

◆ 万海远 李 实¹
Hai-yuan Wan Shi Li

关系网对中国农村收入不平等的贡献：夏普里分解方法

The Contribution of Social Networks to Income Inequality in Rural China: A Shapley Decomposition Analysis

摘 要：通过基于回归方程的 Shapley 分解方法，我们估计了关系网的回报率，同时也分解了社会关系网络因素对收入不平等的贡献程度。在考虑关系网与收入水平相互影响的内生性问题之后，我们发现关系网具有正向的收入回报率，并随着个体收入水平的增加而增加。因为这个原因，高收入人群更有可能（也有能力）去投资于社会关系网络，从而得到一个更高的回报率，最终形成一个良性循环趋势。总体来看，关系网络能够解释整体收入不平等程度的 11%，贡献程度列第 4 位，排在资产、家庭特征与村庄固定效应之后。同时，在高收入阶层，关系网对收入不平等的贡献要远远高于它在低收入阶层的贡献。结果就是穷者越穷，富者越富，也就是通常所谓的“马太效应”。除此之外，关系网在东部市场化水平更高的地方回报率也更高，这表明关系网络作为一种非市场力量能够很好地与市场化力量共融，所以说，它与市场化是一种互补而不是替代的关系。

关键词：农村收入不平等，关系网，夏普里分解方法，收入方程，马太效应

中图分类号：F323.8 文献标识码：A

Abstract: By using data collected by the China Household Income Project Survey (CHIPS) in 2002, we adopt a Shapley method to analyze the return rate of social networks to income in rural areas, and decompose its contribution to income inequality. After taking the causality problem between social networks and income into consideration, we find that the return rate of social network is positive and increases with the income level. Because of this, stronger social

¹作者简介：万海远，国家发展与改革委员会社会发展研究所，邮政编码：100038，邮箱：why842000@163.com；李实，北京师范大学经济管理学院教授；中国收入分配研究院执行院长，邮政编码：100875，邮箱：lishi@bnu.edu.cn。

networks induce a much higher return rate of social networks to income and vice versa. More importantly, social networks can explain 11% of total income inequality on average, which ranks after the household assets, family characteristics and village fixed effects. And they make much higher contribution to income inequality for the high-income group than for the low-income group. As a result, the wealthy gets wealthier, the poor get poorer, and the Matthew effects come into effect. Social networks are also found to coexist with free market forces, because the regions with high marketisation level also have higher return rates for social networks. Hence, social networks seem to be complementary rather than substitute to formal market forces.

Keywords: rural income inequality; social networks; Shapley decomposition; income function; Matthew effect

一、引言

近年来,非市场力量对收入的影响已逐渐被主流经济学家所接受,有越来越多的文献开始集中研究非市场力量与收入不平等的关系,社会关系网在劳动力市场的积极作用也被相关的文献所证实。作为影响收入水平的一个因素,社会关系网在传统的中国农村社会扮演着越来越重要的角色。事实上,社会关系网在个体层面上确实能够增加个体的收入,因为个体之间的密切往来能给劳动者带来充分的就业信息以获取更好的工作;而个体之间的信息共享与机会合作,也能进一步分散他们在劳动与资本市场的风险。另外,从宏观层面上,社会关系网络也能减少经济社会的摩擦与交易成本,从而有利于整个经济的增长和社会的快速发展,这一点对欠发达国家来说尤其重要。

然而,有关社会网络对收入不平等的实证研究结果仍是不确定的。在理论上,一方面,社会关系网络能够减少收入差距,因为穷人拥有更少的社会资本。根据边际收益率递减的规律,穷人的社会资本回报率会更高,从而有利用穷人;而且,最低收入的家庭更可能借助于社会资本来摆脱贫困,因此,社会资本是“穷人的资本”(Grootaert, 1999; Smith, 2005; Halpern, 2005), Grootaert (2001) 在玻利维亚, Halpern (2005) 在美国的研究都证实了这一点。另一方面,社会关系网络也能进一步恶化收入不平等,因为富人的恩格尔系数更低,可以把更多比例的资源用于编织更强大的社会关系网络 (Montgomery, 1991; Oreopoulos, 2003)。关于这一点, Zhao 与 Lu (2009) 的研究也认为,社会关系网的回报率随着收入水平的增加而增加,所以,社会关系网是加剧收入不平等的因素。

而在中国,有关这一问题的研究也同样存在很多争议。Guthrie et al (1998) 通过实证研究发现,社会网络在劳动力市场的作用随着时间的趋势在下降,因为非正式的力量(社会网络)正在逐渐被正式市场力量所取代,所以他认为社会网络对收入及收入不平等的作用越来越小。Fan (2007) 用 2004 年中国农村调查数据发现,社会网络起到一个公共物品的作用,它能有效地减少贫困,从而减轻收入不平等。更进一步的研究是 Wu (2007), 他用 1996 年的数据测算了 Gini 系数,并证明

社会网络对穷人的好处更大。然而一些社会学家却提出了不同的观点（Bian 与 Logan，1996）。他们认为在社会转型过程中，精英们掌握着权力，并充分利用他们的社会网络不断地攫取资源。市场改革被精英阶层所控制，市场与非市场力量的结合，从而使拥有较多社会网络的人在社会转型中能获得更高的回报，所以说，社会网络实际上增加了收入不平等。

总体来讲，现有的文献都赞同社会网络能增加个体收入，但对谁会从中受益更大这个问题还不是十分清楚。换句话说，社会网络对收入不平等的贡献仍然是不清晰的。为了回答这个问题，需要直接测量社会网络对收入不平等的影响。本文中，我们将在基于回归的 Shapley 分解方法基础上，利用中国住户调查数据（CHIP 2002）来测量社会网络对收入不平等的贡献。

Zhao 与 Lu(2009)是较早使用 Shapley 方法来研究社会关系网对中国收入不平等的贡献问题，他们发现社会网络的回报率在中国沿海省份要高于西部省份。与他们的研究相比，我们的样本量更多，而且进一步将收入水平分为 20 个分位组并分析了关系网络对不同收入组的贡献。最重要的是，我们利用了不同的指标来衡量社会网络，而 Zhao 与 Lu（2009）仅用了“送给朋友或邻居的现金和礼物数”这一变量，此外我们还加入了亲戚或朋友中是否有重要人物的哑变量来定义社会网络（Bian，2004）。另外我们还使用多种工具变量的方法，从而尽可能控制社会网络与收入之间的内生性问题，而这在以前的研究中并没有得到足够的重视。

本文的结构是这样安排的，第二部分进行文献综述；第三部分给出数据的描述并进行简单的统计分析；第四部分是收入方程，并在此基础上用 Shapley 方法分解社会网络对收入不平等的贡献；第五部分从横向与纵向两个维度进一步分析社会网络对收入不平等的作用，第六部分进行总结。

二、文献综述

关于社会网络和收入差距的文献有很多，比如 Granovetter（1973），Montgomery（1991），Calvo-Armengol 与 Jackson（2004）以及 McKenzie 与 Rapoport（2007）。本文接下来将主要从五个方面对相关文献进行阐述。

（一）社会网络的定义及衡量方式

2001 年以来，社会关系网的概念吸引了 900 多篇相关的文献，其中包括许多著名的社会学家、人类学家、政治学家、经济学家在内（Halpern，2005）。从现有文献来看，社会关系网能够促进经济繁荣、推动经济增长、发展金融市场、改善法制和政府管制、提高教育质量、增进个体健康、减少犯罪、增进社会福利等。然而，如何定义以及衡量“社会网络”仍然是一件比较困难却又急需解决的议题。

有关“社会网络”这一概念的定义众说纷纭，其中有代表性的有如下几个。Granovetter（1973）认为社会关系网是一种有效的不完全信息纠正机制，它能有效地减少交易成本并改进资源配置效率。而 Putman（1995）把社会关系网定义为：社会生活中使参与者协作行动以达到某种共同目标的一

