

# 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

赵剑治 陆 铭\*

**摘 要** 社会关系网络对于收入差距的贡献度有多大? 在市场化程度和经济发展水平不同的地区, 关系对收入差距的贡献度有怎样的不同? 本文通过对中国农村家庭收入的决定以及农户间收入差距的分解发现, 社会网络对收入差距的贡献达到 12% 13%, 在各种收入决定因素中, 仅次于村庄哑变量、非农就业比重和教育, 位居第四。在市场化程度和经济发展水平较高的东部地区, 社会网络对收入的提高作用, 以及社会网络对于收入差距的贡献度都明显高于中西部。

**关键词** 社会网络, 收入差距, 市场化, 基于回归的分解

## 一、引 言

社会网络 (social network) 俗称 / 关系<sup>1</sup>, 在中国经济社会中扮演着重要的角色, 它能够缓解贫困 (张爽等, 2007), 提高收入 (Knight and Yueh, 2002), 同时, 作为传统农村网络之一的宗族网络 (kinship network) 还能够起到非正式的产权保护的作用, 进而促进农村工业的发展 (Peng, 2004)。已有的文献更多关注的是社会网络对于非农就业、收入决定、贫困或者乡村工业绩效的影响, 却忽略了经济主体之间社会网络的不平等对于收入差距的贡献。那么, 社会网络对于收入差距的贡献度究竟有多大? 在市场化程度和经济发展水平不同的中国东部和中西部, 社会网络对于收入差距的贡献有何差异? 这些问题直接关系到社会资本是否是 / 穷人的资本<sup>0</sup> 的问题。文献认为,

\* 赵剑治, 复旦大学经济学系和复旦大学就业与社会保障研究中心, 200433; 电话: (021) 55070563, E2 mail: jianzhi.zhao@hotmail.com。陆铭, 复旦大学经济学系、就业与社会保障研究中心和中国社会主义市场经济研究中心, 200433; 电话: (021) 55665308; E2mail: lm@fudan.edu.cn。本文在中国留美经济学会 (CES) 2008 年会和第五届香港经济学双年会上报告过, 作者感谢与会者的讨论及意见; 另外, 作者还要感谢 Bruce Meyer、Maarten Goos、陈钊、范子英等对本文提出的宝贵意见。此外, 作者要特别感谢两名匿名审稿者提供的宝贵修改意见。作者还感谢国家自然科学基金项目 (07BJL051)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目 (课题编号: 07JZD0023) 和教育部给予全国优秀博士论文作者的资助。同时, 本文也是上海市重点学科建设项目 (B101) 和复旦大学经济学院 985 创新基地的研究成果。

<sup>1</sup> 在华人社会, 关系即指代社会网络, 学术界也常常使用这种表述方法, 例如 Zhang and Li (2003)。

社会资本在传统的农村社会有重要的作用,特别是有助于缓解贫困,而且,最低收入的家庭更加能够借助于社会资本来摆脱贫困,因此,社会资本是/穷人的资本0 (Grootaert, 1999)。我们不可否认社会资本对于穷人的重要性,但我们反对武断地将社会资本定义为/穷人的资本0。如果社会资本能够提高收入,但富人的社会资本更多,或者富人能够利用社会资本获得更高的回报,那么,社会资本对于富人也有利。更重要的是,如果在相对更为市场化、更为富裕的东部地区,社会资本的回报更高,对收入差距的贡献更大,那么,我们就更要质疑社会资本是否完全是/穷人的资本0了。

为了澄清以上问题,本文试图使用最近几年发展起来的一种基于回归的夏普里值(Shapley Value)分解法(Shorrocks, 1999)来研究中国农村社会网络的不平等对于农户间收入差距的影响。社会资本通常包括社会网络、信任和规范,对于微观个体而言,社会网络最易测量,影响也最为直接,因此,本文的研究仅集中于社会网络。我们发现社会网络有扩大收入差距的作用,其对收入差距的贡献达到121.1%~131.4%,在各种收入决定因素中,仅次于村庄哑变量、非农就业比重和教育,位居第四。这一结果质疑了/社会资本是穷人的资本0这种观点。另外,Stiglitz (2000)提出,社会网络作为非正式制度,它的作用会随着正式的市场制度的建立而减弱。而我们却发现,在市场化程度较高的东部地区,社会网络对收入的提高作用,以及社会网络对于收入差距的贡献度明显高于中西部。这一在截面上的跨地区比较的结果可能预示着,随着中国转型过程中市场化进程的推进,社会网络的不平等对于收入差距的贡献反而可能加大。这个发现对于我们更好地认识社会网络与市场体制的关系,以及未来中国市场化转型的趋向也非常重要。

本文的结构安排如下:第二部分将对现有的相关文献做详尽的回顾和评论,并通过比较指出本文的贡献;第三部分是数据来源以及数据的描述;第四部分将描述农户收入决定方程并对统计回归的结果进行分析;第五部分将基于收入决定方程对收入差距运用夏普里值方法进行分解,并分析分解结果;第六部分将把样本分为东部和中西部,比较在市场化程度不同的地区,社会网络对于收入差距贡献的差异;最后一部分将对全文进行总结并提出相关的政策含义。

## 二、文献回顾和评论

中国农村自20世纪70年代末实行家庭承包责任制以来,伴随着整个经济的市场化转型,农村内部的收入差距不断加大,衡量农村内部居民收入分配的基尼系数从1980年的0.25上升到了2005年的0.38<sup>2</sup>,在短短的20年时

<sup>2</sup> 参见世界银行官方网站: <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/povcalSvy.html>。

间里,增幅超过了60%,已逐步逼近国际公认警戒线014。不断扩大的农户内部收入差距将会诱致各种负面效应,比如它会引致农村贫困问题的加剧(Wan and Zhang, 2006),削弱农户收入的增长(Jalan and Ravallion, 2001)。因此,深入探究中国农村收入差距不断扩大的原因具有非常强的现实性和紧迫性。

近年来,对于中国农户收入不平等的原因的研究已经取得了大量的成果。这些研究主要考察的是收入决定要素中的物质资本、政治资本和人力资本因素。比如,在物质资本方面,许庆等(2008)发现家庭联产承包责任制所引起的土地细碎化是农户间收入差距扩大的一个原因。对于政治资本,Mor2 duch and Sicular (2000)发现党员和干部等政治因素对于农户收入的决定具有正的效应,另外,通过对收入进行分解,他们还发现,这些因素对于农村家庭收入不平等的贡献为正(Morduch and Sicular, 2004)。Walder (2002)也发现党员和干部对于农户收入的决定有正的影响。另外,大量的文献通过中国农村农户收入差距的分析发现,教育作为最主要的人力资本变量对于收入差距具有重要的影响(Wang, 2006; 高梦滔和姚洋, 2006)。但是,长期以来,对于在中国农村社会中扮演重要角色的社会网络对于收入差距的贡献却被学界忽视。

社会资本这一概念自 Jacobos (1961) 比较早地正式提出以来,到20世纪90年代已经受到普遍的关注和重视。Jacobos 将 /网络0 作为社会资本应用于对城市中邻里关系的研究,她认为 / - 网络 是一个城市不可替代的社会资本0。目前,关于社会资本最著名的定义是由 Putnam et al. (1993) 提出的: / 社会资本是指社会组织的特征,如网络、信任和规范,它们可以通过促进、协调的行动来提高经济效率。0 学界一般认为,社会资本具有多种表现形式,但是其中最重要的便是社会网络,并且它具有很强的经济效应,因此目前大多研究都从社会网络的角度来研究社会资本。已有的文献发现,社会网络能有效地增加居民的收入(Narayan and Pritchett, 1997),促进就业(Montgomery, 1991; Munshi, 2003; Munshi and Rosenzweig, 2006)。特别对于穷人而言,它不仅能够降低贫困的概率(Grootaert, 1999, 2001; 张爽等, 2007),而且能够作为非正式保险机制帮助穷人获得信贷(Grootaert, 1999; Bastelaer, 2000)。更重要的是,Grootaert (1999, 2001) 通过使用 Quantile 方法发现,社会资本的回报随着不同组别收入的提高而降低,特别是在最低收入群体(10%)中的回报比最高收入人群(90%)高两倍,因此他认为社会资本是 /穷人的资本0。但是,我们认为如果仅仅基于低收入组群的社会资本的边际回报大于高收入组群就定义它是 /穷人的资本0,可能略显仓促,理由主要基于两点:(1)他仅仅对社会资本的回报在不同收入分位人群中的差别做了比较,但是没有计算社会资本对于收入差距指标的贡献;(2)我们认为,社会资本是否是 /穷人的资本0 不能仅仅看它所带来的回报,还应

该考察穷人是否拥有更多的社会资本,而根据 Grootaert (1999, 2001) 的研究结果,他发现社会资本在群体中的分布与收入存在正相关关系,即越富有的人群所拥有的社会资本也越高,因此我们认为这本身就说明了它可能对高收入人群也很有利。基于对以上文献的认识,本文将以社会资本中最重要的表现形式))) 社会网络为研究对象,试图更深入地理解社会资本是否完全是 / 穷人的资本0。另外,上面的文献更多的是关注市场化程度很高的国家,比如美国,又或者是如坦桑尼亚乡村等经济发展还未开始或者是停滞的地域。相比之下,中国是一个处于转型和发展中的大国,各个地区的市场化程度和经济发展水平的差异都很大,这恰恰为研究者提供了一个很好的研究素材,既可以将社会网络对收入差距的贡献作跨地区的比较,又可以避免在跨国比较时面临的数据不可比的问题。

社会关系网络的重要性在中国是一个可以被经验感知的事实,当然,也被经验研究证实。近来的文献发现,社会关系网络不仅能够显著提高农村居民外出打工的概率 (Li and Zhang, 2003), 而且在转型期过程中还能促进城市劳动力的就业 (Bian, 2001)。另外,对于社会资本的不平等在何种程度上导致社会群体间的收入不平等也引起了关注。Lin (2001) 从资本视角认为,社会资本不平等对于收入不平等的影响主要通过两个过程,即资本欠缺 (capital deficit) 和回报欠缺 (return deficit)。资本欠缺主要是由于投资和机会的不同导致不同群体拥有不同质量和数量的资本,回报欠缺是指由于群体间动员策略、行动努力或制度性反应不同而引起一定量的社会资本对于不同的个体产生不同的回报, Lin 通过对中国城市居民的数据分析,发现男性收入相对于女性收入更高是因为不仅男性更容易获得更多的社会资本,而且男性和女性间即便在拥有相似的社会资本时,男性社会资本的回报也比女性更高。但是, Lin 的分解方法只能用于按某个外生变量划分的不同群体的比较,而不能对不同因素对于收入差距的影响同时进行分解和比较。与这些文献相比,本文将运用中国农村调查数据,对于社会网络如何影响收入,及其对收入差距的贡献进行评估。

