

社会资本与西部农村地区的收入不平等分析

程 诚,姚 远

(西安交通大学 人文社会科学学院,西安 710049)

摘 要: 21 世纪以来,社会资本在反贫困治理中被各界人士寄予厚望。但它到底会扩大还是缩小收入不平等,仍无共识。运用分位数回归发现:家庭社会资本和社区社会资本对我国西部农村地区不平等的影响截然相反。前者对于特困家庭的作用更小,是扩大收入不平等程度的因素。而社区社会资本特别有利于低收入家庭,它的提高会显著降低农村的不平等程度。因此,培育农民自发组织、发展正规专业的社团组织等社会性力量,对缓解贫困、缩小收入差距、维护社会稳定等有重大现实意义。

关键词: 家庭社会资本;社区社会资本;收入不平等;农村地区;分位数回归

中图分类号:C916.1

文献标识码:A

文章编号:1009-9107(2014)05-0115-08

引 言

改革开放以来,收入不平等一路攀升。国家统计局数据显示,2000 年,全国基尼系数达到了 0.412,超过了国际警戒线;2012 年则达到了 0.474。另据西南财经大学的调查数据,2010 年中国家庭收入的基尼系数更是高达 0.61。不论哪套数据更加客观更加准确,摆在我们面前的现实是:中国的收入差距已经非常大了。多数人对中国农村的印象是普遍贫穷。但实际上,农村内部的收入差距远超乎我们的想象。西南财经大学的数据还揭示,农村家庭内部的收入差距要高于城镇内部,基尼系数为 0.60,基本接近总体不平等程度,并且这种不平等在西部农村地区更加突出。贫穷与不平等现象并存,亟待我们加以分析和理解。

如何缩小收入不平等?最重要的就是减少贫困人口,降低贫困发生率。但中国农村的贫困率不容乐观,在西部地区则更加严重。根据国家统计局的数据^[1],我们勾勒了 2000、2005 和 2010 年等三年的全国及西部农村地区贫困人口的统计表(见表 1)。

表 1 全国及西部农村地区贫困情况描述

年份	2000	2005	2010
贫困线(元)	627	683	1 274
全国贫困人口(万人)	9 422	6 432	2 688
全国贫困发生率(%)	10.2	6.8	2.8
西部贫困人口(万人)	5 731	3 805	1 751
西部贫困发生率(%)	20.6	13.3	6.1
西部贫困人口占全国总比重(%)	60.8	59.2	65.1

2000~2010 年,中国反贫困治理取得了巨大成就。在贫困线不断上调的同时,贫困发生率在不断地下降。其中,西部农村地区的贫困率从 2000 年的 20.6%下降到 2010 年的 6.1%,下降了 70.4%。但同时,西部贫困人口占全国总人口的比重却从 60.8%上升到了 65.1%。也就是说,如果我们在 2010 年从全国随机挑选 3 个贫困线以下的人口,就有 2 个来自西部地区。另一方面,中国的贫困线水平很低,一旦提高贫困线,贫困的对象将急剧上升,比如 2011 年国家将贫困线调整到 2 300 元,全国农村贫困人口就增至 1.28 亿。可以预计,其中有 70%

收稿日期:2013-04-21

基金项目:国家社会科学基金重大项目(13&ZD177);国家社会科学基金重点项目(11AZD022)

作者简介:程诚(1987-),男,西安交通大学人文社会科学学院讲师,主要研究方向为社会资本与不平等。

左右的贫困人口是来自西部农村地区。

21世纪以来,社会资本在反贫困治理中被各界人士寄予极高的厚望,但也招致了一些非议。原因有两个方面:首先是缺乏实证检验,还有则是对社会资本的多层次性及其差异的关注较少。在简要梳理两种类型的社会资本发展脉络后,本文将运用分位数回归方法,从家庭和社区两个层面来测量社会资本,联合考察它们对西部农村地区收入不平等,以及对低收入贫困家庭所带来的影响。