种有效机制。Narayan 和 Pritchett (1999) 认为, 个体之间的社会关系网络是很多变量的一个复合函数, 包括个体性格、教育、年龄、社会习惯、成长环境等。Quillian (2006) 则把个体之间的社会关系网进一步区分为四类: 工作网络、相邻居住网络、各种集体网络 (战友)、宗族网络 (同一个家族)、学校网络。

经济学界普遍认同 Putman et.al (1993: 174) 关于社会网络的定义, 即“社会网络是人们之间的关系、连接以及责任感的集合, 通过社会网络人们可以共同协调行动, 从而提高个人以及社会的整体效率”。

而在微观计量的经验研究中, 主要有三类方式来衡量个体层面上的社会关系网络:

第一, 交往的频率和联系的密度。Teachman et al (1996) 使用美国全国教育综列数据研究了社会关系网的决定问题, 他们把“父子之间涉及到父亲上大学的经历、孩子上大学的计划等问题的谈话次数”来衡量父母与学术相关的社会关系网络。Burt (1992) 使用德国的数据, 把“同学之间通过电话时间的总量”来衡量社会关系网。

第二, 个体对相互关系的主观评价。以 Paxton (1999) 的研究为例, 文章使用了“评价你与最近联系的 10 个朋友之间的亲密程度” (共分 5 个等级), 用这个主观排序变量来衡量社会关系网的强度。Li 与 Huang 等 (2008) 的文章, 利用“广东社会变迁基本调查数据”研究了相邻居民之间的信任与关系网络问题, 其中就采用了个体对其邻居关系密切程度的一个主观评价来衡量社会关系网的大小。

第三, 个体之间为了维持良好的社会关系所花费的金钱与时间总量。以 Knight 与 Yueh (2002) 的研究为例, 他把“一年之内用于朋友交往的货币支出总和”来衡量社会关系网变量。类似的度量方法也被 Yueh (2004) 的研究中所采用, 文章使用了个体“用于亲戚朋友交往所花费的时间与金钱的乘积”来作为社会关系网的衡量指标。

(二) 社会网络影响收入及收入差距的途径

社会网络被认为可以通过很多渠道来增加个体收入, 如社会网络有助于求职、移民、职位晋升, 也可以帮助个体获得更好的教育机会、获得更高的大学成绩以及得到更高的劳动力市场绩效等 (Mckenzie 与 Rapoport, 2007; Calvo-Armengol et al, 2009; Burns et al, 2010)。本文将讨论其中三个主要渠道。

首先, 有效的信息可以帮助个人获得更高的社会地位以及找到更高收入的工作, 而社会网络则被认为是一种提供这些信息的有效工具 (Lin, 1999), 因此人们可以通过自身的社会网络获得有关的信息, 从而取得更高的社会地位和更好的工作。同时, 拥有更高社会地位的朋友或者亲戚也可以帮助个体提高获得高收入工作的概率。一些实证研究也证实了社会网络会影响收入水平的渠道机制, 如 Wilson 与 Aponte (1985) 的研究表明美国城市少数族群与城市中产阶级的隔离是这些少数族群持续贫困的原因之一。Taylor et al (2003) 的研究则指出社会网络可能是影响移民的重要因素

之一，因为社会网络能为这些移民提供大量的有关迁移目的地的平均工资、生活条件、住房情况等信息。

其次，对大多数人来说，社会网络也可以为他们自身提供有价值的、有效的资源。由于人们可以向其社会网络中的亲戚朋友借贷、融资或者寻求帮助，因此社会网络在日常投资和消费中扮演了很重要的角色。Bertrand et.al (2000) 指出，由于社会网络放松了个人的预算约束，因此人们可以达到自有资源无法达到的均衡水平。

第三，社会关系与人们间的相互合作还可以有效降低劳动力市场和资本市场上的风险。个体与社会网络中的其他人合作使得自己更有机会获得互补性资源（如技术共享），从而能更快的获得信息和相应技能、获得更多的劳动力市场资源、提高经济规模，最后实现成本共享和风险分摊（Calvo-Armengol 与 Jackson, 2004）。

（三）社会网络的收入效应

很多学者认为社会网络对劳动力收入具有显著的正面效应。而这一观点也已被很多研究所证实，如 Granovetter (1973)，Bian (2004)，Knight et al (2002)，以及 Yueh (2004)。Burns et al (2010) 指出“关系网络与经济运行密切相关，它使得个体之间有复杂而又密切的社会往来，使得信息的传播更加流畅，也使得关系网络中的成员更加便利地相互学习”。他们同时使用南非国家统计局 2001 年的数据做了一项经验研究，得出结论认为社会关系网确实对劳动力市场运行施加了显著的影响，它使得就业信息的交换变得更加便利，因为关系网的存在，个体就业的概率增加了 3% 至 12%，同时大约会增加 12% 的年收入。Wu (2007) 认为，个体在社会中的相对地位是反映其个人社会网络数量和质量的良好指标，那些具有更高社会地位的人也会认识更多掌握社会资源或者具有更高社会地位的人。在具有严格社会分层的中国传统农村中，这种关系网资本能直接影响个体的收入水平。处于较高地位的个体往往认识更多的人，而这些人本身都是拥有较强关系网的个体，所以，在社会所处的相对位置能较好地反映劳动者关系网的数量和强度。Knight 与 Yueh (2002) 使用中国住户收入调查数据 (CHIP) 研究了社会关系网的回报率问题，在实证分析中，他们使用“日常送礼支出”与“是否是中共党员”作为衡量社会资本的指标，认为关系网与中共党员身份可以被看成是一种“社会资本”。

Coleman (1988) 认为一个较强的社会关系网络可以通过更广泛的合作导致更高的产出。Wade (1994) 研究了印度南部不同村庄间在内部合作方面存在的差异，并认为村庄间的社会网络差异是导致不同村庄间收入差异的重要原因。而正是由于社会网络成员间的互相合作可以提高成员收入，因此那些具有更好社会关系网络的个体更容易获得非农就业的机会，从而更有可能获得更高的收入 (Montgomery, 1991; Calvo-Armengol 与 Jackson, 2004)。

在此基础上，一些学者进一步就社会网络对收入的正向效应进行了研究。其中一些学者指出社会网络与收入并不一定是简单的线性关系。如 Wahba 与 Zenou (2005) 在对 1998 年埃及劳动力市

场调查数据的研究中发现,找到工作的几率会随着个人社会网络数量的增加而增加,但这种边际效应是递减的,因此社会网络和收入并不是简单的线性关系。Rosenbaum et.al (1990) 的研究表明社会网络数量越多,劳动者的收入就越高;然而其回报率却逐渐降低,从而表明社会网络对收入的影响具有边际递减趋势。

然而,其他的一些研究则得出了相反的结论。一些研究表明社会网络对收入的递增效应呈递增趋势 (Simon 与 Warner, 1992), 甚至也有学者认为几乎没有什么持续的收入效应 (Bridges 与 Villemez, 1986)。一些研究认为由于其他因素的干扰,社会网络实际上并没有对收入产生很大的影响。如 Krishna (2000) 认为关系网与收入的正向联系可能来自于教育本身,他认为更高的教育水平可能同时导致更高的劳动收入与更强的关系网络。在考虑变量的内生性问题之后,关系网本身对收入水平几乎没有什么影响,这一点跟以往的结论大相径庭。Teachman et.al (1996) 则指出子女的教育水平取决于其父亲的社会网络。Coleman (1998) 认为较强的个人能力和具有外向型的性格使个体能够获得更高的收入水平,因为那些具有更强能力以及更外向性格的人会获得更多的社会资源,并且更善于经营自己的社会网络而更容易融入社会。因此,在考虑这个效应之后,社会网络对收入几乎没有什么影响。