与社会关系网络的作用本身相比,这一作用在市场发育和经济发展过程中如何变化是一个更为有趣也更具挑战性的问题。社会资本作为一种非正式制度的作用体现在它与以市场为基础的交换和分配体系的相互补充或者相互替代 (Stiglitz, 2000) 上。此外, Stiglitz (2000) 还认为,社会资本的作用与市场化发展水平呈倒 U 形的关系,当经济刚开始发展时,由于市场不完备且政府职能不健全,社会网络能够发挥资源分配的作用,但是随着市场的不断发展和深化,这些社会网络会遭受冲击和破坏,最终被某种 / 社会共识0取代。近年来,已经开始有实证文献关注市场化转型过程中社会资本对于家庭收入的影响。Munshi and Rosenzweig (2006) 发现,在印度市场化过程中,以种姓为基础的社会网络使得不同种姓间女性收入的趋同要远远高于男性,

这主要是低种姓群体内的男性由于受该种姓的社会网络影响较大而更容易获得低收入的工作，而女性由于受种姓内的社会网络影响较小而通过选择英语教育而获得更高的收入，因此他认为以种姓为基础的社会网络在印度市场化过程中依然起着重要作用。Knight and Yueh (2002) 通过对中国的城市调查数据研究发现，社会资本不仅给劳动者在劳动力市场上带来正的回报，而且通过对数据进行分类研究，他们发现这种回报在私有部门反而高于国有部门，由于私有部门一直被认为是代表市场化方向的，因此他们预期，随着中国市场化程度的不断加深，社会资本对于收入的影响将会加强。张爽等 (2007) 对中国农村的贫困问题研究得出了相反的结论，他们发现社会资本作为一种非市场化力量对于减少贫困的作用会随市场化进程而减弱，特别是家庭层面的社会网络的作用。Lu et al. (2008) 发现，在市场化的过程中，随着非农就业的增加和外出打工的增多，中国农村社会运用社会资本来抵抗自然灾害对消费的冲击的功能被减弱了。与这些文献类似，本文将通过不同市场化程度和发展水平的地区之间的比较，来检验社会网络对于收入差距的贡献是如何变化的。

从收入差距的分解方法来看，已有的文献对于收入差距的研究主要集中在从实证角度分析收入不平等的决定因素，总的来看主要有三个方向：用半参数和非参数方法来分析收入差距的决定、基于人群特征对收入差距的分解以及基于收入决定方程的分解。用半参数和非参数方法研究收入差距的文章比较典型的是 Deaton (1997) 和 Dinardo et al. (1996) 的研究，半参数和非参数的方法最大的优势是能够尽可能少地对模型的函数进行假定，从而减少模型设定误差，但是很多研究都认为如果要得到更直接有效的结果，就必须对模型进行更多的设定 (Morduch and Sicular, 2002)。通过人群特征对收入差距的原因进行分解的方法，主要依据研究者的目标变量（比如男性和女性）对总体样本进行分组，然后再估计组内（男性内部和女性内部）收入差距和组间（男性和女性之间）收入差距来分析该目标因素对于收入差距的影响。Morduch and Sicular (2002) 指出这种方法主要存在三个缺陷：第一，这种方法无法对一些连续变量的贡献作分解，比如年龄等，而这些变量对于收入差距的影响却非常重要；第二，当需要对某几个目标变量进行考察时，人群的分组数量将会呈几何级数上涨，此时这种方法将变得非常难以处理；第三，使用这种方法无法处理当用来解释收入差距的变量（即用来分组的目标变量）部分地由收入所决定的情况，换句话说，这种方法无法处理解释变量和被解释变量之间的联立内生性问题，因为这种方法先验地认为目标变量是外生变量，当对样本进行分组后该变量并不记入收入决定方程。

近年来比较流行的方法是基于收入决定方程对收入差距进行分解，这种方法最早由 Oaxaca (1973) 提出，但是不同的学者对基于收入决定方程的分解方法不尽相同。Morduch and Sicular (2002) 先依据线性回归估计出各个变

量对于收入的影响系数,然后再将收入差距指标写成各个部分收入的加权和,从而计算出各个变量对于收入差距的影响;Fields and Yoo (2000) 提出的分解方法是将变量对于收入差距的贡献归结为回归估计系数、变量标准差、变量与总收入的相关系数三者的乘积与总收入标准差的比率。Wan (2004) 指出,上述分解方法的回归方程会产生残差和常数项,而这些残差和常数项在进行分解的时候没有得到处理和解释,比如在 Morduch and Sicular (2002) 的分解结果中,常数项和残差对于 Theil 指数的 85% 部分和 Gini 系数的 40% 部分都没有能够进行处理,另外, Wan 还指出 Morduch and Sicular (2002), 以及 Fields and Yoo (2000) 的分解方法都严格地受到方程形式设定和收入差距指数选择的限制。相比之下,本文采用 Shorrocks (1999) 提出的夏普里值分解法,并结合 Wan (2004) 所提出的方法对收入差距进行分解,这种方法的好处在于它适用于任何收入决定函数和任何度量收入差距的指标,并且能够很好地处理常数项和残差项对收入差距的贡献的问题。目前运用该方法对收入进行分解的有万广华等 (2005)、Wan (2004, 2006)、Wan, Lu and Chen (2007)、田士超和陆铭 (2007)、许庆等 (2008) 等,但是这些文献都没有考虑社会网络对于收入差距的贡献,以及这种贡献在市场化水平不同的地区的差异。

简要地总结一下,本文主要在两个方面有新的贡献:第一,本文较早地通过分解方法考察了社会网络对于收入差距的贡献,并使用了最新发展的基于回归的夏普里值分解法;第二,本文利用了中国数据在地区间差异较大的优势,考察了社会网络对于中国农村居民收入差距贡献在地区间的差异。

### 三、数据来源和变量描述

本文使用的数据的主要来源是复旦大学中国经济研究中心和就业与社会保障研究中心的 52004 年中国农村调查数据库<sup>6</sup>。我们的有效样本包含了分布在 22 个省<sup>3</sup> 的 49 个村的 927 户家庭在 2003 年的相关信息,每个村的家庭样本数据约为 20 个。由于我们的文章以家庭为基本样本单位,因此我们在处理数据时对各村的数据和家庭数据进行了匹配;另外,由于本文还考察市场化程度不同的省份中社会网络对于收入不平等的影响,因此我们还对家庭数据和各省的市场化数据进行了匹配。

本文对地区间区分市场化程度差异的判断依据来自樊纲和王小鲁的 5 中国市场化指数))) 各地区市场化相对进程报告 (2002)<sup>6</sup> 中所计算出来的各省

<sup>3</sup> 样本省包括:黑龙江、吉林、河北、辽宁、内蒙古、山西、甘肃、宁夏、陕西、北京、山东、河南、山西、江苏、浙江、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南。

的市场化指数，该指数主要依据各省在五个主要方面的相关信息：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。通过对以上五个方面进行计算得出各省的市场化水平指数。我们使用 2002 年各省的市场化指数，采用滞后于样本数据年份一年的指数是为了避免这个市场化指数还受到 2003 年数据的影响。之所以弃用村一级的市场化程度数据而采用省一级的市场化程度数据，主要是因为我们的调查问卷中没有村一级市场化程度的度量指标。在此基础上，我们更关心省一级的市场化进程的差异如何影响社会关系网络对收入差距的贡献。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对应的样本村的数量、家庭数量 and 市场化程度。

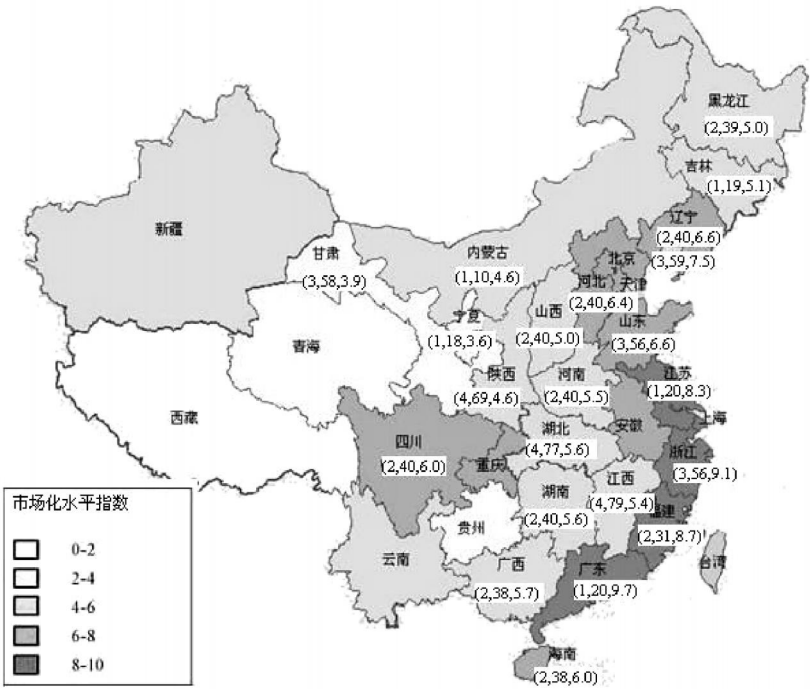


图 1 样本的分布及省的市场化程度

注：括号里的数字依次表示该省样本村的数量、家庭数和该省的市场化程度。

表 1 列出了本文的模型中解释变量的名称和定义。其中，本文所指的收入包括 / 家庭成员在外地打工获得的总收入 0、/ 在本地从事非农林牧副渔产业获得的收入 0、/ 家庭获得的农林牧副渔产业获得的收入 0 以及 / 家庭获得的财产性收入 0。本文控制了已有的文献中影响中国农村居民收入的重要变量 (Morduch and Sicular, 2000, 2002; Walder, 2002; Wan, 2004, 2006),

包括家庭特征、物质资本、人力资本、政治资本以及村庄的哑变量，这些变量的计算方法也与已有文献保持一致。此外，由于我们关心的目标之一是社会网络变量，因此对于它的度量也成为本文的重点之一。