一、文献回顾

对农村家庭收入及不平等研究,大多集中在物质资本、人力资本、技术进步和制度改革等角度^[2]。但近些年来,越来越多的研究人员发现,这些研究通常假定经济活动是自利和独立的,而忽略了经济行动是嵌入在更大的社会结构之中的。这反映到收入不平等研究中,则表现为忽略了不同群体和社会行动者社会背景以及其他社会性因素导致的收入差异。这里最突出,也是被广泛运用的就是个人及家庭的社会资本禀赋,它被认为是物质资本和人力资本等资源禀赋之外,另一种影响经济行为和绩效的重要资本形式。社会资本同其他资本最大的区别在于,它蕴藏于人际关系网络之中,可能不直接参与价值创造,但却是经济绩效的“粘合剂”。总体来看,和经济绩效相关联的社会资本有两个主要形态:第一,基于人际网络的个体、家庭层次的社会资本。第二,基于规范、互惠、社会凝聚力与信任等较为宏观的社区层次的社会资本。前者以林南、伯特和边燕杰等人为代表;后者的代表人物则包括科尔曼、帕特南以及福山等人。本文试图同时考察这两种社会资本对农村收入不平等的影响。

(一)家庭社会资本与农村收入不平等

社会网络是社会资本的最重要的表现形式,也最具经济效应。在这个大的领域里面,也有多个理论流派,包括网络结构观、网络规模观、网络关系观和网络资源观等,本文采取了综合分析的视角。已有研究发现,社会网络资本可以提高居民的收入水平,增加就业机会^[3]。而且,社会资本对弱势群体的地位获得尤为有效^[4]。在关于农村地区的研究中,Grootaert最早发现社会资本对于减少家庭贫困有重要作用,是“穷人的资本”^[5],他运用了本文所涉及

的分位数回归方法,发现,社会资本在最低收入组的农户家庭中(10%分位点)的回报率是最高收入家庭(90%分位点)的两倍。张爽等人根据中国调查资料也发现,社会网络可以减少贫困^[6]。社会资本可以提高农村居民获得非农工作的机会,帮助他们拥有更多的民间借贷渠道,从而更可能创办自营工商业^[7]。

关系型社会资本对于脱贫致富的价值也遭到了很多批评。他们认为,社会网络资本确实可以传递信息、增强信任,有助于互惠合作。但是人们的交往具有同质性,富人的网络在有意无意间会排斥穷人。所以,穷人的网络资源实际上是更加匮乏的。这种“马太效应”,不仅不利于缓解贫困,反而会加深贫富分化。有学者就发现一些社会关系会加剧“最贫穷的人”被排斥的状态。而且贫困者之间的紧密团结,也意味着对外群体成员的排斥,这种封闭性会导致他们更加贫困^[8]。国内研究中,赵剑冶等人也发现中国式“关系”有扩大收入差距的作用^[9]。

本文认为这些观点上的对立,只是一种表面的矛盾。关于家庭社会资本会扩大收入不平等的论断基于“物以类聚,人以群分”的规律。这是显而易见、毋庸置疑的。贫困家庭的社会网络资源质量必然低于富裕家庭,它必然会给富人带来更多的经济回报。但当谈及社会资本对不平等的影响时,我们更加关注,社会资本对穷人和富人的回报率是否存在相对差异,而非绝对差异。举例来说,富人和穷人的年收入分别为5万和1万,从绝对收入来说,富人比穷人多了4万,从相对量来说,是其5倍。但如果我们假设社会资本可以使富人的收入提高1万,穷人收入提高0.5万。从绝对量上来说,富人比穷人多了4.5万,两者的收入差距扩大了。但从相对量上说,富人收入只有穷人的4倍了,不平等程度其实在下降。原因在于,社会资本的相对回报率对穷人更有利,在我们这个例子中,社会资本可使富人收入增长20%,但可以使得穷人增长50%。很多时候,相对回报率比绝对回报更加重要。

需要注意的是,上述例子只是一种设想,家庭社会资本的分布是极度不均衡的,穷人的社会资本质量可能极度劣于富人。换句话说,即贫困家庭的社会资本是不是差到了相对回报率都低于其他家庭的程度?倘若如此,则家庭社会资本扩大了不平等;如果回报率大致相同,则与不平等关系不大;如果底层

