

# 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

张爽 陆铭 章元\*

**摘要** 在市场化转型的过程中，社会资本作为一种非市场力量，它的作用会随着市场化进程减弱还是加强？本文以农村贫困为例，研究了市场化如何影响社会资本的作用。本文发现：（1）社会网络和公共信任能显著地减少贫困，而且在社区层面的作用尤其明显；（2）随着市场化程度的提高，社会资本减少贫困的作用总体上来说会减少，其中，家庭层面的社会网络的作用减少得尤其显著，而社会层面的社会资本的作用却不会显著下降。

**关键词** 贫困，社会资本，市场化，交互项

## 一、引言

社会资本是一种对于提高人们的福利和增进经济增长都非常重要的非市场力量，但是，很少有人研究过社会资本的作用会不会在市场化的过程中发生变化。在经济转型中，市场的力量逐渐强大，从理论上来说，市场的力量可能减弱也可能加强社会资本的作用，那么，现实中究竟发生了怎样的情况？对这一问题的思考有助于我们从一个侧面理解中国经济转型的道路。中国的市场转型中生长起来的市场力量将减弱原有社会结构中的非市场力量的作用，还是会加强那些非市场力量的作用，从而使中国未来的市场经济成为一种渗透着非市场力量的经济体制？

基于家庭亲友关系的社会网络是中国社会资本的一个重要方面，这种社会资本在劳动力市场上的作用已经得到证实（Knight and Yueh, 2002），但是它对于减少农村贫困的作用还有待研究。更为重要的是，在已有的文献中，

\* 张爽，复旦大学经济学系和复旦大学就业与社会保障研究中心，电话：(021) 55075812；E-mail: 042015197@fudan.edu.cn；陆铭，复旦大学经济学系、复旦大学就业与社会保障研究中心和复旦大学中国社会主义市场经济研究中心，200433；电话：(021) 65642064；E-mail: minglu73@263.net；章元，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心，200433；电话：(021) 65643056；E-mail: zhangyuanfd@fudan.edu.cn。本文在复旦大学“IDRC/CIGI 中国青年学者贫困研究网络”第一次会议和 NBER-CCER 第八届年会上报告过。作者感谢 A. Alesina、李实、蔡昉、王乐、封进、陈钊、王永钦、许庆、徐志刚、樊潇彦，以及社会学家桂勇、敬嘉、政治学家陈周旺、刘春荣、李瑞昌等的评论，感谢复旦大学经济学院 985 项目对本研究提供的数据支持。此外，陆铭感谢教育部对全国优秀博士论文作者的研究资助、上海市曙光学者项目和教育部人文社会科学重点研究基地重大课题(05JJD790004)的研究资助，章元感谢复旦大学文科科研推进计划金苗项目(05JM009)的研究资助。最后，感谢两位匿名审稿人的修改意见。

信任作为社会资本的另一重要形式还没有被纳入对于贫困决定因素的研究,社会资本在家庭层面和社区层面的同时作用也还没有得到很好的研究。本文在中国农村贫困的研究中发现,社区层面的社会网络和公共信任都能显著地减少贫困,而家庭层面的社会网络和公共信任却对贫困没有显著影响,这一结果证实了社会资本具有较强的公共品性质。我们还发现,在中国的市场化进程中,从总体上来说,社会资本减少贫困的作用在下降,而市场化减弱社会资本的作用的影响主要表现在家庭层面,在社区层面社会资本的作用并没有显著地减弱。

本文的结构安排如下:第二部分对于已有文献做了详尽的回顾和评论,并通过比较指出了本文的贡献;第三部分在借鉴了社会学理论的基础上提出两个替代性的理论假说;第四部分是数据来源和数据描述;第五部分是模型和实证结果;第六部分是模型的稳健性检验;第七部分对模型可能存在的内生性问题进行了讨论;最后一个部分是对全文的总结。

## 二、文献评论

社会资本的作用主要体现在资源配置和形成非正式制度方面,它能够有效地弥补市场缺陷(Bowles and Gintis, 2002)。然而,这种通过非市场机制发挥的作用在市场化过程中会减弱,还是会嵌入到市场机制中去发挥更大的作用呢?这一问题对于理解社会资本的作用机制非常重要,但已有的文献几乎都没有重视这个问题。Knight and Yueh (2002)采用中国的城市调查数据研究了社会资本在劳动力市场上的作用,发现社会资本在私有部门的回报率高于国有部门。他们由此认为,随着中国市场化程度的提高,私有部门不断壮大,社会资本将会发挥越来越大的作用。如果他们的发现是可信的,那么,这就可能从一个方面表现出中国的市场化改革可能伴随着非市场力量嵌入市场体制的过程,由此形成的市场体制就可能是一个被非市场力量扭曲的体制。但是,社会资本作为一种非市场力量的作用真的会被市场化加强吗?Knight and Yueh (2002)并没有提供令人信服的证据。该研究先验地根据所有制哑变量对样本进行分组,并比较两组分别回归得到的社会资本的系数大小,但是作者并没有证明两组系数之间的差距在统计上是否显著。如果要证明这一点,需要将这个哑变量放入模型中,构造哑变量与社会资本的交互项,如果交互项显著,才能说明按照哑变量进行分组后社会资本的系数在统计上存在着显著的差异。在我们的研究中,市场化程度是一个连续变量,因此,我们需要构造市场化程度与社会资本的交互项,由交互项的符号和显著性来判断市场化对于社会资本作用的影响。

我们的研究还涉及社会资本对于贫困的影响,而这在中国农村贫困的研究中,还没有得到足够的重视。例如, Jalan and Ravallion (1998; 2000)将总

贫困分为暂时性贫困 (Transient Poverty) 和慢性贫困 (Chronic Poverty)<sup>1</sup>, 并发现: 总贫困和慢性贫困由相似的因素决定, 如家庭规模、年龄特征、教育水平、实物资本和地理位置等。除了 Jalan and Ravallion (1998; 2000) 发现的贫困的主要决定因素之外, Gustafsson and Wei (2000) 还发现, 家庭从事非农产业和户主的党员身份也能显著地减少贫困。<sup>2</sup> 然而, 在以上文献发现的这些传统的因素之外, 近年在国际上备受关注的社会资本对于贫困的决定作用却还没有得到相应的研究。Grootaert (1999) 运用印度尼西亚的数据发现, 社会资本能显著减少贫困, 而且, 社会资本对于特别穷的群体来说更加重要, 因此, 它被称为“穷人的资本”。在中国农村, 社会资本对于减少贫困有重要作用吗? 中国正处于市场化转型的过程中, 市场化程度的变化将如何影响社会资本对于贫困的作用呢? 已有文献都没有重视以上问题。本文将社会资本及其与市场化指数的交互项作为农村贫困的影响因素放入模型中, 研究社会资本对于中国农村贫困的作用, 以及市场化对于社会资本作用的影响。

社会资本这一概念最初由社会学家在 20 世纪 80 年代明确提出, 到 90 年代已经成为各个学科研究的热点。经济学界普遍认同的社会资本的定义由 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。” 以后的大部分实证研究都遵循这三个维度来对社会资本进行度量。<sup>3</sup> 大多数已有的实证研究仅将社会网络作为社会资本的度量, 从社区或家庭层面考察社会网络对于经济发展的影响。Narayan and Pritchett (1997) 发现, 社区层面的社会网络能显著提高人们的福利<sup>4</sup>; Grootaert (1999) 发现了家庭层面的社会网络对于减少贫困的显著作用。最近的一些研究也开始考察国家或社区层面的信任和规范对于经济发展的影响。Knack and Keefer (1997) 发现, 国家层面的信任和规范对经济绩效有显著影响。Zak and Knack (2001) 采用相同的信任度量进一步证实了信任对于经济增长的重要作用。我们从以上的文献中得知, 社会资本的三个维度对经济发展都有重要作用, 其中社会网络更是在家庭和社区层面都显著影响经济发展和福利水平。但是, 以上文献分别侧重于考察社会资本的其中一个或两个维度在单一方面上的作用, 没有将社会资本的各个维度在不同层面的度量放入同一分析框架中进行研究。

