

## 中国农村收入增长:1990—2002年

佐藤宏\*

**摘要** 本文考察了1990年至2002年间决定中国农村收入增长差异的经济和非经济因素。通过估计收入增长方程,我们首先证实了初始人力资本水平和基础设施状况有显著的正效应。其次,由村层面的社会关系稳定程度度量的社会资本也是一个显著促进收入增长的因素。本文发现的政策含义是:促进农村地区社会稳定的公共政策需要加强,同时也要增加对农村地区,尤其是低收入地区的教育和基础设施建设上的财政支持。

**关键词** 地区差异 增长回归 社会资本 中国农村

## 一、引言

本文考察了1990年至2002年间导致中国农村收入增长差异的经济和非经济因素。我们使用了巴罗式的增长回归方法<sup>①</sup>,考察时期是1990年到2002年,主要关注的是人力资本与社会资本影响的显著性。

研究当代中国问题,除了一般有关增长的文献中对国内收入增长差异的关注外(Barro and Sala-I-Martin, 1992; Sala-I-Martin, 1996),有关农村地区收入增长差异的实证研究也很重要,但问题是应该选择什么层次的区域单位作为研究对象,不同层次的区域单位作为研究对象各有其优缺点。目前大多数有关改革后中国区域增长和不平等的研究都利用了省级数据(可参见Chen and Fleisher, 1996; Fleisher et al., 2007; Lin and Liu, 2000; Yao and Zhang, 2001)。另外还有一些针对的是市级层面,例如Jones et al. (2003)和Wei (1993)的研究。

正如Jones et al. (2003)所指出的,在确定特定的发展政策和其他政治经济因素对地区发展的影响上,以城市为单位的分析优于以省为单位的分析。就农村发展而言,县级的调查研究与市级的是等同的。然而,本文的关注点为最基层的区域单位——行政村<sup>②</sup>。将村庄作为分析对象主要是源于本人田野实地调查的经验。在中国农村做过实地调研的研究者们都会注意到,居住地对于农民家庭的创收活动十分重要,居住地的意义不仅局限在宏观和中观的地区(macro-and-meso-region)层面,在乡村层面同样重要。

\* 佐藤宏:日本一桥大学大学院经济学研究科, Email: satohrs@econ.hit-u.ac.jp; 本文的研究得到福特基金会、瑞典国际开发署、日本学术振兴会科研费补助(编号:18203018; 21330065)、一桥大学Global COE项目“社会科学的高等统计、实证研究基地”、一桥大学Fukino研究资助项目和平和中岛财团的资助,在此表示真诚的感谢。

① 关于区域性增长回归的基本思想,可参见Barro和Sala-I-Martin(1992;1995),Mankiw et al. (1992)和Sala-i-Martin(1996)等研究。

② 我们会在未来的研究中,分析以县为单位的本地公共财政对区域增长的影响。

之前的一些文献已经关注了更低层面地域因素的重要性。Rozelle(1994)考察了江苏乡镇间收入差距增长的决定因素;Knight and Li(1997)通过对河北邯郸地区村庄的研究,讨论了影响村与村之间经济不平等的村层面“积累因果”(cumulative causation)。Perkins(2003)利用天津郊区的数据证明:同一个镇中不同村之间存在着巨大的经济差异,这些差异包括规模、经济结构和富裕程度等。Sato(2003)基于对5个省份村庄和家庭调查,对村层面的市场发育程度进行了分类。利用与本文相同的数据,Gustafsson and Ding(2006)比较了少数民族聚居村落和汉族村落的社会经济状况。他们发现:工业化水平、农业生产投入、人力资本存量以及有关路径依赖(path dependency)的指标都会对少数民族聚居村落的经济状况产生影响。