(四) 社会网络对收入不平等的影响

首先,很多研究表明社会网络对收入差距具有扩大效应。有更强社会网络的人可以将更多的收入用来经营社会网络,因此,就像滚雪球一样,越有成就的人获得的成就和声誉就越高,而成就越低的人则越难提高。正如 Quillian 与 Rozlyn (2006) 所总结的,社会网络使得强势的更强势,弱势的更弱势,这就是所说的“马太效应”。一些在不同国家开展的实证研究,如 Narayan 与 Pritchett (1999) 在坦桑尼亚、Anderberg 与 Andersson (2007) 在英国、Ioannides 与 Linda (2004) 在美国、Calvo-Armengol et.al (2004) 在西班牙以及 Zhang et.al (2007) 在中国都发现了社会网络的这种“马太效应”。

同时,也有文献认为社会网络与收入差距之间存在着一种“非线性”的关系。Anderberg 和 Andersson (2007) 建立了一个收入差距与社会网络相互关联的模型,并在其中正式阐述了社会网络在收入差距形成中所起的特殊作用。他们的研究表明,高收入人群中社会网络对收入差距的贡献要比在低收入人群中更大。Calvo-Armengol 与 Jackson (2004) 则建立了一个个体通过社会网络获得信息的理论模型,他们的研究结果表明,尽管短期来看处于同一个社会网络的求职者因所获得的信息是具有竞争性的,因而社会网络中相互联系的求职者之间的收入和就业情况是负向的关系,但从长期来看这种关系却是正相关的。这一点也被 Wahba 和 Zenou (2005) 的研究所证实,他们使用 1998 年埃及的全国劳动力市场调查数据研究了关系网的回报率问题,得出结论认为,劳动者找到一份工作的概率随着关系网数量的增加而上升,但是增加的速度越来越慢,呈现一种边际递减的趋势。而且这种凹形变化的曲线在不同受教育程度人群之间存在着明显的不同,受过高等教育人群的

回报率曲线边际递减的速度更慢,而受过小学及以下教育人群组的回报率曲线在过一个阈值之后呈现加速递减趋势。相反的是, McKenzie 与 Rapoport (2007) 使用了墨西哥 MMP 数据研究了关系网的同群效应问题,发现劳动力迁移网络最初只存在于中产阶级(因为唯有中产阶级有这个动机和能力进行迁移),而这就增加了劳动力流出地的收入不平等。反过来,大量中产阶级的持续迁移又会通过关系网来降低未来迁移者的信息收集和和心理成本,从而加速了低收入阶层的劳动力迁移进度,从这个角度来说,关系网又减少了收入不平等。所以综合来看,对于迁出地来说,劳动力迁移网络首先会恶化收入不平等,然后再降低不平等程度,呈现一种倒 U 形状。

而就中国的情况而言, Yin et al (2006) 对中国城市收入差距进行分解后,认为隐形收入和腐败收入是造成中国收入不平等的因素之一,而实际上只有政府高层或企事业领导才有可能获取这部分的隐形和腐败收入,毋庸置疑,这部分人也是拥有较强社会关系网的群体。因此,社会关系网变量实际上是恶化了中国的收入分配状况。Zhao 与 Lu (2009) 通过对基尼系数和阿特金森指数的计算也证实了社会网络对收入差距的这种正向效应。Yin et al (2006) 的研究更表明中国收入流动性自 1998 年以来一直在显著下降,他们甚至推测随着市场化的进行,一些非市场力量如社会网络将会持续扩大收入差距。然而, Zhang et al (2007) 在测量中国农村市场化进程中社会网络对于贫困变化的作用时发现,当市场化水平提高时社会网络的收入回报率则相应降低。换句话说,社会网络缓解了收入差距的扩大,而这与现有文献的结论正好相反。

综上所述,现有研究文献对于社会网络的作用,尤其是社会网络对于收入差距的效应并没有达成一致的结论。社会网络本身是增加还是会降低收入不平等? 社会网络对于收入差距的贡献到底有多少? 这些问题的结论仍不清晰。

三、估计方法及数据描述

(一) 基于回归的分解方法¹

传统意义上,对收入差距的分解是按照人群组或收入分项来源来进行的。但传统的方法主要有两个问题:第一,研究者只能根据离散变量(如性别、地区、行业)来分解收入差距,而很难对连续变量进行分解。第二,如果自变量和因变量存在相关关系,则不可能对收入差距进行分解。所以,为解决这些问题,从 1970 年代起开始出现回归分解法。

最近,基于回归模型的分解技术在计量经济学领域得到了全面的发展(如 Shorrocks, 1999; Morduch 与 Sicular, 2002; Wan, 2004),并且有越来越多的学者开始使用这种回归分解方法对收入差距进行分解(Wan, 2007)。本文将主要采用 Shorrocks (1999), Morduch 与 Sicular (2002) 及 Wan (2004) 提出的 Shapley 值方法来分解收入不平等。该方法的基本思想是首先获得回归方程中一个自变量的平均值(如 X),然后把该自变量 X 的平均值和其他自变量的实际数据一起放进

¹很多文章都对基于回归分解方法进行了深入研究,如 Wan (2004)。

回归方程中进行回归,从而估计出收入变量并计算相应的收入差距指标。因为采用这样的方法所计算出的收入差距指标并不包含变量“X”对收入差距的影响,因此,计算出的收入差距指标与根据实际数据计算的收入差距指标的差值就是该变量 X 对整体收入差距的贡献。

该方法的好处是它适用于任何形式的收入函数和测量收入差距的任何指标,而不像大多数传统研究那样需要依赖于线性收入函数和基尼系数指标。更重要的是,Shapley 方法可以有效地解决常数项和残差项对收入差距的贡献问题,而且也能有效地解决连续变量的分解问题。

(二) 估计策略

Shapley 分解法的核心是将回归模型整合到 Shorrocks (1999) 的 Shalely 分解框架内。变量对收入差距的贡献可以被衡量成该变量被包含进模型和未被包括进模型时所测算的收入差距的差异。确切的说,主要有两个阶段:

首先,我们在家庭层面上对一个收入方程进行回归,在该回归中我们额外加入社会网络和政治资本两组变量。收入方程如下:

$$\text{Lny}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{SN}_{ij} + \alpha_2 \text{FC}_{ij} + \alpha_3 \text{OC}_{ij} + \alpha_4 \text{HC}_{ij} + \alpha_5 \text{PC}_{ij} + \alpha_n \text{FE}_{ij} + \mu$$

其中 Lny_{ij} 是村庄 j 家庭 i 的收入的对数形式¹, SN 代表社会网络, FC 是家庭特征向量, OC 是土地资产, HC 是家庭层面人力资本, PC 代表政治资本,而 FE 是村庄固定效应。

我们对收入采取对数形式。这是基于两点原因:首先,OLS 回归要求残差项服从正态分布,而通常收入的对数形式才满足这一条件;其次,如果选择线性模型,那么在理论与实践,我们都将很难对常数项的贡献进行分解。而在对数形式下,常数项对整体收入差距的贡献为零,所以我们不需要考虑对常数项进行分解的问题。

在估计社会网络对收入的效应时,我们也会面临收入和社会网络的内生性问题。理论上,收入变量也会反过来影响社会网络(Putman, 1995; Narayan 与 Pritchett, 1999)。中国农村的案例研究表明,借款的正式渠道仍受到很多限制,这对于那些贫困阶层的个体来说尤其如此(Jalan 与 Ravallion, 1999)。由于农民受到低收入和功能较差的信贷市场的限制,受到这些流动性约束的低收入农民很难转移到非农劳动力市场中去。因此,这些低收入的农民就无法投资更高层次的社交活动以获得更强的社会网络。

因此为解决内生性问题,我们使用工具变量法。我们考虑了四种变量作为社会网络的工具变量:村庄中家庭的数量(vh),村庄中劳动力的数量(kl),村庄中外出打工劳动力的数量(mn),以及 2002 年参加村民大会的次数(tm)。一个村庄的家庭数量和劳动力数量越多,个体越有可能认识更多的熟人。同时,在村庄里召开定期会议可以为农户提供更多的交流机会,从而增强农民社会

