

# 社会资本在农户收入中的作用

——基于中国家计调查(CHIPS2002)的证据

周晔馨\*

**摘要:** 本文利用中国家计调查(CHIPS2002)数据,研究了村和家庭两个层面社会资本对农户收入的影响。估计结果发现:(1)村级和家庭的社会资本对农户总收入有显著的直接回报,与物质资本、人力资本相比具有明显的相对重要性,且不同维度对农户农业和非农收入有不同的作用;(2)村庄社会资本和家庭社会资本之间,以及两个层面社会资本与家庭的物质资本、人力资本之间的交互作用,也对不同的收入来源有不同的作用。本文结论较为稳健,为转型期的中国培育与发挥农民社会资本作用,进而改进收入分配的政策制定提供了实证依据。

**关键词:** 农户收入 社会资本 物质资本 人力资本

## 一、引言

关于农户收入决定因素的研究,文献通常更关注物质资本或人力资本,而忽略了社会资本的作用。Bourdieu(1983)、Coleman(1990)和Putnam等(1993)提出并发展了社会资本概念之后,许多文献开始关注社会网络、信任和规范的经济回报,也不断有文献从社会资本的视角来分析农村家庭的收入和福利等问题(Narayan and Pritchett,1999; Grootaert et al. 2002; Sato 2006)<sup>①</sup>,甚至有经济学家提出社会资本是“穷人的资本”(Grootaert,1999,2001; Woolcock and Narayan 2000)。然而,作为一种重要的非市场力量,社会资本对农户收入本身到底有什么影响,现有文献研究相对不足,认识也是不清晰的。对这个问题的探讨,不仅能为相关的理论研究提供实证依据,而且对转型期中国有关促进农户收入增长和农民收入分配政策的完善也具有重要的现实意义。

本文利用CHIPS2002的微观调查数据,研究了社会资本对农户收入的影响,从而为相关政策提供了新的实证依据。本文余下部分结构如下:第二部分对现有文献进行回顾和评论;第三部分是数据来源、变量描述以及模型设定;第四部分分析社会资本对农户总收入的直接影响及其途径;第五部分研究社会资本的互动对农户收入的间接影响;第六部分为结论与政策含义。

## 二、文献回顾和评论

按其包含的核心内容,社会资本可定义为“社会组织的特征,诸如信任、规范以及网络,它们能够通过促进合作来提高社会的效率”(Putnam et al.,1993)。社会资本被公认为是基于社会关系、网络和社团的制度和组织的,这些社会关系、网络和社团能够产生共享知识、相互信任、社会规范和不成文规则(Durlauf and

\* 周晔馨,北京师范大学经济与资源管理研究院,邮政编码:100875。电子信箱:zhouyexin@bnu.edu.cn。

本文是国家社会科学基金项目“社会网络影响收入差距的理论、政策与实证研究”(项目编号:12CJL023)和北京师范大学引进高层次人才科研启动经费项目“城市化进程中的三农问题研究”的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人提出的建设性宝贵意见,感谢北京大学叶静怡教授、中国社会科学院涂勤研究员和付明卫博士、国家发改委张义博博士,以及北京大学何石军、瑞典Lund University郭银霞等博士提出的建设性修改意见。当然,文责自负。

<sup>①</sup>把农户而不是农民个人作为一个经济体进行分析是一个合理的选择,Becker(1988)认为现代经济学忽视了家庭经济行为,主张以家庭为单位,将家庭中的生产、消费和劳动力供给等决策有机结合起来。

Fafchamps 2005)。从层次划分上来看,社会资本可以从宏观、中观和微观来划分并定义。这三个层面并不互相排斥,根据讨论问题的不同,它们的作用各有侧重。从现有文献来看,社会资本对农户收入的影响主要体现在中观和微观层面。宏观层面的社会资本主要蕴含在国家和地区层面<sup>①</sup>。

中观层面的社会资本主要蕴含在社区和组织层面,体现为社会网络、信任和社会规范。Narayan 和 Pritchett (1999) 研究了坦桑尼亚农村地区的社团关系和村庄社会规范,发现村庄社会资本对农户家庭收入有很大程度的、可信的影响,社会资本影响农户收入的直接渠道为更好的公共服务、更多的社区合作以及对信任的利用。这验证了 Putnam 等(1993)的观点:在一个共同体内信任水平越高,合作的可能性就越大。Sato(2006)发现村特质中的村内社会关系良好程度对家庭收入有显著的正效应。佐藤宏(2009)以村层面社会稳定程度为村级社会资本的代理变量,发现其对村庄人均收入增长率有显著的正向影响<sup>②</sup>。张爽等(2007)发现公共信任能显著地减少农户的贫困,且不会随着市场化程度的提高而显著下降。

微观层面的社会资本主要体现为个体(家庭或个人)的社会网络<sup>③</sup>,社会网络本身也蕴含着信任和互惠规范的成分。许多微观研究已经发现社会资本有正的经济回报(Fafchamps and Minten 2002; Durlauf and Fafchamps 2005; Fafchamps 2006)。Grootaert(1999, 2001)和 Grootaert 等(2002)发现家庭层面的社会网络对于减少农户贫困具有显著作用;蒋乃华和卞智勇(2007)认为农户的家庭社会资本对家庭劳动力非农从业的时间有正向效应;叶静怡和周晔馨(2010)基于微观的个人社会网络和互惠规范分析了农民工社会资本转换对其进城打工收入水平的影响,发现农民工新获得的异质性社会资本与收入呈正相关关系。不过,在市场化进程中,社会资本的作用也可能发生改变。张爽等(2007)发现社会网络能显著减少农户贫困,但随着市场化程度的提高,家庭层面的社会网络减少农户贫困的作用总体上来说会显著减少。

关于社会资本对农户贫困和福利的影响,国内外已经进行了许多研究,但缺乏社会资本对农户收入本身以及收入结构影响的揭示,而这将构成本文的主要研究方向。譬如,一类文献以家庭消费来代理收入变量,实际上更多地侧重对福利影响的研究,如 Narayan 和 Pritchett(1999)、Grootaert(1999, 2001)以及 Grootaert 等(2002);另一类文献则主要研究社会资本对村庄的人均收入增长率而非单个农户的收入的影响,如佐藤宏(2009);还有一类文献分析社会资本对农户贫困发生率的影响,以及对收入差距的影响,如张爽等(2007)、赵剑治和陆铭(2009)。这些研究,从不同侧面加深了我们对社会资本在农户收入中作用的认识,但都没有估计对农户收入本身的影响。目前也有少量文献就社会资本对农户收入影响进行了研究,如黄瑞芹和杨云彦(2008)结合农村居民“讨论网”和“借钱网”的调查资料,估计了中国农村居民的仪器性和情感性社会资本的经济回报率,发现前者具有较高的经济回报,后者的经济回报并不显著,亲缘关系是农村居民仪器性社会资本的主要提供者;Sato(2006)在分析村庄特质对中国农村家庭收入影响的论文中,以村庄稳定性作为村级社会资本的代理变量,发现其对农户家庭收入有正的而且显著的影响。不过,他们都没有分析社会资本对农业和非农业收入的结构影响。