表 1 变量解释列表

| 变量总体分类    | 变量名    | 变量解释               |
|-----------|--------|--------------------|
| SN( 社会网络) | 亲友数    | 家庭在政府和城里工作的关系密切的亲友 |
|           | 人情支出比  | 家庭春节和婚丧嫁娶支出占日常支出比重 |
| FC( 家庭特征) | 家庭人口   | 家庭的总人口,用来代表家庭的规模经济 |
|           | 人均劳动力  | 家庭的人均劳动力人口,表示家庭劳动力 |
|           | 男性劳力比重 | 劳动力中男性的比重          |
|           | 非农劳力比重 | 非农劳动力就业占总劳动力人数的比重  |
| OC( 实物资本) | 人均土地   | 家庭人均土地面积           |
| HC(人力资本)  | 年龄     | 劳动力平均年龄            |
|           | 教育     | 劳动力平均受教育年限         |
|           | 教育平方   | 劳动力平均受教育年限的平方      |
| PC( 政治资本) | 党员     | 家庭中党员比率            |
| FE( 固定效应) | 村哑变量   | 表示村庄的固定效应          |
| 因变量       | 收入对数   | 样本家庭人均年收入的 对数      |

在中国，家庭拥有的社会网络通常基于家庭的亲友关系（Knight and Yueh, 2002）。此外，Lin（2001）提出社会网络资本具有三个方面的特征：（1）达高性：通过社会关系获取的最好资源，它反映了自我通过社会关系可以在等级制结构中触及的最顶端位置的资源；（2）异质性：位置))) 通过社会关系，其资源可以触及的 ))) 幅度，它反映了自我通过跨越结构等级制位置的社会关系可触及的资源的纵向幅度；（3）广泛性：可触及的位置的数量，它反映了自我通过社会关系触及的位置及其嵌入性资源的多样性。基于 Lin 的论点，我们对家庭社会网络采用了两个度量指标：第一，我们选取问卷中的 / 家庭有几个关系亲密的亲友在政府部门工作0<sup>4</sup> 和 / 家庭有几个城里经常联系的亲友0<sup>5</sup>，再把这两个问题答案的人数加总起来作为衡量该家庭社会网络的变量之一。第二，我们采用了 / 去年婚丧嫁娶、生日送礼支出0 和 / 去年春节购买礼品支出0 的总和再除以该家庭日常支出的比值，在日常支出中包括了 / 食品、粮食、蔬菜、烟酒、外出乘车、电话费、水电费、燃耗费等0，我们剔除了 / 教育支出、住宅建设和装修上的支出、电器购买0 等年度偶然性支出，这样做的好处在于能够避免因为偶然性支出而对我们要度量的变量的计

<sup>4</sup> 虽然一个在乡政府和在省政府的亲友对于家庭社会网络的影响是不一样的,但是由于我们的样本里没有关于这些在政府部门的亲友的具体特征,因此我们只能假定这些亲友具有同质性。

<sup>5</sup> 同样,我们这里也假设这些/ 在城里的亲友0具有同质性。

算偏误。之所以采用这个比值作为社会网络的度量，主要基于两方面原因：(1) Yan (1996) 在对中国北方某村庄的 / 关系0 研究中，发现家庭将收入的 20% 用于 / 互赠礼品0 来维持社会网络。但是我们认为这可能会高估 / 礼品支出0，因为它难以避免一些事件（比如说帮忙介绍工作等）需要别人帮忙时的临时性支出，因此我们依据中国传统，采用春节和婚丧嫁娶生日等每个家庭都会送礼来维持社会网络的时节性的馈赠支出，因为家庭在这些时节的支出更具有持续性和平稳性；(2) 我们放弃使用 / 春节和婚丧嫁娶、生日支出0 的绝对值，而选用该支出占当年日常支出的相对值，这样做的好处在于，它不仅能够尽可能缓解馈赠支出多是因为样本家庭本身收入高而引起的内生性问题，还有可能缓解富人和穷人社会网络差异过大问题，因为收入高的家庭日常支出和馈赠支出都会更多，反之亦然。<sup>6</sup> 可以看到，对于农村居民而言，家庭在城市和当地镇政府的亲友数能够很好地度量 Lin 所认为的社会网络资本的 / 达高性0 和 / 异质性0，这种社会网络在经济上的回报更多地体现为单向性；而 / 春节和婚丧嫁娶礼品支出占日常支出的比重0 能在很大程度上度量社会网络资本的 / 广泛性0，尽管可能存在对于城市 and 当地镇政府亲友的礼品支出，但是它们更能度量农村居民家庭社会网络的广度。考虑到本文所考察的两个度量社会网络的变量可能存在共线性，我们做了它们的相关性检验。在全部样本中，/ 家庭拥有在城里和政府部门的亲友数0 和 / 春节婚丧嫁娶支出占日常支出的比重0 两个变量之间的相关系数只有 0.11。这其实也是可以理解的，因为在亲友之间反而不一定需要通过馈赠来维持关系网络。接着我们再对分组后的东部和中西部地区进行分别检验，发现在中西部样本中，两者的相关系数仅为 0.09，而在东部地区为 0.17。因此，我们同时将两个社会网络度量指标放在同一方程中，并不会产生严重的多重共线性问题。

在表 2 中我们对样本中 927 个家庭数据对应的模型中的变量进行了统计描述，我们先对所有样本的变量进行了统计描述，再将样本分为东部和中西部两组，并分别描述。正如前文所说，将样本分组是为了在接下来的收入差距分解中区分市场化程度和经济发展水平不同的两大地区，社会关系网络对收入差距的贡献有何差异。在数据描述中，我们已经可以看到，在东部和中西部地区之间存在比较明显的差异：(1) 东部地区人均收入的对数明显要高于中西部地区，这与我们的直觉相符，另外，因变量在东部地区的标准差要明显高于中西部地区，这说明东部地区家庭收入的分布比中西部地区更不平均；

<sup>6</sup> 社会学家有时也将社会网络区别为垂直网络和水平网络。前者主要是指不平等的社会权力和地位的人之间的网络，体现了依附关系和等级性；相反，后者主要由同等的社会地位和权力的人构成，社会网络在这部分人群中更多地体现为互助和互惠性。本文中社会网络的度量指标之一更像是垂直型的社会网络，因为农户与他们在 / 城里工作以及当地镇政府的亲友0 更多地是单向的帮助，特别是当城里的亲友的社会经济地位更高时。对于另一度量指标，我们认为不能简单地把它归于水平型网络，因为农户在 / 春节和婚丧嫁娶时的礼品支出0 中也包含了对 / 城里和当地镇政府的亲友0 的礼品支出，两个指标的相关性为 0.11，因此，我们没有将两个社会网络的度量直接定义为垂直网络和水平网络。

(2) 东部地区样本家庭所拥有的 / 在城里和政府工作的亲友的人数0 与中西部地区的差异并不明显, 但是标准差却比中西部地区小得多, 这说明该变量在东部地区的分布比中西部地区更平均, 另外, 对于另一个衡量社会网络的变量即 / 春节和婚丧嫁娶生日支出占日常支出的比重0, 东部地区明显低于中西部地区, 对于这个现象我们将结合第四部分的收入方程的回归结果来加以分析; (3) 对于人均土地拥有量, 为了尽可能保证该变量的外生性, 我们没有包括家庭额外向其他家庭承包的土地, 而只是选取了家庭在联产承包责任制下所分得的土地, 我们发现东部地区不管是均值还是方差都略高于中西部地区, 通过查看原始数据, 我们发现这是因为在我们的样本中个别东部省份村庄的人均土地比较多; (4) 对于家庭特征变量, 表 2 显示东部地区家庭的规模均值比中西部地区要小, 这可能是因为东部地区的计划生育政策贯彻得更为彻底, 而这种差异有可能使得劳动力中男性的比重在中西部地区要明显高于东部地区, 此外, 非农就业比重在东部地区要明显高于中西部地区, 这基本上与我们的直觉相符; (5) 我们还发现劳动力受教育年龄在东部地区要明显高于中西部地区, 另外, 劳动力平均年龄的标准差在东部和中西部地区的差异非常大, 这很可能与中西部地区家庭中子女更早期地放弃学业而选择就业有关。

表 2 变量的统计描述

| 变量   |        | 变量的统计描述 |         |         |         |         |         |
|------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 总体分类 | 变量名    | 整体      |         | 中西部     |         | 东部      |         |
|      |        | N = 927 |         | N = 567 |         | N = 360 |         |
|      |        | 均值      | 标准差     | 均值      | 标准差     | 均值      | 标准差     |
| 社会网络 | 亲友数    | 2. 21   | 3. 05   | 2. 20   | 3. 34   | 2. 26   | 2. 53   |
|      | 人情支出比  | 0. 48   | 0. 27   | 0. 52   | 0. 26   | 0. 43   | 0. 27   |
| 家庭特征 | 家庭人口   | 3. 98   | 1. 32   | 4. 10   | 1. 31   | 3. 79   | 1. 32   |
|      | 人均劳动力  | 0. 81   | 0. 20   | 0. 79   | 0. 19   | 0. 82   | 0. 20   |
|      | 男性劳力比重 | 0. 74   | 0. 42   | 0. 78   | 0. 48   | 0. 68   | 0. 32   |
|      | 非农劳力比重 | 0. 35   | 0. 43   | 0. 32   | 0. 41   | 0. 39   | 0. 44   |
| 实物资本 | 人均土地   | 1. 60   | 2. 65   | 1. 48   | 2. 51   | 1. 80   | 2. 83   |
| 人力资本 | 年龄     | 50. 02  | 89. 59  | 50. 65  | 100. 71 | 49. 03  | 68. 62  |
|      | 教育     | 7. 22   | 4. 83   | 6. 93   | 4. 99   | 7. 69   | 4. 51   |
|      | 教育平方   | 75. 47  | 121. 06 | 72. 98  | 128. 99 | 79. 38  | 107. 45 |
| 政治资本 | 党员     | 0. 06   | 0. 14   | 0. 06   | 0. 14   | 0. 06   | 0. 15   |
| 因变量  | 收入对数   | 7. 86   | 1. 06   | 7. 61   | 0. 99   | 8. 26   | 1. 46   |

四、收入决定模型和实证结果分析

应用 Shorrocks (1999) 发展的基于回归的夏普里值方法进行收入差距分解包含两个步骤: 第一, 首先设定一个收入决定方程, 估计出各个自变量的

系数；第二，将收入差距的计算指标运用到该方程的两端，从而得出各自变量对于收入差距指标的贡献度（对此将在后面加以讨论）。为此，本文首先对如下收入决定方程进行估计：

$$\text{Ln}y_{ij} = a_0 + \beta_1 \text{SN}_{ij} + \beta_2 \text{FC}_{ij} + \beta_3 \text{OC}_{ij} + \beta_4 \text{HC}_{ij} + \beta_5 \text{PC}_{ij} + \beta_6 \text{FE}_j + u_i$$