家庭的回报率更高,反而降低了不平等。实际上,这三种情况都有可能出现。因为这个问题已经超越了社会网络资本本身的作用机制了,而是涉及到在整体制度背景下,可以使得家庭收入提高的那些资源(这里指家庭社会资本)本身分配是否比较均衡的问题了。这时候,最好的办法就是,通过定量研究来判别到底哪种状态更加符合中国西部农村地区的实际状态。

(二)社区社会资本与农村收入不平等

社区社会资本同样有多个形态,概括而言有三个视角,即社会聚合、公共参与和社会信任^[10]。这些理论视角普遍认为,社区内部的凝聚度、社区成员公共活动参与情况,特别是参与正规专业社团的活动,以及居民间的互信程度,对当地经济发展有重要意义。在农村社区,这种类型的社会资本有利于传播农业信息、培育农业技术人才,增强村民的凝聚力、实现生产合作。因而,社区社会资本较高的农村地区,社区成员可以享有更高的社会福利水平。

不同于家庭社会资本的地方在于,社区社会资本外生于个体行动者,更具有“公共物品”的性质,不太受交往同质性的影响,它的分布比其他资本更加平均。只要是某个社区的成员,都有平等的资格享受该社会资本带来的好处。从这个意义上说,社区社会资本不仅有利于提高农村居民收入,还不会加剧农村内部的收入不平等。此外,由于穷人对社区社会资本的依赖度更高,社区社会资本对穷人的相对回报率可能要高于富人,因此,社区社会资本更可能成为降低农村收入不平等的重要因素。

二、数据来源、变量测量与研究策略

(一)数据来源

2010年初,西安交通大学社会学系组织了一项关于“农村社会和谐与平等发展”抽样调查。该调查旨在反映西部地区,尤其是陕西省农村社会的贫富分化状况,且重点以家庭社会网络分布以及社区公共参与、社区内部凝聚状况等角度对贫富分化进行解释。根据PPS抽样,该调查包含了陕西省10个地级市下辖的80个乡镇。再按照简单随机原则,从每个乡镇中选取1个行政村。最后结合村级花名册与地图法抽样,在每个村中,等距离抽取了40个家庭户。总设计样本3200个,最终有效样本2890个。

(二)变量测量

1. 被解释变量:收入的测量。本文以家庭收入作为分析对象。2009年陕西农村家庭总收入的平均值为2.88万元,标准差为5.78万。根据样本计算的基尼系数为0.52,介于几个权威统计数据之间,具有可信度。在本文分析中,收入以对数形式和自然形式共同出现。

2. 解释变量:家庭社会资本的测量。本次调查中,我们专门设计了“家庭社会支持网络”,了解被访者家庭在生活或工作中遇到困难时,如缺钱、缺少生活及生产工具、生病等等,可以求助的亲戚朋友数量,以及这些人的职业类型。我们计算了表示家庭社会资本的三个主要维度:(1)支持网络的规模:可以求助的亲朋总数;(2)网络差异性:这些帮助者的职业类型总和;(3)网络资源含量:按照职业声望得分,计算被访者家庭可以触及的最高职业等级,即网络达高性。随后,根据因子分析的方法,提取出家庭社会资本公因子,并标准化为均值0,方差1的数据形式。

3. 解释变量:社区社会资本的测量。该类社会资本一般包括两种类型,自发组织的互惠互利型和正规专业的外部社团介入型,类似于帕特南的内聚与外联型社会资本。为突出焦点,我们在测量时,并未详细加以区分。本文对社区社会资本的测量从主观归属认同和客观参与两方面进行考察:(1)主观心理认同方面,考察了农村居民对村、镇两级共同体的关心程度。测量按照五分法进行,“很关心”村委会的事情,赋值5,“从不关心”则为1。对于乡镇事情的关心程度同样如此测量。它们代表了社区的聚合状况。(2)客观参与方面,本文通过考察村民实际参加诸如行业协会、合作经济组织、科技组织、老人会、文化体育组织、民办组织等组织的总数量来考察。经过重新计算的“社区聚合状况”和“公共参与状况”实际上还是个体层面的数据。因此,我们需要再依据同一个社区中所有被访问家庭在这些方面的情况,来聚合生成相对应的社区层次的指标,同样运用因子分析,提取出社区社会资本的公因子。