相关研究普遍从一两个方面来度量社会资本,并且缺乏对社会资本综合指数的研究。如果社会资本测量维度太单一,就难以对比不同维度间的不同作用,而且也不能展开不同维度之间相互作用的研究(周晔馨 2012; 周晔馨等 2013)。Narayan 和 Pritchett(1999)在坦桑尼亚农村社会资本的研究中,只使用了村级社会资本,如社团关系和村庄规范。Sato(2006)在研究村特质对家庭收入的效应时,以及佐藤宏(2009)在研究村庄的人均收入增长率时,都是使用村内良好社会关系程度代表社区社会资本这一个指标。Grootaert(1999, 2001)和 Grootaert 等(2002)在印度尼西亚和布基纳法索(Burkina Faso)等地的研究中,均只使用了农户参与社团的特征。章元和陆铭(2009)、叶静怡和周晔馨(2010)只分析了个体层面的网络社会资本对打工收入的影响。黄瑞芹和杨云彦(2008)分析的维度是个体的仪器性和情感性社会资本。采用更全面测量维

<sup>①</sup>从宏观层面研究社会资本对收入影响的文献有 Knack 和 Keefer(1997)、Ishise 和 Sawada(2009)等。广泛使用的宏观层面社会资本变量有两个:一个是信任(Knack and Keefer,1997),另一个是社会发展综合指标(Adelman and Morris,1967; Temple and Johnson,1998)。但目前还没有出现研究宏观社会资本对农户收入影响的文献。

<sup>②</sup>佐藤宏(2009)认为,在给定的中国农村整体环境的条件下,社区层面的社团活动和家庭收入之间可能并不相关,因此,以村内社会关系良好程度的自我评估来代理村级社会资本。

<sup>③</sup>从微观视角看,社会资本理论关注个体与个体间的关系、个体行为的“嵌入性”(embeddedness)、个体对社会资源的拥有(access)和动员(mobilization)能力以及个体在社会网络中的位置等(Lin,1999)。Lin(1999)认为社会资源和社会资本是一对收敛的概念,他在实证研究层面上使用社会资源概念,而在一般理论层面上使用社会资本概念。

度的是张爽等(2007)、章元等(2008),但他们都是间接地研究社会资本对农户收入的影响——前者考察了村庄社会资本和家庭社会资本在市场化条件下对农户减贫的作用,后者研究了社区层面和家庭层面的社会资本对农民工工资水平的影响。在研究农户收入的决定因素时,如果同时考虑社区(村级)和家庭两个层面的社会资本,将会更接近真实情况<sup>①</sup>。采用相乘的办法构建社会资本指数是一种前提假定较为严格的方法,这种方法在 Grootaert(1999, 2001)、Narayan 和 Pritchett(1999)、黄瑞芹和杨云彦(2008)等文献中均有使用,但估计出来的系数本质上是几个变量间的交叉影响,不能等同于总体社会资本的影响。有的文献直接对社会资本指数和其他变量的回归系数进行比较,则是具有误导性的,如黄瑞芹和杨云彦(2008)。因为不同量纲的变量之间不能直接比较,更恰当的方法是比较标准化回归的估计系数<sup>②</sup>。

基于以上理由,本文采用了改进的测量——在集体和家庭两个层面引入了更多的社会资本维度,应用因子分析法构建了社会资本综合指数。<sup>③</sup>与既有文献相比,本文的其他不同之处还在于:首先,研究了社会资本对农户收入本身的影响及其途径,并估计了其物质资本、人力资本的相对重要性。其次,估计了两个层面社会资本之间的交互作用,以及社会资本和物质资本、人力资本之间交互作用对农户收入的回报。本文还处理了交互项引致的严重多重共线性,结论有更强的稳健性。

### 三、数据来源、变量描述和模型设定

本文利用 2002 年中国家庭收入调查数据(CHIPS2002)。该调查由中国社会科学院经济研究所 CHIP 项目组进行,覆盖了 22 个省级行政区(省、直辖市、自治区)<sup>④</sup>,包括 961 个行政村的 9 200 个家庭,使用的抽样框是国家统计局所进行的农村住户调查的一个子样本,其中村级问卷由村干部(村支书、村委会主任或村会计)填写。

不同的村之间具有较强的封闭性,因此村级社会资本的异质性可能比较强。我们使用村级的关系融洽程度(*villsc*)作为村庄层面社会资本的代理变量,这接近 Putnam 等(1993)定义的信任。使用这个变量来代理村级社会资本,一方面与 CHIPS2002 数据的特点有关,另一方面也可以与 Sato(2006)、佐藤宏(2009)等的研究具有可比性。

对家庭层面的社会资本,我们使用家庭间的互惠规范和家庭的社会网络来表征。前者包括家庭的送礼支出(*scinvest*)和亲邻帮工时间(*helpfarm*),后者包括家庭是否有在城市生活或当干部的亲戚来代表的社会网络异质性(*citynet*)和农户参加的经济组织(*sc\_org*)。网络的异质性更能体现网络社会资本的质量(边燕杰,2004),而参加经济组织可能会促进合作和信息互动。

我们对上述多个社会资本维度进行了基于主成分的因子分析,使用 Thomson(1951)回归方法计算因子得分<sup>⑤</sup>,按照所有因子的方差贡献率进行加权,得到社会资本综合指数(*index*),计算公式如下:

$$index = \sum_{i=1}^n (f_i \cdot \lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i) \quad (1)$$

其中  $n$  为保留的因子个数,  $\lambda_i$  为第  $i$  个因子的方差贡献率,  $f_i$  为第  $i$  个因子的因子得分,  $\lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$  为各成分的权重。具体来说,本文保留全部 5 个成分,并加权如下<sup>⑥</sup>:

$$index = 0.2266 f_1 + 0.2059 f_2 + 0.2002 f_3 + 0.1855 f_4 + 0.1818 f_5$$

<sup>①</sup>当然,在实证分析中,经济、政治和社会地位的实际测量因社会甚至社区的不同而不同,位于某个给定地区有意义的社会资本测量方法是一个经验任务(Lin,2001)。如,有的研究以组织代理社会资本变量(Narayan and Pritchett,1999; Glaeser, et al.,2002),而中国尤其在农村地区缺乏民间的组织,如果仅仅使用如此单一的代理变量,则难以真实反映社会资本的现实。对于中国问题的研究,应根据中国的具体情况来考虑社会资本变量。