在上式中，下标 *i* 表示家庭，*j* 表示村庄，*Ln**y* 指对家庭中人均收入的对数，*SN* 是本文主要考察的变量即社会网络，*FC* 是样本家庭的特征，*OC* 是家庭的实物资本，*HC* 是家庭劳动力的人力资本，*PC* 是家庭所拥有的政治资本，*FE* 是村庄的固定效应。我们所使用的回归方程是半对数模型，没有使用其他模型主要是基于以下几点原因：第一，考虑到 *OLS* 回归对于残差项正态分布的要求，我们对收入的原值和对数值进行分布检验，发现取了对数之后，收入的分布更趋近于正态分布，这也很正常，因为如收入这样都为正值的数据，常常符合对数正态分布。第二，考虑到收入决定方程的半对数模型在以往的文献中被普遍应用，同时，在有些涉及收入方程的模型中，也对各种收入方程的形式进行了比较，结果显示半对数模型或者优于其他模型，或者与其他模型没有显著的拟合优度差异（Wan, 2004; Wan, Lu and Chen, 2007）。第三，考虑到分解过程中对于常数项的处理问题，如果使用完全线性模型，那么常数项对于收入差距的贡献将变得比较难以处理，因为在理论上，常数项对收入差距是否具有贡献是存在争议的，而如果用半对数模型，则在待分解的方程中，常数项将转化为一个常数乘积项，对收入差距的贡献没有影响，因此，使用半对数模型也可以回避常数项是否对收入差距有贡献的争议。

表 3 是我们对全部 927 个以家庭为单位的样本进行回归的结果。在方程（1）中我们去掉本文所关心的社会网络变量，用来作为基准方程，而在方程（2）中将社会网络变量加入进来。通过对比我们发现，两个方程的回归结果基本没有太大变化，方程（1）中在 1% 和 5% 显著性水平的自变量在方程（2）中也在同样的水平下显著。

表 3 收入决定方程的估计结果

| 变量   |        | 变量回归结果   |       |          |       |
|------|--------|----------|-------|----------|-------|
| 总体分类 | 变量名    | 方程(1)    |       | 方程(2)    |       |
|      |        | 估计系数     | 标准差   | 估计系数     | 标准差   |
| SN   | 亲友数    |          |       | 0.057*** | 0.010 |
|      | 人情支出比  |          |       | 0.372*** | 0.144 |
|      | 家庭人口   | 0.039    | 0.025 | 0.043*   | 0.024 |
| FC   | 人均劳动力  | 0.821*** | 0.159 | 0.756*** | 0.156 |
|      | 男性劳力比重 | 0.285*** | 0.085 | 0.297*** | 0.082 |
|      | 非农劳力比重 | 0.618*** | 0.078 | 0.573*** | 0.078 |

(续表)

| 变量       |                   | 变量回归结果                 |        |                        |        |
|----------|-------------------|------------------------|--------|------------------------|--------|
| 总体分类     | 变量名               | 方程(1)                  |        | 方程(2)                  |        |
|          |                   | 估计系数                   | 标准差    | 估计系数                   | 标准差    |
| OC       | 人均土地              | 0.029 <sup>*</sup>     | 0.014  | 0.032 <sup>***</sup>   | 0.014  |
| HC       | 年龄                | 0.0001                 | 0.0003 | 0.0001                 | 0.0003 |
|          | 教育                | 0.127 <sup>***</sup>   | 0.015  | 0.118 <sup>***</sup>   | 0.014  |
|          | 教育平房              | - 0.003 <sup>***</sup> | 0.0005 | - 0.003 <sup>***</sup> | 0.0005 |
| PC       | 党员                | 0.363 <sup>*</sup>     | 0.192  | 0.155                  | 0.190  |
| Constant | a <sub>0</sub>    | 6.315 <sup>***</sup>   | 0.286  | 6.159 <sup>***</sup>   | 0.286  |
| FE       | 村哑变量              | 是                      |        |                        |        |
| 拟合值      | 调整 R <sup>2</sup> | 0.47                   |        | 0.50                   |        |
| 样本量      |                   | 927                    |        | 927                    |        |

注：<sup>1</sup> 方程(1)、(2)的回归都是在控制了村庄固定效应之后对 927 个以家庭为单位的样本进行回归的结果,村庄哑变量的估计系数和标准差省略;° \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

对于本文所关心的社会网络变量,我们在方程(2)的结果中发现,在加入了社会网络变量之后,方程中其他变量的系数和显著性都没发生太大变化的前提下,两个变量都在 1% 的显著性水平下具有正的统计显著性,而且使方程的 R<sup>2</sup> 提高了 0.03,这说明在我们的样本家庭中,社会网络对于收入决定具有非常显著的正的作用。通过计算,我们发现当家庭在镇政府和城里工作的亲友人数多增加一个时,家庭人均收入将增加 6%<sup>7</sup>,很显然这种影响非常重要;另外,当 1 家庭春节和婚丧嫁娶礼品支出占家庭日常支出比重 0 每上升 10%,家庭人均收入将上升 4.5%,这说明该变量对于家庭收入的影响也很大。<sup>8</sup> 因此,通过回归结果,本文发现被已有的文献忽视的中国农村家庭的社会网络事实上对于家庭收入发挥着重大的影响。<sup>9</sup> 由于我们的模型是为后面的分解打基础的,因此,我们没有在模型中进一步考察不同收入组别的人所拥有的社会网络的回报有何差异。事实上,我们也尝试过将人群根据其收入分为五等分组,如果用代表收入组别的哑变量来与两个社会网络指标进行交互的话,我们发现,在收入更高的组别,社会网络的回报显著更高。

<sup>7</sup> 这里计算的是方程(2)中的系数,下同。另外,我们这里的百分比效应都根据公式  $\% \hat{y} = 100(e^b - 1)$  计算,参见 Wooldgridge (2003), 中译本第 176) 177 页。

<sup>8</sup> 考虑到 礼品支出比例 0 这一变量可能存在的边际回报递减性质,我们在计量方程中对该变量加了二次项,发现它并不显著,因此我们仅在模型中放了该变量的一次项。

<sup>9</sup> 社会网络的效用发挥可能会通过农户的物质资本、人力资本和政治资本等产生影响,这主要有两种理解:一种理解是,它们之间本身是相关的,对此问题的处理是同时加以控制,来考察给定其他资本形式时,社会资本的回报,而这就是我们目前的模型所做的。另一种理解是社会资本的回报取决于其他资本,因此我们尝试对两个社会网络的度量指标和物质资本、人力资本及政治资本分别做了交互项,发现这些交互项都不显著,这说明关系通过物质资本、人力资本和政治资本发挥作用的可能性并不显著。因为本文更加关注的是分解的结果,而对于本文的分解方法而言,如果在分解模型中放入过多的解释变量就会成倍地加大运算量,因此,我们没有将不显著的交互项放入模型。

在家庭特征中，衡量家庭经济规模的 / 家庭人口总数<sup>0</sup> 变量在方程 (1) 中并不显著，在方程 (2) 中 10% 的水平下显著。衡量家庭劳动力的 / 人均劳动力人口<sup>0</sup> 变量为正，而且在 1% 的水平下显著，这我们的预期相符；另外，家庭中男性劳动力比率的变量也在 1% 的统计性水平下显著为正，这说明在中国农村地区，男性的劳动力收入对于家庭收入的影响非常大，男性劳动力比率上升 10%，家庭人均收入将上升 341.6%；对于 / 非农就业人数占劳动力比重<sup>0</sup>，我们的结果发现这一变量不仅非常显著而且它的系数也非常大，非农就业人数比重每上升 10%，家庭人均收入就提高 81.8%。对于实物资本，我们发现家庭人均土地面积对于家庭人均收入也具有正的显著影响，这也与以往的研究相一致 (Morduch and Sicular, 2000, 2002; Wan, 2005)。对于人力资本，我们发现用来衡量劳动力工作经验的 / 劳动力平均年龄<sup>0</sup> 变量虽然为正，但却是不显著的；但是对于另一人力资本变量 / 劳动力平均受教育年份<sup>0</sup>，我们的结果证明它对收入的影响即便是在 1% 的显著性下也具有正的统计显著性，而且 / 劳动力平均受教育年份的平方项<sup>0</sup> 也同样显著，这说明，教育对提高农村家庭的收入有益，但其边际回报是递减的。对于政治资本变量，在回归结果中，我们发现方程 (1) 所得出的 / 家庭党员比率<sup>0</sup> 在 10% 的水平下具有正的显著性，但是在方程 (2) 中虽然估计系数仍为正但并不显著，而且估计系数也比方程 (1) 要小，因此，虽然我们的回归结果一定程度上肯定了在中国农村党员身份对于家庭收入的正的作用，但是我们认为这很有可能是因为拥有党员身份越多的家庭往往也拥有越多的社会网络。通过对 / 党员比率<sup>0</sup> 和 / 家庭在镇政府和城里工作的亲友人数<sup>0</sup> 两变量的相关性检验，我们发现其系数为 0.18，从而我们认为在方程 (1) 中所得出的结果是由遗漏了家庭背景等因素而引起的向上的偏误 (upward biased) 所造成的，这与 Li and Zhang (2005) 的研究相一致，他们通过双胞胎数据研究发现在控制了双胞胎的固定效应后，党员对于收入并没有显著的影响。另外，/ 党员比率<sup>0</sup> 与 / 春节婚丧嫁娶支出占总支出<sup>0</sup> 比重的相关系数只有 0.09，因此，因为党员身份而引起的礼品支出增加相对来说不是造成方程 (1) 中党员的系数偏大的主要原因。

## 五、基于收入方程对收入差距的分解

在收入差距的形成过程中，一个因素对于收入差距的贡献主要取决于两个方面：一是这个因素与收入差距的相关系数，换句话说即该因素对于收入的偏效应，在给定该因素的分布下，系数越大，该因素对收入差距的贡献就越大；二是该因素自身的分布状况，在给定该因素对收入的相关系数不变的情况下，它的分布越不均匀，那么该变量对于收入差距的贡献也就越大，反之亦然。极端地讲，当一个因素对收入的偏效应接近于零或者它的分布完全平等时，该因素对于收入差距的贡献就为零。这就是基于回归分析的收入差

