ree et al,2013)。本文借鉴OECD的方法,获得经过家庭等值规模调整后的人均收入变量。另外,CGSS2006

中还提供了家庭支出的变量,但考虑到中国较高的储蓄率及农村地区存在的大量“人情消费”可能导致支出反映生活水平误差较大,因此本文主要选择使用个体的平均家庭收入作为福利指标。

等值规模的原理是基于不同情况的家庭达到相同的福利条件时成本不同,利用家庭规模和年龄结构的信息将家庭成员数量调整为等值个体数量 AE ,调整后的人均收支即为家庭总收支与 AE 之商。例如一个家庭有 N_{adults} 个成年人, $N_{children}$ 个儿童,则等值规模调整按照(1)式计算:

$$AE = 1 + \alpha(N_{adults} - 1) + \beta N_{children} \quad (1)$$

其中, α 和 β 分别为每多一个成人和儿童^①需要增加的收支系数。目前最常用的等值规模标准提出时间由老到新分别为1982年提出的牛津规模(或OECD等值规模)和1994年提出的OECD调整规模,二者的 α 和 β 分别为0.7、0.5和0.5、0.3。鉴于这两种方法是针对OECD国家提出的,因此在应用时需要考虑其对我国的适用性。通过比较以购买力平价(PPP)计算的不变价格的人均GDP,本文发现以不变美元计算的经过2011年PPP调整的我国2012年人均GDP为1970年OECD国家相应水平的73.5%^②,考虑调整背后与经济发展水平和生活习惯的适用性,本文主要利用20世纪80年代OECD使用的牛津规模进行等值规模调整。另外,考虑家庭规模经济的来源,不住在同一地址的家庭成员并不能享受规模经济,因此本文将家庭成员定义为住在同一地址的个体。这样获得等值规模调整后的人均家庭收入作为稳健性检验中的因变量。

为了定义个体是否处于绝对贫困,还需要设定

贫困线。目前研究我国贫困的文献多数主要采用国家统计局设定的农村贫困线和世界银行设定的国际贫困线(宋扬、赵君,2015),但多数研究利用贫困线时没有考虑我国巨大的空间物价差异,这可能对个体贫困的度量造成偏误。本文考虑各省的物价差异,利用Brandt & Holz(2006)计算的全国各省空间价格指数调整得到各省的贫困线。具体做法是,首先利用各省城镇和农村消费品价格指数得到各省各年以全国物价水平为单位1的城镇和农村空间价格指数,然后将对应全国各年的农村贫困线与对应空间价格指数相乘即可。2006年国家统计局设定的贫困线为年纯收入958元/人,但多数研究认为当时的贫困标准偏低(王晓琦、顾昕,2015),目前我国最新的贫困线是2011年公布的年纯收入2300元/人(2010年价格),实际已经略微高于世界银行日消费1.25美元/人(2005年PPP)的贫困线,因此本文采用国家统计局2011年的标准作为贫困线,并利用各省各年农村物价指数消除通胀影响得到2005年各省的中国贫困线。同时,本文还利用了其他两个贫困标准:一是将世界银行1.25美元/人的标准下浮37%,利用PPP获得对应的世界银行贫困线(王萍萍等,2015);二是利用相应调整后Hussain(2003)和王有捐(2006)分别独立计算的农村食品贫困线均值,供稳健性检验使用。

图2为调整后的各省农村贫困线水平,各省之间存在较大的差异。其中,重庆市水平最低,世界银行贫困线为1116元,中国贫困线为1602元;北京市最高,前者为2175元,后者为3121元,为重庆市的近两倍。国家平均水平为前者1362元,后者1954元。

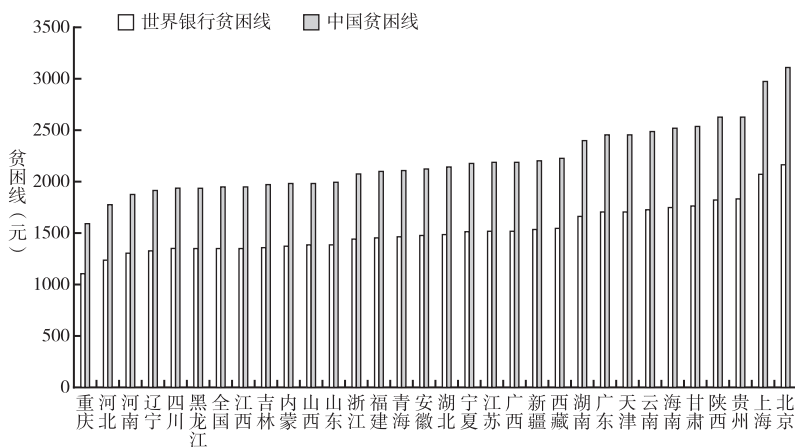


图2 2005年各省贫困线水平

2. 社会资本的度量。近年利用 CGSS 数据对社会资本相关的问题进行了大量研究(方黎明、谢远涛,2013;魏超、丁建军,2014),其衡量社会资本的方法多数利用了春节拜年的相关问题,而 CGSS2006 的农村样本中涉及社会资本的问题为“您家与下列各类人员打交道的频繁程度:本村人、外村人、城里人、村干部、乡镇干部、县级以上干部、城里的亲戚朋友、专业技术人员、国有或集体企业领导、国有或集体企业管理人员、私有企业老板以及私有企业管理人员”,针对每一类人员需要从“经常”“有时”“很少”“从不”以及“不适用”五个选项中选择。依据 Lin et al(2001)提出的社会网络具有广泛性、异质性、达高性的特点,结合研究背景,本文重点考虑社会资本的绝对规模、与政府的相关程度以及本地化程度。