<sup>②</sup>当然,重要性也与自变量间的离散程度有关。标准化回归系数的比较结果只是适用于某一特定环境的,而不是绝对正确的。

<sup>③</sup>最新的文献见周晔馨(2012),但该文献分析的是社会资本对农户收入差距的影响,与本文的研究主题不同。

<sup>④</sup>包括北京、河北、山西、辽宁、吉林、江苏、浙江、江西、山东、安徽、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃和新疆。

<sup>⑤</sup>Bartlett(1938)方法得到的因子是无偏的,而 Thomson(1951)回归方法得到的因子是有偏的;但 Bartlett(1938)方法计算结果的误差 Thomson(1951)较回归方法大。用回归方法计算的结果均方误(MSE)最小。

<sup>⑥</sup>感兴趣的读者可来信索取主成分分析的特征值和各成分的负载表。

各变量的统计性描述见表 1。

表 1 变量描述统计和含义

变量	观测点	均值	标准差	变量含义和单位	
收入变量	ln_total	9199	9.05	0.75	2002 年家庭总收入(元)的对数。
	ln_farm	9040	7.95	2.14	2002 年家庭农业净收入(元)的对数。
	ln_nonfarm	7090	7.84	1.71	2002 年家庭工资性就业和非农经营收入(元)的对数。
社会资本变量	villsc	8533	7.66	1.45	村各小组关系融洽吗+村各家族融洽吗? 单个问题取值: 很融洽=5; 比较融洽=4; 一般=3; 不太融洽=2; 不融洽=1。 <sup>**</sup>
	scinvest	9200	0.22	0.89	家庭社会资本投资(亲友邻礼物)(百元 <sup>#</sup> )。
	helpfarm	9200	18.01	22.47	家庭为村里亲邻帮工时间(天/年)。
	citynet	9197	0.78	0.76	关系较好亲友中,有在县城或城市里生活的吗? + 有县以上城市当干部的吗?(单个问题取值: 是=1, 否=0)
	sc_org	9174	0.19	0.55	2002 年参加过多少种类的经济组织?
	index	8510	0.00	0.45	农户的村级和家庭社会资本的综合指数。
家庭控制变量	fixasset	9200	1.23	3.52	家庭物质资本: 人均生产性固定资本(千元 <sup>#</sup> )
	edulab	8770	7.17	2.04	家庭人力资本: 劳动力的平均受教育年限(年)。
	lnland	9200	0.11	0.97	家庭人均耕地(亩)的对数。
	lbrnum	8800	2.58	1.09	家庭劳动力人数(人)。
	labor100	7177	1.14	0.90	2002 年家庭非农工作超过 100 天的人数(人)。
	cpc	9187	0.23	0.48	家庭中党员人数(人)。
	suppratio	8800	1.84	0.85	赡养率(家庭中人数/家庭劳动力人数)。
村、省控制变量	eduvillg	9120	7.24	1.19	村劳动力的平均教育水平(年)。
	incomvill	9160	2.48	1.50	2002 年本村农民人均年纯收入(千元 <sup>#</sup> )。
	locate1, ..., locate3	9180	-	-	虚拟变量 <sup>*</sup> , 表示该村的地势: 是=1, 否=0。 (1) 平原, (2) 丘陵, (3) 山区。
	prov1, ..., prov22	9200	-	-	虚拟变量 <sup>*</sup> , 表示 22 个省, 是=1, 否=0。

注: ※ 我们假定 villsc 指标的回答“说不清”的农户和其他样本没有系统性差异, 因此对回答“说不清”的农户, 作为缺失值删除该条观测点数据。

# fixasset、incomvill、scinvest 的单位分别取 1 000 元、1 000 元和 100 元。一是为了适应农村情况, 如送礼常常为 50 或 100 的倍数, 固定资产以千元为单位、村的平均收入以千元为等级更适合; 二是便于回归结果分析, 但不会改变结论。

\* 地形虚拟变量组为 locate3(山区)。

本文要研究的被解释变量是农户的家庭总收入, 由 2002 年家庭总纯收入代表。为了进一步了解社会资本的作用途径, 我们也研究社会资本对农户不同收入来源的影响, 包括 2002 年的家庭农业净收入和家庭工资性就业与非农经营收入。

我们首先提出一个基本模型, 即方程(2), 这是现有文献中常用的农户收入模型。模型控制了现有文献中影响中国农村居民收入的重要变量(Morduch and Sicular, 2002, 2000; Andrew, 2002; Wan, 2004; Wan et al., 2006), 包括家庭的人口学特征、物质资本、人力资本、政治资本等, 并进一步控制了村庄特征, 包括村庄人均人力资本、人均收入和地势, 还使用省级虚拟变量控制了省级的固定效应。这些变量的计算方法与现有文献基本一致。Y 代表家庭收入变量, F 为家庭控制变量(包括物质资本 P 和人力资本 H), V 为村庄控制变量, Z 为省级行政区域虚拟变量。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

我们在基本模型上添加不同的社会资本变量, 包括村级社会资本(VSC)、家庭社会资本(FSC)、社会资本指数(index)、村庄和家庭社会资本的交互项(CRS\_SC)、社会资本分别和家庭的物质资本与人力资本的交互项(CRS\_P、CRS\_H), 从而提出以下两组模型:

第一组模型分析农户的村级或家庭社会资本对其收入的直接影响。在方程(2)上分别添加村级社会资本、家庭社会资本, 或者添加社会资本综合指数, 得到方程(3)-(6):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{VSC} VSC_i + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{FSC} FSC_i + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{VSC} VSC_i + \beta_{FSC} FSC_i + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{index} index_i + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

第二组模型分析农户两个层面的社会资本之间的相互作用,以及社会资本和物质资本、人力资本的相互作用如何对农户的收入产生间接影响。我们在基本模型方程(2)上添加VSC、FSC后,再进一步添加不同的交互项,构成方程(7)-(9):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{CSC} CRS\_SC_i + \beta_{VSC} VSC_i + \beta_{FSC} FSC_i + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{CP} CRS\_P_i + \beta_{VSC} VSC_i + \beta_{FSC} FSC_i + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_{CH} CRS\_H_i + \beta_{VSC} VSC_i + \beta_{FSC} FSC_i + \beta_F F_i + \beta_V V_i + \beta_Z Z_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

由于不是正态分布的收入经过取对数处理后,将更近似正态分布,因此一般都对收入进行对数处理。我们的数据中因变量小于或等于0的观测值较多而且有的远远小于0,最小的接近-8000。比如,农业净收入小于或等于0的就有182户,取对数会产生大量的缺失值。这种情况下,为了进行对数收入回归,通常的一个处理方法是对收入加上一个不大的正数,使得所有的收入观测值都变为正数,以避免负值引起的对数观测值缺失。但本文的数据显示,需要对收入加上很大的正数(接近8000)才行,对因变量添加一个较小的正数再取对数的常规方法在此不太适用。因此,本文使用一种更稳健的方式,在通常的对数处理方法基础上进行一个简单的转换,将收入变量*y*根据其取值区间分别进行处理,得到对数处理后的*y\**,这个转换是对称的并能够保持对数的性质。即:

$$\begin{aligned} y^* &= \ln(y) && \text{如果 } y > 1 \\ y^* &= 0 && \text{如果 } -1 \leq y \leq 1 \\ y^* &= -\ln(-y) && \text{如果 } y < -1 \end{aligned}$$