¹ 本文使用的是家庭收入而非个人收入,因为社会网络很难在家庭内部清晰的界定。因此我们使用家庭层面的数据来反映收入和其他自变量。

网络的数量和质量。最后,农民的社会网络随着迁移网络的扩大而增强,因为外出打工者拥有更多与外部劳动力市场相联系的信息和资源。换句话说,社会网络可以通过农民与外出打工的相互联系而得以增强。通过这四个工具变量,我们可以同时测量社会网络的规模(vh),密度(tm, kl)以及广度(mn)。同时,从理论上来看,村级变量也很难直接影响个体收入水平变量。总的来说,理论上,我们认为这四个变量可以作为社会网络变量的工具变量。接下来,我们还会对这些工具变量的外生性与有效性进行检验。

(三) 数据描述

本文使用的是 2002 年中国住户收入调查数据(CHIP)。该数据由国家统计局和中国社会科学院于 2003 年共同收集。该调查采用分层随机抽样方法收集了乡镇、村庄和农民的微观层面的可靠数据。它包含农村居民调查、城市居民调查和农村进入城市的暂住户调查的数据。本文所使用的数据为农村居民调查数据,它包含 9200 个家庭样本和 37969 个个人样本,覆盖全国 22 个省、直辖市和自治区。该问卷主要包括了以下的基本信息,如家庭收入、家庭消费、家庭资产、住房条件、与工作相关的主观问题、就业、移民和工作搜寻信息等。基于极端值会影响回归结果稳健性的考虑,本文缩尾了样本中收入分布中最高 0.5%和最低 0.5%的样本。

如前文所述,我们通过对家庭收入函数的估计来衡量社会网络对收入的影响。但我们仍需要对社会网络这一关键指标的测量进行更多的解释。第一,由于送礼在中国城乡普遍存在(Yan, 1996),而问卷也有关于“在中国新年(春节)期间,你总共送给其他的熟人和朋友多少现金和礼物?”这一问题,因此,我们将送礼支出比来作为衡量社会网络的变量(简称 snr)。选择该指标作为衡量社会网络的变量主要基于两个原因:首先,Yan(1996)的研究表明中国农村家庭通常花费其整体收入的 20%用来维持他们的社会网络关系。但是整体收入中也包含了一些临时性支出,而这些临时性支出并不适合作为“维护社会网络”的支出。因此,本文在计算时未包含临时性支出(如购买大型家电产品),从而避免了由于高估而造成的测量偏差。其次,由于高支出与高收入相关,因此我们使用相对值而非绝对值来控制这一相关性。衡量社会网络数量的第二个指标是 2002 年该家庭联系的朋友或熟人的数量(简称 snf)。第三个衡量社会网络的指标是一个虚拟变量。如果家庭成员中有村或乡镇的现任或前任领导人,或者朋友或者亲戚中有县级以上干部,那么我们将社会网络变量设为 1,否则为 0。考虑到所选的不同社会网络变量之间会有相关性,我们对这些变量进行了相关性分析,发现相关系数较低(少于 0.12)。这表明把三个指标同时放入回归方程中并不会造成严重的共线性问题。

本文中家庭收入由家庭成员“个人工资收入”总和、“家庭非农产业收入”、“家庭农林牧副渔收入”和“家庭财产性收入”构成。为了最小化社会网络与家庭收入间的因果效应,我们在收入的定义中并未包括转移性收入。

表 1 对本文中所使用的因变量和自变量进行了简单的描述性统计。如前文所述,所使用的变量为家庭层面的变量。从表 1 可以看出高收入群体和低收入群体存在明显差异,即高收入群体的所有变量的均值都高于低收入群体,并在 1%水平上显著。

表 1 变量描述性统计

类别	变量	样本总体		50% 高收入群体		50% 低收入群体		高收入样本与低收入样本均值 检验(低-高)		
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	显著水平
社会网络	<i>snc</i>	0.059	0.001	0.067	0.002	0.050	0.001	-0.018	0.002	0.000
	<i>snf</i>	8.410	0.114	8.593	0.165	8.226	0.156	-0.367	0.227	0.106
	<i>snp</i>	0.577	0.005	0.635	0.007	0.518	0.007	-0.117	0.010	0.000
家庭特征	<i>fcp</i>	4.127	0.013	3.786	0.017	4.468	0.020	0.683	0.026	0.000
	<i>fcl</i>	0.768	0.002	0.806	0.003	0.730	0.003	-0.076	0.004	0.000
	<i>fcm</i>	0.513	0.002	0.516	0.002	0.510	0.002	-0.007	0.003	0.031
	<i>fcn</i>	0.381	0.003	0.403	0.004	0.358	0.004	-0.045	0.006	0.000
物质资本	<i>ocl</i>	1.778	0.021	1.933	0.035	1.624	0.023	-0.309	0.042	0.000
	<i>hca</i>	37.826	0.079	38.612	0.118	37.041	0.105	-1.572	0.158	0.000
人力资本	<i>hcaa</i>	1488.3	6.830	1554.3	10.302	1422.2	8.863	-132.038	13.590	0.000
	<i>hce</i>	7.002	0.022	7.456	0.030	6.549	0.030	-0.907	0.042	0.000
	<i>hcee</i>	53.348	0.299	59.704	0.434	46.992	0.389	-12.712	0.583	0.000
政治资本	<i>cpc</i>	0.064	0.001	0.081	0.002	0.047	0.002	-0.034	0.003	0.000
固定效应	<i>vill</i>	village dummy (yes)								
	<i>vh</i>	475.42	3.059	501.670	4.446	449.164	4.168	-52.505	6.094	0.000
工具变量	<i>kl</i>	925.88	6.518	938.719	8.966	913.030	9.461	-25.690	13.035	0.049
	<i>mn</i>	208.95	2.596	192.270	3.320	225.666	3.979	33.396	5.181	0.000
	<i>tm</i>	1.061	0.003	1.058	0.003	1.065	0.004	0.006	0.005	0.218
因变量	<i>ly</i>	9.216	0.008	9.805	0.007	8.632	0.007	-1.174	0.010	0.000

注:所有估计结果基于 CHIP2002 年数据。

从表 1 可以看出,首先,高收入群体家庭比低收入家庭有更强的社会网络,衡量社会网络的三个变量在高收入和低收入群体之间存在显著的差异。高收入家庭平均用于送礼的支出达到总体支出的 6.7%,而低收入家庭只占到 5%。高收入家庭中在村或乡镇中的担任领导干部的成员的比重达到 64%,而低收入家庭只占到 52%。

而对于家庭特征而言,高收入家庭的家庭规模相较于低收入家庭更小。高收入家庭平均有 3.8 个家庭成员,而低收入家庭平均有 4.5 个家庭成员。高收入家庭的劳动力占到整个家庭的 81%,而

低收入家庭只占到 73%。因此更小的家庭规模以及更高劳动力比例表明高收入家庭能够在人力资本投资和社会资本投资上投入更多资源。非农就业水平也具有同样的趋势，高收入家庭中有 40.3% 的人从事非农就业，而低收入家庭只有 35.8%。

从人力资本水平来看，高收入家庭的平均年龄在 39 岁，显著高于低收入家庭 37 岁的平均年龄。而两组的教育水平也存在显著差异：高收入家庭的平均受教育年数为 7.46 年，而低收入家庭则为 6.55 年。此外，高收入家庭中家庭成员是党员的比例也更高。

表 1 也对潜在的工具变量进行了描述性统计。一般来说，由于高收入家庭在本村中所占的人数和劳动力更大，其社会网络的范围和规模都比低收入家庭要大。同样的，两组在社会网络的广度和上限（及外出打工网）上也存在显著差异，并且几乎所有社会网络指标的差异显著性水平都在 5% 以上。

四、社会网络和收入差距

（一）收入方程估计

表 2 为基于整体样本的收入方程的回归结果。其中模型 1 为未包含社会网络变量的 OLS 回归，可被视为基准模型。模型 2 为包括了社会网络变量的 OLS 回归，而模型 3 则为考虑了社会网络内生性问题的两阶段最小二乘法回归（2SLS）。