第一,考虑广泛性。本文从联系频繁程度由强到弱将每个问题前四个答案选项分别赋值为 3、2、1 和 0,并将“不适用”赋值为 0,将每个家庭所有各类人员的答案赋值加总作为社会资本的绝对规模衡量指标,取值越大,表示社会资本规模越大。这样利用不同问题答案赋值加总来度量社会资本可以提高度量的稳健性,并能减轻社会资本与个体收入之间的内生性(张爽等,2007)。

第二,考虑异质性和达高性。由于扶贫开发资源的分配涉及村委会组织的民主投票过程,利益相关的政府干部及本村村民在其中扮演重要角色,因此本文将社会资本的政府相关性和本地化作为异质性和达高性的维度。具体将村干部、乡镇干部及县级以上干部的问题赋值加总作为政府相关社会资本,其他作为非政府相关社会资本;将本村人和村干部加总作为本地化社会资本,其他为非本地化社会资本;最后将村干部和乡镇干部加总作为本地化政府相关资本。

3. 交叉项的构建。我国的扶贫开发资源主要投

向国贫县,与非国贫县相比,国贫县获得了更多由非市场力量分配的资源。2005 年,全国所有国贫县扶贫资金占其地方财政预算内收入之比超过 64%,占总财政收入之比超过 28%^⑧,可见扶贫开发资源的倾斜对国贫县的重要性。

基于此,本文利用只有国贫县才能获得扶贫开发资源的特点考察社会资本对资源的俘获作用。一方面,构建各类社会资本与是否居住在国贫县虚拟变量的交叉项加入回归,检验社会资本是否对国贫县的农户脱贫贡献率更高;如果我们预期的结果为是,那么可以认为这种差别的来源可能是制度补充或资源俘获这两种并存的效应。为了进一步检验社会资本的 resource 俘获效应,我们控制制度补充作用,亦即回归中进一步加入社会资本与制度发展水平的交叉项(Knight & Yueh,2002;张爽等,2007),控制社会资本通过制度完善的渠道对贫困概率或个体收入造成影响,如此可以间接考察社会资本的 resource 俘获效应。其中制度完善水平分别使用所在省区的市场化指数和所在县的人均国民生产总值作为代理变量。

4. 其他控制变量。本文在回归中加入了人力资本、实物资本、宏观环境以及制度条件四类控制变量。研究中涉及的变量简称和含义如表 1 所示。

(三)变量描述

变量的描述性统计结果见表 2。其中国贫县样本占总样本数量的 26%,其调整后人均家庭收入显著低于非国贫县,以 2300 元/年的贫困线计算,全国贫困率为 28.9%,国贫县的贫困率为 35.5%,高出非国贫县约 9 个百分点。国贫县与非国贫县的社会资本均值略有差别,但并不明显。国贫县样本的人力资本各变量均值多数略低于非国贫县样本,而人均 GDP 和市场化水平则大大落后于后者。

表 1 变量含义描述

变量	简称	含义
因变量	<i>poverty</i>	是否贫困,贫困取值为 1,否则为 0
	<i>aperincome</i>	等值规模调整后人均家庭收入,单位元,回归时取对数
社会资本	<i>sc</i>	社会资本
	<i>scgov</i>	政府相关社会资本
	<i>scngov</i>	非政府相关社会资本
	<i>sclgovl</i>	本地政府相关社会资本
	<i>sclocal</i>	本地社会资本
	<i>scnlocal</i>	非本地社会资本
	社会资本国贫县交叉项	<i>sc#_povertycountry</i>

续表 1

变量	简称	含义
社会资本制度水平交叉项	<i>sc # _market</i>	社会资本与市场化水平交叉项, # 代表资本类型
	<i>sc # _lnpergdp</i>	社会资本与经济发展水平交叉项, # 代表资本类型
人力资本	<i>edu</i>	受教育年限
	<i>age</i>	年龄
	<i>age²</i>	年龄平方项
	<i>male</i>	是否男性, 是取值为 1, 否则为 0
	<i>job</i>	是否有工作, 是取值为 1, 否则为 0
	<i>religion</i>	是否是教徒, 是取值为 1, 否则为 0
	<i>party</i>	是否是党员, 是取值为 1, 否则为 0
	<i>marriage</i>	是否已婚, 是取值为 1, 否则为 0
	<i>business</i>	是否务工经商, 是取值为 1, 否则为 0
	<i>health</i>	自评健康得分, 取值为 1~4 的整数, 数值越大越不健康
	<i>training</i>	是否接受过培训, 是取值为 1, 否则为 0
实物资本	<i>land</i>	人均家庭承包土地亩数, 单位亩
宏观环境	<i>pergdp</i>	所在县 2004 年人均 GDP, 单位为元, 回归时取对数
制度条件	<i>market</i>	省份 2004 年市场化指数, 数据来源为樊纲、王小鲁(2006)