<sup>1</sup> Jalan and Ravallion (1998; 2000) 提出, 暂时性贫困是指在某个时点观察到的由短期生活水平下降而引起的贫困; 慢性贫困是指在某个时点观察到的由于长期较低的福利水平产生的贫困。

<sup>2</sup> 关于中国农村的贫困治理政策, 章元、陆铭 (2006) 提供了一个较为完整的评论。

<sup>3</sup> 规范作为社会资本的重要维度与经济学里的制度是比较相近的概念, 它属于相对比较宏观的概念, 而且也难以在家庭或社区的层面上进行度量。当然, 规范也可能在社区层面上发生作用, 但规范在社区层面的作用很难与社会网络和信任在社区层面的作用独立分开。因此, 在这篇论文里, 我们没有将规范作为贫困的独立影响因素纳入模型之中。

<sup>4</sup> Narayan and Pritchett (1997) 用家庭人均消费支出来度量家庭福利。

在证实了社会资本对于经济发展和减少贫困的重要作用之后,我们会问,社会资本是如何发挥作用的呢?Coleman(1990)提出,社会资本与实物资本、人力资本最大的区别在于:首先,社会资本具有较强的外部性。社会网络是个人获取资源的重要途径,它能够提供共享信息、降低风险、减少机会主义行为(Grootaert, 1997; Collier, 1998);而信任有明显的外部性,它能够促进合作,减少交易成本,并弥补正式制度的缺陷(Fukuyama, 1995; 2000)。其次,社会资本包括两个层面:家庭层面的社会资本主要是家庭的社会网络,家庭直接通过它拥有的社会网络获取资源,从而影响就业、福利(如家庭人均收入或人均支出来度量)和贫困(Grootaert, 1999; Knight and Yueh, 2002);社区层面的社会资本包括社区层面的社会网络和信任,社会资本在社区层面充分发挥了公共品的作用,形成促进信息共享,减少交易成本,促进集体决策的长期非正式制度(Collier, 1998; Fukuyama, 2000)。

通过与已有文献的比较,本文的贡献主要体现在两个方面:第一,本文将社会资本的网络和信任两个维度在社区和家庭两个层面的度量纳入到同一个模型中研究其对贫困的作用,并通过构造排除自身以外的社区指标减轻了社区层面的社会资本的联立性内生问题;第二,本文首次正式地通过构造社会资本与市场化程度的交互项,由此来研究市场化程度是如何影响社会资本对于贫困的作用的,回答了社会资本的作用到底会随着市场化进程减弱还是加强的问题。值得一提的是,本文使用的Probit模型是一个非线性模型,大部分已有文献都错误地估计了非线性模型中交互项的偏效应(Ai and Norton, 2003),而这一问题在本文中得到了解决。

### 三、假 说

市场化会如何影响社会资本这一非市场力量的作用?这是本文研究的核心问题。尽管这对于市场力量和非市场力量的相互作用的经济学研究是非常重要的问题,但已有的社会学研究似乎比经济学家更早地思考了类似的问题。社会学的研究关注市场转型与社会分层的关系,讨论的焦点集中在以再分配经济<sup>5</sup>为基础的分层机制在市场转型中是否持续发挥优势。“权力转移/精英再生”论(Szelenyi, 1978; Nee, 1991, 1996)认为,市场转型会引起传统的权力向市场领域的转移,以再分配经济为基础的分层机制和精英地位逐渐衰落,由市场机制产生新的分层机制和新的精英。而“权力持续/精英循环”论(Rona-Tas, 1994; Bian and Logan, 1996)则认为,在市场转型的过程中,再

<sup>5</sup> 在社会学理论里,再分配经济(redistributive economy)是指由国家政治权力支配的非市场贸易,通常研究国家社会主义再分配制度;而市场经济是以市场价格机制为基础的自由交易(Szelenyi, 1978)。在这里,与市场机制相对应的是再分配经济,因此,我们遵循社会学文献的说法。

分配体制下形成的权力持续发生作用，在此基础上的分层机制具有延续性，传统的精英在市场体制下仍然占有优势。本文借鉴了社会学的智慧，对市场化如何影响社会资本的作用提出了两个替代性的理论假说。

#### 假说 1 社会资本的作用会随市场化进程减弱

“权力转移/精英再生”论支持了假说 1。市场转型改变了资源配置的方式，市场真正成为资源配置的主体。在旧的经济体制下通过拥有更多社会资本而获得大量资源，从而享有精英地位的人，将在市场转型中逐渐失去他们的优势，即社会资本的作用被市场力量减弱。以上理论实际上是支持了市场力量对于家庭层面的社会资本的作用的影响。如果社会资本的作用具有很强的外部性的话，那么，可以预期社区层面的社会资本也同样会对资源配置起作用，而且其作用也同样会被市场力量减弱。

#### 假说 2 社会资本的作用会随市场化进程加强

“权力持续/精英循环”论支持了假说 2。Rona-Tas (1994) 提出，精英阶层利用在过去权力经营下形成的社会网络关系，在转型的过程中继续获取资源，市场转型的过程实际上被传统体制下的精英所控制。由此形成的市场并不是真正意义上的规范的市场，而是与非市场力量结合的市场，社会资本可能作为一种非市场力量嵌入到市场机制中去获得更高的回报。在经济学里，制度是内生的，经济的市场化转型脱胎于原有的政治和社会结构，因此，在原有的政治和社会结构下拥有社会资本的人有可能通过操纵新生长起来的市场力量来获得更高的回报。Knight and Yueh (2002) 的研究发现与假说 2 是一致的。他们的发现说明，随着市场化程度的提高，个人层面的社会资本将在市场机制下发挥更大的作用。

## 四、数据来源和描述

本文主要的数据来源是复旦大学中国社会主义市场经济研究中心的《2004 年中国农村调查数据库》。我们的有效样本包含了分布在 22 个省<sup>6</sup> 的 48 个村的 938 户家庭在 2003 年的相关信息，即包括 48 个村级层面和 938 个家庭层面的横截面数据，每个村的家庭样本数大约为 20 个。本研究的样本以家庭为单位，因此我们将各村的数据和家庭数据进行了匹配。

本文度量市场化程度的数据来自樊纲和王小鲁的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告（2002 年）》。该报告首先从五个主要方面对市场

<sup>6</sup> 包括：北京、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、四川、陕西、甘肃和宁夏。

化程度进行了度量,包括:政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境。然后,由以上五个方面指数合成市场化进程相对指数,反映了各省在市场化进程中的相对水平,而不是绝对水平。各省市场化进程相对指数从1到10,指数越高表示市场化程度越高。我们使用了2002年各省的市场化指数,用滞后一年的数据的好处在于,它减轻了市场化指数本身可能存在的联立内生性。在数据处理过程中,我们根据每个家庭所在省的市场化指数作为这个家庭所面临的 市场化程度。使用省一级的市场化程度指数忽略了每个省内部不同村之间可能存在的市场化程度差异,这是因为我们没有村一级的市场化程度的度量指标。另外,我们在后文中控制了村的固定效应,实际上也就控制了村一级的市场化程度的差异,但这时,我们所看到的省一级市场化指数对于社会资本作用的影响仍然成立。图1显示了我们的样本在全国各地的分布,每个省的颜色深浅表示了这个省的市场化程度,颜色越深,表示这个省的市场化程度越高。每个省的名称下的三个数字依次表示这个省的样本的村数量、家庭数量和市场 化程度。