#### 四、社会资本对农户收入的直接影响

这里使用稳健加权最小二乘法(Robust WLS)在回归方程(3)-(6)的基础上估计社会资本对农户收入的直接影响。该方法采用再加权最小二乘法加上Huber和双权数函数,并按95%的高斯效率调整,可以较好地解决异方差问题。经检验,社会资本各维度之间相关系数绝对值最大的仅为0.089,社会资本各维度以及综合指数和各个控制变量之间相关系数绝对值最大的仅为0.1421<sup>①</sup>,因此在我们的回归方程(3)-(6)中可以排除社会资本变量存在严重多重共线性的可能。

##### (一) 社会资本各维度对农户总收入的直接作用及其途径

从表2中可以看到,村级社会资本的收入效应很明显。在加入家庭社会资本后,村级社会资本的效应均明显下降。这说明在以往的研究中如果没有控制家庭社会资本,有可能导致村级社会资本的作用被高估,如佐藤宏(2009)。在加入村级社会资本后,家庭社会资本变量的回报率对农业收入的回报率明显上升,这说明,如果不控制村级社会资本,那么家庭社会资本对农业收入的作用将会被低估,如Narayan和Pritchett(1999)。但城市社会网络的作用在总收入和非农收入中都有所下降,参与经济组织的作用在总收入中下降,而社会资本投资对非农收入作用上升而且显著。由于村级社会资本和家庭社会资本之间有一定的相关性<sup>②</sup>,尽管不至于引起多重共线性,但遗漏任何一个,都将使估计参数产生偏误。

村级社会资本对家庭的收入有显著影响,并且主要增加非农业收入。从表2可知,村内的融洽程度(villsc)每提高一个等级,对农村家庭年纯总收入的回报增加,且在1%的水平上显著(1.41%),对总收入的作用接近家庭的人均生产性固定资本(fixasset)增加1000元的作用,约等于家庭劳动力平均受教育年限(edulab)增加1年的作用的一半<sup>③</sup>。从影响收入的渠道来看,对农业收入影响不显著,对非农业收入影响显著(1.77%),接近家庭劳动力平均受教育年限增加1年对非农收入的一半贡献。这可能因为融洽的村内关系有利于外出打工等信息的流动,从而有助于增加非农收入;而农村的生产同质性较强,村内关系融洽在引进新的农业生产技术或者农业产品方面的信息和资源流动作用不大,从而对农业收入的影响不显著。

家庭社会资本也有显著的直接影响,各维度对不同的收入来源产生不同影响。家庭社会资本的投资(scinvest)、农业合作规范(helpfarm)和经济组织参与程度(scorg)对农业收入都有显著的影响。家庭社会资

<sup>①</sup>helpfarm和incomvill之间的相关系数为-0.1421。感兴趣的读者可来信索取该部分和本文其余部分涉及的相关系数表。

<sup>②</sup>villsc和scorg、citynet、scinvest、helpfarm的相关系数分别为:0.0302,0.0645,0.024,0.0157。

<sup>③</sup>家庭人均物质资本fixasset、家庭人力资本edulab对总收入的年回报率分别为1.94%、2.86%,均在1%的水平下显著。

本的投资对于农业收入的影响较大(2.36%)。当然,回报还不止于此,如安全感和信息的流动都可能随着这种投资的增加而增加,因此非农收入也随之增加(2.78%)。农业合作规范对农业收入的影响为正、对非农收入的影响为负,这可能反映了由于农村劳动力过剩,农户间的相互农业帮工的边际生产力很小,投入时间和劳动更多地是为了维系乡土社会资本,但对收入影响都很小。

经济组织参与程度(*sc\_org*)对家庭年总收入有非常显著的正向作用(2.75%),并且主要是通过农业收入来增加的(4.10%),但对非农收入则没有影响。这可能是由于这些社团中流动的信息主要是农业方面的。城市社会网络(*citynet*)对家庭社会资本对家庭年总收入有非常显著的正向作用(3.58%),对农业收入的回报率很小而且不显著,但对非农业收入有显著影响,略大于家庭劳动力平均受教育年限增加1年的影响。这可能是由于网络异质性有利于带来更多的非农收入机会<sup>①</sup>。总的来看,参加经济组织的类型每增加1个,或者城市的异质性社会网络每增加1个单位,对总收入的作用均接近或大于家庭的人均生产性固定资本增加1000元或家庭劳动力平均受教育年限增加1年的作用。

从上述分析,可以合理推测,村级和家庭社会资本的这些特征体现了农村剩余劳动力的大量转移以及城市化进程的时代特点。

表2 社会资本对农户的家庭总收入及其收入结构的影响

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
因变量	ln_total	ln_total	ln_total	ln_farm	ln_farm	ln_farm	ln_nonfarm	ln_nonfarm	ln_nonfarm
回归方法	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS
<i>villsc</i>	0.0154*** [0.0041]		0.0141*** [0.0041]	0.0118* [0.0065]		0.0104 [0.0065]	0.0190** [0.0074]		0.0177** [0.0074]
<i>scinvest</i>		-0.00196 [0.0066]	-0.00160 [0.0073]		0.0204** [0.0104]	0.0236** [0.0114]		0.0161 [0.0119]	0.0278** [0.0131]
<i>helpfarm</i>		0.000165 [0.0003]	0.000226 [0.0003]		0.00249*** [0.0004]	0.00254*** [0.0004]		-0.00129*** [0.0005]	-0.00123** [0.0005]
<i>sc_org</i>		0.0262** [0.0111]	0.0275** [0.0113]		0.0374** [0.0178]	0.0410** [0.0181]		0.00285 [0.0202]	0.00124 [0.0204]
<i>citynet</i>		0.0372*** [0.0075]	0.0358*** [0.0077]		0.00530 [0.0118]	0.00655 [0.0122]		0.0428*** [0.0136]	0.0411*** [0.0140]
<i>fixasset</i>	0.0200*** [0.0015]	0.0196*** [0.0015]	0.0194*** [0.0015]	-0.00299 [0.0024]	-0.00399* [0.0024]	-0.00382 [0.0024]	0.0137*** [0.0027]	0.0139*** [0.0027]	0.0139*** [0.0027]
<i>edulab</i>	0.0307*** [0.0035]	0.0285*** [0.0034]	0.0286*** [0.0035]	-0.000118 [0.0056]	-0.00227 [0.0054]	-0.00170 [0.0056]	0.0421*** [0.0064]	0.0399*** [0.0062]	0.0406*** [0.0064]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	6397	6850	6384	6267	6711	6254	6201	6640	6188
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.469	0.469	0.470	0.295	0.299	0.300	0.530	0.526	0.531
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.466	0.466	0.467	0.291	0.295	0.296	0.527	0.523	0.529