有观点认为,20世纪90年代以后市场化在中国农村不断深入,如城乡移民的发展和乡镇企业的私有化,而市场化的深入削弱了村庄的特质对农村家庭经济活动的影响力。与此同时,还有观点认为,近期农村地区的政治经济改革同样也会削弱村层面的政治、经济因素对农户的直接影响,这些改革包括税费改革、地方行政系统的重构(如村财乡管制度)以及户籍制度的改革等。然而,本文仍认为以村为单位的分析是有效的。第一,这些改革的执行本身就是以一种高度分权的形式进行的,因此即使是在市或县的层面上,地区之间仍会有很大的差异。而且部分改革政策如村干部选举,在村层面引入了新的社会政治的异质性,因而可能会对家庭的经济行为产生影响。第二,90年代以后的政治经济变化重新定义了村干部的角色,而非仅仅简单地削弱了它的重要性。例如,村成为外部资金的中介机构,村民利益的代表者,内部冲突的调停角色,而不再直接配置经济资源,而这些都会直接或间接地影响村民的经济表现。第三,最近的有关研究发现,农村社区层面的社会资本(social capital)对农村家庭经济产生外部效应,而且其效应的强弱取决于市场化的程度等各种因素(参见Chen *et al.* 2008;张爽等,2007;佐藤宏,2008)。村层面的社会资本如何影响农村收入增长差异是一个值得研究的问题。

本文的数据主要是根据中国居民收入分配研究课题组(CHIP)2002年对行政村和村民家庭的问卷进行整理所得的村数据集(以下简称2002 CHIP数据)<sup>①</sup>。2002 CHIP数据覆盖了22个省的961个行政村,其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。我们数据中的村数据覆盖了国家统计局样本中包含的那些家庭所居住的村庄,大多数数据是通过让村干部(村支书、村委会主任或村会计)填写村报表数据的问卷得到的。

关于村平均收入的数据,我们收集了1990年、1998年和2002年农民人均纯收入。表1总结了2002年的村平均收入,其中总平均收入为2471元,东部、中部和西部3个宏观区域的平均收入分别为3518元、2068元和1653元,宏观区域间的收入差距非常大。此外,表1还将村平均收入的不平等分解成了省内和跨省两个部分。对于总的村平均收入不平等而言,跨省不平等的贡献率(60%)比省内不平等的贡献率(40%)高。然而,如果我们把抽样的村落划分成三大宏观区域就可以发现,中部和西部地区的省内收入差距构成了其收入差距的主要部分,贡献率分别为92%和80%。此发现支持了我

<sup>①</sup> 参见Gustafsson *et al.* (2008)关于CHIP调查的抽样范围和调查方法。

们更关注省内较低行政单位的研究方法。

表1 村平均收入的区域不平等(2002年)

	全国	东部地区	中部地区	西部地区
村平均收入	2 471	3 518	2 068	1 653
村平均收入在宏观地域间的不平等(总平均=100)	100	142	84	67
村平均收入不平等的基尼系数	0.294	0.282	0.162	0.232
泰尔指数	0.143	0.128	0.041	0.086
按省分解泰尔指数(%)				
省内差异	40	49	92	80
省间差异	60	51	8	20
观察值	951	346	320	285

数据来源:对于本表和之后的表格,所有数据都来自于2002 CHIP数据。

注:村平均收入指来自农村调查的2002年家庭年人均纯收入。基尼系数和泰尔指数都以2002年村人口作权重。由于数据的缺失,有十个村被略去。

本文接下来的结构如下:在第二部分根据 Jones et al. (2003) 给出了一个以村为基础的增长回归框架,并对基准方程进行了估计;在第三部分中,我们通过引入社会资本对增长方程进行了拓展;最后是本文的结论部分。

## 二、基准增长方程

Jones et al. (2003) 将1989年和1999年的人均实际GDP年均增长率作为因变量,估计了以城市为单位的巴罗式增长方程。他们的基准估计使用了以下解释变量:初始收入水平(1989年人均GDP)、人口增长(年平均增长率)、投资比例(国内外投资占GDP的平均比例)、人力资本水平(高中生占总人口的平均比例)、基础设施的初始水平(1989年的公路建设)、地方政府支出的初始水平(1989年城市政府支出在GDP中的比例)。

根据 Jones et al. (2003), 本文的实证研究分两步进行:第一步,我们估计一个含有初始收入水平、人口增长、初始人力资本水平、初始基础设施建设水平和地理条件的基准方程(由于数据的局限,我们不能将实体资本投资率包括在内);第二步,我们通过加入社会资本来扩展我们的基准方程。

如前所述,我们估计的时间段为1990—2002年,我们在下面的估计中使用的是经过整理的数据集,覆盖了21个省的870个村。由于湖南省1990年的收入数据缺失,其所有数据都被略去,90年代与邻村合并的村庄同样未被包含在内,其他的省略可能是由异常值或相关变量数据的缺失导致的。