图1 样本的分布及省的市场化程度

我们对贫困的界定来自于国家统计局公布的 2003 年中国农村贫困线，即人均年纯收入 637 元。<sup>7</sup> 在这条贫困线下，2003 年我们调查的中国 22 个省的农村贫困率为 13.3%。后文中，我们还采用了世界银行设定的较高的国际贫困线（基于购买力平价的每人每天 1 美元<sup>8</sup>）对结果做了稳健性检验。在国际贫困线下，2003 年全国农村贫困率为 20.5%。与 Gustafsson and Wei (2000) 采用的全国农村抽样调查的数据相比，我们的抽样调查所获得的样本具有较强的代表性，其大多数的统计指标并没有与全国的样本出现较大的偏差。

表 1 是对本文样本的 48 个村的贫困状况的统计描述。在我们的样本里，有 29 个村的贫困率低于全国平均水平，19 个村的贫困率等于或高于全国平均水平。东部和中部的部分村的贫困率都低于全国平均水平，而西部大部分村的贫困率都高于全国平均水平。这说明中国西部农村的贫困发生率要高于东部和中部。

表 1 48 个调查村的贫困状况(2003)

贫困率( $p$ )	村个数	东	中	西
$p < 5\%$	12	6	5	1
$5\% \leq p < 10\%$	12	4	7	1
$10\% \leq p < 13.3\%$	5	1	3	1
$p \geq 13.3\%$	19	5	7	7

表 2 列出了本文的模型中解释变量的名称和定义。本文控制了已在已有文献里影响贫困的重要变量 (Jalan and Ravallion, 1998; Gustafsson and Wei, 2000)，包括户主党员身份<sup>9</sup>、人力资本、实物资本、家庭特征和村的特征，这些变量的计算方法也与文献保持了一致。<sup>10</sup> 除此之外，本文的模型中要考察的重点是社会资本，以及社会资本和市场化程度的交互项。

我们从两个维度和两个层面度量了社会资本，两个维度分别是社会网络和信任，两个层面分别是家庭层面和社区层面。

首先，我们从两个层面度量了社会网络。在中国，家庭拥有的社会网络通常是基于家庭的亲友关系 (Knight and Yueh, 2002)。因此，我们对于社会网络的问题设计是：家庭有几家关系亲密的亲友分别在政府、学校和医院工作？<sup>11</sup> 我

<sup>7</sup> Chen and Ravallion(1996)依据 1985—1990 年广西、云南、贵州和广东的价格水平分别估计了这四个省不同的贫困线。但是并没有研究估计了基于 2003 年全国各省价格水平的贫困线。本文遵循 Gustafsson and Wei(2000)采用全国统一的贫困线的做法。

<sup>8</sup> 基于购买力平价的每人每天 1 美元即家庭人均年纯收入约 960 元(林伯强, 2003)。

<sup>9</sup> Knight and Yueh (2002)将党员身份定义为社会资本,而我们认为,将它定义为政治资本更为合适。

<sup>10</sup> Gustafsson and Wei(2000)还在村的特征里控制了平原和丘陵的地形变量。我们的模型里没有直接放入地形变量,但是控制了 Gustafsson and Wei(2000)提到的地形的作用机制,包括:土地、距离、道路、市场等,而且还考虑了地形通过社会资本发生作用的机制。

<sup>11</sup> 在中国农村,家庭在这些部门的亲友关系是重要的社会网络。在政府的亲友关系可能影响在劳动力市场上的就业、农户获得贷款的概率等;在学校的亲友关系可能会影响孩子的受教育机会;在医院的亲友关系可能会影响家庭的医疗状况。这些都是影响家庭福利水平和贫困的重要因素。

表2 解释变量列表

SC(社会资本)	nh	家庭层面的社会网络
	nc	社区层面的社会网络
	th	家庭层面的公共信任
	tc	社区层面的公共信任
M(市场化)	market	该家庭所在村所属省份的市场化程度
SC×M(社会资本与市场化的交互项)	nhm	家庭层面的社会网络与市场化程度的交互项
	ncm	社区层面的社会网络与市场化程度的交互项
	thm	家庭层面的公共信任与市场化程度的交互项
	tem	社区层面的公共信任与市场化程度的交互项
PC(政治资本)	pc	当户主是党员时=1,否则=0
HC(人力资本)	edu	户主受教育年限
OC(实物资本)	land	家庭人均拥有的可耕种土地数量
	fixassets	家庭人均拥有的农业机械数量
X(家庭特征)	sex	当户主是男性时=1,女性=0
	age	户主的年龄
	age <sup>2</sup>	户主年龄的平方
	dependence	该家庭的人口负担率 <sup>12</sup>
	nonfarm	该家庭从事非农产业的人数与总人数的比例
Z(村的特征)	road	该家庭所在村通柏油公路时=1,否则=0
	distance	该家庭所在村距离集市的距离
	central	该家庭所在村的省份位于中部时=1,否则=0 <sup>13</sup>
	west	该家庭所在村的省份位于西部时=1,否则=0

们将每个家庭在三种部门加总的亲友数量来度量家庭层面的社会网络。对于社会层面的社会网络的度量,我们采用了每个村在排除了本家庭之外的其他样本家庭的平均亲友数量。这样做有三点理由:(1)由于社区层面的社会网络没有包括本家庭的社会网络,因而较少地受到本家庭的经济状况的影响,减轻了社区层面的社会网络的联立性内生问题;(2)我们的社区层面的社会网络变量度量的是其对本家庭的外部性,体现出了社区内部其他家庭与本家庭之间的社会互动(social interaction),从而在经济学上具有更为具体的含义;(3)保证了每个家庭面对的社区网络的差异性,因此,当我们控制村的固定效应时,能够将社区层面的社会网络与村固定效应区别开来。

其次,值得注意的是,本文用对于确定的社会公共机构的工作人员的公共信任作为信任的度量。<sup>14</sup>我们从两个层面对公共信任进行了度量,但在模型

<sup>12</sup> dependence=(该家庭总人数-该家庭劳动力人数)/(该家庭劳动力人数)×100%。

<sup>13</sup> 对中西部的划分与大多数研究一致,中部省份包括山西、广西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北和湖南;西部省份包括四川、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

<sup>14</sup> 在大多数研究人际信任的文献中,对于信任的度量是“是否认为绝大多数人是可信的”,但是,对于大部分中国的农村居民来说,如何定义“绝大多数人”是非常模糊的。因此,我们采用了对于确定的社会公共机构工作人员公共信任作为信任的度量。相对于研究人际信任的文献而言,研究公共信任的文献还非常少,本文也是在此领域的探究。我们在这里考察公共信任还有两点重要的理由:首先,Putnam(1993)提出,公共信任与人际信任的产生有密切联系;Cole(1973)也指出,对于公共机构工作人员信任事实上是对于大多数人的信任的一种具体表现。Alesina and Ferrara(2000)验证了对于社会公共机构的信任与对于他人的信任是高度相关的。其次,对于减少贫困来说,人际信任和公共信任相同的作用机制都在于减少交易成本和降低风险。