表 2 收入方程回归结果

	变量	模型 1 (OLS)		模型 2 (OLS)		模型 3 (2SLS)	
		系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
社会网络	<i>snc</i>			0.208***	0.0691	0.1029**	0.0472
	<i>snf</i>			0.00470***	0.000636	0.00831***	0.00275
	<i>snp</i>			0.0860***	0.0118	0.2227**	0.1051
家庭特征	<i>fcp</i>	-0.106***	0.00539	-0.109***	0.00536	-0.154***	0.0214
	<i>fcl</i>	0.334***	0.0304	0.319***	0.0302	0.103	0.110
	<i>fcu</i>	0.128***	0.0395	0.130***	0.0393	0.185*	0.104
	<i>fcu</i>	0.0365	0.0229	0.0270	0.0228	-0.106	0.0781
物质资本	<i>ocl</i>	0.0324***	0.00363	0.0310***	0.00361	0.0227**	0.0102
	<i>hca</i>	0.0290***	0.00582	0.0280***	0.00578	0.0102	0.0163
人力资本	<i>hcaa</i>	-0.000327***	6.83e-05	-0.000322***	6.78e-05	-0.000234	0.000190
	<i>hce</i>	0.0354***	0.0119	0.0293**	0.0119	-0.113	0.0696
	<i>hcee</i>	0.000752	0.000852	0.000754	0.000846	0.00302	0.00251
政治资本	<i>pc</i>	0.313***	0.0428	0.261***	0.0427	0.655*	0.362
常数项	<i>cons</i>	8.196***	0.137	8.247***	0.136	8.058***	0.432

固定效应	vill	村庄哑变量（是）	
R-squared	0.537	0.544	0.312
观测数	9102	9101	8975
F 值	80.3	80.63	11.42
Prob>F	0.0000	0.0000	0.0000

注：（1）*** 表示显著性水平为 1%； **表示显著性水平为 5%。（2）所有结果都基于 CHIP2002 数据。（3）我们在回归之前对数据进行了异方差检验，发现异方差假设被拒绝。

首先，我们需要检验一组社会网络变量是否对因变量产生显著作用。更确切地说，假设当其他条件不变时，该组社会网络变量对收入是否有作用。F 统计值显示三个社会网络变量的联合显著系数为 44.38，这一数值在 F（3, 9102）分显著影响布中的 p 值不到 1%。因此我们可以拒绝三个社会网络变量“snc”、“snf”和“snp”联合对家庭收入无影响的原假设。尽管从模型 1 和模型 2 来看，剔除社会网络变量对估测结果并未产生明显偏差，但 F 值显示社会网络变量对于收入是具有显著作用的。

在正式估计模型 3 前，我们用 5 种方法对相应的内生性问题进行了检验（见表 A1）。首先，我们检验了社会网络变量是否为内生变量。Durbin-Wu-Hausman（DWH）检验结果表明“snf”和“snp”变量的外生性假设被拒绝，而“snc”则是外生的。其中一个原因可能是我们采用支出的相对水平而非绝对水平来测量社会网络变量，从而避免了内生性问题。其次，一个好的工具变量必须满足两个条件：即它必须与内生变量相关，且满足与误差项的正交性条件。从表 A1 可以看到，“vh”、“kl”“mn”和“tm”变量都通过了外生性检验。第三，为了提高回归结果的估计质量，我们仍需要检验这组外生变量是否是冗余的，因为如果工具变量是冗余的，那么系数估计值并不具有渐进有效性。而表 A1 的结果拒绝了原假设，表明所有的工具变量都是非冗余的。第四，当存在较多的工具变量时，需要进行过度识别检验以检验工具变量是否与误差项相关。表 A1 结果显示 Sargan 统计量很小而 p 值较大（0.2117），表明工具变量为有效变量的假设未被拒绝。第五，可能会存在“弱工具变量”的问题。通常来讲，检验“弱工具变量”一个拇指法则是如果 Cragg-Donald F 统计量大于 10，那么我们则不需要担心弱工具变量问题（Stock 与 Yogo, 2005）。在我们的模型中 Cragg-Donald 值是 10.09，因此也可以拒绝工具变量是弱工具变量的原假设。

总的来说，这些检验结果表明，利用工具变量来检验社会网络的效应是必要的并且是可行的。因此，本文最后放入了两个内生变量（snf, snp）和四个工具变量（vh, kl, mn, tm）来估计收入方程。表 2 的模型 3 显示了第二阶段回归结果。结果显示所有社会网络变量在 1%的显著水平上不等于 0，表明他们对于家庭收入水平都具有明显效应。除了社会网络变量以外，其他变量的系数也都与预期一致，并且都在 1%水平上显著。尤其是年龄和教育的系数与标准的人力资本理论的预测一致。

此外，回归结果表明花费在朋友和邻居上的礼金支出（snc）对家庭平均收入的影响很小，但是符合为正且在 1%的水平上显著，其中礼金支出上每增加 1%，家庭人均收入则增加 0.11%。而每

增加 1 个朋友 (snf)，家庭人均收入就增加 0.84%。最后，家庭中有当地的领导干部 (snp) 可以使家庭人均收入提高 25%。

(二) Shapley 分解

在上述收入回归方程中，我们考虑了包含村庄哑变量在内的 13 个解释变量。然而这样一来用于分解收入差距所使用的自变量就显得过多 (Wan, 2004)，这主要是因为 Shapley 分解需要大量的运算过程，而当解释变量超过 10 个时，分解过程的运算将会变得比较困难。因此为了简化运算，我们将同一类别下的相关变量进行了合并：我们把家庭平均劳动力数量和劳动力的非农就业比合并为人均非农就业比，并把所有的人力资本变量合并为教育变量。这样通过对 5 个变量的合并我们最后得到了用于分解收入的 8 个解释变量。

我们用 Wan (2004) 的 UNU-WIDER 程序对收入差距进行了分解¹。具体结果如表 3 所示，该回归方程可以解释按基尼系数计算的收入差距的 80.7% 和 GE0 系数计算的 62.3%。所以，本文收入方程中的自变量可以很好地解释收入差距。

表 3 收入方程中自变量对收入差距的解释程度

A: 整体样本的收入差距分解				
	指标	整体收入差距系数	自变量可解释的收入差距系数	自变量所解释收入差距的比率
整体样本	Gini 系数	0.369	0.297	80.71%
	GE0 系数	0.234	0.146	62.29%
B: 不同收入群体的收入差距分解				
前 50% 收入样本	Gini 系数	0.260	0.153	58.92%
	GE0 系数	0.110	0.043	39.01%
后 50% 收入样本	Gini 系数	0.196	0.076	38.74%
	GE0 系数	0.079	0.008	10.72%

注：所有结果都基于 CHIP 2002 数据。

我们进一步将收入差距分解成不同变量，并分别报告了表 4 和表 5 的分解结果。其中人均土地面积变量可以解释大约 24% (30.4% 乘以 80.7%) 按基尼系数计算的收入差距，而可以解释 26% (42%

¹该 Java 程序是由 Wan Guanghua 在 Intel Pentium 系统开发的、可以处理大量计算的运算程序。在一台奔腾 M 机上，一个包含 12 个变量/因子和 3000 个观测值的分解需要 10 到 12 个小时。因此，通常建议分解的变量/因子限制在 10 个以下。该程序的详细介绍见 Wan, Guanghua. 2002. Regression-based inequality decomposition: pitfalls 与 a solution procedure, working paper, World Institute for Development Economics Research (WIDER).