4. 解释变量:其他资源禀赋的测量。影响收入不平等的传统变量同样需要控制到分析中,否则,社会资本的效用可能是虚假的。本文按照传统的经济学理论,考虑了其他家庭资源禀赋,包括家庭平均耕地拥有量、家庭劳动力数量和家庭成员的平均受教

育水平。

5. 控制变量: 区域。区域间发展不平衡同样会影响到收入分化, 在陕西省有三大典型区域: (1) 陕北地区依靠煤炭资源, 人均收入最高, 但不平等程度也相对较高; (2) 关中地区, 自然条件较好, 依托省会

西安, 拥有更多的非农工作机会和农产品深加工的市场环境; (3) 陕南地区, 以山区为主, 交通相对闭塞、自然灾害相对更加频繁, 农村总体收入水平低。

关于以上 8 个变量的统计分布信息可见表 2 的描述性分析。

表 2 变量的基本信息描述统计

	变量名称	样本量	均值/百分比	标准差	取值范围
被解释变量	家庭收入	2 810	28 854	56 724	[200~1 000 000]
	陕北	350	79 515	134 327	
	关中	1 810	21 984	18 188	
	陕南	684	20 837	41 243	
	家庭收入(对数)	2 810	9.76	0.96	[5.30~13.82]
解释变量	家庭社会资本	2 731	0	1	[-1.06~4.76]
	社区社会资本	2 844	0	0.44	[-1.62~0.85]
	家庭劳动力数量	2 844	2.38	1.19	[0~6]
	家庭耕地拥有量	2 844	6.64	6.27	[0~62]
	家庭成员平均受教育水平	2 825	9.09	2.37	[3~16]
控制变量	区域(虚拟变量)	2 844			
	陕北	350	0.12		
	关中	1 810	0.64		
	陕南	684	0.24		

(三) 分析策略: 分位数回归

目前多数定量研究, 包括对不平等的研究, 主要是运用 OLS 回归或者它的扩展形式(如多层次模型等), 能够描述自变量对被解释变量均值的影响情况, 但这些方法忽略了一个重要的统计信息, 即被解释变量(收入)分布的离散程度。而且 OLS 回归根据普通最小二乘法的估计方法, 还容易受到极大极小值的影响, 稳健性相对不足。反映到本研究中, 则是我们无法考察社会资本对收入较低和收入较高的农村家庭的差异性影响。分位数回归基于不同分位

点, 按照最小化绝对离差的方法, 不仅可以吸纳更多的收入分布信息, 而且估计结果也更加稳健。本文将根据该方法, 估计社会资本对不同收入分位点的农村家庭的影响。

分位数回归的模型表达式为:

$$Y^* = X'\beta_\theta + \mu_\theta, \text{Quant}\theta(Y^* | X) = X'\beta_\theta$$

其中, $\text{Quant}\theta(Y^* | X)$ 表示分位数, 残差 μ_θ 满足条件 $\text{Quant}\theta(Y^* | X) = 0$ 。估计第 θ 位数 ($0 < \theta < 1$) 方程的 β_θ 需要满足:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i: Y_i^* \geq X_i' \beta} \theta |Y_i^* - X_i' \beta| + \sum_{i: Y_i^* < X_i' \beta} (1-\theta) |Y_i^* - X_i' \beta| \right\}$$

此式为最小化误差的加权和, 其中正的误差项作为 θ 的权重, 负的误差项作为 $(1-\theta)$ 的权重。第 θ 分位数 ($0 < \theta < 1$) 的参数估计结果为 $\text{Quant}\theta(Y^* | X) = X'\beta_\theta$ 。本文重点选取常用的 0.25、0.5、0.75 等三个分位点进行对比分析。这三个分位点分别代表了收入较低、中等和较富裕的农村家庭。为了细致刻画社会资本在不同分位点的影响及其趋势, 本文分析了 0.05 到 0.95 之间每隔 0.05 个分位点共计 19 个分位数回归情况。