注:为节省篇幅,控制变量 *Inland*, *lbrmum*, *labor100*, *cpc*, *supratio*, *locate1*, *locate2*, *eduwillg*, *incomvill*, *prov1*, ..., *prov21* 以及常数项的估计结果没有列出。方括号中数字为标准差。\*表示  $p < 0.1$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

## (二) 社会资本综合指数对收入的回报率

以上分析发现,社会资本的多数维度有较强的总收入效应,并对不同收入来源有不同的影响。我们进一步猜想社会资本在整体上对农户的收入也是有显著影响的,因此构建了一个综合指数,来验证社会资本在整体上对收入的作用(见表3)。构建方法为主成分分析(PCA),即对上述农户的村级和家庭社会资本进行标准化处理后,按照不同成分的方差贡献率,以公式(1)加权构建农户的村级和家庭社会资本的综合指数(index),也就是主成分综合得分。

稳健加权最小二乘法(RWLS)回归中社会资本指数是很显著的,农户的总收入、农业收入以及非农收入都有显著的影响,而且对非农收入的作用最大,这反映了社会资本在经济转型中对农民收入尤其是非农收入

<sup>①</sup>叶静怡和周晔馨(2010)也发现,在京农民工的收入不受在农村的原始社会资本的影响,但是显著地受到在京重新构建的新型社会资本的正面影响。非农收入可能更多地来自于打工收入,而这需要打工者在外构建新的个人社会资本,以突破原始社会资本高度的同质性。

的重要性。

比较表 3 中标准化回归的 Beta 系数可知,社会资本比较显著地促进总收入指标。社会资本指数的一个标准差变化对家庭总收入的影响大大高于物质资本和人力资本一个标准差变化的作用<sup>①</sup>。同时,以上分析也佐证了作为“资本”的社会资本,是一种可以作为投入品的东西,是可以与物质资本和人力资本平行的概念,而且是与某种特定社群相联系的资本(陆铭、李爽 2008)。

表 3 社会资本综合指数对收入的作用(标准化回归和稳健加权回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	ln_total	ln_farm	ln_nonfarm	ln_total	ln_farm	ln_nonfarm
回归方法	RWLS	RWLS	RWLS	Beta	Beta	Beta
<i>index</i>	0.0538*** [0.0134]	0.0593*** [0.0211]	0.0841*** [0.0240]	0.0596*** [0.0164]	0.0342 [0.0587]	0.0372 [0.0412]
<i>fixasset</i>	0.0198*** [0.0015]	-0.00317 [0.0024]	0.0136*** [0.0027]	0.00817*** [0.0018]	0.00776 [0.0066]	-0.00416 [0.0047]
<i>edulab</i>	0.0295*** [0.0035]	-0.00161 [0.0056]	0.0408*** [0.0064]	0.0284*** [0.0043]	0.00474 [0.0157]	0.0378*** [0.0110]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	6384	6254	6188	6384	6254	6188
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.469	0.295	0.531	0.367	0.159	0.308
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.466	0.292	0.528	0.364	0.155	0.304

注:为节省篇幅,我们的表中没有显示其他控制变量,包括:lnland,lnnum,labor100,cpc,suppratio,locate1,locate2,eduwllg,incomwill,prov1,...,prov21,常数项。方括号中数字为标准差。\*表示  $p < 0.1$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

## 五、社会资本对农户收入的间接影响

社会资本各维度不仅对收入产生直接影响,也可能通过不同维度之间以及与其他资本之间的共同作用对收入产生间接影响。我们在基本模型上加入相应的交互项,使用第二组模型进行回归。一般来说,交互项和初始项之间有极高的相关系数,所以对线性相关性的判断和处理是非常重要的。但是,目前本文所提到的实证文献对交互项的多重共线性均没有进行处理,其回归系数的方差可能很大而使得 OLS 估计并非有效,其结论难以保证稳健。处理多重共线性可以采取去掉不太重要的相关变量的方法,或者在保留相关变量的要求下,使用岭回归、主成分回归、一阶差分回归或对中(Centering)等方法,这些方法各有其缺点和适用情况。本文使用对方法降低多重共线性,它适用于回归中出现二次项和交互项的情况。对就是在创建多项式或乘积项之前先将相关变量减去均值。减去均值导致创建的新变量以 0 为中心分布,而且新变量与其的平方项或交互项的相关性会大大减弱,但随后的回归拟合优度与未进行对处理的回归拟合优度是一样的(Hamilton 2006)。

### (一) 村庄社会资本和家庭社会资本间的互动对收入的作用

为了与未进行对处理的情形进行区别,对处理后的交叉项均冠以字母 *c*,表示“对中”(Centering)处理。表 4 中 *cvil\_invest*、*cvil\_hfarm*、*cvil\_org* 和 *cvil\_city* 分别是 *villsc* 和 *scinvest*、*helpfarm*、*sc\_org* 及 *citynet* 的交互项,并经过对处理。使用对方法后,表 4 中交互项的方差膨胀因子(VIF)最大不超过 1.15,已经大大优于公认的 5 或 10 的标准<sup>②</sup>。表 4 中 RWLS 和 OLS 的结果不尽相同。因为不论 RWLS 是否存在异方差,结果都是稳健的,故我们接受稳健加权最小二乘法(RWLS)的结果。分析发现,交互项基本上都不显著,说明村级社会资本与家庭社会资本大多维度上的交互作用对农户收入的影响并不大,且在各种收入结构上都是如此。不过,RWLS 回归中 *cvil\_city* 的系数比较显著而且数值较大,可能是村庄融洽关系带来的信息流动加上

①标准化回归得出的相对重要性,与某一特定的情况下,自变量间的离散程度有关。从表 1 中我们注意到,物质资本的波动程度较大,人力资本的波动程度较小,社会资本指数的波动程度也不大。因此,我们得出的相对重要程度是基本合理的,其中,人力资本因为其波动不太大,其重要性可能稍微被低估了。

②应用 RWLS 方法时,Stata 软件不提供 VIF,因此这里根据 OLS 提供的 VIF 进行判断。有几个控制变量的 VIF 大于 5 但都小于 6,而且这些变量不是我们关注的。为节省篇幅起见,本文未将对中前后的回归系数进行列表对比。因为对大大减弱了多重共线性,所以其结果具有更强的稳健性。在针对多重共线性的意义上,本文采信对中的结果。这里不一一列表,感兴趣的读者请来信索取分析结果。