乘以 62.3%) 的按 GE0 系数计算的收入差距; 家庭非农就业变量可以解释 14%按基尼系数计算的收入差距, 而基于 GE0 系数则可以解释 9%。

表 4 收入差距分解

	Gini	Gini(%)	GE(a=0)	GE0 (%)	CV2	CV2 (%)
snc	0.017	5.857	0.009	5.859	0.603	17.948
snf	0.017	5.651	0.004	2.757	-0.116	-3.464
snp	0.006	2.066	0.001	0.871	-0.053	-1.561
fcp	0.036	12.071	0.013	8.798	0.069	2.056
fce	0.052	17.363	0.02	13.448	0.293	8.729
oc	0.09	30.348	0.061	42.02	2.007	59.706
hc	0.027	8.913	0.009	6.069	0.106	3.154
pc	0.006	1.85	0.002	1.546	-0.003	-0.083
vill	0.047	15.882	0.027	18.631	0.454	13.515
整体	0.297	100	0.146	100	3.361	100

注: 所有结果都基于 CHIP 2002 数据。

表 5 分解结果排名

	贡献度		排名	
	Gini(%)	GE0 (%)	Gini	GE0
oc	30.35	42.02	1	1
fce	17.36	13.45	2	3
vill	15.88	18.63	3	2
sn	13.57	9.49	4	4
snc	5.86	5.86	4.1	4.1
snf	5.66	2.76	4.2	4.2
snp	2.07	0.87	4.4	4.3
fcp	12.07	8.8	5	5
hc	8.91	6.07	6	6

pc	1.85	1.55	7	7
----	------	------	---	---

注：所有结果都基于 CHIP 2002 数据。

我们将收入差距的所有影响因素进行排序，发现无论用基尼系数还是 GE0 系数，社会网络对收入差距的影响都排在第四，位于土地、家庭非农就业和村庄固定效应之后。具体来说，社会网络可以解释按基尼系数计算的收入差距的 11%（13.6%乘以 80.7%）和基于 GE0 系数的 6%（9.5%乘以 62.3%）。

由表 5 可见，虽然每个因素对于收入差距的贡献程度因计算收入差距所采用的测量指标不同而有所差异，但所有解释因素对收入差距贡献的排名却并未发生变化，表明分解结果是非常稳健的。进一步的，在社会关系网变量内部，礼金支出变量无疑是最重要的一个，占到了三个社会网络变量的 43%以上。另外，教育对整体收入差距的贡献并没有社会网络的贡献那么高，按基尼系数计算，它对收入差距的贡献只有 7.2%，而按 GE0 系数计算，它对收入差距的贡献只有 3.8%。最后，政治资本只解释了按基尼系数计算的收入差距的 1%和按 GE0 系数计算的收入差距的 1%。

五、分组分解分析

（一）收入分组与不平等的分解

分位回归法可以增大不同收入组的差别。我们发现不同收入分组的关系网回报率有较大差异，这一现象可以从表 6 中看出，社会网络变量对于所有不同收入组在 1%水平几乎都是显著的，这与之前的研究是一致的。

表 6 社会网络分位回归估计结果

分位	'snc'		'snf'		'snp'	
	系数	(标准差)	系数	(标准差)	系数	(标准差)
1%	0.451*	0.262	0.00308	0.00224	0.107**	0.0462
5%	0.549***	0.121	0.00389***	0.00145	0.0598**	0.0255
10%	0.370***	0.0912	0.00383***	0.00134	0.0763***	0.0176
15%	0.212**	0.0856	0.00349***	0.0012	0.0752***	0.0117
20%	0.182**	0.0854	0.00381***	0.00123	0.0675***	0.0148
25%	0.133*	0.0806	0.00445***	0.000816	0.0845***	0.015
30%	0.0903	0.0733	0.00427***	0.000832	0.0813***	0.0155
35%	0.0984	0.0798	0.00384***	0.000722	0.0780***	0.0185
40%	0.114	0.0793	0.00436***	0.000865	0.0711***	0.0198
45%	0.0843	0.063	0.00419***	0.000733	0.0693***	0.0188

50%	0.138*	0.0732	0.00399***	0.000822	0.0718***	0.0177
55%	0.198**	0.0814	0.00390***	0.000769	0.0874***	0.0123
60%	0.158*	0.0927	0.00440***	0.000765	0.0879***	0.0111
65%	0.147*	0.0872	0.00442***	0.000631	0.0755***	0.0141
70%	0.214***	0.0764	0.00450***	0.000666	0.0679***	0.0135
75%	0.208***	0.0642	0.00470***	0.000708	0.0606***	0.0143
80%	0.292***	0.0741	0.00383***	0.000684	0.0727***	0.0129
85%	0.267***	0.0857	0.00390***	0.000663	0.0805***	0.0143
90%	0.149*	0.0852	0.00392***	0.00076	0.0899***	0.02
95%	0.0902	0.116	0.00332**	0.00149	0.0850**	0.0382
99%	0.112	0.203	0.00796***	0.00173	0.159***	0.0404

注：（1）在 1%水平下有意义，在 5%水平下有意义。（2）所有的结果是根据 CHIP 2002 估计的。

同时表 6 也表明了不同收入组有不同的社会网络回报率，比如在最低的 5%收入组，社会网络回报是 0.09，而在最高的 5%收入组其回报率超过了 0.55，后者是前者的 6 倍还多。在最低 10% 收入组，社会网络回报率仅为 0.15，但是在最高的 10%收入组，其回报率则超过 0.37，最高值与最低值相差 2.5 倍。

对于每个个体，如果社会网络能够有较高的回报率，那么有较强社会网络的人们就会利用他们的高收入去投资于社会网络，从而来获得更强的社会关系网。为了证实这一点，我们进一步分析在不同收入组之间社会网络所起的不同作用，从表 7 和表 3-B 可以看出，社会网络对高收入组的不平等贡献要大于低收入组，社会网络在高收入组能够解释基尼系数 7.67%（58.9%*13.23%），而在低收入组仅能解释 3.5%（38.7%*8.97%）。社会网络在高收入组的贡献位于第三或第四位，而在低收入组则位于第五位。总的来说，社会网络对于高收入组的不平等贡献要大于低收入组。特别是高收入组个体更有能力发展和维护社会网络，社会网络对于他们有更重要的作用，因此社会网络加剧了高收入组的收入不平等。

表 7 收入不平等的纵向分解结果

	贡献				位次			
	Gini (%)		GE0 (%)		Gini		GE0	
	高收入组	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组	低收入组
oc	46.21	18	60.32	15.35	1	2	1	4
fce	14.58	34.49	9.65	34.18	2	1	3	1
vill	11.43	15.26	12.11	19.91	4	4	2	2
sn	13.23	8.97	8.9	6.9	3	5	4	5

<i>snc</i>	8.09	1.86	7.32	1.18	3.1	5.2	4.1	5.3
<i>snf</i>	3.94	5.3	1.32	4.53	3.2	5.1	4.2	5.1
<i>snp</i>	1.21	1.81	0.27	1.19	3.3	5.3	4.3	5.2
<i>fcp</i>	8.01	16.96	4.96	15.61	5	3	5	3
<i>hc</i>	3.85	3.59	2.13	5.66	6	6	6	6
<i>pc</i>	2.68	2.74	1.94	2.4	7	7	7	7

注：所有的结果是根据 CHIP2002 估计的

社会网络对于高收入组的不平等贡献要大于低收入组，对于这一结果的一个可能的解释是穷人有最小的社会网络存量，投资回报率也相对要低，从而降低了社会网络的作用，尽管它对收入和收入不平等非常重要。但对于高收入组，社会网络存量足够大，足以对收入有很重要的作用，所以社会网络的重要性逐渐显示出来。因此，富裕的家庭有动力去投资社会网络，从而获得更多的、高质量的社会网络，正如 Quillian 与 Rozlyn (2006) 所指出的，社会网络有加剧弱势者恶性循环的作用，最后是穷的更加贫穷，富的更加富有，也就是我们所说的“马太”效应。

(二) 分地区的分解

作为一种非正式的市场力量，一般认为社会网络能够起到不同于正式市场的作用。在我国不同地区有明显不同的收入和市场化水平 (Zhang et al., 2007)，特别是中国的沿海地区、内陆和西部地区之间的差别。东部沿海地区从 1978 年改革开放以来，经历了很快的市场化发展，所以市场化程度和收入水平要比内陆和西部地区要高 (Fan, 2007)。