社会资本在不同条件分位数上的收入效应所蕴含的收入不平等可以通过图 1 来进一步说明。在控

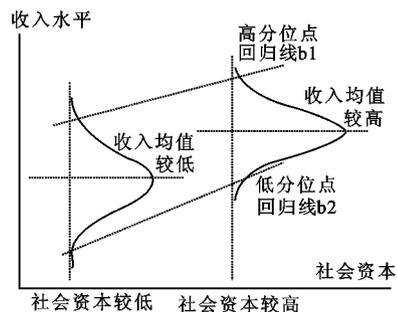


图 1 社会资本与收入不平等的关系

制其他影响变量的情况下, 如物质资本、人力资本、区域等因素, 社会资本在高收入分位点和低收入分

位点上的偏回归系数分别为 b_1 和 b_2 。社会资本存量较高时,平均收入也会较高,即图 1 中横向虚线所表示的位置关系。在社会资本存量既定时,高分位点和低分位点之间的跨度,即离散程度,表达的即为组内不平等程度。

图 1 还反映出社会资本存量较高,但组内不平等程度较低的一类情形,此时要求低分位点回归系数 b_2 要大于 b_1 。反过来,当我们观测到社会资本在低分位点的回归系数较大时,则表明社会资本越高,收入不平等状况越低。反之,若低分位回归系数较小,则表明社会资本越高,收入不平等状况越严重。

(一) 社会资本在不同收入家庭的分布状况

首先关注的是,两种类型的社会资本在不同收入组中的分布是否均衡,及均衡的程度。将收入等分为 10 组,考察不同组中家庭和社区社会资本的平均值。从表 3 可以看出,两类社会资本存量都存在着随收入水平提高而上升的趋势。但是,家庭社会资本和家庭物质财富的重叠度要更高,社区社会资本相对更加分散。社会资本与收入组别的相关系数也表明,前者更加集中,后者相对分散。这些都很符合前文的理论叙述,即社会网络资源存在明显的同质性交往原则,而社区社会资本则相对分布平均。

三、实证分析结果

表 3 社会资本在不同收入家庭的分布状况

收入分组	家庭社会资本		社区社会资本		标准差
	样本量	均值	样本量	均值	
[0-10]分位点	-0.398	0.891	-0.061	0.418	279
[11~20]分位点	-0.333	0.787	-0.013	0.438	272
[21~30]分位点	-0.308	0.787	-0.041	0.398	292
[31~40]分位点	-0.191	0.814	-0.030	0.418	265
[41~50]分位点	-0.150	0.884	0.009	0.363	283
[51~60]分位点	-0.099	0.930	0.011	0.426	290
[61~70]分位点	0.081	0.981	-0.091	0.437	264
[71~80]分位点	0.209	1.094	0.022	0.433	281
[81~90]分位点	0.275	1.018	-0.023	0.504	240
[91~100]分位点	0.729	1.096	0.197	0.423	344
相关系数	0.327***	0.112***			

注: *、**、*** 分别在 0.1、0.05、0.01 水平上显著,下同

(二) 普通线性回归结果描述

表 4 影响家庭收入水平的回归分析

	OLS 回归	分位数回归			0.75 与 0.25 分位数 回归系数差异 检验(F 值)	
		0.25 分位点	0.50 分位点	0.75 分位点		
核心 解释 变量	家庭社会资本	0.243***	0.250***	0.241***	0.254***	0.02
	社区社会资本	0.200***	0.212***	0.197***	0.078*	5.14*
其他 解释 变量	家庭劳动力数量	0.181***	0.220***	0.204***	0.191***	0.89
	家庭耕地拥有量	-0.006*	-0.003	-0.007*	-0.008**	2.35
	家庭成员受教育水平	0.077***	0.075***	0.073***	0.064***	0.48
控制 变量	关中地区	-0.894***	-0.651***	-0.774***	-1.109***	19.94***
	陕南地区	-1.056***	-0.837***	-0.940***	-1.342***	18.31***
区域	截距项	9.508***	8.765***	9.438***	10.353***	
(参照项: 陕北)	N	2 683	2 683	2 683	2 683	
	Adjust R^2 / pseudo R^2	0.262	0.103	0.140	0.175	