中只考察了社区层面的公共信任。因为从理论上来说，信任是一种公共品，它的作用是通过成员间的互动得以实现的（Fukuyama, 1995），公共信任的产生和发挥作用也是基于个人与公共机构工作人员的长期互动。在已有的实证研究中，信任在国家或社区层面对于经济发展的作用得到了有力的证实（Knack and Keefer, 1997; Zak and Knack, 2001），但是，并没有研究发现信任在个人或家庭层面对于经济发展的作用。因此，我们将公共信任对于贫困的影响的研究仅放在社区层面。我们对于家庭的公共信任的问题设计是：你分别对县和乡政府、司法立法机构和教育机构的工作人员的信任度如何？信任度从 1 到 3 分别是：根本不信任、有所信任、完全信任。我们用每个家庭对于三种机构工作人员的信任度的乘积来度量家庭层面的公共信任度。我们采用乘积的理由是：一种公共信任对于贫困的作用还依赖于其他的公共信任，这三种公共信任不会单独发生作用。因此，这里的乘积实际上构造了三种公共信任的交互项，考虑了它们作用于贫困时的相互影响。本文在第六部分会采用主成分分析法来构造公共信任这个变量，对模型结果进行稳健性检验。在社区层面，我们用每个村在排除了本家庭的公共信任度之外的其他样本家庭的平均公共信任度来度量社区层面的公共信任度。我们这样度量的理由与度量社区层面的社会网络的理由相同。

我们对以上社会资本的两个维度和两个层面做了相关性检验。社会资本的两个维度网络和公共信任之间的相关性很弱，在家庭层面仅为 0.0046，在社区层面仅为 0.15；社会资本的两个层面家庭层面和社区层面的网络的相关性为 0.44，家庭层面和社区层面的公共信任的相关性为 0.48。因此，我们排除了同时将社会资本的两个维度在两个层面的度量放入模型会导致严重的多重共线性问题的可能性。

需要特别说明的是，我们对于被解释变量“家庭是否贫困”的度量方式是：当该家庭人均年纯收入大于或等于 637 元时处于非贫困， $Y=1$ ；当该家庭人均年纯收入小于 637 元时处于贫困， $Y=0$ 。一些研究贫困的文献设贫困时  $Y=1$ ，非贫困时  $Y=0$ 。由于我们的模型中加入了交互项，我们的设定方式使后面的实证结果更易于解释。其直观的经济学含义是，当  $Y=1$  时，家庭收入更高。

表 3 用本文样本中的 938 个家庭数据对模型中的变量进行了统计描述。除了样本整体外，我们还按照贫困线将样本分为非贫困群体和贫困群体。通过比较这三组数据，我们可以看出，在非贫困群体和贫困群体之间有较明显差距的是：（1）非贫困群体比贫困群体拥有更多的社会资本，尤其是家庭层面的社会网络和信任；（2）非贫困群体拥有的政治资本和人力资本都明显多于贫困群体；（3）非贫困群体有更多家庭的户主从事非农产业；（4）贫困群体更多的分布在西部。除了社会资本以外，已有大量文献研究了以上其他变量对于中国农村贫困的作用（Jalan and Ravallion, 1998; Gustafsson and Wei,

2000)。而我们将在下一节关注社会资本对于贫困的作用。

表3 贫困及其决定因素的统计描述

贫困率		13.3%					
观察值		整体 938		非贫困 813		贫困 125	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
社会资本	nh:家庭的社会网络	1.49	2.04	1.57	2.10	0.97	1.52
	nc:社区的社会网络	1.49	1.05	1.51	1.03	1.32	1.20
	th:家庭的公共信任	7.90	5.93	8.02	6.03	7.15	5.16
	tc:社区的公共信任	7.94	3.33	8.09	3.41	6.93	2.60
政治资本	pc:户主是党员的家庭的比例	0.14	0.35	0.16	0.36	0.05	0.21
人力资本	edu:户主受教育年限	6.96	3.50	7.16	3.48	5.62	3.35
实物资本	land:人均土地量	1.93	3.45	1.85	3.49	2.46	3.16
	fixassets:人均农业机械数	0.14	0.22	0.14	0.22	0.15	0.21
家庭特征	sex:户主为男性的家庭的比例	0.96	0.18	0.97	0.18	0.95	0.21
	age:户主的年龄	46.37	11.20	46.30	10.78	46.86	13.65
	dependence:人口负担率	0.50	0.57	0.49	0.56	0.55	0.60
	nonfarm:从事非农产业的人数比例	0.30	0.28	0.32	0.28	0.15	0.20
村的特征	market:村所在省的市场化程度	6.06	1.49	6.10	1.49	5.77	1.46
	road:通柏油马路的村的比例	0.56	0.50	0.58	0.49	0.42	0.50
	distance:村到集市的距离	5.67	6.65	5.61	6.75	6.08	6.01
	central:中部的村的比例	0.46	0.50	0.46	0.50	0.46	0.50
	west:西部的村的比例	0.21	0.41	0.20	0.40	0.30	0.46

## 五、模型和实证结果

本文建立了如下的 Probit 模型来考察贫困的决定因素:

$$P(Y_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 SC_i + \beta_2 M_i + \beta_3 SC_i * M_i + \beta_4 PC_i + \beta_5 HC_i + \beta_6 OC_i + \beta_7 X_i + \beta_8 Z_i + \mu_i). \quad (1)$$

(1)式里的下标  $i$  表示第  $i$  个家庭。方程左边的  $P(Y_i=1)$  表示第  $i$  个家庭非贫困的概率。右边的解释变量见表 2。

我们用 STATA 的 dprobit 命令得到了对于模型中解释变量的偏效应和标准差的估计, 结果见表 4。在表 4 的方程 1 里, 我们放入了社会资本的两个维度在两个层面的度量以及它们和市场化程度的交互项; 在方程 2 里, 我们去掉了家庭层面的公共信任以及它和市场化程度的交互项。我们去掉家庭层面的公共信任有两点理由: (1) 从理论上来说, 信任是一种公共品, 它的作用要通过较大范围的成员间互动来实现, 的确, 家庭层面的公共信任在模型中对

于贫困没有显著影响；(2) 在去掉家庭层面的公共信任以后，其他解释变量的偏效应和标准差没有显著变化，拟  $R^2$  也没有显著的变化。因此，我们遵循已有的文献，仅在社区层面研究公共信任对贫困的影响。

表 4 贫困的决定因素估计(以国定贫困线作为贫困标准)

解释变量		被解释变量：非贫困			
		方程 1		方程 2	
		偏效应	标准差	偏效应	标准差
SC	nh	0.045	(0.021)**	0.047	(0.021)**
	nc	-0.070	(0.04)*	-0.072	(0.04)*
	th	0.003	(0.006)		
	tc	0.018	(0.013)	0.021	(0.012)
M	market	-0.009	(0.023)	-0.010	(0.023)
SC×M	nhm	-0.006	(0.0037)*	-0.006	(0.0037)*
	ncm	0.018	(0.007)**	0.018	(0.007)**
	thm	-0.001	(0.001)		
	tcM	-0.002	(0.002)	-0.002	(0.002)
PC	pc	0.068	(0.016)***	0.068	(0.016)***
HC	edu	0.008	(0.003)***	0.008	(0.003)***
OC	land	-0.002	(0.003)	-0.002	(0.003)
	fixassets	0.066	(0.043)	0.066	(0.043)
X	sex	0.014	(0.047)	0.015	(0.048)
	age	0.010	(0.004)***	0.010	(0.004)***
	age <sup>2</sup>	-0.0001	(0.00004)***	-0.0001	(0.00004)***
	dependence	-0.015	(0.014)	-0.015	(0.014)
	nonfarm	0.224	(0.038)***	0.225	(0.038)***
Z	road	0.018	(0.020)	0.019	(0.020)
	distance	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
	central	-0.033	(0.035)	-0.033	(0.035)
	west	-0.187	(0.08)***	-0.188	(0.08)***
		对方程 1 的整体评价		对方程 2 的整体评价	
拟 $R^2$		0.1914		0.1906	
极大对数似然值		-297.7		-298.02	
模型卡方检验		129.4[0.000]***		129.9[0.000]***	
观察值		938		938	