表2中概括了变量的定义和描述性统计。因变量是1990—2002年村平均收入的年增长率,1990年的村平均收入被作为收入的初始水平。2002年,从国家统计局官方住户调查中计算得出的全国农村家庭年平均人均纯收入为2476元,此数据与我们抽样村的平均值(2471元)几乎相同。我们所抽样村庄的1990年家庭平均收入在2002年的价格水平下为1343元,这个数值同样与在考虑了农村消费价格指数后,国家统计局的

全国农村家庭年平均人均纯收入(1310元)相近<sup>①</sup>。由于村平均收入的数据基本来自村里的文件,因此1990年与2002年的村平均收入数据基本可靠。

然而我们仍需要考虑收入数据中可能存在的偏误,这里有两点需要说明:首先,为了限制异常值的影响,我们采用了稳健性回归(robust regression)。更确切地,我们通过移除 Cook's D > 1 的观察值以减少异常值的权重,然后对剩余观察值的权重进行迭代选择(Hamilton, 1991);其次,村干部为了满足政治面子,会有激励报告一个更高的增长率,尤其是低收入地区,因此,低收入地区的初始收入可能有向下的偏误。如果这种情况属实,则在地区的增长表现中可能出现伪收敛。正如 De Long(1988)所言,伪收敛的问题在有关经济增长收敛的实证文献中十分重要。然而,由于我们的目标并不是检验收敛假说,因此初始收入水平可能存在的偏误在以下的讨论中并不是一个关键问题。

表2 数据描述、基准方程和扩展方程变量的统计描述

变量	均值	标准差	描述
因变量 1990—2002年收入增长率	0.056	0.043	村平均收入的年均增长率(家庭年人均纯收入来自村问卷,以2002年的物价衡量,并经全国农村CPI消胀)
基准估计的解释变量			
初始收入水平	1343.30	880.35	1990年村平均收入(以2002年的物价衡量,并经农村CPI消胀)
人口增长	0.005	0.014	1998—2002年平均人口增长率(1990年的人口数据不可得)
初始人力资本水平	6.437	1.287	1990年劳动年龄阶段(16—60岁)的村民平均受教育年限(估计基于家庭问卷)
初始基础设施状况			通过问卷收集的由村干部回忆数据
1969年以前通电	0.277		
1970—1979年通电	0.350		
1980—1989年通电	0.263		
1990年以后通电	0.110		
地理位置			地理位置划分基于国家统计局官方的地理分类
山区	0.206		(收集自村问卷)
丘陵	0.289		
平原	0.505		
扩展模型的解释变量和工具变量			
社会资本(村层面的良好社会关系)	7.568	1.009	户主评估的村内社会关系良好程度(分值从0到10)(基于家庭问卷)
总体信任程度	62.561	28.663	表示户主的总体信任程度(基于家庭问卷)
村规模	1825.56	1811.55	2002年总人口
观察值	870		

注:由于数据的缺失,增长回归和相关实证分析的观察值为870个。

除了初始收入水平,我们在基准回归方程中还考察了其他四个解释变量:

(1) 人口增长。这个解释变量是为了控制人口增长对人均收入增长的负效应。然

<sup>①</sup> 参见中国国家统计局《中国统计年鉴2003》(中国统计出版社,2003)关于2002年和1990年国家农村家庭平均年收入的报告和农村居民消费价格指数。1990年的全国农村家庭名义纯收入为686元。

而,在过去几年的人口统计数据中,我们只能得到1998年的数据。在此,我们假定1990—2002年与1998—2002年两时段的人口增长率并没有太大的差异,我们因而使用1998—2002年的人口增长率。我们预期人口增长率的系数为负。

(2) 初始人力资本水平。在关于增长回归的文献中,入学率通常用来度量人力资本投资。由于数据的局限性,现存的研究中国区域性经济增长的文献较多使用总人口中高中学生的比例,如Chen and Fleisher(1996)、Jones *et al.* (2003)等。由于无法得到有关学校录取人数和总学生数的数据,我们在此使用平均受教育年数。具体而言,我们在家庭问卷的基础上估计了处于劳动年龄阶段(16—60岁)的村民平均受教育年数。我们预期此解释变量系数的符号为正<sup>①</sup>。