城市亲友网络的帮助 加大了进城务工和找到更高回报工作的概率,说明这两个维度之间在提高非农收入上有较强的互补性<sup>①</sup>。OLS 回归中仅有 *civil\_hfarm* 显著,但回归系数的数值又太小,经济意义不大。

表 4 村庄社会资本和家庭社会资本的交互项对收入的作用

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方法	ln_total	ln_farm	ln_nonfarm	ln_total	ln_farm	ln_nonfarm
回归方法	RWLS	RWLS	RWLS	OLS	OLS	OLS
<i>civil_invst</i>	-0.00495 [0.0049]	0.000779 [0.0076]	-0.000348 [0.0087]	-0.00125 [0.0060]	-0.00686 [0.0213]	-0.00733 [0.0149]
<i>civil_hfarm</i>	0.000121 [0.0002]	0.000219 [0.0003]	0.0000142 [0.0003]	0.000297 [0.0002]	0.00162** [0.0008]	0.000160 [0.0006]
<i>civil_org</i>	0.00140 [0.0019]	0.00203 [0.0029]	-0.00130 [0.0034]	-0.00239 [0.0023]	-0.0108 [0.0082]	0.00397 [0.0059]
<i>civil_city</i>	0.00171 [0.0053]	-0.00573 [0.0083]	0.0281*** [0.0095]	0.00167 [0.0065]	0.0144 [0.0232]	0.0185 [0.0164]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6384	6254	6188	6384	6254	6188
R <sup>2</sup>	0.470	0.300	0.532	0.370	0.161	0.310
adj. R <sup>2</sup>	0.467	0.296	0.529	0.365	0.156	0.306

注:为节省篇幅,我们的表中没有显示其他控制变量,包括:*villsc*,*scinvest*,*helpfarm*,*sc\_org*,*citynet*,*lnland*,*fixasset*,*edulab*,*lbrnum*,*labor100*,*cpc*,*suppratio*,*locate1*,*locate2*,*eduwllg*,*incomvill*,*prov1*,...,*prov21*,常数项。方括号中数字为标准差。\*表示  $p < 0.1$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

## (二) 村庄社会资本和家庭物质资本、人力资本间的互动对收入的作用

对中处理后 *villsc* 与 *fixasset* 的交互项(*civil\_fix*)和 *villsc* 的相关系数降为 -0.0062,与 *fixasset* 的相关系数降为 -0.5182;*villsc* 对 *edulab* 的交互项(*civil\_edu*)和 *villsc* 的相关系数从 0.5813 降为 0.0253,与 *edulab* 的相关系数从 0.8296 降为 -0.0134。对表 5 中模型(1)改用并检验 VIF,发现 VIF 大大下降:*civil\_fix* 为 1.73,*civil\_edu* 为 1.03 而 *fixasset* 为 1.78 *edulab* 为 1.54 *villsc* 为 1.09,对模型(2)-(6)做同样检验,结果十分接近,均十分满足 VIF 标准<sup>②</sup>。RWLS 回归结果见表 5。

表 5 村庄社会资本和家庭物质、人力资本的交互项对收入的作用

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	ln_total	ln_total	ln_farm	ln_farm	ln_nonfarm	ln_nonfarm
回归方法	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS	RWLS
<i>civil_fix</i>	0.00202 [0.0013]	-0.000892 [0.0010]	0.00365* [0.0021]	0.00372** [0.0016]	0.00904*** [0.0025]	0.00136 [0.0018]
<i>civil_edu</i>	0.00397** [0.0020]	0.00299 [0.0020]	0.00351 [0.0031]	0.00356 [0.0031]	-0.00102 [0.0035]	-0.00199 [0.0036]
<i>fixasset</i>	0.0201*** [0.0019]		-0.000148 [0.0032]		0.0148*** [0.0037]	
<i>edulab</i>	0.0290*** [0.0035]		-0.00109 [0.0056]		0.0410*** [0.0064]	
<i>villsc</i>	0.0137*** [0.0041]	0.0127*** [0.0042]	0.0113* [0.0065]	0.0113* [0.0065]	0.0211*** [0.0075]	0.0188** [0.0075]
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6384	6384	6254	6254	6188	6188
R <sup>2</sup>	0.470	0.450	0.301	0.301	0.530	0.524
adj. R <sup>2</sup>	0.466	0.447	0.296	0.296	0.527	0.521

注:为节省篇幅,没有列出以下控制变量的回归系数:*lnland*,*lbrnum*,*labor100*,*cpc*,*suppratio*,*locate1*,*locate2*,*eduwllg*,*incomvill*,*scinvest*,*helpfarm*,*sc\_org*,*citynet*,*prov1*,...,*prov21* 和常数项。方括号中数字为标准差。\*表示  $p < 0.1$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

①需要进一步讨论的是,可能有的农户全家都进城了,而我们的数据只是留在农村的农户,因此存在收入回报率低估的可能。

②经检验发现,*villsc* 和 *fixasset* 的交叉项(*vil\_fix*)与 *fixasset* 的相关系数达到 0.9808,*villsc* 和 *edulab* 的交叉项(*civil\_edu*)与 *villsc* 的相关系数为 0.8296,而对方程(7)进行 OLS 回归的方差膨胀因子(VIF)分别达到:*vil\_edu* 为 44.39,*vil\_fix* 为 37.20,*fixasset* 为 36.91,*edulab* 为 28.45,*villsc* 为 14.39,均大大超过 5 甚至 10 的可容许边界。



0.05, \*\*\* 表示  $p < 0.01$ 。

村级社会资本和家庭物质资本的交互项  $civil\_fix$  对家庭总收入的影响不显著,但是对家庭非农收入的影响很显著且回报率接近 1%,对农业收入的显著性程度较低且仅为 0.37%,说明它们之间的交叉作用主要通过增加非农业收入来起作用。村级社会资本和家庭人力资本的交互项  $civil\_edu$  对总收入有较显著的正向作用,说明这两种资本在间接增加农户总收入的过程中有互补性,但回报率仅为 0.4%。

### (三) 家庭社会资本和家庭物质资本、人力资本间的互动对收入的作用

家庭的社会资本( $scinvest\_helpfarm\_sc\_org\_citynet$ )分别与家庭物质资本  $fixasset$ 、人力资本  $edulab$  进行对中处理后,得到两组交互项,分别是  $cfix\_inv$ 、 $cfix\_hfarm$ 、 $cfix\_org$ 、 $cfix\_city$  和  $cedu\_inv$ 、 $cedu\_hfarm$ 、 $cedu\_org$ 、 $cedu\_city$ 。