表 2 变量描述性统计

变量	非国贫县				国贫县					
	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>poverty</i>	2986	0.266	0.442	0	1	1051	0.355	0.479	0	1
<i>aperincome</i>	2846	5939	18756	0	904545	1025	3960	4144	0	61111
<i>sc</i>	2986	11.43	4.863	0	36	1051	10.86	4.583	1	28
<i>scgov</i>	2986	2.833	1.819	0	9	1051	2.758	1.829	0	9
<i>scngov</i>	2986	8.596	3.678	0	27	1051	8.107	3.328	1	22
<i>sclgovl</i>	2986	2.472	1.454	0	6	1051	2.445	1.447	0	6
<i>sclocal</i>	2986	4.518	1.003	0	6	1051	4.505	0.918	1	6
<i>scnlocal</i>	2986	6.911	4.409	0	30	1051	6.360	4.097	0	22
<i>edu</i>	2488	7.166	2.757	1	17	829	6.569	2.731	1	17
<i>age</i>	2986	43.97	12.70	18	70	1051	42.37	12.40	18	70
<i>male</i>	2986	0.483	0.500	0	1	1051	0.480	0.500	0	1
<i>job</i>	2986	0.815	0.388	0	1	1051	0.912	0.283	0	1
<i>religion</i>	2986	0.169	0.375	0	1	1051	0.0685	0.253	0	1
<i>party</i>	2986	0.0707	0.256	0	1	1051	0.0571	0.232	0	1
<i>marriage</i>	2986	0.874	0.331	0	1	1051	0.870	0.337	0	1
<i>business</i>	2986	0.192	0.394	0	1	1051	0.171	0.377	0	1
<i>health</i>	2986	2.071	0.671	1	4	1051	2.130	0.676	1	4
<i>training</i>	2986	0.116	0.321	0	1	1051	0.111	0.315	0	1
<i>land</i>	2986	2.212	3.811	0	53.33	1049	2.080	2.353	0	25.25
<i>pergdp</i>	2986	9118	6142	2220	47658	1051	3731	1234	2248	7987
<i>market</i>	2986	6.908	1.527	3.950	9.770	1051	5.498	0.739	4.170	6.380

四、经验研究结果

(一) 直观探讨与回归模型

为了直观地展示社会资本与收入的关系, 本文首先做了二者的散点图并加入了线性拟合曲线, 如图 3 所示。

从图 3 的(a)~(d)可以看出, 无论是国贫县、非国贫县, 贫困人口还是非贫困人口样本, 社会资本与收入都呈现出明显的正相关性, 进一步考察可以发现, 国贫县样本中二者的斜率大于非国贫县样本, 且控制了制度水平之后这种关系仍然如此, 这初步表明了社会资本资源俘获效应的重要性。

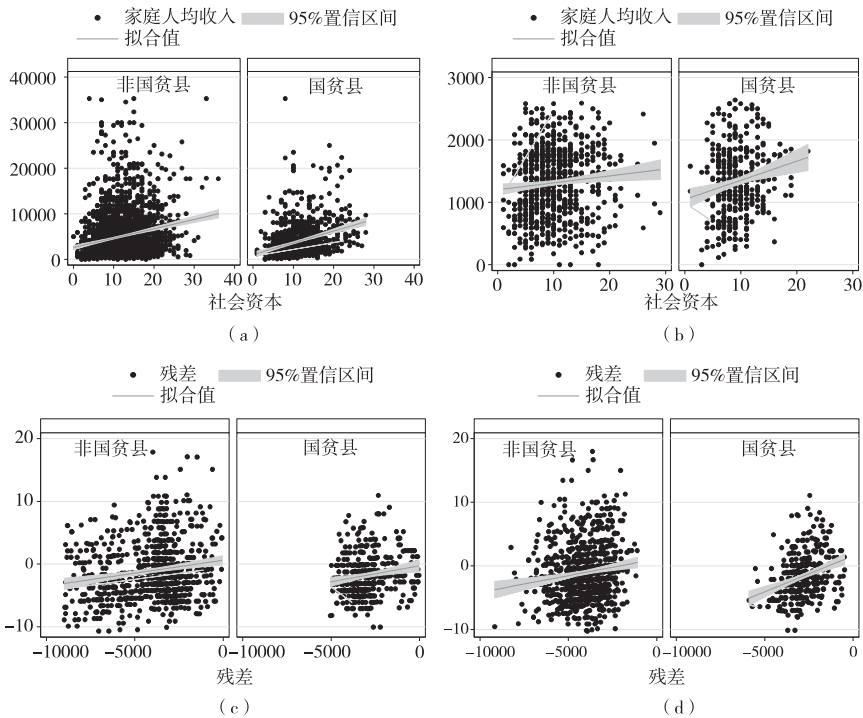


图3 社会资本与家庭人均收入关系

注:(a)是为了避免极端值干扰删除收入最高1%样本后的结果,(b)为贫困人口样本的结果,(c)和(d)分别为以市场化水平和人均GDP作为制度水平代理变量并加以控制后的结果。

以此为基础,本文进一步利用计量模型检验两个假说。

由于是否贫困的因变量是二值变量,因此考察社会资本对陷入贫困概率的影响时本文采用Logit模型,具体形式如式(2):

$$\begin{aligned} \text{Logit}(\text{poverty}_i) &= \ln(P_i(\text{poverty} = 1)/P_i(\text{poverty} = 0)) \\ &= \beta_0 + \beta_1 \text{social}_i \\ &\quad + \beta_2 \text{povertycounty}_k \\ &\quad + \beta_3 \text{institution}_k \\ &\quad + \beta_4 \text{social}_i _ \text{povertycounty}_k \\ &\quad + \beta_5 \text{social}_i _ \text{institution}_k \\ &\quad + \beta_6 X_i + \beta_7 X_k + \epsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $P(\text{poverty} = 1)/P(\text{poverty} = 0)$ 表示个体陷入贫困与未陷入贫困概率的机会比,其越大表示个体越容易陷入贫困;下标*i*和*k*分别表示家庭和所在区县序号, β 为回归系数;*social*为社会资本;*poverty-county*为表明观测值是否居住在国贫县的虚拟变量,是取值为1,否则为0;下划线表示交叉项,*institution*表示样本所在地区的制度水平;*X*为表1中所列控制变量的向量; ϵ 为残差项。同时,为了消除可能存在的遗漏变量问题,主要的回归结果都加入了省份虚拟变量控制省份固定效应,为了消除一省内的自相关,所