(3) 初始基础设施状况。初始阶段的基础设施发展水平会影响未来的区域增长。我们用表示村开始通电时间的虚拟变量代理初始的基础设施水平。

(4) 地理位置。我们用表示平原、丘陵和山区的虚拟变量作为地理优势指标,与丘陵地区相比,我们预期平原地区的系数符号为正,而山区为负。

表3总结了基准增长方程的估计结果。第一列报告了OLS模型的估计结果,第二列为减少了异常值权重后的稳健回归结果。两者的结果是一致的,均显示控制人口增长、初始收入水平和地理位置后,初始基础设施水平和人力资本对未来收入增长的影响与我们的预期一致。首先,初始教育水平对未来的收入增长有显著的正向影响,尽管这个影响不是很大。如果在平均受教育年限的边际上增加一年的教育,则收入增长率上升0.2—0.3个百分点。其次,初始基础设施水平对收入增长有较大的显著影响。我们发现,村通电的时间越早,该村在1990年代收入增长就越快。

表3 基准增长回归(1990—2002年)

因变量:村平均收入的年增长率 1990—2002年	(1) OLS	(2) 稳健回归
人口增长	-0.239 (2.93) ***	-0.271 (3.39) ***
初始教育水平	0.004 (4.26) ***	0.004 (3.80) ***
初始收入水平的对数	-0.047 (23.41) ***	-0.048 (24.23) ***
1970—1979年通电	-0.008 (2.81) ***	-0.010 (3.31) ***
1980—1989年通电	-0.016 (4.75) ***	-0.014 (4.34) ***
1990年以后通电	-0.023 (5.11) ***	-0.023 (5.18) ***
山区	-0.007 (2.19) **	-0.007 (2.10) **

① 由于受教育程度高的村民更可能离开村庄,因此关于教育水平的数据可能是有偏的。我们认为此问题在本研究中并不明显,因为我们的数据不仅包括了常住人口,也包括了非常住人口。

续表

因变量:村平均收入的年增长率 1990—2002年	(1) OLS	(2) 稳健回归
平原	0.008 (2.94)***	0.009 (3.36)***
常数项	0.369 (23.75)***	0.375 (24.23)***
观察值	870	870
Adjusted R <sup>2</sup>	0.386	0.404
F (8, 861)	69.39	74.64
Prob. > F	0.000	0.000

注:省略的变量是1969年以前通电的区域和丘陵地区。括号中是t值。\*代表10%的显著性; \*\*代表5%的显著性; \*\*\*代表1%的显著性。

### 三、社会资本在增长中的作用

作为实证研究的第二步,我们通过引入村层面的社会资本扩展了基准方程。

社会资本通常用信任程度、社会行为准则在何种程度上成为人们的共识和社区成员间社团活动 (associational activities) 的密集程度 (Dasgupta and Serageldin, 2000) 来表示。Narayan and Pritchett (1999) 通过在坦桑尼亚一个村庄的调查,讨论了家庭收入是如何在很大程度上依赖于村级社会资本的,具体地说是村民社团活动的特点和范围。根据他们的研究,村社会资本影响家庭收入的直接渠道是来自于更好的公共服务、更多的社区合作关系,以及更多的对信用的利用。

考察社区层面的社会资本在中国农村是否有正外部性是一个非常有趣的问题,然而给定中国农村的整体环境,社区层面的社团活动和家庭收入间可能并不相关,这主要是因为这样的活动在总体上并不一定普遍,而且行政村也并不一定是观察这些活动的理想单位。取而代之,我们采用对村内社会关系良好程度的自我评估来代理村层面社会稳定程度。根据以前的研究,如 Knack and Keefer (1997)、Ke and Zhang (2003),我们假定在社会稳定、对家庭经济活动有更高激励和更低的风险与更好的区域增长之间存在因果关系。具体说,我们利用了户主对两个表示主观性判断的问题的回答。这两个问题是:“你认为属于不同村民小组(自然村)的家庭间关系是否和睦?”,和“你认为属于不同家族的家庭间的关系是否和睦?”。为了度量村内的社会关系,我们将问题的答案进行了分类,分别赋予1到5的分值(其中1表示“非常不同意”,5表示“非常同意”),然后将两题的分值进行加总,建立了一个最高分为10分的衡量标准。之后我们计算了村层面的平均水平(如表2所示,抽样村的总平均值是7.568)。