为了检验我们结果的稳定性，我们进一步在省级水平上估计了收入方程，从表 8-A 我们可以看出，不同地区的省份有不同的社会网络回报率，高收入省份有明显更高的社会网络回报率，而且关系网回报率和市场化指数有明显的正向关系，这也再一次验证了我们之前的结论。

表 8 不同省份及地区的固定效应

A: 不同省和地区社会网络回报率							
省	市场化指数	Logy	Coef (snc)	Coef (snf)	Coef (snp)	Obs	R2
北京	6.92	10.09	-0.919	0.00436	0.107	157	0.372
河北	5.29	9.47	0.406	0.00393	0.0577	362	0.446
上海	3.93	9.20	0.0153	0.0114***	0.112**	397	0.479
辽宁	6.06	9.31	-0.0666	0.00658**	0.059	442	0.444
吉林	4.58	9.31	0.276	0.00166	0.134**	476	0.266
江苏	7.4	9.91	0.726**	0.00547	0.0659	428	0.515
浙江	8.37	9.85	0.262	0.00336	0.0131	512	0.462
安徽	4.95	8.99	0.664**	0.00718*	0.183***	438	0.347
江西	4.63	8.90	1.454***	0.00703**	0.119**	427	0.337
山东	6.23	9.49	0.0891	-0.00476	0.0752*	628	0.512

河南	4.3	9.28	0.121	-0.00387	-0.0211	525	0.173
湖北	4.65	9.10	0.241	0.00646**	0.0457	516	0.339
湖南	4.41	9.11	0.12	-0.00522**	0.160***	445	0.554
广东	8.63	9.64	0.961**	0.006	0.0682	527	0.509
广西	4.75	8.72	-0.341	0.0151***	0.0189	398	0.276
重庆	5.71	9.04	0.863	-0.00632*	0.286***	198	0.341
四川	5.35	9.14	-0.418	0.00753**	0.0163	496	0.374
贵州	3.04	8.48	0.485*	0.00832***	0.0869*	400	0.38
云南	3.8	8.71	0.472	0.00639**	0.0748	259	0.482
山西	3.9	8.90	0.0952	0.0146***	0.0513	365	0.293
甘肃	3.05	8.65	-0.276	-0.00414	0.254***	320	0.602
新疆	3.41	9.13	-1.272	0.00204	-0.0212	397	0.538

B: 不同地区及不同社会网络回报率

沿海	0.0914	0.00617***	0.0521**	2650	0.554
中部	0.303***	0.00408***	0.0979***	4028	0.407
西部	0.162	0.00516***	0.0935***	2435	0.483

C: 交互项的显著性

变量	系数	标准误
<i>snc</i> × <i>east_central</i>	-0.1848	0.187
<i>snc</i> × <i>west_central</i>	-0.237***	0.115
<i>snf</i> × <i>east_central</i>	0.00269***	0.00101
<i>snf</i> × <i>west_central</i>	0.00161	0.00142
<i>snp</i> × <i>east_central</i>	-0.029	0.0259
<i>snp</i> × <i>west_central</i>	-0.0467*	0.0277

来源: (1) . 市场化指数来源于 Fan Gang, Wang Xiaolu, Wang Hengpeng.2003. “中国市场化指数报告”, 经济科学出版社, 第 8 页; 其它资料来源于 CHIP 2002。(2) . *** 是 1% 显著水平; ** 是 5% 显著水平。

同时我们比较了在不同地区社会网络对收入影响的差别, 我们用社会网络与地区哑变量之间的交互项来衡量这一影响, 如表 8-C 所示, 西部地区的交互项参数是正的, 但与东部地区相比是负的, 一些变量在 10%水平上显著, 从估计的结果看, 三类地区的社会网络的估计系数是可信的。以西部地区为例, 在其它条件不变的情况下, 用于朋友礼物的花费每增加 1%, 个体收入的增加额要比中部地区少 0.24%, 少于中部地区。而平均来看, 在西部获得关键领导的支持所带来的收入增加幅度也少于中部地区, 大约为 0.05 %。总的来说, 我们可以认为社会网络的回报率随着市场化程度和收入水平的增加而增加。在高市场化地区, 社会网络的回报率也同样要高于低市场化地区。

表 9 社会网络对收入差距贡献的地区差异

贡献度		排名	
Gini(%)	GE0 (%)	Gini(%)	GE0 (%)

	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
<i>oc</i>	34.83	15.03	22.43	44.11	19.39	28.19	1	3	3	1	2	2
<i>fce</i>	25.54	13.52	6.45	21.03	9.96	4.44	2	4	5	2	4	5
<i>vill</i>	12.96	30.77	25.02	14.2	38.86	31.75	3	1	1	3	1	1
<i>sn</i>	12.23	12.39	12.63	10.31	8.2	7.09	4	5	4	4	5	4
<i>snc</i>	8.5	0.49	3.62	8.64	0.24	2.15	4.1	5.3	4.2	4.1	5.3	4.2
<i>snf</i>	3	8.76	7.07	1.5	5.66	3.61	4.2	5.1	4.1	4.2	5.1	4.1
<i>snp</i>	0.73	3.14	1.94	0.16	2.3	1.33	4.3	5.2	4.3	4.3	5.2	4.3
<i>fcp</i>	8.07	18.83	22.76	6.04	17.1	18.98	5	2	2	5	3	3
<i>hc</i>	5.37	8.93	5.5	3.48	6.04	3.82	6		6	6	6	7
<i>pc</i>	1.0	0.55	5.22	0.84	0.46	4.41	7		7	7	7	6

注：所有的估计结果基于 CHIP 2002 数据

从地区收入回归模型中（表 8-B 和表 9），我们发现社会网络对收入不平等的贡献在所有变量中排第四位，也再次验证了社会网络对解释收入不平等的重要性和稳定性，意味着很大一部分的社会不平等来源于社会网络因素。同时我们也发现在市场经济较发达的沿海地区，社会网络的作用要比在市场经济不发达的西部地区要大。

六、结论

现有的文献中，关于社会网络是否增加或减少收入不平等已成为一个焦点话题。在本文中，我们用基于回归方程的 Shapley 方法直接测量了社会网络对收入不平等的贡献问题。通过 2002 年中国住户收入调查数据（CHIP），我们采用了分位回归方法分析了社会网络对收入的影响，也进一步按地区进行了分解分析。

与已有的文献相比，我们有更大、更有代表性的样本来，我们也利用了不同变量指标来测量社会网络的各个维度，比如我们用“家庭是否有当地领导的成员，或者是直接朋友中有重要领导”来测量关系网的网顶。在本文中，我们特别关注收入水平与社会网络之间的内生性问题，我们用两种方法来缓和这一影响：第一，我们按照收入与社会网络最少关联的收入分类来定义收入这一变量；第二，我们还用代理变量并且增加了不同的模型来衡量社会学意义上的社会关系网络。

我们的发现主要总结如下：社会网络对收入水平有积极的作用，社会网络回报率是正的而且是显著的，并且回报率随着收入水平的增加而增加，一个高收入家庭要比低收入家庭有更高的社会网络回报率。我们进一步分析了社会网络与收入不平等之间的关系，我们发现社会网络能解释 11% 的收入不平等，而这一贡献程度位于资产、家庭特征和村庄固定效应之后排在第四位。最后，我们也发现，较高市场化程度的地区有更多的社会网络数量、更高的社会网络回报率，而且关系网在高

市场化地区对收入不平等的贡献也要更大。社会网络虽然作为一种非市场力量，但它能与市场化力量能很好的共存，所以说，社会网络与市场化是一种互补而不是互替的关系。

按照这个结果，作为市场化力量的互补品，我们认为社会网络能有效地减少不确定性和交易成本，所以有利于市场的运行和增加经济运行效率。总的来说，社会网络确实增进了效率，但是在另一方面，基于家庭和历史背景而形成的社会网络在不同人群间的分布差异很大，它同时也阻碍了社会公平的实现。所以，本研究的经济学含义是，在中国农村，社会网络对于平等和效率的贡献是矛盾的，它在增进效率的同时却也带来了社会的不平等。