距分解方法的基本原理。<sup>10</sup>

本文使用 Shorrocks (1999) 提出基于回归的夏普里值分解框架来计算收入决定方程中各变量对于收入差距的影响。该方法的思想主要是：将收入决定函数的某一个自变量（例如 X）取样本均值，然后再将 X 的平均值和其他变量的实际值一起代入收入决定方程，推测出收入数据，并且计算对应于这个估计收入的不平等指数，记做  $I_c$ ，此时，该指数已经不包含  $X_0$  的影响了。于是，我们可以将  $I_c$  与根据真实数据计算出的收入差距(I)之间的差作为 X 对于收入差距的贡献。如果将 X 取了均值后，收入差距缩小了，说明 X 是扩大收入差距的因素，它对收入差距的贡献为正；反之则为负。可以看出，当根据收入决定函数推测 X 平均值下的收入差距时，其他每个变量的取值是不唯一的，可以是实际值也可以是平均值，这样便会得到不同的收入推测数据 (Wan, 2000)。针对夏普里值分解的实际运用，联合国世界发展经济研究院 (UNU2WIDER) 已经开发出一个 Java 程序，这个程序考虑了全部可能的变量取值组合，将各种组合下 X 变量贡献的平均值作为最终结果。由于在收入决定方程中我们选用了半对数模型，因此如果在分解时仍旧使用收入的对数作为因变量来分解，那么会造成对收入变量分布的扭曲，所以本文在写待分解的收入决定方程时对两边取了指数，待分解的方程如下：

$$y_{ij} = \exp(\hat{\alpha}_0) \# \exp(BSN_{ij} + BFC_{ij} + BOC_{ij} + BHC_{ij} + BPC_{ij} + BFE_{ij}) \# \exp(\hat{u}),$$

在上式中  $\exp(\hat{\alpha}_0)$  是一个常数项，当运用收入差距的相关指标时，它能够从方程中去掉而不会对结果产生任何影响 (Wan, 2002)。对于残差  $\hat{u}$  的影响，我们采用了一种通用性的方法，对于任何度量不平等的指标都能够使用。我们计算了初始收入 y 的不平等指标（或者差距）与假设  $\hat{u} = 0$  时的收入差距不平等指标之间的差距，作为残差  $\hat{u}$  对于实际收入不平等的贡献。而当我们获得  $\hat{u}$  的影响之后，总的收入差距和残差引起的收入差距之间的差就是收入决定方程中自变量的影响，因此，残差的作用可以表述为此方程中的变量所不能解释的收入差距部分。在理想的状态下，残差的影响为零，这时总收入差距能 100% 被方程中的变量解释，而这需要收入决定函数达到完美的拟合。但是，一般来说，残差很少为零。因此有必要对残差的影响进行分析。我们采用残差的影响与总的收入差距的比率来表示没有被解释的收入差距部分，而 1 减去这个比率就是得到解释的收入差距的部分，它反映了模型中全部变量对于收入差距的解释程度 (Wan, 2002)。另外，由于我们的方法适用于任何收入

<sup>10</sup> 该分解方法思想最早由 Oaxaca (1973) 提出，他通过对男女劳动力市场上的收入差距进行分解发现，女性在劳动力市场上的回报少于男性，不仅是因为相同的职位女性比男性获得的收入更少，更因为女性获得高收入职位的可能性比男性要小得多。

差距度量的指标，因此，我们采用了三个常用的收入差距衡量指标。它们包括基尼系数 (Gini coefficient)、阿特金森指数 (Atkinson index)、广义熵指数 (generalized entropy, GE)。表 4 列出了采用各种不同的度量指标在不同样本组下总收入差距被解释的比例，我们看到，三个指数被自变量解释部分都大于 50%，用基尼系数得到的模型解释度更是接近 80%，这说明我们收入方程中的自变量能够很好地解释收入差距，从而保证了本文分解结果的可靠性。

表 4 总收入差距和被解释比例

| 数据类别 | 指数              | 影响程度  |       | 被解释比= 自变量/ 总系数 |
|------|-----------------|-------|-------|----------------|
|      |                 | 总系数   | 自变量   |                |
| 总样本  | Gini 系数         | 0. 55 | 0. 44 | 80%            |
|      | Atkinson 指数     | 0. 44 | 0. 28 | 64%            |
|      | GE <sub>0</sub> | 0. 58 | 0. 33 | 57%            |
| 中西部  | Gini 系数         | 0. 48 | 0. 40 | 83%            |
|      | Atkinson 指数     | 0. 36 | 0. 23 | 64%            |
|      | GE <sub>0</sub> | 0. 49 | 0. 27 | 55%            |
| 东部   | Gini 系数         | 0. 57 | 0. 43 | 75%            |
|      | Atkinson 指数     | 0. 45 | 0. 26 | 58%            |
|      | GE <sub>0</sub> | 0. 60 | 0. 31 | 52%            |

由于我们使用的分解方法涉及许多轮的运算，每增加一个变量，WIDER 开发的程序的运算量将呈几何级数增长，当变量超过 10 个时，由于运算量过大，经常无法得到结果。因此，为简化计算，我们在最后分解时将根据回归方程对含义相近的变量进行合并：第一是将所有村庄的哑变量合并；第二是将家庭特征中的家庭规模和人均劳动力人数合并；第三是将劳动力人均教育年份和它的平方项合并作为教育因素。这样做，能在不影响整个分解结果的前提下得到主要变量对于收入差距的贡献。

表 5 显示了我们用夏普里值进行分解后的结果，左边的  $I$  相对影响<sub>0</sub> 是指某一特定变量在特定的收入差距度量指标下对于该指数的贡献，右边的排序是对影响该收入差距指标的变量的贡献度的排名。另外，由于不同的不平等指标对应于不同的福利函数，而且它们赋予洛伦兹曲线 (Lorenz Curve) 的不同部分以不同的权数，因此在表 5 中特定的变量在不同的收入不平等指标下的贡献度并不一样。但是我们的结果也发现，贡献排前五位的变量在不同的指标下都一样，而且贡献度大小的排序也高度一致。因此，我们完全有理由相信这些变量在收入差距中的贡献相对较大而且稳定。对于排名靠后的四个变量，除了基尼系数之外，影响其他两个收入不平等度量指标的因素的排序都完全一样，尽管这四个变量的贡献度明显比前面五个要小。

表 5 全部样本的收入差距分解结果

| 变量         | 贡献度(%) |          |                 | 排序   |          |                 |
|------------|--------|----------|-----------------|------|----------|-----------------|
|            | Gini   | Atkinson | GE <sub>0</sub> | Gini | Atkinson | GE <sub>0</sub> |
| 村哑变量       | 38.5   | 43.2     | 42.9            | 1    | 1        | 1               |
| 非农劳力比重     | 20.5   | 22.5     | 22.9            | 2    | 2        | 2               |
| 教育         | 18.4   | 18.3     | 18.5            | 3    | 3        | 3               |
| 社会网络       | 13.4   | 12.1     | 12.1            | 4    | 4        | 4               |
| 包括: 亲友数    | 9.6    | 9.6      | 9.6             |      |          |                 |
| 人情支出比      | 3.8    | 2.5      | 2.5             |      |          |                 |
| 男性劳力比率     | 5.8    | 5.2      | 5.3             | 5    | 5        | 5               |
| 家庭人口和人均劳动力 | 1.8    | - 1.3    | - 1.7           | 6    | 9        | 9               |
| 人均土地       | 0.8    | - 0.7    | - 0.8           | 7    | 8        | 8               |
| 党员         | 0.6    | 0.6      | 0.6             | 8    | 6        | 6               |
| 劳动力平均年龄    | 0.2    | 0.2      | 0.2             | 9    | 7        | 7               |
| 总计         | 100    | 100      | 100             |      |          |                 |

首先我们考察本文所重点关注的社会网络变量,在表 5 中我们将两个度量指标的贡献度相加作为社会网络变量进行排序。我们的结果表明,在所有的指数中,社会网络对收入差距的贡献都排在第四位,而且贡献度都在 12% 以上,在基尼系数中更是达到 13! 4%,这说明本文所选用的社会网络度量指标对于样本家庭中收入差距的贡献非常大。对于度量社会网络的 / 家庭在镇政府和城里的亲友 0 变量,我们的结果显示它对收入差距的影响非常显著,在三个收入不平等指标中都有 9% 以上,而对于 / 春节和婚丧嫁娶支出占日常支出比重 0 变量,我们发现它的影响要相对小些,但是也都在 2% 以上,对于基尼系数的贡献甚至达到 3! 8%。

对于我们采取的两个社会关系网络的指标对收入差距的贡献进行些比较也是很有趣的。正如前面所指出的,我们的分解贡献度主要取决于两个因素:一是该自变量本身对于因变量的影响,也就是回归方程中的系数大小;二是该变量自身的分布。如果在该因素自身的分布确定的前提下,回归方程中的估计系数越大,该变量对于收入差距的贡献也越大,反之亦然;如果在估计系数固定的情况下,该因变量自身的分布越不平均,那么该变量对于收入差距的贡献度也越大,反之亦然。因此,我们推断决定 / 家庭在镇政府和城里的亲友 0 变量较大贡献度的原因更可能是该变量自身在我们的样本家庭中的分布不平均,原因主要是在回归方程中该变量的估计系数只有 0! 057,但是从表 2 对该变量的统计描述中我们看到它的标准差非常大,达到了 3! 08,而标准差能很好地衡量该变量的分布,因此这可以作为我们推断的依据。而对于 / 春节和婚丧嫁娶支出占日常支出比重 0 变量,我们推断它的分布相对

比较均匀，因为它的回归系数较大，而贡献却相对要小，并且标准差也不大。相对来说，亲友关系网络不是一个可以选择的变量，它的分布比较不平均，尽管其对收入的直接影响在数量上并不太大，但其对收入差距的贡献却非常大。而 / 春节和婚丧嫁娶支出占日常支出比重0 却是一个可以被 / 选择0 的变量，如果认识到关系的重要性（其影响收入的系数之大），那么，大家都会对关系进行投资，这使得这一因素的分布反而更为平均，即使其系数达到 01 372，它对收入差距的贡献也相对较小。