注：(1) 括号内的数值为稳健性标准差；(2) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；(3) 中括号内是对模型整体进行卡方检验的显著性  $P$  值。

我们在方程 2 的基础上对回归结果进行解释。在非线性模型里，估计交互项的偏效应和标准差比估计不涉及交互项的单一变量更加复杂。我们会在后面对社会资本、市场化程度和它们的交互项做具体的分析。我们在表 4 的方程 2 中能够获得的准确信息是其他不涉及交互项的单一变量的偏效应和显

著性,因此,我们先对这些变量的发现进行讨论。

我们发现:(1)家庭拥有的政治资本能够显著地减少贫困,这再次肯定了中国党员身份对于收入的重要性。但是党员对收入的作用是不是因为它代理了政治资本,这在我们的研究中不能被确认,因为 Li et al. (2005) 用双胞胎数据研究党员的作用,发现在控制了双胞胎之间的固定效应以后,党员对于收入并没有显著的影响。这说明在已有研究中发现的党员的作用更可能是由于遗漏的个人能力变量或家庭背景导致的,而不是政治资本或社会资本。(2)人力资本对减少贫困也有重要作用。(3)在家庭特征中,年龄与贫困之间的关系是倒 U 型的;家庭从事非农产业能够显著减少贫困。(4)在村的特征中,处于西部的家庭的贫困概率高于处于东部的家庭的贫困概率。以上发现都和已有研究一致。

接下来,我们重点对社会资本、市场化程度和它们的交互项对于贫困的影响进行分析。Ai and Norton (2003) 指出,在 2000 年以前的文献中,几乎没有研究正确估计了非线性模型里的交互项的偏效应和标准差。已有的使用包含交互项的非线性模型的文献,几乎都直接报告由 `dprobit` 或 `mfx`<sup>15</sup> 命令得到的交互项的偏效应和标准差。但是,这两种命令都将交互项仅看做是一个单一变量求一阶偏导,而忽视了交互项是两个解释变量的乘积形式。正确的做法是应该对交互的两个变量求交叉偏导。为了便于对我们的模型进行分析,我们将 (1) 式改写为:

$$P(Y_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 nh_i + \beta_2 nc_i + \beta_3 tc_i + \beta_4 M_i + \beta_{14} nhm_i + \beta_{24} ncm_i + \beta_{34} tcm_i + \beta_o other_i + \mu_i). \quad (2)$$

我们将社会资本、市场化程度以及它们的交互项作为考察的重点, `other` 表示其他解释变量。

在附录里,我们以家庭层面的社会网络为例,列出了家庭层面的社会网络、市场化程度以及它们的交互项的偏效应和标准差的正确推导方式。其他社会资本及其与市场化程度的交互项的偏效应的计算也同理。由此可见,表 4 中由 `dprobit` 命令报告的社会资本、市场化程度和它们的交互项的偏效应和标准差都是不准确的。我们根据附录的 (2.1)、(2.2) 和 (2.3) 式,用 `predictnl` 命令正确地估计了以上解释变量的偏效应和标准差,结果见表 5。<sup>16</sup>

<sup>15</sup> 另一种用在 `probit` 命令后报告偏效应和标准差的命令。

<sup>16</sup> 我们的估计使用了一个自己编写的程序,估计了包括三个交互项的模型的偏效应和标准差。该程序自动报告用 Delta Method 计算的标准差。在我们使用这个程序之前,由 Ai and Norton (2003) 提供的程序只能用于估计包括一个交互项的模型的偏效应和标准差。

表 5 贫困的决定因素估计(以国定贫困线作为贫困标准)(续)

解释变量		被解释变量：非贫困	
		偏效应	标准差
SC	nh	0.008	(0.006)
	nc	0.035	(0.012)***
	tc	0.008	(0.003)***
M	market	0.045	(0.037)
SC×M	nhm	-0.010	(0.004)***
	ncm	0.001	(0.013)
	tcm	-0.006	(0.004)

注：(1) 括号内的数值为稳健性标准差；(2) \*\*\* 表示在 1% 水平上显著。

首先，我们可以确认社会资本对于减少贫困的重要作用。社区层面的社会网络和公共信任能够显著减少家庭贫困的概率；家庭层面的社会网络也对减少贫困有正的影响，但是不显著。这证实了社会资本是一种公共品。而且，我们度量的社区层面的社会资本是排除了本家庭之外的。因此，以上发现的实际含义是：社区内其他家庭的社会资本对于本家庭减少贫困有显著的作用，这更进一步证实了社会资本强大的外部性。

然后，我们能够从交互项的符号和显著性来发现市场化是如何影响社会资本对于贫困的作用的。家庭层面的社会网络与市场化程度的交互项显著为负，而社区层面的社会网络和信任与市场化的交互项都不显著。我们可以由此排除在第三部分提出的假说 2：社会资本的作用会随市场化进程加强；而接受假说 1：社会资本的作用会随市场化进程减弱。不过，我们只能部分地接受假说 1，即家庭层面的社会资本的作用会在市场化过程中减弱，但是市场化并不显著影响社区层面的社会资本的作用。下面我们分别对三个交互项进行分析。

(1) 家庭层面的社会网络与市场化程度的交互项显著为负。家庭层面的社会网络的作用主要体现在通过直接的亲友关系获取资源。在计划经济体制下，家庭层面的社会资本是资源配置的重要方式，拥有较多在政府或其他公共部门的亲友的家庭能在资源配置中占据优势，拥有较少此类亲友关系的家庭更容易陷入贫困。然而，随着市场化程度的提高，市场成为资源配置的主体机制，减弱了家庭层面的社会网络的作用。而且，这种减弱作用较为明显，家庭层面的社会网络的作用在市场化进程中减弱之后，不再显著地影响贫困。

(2) 社区层面的社会网络与市场化的交互项的符号为正，但是不显著。这说明社区层面的社会网络的作用不会在市场化进程中显著减弱，也并不会显著加强。与家庭层面的社会网络不同，社区层面的社会网络具有较强的外部性。在考虑了市场力量的因素之后，社区层面的社会网络依然能显著地减少贫困，从数量上来看，社区层面的社会网络减少贫困的作用比家庭层面的社会网络的作用要强得多。

(3) 社区层面的公共信任对贫困的作用会在市场化中减弱，但是不显著。社区层面的公共信任也具有明显的外部性。在市场逐渐完善的过程中，由市

场形成的正式制度会减少一部分非正式制度的作用,但是由于公共信任的公共品性质,这种影响并不显著。非正式制度在市场机制下仍然对减少贫困有重要作用。

由此可以得到我们最感兴趣的问题的答案,即:社会资本作为一种非市场力量,它的作用会随市场化进程减弱。这不同于 Knight and Yueh (2002) 的发现。而且,我们能够进一步区分市场化对于不同层面社会资本的作用的影响。市场化实际上是减弱了家庭层面的社会资本直接进行资源配置的作用,使它对贫困没有显著影响;而市场化对社区层面的社会资本的作用则没有明显的影响。