有回归都利用了聚类于省区层面的标准误。

(二)基本结果

首先对假说1进行验证,利用式(2)的基本回归结果如表3所示。

第(1)列的回归中未加入任何控制变量,社会资本、国贫县虚拟变量及交叉项的系数都显著不为零,系数符合预期,表明社会资本会显著降低贫困概率,且国贫县的村民社会资本的脱贫作用更加显著,而居住在国贫县会显著提高陷入贫困的概率。

第(2)列的回归控制了市场化水平及与社会资本的交叉项,以控制社会资本发挥作用的制度完善渠道,同时控制了省区固定效应。社会资本和市场化的系数为正,但并不显著,国贫县及与社会资本的交叉项系数方向与之前一致且仍然显著,社会资本与市场化水平交叉项的系数显著为负,这表明非国贫县社会资本发挥作用的渠道主要为制度完善效应且市场化本身并不能直接降低贫困率。第(3)列加入了控制变量但未加入社会资本与市场化水平交叉项,社会资本和市场化程度系数显著为负,进一步证实了以上观点。相对而言,在控制制度完善效应后,国贫县村民的社会资本仍然会通过资源俘获机制发挥较强的脱贫效应^⑥。

表3 社会资本资源俘获效应的基本估计结果

	被解释变量:是否贫困的虚拟变量					
	(1) Logit	(2) Logit	(3) Logit	(4) Logit	(5) Logit	(6) Probit
<i>sc</i>	-0.077*** (0.017)	0.078 (0.061)	-0.064*** (0.016)	0.075 (0.061)	0.095 (0.062)	0.054 (0.036)
<i>povertycounty</i>	0.973*** (0.240)	0.993*** (0.252)	0.030 (0.308)	0.588*** (0.195)	0.286 (0.241)	0.218 (0.148)
<i>sc_povertycounty</i>	-0.058* (0.030)	-0.092*** (0.028)	-0.047* (0.027)	-0.088*** (0.024)	-0.070*** (0.025)	-0.045*** (0.015)
<i>sc_market</i>		-0.0234*** (0.009)		-0.020** (0.009)	-0.024*** (0.008)	-0.014*** (0.005)
<i>market</i>		0.068 (0.134)	-0.279*** (0.035)	0.036 (0.128)	0.065 (0.133)	0.039 (0.072)
<i>edu</i>			-0.117*** (0.022)		-0.115*** (0.022)	-0.067*** (0.012)
<i>age</i>			-0.002 (0.029)	-0.007 (0.025)	0.001 (0.029)	-0.000 (0.017)
<i>age</i> ²			0.000 (0.000)	0.002 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>male</i>			0.494*** (0.103)	0.287*** (0.081)	0.485*** (0.102)	0.279*** (0.059)
<i>job</i>			-0.029 (0.146)	-0.026 (0.102)	-0.015 (0.139)	-0.010 (0.078)
<i>religion</i>			-0.210 (0.167)	-0.223* (0.115)	-0.189 (0.170)	-0.094 (0.101)
<i>party</i>			-0.250 (0.241)	-0.502** (0.237)	-0.254 (0.243)	-0.109 (0.131)
<i>marriage</i>			-0.018 (0.200)	0.008 (0.170)	-0.031 (0.202)	-0.021 (0.115)
<i>land</i>			-0.198*** (0.069)	-0.179*** (0.061)	-0.199*** (0.069)	-0.088*** (0.034)
<i>business</i>			-0.360*** (0.134)	-0.360*** (0.138)	-0.362*** (0.132)	-0.196** (0.077)
<i>health</i>			0.173*** (0.063)	0.220*** (0.068)	0.166*** (0.063)	0.097*** (0.037)
<i>lnpergdp</i>			-0.543*** (0.199)	-0.531*** (0.187)	-0.512** (0.200)	-0.306*** (0.114)
<i>training</i>			-0.487*** (0.172)	-0.673*** (0.152)	-0.499*** (0.174)	-0.272*** (0.099)
常数项	-0.166 (0.148)	-0.910 (0.914)	6.997*** (2.116)	3.930* (2.231)	4.439* (2.381)	2.592* (1.327)
省区固定效应	否	是	是	是	是	是
样本数	4037	4017	3297	4015	3297	3297

注:括号内数据为聚类于省区层面的标准误,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$;其他回归表格同此注。

前两列回归未加入个体和宏观可能影响收入且与社会资本相关的控制变量,为了尽量消除遗漏变量的影响,第(3)~(6)列皆加入了控制变量。其中由于样本中教育水平的变量缺失较多,第(4)(5)列

分别为未加受教育年限变量和加入之后的回归,系数的符号和显著性程度以及量级都没有发生明显变化,这表明加入教育变量后导致的样本量减少并没有影响结果。第(6)列利用了Probit回归模型,各

变量的符号和显著性水平保持一致,表明方程(2)的结果并不受回归形式的影响。因此这里主要考察第(5)列的回归结果。

第(5)列社会资本与国贫县虚拟变量交叉项系数显著为负,说明社会资本在国贫县的脱贫作用更加显著,亦即在其他相关因素相同的情况下,社会资本提高一个单位,国贫县样本贫困与非贫困发生比会比非国贫县样本降低约 7%^⑩。这表明假说 1 成立。