表4报告了估计的结果,首列显示了加入社会资本变量后的稳健回归结果。它显示,有更好社会关系的村在1990年代可能有更快的收入增长。然而,有关社会资本的实证分析不可避免地会遇到内生性问题。对于村社会资本的度量是基于2002年表示村民评价的态度变量,因此村层面的良好社会关系可能是收入增长的结果而不是原因。

表4 加入社会资本后的增长回归(稳健回归和工具变量回归)

因变量:1990—2002年村平均收入的年增长率	(1) 稳健回归	(2) 工具变量估计
人口增长	-0.268 (3.35)***	-0.237 (2.63)***
初始教育水平	0.003 (3.72)***	0.003 (3.10)***
初始收入水平的对数	-0.048 (24.29)***	-0.049 (20.03)***
1970—1979年开始通电	-0.009 (3.24)***	-0.008 (2.41)**
1980—1989年开始通电	-0.014 (4.25)***	-0.015 (4.15)***
1990年以后开始通电	-0.023 (5.30)***	-0.028 (5.02)***
山区	-0.007 (2.02)**	-0.004 (1.10)
平原	0.009 (3.29)***	0.007 (2.29)**
村层面的社会资本	0.002 (1.94)*	0.018 (2.02)**
常数项	0.361 (21.39)***	0.250 (4.10)***
观察值	870	870
Adjusted R <sup>2</sup>	0.405	
Centered R <sup>2</sup>		0.250
F值	(9, 860) 66.67	(9, 859) 50.37
Prob. > F	0.000	0.000
内生性检验		4.125
Durbin-Wu-Hausman 检验		(P=0.041)
过度识别检验		0.188
Sargan Statistic		(P=0.665)

注:被工具的变量是村层面的社会资本,工具变量是总体信任程度和村规模。括号中是t值。\*代表10%的显著性;\*\*代表5%的显著性;\*\*\*代表1%的显著性。

因此,我们通过引入工具变量检验了社会资本的内生性。表4的第2列报告了使用村规模(2002年村总人口)和“总体信任”(general trust)水平作为工具变量的增长方程的估计结果。关于总体信任的度量,我们利用户主对另一个表示态度的问题的回答,此问题是“你是否同意,总的来说,大多数人是不可信任的?”。根据对这个问题的答案,我们将户主分类为“高信任组”(回答是“非常不同意”或“不同意”)和“低信任组”(回答是“非常同意”、“同意”或“难以表态、不太清楚”),然后我们计算了“高信任组”在所有抽样家庭中所占的比例(描述性统计参见表2)。通过Durbin-Wu-Hausman检验,我们发现原假设(OLS估计结果是一致的,即任何解释变量间的内生性不会对OLS估计的结果造成不良影响)在5%的显著水平上被拒绝,这说明工具变量方法是必要的。工具变量回归的估计结果同样显示了相关社会资本变量的显著正向影响。因此我们可以在一定程度上证实,村内良好的社会关系对收入有显著的正向影响。

检验社会资本的作用是否会随着经济发展水平的不同而变化也将是一个有趣的问题。我们按抽样村庄初始收入(1990年的人均收入)的中位水平,将其分成高收入组和低收入组,然后对两组分别进行了工具变量估计。表5报告了估计结果。我们发现,社会资本在高收入组中的影响是不显著的,然而教育在高收入组和低收入组中均显著。这个发现对有关中国农村发展的公共政策具有建议性。首先,它表示在总体经济发展水平较低,正式制度较不发育(如本地政府的财政或执政能力较低)的地区,本地稳定的社会环境对其经济增长更为重要。其次,初始教育水平对未来增长的影响在低收入组比高收入组要大,这说明了近期有关提升低收入地区教育质量的政策的重要性。

表5 高收入组和低收入组的比较(工具变量估计)