最后,市场化本身对减少贫困有正的作用,但是不显著。我们怀疑是因为模型中市场化与地理哑变量高度相关。首先,我们做了市场化程度与中部和西部哑变量的简单线性回归,它们之间显著相关,而且  $R^2$  高达 0.63。然后,我们在表 4 的方程 2 中去掉中部和西部两个地理哑变量,重新估计了市场化的偏效应和标准差,发现市场化对于减少贫困有非常显著的正影响。这证实了我们的判断。不过,我们不能因此在模型中去掉中部和西部来估计其他变量。因为这两个地理哑变量有可能包含除了市场化因素以外的其他地区固定效应,我们在对模型进行估计的时候必须控制这些因素。

## 六、稳健性检验

### (一) 以国际贫困线作为贫困标准

众多的批评(如 CSLS, 2003)指出中国官方的贫困线定得太低。为了检验本文的实证结果的稳健性,我们采用了世界银行设定的国际贫困线——基于购买力平价的每人每天 1 美元,即家庭人均年纯收入约 960 元(林伯强, 2003),对我们的估计结果进行了稳健性检验。表 6 是采用世界银行的贫困线时的估计结果。表 6 的方程 3(1)报告了解释变量的偏效应和标准差,并且在方程 3(2)中用上一节所述的方法重新正确地估计了社会资本、市场化和它们的交互项的偏效应和标准差。

首先,表 6 的方程 3(1)中的人力资本、家庭特征以及地理特征等显著变量的结果与表 4 的方程 2 基本一致。然后,通过比较表 6 的方程 3(2)与表 5,我们发现:(1) 贫困线提高以后,度量社会资本的三个变量都显著减少贫困;家庭层面的社会网络与市场化程度的交互项,以及社区层面的公共信任与市场化程度的交互项,都显著为负,说明社会资本的作用会随着市场化程度的提高而减弱。这些都进一步证实:社会资本能显著地减少贫困,但是随着市场化程度的提高,社会资本的作用会显著减弱。这说明我们在上一节中的主要发现是稳健的。(2) 家庭层面的社会网络对收入相对较高的家庭比对特别穷的家庭更加重要,在市场机制下那些收入相对较高的家庭仍然能够通过他们

拥有的社会网络获取资源；而且，公共信任对于收入相对较高的群体的作用会在市场化进程中显著减弱。(3) 这里的市场化也不显著为正。像上一节一样，我们在表 6 的方程 3 中去掉中部和西部两个地理哑变量，重新估计了市场化的偏效应和标准差，发现市场化仍然对减少贫困有显著作用。

表 6 贫困的决定因素估计(以国际贫困线作为贫困标准)

解释变量		被解释变量：非贫困			
		方程 3(1)		方程 3(2)	
		偏效应	标准差	偏效应	标准差
SC	nh	0.069	(0.03)***	0.015	(0.008)*
	nc	-0.028	(0.061)	0.077	(0.017)***
	tc	0.045	(0.017)***	0.013	(0.004)***
M	market	0.035	(0.033)	0.056	(0.056)
SC×M	nhm	-0.009	(0.005)*	-0.013	(0.0056)***
	ncm	0.018	(0.011)	-0.006	(0.020)
	tem	-0.005	(0.0027)*	-0.009	(0.005)*
PC	pc	0.051	(0.029)		
HC	edu	0.014	(0.0038)***		
OC	land	-0.001	(0.004)		
	fixassets	0.098	(0.058)*		
X	sex	-0.037	(0.049)		
	age	0.017	(0.006)***		
	age <sup>2</sup>	-0.0002	(0.00006)***	同左	
	dependence	-0.002	(0.021)		
	nonfarm	0.371	(0.05)***		
Z	road	0.010	(0.028)		
	distance	-0.001	(0.002)		
	central	-0.015	(0.045)		
	west	-0.270	(0.09)***		
		对方程 3 的整体评价			
拟 R <sup>2</sup>		0.2106			
极大对数似然值		-375.29			
模型卡方检验		151.66[0.000]***			
观察值		938			

注：(1) 括号内的数值为稳健性标准差；(2) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；(3) 中括号内是对模型整体进行卡方检验的显著性 P 值。

## (二) 用主成分分析法构造信任的变量

我们采用主成分分析法 (Principal Components Analysis) 重新构造了公共信任的变量。我们对三个度量信任的变量进行了主成分分析，并选取了第一主成分<sup>17</sup>，该主成分的方差贡献率为 65%，即解释了原有数据 65% 的信息。

<sup>17</sup> 由于我们用于分析交互项是否显著的程序只能允许最多三个交互项，同时，也为了避免使用不同的主成分而造成的模型解释的困难，我们在模型中只能放一个表示信任的变量。

这个解释水平并不理想(通常达到80%以上比较理想),其中一个重要的原因是由于在被合成的三个变量中,对于政府工作人员的信任和对于司法立法机构工作人员的信任相关系数高达0.79。在采用主成分法时,这两个变量的权重被高估了,而对教育机构工作人员的信任这一变量的权重被低估。

我们将用主成分分析法构造的公共信任变量代入表4的方程2中,得到表7的结果。首先,政治资本、人力资本、实物资本、家庭特征和村的特征的结果都和表4的方程2基本相同。其次,在表7的4(2)中,社会资本、市场化以及它们的交互项的符号都和表5一致,但是显著性发生了变化,只有社区层面的社会网络显著地减少了贫困。由变量符号的一致性,我们可以确认我们的主要结论,即,社会资本会减少贫困,而社会资本的作用会在市场化进程中减弱。然而,这些变量都几乎不显著,很有可能是由于这里采用第一主成分损失了较多的信息。因此,我们仍然采用上一节中对信任变量的构造方法,在充分利用变量信息的基础上得出本文的结论。

表7 贫困的决定因素估计(用主成分分析法构造信任变量)

解释变量		被解释变量:非贫困			
		方程4(1)		方程4(2)	
		偏效应	标准差	偏效应	标准差
SC	nh	0.079	(0.032)***	0.014	(0.009)
	nc	-0.110	(0.067)	0.062	(0.0185)***
	tc	0.112	(0.048)**	0.014	(0.009)
M	market	-0.007	(0.012)	0.005	(0.089)
SC×M	nhm	-0.011	(0.005)**	-0.011	(0.014)
	ncm	0.029	(0.012)**	0.025	(0.053)
	tem	-0.016	(0.008)**	-0.165	(0.012)
PC	pc	0.066	(0.015)***		
HC	edu	0.008	(0.003)***		
OC	land	-0.003	(0.003)		
	fixassets	0.054	(0.042)		
	X	sex	0.012	(0.046)	
X	age	0.011	(0.004)***		
	age <sup>2</sup>	-0.0001	(0.00004)***	同左	
	dependence	-0.017	(0.014)		
	nonfarm	0.218	(0.038)***		
Z	road	0.017	(0.020)		
	distance	-0.001	(0.001)		
	central	-0.036	(0.035)		
	west	-0.195	(0.08)***		
		对方程4的整体评价			
拟R <sup>2</sup>		0.1903			
极大对数似然值		-298.14			
模型卡方检验		121.76[0.000]***			
观察值		938			

注:(1)括号内的数值为稳健性标准差;(2)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;(3)中括号内是对模型整体进行卡方检验的显著性P值。