表 4 给出了 OLS 回归和分位数回归的四组结果。其中 OLS 结果陈列在最左边,分位数回归包含

3 个结果,分别对应 0.25、0.50 和 0.75 等 3 个条件收入分位点。最右边一列,计算出 0.25 分位点和

0.75 分位点估计系数值差异的显著性检验结果。

OLS 回归表明,家庭社会资本和社区社会资本都非常显著地影响了农村家庭收入水平。其中,家庭社会资本每增加一个标准单位,家庭收入将提高 27.5%(计算公式: $[exp(0.243) - 1]$,下同);社区社会资本每增加一个标准单位,则提高 22.1%。因而,可以判断它们也会成为影响收入不平等的重要因素。

控制变量的统计信息也基本符合预期。家庭劳动力数量和家庭成员平均受教育水平正向显著地影响了农村家庭收入水平,这符合一般理论预期。但在控制其他因素不变时,家庭耕地拥有量越大,家庭收入反而越低。这可能是由于家庭耕地越多,则有更多的劳动力会从事农业生产,从而降低了非农收入水平。这从侧面反映出,农业产出与第二第三产业产出之间存在着“剪刀差”。农业生产者整体回报率低于非农生产者。关中和陕南地区的人均收入要显著低于资源密集的陕北地区,这符合实际状况。

(三)分位数回归结果与启示

1. 家庭社会资本扩大了农村收入不平等。重点解读分位数回归的结果。分位数回归的前 3 列分别为 0.25、0.50 和 0.75 分位的回归结果。家庭社会资本的估计系数分别为 0.250、0.241 和 0.254,而且都非常显著。它们分别意味着规模的变动对于收入水平的各个分位数的边际影响。可以看到,随着分位数的上升,即家庭收入水平从很低到很高,家庭社会资本的变动对于收入水平的影响先高、后低,再高。当家庭收入处于较低和较高水平时,家庭社会资本的影响都比较大,当家庭收入处于中间水平时,影响相对较小。但系数差异性检验表明,三者之间没有显著区别。可以认为:家庭社会资本对于较为贫穷、收入中等和较为富裕的家庭的影响大致相同。

但家庭社会资本对特别贫穷的家庭带来了更加不利的影响,见表 5 的结果^①。家庭社会资本在 0.05 和 0.10 处的回报率分别为 0.159 和 0.178,且显著。我们依然将其同 0.75 分位点进行比较。结果发现,对于非常贫穷的农村家庭来说,家庭社会资本带来的回报率也要显著低于其他家庭。从绝对量来看,社会资本每增加一个标准单位,可以使相对富裕的家庭收入提高 8 000 元,但只能使得特困家庭

(5%分位点)提高 978 元,使贫困的家庭(10%分位点)提高 1 397 元。因而,家庭社会资本对非常贫穷,尤其是极度贫穷的农村家庭非常不利。这就是中国人常说的“穷帮穷,越帮越穷”^[4]。

表 5 不同分位点回归系数差异

		家庭社会资本	社区社会资本
收入	0.05 分位点	0.159**	0.260***
	0.10 分位点	0.178***	0.192***
	0.75 分位点	0.254***	0.078*
回报率	[0.05]—[075]	3.17 ¹	2.19
差异检验	[0.10]—[075]	4.00*	2.16
收入	0.05 分位点	978**	998*
	0.10 分位点	1397***	1426**
	0.25 分位点	3131***	2340***
回报	0.75 分位点	8016***	2710*
回报差	[0.05]—[075]	59.58***	2.47
异检验	[0.10]—[075]	55.91***	1.30
	[0.25]—[075]	29.41***	0.13