从表 5 中我们看到，代表村庄特征的虚拟变量在收入不平等中占据相当大的比重，在三个指数中都排在了第一位，这其实跟我们的直觉相符，因为村庄的特征中包括大量我们未观测到的因素，包括地理位置、自然环境、基础设施等，而这些因素在农户间的差异对于家庭收入差距的影响非常大，已有的文献发现农村家庭所在村庄之间的差异，对于农户间收入差距的贡献非常显著，包括不同省（Wan, 2005）、省内不同市（Knight and Li, 1997）甚至同一县内的村之间（Morduch and Sicular, 2002）。从分解结果中我们还看到，农村居民的非农就业比重对于收入差距的影响非常大，在三个不同指标中贡献度都超过 20%，这与我们的经验相一致，因为在中国农村，特别是一些土地贫瘠、农业效益低下的地方，家庭成员从事非农就业对于家庭的收入至关重要。对于教育变量，我们的结果发现，在三个收入差距度量指标中，教育都非常稳定地排在了第三位，且贡献基本都在 18% 以上，这与 Morduch and Sicular（2002）的研究结果相近，他们对基尼系数的分解同样发现教育对于中国农村家庭间的收入差距的贡献达到 161 9%，因此我们的结果再一次证明了教育的不平等对于中国农村家庭的收入差距的影响。对于家庭中男性劳动力的比重，在三个不同指数中也稳定地排在第五位，而且对于收入差距的贡献也都在 5% 以上，这说明在中国农村男性劳动力收入对于家庭的作用还是显而易见的，农村劳动力人口中男女收入回报的差距相当明显。对于家庭规模和人均劳动力人口变量，为了保证分解结果的可得性，我们在分解的时候把它们合并在了一起，在结果中，我们发现，该变量只有在基尼系数中为正，在其他几个变量中都为负，对于这一现象的解释，我们认为这主要是因为在农村中，家庭大小和人口负担率已经出现了趋同的现象。Wan（2006）通过对截面数据的分析证实，农户间家庭大小和人口负担率的不平等对于收入差距的影响在不断减小。对于人均土地面积，我们的结果发现该变量对于基尼系数以及广义熵指数的贡献度都小于 1%，而对阿特金森指数的影响甚至是负的，这也说明在我们的样本中，土地对于收入差距的贡献并不明显，甚至能够缓解收入差距，这其实与 / 非农就业比重0 很高的贡献度相一致，因为随着非农就业的比例的提高，农业收入的比重自然会降低，而农业收入主要来自土地上的产值，如果人均土地越少的家庭反而更多地外出打工，从而获得更高的总收入，那么，人均土地对收入差距的贡献很小，甚至为负，就

可以理解了。此外,由于我们考虑的仅仅是农户所分得的土地,这使得家庭间人均土地面积比较平均,这也使得人均土地对收入差距的贡献不大。对于党员的作用,我们的结果发现它对于收入差距的影响并不大,对三个指数的贡献度都只有 016%,这一发现与 Morduch and Sicular (2002) 的发现相一致,他们的研究结果证实党员数量对于家庭收入差距的影响并不太大,其中对基尼系数的影响只有 0142%。对于度量劳动力经验的 / 劳动力平均年龄 0, 在三个指标中都只有 012% 的贡献度,这可能是因为在中国农村劳动力所从事的工作中,年龄的增加虽然可能会增加工作经验但同时也意味着体力的下降,所以,其对收入的影响系数很小,且不显著。

## 六、不同地区社会网络对收入差距贡献的比较

在这一部分中,我们试图依据市场化指数对样本按照区域进行分组考察<sup>11</sup>,从而通过比较来考察在市场化程度不同的省份,社会网络对于收入差距的贡献有何差异。为保证研究结果的一致性和可比性,我们仍旧采用第四、五部分所使用的基于回归方程的分解方法。首先,我们按照市场化指数将样本分为东部和中西部地区,东部省份包括河北、辽宁、北京、山东、江苏、浙江、福建、广东和海南,这些省份不但市场化指数都在 6 以上,而且在地理和政策上都较早享受到了改革开放所带来的先发优势,对于其他的样本所属省份,我们把它们归为中西部地区,包括河南、湖北、广西、甘肃、内蒙古、陕西、江西、山西、湖南、吉林、四川、宁夏和黑龙江,在中西部地区的省份中除了四川的市场化指数刚好为 6103 之外,其余都低于 6,但是考虑到四川仍旧拥有较大份额的农业人口以及从地理位置上算西部,因此我们还是将它归为中西部地区样本组。

### (一) 收入方程的决定以及回归结果

收入决定方程与本文第四部分的相一致。通过对东部和中西部地区的数据分组后进行单独回归,我们得到了表 6 的回归结果。

从表 6 中我们看到,社会网络的两个变量的估计系数在东部和中西部地区都显著异于零,并且它们在东部地区的系数都要大于中西部地区。在控制其他因素的情况下,每增加一个 / 在城里和政府部门工作的亲友数 0, 可以为东部地区的家庭人均带来 615% 的增长,相比之下,中西部地区家庭却只能增加 513% 的收入;同样地,每增加 10% 的 / 春节婚丧嫁娶支出比重 0 为东部

<sup>11</sup> 为了检验对样本分组的必要性,我们对东部和中西部地区这两组数据做了 F 检验,结果证实东部和中西部地区的收入决定方程具有系统性差异,具体请参见附录。

地区家庭收入带来的增加可以达到 81 9%，而中西部地区家庭却只有 31 1%，差距非常明显。<sup>12</sup>这一结果证实了 Lin（2001）的推断，他认为社会资本不平等的一种途径是 / 回报0 欠缺（return deficit），即一定质量或者数量的社会资本对于不同社会群体的成员会产生不同的回报或者结果。

表 6 东部和中西部地区的回归结果

| 变量       |                   | 回归结果       |        |            |        |
|----------|-------------------|------------|--------|------------|--------|
| 变量组      | 变量                | 中西部        |        | 东部         |        |
|          |                   | 估计系数       | 标准差    | 估计系数       | 标准差    |
| SN       | 亲友数               | 0.052***   | 0.012  | 0.063***   | 0.020  |
|          | 人情支出比             | 0.268      | 0.171  | 0.636**    | 0.275  |
|          | 家庭人口              | - 0.020    | 0.030  | 0.130***   | 0.040  |
| FC       | 人均劳力数             | 0.522***   | 0.197  | 1.161***   | 0.256  |
|          | 男性劳力比重            | 0.247***   | 0.095  | 0.368**    | 0.178  |
|          | 非农劳力比重            | 0.630***   | 0.094  | 0.492***   | 0.133  |
| OC       | 人均土地              | 0.033**    | 0.016  | 0.037**    | 0.030  |
| HC       | 年龄                | 0.0003     | 0.0003 | - 0.0005   | 0.0006 |
|          | 教育                | 0.096***   | 0.017  | 0.140***   | 0.027  |
|          | 教育平方              | - 0.003*** | 0.0006 | - 0.003*** | 0.0001 |
| PC       | 党员                | - 0.18     | 0.245  | 0.397      | 0.304  |
| Constant | a <sub>0</sub>    | 6.794***   | 0.333  | 5.02***    | 0.404  |
| FE       | 村哑变量              | 是          |        |            |        |
| FV       | 调整 R <sup>2</sup> | 0.45       |        | 0.48       |        |
| 样本量      |                   | 360        |        | 567        |        |

注：<sup>1</sup> 用来控制村庄固定效应的村庄哑变量的估计系数和标准差省略；<sup>°</sup> \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

（二）基于东部和中西部地区回归结果的分解

虽然前一部分我们通过农户家庭社会网络对于收入的偏效应在东部和中西部地区进行对比，发现它的偏效应在市场化程度和经济发展水平更高的东部地区更大，但这还不足以让我们判断社会网络对于农户间收入差异的贡献

<sup>12</sup> 从东部和中西部地区的计量结果来看，两个社会关系网络的回报在东部地区都更高，而且人情支出比重在东部地区有更高的回报，而在中西部地区回报更低，且不显著。这也说明，社会网络可能在缺乏获取回报的地区有/ 无效0的部分，即由中国传统文化和习俗所造成的/ 礼品支出0在一定程度上具有/ 文化依附性0和/ 关系维持性0。此外，考虑到/ 礼品支出0具有/ 刚性支出0这一性质，特别是对于中西部地区一些低收入家庭可能出现/ 收入0和/ 礼品支出0倒挂现象，即低收入家庭由于/ 刚性礼品支出0引起/ 人情支出占日常支出的比重0反而更高，因此我们做了收入 and 该变量的相关性检验，发现对于总体样本而言，相关系数为 0.1389，而对于东部地区和中西部地区样本则分别为 0.2795 和 0.1433，这说明在我们的样本中，中西部地区家庭的/ 人情支出比重0的刚性现象可能并不明显。此外，我们还做了收入分组检验，将样本按照收入高低分成 5 个组别，然后比较/ 礼品支出比重0随收入组别的变化情况，结果发现，总体而言，/ 礼品支出比重0随着收入的增加有比较明显的增加，这说明在我们的样本中，/ 收入0和/ 礼品支出比重0倒挂现象并不严重（限于篇幅，我们在文中不过度涉及，具体检验结果，读者可来信索取）。

在不同的地方会有怎样的不同。为了回答这个问题,在接下来的部分中我们将仍旧采用同样的方法对收入差距进行分解。首先,基于上一部分对东部和中西部地区的收入决定方程,我们对两组数据分别进行收入差距分解;然后将影响收入的因素对收入差距的贡献在不同的地区间进行比较。经过分解,我们得到了表7的分解结果。

从表7的分解结果我们看到,影响收入差距的因素在不同的收入不平等指数下的排序基本相同,特别是贡献度较大的前五个因素在任何指数和地区样本中都排在前五位。并且,这些因素的贡献度不仅明显高于排名后四位的因素,而且符号也都保持一致,这保证了我们结果的稳健性。

对于社会网络变量,我们看到它对基尼系数的总贡献尽管在两个地区都排在第四位,但是在东部地区却达到了171.8%,而在中西部地区只有121.9%,差距非常明显。阿特金森指数和广义熵指数的分解结果同样说明了社会网络总量的不平等对收入差距的影响在东部地区比在中西部地区高得多。<sup>13</sup>

/家庭在城里和镇政府工作的亲友人数0变量对于中西部地区农户收入差距的贡献要略高于东部地区,这主要是因为中西部地区的样本在该变量上的分布相对于东部地区样本而言更加不平等,换句话说,中西部地区家庭对该资本的拥有量表现出更大的不平等,而在东部地区,/家庭在城里和镇政府工作的亲友人数0的贡献主要是因为它对收入有较高的偏效应。我们的推断可以从表2对该变量的统计描述中找到证据,中西部地区农户家庭中/城里和镇政府工作的亲友人数0的标准差为31.34,高于东部地区家庭的21.53。因此,我们认为对于该变量的贡献度在中西部地区和东部地区的相似性并不意味着该变量对收入差距的贡献在不同的地区没有差别或者与市场化 and 经济发展水平相反,相反,这恰恰意味着市场化 and 经济发展水平越高的地区,它的贡献反而是越强的,因为该变量本身在中西部地区更不平均的分布更多的是外生决定的,而它的偏效应却在东部地区更大,部分抵消了该变量本身在东部地区分布更平均的影响。我们必须注意到一种可能的趋势:如果东部地区家庭在这种社会网络上的回报不断加大,那么它对于东部地区农户家庭收入不平等的贡献将可能进一步加剧。

另一衡量社会网络的/春节和婚丧嫁娶支出占家庭日常总支出的比重0变量对于家庭收入不平等的影响在东部和中西部地区存在显著差异,在东部地区,该变量的贡献度达到了81.1%,远高于中西部地区的21.7%,我们认为这主要是因为该变量的偏效应在东部地区比在中西部地区要大,因为我们从