另外,社会资本与市场化水平交叉项的系数同样显著为负,这表明社会资本的减贫效应会随

着市场化水平的提高而增强,这与 Knight & Yueh (2002)一致支持了“权力持续/精英循环”论,但不支持“权力转移/精英再生”论(张爽等,2007)。其他控制变量的系数表明教育水平、实物资本、非农工作、培训以及所在县的经济水平会显著降低贫困发生概率,而男性和自评健康水平则会提高贫困概率,这可能与家庭结构和自评健康的内生性有关。

(三)机制和异质性分析

这里通过定义不同类型的社会资本加入回归对假说 2 进行检验,回归结果如表 4 所示。

表 4 社会资本资源俘获效应的异质性估计结果

	被解释变量:是否贫困的虚拟变量				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Logit	Logit	Logit	Logit	Logit
<i>scgov</i>	0.218 (0.153)				
<i>scgov_povertycountry</i>	-0.137** (0.063)				
<i>scgov_market</i>	-0.042** (0.021)				
<i>scngov</i>		0.113 (0.081)			
<i>scngov_povertycountry</i>		-0.097*** (0.032)			
<i>scngov_market</i>		-0.032*** (0.011)			
<i>sclgovl</i>			0.262 (0.208)		
<i>sclgovl_povertycountry</i>			-0.155* (0.082)		
<i>sclgovl_market</i>			-0.052* (0.023)		
<i>scllocal</i>				0.157 (0.235)	
<i>scllocal_povertycountry</i>				-0.218* (0.115)	
<i>scllocal_market</i>				-0.037 (0.033)	
<i>scnlocal</i>					0.115(0.097)
<i>scnlocal_povertycountry</i>					-0.079*** (0.026)
<i>scnlocal_market</i>					-0.029*** (0.009)
常数项	5.089** (2.151)	4.743* (2.506)	5.016** (2.132)	4.958** (2.228)	4.835** (2.384)
控制变量	是	是	是	是	是
省区固定效应	是	是	是	是	是
样本数	3297	3297	3297	3297	3297

注:所有回归都加入了表 3 回归(4)的控制变量,但囿于篇幅,省略了具体系数的汇报。

表4中的回归皆控制了制度完善效应和其他控制变量,第(1)~(5)列社会资本的类型分别为政府相关、非政府相关、当地政府相关、本地化以及非本地化社会资本,各种类型的社会资本自身系数都不显著,这进一步验证了社会资本的制度完善效应在非国贫县脱贫过程中的重要性。而社会资本与国贫县虚拟变量和市场化水平变量交叉项的系数皆显著为负,与基本回归的结果保持了一致性。

本文感兴趣的是不同社会资本与国贫县虚拟变量交叉项的系数大小比较。比较前两列的社会资本国贫县交叉项系数可以发现,第(1)列的系数大于第(2)列,表明政府相关的社会资本对扶贫开发资源的俘获效应强于非政府相关的扶贫开发资源,这与资源分配由地方政府组织有关,不管是从前文所述的资源信息传递(邢成举、李小云,2013)还是乡村治理的内卷化现状(周常春等,2016)角度看,与控制扶贫资源的政府干部关系越密切,能够获得扶贫支持的可能性越大。考虑到治理影响距离局限,第(3)列进一步排除将政府相关社会资本与县级以上干部的关系,将定义缩小至村干部和乡镇干部,发现当地政府相关社会资本与国贫县交叉项系数仍然显著为负,且绝对值大于第(1)列,这表明村镇政府干部对基层扶贫资源分配的影响力更大,与其关系亲疏相关的社会资本影响较大。

由于一村的民主决策主要由本村村民参与,因此第(4)(5)列比较了本地化社会资本与非本地化社会资本的 resource 俘获效应。前者的系数为-0.218,绝对值显著大于后者的一0.079,经过换算,国贫县样本的本地化社会资本每增加一个单位,贫困与非贫困发生比会降低19.6%,而非本地化社会资本的影响只有7.6%。这体现了社会资本“远亲不如近邻”的地理局限性。

综合来看,对社会资本资源俘获效应的异质性检验支持假说2。

五、稳健性检验

(一)内生性问题的讨论

一方面,实际研究中社会资本作用的估计也可能存在内生性(Durlauf, 2002; 陈云松、范晓光, 2011)。影响收入和社会资本的遗漏变量会造成回归系数的偏误,社会资本也可能存在自选择效应(Mouw, 2003),且建立或维持某些种类的关系需要成本,因此收入越高非贫困个体的社会资本可能也

越多,造成“物以类聚,人以群分”的联立内生性。大量使用截面数据的研究利用工具变量消除社会资本可能的内生性(陈云松、范晓光, 2011),本文尝试了已有文献利用过的兄弟姐妹数量、婚姻状况以及父母特征(叶静怡、周晔馨, 2010; 孙三百, 2013)等作为工具变量,与多数研究一致(叶静怡、武玲蔚, 2014),并不能有效排除工具变量与误差项的相关关系,即无法满足无关性假设。

另一方面, Giullietti et al(2011)认为以社会网络的联系频率衡量的社会资本并不具有自选择的内生性,这正是本文度量社会资本的方法,而且叶静怡、周晔馨(2010)和叶静怡、武玲蔚(2014)也发现控制相关变量后,社会资本不存在显著的内生性,应该采用OLS的回归结果。