## 七、内生性问题的讨论

### (一) 固定效应

在我们的模型中，有可能存在未观察到的村的特征会影响实证结果。通常解决这类问题的方法是在面板数据中采用固定效应法 (Fixed Effect)，而由于本文采用的是横截面数据，没有时间上的变化，因此应该去除村的均值 (Demean) 来控制村的固定效应。但是，对于被解释变量——贫困，去除的均值是每个村的贫困率，因此被解释变量去均值以后就从 0—1 变量变成了连续变量。这样，我们的模型就从非线性变成了线性。为了保持模型的非线性形式，我们采用哑变量回归法来控制村的固定效应，这种方法得到的估计值和标准差与去均值法得到的一样。<sup>18</sup>我们在第五节中 (1) 式的基础上去掉了中部和西部两个哑变量以及道路和距离两个村的特征变量<sup>19</sup>，加入了包括第 1 个村到第 47 个村在内的 47 个村的哑变量，第 48 个村是基准组。结果见表 8。

表 8 贫困的决定因素估计(控制了村固定效应)

解释变量		被解释变量：非贫困	
		方程 5	
		偏效应	标准差
SC	nh	6.556	(1.076)***
	nc	123.978	(20.35)***
	tc	-0.055	(0.092)
M	market	10.222	(1.51)***
SC×M	nhm	-1.885	(0.263)***
	ncm	-35.746	(4.98)***
	tcm	0.010	(0.015)
PC	pc	0.042	(0.01)***
HC	edu	0.005	(0.002)***
OC	land	0.0004	(0.002)
	fixassets	0.033	(0.041)
X	sex	0.006	(0.04)
	age	0.007	(0.003)**
	age <sup>2</sup>	-0.0001	(0.00003)***
	dependence	0.005	(0.012)
	nonfarm	0.216	(0.033)***
Village	Dummies	Yes	
		对方程 5 的整体评价	
拟 R <sup>2</sup>		0.282	
极大对数似然值		-232.8	
观察值		679	

注：(1) 括号内的数值为稳健性标准差；(2) \*\*\*、\*\* 分别表示在 1% 和 5% 水平上显著；(3) 村哑变量的偏效应和标准差省略。

<sup>18</sup> 参见 Wooldgridge(2003), 14.1 节。

<sup>19</sup> 因为它们都和村的哑变量完全共线性，而且去掉后不影响模型的结果。

我们发现,在加入了村的哑变量以后,解释变量的显著性和符号都基本上没有发生显著变化<sup>20</sup>,这说明控制了村的固定效应以后对模型的结果并没有显著影响。而且,在模型中加入了47个解释变量以后,拟 $R^2$ 也只上升了0.09,这也说明原方程未控制的村的特征并不具有很强的解释力。事实上,我们在第四节的模型里已经控制住了部分村的特征,例如村的交通基础设施和村距离集市的距离。

## (二) 联立性或遗漏变量偏误

在我们的模型里,社会资本的三个度量中,社区层面的社会网络和公共信任由于是在排除了本家庭以后计算的,它们的联立性内生问题得到了减轻。而家庭层面的社会网络仍然有可能存在联立性或遗漏变量的内生性问题,解决这一问题的有效办法是寻找家庭层面的社会网络的工具变量。在已有的文献中,曾被用做社会网络的工具变量有:(1)信任(Narayan and Pritchett, 1997);(2)户主现在是否担任村干部(Narayan and Pritchett, 1997);(3)村的宗教异质性,社团的密度和效率(Grootaert, 1999);(4)影响家庭收入的政治地位的重要性与以前相比是否发生过变化<sup>21</sup>(Knight and Yueh, 2002)。但是,在我们的模型中要使用这些工具变量都存在的问题。首先,信任本身就是一种社会资本,它会显著影响福利和贫困,这在本文中也得到了证明;其次,在我们的模型里,户主现在担任村干部并不显著影响家庭层面的社会网络;再次,由于中国农村的社会网络主要是亲友关系,而村的宗教异质性和社团的密度及效率并不适合作为亲友关系的工具变量;最后,由于模型中的党员身份可能并不能度量政治资本,家庭政治地位的重要性的变化也会通过未被度量的政治资本而影响家庭收入。因此,以上变量都不适合用作家庭层面的社会网络的工具变量。我们的模型中的社会资本变量可能存在的联立性或遗漏变量的估计偏误是需要进一步研究的问题。

## 八、结 论

本文首次正式地考查了市场化如何影响了社会资本的作用,同时,这项研究也首次考查了社会资本对中国农村贫困的影响。我们的主要结论如下:

(1) 社会资本能够有效地减少贫困,而且在社区层面的作用尤其显著。社区层面的社会网络和社区层面的信任都能显著减少贫困。而家庭层面的社会

<sup>20</sup> 用于分析交互项是否显著的程序对于模型包含的变量数量有限,我们在原模型中包含的变量数已经到达了该程序允许的上限。因此,我们暂时无法在加入了多达47个哑变量的模型中准确估计出社会资本、市场化和它们的交互项的偏效应和标准差。

<sup>21</sup> “家庭政治地位的重要性与以前相比是否发生变化”的回答选项是:提高、不变还是降低?

网络和公共信任都不显著影响贫困。这也证实了社会资本具有公共品的性质，是有较强的外部性的资本，因此它主要在社区层面发挥作用。

(2) 社会资本作为一种非市场力量，它减少贫困的作用会随市场化进程减弱。随着市场化程度的提高，社会资本对于贫困的作用将减弱，尤其是家庭层面的社会网络的作用将显著减弱。而市场化对社区层面的社会资本的减弱作用则并不显著。

家庭个体所拥有的社会资本对于贫困发生概率的影响在市场化进程中减弱，这一发现是否在中国的城市仍然成立？是否在收入决定或者其他资源配置过程中也同样存在？这些还有待于进一步的研究来回答。非市场力量的影响在市场化改革中如何变化这一问题是对中国市场化改革的方向作出判断的重要问题，它关系到中国将建设成一个规范的市场体制，还是一个被各种非市场力量束缚的市场体制。经济学家目前还难以对各种非市场力量在市场体制中的作用给出基于效率原则的评价，尽管如此，一个难以否认的事实是，基于历史和家庭背景的非市场力量在不同的人群和家庭之间的分布往往是非常不均匀的，从而有碍起点公平的实现。相比之下，人们似乎更愿意生活在一个规则清楚、公正的社会里。因此，非市场力量在中国的经济和社会生活的各个领域如何随着市场化改革而变化将是一个值得继续深入考察的课题。

## 附 录

在正文(2)式的基础上，我们以家庭层面的社会网络为例子，列出了家庭层面的社会网络、市场化以及它们的交互项的偏效应的正确推导。其他社会资本以及交互项的偏效应的推导也同理。

$$P(Y_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 nh_i + \beta_2 nc_i + \beta_3 tc_i + \beta_4 M_i + \beta_{14} nhm_i + \beta_{24} ncm_i + \beta_{34} tcm_i + \beta_n other_i + \mu_i).$$

家庭层面的社会网络  $nh$  的偏效应是：

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial nh} = \Phi' \cdot (\beta_1 + \beta_{14} m_i). \quad (2.1)$$

市场化程度  $M$  的偏效应是：

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial m} = \Phi' \cdot (\beta_4 + \beta_{14} nh_i + \beta_{24} nc_i + \beta_{34} tc_i). \quad (2.2)$$