<sup>13</sup> 尽管在采用后两种指标时,分解结果显示/社会网络0在中西部地区的贡献度排在第三位,但是,造成这一结果的原因主要是中西部地区/教育0变量的贡献相对较低,从而使得/社会网络0变量相对更重要。

表 7 分地区收入差距分解结果

| 变量         | 贡献(%) |       |          |       |                 |       | 排序   |    |          |    |                 |    |
|------------|-------|-------|----------|-------|-----------------|-------|------|----|----------|----|-----------------|----|
|            | Gini  |       | Atkinson |       | GE <sub>0</sub> |       | Gini |    | Atkinson |    | GE <sub>0</sub> |    |
|            | 中西部   | 东部    | 中西部      | 东部    | 中西部             | 东部    | 中西部  | 东部 | 中西部      | 东部 | 中西部             | 东部 |
| 村哑变量       | 37.5  | 26.4  | 40.4     | 28.0  | 40.1            | 28.0  | 1    | 1  | 1        | 2  | 1               | 2  |
| 非农劳力比例     | 23.7  | 18.4  | 26.1     | 21.2  | 26.4            | 21.7  | 2    | 3  | 2        | 3  | 2               | 3  |
| 教育         | 13.5  | 25.7  | 11.6     | 29.8  | 11.6            | 29.9  | 3    | 2  | 4        | 1  | 4               | 1  |
| 社会网络       | 12.9  | 17.8  | 12.8     | 16.7  | 12.8            | 17.9  | 4    | 4  | 3        | 4  | 3               | 4  |
| 包括：亲友数     | 10.2  | 9.3   | 11.0     | 8.8   | 11.0            | 8.9   |      |    |          |    |                 |    |
| 人情支出比      | 2.7   | 8.5   | 1.8      | 7.9   | 1.8             | 8.0   |      |    |          |    |                 |    |
| 男性劳力比例     | 7.5   | 5.5   | 7.5      | 5.4   | 7.7             | 5.6   | 5    | 5  | 5        | 5  | 5               | 5  |
| 家庭人口和人均劳力数 | 2.9   | 4.5   | 1.2      | 0.03  | 1.1             | -0.8  | 6    | 6  | 6        | 7  | 6               | 8  |
| 人均土地       | 1.2   | 0.2   | -0.05    | -2.0  | -0.2            | -2.3  | 7    | 8  | 8        | 9  | 9               | 9  |
| 党员         | -0.04 | 1.6   | -0.09    | 1.3   | -0.09           | 1.4   | 9    | 7  | 9        | 6  | 8               | 6  |
| 劳动力平均年龄    | 0.8   | -0.02 | 0.7      | -0.34 | 0.7             | -0.38 | 8    | 9  | 7        | 8  | 7               | 7  |
| 总计         | 100   | 100   | 100      | 100   | 100             | 100   |      |    |          |    |                 |    |

表 2 中看到这种社会网络的分布状况在东部地区和中西部地区没有太大区别, 它们的标准差非常接近。因此, 我们推测这一变量对于农户收入差距的贡献在东部地区和中西部地区的差异主要是由于, 人情支出的回报在东部地区更高, 这可能是因为东部地区相对中西部地区经济更加发达, 从而拥有更多的经济资源和机会, 这使得东部地区的农村家庭更容易借助于社会网络获得收入。

表 7 中 / 村的哑变量 0 对于收入差距的贡献在东部和中西部地区依旧发挥着显著作用。农户家庭收入差距可以分为村庄之间 (between2villages) 和村民之间 (within2village) 的差距, 而村庄之间的差距对于农户收入的影响至关重要, 村庄的哑变量包含了村的所有特征, 包括基础设施、地理位置、自然环境等对村庄之间收入差距具有重要影响的因素。我们发现, 村庄哑变量的贡献在东部地区要明显小于中西部地区, 对基尼系数的贡献只有 24%, 而中西部地区却达到 371.5%。

/ 家庭非农就业比例 0 的贡献在中西部地区比在东部地区要大, 在中西部地区, 其对基尼系数的贡献为 231.7%, 而东部地区只有 181.4%。这主要是因为 / 家庭非农就业比例 0 在中西部地区对于家庭收入的偏效应更大, 因为从表 2 中可以看到该变量在东部和中西部地区的标准差并没有明显差异, 我们认为, 非农就业对收入的偏效应在中西部地区更大的原因主要在于那里的收入基数较小, 非农产业的发展水平相对较低, 因此 / 家庭非农就业比率 0 所引起的收入增长更多。

特别需要指出的是, / 教育 0 因素对于农户家庭收入的影响不仅在东部地区要明显高于中西部地区, 而且在东部地区的贡献度排名相比其他因素上升得最快, 在阿特金森指数和广义熵指数指标下甚至排在了第一位, 结合表 2 和表 6, 我们认为这主要是因为教育对于东部地区家庭的偏效应要明显高于中西部地区, 因为它们的标准差在东部地区甚至低于中西部地区, / 教育 0 因素对于收入差距的贡献在东部地区明显偏高的事实说明, 对于农村居民而言, 由更高的市场化和经济发展水平所带来的经济机会能够使教育要素获得更多的回报。

/ 男性人口的比例 0 变量的贡献在中西部地区比东部地区要大, 这可能主要是因为该变量在中西部地区的分布比东部地区更加不平均, 因为表 2 中该变量在中西部地区标准差要高于东部地区, 而表 6 中, 该变量的回报反而在中西部地区更低。特别需要指出的是, / 党员比例 0 对于中西部地区收入差距的贡献是负的, 而东部地区则为正, 我们认为这主要是因为党员代表着一定的政治资本, 而政治资本必须在有经济资源可以被它利用的时候对收入发挥作用, 但是对于中西部地区而言, 很多村庄可以被政治力量动用的经济资

源较少，相反，党员需要花费更多的精力投入到村民事务中去，从而减少了经济收入。这从表 6 中 / 党员比例0 在中西部地区的偏效应为负，而东部地区该系数为正得到证实，因此，它在东部地区会加剧农户间的收入差距，而在中西部地区却能够缩小收入差距。

## 七、结 论

本文考察了社会网络对于中国农村居民收入差距的贡献，更为重要的是，本文还考察了这种贡献在市场化 and 经济发展水平不同的地区有何差异。本文的主要发现包括以下两点：

(1) 中国农村居民的社会网络能够显著地增加家庭收入，另外，农户之间社会网络的不平等对于农户收入差距的贡献达到 121 1% ) 131 4%，仅次于村哑变量、非农就业比重和教育，位居第四。高收入者不仅拥有更多的社会网络，而且从社会网络中获得的回报也更高。进而我们认为，社会网络并非仅是 / 穷人的资本0，而是对富人也很有利。

(2) 社会网络作为一种非市场力量，在市场化 and 经济发展水平更高的中国东部地区，对于家庭收入的回报不但没有减弱，反而得到了明显的增强。而且，这种回报的差异使得社会网络对于中国农村居民收入差距的贡献更高，这说明在市场化 and 经济发展的过程中，富人从社会网络中获得的收益将愈加多于穷人，再次证实了社会网络是 / 富人的资本0。

本文的其他一些发现也是值得关注的。其中，我们发现教育作为最主要的人力资本变量的重要性，不仅体现在它对于收入的偏效应在东部地区要高于中西部地区，更重要的是，由于教育的不平等而引起的收入差距在东部地区要远高于中西部地区。此外，在中国农村家庭收入差距中，村哑变量和非农劳力比重是最重要的贡献因素，男性劳力比率对收入差距的贡献为 51 2% ) 51 8%，而家庭人口和人均劳动力、人均土地、党员劳动力平均年龄这些因素对收入差距的贡献较小。

由于本文使用的是中国农村家庭的样本，因此，对于同样的发现在城市是否仍然成立我们仍然不得而知。另外，我们考察的社会网络是家庭层面的，而且属于 / 强关系0 的范畴<sup>14</sup>，但是社区层面的社会网络又会对家庭收入和家庭间收入差距造成什么影响？在发达国家普遍具有影响的 / 弱关系0 对收入差距的贡献如何？此外，社会网络资本发挥经济效应的机制

<sup>14</sup> 参照 Lin(2001) 的划分标准，他认为在中国社会中，包括整个家庭直系和旁系亲属在内的社会网络和好友都算 / 强关系0。

是什么？是通过与其他诸如物质资本、人力资本等结合起作用还是作为一种独立资本而实现经济回报？这些问题都有待进一步的研究。更为重要的是，在市场化程度更高的东部地区社会网络对收入水平的提高和收入差距的贡献都更大，这都是相对于市场化才刚刚开始的状态而言的。在未来，如果正式制度或者规范不断完善，社会网络对收入水平和收入差距的作用会发生什么样的变化我们也不得而知。对于这些问题，我们都将继续研究。

了解社会网络的作用在中国市场化过程中如何发生变化，将有助于我们更好地理解 and 把握中国市场化改革的方向和类型，它关系到中国将建成一个完善的市场经济体制，还是一个被各种非市场力量嵌入的市场体制。<sup>15</sup> 一个难以否认的既成事实是，基于历史和家庭背景的社会网络在不同的人群和家庭之间的分布往往是 / 先天 0 不均匀的，从而有碍起点公平的实现。如果我们不能够消除这种 / 先天的不公 0，那么也不该让这种缺陷成为 / 后天的劣势 0。随着经济的发展和市场的扩大，人们更愿意生活在一个规则清楚、机会公平、竞争平等的社会里。因此，非市场的力量和市场化的力量在中国转型过程中如何相互作用和共同演进将是一个值得深入研究和探讨的课题。

## 附 录

为了验证我们将数据分成东部和中西部地区分别回归的必要性，我们对东部和中西部地区这两组数据做了 F 检验。

首先我们构造一个受约束模型 (restricted model)，即只包括地区哑变量以及其他决定收入的变量：

$$\text{Ln}y_{ij} = a_0 + B_1 \text{AR} + B_2 \text{SN}_{ij} + B_3 \text{FC}_{ij} + B_4 \text{OC}_{ij} + B_5 \text{HC}_{ij} + B_6 \text{PC}_{ij} + B_7 \text{FE}_{ij} + u_i$$

上式中 AR 为地区哑变量，我们取东部地区为 1，中西部地区为 0，计算得到 SSR<sub>r</sub> 约等于 4941.3。

接下来我们再构造不受约束模型 (unrestricted model)，即不仅包括受约束模型中的变量，还包含地区和其他所有解释变量的交互项：

$$\begin{aligned} \text{Ln}y_{ij} = a_0 + B_1 \text{AR} + B_2 \text{SN}_{ij} + B_3 \text{AR} @ \text{Var} + B_4 \text{FC}_{ij} + B_5 \text{OC}_{ij} \\ + B_6 \text{HC}_{ij} + B_7 \text{PC}_{ij} + B_8 \text{FE}_{ij} + u_i \end{aligned}$$