基于此,本文从三个方面试图消除回归中的内生性问题。首先,CGSS数据提供了丰富的个体相关的变量,针对可能的遗漏因素,本文皆加入了相应控制变量,同时,由于各省的发展政策、地理区位等经济变量可能也是遗漏变量,因此同时加入了省区固定效应。其次,将宏观环境和制度条件变量取滞后一期加入回归,人均GDP和市场化程度与收入高度相关,因此取2004年的人均GDP和市场化水平进入回归以消除其内生性。第三,度量社会资本采用了不同选项答案加总构造指数的方法,各指数组涵盖了各类人群,且多种关系例如与本村人、外村人以及城里的亲戚朋友等的关系并不取决于收入,不存在自选择性,因此可以降低社会资本的内生性(周晔馨, 2012)。

(二)对结论进一步的验证

由于扶贫开发资源的受益者主要是贫困人口,同时贫困发生率降低的主要来源为贫困人口的脱贫,本文推断社会资本的资源俘获效应可能对低收入群体更加明显,因此我们进一步使用以调整后人均家庭收入对数值为因变量的OLS回归对结论进行稳健性检验。回归方程如式(3):

$$\begin{aligned} \ln a_{perincome} = & \beta_0 + \beta_1 social_i + \beta_2 povertycounty_k \\ & + \beta_3 institution_k \\ & + \beta_4 social_i_povertycounty_k \\ & + \beta_5 social_i_institution_k \\ & + \beta_6 X_i + \beta_7 X_k + \epsilon_i \quad (3) \end{aligned}$$

基于式(3),本文首先进行了不同收入分位数的OLS估计,结果如表5所示。从不同分位数社会资本与国贫县交叉项系数的比较可以发现,收入水平在中位数以下的样本系数皆显著为正,而更高收入

的样本系数则变得不显著,表明扶贫开发资源的瞄准在总体上并没有太大偏离,收入水平在中位数以下的人群是主要的受益者。

基于以上结果,我们进一步将样本局限于贫困人口,以便更精准地考察社会资本的资源俘获效应对贫困人口增收的影响。表 6 展示了以调整后人均家庭收入对数值为因变量,收入在贫困线以下样本的 OLS 回归结果。前三列分别为总体、政府相关和本地政府相关社会资本资源俘获效应的检验,其社会资本国贫县的系数皆显著为正,与假说 1 保持一致。且其社会资本国贫县交叉项的系数依次递增,其中总体社会资本每提高一个单位,收入平均会提高 2.06%,而政府相关和本地政府相关社会资本的效应分别为 4.85%和 6.09%。这表明对

贫困人口来说,其他因素一定的条件下,政府相关的、本地化的社会资本对扶贫开发资源的俘获从而提高自身收入的效应更强,证明了假说 2 检验的稳健性。

第(4)列改变了制度水平的代理变量,利用县区的人均 GDP 亦即经济发展水平代替市场化水平后社会资本国贫县交叉项的系数仍然显著为正,且与第(1)列的系数水平相近,结果保持了稳健性。最后两列的回归将定义贫困人口的贫困线分别调低为世界银行和文献计算的食品贫困线,总体贫困率分别下降为 17.4%和 13.9%,样本更精确地瞄准了贫困人口,而社会资本国贫县交叉项的系数仍然显著为正,且水平略有提高,进一步证明了假说 1 的稳健性。

表 5 社会资本资源俘获效应的分位数估计结果

	被解释变量:家庭人均收入的对数				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	q10	q30	q50	q70	q90
<i>sc</i>	0.028 (0.022)	0.059** (0.025)	0.037 (0.025)	0.011 (0.027)	0.020 (0.038)
<i>povertycounty</i>	-0.219 (0.169)	-0.185* (0.010)	-0.170 (0.121)	0.011 (0.130)	-0.048 (0.174)
<i>sc_povertycounty</i>	0.031** (0.012)	0.036*** (0.008)	0.0310*** (0.010)	0.010 (0.009)	0.016 (0.017)
常数项	5.049*** (1.077)	5.491*** (0.876)	6.508*** (1.113)	7.045*** (1.199)	7.792*** (1.282)
社会资本变量	是	是	是	是	是
制度完善渠道	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
省区固定效应	是	是	是	是	是
样本数	3064	3064	3064	3064	3064

注:囿于篇幅,省略了一些变量系数的估计结果。

表 6 社会资本资源俘获效应的稳健性检验结果

	被解释变量:家庭人均收入的对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>sc</i>	0.003 (0.022)			0.037 (0.069)	0.017 (0.023)	0.016 (0.023)
<i>povertycounty</i>	-0.260** (0.125)	-0.184* (0.100)	-0.199* (0.102)	-0.243* (0.119)	-0.367*** (0.130)	-0.435** (0.169)
<i>sc_povertycounty</i>	0.0206** (0.008)			0.019** (0.008)	0.029** (0.011)	0.038*** (0.013)

	被解释变量:家庭人均收入的对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>sc_market</i>	-0.001 (0.003)				-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)
<i>scgov</i>		-0.029 (0.050)				
<i>scgov_povertycounty</i>		0.049** (0.022)				
<i>scgov_market</i>		0.001 (0.007)				
<i>sclgovl</i>			-0.049 (0.061)			
<i>sclgovl_povertycounty</i>			0.061** (0.026)			
<i>sclgovl_market</i>			0.004 (0.009)			
<i>sc_lnpergdp</i>				0.018 (0.016)		
常数项	8.493*** (0.531)	8.527*** (0.484)	8.564*** (0.474)	8.140*** (0.903)	9.305*** (0.663)	8.002*** (0.599)
R^2	0.215	0.215	0.215	0.216	0.219	0.266
控制变量	是	是	是	是	是	是
省区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	888	888	888	888	532	418