2. 社区社会资本可以缓解农村收入不平等。在 0.25、0.50 和 0.75 等三个分位点上,社区社会资本都有利于收入提高,三个系数分别为:0.212、0.197 和 0.078,前两项在 0.001 的统计水平上显著,后一项在 0.05 的统计水平上显著。可以看到,随着分位数的上升,即家庭收入水平从较低到较高,社区社会资本对于收入水平的影响在不断减弱。并且,差异性检验表明,低收入分位点的系数要显著大于高分位点。这表明,社区社会资本对陕西农村地区的低收入家庭的边际回报率要高于富裕家庭。表 4 还表明,这种影响在最低的 0.05 和 0.10 分位点上也非常强烈。因而社区社会资本可能对较贫困家庭更有意义。从表 4 的绝对收入差异来看,社区社会资本对不同分位点的绝对收入提高的作用大致相同。我们知道,同样的收入增加值,对贫困家庭的福利增加效应更大,也可以更好地改善他们的生活机遇。因而结合本部分的计量结果,可以认为社区社会资本可以有效缓解西部农村地区的收入不平等。

3. 借助图形理解社会资本与农村收入不平等。前面的分析侧重于个别重要的分位点。分位数回归的巨大优势在于,可以刻画各个分位点上的回归信

^①限于篇幅,我们没有列出更多的分位点信息,但可参考图 1 的结果。

息以及相互关系趋势。我们分析了 0.05 到 0.95 共计 19 个分位数回归,并拟合出两种社会资本的回报率变化图。结合图 2,可以清晰地看出,家庭社会资本的回报率总体呈现随着分位点提高而提高的趋势,而且最重要的原因是收入分布最低端的 0.05、0.10 和 0.15 分位点上,回报率特别低。其他分位点则在 0.25 附近变动,差异不大。这进一步证实,家

庭社会资本可能会扩大不平等,对特别贫困的农村家庭尤其不利。社区社会资本的情况刚好相反,随着分位点上升,回报率急剧下降,这种情形与图 1 假设一致。而且,19 个回归点比较紧密地围绕在拟合曲线附近。这说明,社区社会资本特别有利于低收入家庭,有利于缓解农村不平等。

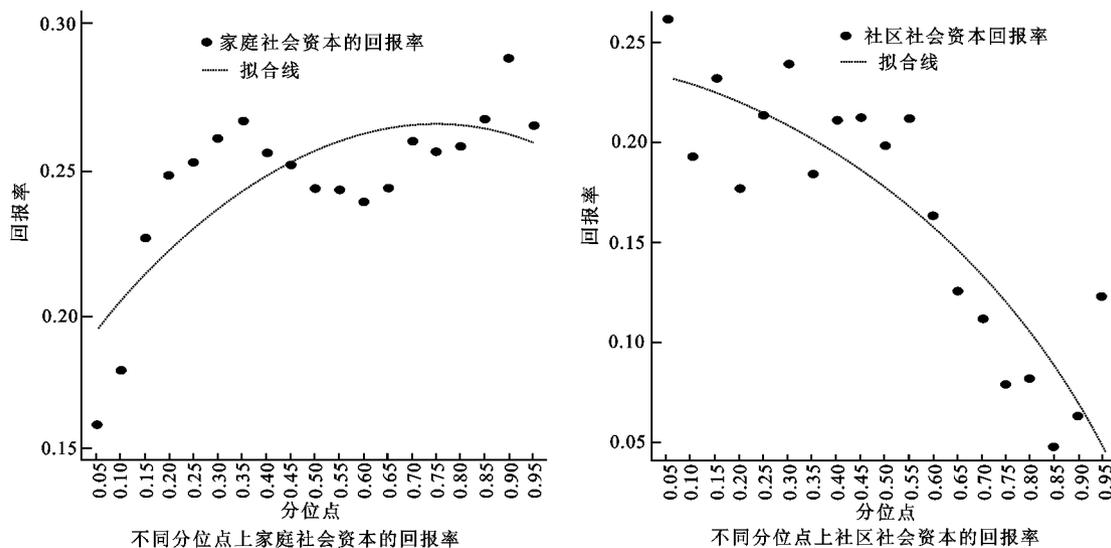


图2 各分位点社会资本回报率的拟合关系

四、结论与对策建议

本文基于陕西省农村社会发展数据,运用分位数回归方法,检验了两种类型的社会资本对西部农村地区内部收入不平等的影响。研究发现,两种类型的社会资本对收入不平等有截然相反的影响。由于同质性原则,家庭社会资本分布相当不均衡,导致特别贫困的家庭,社会资本质量很差,互助互惠功效有限。因此,家庭社会资本对农村特别贫困家庭的相对回报率也显著低于其他家庭,进而表现出随着家庭社会资本的提 高,农村内部的不平等也在扩大的现象。社区社会资本的分布相对平均,公共物品性质明显,具有较强的正向外部性特征,特别有利于低收入家庭,是可以显著降低西部农村地区不平等的有利因素。