我们注意到表 2 中家庭社会资本投资对年纯收入的回报不显著,这说明社会资本投资本身不直接提高收入水平,从表 6 的回归结果也发现它不能通过物质资本或人力资本来间接增加收入。农户物质资本和农业互助规范的交互项( $cfix\_hfarm$ )对总收入的影响显著,主要通过农业收入实现,但影响系数太小而不太具有经济意义。农户物质资本和参与经济组织的交互项( $cfix\_org$ )对总收入的影响显著性不大且系数也很小,而且主要通过非农产业实现。农户物质资本和异质性网络的交互项( $cfix\_city$ )对农业收入有显著的正向回报,对总收入的影响系数为负但比较小,可能说明农户物质资本能通过城市异质性网络发挥更大的作用,进而促进农业增收。不同维度的社会资本指标跟物质资本的交互项系数大都显著,这表明家庭社会资本可以从多方面影响物质资本回报率。

尽管家庭人力资本与家庭经济组织参与程度( $sc\_org$ )的交互作用( $cedu\_org$ )对总收入没有显著影响,但分解来看,农户的人力资本可以在参与社会经济组织中促进农业收入增加,同时显著减少非农业收入。家庭人力资本与家庭的城市亲友网络( $citynet$ )的交互作用( $cedu\_city$ )对总收入影响不显著,但对农业收入负向影响较大且显著,说明这种交互作用可能会减少农业劳动投入,但有助于劳动力的乡城流动和城市化的发展。

表 6 家庭社会资本和家庭物质、人力资本的交互项对收入的作用

模型	(1)	(2)	(3)	模型	(4)	(5)	(6)
因变量	$\ln\_total$	$\ln\_farm$	$\ln\_nonfarm$	因变量	$\ln\_total$	$\ln\_farm$	$\ln\_nonfarm$
回归方法	RWLS	RWLS	RWLS	回归方法	RWLS	RWLS	RWLS
$cfix\_inv$	0.000235 [0.0051]	0.00764 [0.0081]	0.00971 [0.0092]	$cedu\_inv$	-0.00216 [0.0032]	0.000474 [0.0051]	0.00467 [0.0058]
$cfix\_hfarm$	0.000287** [0.0001]	0.000734*** [0.0002]	-0.000240 [0.0002]	$cedu\_hfarm$	-0.000148 [0.0002]	0.000572** [0.0002]	0.000158 [0.0003]
$cfix\_org$	-0.00342* [0.0018]	0.00452 [0.0030]	-0.01000*** [0.0039]	$cedu\_org$	0.00368 [0.0051]	0.0222*** [0.0085]	-0.0205** [0.0092]
$cfix\_city$	-0.00538*** [0.0019]	0.0106*** [0.0030]	0.00349 [0.0035]	$cedu\_city$	-0.00125 [0.0038]	-0.0112* [0.0060]	-0.00983 [0.0068]
控制变量	Yes	Yes	Yes	控制变量	Yes	Yes	Yes
$N$	6384	6254	6188	$N$	6384	6254	6188
$R^2$	0.476	0.300	0.530	$R^2$	0.471	0.302	0.532
adj. $R^2$	0.473	0.295	0.527	adj. $R^2$	0.467	0.297	0.528

注:控制变量包括  $villsc$ ,  $scinvest$ ,  $helpfarm$ ,  $sc\_org$ ,  $citynet$ ,  $\lnland$ ,  $fixasset$ ,  $edulab$ ,  $lbrnum$ ,  $labor100$ ,  $cpc$ ,  $suppratio$ ,  $locate1$ ,  $locate2$ ,  $eduwilg$ ,  $incomwill$ ,  $prov1$ , ...,  $prov21$  和常数项。为了节省篇幅,表中没有显示控制变量的回归结果。有兴趣的读者可以向作者索取分析程序、相应的数据和完整的回归结果。方括号中数字为标准差。\* 表示  $p < 0.1$ , \*\* 表示  $p < 0.05$ , \*\*\* 表示  $p < 0.01$ 。

## 六、结论和进一步讨论

本文就社会资本对农户收入的影响及其影响途径的研究,为处于转型期的中国培育和发挥农民社会资本,以改进社会的收入分配政策,提供了以下实证依据:

1. 社会资本对农户的总收入有直接的正向影响,且不同维度对农户的不同收入来源有不同的直接作用。从对农户总收入的作用来看,村级社会资本以及家庭社会资本中的城市异质性社会网络、参与经济组织的种类数都有非常显著的正向作用。从收入的来源看,村庄社会资本和异质性社会网络对非农业收入的影响显

著为正,农业帮工、参与社会经济组织种类数则对农业收入的回报为正且显著,家庭的社会资本投资对农业和非农业收入都有显著的正向作用。可见,应该根据不同目的来利用社会资本的不同维度。比如,在城市化进程中应该注重村级社会资本和个人的社会异质性网络的培育,而政府构建和谐农村也有利于发展农村经济。在农村发展农业产业过程中,应加强对社会经济组织的培养并鼓励农民参与适当的组织。

2. 社会资本指数对家庭总收入、农业收入和非农业收入的影响都很显著,而且社会资本一个标准差的变化大于物质资本或人力资本一个标准差变化的影响。可见,社会资本对农户增收具有明显的相对重要性。这提醒我们,应改变在制定经济发展政策时只重物质、人力这些传统资本,而忽视无形社会资本的惯性思维。

3. 社会资本的多种交互作用能间接增加农户收入。(1) 村庄层面融洽程度有助于动员家庭层面城市亲友网络以提高非农收入;(2) 村庄层面融洽程度有利于增加农户固定资本的非农业和农业回报,同时也能使家庭人力资本在增加总收入的过程中发挥一定作用;(3) 农户的物质资本能够通过家庭的网络显著地增加农业收入,而农户的人力资本可以在参与社会经济组织中间接增加农业收入,同时减少非农收入,并在异质性社会网络的交互作用下促进非农化的发展。因此,在中国的城市化进程中,要注重社会资本之间以及社会资本和物质资本、人力资本之间的配合,以取得政策的最优效果。

本文使用了综合指数,在一定程度上降低了潜在的社会资本内生性问题,但在未来的研究中仍可以改进。许多研究社会网络作用的文献存在着一个共同问题——未能很好地考虑社会网络的潜在内生性,从而导致估计结果有偏,尤其是基于中国数据的研究(章元、陆铭,2009)。这是因为要找到一个好的工具变量并不容易。除了跨代积累,微观社会资本主要通过个体的投资行为形成(Glaeser et al., 2002)。如果社会资本具有正的经济回报,那么作为理性人的农户就会进行投资,送礼支出、参加经济组织与社会网络等指标和收入指标之间就可能存在联立性,从而引起内生性,可能导致估计系数的有偏和不一致。本文涉及的社会资本变量及其交叉项都较多,在调查数据中一般不可能找到数量足够多而且性质良好的工具变量。将来可以重点研究某一种社会资本影响农户收入的机制,这样可以深入分析单个社会资本维度影响农户收入的过程,也有利于解决内生性问题。