因变量:1990—2002年村平均收入的年增长率	(1)	(2)
	高收入组	低收入组
人口增长	-0.221 (0.11)	-0.109 (0.61)
初始教育水平	0.002 (1.78)*	0.004 (1.93)*
初始收入水平的对数	-0.035 (7.66)***	-0.062 (8.88)***
1970—1979年开始通电	-0.003 (0.96)	-0.017 (2.33)**
1980—1989年开始通电	-0.013 (3.19)***	-0.020 (2.61)***
1990年以后开始通电	-0.009 (1.19)	-0.042 (3.98)***
山区	0.006 (1.25)	-0.013 (1.94)*
平原	0.011 (3.24)***	-0.007 (0.89)
村层面的社会资本	0.001 (0.11)	0.035 (1.97)*
常数项	0.272 (4.63)***	0.218 (1.79)*
观察值	438	432
Centered R <sup>2</sup>	0.160	0.218
F值	(9, 427) 9.00	(9, 421) 13.24
Prob. > F	0.000	0.000
内生性检验	0.000	6.139
Durbin-Wu-Hausman 检验	(P=0.990)	(P=0.013)
过度识别检验	0.178	0.001
Sargan statistic	(P=0.673)	(P=0.971)

注:被工具的变量与工具变量与表4相同。抽样村庄按初始收入(1990年的人均收入)的中位水平被分为两组。括号中是t值。\*代表统计上10%的显著性;\*\*代表5%的显著性;\*\*\*代表1%的显著性。

如上所述,我们假设稳定的社会条件和对经济活动有更好的激励两者之间存在因果关系。为了从实证上检验这种关系,我们需要考察村级的社会资本是否与村民的微观创业活动(micro-entrepreneurship)有关。更具体地说,我们采用了另一个表示态度的



问题,即“你在采用新的农业生产技术方面是否积极?”。对这个问题的回答会被赋予三种不同的分值,其中3分代表“非常积极”,2分代表“相对积极”,1分表示“不太积极”。我们计算了村平均分,并将其归入一个顺序变量:3(积极组,平均分 $\geq 2.5$ )、2(中间组,平均分 $\geq 2$ 且 $< 2.5$ )和1(不积极组,平均分 $< 2$ )<sup>①</sup>。我们将这个顺序变量作为因变量进行 Logistic 回归。尽管因变量被排序,但其排序并未遵照一个自然的机制,因此我们采用了最大似然 Stereotype Logistic 回归。这种方法是有顺序 Logistic 模型和多项 Logistic 模型间的一个折中,当我们无法确认变量排序时可以使用(Anderson, 1984)。我们主要关注的解释变量是上述有关村社会关系资本的度量。此外,我们同时控制了以下3个村层面的变量,它们是:教育水平(2002年的平均受教育年数)、村平均收入(2002年家庭年人均纯收入的对数值)、土地禀赋(2002年的人均可耕地面积与其平方项)。值得注意的是,收入水平不仅代表了总体的经济发展水平,同时也是村产业结构和就业结构的一个代理变量。由于收入更高的村往往倾向于更少地依靠农业,因此我们预期此控制变量的系数为负。

表6 对于农业新技术的态度的决定因素 (stereotype logit regression)

因变量: 顺序变量: 从3(非常积极)到1(不积极)表示户主自我评估的对农业新技术的态度	
村层面的社会资本	0.801 (6.95)***
初始教育水平	0.137 (1.70)*
2002年村平均收入的对数	-0.455 (2.34)**
人均可耕地面积	0.387 (2.82)***
人均可耕地面积的平方	-0.030 (1.98)**
观察值	859
Wald chi squared (Prob. > chi squared)	68.24 (0.000)
Log likelihood	-804.476

注: 括号中的数值是 z 统计量。\* 代表 10% 的显著性; \*\* 代表 5% 的显著性; \*\*\* 代表 1% 的显著性。

表6报告了估计结果。我们发现:保持其他因素不变的条件下,有良好社会关系的农村中,其居民更可能对农业新技术持积极态度;控制变量的系数同样符合预期;教育水平有对农业新技术的态度有显著的正向影响;村平均收入水平的系数显著为负,说明越少参与农业活动的村庄农民对农业新技术的兴趣越弱;土地禀赋对新技术态度的影响是非线性的,呈倒“U”形,这表明贫乏或富足的土地禀赋都会降低采用新技术以增加产出的激励。