不同于以往的研究,本文通过计量分析发现,农村社会组织不仅可以降低贫困发生率,而且相对于富裕家庭,它可以为低收入农村家庭带来更多的福利,缓解农村地区的收入不平等。但当下的现实状

况是,农村居民的自我组织程度不高,缺乏公共参与的热情和能力,同外部社会也缺乏有效的沟通协调机制^[11]。本文揭示了培育引导村民自发组织、发展正规的社团组织等社会性力量是破解农村治理困境的重要途径,也是农村社会繁荣稳定的重要因素。自组织源于农村发展的内生偏好,属于内聚型社会资本范畴。这种社会资本的形 成源于组织内部成员多次重复博弈而建立起的信任、合作共享机制^[12]。它可以满足农村社区的内部团结、整体归属,有利于农村社会的凝聚力增强。而正规专业的社团组织,如 NGO,属于外部力量介入型的外联型社会资本范畴,可以为农村社区带来新的农业知识,有利于科技创新与现代文化积累。

参考文献:

- [1] 国家统计局住户调查办公室. 中国农村贫困监测报告 2011[M]. 北京:中国统计出版社,2011:13.
- [2] 唐为,陆云航. 社会资本影响农民收入水平吗[J]. 经济学家,2011(9):77-85.
- [3] 张顺,程诚. 市场化改革与社会网络资本的收入效应

- [J]. 社会学研究, 2012(1): 130-151.
- [4] 赵延东. 再就业中的社会资本: 效用与局限[J]. 社会学研究, 2002(4): 43-54.
- [5] Grootaert C. Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia[J]. The World Bank Local Level Institutions Working Paper, 1999(6): 1-80.
- [6] 张爽, 陆铭, 章元. 社会资本的作用随市场化进程是减弱还是增强[J]. 经济学, 2007(2): 539-560.
- [7] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究, 2011(3): 83-94.
- [8] 周文, 李晓红. 社会资本对反贫困的影响研究[J]. 教学与研究, 2012(1): 63-71.
- [9] 赵剑治, 陆铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异[J]. 经济学季刊, 2009(1): 363-390.
- [10] 帕特南. 独自打保龄球[M]. 北京: 北京大学出版社, 2011: 3-148.
- [11] 柳锦铭, 陈通. 基于社会资本理论的新农村治理对策研究[J]. 西北农林科技大学学报: 社会科学版, 2007(6): 1-4.
- [12] 苏楠, 文龙姣, 杨学军. 农民专业合作社发展研究: 基于杨凌现代农业示范园区的实证调查[J]. 西北农林科技大学学报: 社会科学版, 2012(2): 24-28.

Social Capital and Income Inequality in Western Rural Areas of China

—An Empirical Study Based on Quantile Regression

CHENG Cheng, YAO Yuan

(School of Humanities and Social Sciences, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China)

Abstract: Most people have paid close attention to the effect of social capital on the governance tactics to anti-poverty since the beginning of the twenty-first century. But it is still a puzzle whether social capital could enlarge or reduce income inequality in our society. Based on quantile regression, this paper finds that family and community social capital are both important factors to determine income. But they are poles apart to income inequality in Western rural areas of China. Income inequality will increase, while family social capital is enhanced. Inequality, however, will depress if community social capital is advanced. This paper consists that supporting social forces, such as self-organizations and mass organizations, could relieve poverty, reduce income inequality in rural China. Social capital is a powerful factor to maintain social harmony and stability.

Key words: family social capital; community social capital; income inequality; rural area; quantile regression