#### 参考文献:

1. 边燕杰,2004《城市居民社会资本的来源及作用:网络观点与调查发现》,《中国社会科学》第3期。
2. 黄瑞芹、杨云彦,2008《中国农村居民社会资本的经济回报》,《世界经济文汇》第6期。
3. 蒋乃华、卞智勇,2007《社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证》,《管理世界》第12期。
4. 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。
5. 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。
6. 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。
7. 章元、李锐、王后、陈亮,2008《社会网络与工资水平——基于农民工样本的实证分析》,《世界经济文汇》第6期。
8. 章元、陆铭,2009《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平》,《管理世界》第3期。
9. 赵剑治、陆铭,2009《关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析》,《经济学(季刊)》第9卷1期。
10. 周晔馨,2012《社会资本是穷人的资本吗?——来自中国农户收入的经验证据》,《管理世界》第7期。
11. 周晔馨、叶静怡、曹和平,2013《流动农民工社会资本的测量及其分布特征——基于北京市农民工社会网络的分析》,《云南财经大学学报》第3期。
12. 佐藤宏,2009《中国农村收入增长:1990-2002年》,《世界经济文汇》第4期。
13. Adelman J. and C. T. Morris. 1967. *Society Politics & Economic Development: A Quantitative Approach*. Baltimore: Johns Hopkins Press.
14. Andrew G. W. 2002. "Income Determination and Market Opportunity in Rural China, 1978 - 1996." *Journal of Comparative Economics* 30(2): 354 - 375.
15. Bartlett M. S. 1938. "Methods of Estimating Mental Factors." *Nature*, 141(3562): 609 - 610.
16. Becker G. S. 1988. "Family Economics and Macro Behavior." *The American Economic Review* 78(1): 1 - 13.
17. Bourdieu P. 1983. "Forms of Capital." In *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, ed. J. G. Richardson, 241 - 258. New York: Greenwood Press.
18. Coleman J. S. 1990. *Foundations of Social Theory*. Cambridge: Belknap.
19. Durlauf S. N. and M. Fafchamps. 2005. "Social Capital." In *Handbook of Economic Growth*, 1B, ed. A. Philippe and S. Durlauf,

- 1639 – 1699. Amsterdam: North – Holland.
20. Fafchamps. M. 2006. “Social Capital and Development. ” *Journal of Development Studies* 42( 7) :1180 – 1198.
  21. Fafchamps ,M. and B. Minten. 2002. “Returns to Social Network Capital among Traders. ” *Oxford Economic Papers* 54( 2) : 173 – 206.
  22. Glaeser ,E. L. ,D. Laibson and B. Sacerdote. 2002. “An Economic Approach to Social Capital. ” *The Economic Journal* ,112( 483) : F437 – F458.
  23. Grootaert ,C. 1999. “Social Capital ,Household Welfare and Poverty in Indonesia. ” Local Level Institutions Working Paper ,No. 6 , Washington ,DC: World Bank.
  24. Grootaert ,C. 2001. “Does Social Capital Help the Poor: A Synthesis Findings from the Local Level Institutions Studies in Bolivia , Burkina Faso and Indonesia. ” Local Level Institutions Working Paper ,No. 10 ,Washington DC: World Bank.
  25. Grootaert ,C. ,G. Oh and A. V. Swamy. 2002. “Social Capital ,Household Welfare and Poverty in Burkina Faso. ” *Journal of African Economics* ,11( 1) : 4 – 38.
  26. Hamilton ,L. C. 2006. “Chapter 7: Regression Diagnostics. ” In *Statistics with Stata: Updated for Version 9* ,196 – 241. Toronto: Cengage Learning.
  27. Ishise ,H. ,and Y. Sawada. 2009. “Aggregate Returns to Social Capital: Estimates based on the Augmented Augmented – Solow Model. ” *Journal of Macroeconomics* 31( 3) : 376 – 393.
  28. Knack ,S. and P. Keefer. 1997. “Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross – Country Investigation. ” *The Quarterly Journal of Economics* ,112( 4) : 1251 – 1288.
  29. Lin ,N. 1999. “Social Networks and Status Attainment. ” *Annual Review of Sociology* 25: 467 – 487.
  30. Lin ,N. 2001. *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. New York: Cambridge University Press.
  31. Morduch ,J. ,and T. Sicular. 2002. “Rethinking Inequality Decomposition ,with Evidence from Rural China. ” *The Economic Journal* ,112( 476) : 93 – 106.
  32. Morduch ,J. and T. Sicular. 2000. “Politics ,Growth ,and Inequality in Rural China: Does It Pay to Join the Party?” *Journal of Public Economics* 77( 3) : 331 – 356.
  33. Narayan ,D. and L. Pritchett. 1999. “Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania. ” *Economic Development and Cultural Change* 47( 4) : 871 – 897.
  34. Putnam ,R. D. ,R. Leonardi ,and R. Y. Nanetti. 1993. *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton ,NJ: Princeton University Press.
  35. Sato ,H. 2006. “The Impact of Village – Specific Factors on Household Income in Rural China: An Empirical Study Using the 2002 CASS CHIP Survey. ” Discussion Papers 2006 – 09 ,Graduate School of Economics ,Hitotsubashi University.
  36. Temple ,J. ,and P. A. Johnson. 1998. “Social Capability and Economic Growth. ” *The Quarterly Journal of Economics* ,113( 3) : 965 – 990.
  37. Thomson ,G. H. 1951. *The Factorial Analysis of Human Ability*. London: London University Press.
  38. Wan ,G. 2004. “Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression – based Approach. ” *Journal of Comparative Economics* 32( 2) : 348 – 363.
  39. Wan ,G. ,M. Lu and Z. Chen. 2006. “The Inequality – growth Nexus in the Short and Long Run: Empirical Evidence from China. ” *Journal of Comparative Economics* 34( 4) : 654 – 667.
  40. Woolcock ,M. ,and D. Narayan. 2000. “Social Capital: Implications for Development Theory ,Research ,and Policy. ” *The World Bank Research Observer* ,15( 2) : 225 – 249.

## The Role of Social Capital in the Income of Rural Household: Evidence from CHIPS 2002

Zhou Yexin

( School of Economics and Resource Management ,Beijing Normal University)

**Abstract:** Based on the survey data CHIPS2002 ,this paper analyses the influence of social capital on income of rural household at village and family levels. The results show that: ( 1) Social capital in village and household has significantly economic returns on total income through specific influence on farm or off – farm income ,which is more important comparing with physical capital and human capital; ( 2) Interactions between social capitals and physical or human capital as well as village and family social capitals also exert significant specific impact on different income sources of rural households respectively. This paper provides robust empirical evidence for transitional China to cultivate and utilize social capital of rural area for the policy of improving income distribution.

**Key Words:** Income of Rural Household; Social Capital; Physical Capital; Human Capital

**JEL Classification:** D33 ,O18 ,Z13

( 责任编辑: 陈永清)