家庭层面的社会网络与市场化程度的交互项  $nhm$  的偏效应是：

$$\frac{\partial^2 P(Y_i = 1)}{\partial nh \partial m} = \Phi'' \cdot (\beta_{14} nh_i + \beta_{24} nc_i + \beta_{34} tc_i)(\beta_1 + \beta_{14} m_i) + \Phi' \cdot \beta_{14}. \quad (2.3)$$

Ai and Norton (2003) 以及我们编写的程序都用 Delta Method 来计算交互项的偏效应的标准差。以家庭层面的社会网络和市场化的交互项  $nhm$  为例，标准差是：

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\partial}{\partial \beta} \left[ \frac{\Delta^2 P(Y_i = 1)}{\Delta n h \Delta m} \right] \hat{\Omega}_\beta \frac{\partial}{\partial \beta} \left[ \frac{\Delta^2 P(Y_i = 1)}{\Delta n h \Delta m} \right].$$

在这里,  $\hat{\Omega}_\beta$  是  $\hat{\beta}$  的协方差的一致估计值。

## 参考文献

- [1] Ai, C. R. and E. C. Norton, "Interaction Terms in Logit and Probit Models", *Economics Letter*, 2003, 80(1), 123—129.
- [2] Alesina, A. and E. L. Ferrara, "The Determinants of Trust", NBER Working Paper, 2000, No. 7621.
- [3] Bartus, T., "Estimation of Marginal Effect Using Margeff", *Stata Journal*, 2005, 5, 309—329
- [4] Bian, Y. J. and J. R. Logan, "Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China", *American Sociological Review*, 1996, 61(5), 739—758.
- [5] 边燕杰、卢汉龙、孙立平,《市场转型与社会分层:美国社会学者分析中国》。北京:三联书店, 2002年。
- [6] Bowles, S. and H. Gintis, "Social Capital and Community Governance", *Economic Journal*, 2002, 112(483), 419—436.
- [7] Chen, S. H and M. Ravallion, "Data in Transition: Assessing Rural China Living Standard in Southern China", *China Economic Review*, 1996, 7(1), 23—56.
- [8] Cole, R. L., "Toward as Model of Political Trust: A Causal Analysis", *American Journal of Political Science*, 1973, 17(4), 809—817.
- [9] Coleman, J., *Foundation of Social Theory*. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1990.
- [10] Collier, P., "Social Capital and Poverty", Social Capital Initiative Working Paper, 1998b, No. 4, Social Development Department, Washington DC; World Bank.
- [11] CSLS, "China's Productivity Performance and Its Impact on Poverty in the Transition Period", Centre for the Study of Living Standards Research Report 2003—2007, Ottawa.
- [12] 樊纲、王小鲁,《中国市场化指数—各地区市场化相对进程报告(2002年)》。北京:经济科学出版社 2004年。
- [13] Fukuyama, F., *Trust: the Social Values and the Creation of Prosperity*. New York: Free Press, 1995.
- [14] Fukuyama, F., "Social Capital and Civil Society", IMF Working Paper, 2000, WP/00/74.
- [15] Grootaert, C., "Social Capital: the Missing Link?" Chapter 6 in *Expanding the Measure of Wealth-Indicators of Environmental Sustainable Development*, Washington DC: World Bank, 1997.
- [16] Grootaert, C., "Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia." Local Level Institutions Working Paper, 1999, No. 6, Washington, DC: World Bank.
- [17] 国家统计局农村社会经济调查总队,《中国农村贫困监测报告 2004》。北京:中国统计出版社 2004年。
- [18] Gustafsson, B. and Z. Wei, "How and Why has Poverty in China Changed? A Study based on Microdata for 1988 and 1995", *China Quarterly*, 2000, 144(4), 983—1006.
- [19] Jalan, J. and M. Ravallion, "Transient Poverty in Post Reform Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 1998, 26(2), 338—357.

- [20] Jalan, J. and M. Ravallion, "Determinants of Transient and Chronic Poverty: Evidence from Rural China", Policy Research Working Paper, 1998, Series 1936, The World Bank.
- [21] Jalan, J. and M. Ravallion, "Is Transient Poverty Different? Evidence from Rural China", *Journal of Development Studies*, 2000, 36(6), 82—99.
- [22] Khan, A. R. and C. Riskin, *Inequality and Poverty in China at the Age of Globalization*. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- [23] Knack, S. and P. Keefer, "Does Social Capital Have an Economic Payoff?—A Cross-Country Investigation", *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(4), 1251—1288.
- [24] Knight, J. and L. Yueh, "The Role of Social Capital in the Labor Market in China", Oxford University, Department of Economics Discussion Paper, 2002. (中文版“社会资本在中国劳动力市场中的作用”,载李实、佐藤宏主编,《经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析》。北京:中国财政经济出版社 2004 年。)
- [25] Li, H. B., P. W. Liu, N. Ma and J. S. Zhang, "Economic Returns to Communist Party Membership: Evidence From Chinese Twins", Working Paper, 2005, Chinese University of Hong Kong.
- [26] 林伯强,“中国的经济增长,贫困减少和政策选择”,《经济研究》,2003 年第 12 期,第 15—25 页。
- [27] 刘欣,“市场转型与社会分层:理论争辩的焦点和有待探讨的问题”,《中国社会科学》,2003 年第 5 期,第 102—110 页。
- [28] Narayan, D. and L. Pritchett, "Cents and Sociability—Household Income and Social Capital in Rural Tanzania", Policy Research Working Paper, 1997, No. 1796, Washington, DC: World Bank.
- [29] Nee, V. "Social Inequalities in Reforming State Socialism: Between Redistribution and Market in China", *American Sociological Review*, 1991, 55(3), 267—282.
- [30] Nee, V., "The Emergence of A Market Society: Changing Mechanism of stratification in China", *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 980—949.
- [31] Putnam, R., R. Leonardi and R. Nanetti, *Making Democracy Working: Civic Tradition and Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [32] Riskin, C. and S. Li, "Chinese Rural Poverty Inside and Outside the Poor Regions", in C. Riskin, R. Zhao, and S. Li (eds.), *China's Retreat from Equality, Income Distribution and Economic Transition*, Armonk, New York: M. E. Sharpe, 2001.
- [33] Rona-Tas, A. "The First Shall be Last? Entrepreneurship and Communist Cadres in the Transition from Socialism", *American Journal of Sociology*, 1994, 100(1), 40—69.
- [34] Szelenyi, I., "Social Inequalities in State Socialist Redistributive Economies", *International Journal of Comparative Sociology*, 1978, 1—2, 63—87.
- [35] Wooldridge, J. M., *Introductory Econometrics, A Modern Approach*. South-Western, Thomson Learning, 2003.
- [36] Zak, P. and S. Knack, "Trust and Growth", *Economic Journal*, 2001, 111(470), 295—321.
- [37] 章元、陆铭,“中国农村反贫困政策研究”,载陈明明主编,《权利、责任与国家·复旦政治学评论第四辑》。上海:上海人民出版社,2006 年,第 129—152 页。

# Does the Strength of Social Capital on Poverty Reduction Fall or Rise during Marketization ? —Evidence from Rural China

SHUANG ZHANG MING LU YUAN ZHANG  
(*Fudan University*)

**Abstract** Social capital, as a non-market power, has significant effect on poverty. Does the strength of social capital fall or rise during marketization? By studying rural poverty in China, this paper exploits how marketization affects the effects of social capital. We find that: (1) Social networks and public trust contribute significantly to reduce poverty in rural China, especially at community level. (2) Generally speaking, the effect of social capital on poverty falls during marketization, especially the effect of social networks at the household level. But the effects of the social capital at the community level is not be reduced significantly.

**JEL Classification** I32, O15, P36, Z13