#### 四、结 论

本文采用简单的横截面回归模型,考察了村层面收入增长的决定因素。主要发现

① 回答“不知道或难以说清”的家庭被包含在第三组中。

如下:第一,我们证实了初始的人力资本水平和基础设施条件对未来的经济增长有显著的正向影响,这与之前有关增长跨国、跨地域的研究是一致的;第二,加入社会资本后的估计结果显示,本地稳定的社会关系也可以加快地区的增长。尽管本地的社会资本与增长间关系的机制细节还有待研究,但我们已经发现了村层面的社会资本与农民微观创业活动间的正向联系;第三,我们的发现说明,为了促进低收入地区的发展,应加强稳定社会的公共政策,同时也应增加对农村教育和基础设施建设的财政支持。对于更为细致的包括本地治理结构和公共财政在内的村层面政治经济分析,需要在研究中进一步加以考察。

### 参考文献

- Anderson J. A., 1984, "Regressions and Ordered Categorical Variables," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 46, 1-30.
- Barro Robert and Xavier Sala-i-Martin, 1992, "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison," *Journal of the Japanese and International Economies*, 6, 312-346.
- Chen Jian and Belton Fleisher, 1996, "Regional Income Inequality and Economic Growth in China," *Journal of Comparative Economics*, 22(2), 141-164.
- Chen Zhao, Shiqing Jiang, Ming Lu, and Hiroshi Sato, 2008, "How do Heterogeneous Social Interactions affect the Peer Effect in Rural-Urban Migration? Empirical Evidence from China," Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series No. 8, Hitotsubashi University, 1-37.
- Dasgupta Partha and Ismail Serageldin (ed.) 2000, *Social Capital: A Multifaceted Perspective*, Washington D. C.: The World Bank.
- De Long J. Bradford, 1988, "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment," *The American Economic Review*, 78(5), 1138-1154.
- Fleisher Belton, Haizheng Li, and Min Qiang Zhao, 2007, "Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China," *IZA Discussion Paper*, 2703.
- Gustafsson Björn and Sai Ding, 2006, "Villages where China's Ethnic Minorities Live," *IZA Discussion Paper*, No. 2418.
- Jones Derek C., Cheng Li, and Ann L. Owen, 2003, "Growth and Regional Inequality in China during the Reform Era," *China Economic Review*, 14(2), 186-200.
- Hamilton L. C., 1991, "How Robust is Robust Regression?" *Stata Technical Bulletin*, 2, 21-26.
- Knack Stephen and Philip Keefer, 1997, "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation," *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1251-1288.
- Knight John and Shi Li, 1997, "Cumulative Causation and Inequality among Villages in China," *Oxford Development Studies*, 25(2), 149-172.
- Lin Justin Yifu and Zhiqiang Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China," *Economic Development and Cultural Change*, 49(1), 1-21.
- Narayan Deepa and Lant Pritchett, 1999, "Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania," *Economic Development and Cultural Change*, 47(4), 871-897.
- National Bureau of Statistics, 2003, *Zhongguo Nongcunzhu Hu Diaocha Nianjian 2003*, Beijing: Zhongguo Tongji Chubanshe.
- Perkins Tamara, 2003, *Village, Market, and Well-Being in A Rural Chinese Township*, London and New York: Routledge.
- Rozelle Scott, 1994, "Rural Industrialization and Increasing Inequality: Emerging Patterns in China's Reforming Economy," *Journal of Comparative Economics*, 19(3), 362-391.

- Sala-i-Martin and Xavier X., 1996, "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence," *European Economic Review*, 40(6), 1325-1352.
- Sato Hiroshi, 2003, *The Growth of Market Relations in Post-reform Rural China: A Micro-analysis of Peasants, Migrants, and Peasant Entrepreneurs*, London: Routledge Curzon.
- Wei Shang-jin, 1993, "The Open Door Policy and China's Rapid Growth," in Ito, Takatoshi, and Anne O. Krueger (eds.), *Growth Theories in Light of the East Asian Experience*, 73-97, Chicago: University of Chicago Press.
- Yao Shujie and Zongyi Zhang, 2001, "On Regional Inequality and Diverging Clubs: A Case Study of Contemporary China," *Journal of Comparative Economics*, 29(3), 466-484.
- 张爽、陆铭和章元, 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6卷第2期, 第539—560页。
- 佐藤宏(Sato, Hiroshi), 2008, 《中国农村村特质对家庭收入的效应分析》, 李实, 史泰丽, 古斯塔夫森主编, 《中国居民收入分配研究Ⅲ》, 第318—346页, 北京: 北京师范大学出版社。