上式中 Var 表示包括 SN、FC、OC、HC、PC 在内的因变量，AR@Var 表示地区和所有因变量的交互项，计算得到 SSR<sub>ur</sub> 约等于 4841.1。

再定义 F 统计量为：

<sup>15</sup> Stiglitz(2000) 认为，中国过去二十多年的成功转型很大部分得益于能够很好地保留甚至发展社会资本。他定义的社会资本是指存在于中国转型之前的公民信任、合作行为以及遵守基本的行为准则，而并没有考虑社会网络这一重要的社会资本表现形式。

$$F = \frac{SSR_r - SSR_{ur}}{SSR_{ur} / (n - k - 1) / q}$$

式中  $q$  为从不受约束模型到受约束模型所施加的约束数，在本文中为 11；其中  $n - k - 1$  为不受约束模型的自由度，为 856。通过计算得到  $F$  统计量为 11.64，大于 10% 的临界值。因此，通过  $F$  检验表明东部和中西部地区的收入决定方程确实有系统性的差别，这证明了我们分组检验的必要性。

## 参 考 文 献

- [1] Bastelaer, V., / Does Social Capital Facilitate the Poors Access to Credit? A Review of the Micro2 economic Literature0, Social Capital Initiative No. 8, Washington DC: World Bank, 2000.
- [2] Bian, Y., / Guanxi Capital and Social Eating in Chinese Cities: Theoretical Models and Empirical Analyses0, in Lin, N., K. Cook, R. Burt, and A. Gruyter (eds), Social Capital: Theory and Re2 search, New York, Aldine Transaction, 2001.
- [3] Blinder, A., / Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates0, Journal of Human Resources, 1973, 8(4), 436) 455.
- [4] Deaton A., The Analysis of Household Surveys. Baltimore: John Hopkins University Press, 1997.
- [5] Dinardo, J., N. Fortin, and T. Lemieux, / Labor Market Institutions and the Distribution of Wa2 ges, 1973) 1992: A Sem2parametric Approach0, Econometrica, 1996, 64(5), 1001) 1044.
- [6] 高梦滔、姚洋, / 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本?05 经济研究6, 2006 年第 12 期, 第 71- 79 页。
- [7] Grootaert, C., / Social Capital: The Missing Link?0 Chapter 6 in Expanding the Measure of Wealth2Indicators of Environmental Sustainable Development, Washington DC: World Bank, 1997.
- [8] Grootaert, C., / Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia0, Policy Research Working Paper No. 2148, Washington DC: World Bank, 1999.
- [9] Grootaert, C., / Does Social Capital Help the Poor: A Synthesis Findings from the Local Level In2 stitutions Studies in Bolivia, Burkina Faso and Indonesia0, Local Level Institutions Working Paper No. 10, Washington DC: World Bank, 2001.
- [10] 樊纲、王小鲁, 5 中国市场化指数)) 各地区市场化相对进程报告(2002)6。北京: 经济科学出版社, 2004 年。
- [11] Fields, G., and G. Yoo, / Falling Labor Income Inequality in Koreaps Economic Growth: Patterns and Underlying Causes0, Review of Income and Wealth, 2000, 46(2), 139) 159.
- [12] Jacobos, J., The Death and Life of Great American Cities. New York: Random House, 1961.
- [13] Jalan, J., and M. Ravallion, / Household Income Dynamics in Rural China0, Policy Rearch Work2 ing Paper No. 2706, Washington DC: World Bank, 2001.
- [14] Knight, J., and L. Yueh, / The Role of Social Capital in the Labor Market in China0, Department of Economics Discussion Paper, Oxford University, 2002. (中译本:/ 社会资本在中国劳动力市场中的作用0, 载李实、佐藤宏主编, 5 经济转型的代价)) 中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析6。北京: 中国财政经济出版社, 2004 年, 第 310- 346 页。)

- [15] Knight, J., and S. Li, / Cumulative Causation and Inequality among Villages in China<sup>0</sup>, Oxford Development Studies, 1997, 25(2), 149) 172.
- [16] Li, G., and X. Zhang, / Does Guanxi Matter to Nonfarm Employment? Journal of Comparative Economics, 2003, 31(2), 315) 331.
- [17] Li, H., P. Liu, N. Ma, and J., Zhang, / Economics Returns to Communist Party Membership: Evidence from Chinese Twins<sup>0</sup>, Working Paper, Chinese University of Hong Kong, 2005.
- [18] Lin, N., A Theory of Social Structure and Action. Cambridge University Press, 2001. (中译本: 林南, 5 社会资本: 关于社会结构与行动的理论<sup>6</sup>, 张磊译。上海: 世纪出版集团上海人民出版社, 2005 年。)
- [19] Lu, M., H. Sato, and S. Zhang / Does Social Capital Help Households Cope with Natural Disaster during Marketization? Evidence from Rural China<sup>0</sup>, Working Paper, Fudan University, 2008.
- [20] Luke, N., and K. Munshi, / New Roles for Marriage in Urban Africa: Kinship Networks and the Labor Market in Kenya<sup>0</sup>, Review of Economics and Statistics, 2006, 88(2), 264) 282.
- [21] Montgomery, D., / Social Networks and Labor Market Outcomes: Towards an Economic Analysis<sup>0</sup>, American Economic Review, 1991, 81(5), 1408) 1418.
- [22] Morduch, J., and T. Sicular, / Rethinking Inequality Decomposition) with Evidence form Rural China<sup>0</sup>, Economic Journal, 2002, 112(1), 93) 106.
- [23] Morduch, J., and T. Sicular, / Politics, Growth, and Inequality in Rural China: Does It Pay to Join the Party? Journal of Public Economics, 2000, 77(3), 331) 356.
- [24] Munshi, K., / Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the US Labor Market<sup>0</sup>, Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(2), 549) 599.
- [25] Munshi, K., and M. Rosenzweig, / Traditional Institutions Meet the Modern World: Caste, Gender, and Schooling Choice in a Globalizing Economy<sup>0</sup>, American Economic Review, 2006, 96(4), 1225) 1252.
- [26] Narayan, D., and L. Pritchett, / Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania<sup>0</sup>, Policy Research Working Paper No. 1796, Washington DC: World Bank, 1997.
- [27] Oaxaca, R., / Male and Female Wage Differentials in Urban Labor Market<sup>0</sup>, International Economic Review, 1973, 14(3), 693) 709.
- [28] Peng, Y., / Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy<sup>0</sup>, American Journal of Sociology, 2004, 109(5), 1045) 1074.
- [29] Putnam, R., R. Leonardi, and R. Nanetti, Making Democracy Work: Civic Tradition in Modern Italy. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [30] Shorrocks, A., / Inequality Decomposition by Factor Components<sup>0</sup>, Econometrica, 1982, 50(1), 193) 211.
- [31] Shorrocks, A., / The Impact of Income Components on the Distribution of Family Income<sup>0</sup>, Quarterly Journal of Economics, 1983, 98(2), 311) 326.
- [32] Shorrocks, A., / Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework based on the Shapley Value<sup>0</sup>, mimeo, Department of Economics, University of Essex, 1999.
- [33] Stiglitz, J., / Formal and Informal Institution<sup>0</sup>, in Dasgupta, P., and I. Stiglitz (eds), Social Capital: A multifaceted Perspective. Washington, DC: World Bank, 2000.
- [34] Stiglitz, J., A. Hussain, and N. Stern, / Chinese Reforms from a Comparative Perspective<sup>0</sup>, in Hammond, P., and G. Myles (eds), Incentives, Organization, and Public Economics: Papers in Honor of Sir James Mirrlees. Oxford University Press, 2000, 243) 277.

- [35] 田士超、陆铭, / 教育对地区内收入差距的贡献: 来自上海微观数据的考察, 5 南方经济 6, 2007 年第 5 期, 第 12) 21 页。
- [36] Walder, A. , / Income Determination and Market Opportunity in Rural China, 1978) 1996, Journal of Comparative Economics, 2002, 30(2), 354) 375.
- [37] Wan, G. , / Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-based Approach, Journal of Comparative Economics, 2004, 32(2), 348) 363.
- [38] Wan, G. , M. Lu, and Z. Chen, / The Inequality-Growth Nexus in the Short and Long Run: Empirical Evidence from Rural China, Journal of Comparative Economics, 2006, 34(4), 654) 667.
- [39] Wan, G. , M. Lu, and Z. Chen, / Globalization and Regional Income Inequality: Empirical Evidence from within China, Review of Income and Wealth, 2007, 53(1), 35) 59.
- [40] Wan, G. , and Y. Zhang, / The Impact of Growth and Inequality on Rural Poverty in China, Journal of Comparative Economics, 2006, 34(4), 694) 712.
- [41] Wan, G. , and Z. Zhou, / Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data, Review of Development Economics, 2005, 9(1), 107) 120.
- [42] Wang, X. / Income Inequality and Its Influencing Factors, Working Paper No. 126, UNU-WIDER, 2006.
- [43] Wooldridge, J. , Introductory Econometrics: A Modern Approach. Cincinnati: South-Western, Thomson Learning, 2003. (中译本: 伍德里奇, 5 计量经济学导论: 现代观点, 费剑平、林相森译。北京: 中国人民大学出版社, 2003 年。)
- [44] 许庆、田士超、徐志刚、邵挺, / 农地制度、土地细碎化与农民收入不平等, 5 经济研究 6, 2008 年第 2 期, 第 83- 92 页。
- [45] Yan, Y. , The Flow of Gifts: Reciprocity and Social Networks in a Chinese Village. Palo Alto, California: Stanford University Press, 1996.
- [46] 张爽、陆铭、章元, / 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, 5 经济学(季刊) 6, 2007 年第 6 卷第 2 期, 第 539- 560 页。

## The Contribution of Guanxi to Income Inequality in Rural China and a Cross-regional Comparison: a Regression-based Decomposition

JIANZHI ZHAO MING LU  
(Fudan University)

**Abstract** Our paper aims at examining the impacts of social networks, the most important category of social capital, on income and income inequality of rural households. Moreover, we intend to understand how these impacts vary across regions with different levels of marketization and economic development. Employing household survey data from rural China, our empirical results demonstrate that social networks contribute 12.1% ) 13.4% to the

income inequality among households in rural China, ranking the fourth after village fixed effects, non2farm employment and education. In eastern China where marketization and the level of development are higher than in middle and western China, social networks have a larger impact on income and greater contribution to income inequality.

JEL Classification O15, Z13, P36