注:所有回归都加入了与表3回归(4)相同的控制变量,但囿于篇幅,省略了具体系数的汇报。

六、结论与政策启示

本文首先分析了扶贫开发资源在国贫县农村的微观分配机制,并提出了社会资本尤其是政府相关和本地化的社会资本有利于俘获扶贫开发资源从而帮助贫困人口增收脱贫的假说,接着利用CGSS2006的农村样本,消除区域物价差异和家庭规模经济影响准确地估计了贫困情况,并基于国贫县和非国贫县是否在享受扶贫开发政策资源的差异,消除内生性并控制社会资本的制度保障效应后,初步检验了社会资本的 resource capture 效应及作用机制。

本文的发现具有重要的政策启示。

一方面,本文发现国贫县贫困人口的社会资本

脱贫效应更强,这与社会资本的 resource capture 效应密切相关。在我国目前的扶贫开发体制下,相关政策资源在基层需要通过村民自治的方式分配,这个过程中社会资本会发挥重要作用,如果政策希望瞄准的贫困人口并不具有相应的社会资本,那么根据假说1,即使在乡村民主中不存在任何腐败,他们也无法得到相应的政策支持从而借助外力摆脱贫困陷阱。由于社会资本的排他性质(Cleaver, 2005),现实中的贫困人口往往是社会资本最匮乏的人群,这样从体制上解释了精准扶贫实现的困难性。因此,这要求对目前基层扶贫开发资源的分配体制进行改革,在确定发展项目和识别贫困户时不仅要考虑易于度量的实物资本和人力资本等要素,更要将贫困人口

普遍缺乏的社会资本纳入其中。同时,应将提高贫困人口社会资本水平作为改善贫困人口自生脱贫能力的重要举措,加强贫困人口与其他群体的互帮互助和信息沟通,构建更具包容性的社会资本网络。

另一方面,本文探讨了扶贫开发资源的分配机制,发现与政府干部和本地村民的关系密切程度有助于扶贫开发资源的俘获。这意味着本地化的政治性社会资本会显著影响基层资源分配,背后的作用机制可能是这类社会资本对个体扶贫开发资源信息获得的改善,但也可能是农村治理内卷化导致权力精英俘获的结果。这要求基层扶贫机构提高相关信息的传达效率,保证其能及时、平等地传达到所有政策对象。更重要的是,高一级的扶贫开发机构需要加强所辖地区贫困人口的信息收集,并对基层资源的分配进行有效监督,降低扶贫开发资源为接近权力的非贫困人群俘获的可能性,消除村民为获取扶贫资源向政府寻租从而滋生腐败的空间。

注:

- ①指的是精英通过不平等的权力进入资源分配过程,最终获取了大部分的资源收益,导致扶贫资源不能有效抵达贫困人口。邢成举(2014)通过研究案例从制度和理论层面深入分析了我国乡村扶贫资源中“精英俘获”的成因和后果。
- ②周晔馨、叶静怡(2014)对社会资本在减轻农村贫困中的作用进行了相对全面的综述。
- ③关于两种效应的辨析,作者感谢审稿人的举例:一个农民跟某乡镇干部关系好,从这个干部这里得到了高收入工作的机会。此乡镇干部充当了就业中介组织(就业中介组织是市场经济体制中的正式制度)的作用,故此情形下的社会资本发挥的是制度完善作用;但是,乡镇干部掌握的高收入工作机会,并不是公开、公平的提供给所有村民,故此情形下的社会资本发挥的又是资源俘获作用。
- ④根据《2011年中国农村贫困监测报告》,2010年国贫县获得的中央和省级扶贫资金占总扶贫资金投入的68.71%。
- ⑤根据《中国农村扶贫开发纲要2001—2010》设定的国贫县名单定义。
- ⑥指14岁以下的家庭成员。
- ⑦数据来源为OECD数据库。
- ⑧数据来源为《2006年中国农村贫困监测报告》。
- ⑨审稿人提出了国贫县村民的社会资本可能俘获非扶贫开发资源的竞争性假说,作者认同这种可能性。这里值得强调的是,文章识别的基础是由于国贫县排他地享受扶贫开发政策,那么其他可供俘获的资源条件类似时,国贫县比非国贫县可供俘获的资源就更丰富,从而可以成为社会资本资源俘获的对象,并提高回报率。我国的农村政策没有专门优待非贫困县,因此本文默认非扶贫相关的资源在两组样本中不存在显著差异。退一步说,即使一般观点认为

非国贫县可能有更多的公共工程和工作机会这样的资源供俘获,在国贫县社会资本回报率更高的情况下,我们反而可能低估了社会资本对扶贫开发资源的俘获效应,如果纠正这种偏差,将加强文章的结论。进一步的,原文表6分位数回归表明只有国贫县中等偏下收入人群社会资本的资源俘获效应显著高于非国贫县,一定程度上排除了本文情境下这种竞争性假说的可能性。

⑩经过换算后似然比的系数为0.93。

参考文献:

- 边燕杰等,2012:《跨体制社会资本及其收入回报》,《中国社会科学》第2期。
- 陈云松 范晓光,2011:《社会资本对劳动力市场效应估算——关于内生性问题的文献回溯和研究策略》,《社会学研究》第1期。
- 樊纲 王小鲁,2006:《中国市场化指数——各地区市场化相对指数报告》,经济科学出版社。
- 方黎明 谢远涛,2013:《人力资本、社会资本与农村已婚男女非农就业》,《财经研究》第8期。
- 郭云南 姚洋,2013:《宗族网络与农村劳动力流动》,《管理世界》第3期。
- 魏超 丁建军,2014:《“关系”和教育对中国居民收入的影响——基于CGSS调查数据的实证分析》,《南方经济》第3期。
- 胡联 汪三贵 王娜,2015:《贫困村互助资金存在精英俘获吗——基于5省30个贫困村互助资金试点村的经验证据》,《经济学家》第9期。
- 李玉恒 王艳飞 刘彦随,2016:《我国扶贫开发中社会资本作用机理及效应》,《中国科学院院刊》第3期。
- 刘少杰,2004:《以行动与结构互动为基础的社会资本研究——评林南社会资本理论的方法原则和理论视野》,《国外社会科学》第2期。
- 刘西川 杨奇明 陈立辉,2014:《农户信贷市场的正规部门与非正规部门:替代还是互补?》,《经济研究》第11期。
- 陆铭 李爽,2008:《社会资本、非正式制度与经济发展》,《管理世界》第9期。
- 罗觉论 唐清泉,2009:《政治关系、社会资本与政策资源获取:来自中国民营上市公司的经验证据》,《世界经济》第7期。
- 马良灿,2013:《项目制背景下农村扶贫工作及其限度》,《社会科学战线》第4期。
- 渠敬东,2012:《项目制:一种新的国家治理体制》,《Social Sciences in China》第5期。
- 宋扬 赵君,2015:《中国的贫困现状与特征:基于等值规模调整后的再分析》,《管理世界》第10期。
- 孙三百,2013:《社会资本的作用有多大?——基于合意就业获取视角的实证检验》,《世界经济文汇》第5期。
- 汪三贵 A. Park S. Chaudhuri G. Datt, 2007:《中国新时期农村扶贫与村级贫困瞄准》,《管理世界》第1期。
- 王萍萍 徐鑫 郝彦宏,2015:《中国农村贫困标准问题研究》,

- 《调研世界》第8期。
- 王晓琦 顾昕, 2015:《中国贫困线水平研究》,《学习与实践》第5期。
- 王有捐, 2006:《对城市居民最低生活保障政策执行情况的评价》,《统计研究》第10期。
- 温涛 朱炯 王小华, 2016:《中国农贷的“精英俘获”机制:贫困县与非贫困县的分层比较》,《经济研究》第2期。
- 邢成举 李小云, 2013:《精英俘获与财政扶贫项目目标偏离的研究》,《中国行政管理》第9期。
- 姚毅 王朝明, 2010:《中国城市贫困发生机制的解读——基于经济增长、人力资本和社会资本的视角》,《财贸经济》第10期。
- 叶静怡 武玲蔚, 2014:《社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量与因果识别》,《经济学(季刊)》第4期。
- 叶静怡 周晔馨, 2010:《社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据》,《管理世界》第10期。
- 张爽 陆铭 章元, 2007:《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?——来自中国农村贫困的实证研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 周晔馨, 2012:《社会资本是穷人的资本吗?》,《管理世界》第7期。
- Bian, Y. (1997), “Bringing strong ties back in: Indirect ties, network bridges, and job searches in China”, *American Sociological Review* 62(3):366-385.
- Bowles, S. & H. Gintis (2002), “Social capital and community governance”, *Economic Journal* 112(483):419-436.
- Brandt, L. & C. A. Holz (2006), “Spatial price differences in China: Estimates and implications”, *Economic Development and Cultural Change* 55(1):43-86.
- Chantarat, S. & C. B. Barrett. (2012), “Social network capital, economic mobility and poverty traps”, *Journal of Economic Inequality* 10(3):299-342.
- Cleaver, F. (2005), “The inequality of social capital and the reproduction of chronic poverty”, *World Development* 33(6):893-906.
- Durlauf, S. N. (2002), “On the empirics of social capital”, *Economic Journal* 112(483):459-479.
- Galasso, E. & M. Ravallion (2005), “Decentralized targeting of an antipoverty program”, *Journal of Public Economics* 89(4):705-727.
- Grootaert, C. (1999), “Social capital, household welfare, and poverty in Indonesia”, Local Level Institutions Working Paper, No. 6.
- Grootaert, C. (2010), *Does Social Capital Help the Poor? A Synthesis of Findings from the Local Level Institutions Studies in Bolivia, Burkina Faso, and Indonesia*, The World Bank.
- Hussain, A. (2003), *Urban Poverty in China: Measurement, Patterns and Policies*, International Labour Organization.
- Khandker, S. R. (2005), “Microfinance and poverty: Evidence using panel data from Bangladesh”, *World Bank Economic Review* 19(2):263-286.
- Knight, J. & L. Yueh (2008), “The role of social capital in the labour market in China”, *Economics of Transition* 16(3):389-414.
- Kugler, A. D. (2002), “Employee referrals and efficiency wages”, *Labour Economics* 10(647):531-556.
- Lin, N. et al (2001), *Social Capital: Theory and Research*, Transaction Publishers.
- Mouw, T. (2003), “Social capital and finding a job: Do contacts matter?”, *American Sociological Review* 68(6):868.
- Putnam, R. D. et al (1994), *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton University Press.
- Ree, J. D. et al (2013), “The price and utility dependence of equivalence scales: Evidence from Indonesia”, *Journal of Public Economics* 97(1):272-281.
- Woolcock, M. & D. Narayan (2000), “Social capital: Implications for development theory, research, and policy”, *World Bank Research Observer* 15(2):225-249.
- Zhang, C. et al (2014), “Are poverty rates underestimated in China? New evidence from four recent surveys”, *China Economic Review* 31(C):410-425.

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)