参考文献

- [1] Anderberg, Dan; andersson, Fredrik. Stratification, Social Networks in the Labor Market, and Intergenerational Mobility[J]. The Economic Journal, 2007, Volume 117(April), pp.782-812.
- [2] Bertrand Marianne; Erzo F. P. Luttmer; Sendhil Mullainathan. Networks Effects and Welfare Cultures[M]. Quarterly Journal of Economics. 2000, Volume 115(3), pp.1019-1055.
- [3] Bian, Y. J. and J. R. Logan. Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China[J]. American Sociological Review, 1996, Vol. 61, No.5, pp.739-758.
- [4] Bian, Yanjie. Source and Functions of Urbanites' Social Capital: A Network Approach[M]. Social Sciences in China. 2004(03). pp.136-146.(in chinese)
- [5] Bridges, W. and W. J. Villemez. Informal Hiring and Income in the Labor Market[J]. American Sociological Review. 1986, Volume 51, pp.574-582.
- [6] Burns, J., et al. Social Networks, Employment and Worker Discouragement: Evidence from South Africa[J]. Labour Economics. 2010, Volume 17, Issue 2, pp.336-344.
- [7] Calvo-Armengol, Antoni; Jackson Matthew O. The Effects of Social Networks on Employment and Inequality[J]. American Economic Review. 2004, Volume 94(3), pp.426-454.
- [8] Calvo-Armengol, Patacchini Eleonora, Zenou Yves. Peer Effects and Social Networks in Education[J]. Review of Economic Studies. 2009, Volume 76, No. 4, pp.1239-1267.
- [9] Coleman, James S. Social Capital in the Creation of Human Capital[J]. American Journal of Sociology. 1988, Volume 94, pp.95-120.
- [10] Fan, Shenggen. Public Expenditures, Growth and Poverty in Developing Countries: Issues, Methods and Findings[M]. The Johns Hopkins University Press, 2007.
- [11] Granovetter, Mark. The Strength of Weak Ties[M]. American Journal of Sociology. 1973, Volume 78(6),

pp.1360-1380.

- [12] Grootaert, C. Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia[R].Policy Research Working Paper No. 2148, 1999,Washington DC: World Bank.
- [13] Grootaert, C. Does Social Capital Help the Poor? A Synthesis of Findings from the Local Level Institutions Studies in Bolivia, Burkina Faso and Indonesia[J]. Social Development. 2001,World Bank.
- [14] Guthrie, D. The Declining Significance of Guanxi in China's Economic Transition[J]. The China Quarterly. 1998,No 3, pp.254-282.
- [15] Halpern, David. Social Capital. Malden[M].MA: Polity Press, 2005.
- [16] Ioannides, Yannis M and DatcherLoury, Linda. Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality[J]. Journal of Economic Literature. 2004, Volume 42(4), pp.1056-1093.
- [17] Jalan, Jyotsn and Ravallion, Martin. Are the Poor Less Well Insured? Evidence on Vulnerability to Income Risk in Rural China[J]. Journal of Development Economics. 1999,Volume58, No.1, pp.61-81.
- [18] Knight, John and Linda Yueh. The Role of Social Capital in the Labor Market in China[R]. Department of Economics Discussion Paper. Oxford University, 2002.
- [19] Krishna A. Creating and Harnessing Social Capital, in Social Capital: A Multifaceted Perspective[R]. P. Dasgupta and I. Serageldin, eds. 2000, Washington DC: The World Bank.
- [20] Li, Tao; Huang, Chunchun; He, Xingqiang and Zhou, Kaiguo. What Affects People's Social Trust? Evidence from Guangdong Province[J]. Economic Research Journal. 2008(01), pp.137-152. (in chinese)
- [21] Lin, Nan. Social Networks and Status Attainment[J]. Annual Review of Sociology. 1999,Volume 25, pp.467-87.
- [22] McKenzie David, Rapoport Hillel. Network Effects and the Dynamics of Migration and Inequality: Theory and Evidence from Mexico[J]. Journal of Development Economics. 2007,Volume 84, Issue 1, pp.1-24.
- [23] Montgomery, James. Social Networks and Labor Market Outcomes: Toward an Economic Analysis[J]. American Economic Review. 1991,Volume 81(5), pp.1408-1418.
- [24] Morduch, Jonathan and Sicular Terry. Rethinking Inequality Decomposition with Evidence from Rural China[J]. The Economic Journal. 2002,Volume 112, pp.93-106.
- [25] Narayan, D. and L. Pritchett. Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania[J]. Economic Development and Cultural Change. 1999, Vol. 47, No. 4, pp.871-897.
- [26] Oreopoulos Philip. 2003. The Long-run Consequences of Living in a Poor Neighborhood[J]. Quarterly Journal of Economics. Volume 118, No. 4, pp.1533-1575.
- [27] Paxton, Pamela. 1999. Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment[J]. American Journal of Sociology. Volume 105, No. 1, pp.88-127.
- [28] Putman, R. and R. Leonardi and R. Nanetti. 1993. Making Democracy Working: Civic Tradition and Modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, New Jersey.
- [29] Putnam, Robert. 1995. Bowling Alone: America's Declining Social Capital[J]. Journal of Democracy. Volume 6, No. 1, pp.65-78.
- [30] Quillian, Lincoln; RozlynRedd. 2006. Can Social Capital Explain Persistent Racial Poverty Gaps?[R] June, 2006,

http://www.npc.umich.edu/publications/working_papers.

- [31] Rosenbaum, James E.; Takehiko Kariya; Rick Settersten and Tony Maier. 1990. Market and Network Theories of the Transition from High School to Work: Their Application to Industrialized Societies[J]. Annual Review of Sociology. Volume 16, pp.263-299.
- [32] Shorrocks Anthony F. 1999. Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shaply Value[R]. Unpublished manuscript, Department of Economics, University of Essex.
- [33] Simon, Curtis and Warner, John. 1992. Matchmaker: The Effect of Old-Boy Networks on Job Match Quality, Earnings, and Tenure[J]. Journal of Labor Economics. Volume 10 (3), pp.306-330.
- [34] Smith, Sandra. 2005. Social Capital Activation and Job Finding Assistance Among the Black Urban Poor[J]. American Journal of Sociology. Volume 111(1), pp.1-57.
- [35] Stock, J. H. and Yogo, M. 2005. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In D.W.K. Andrews and J. H. Stock, eds. Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005, pp.80-108.
- [36] Taylor, E., R. Scott, and A. de Brauw. 2003. Migration and Incomes in Source Communities: A New Economics of Migration Perspective from China[J]. Economic Development and Cultural Change. Volume 52, pp.75-101.
- [37] Teachman, Jay D.; Kathleen Paasch; Karen Carver. 1996. Social Capital and Dropping Out of School Early [J]. Journal of Marriage and the Family. Vol. 58, No. 3, pp.773-783.
- [38] Wade, Robert. Village Republics: The Economic Conditions of Collective Action in India[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- [39] [39] Wahba, Jackline; Yves Zenou. 2005. Density, Social Networks and Job Search Methods: Theory and Application to Egypt[J]. Journal of Development Economics. Volume 78, pp.443-473.
- [40] Wan Guanghua. 2007. Understanding Regional Poverty and Inequality Trends in China: Methodological Issues and Empirical Findings[J]. Review of Income and Wealth. Volume 53, Issue 1, pp.25-34.
- [41] Wan, Guanghua. 2004. Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-based Approach[J]. Journal of Comparative Economics. Volume 32, pp.348-363.
- [42] Wilson, William Julius; Aponte, Robert. 1985. Urban poverty[M]. Annual Review of Sociology. Volume 11, pp.231-258.
- [43] Wu, Xiaogang. 2007. The Social Networks and Social Stratification in China 1955-1996[J]. Sociology Research. June (6), pp.1-17. (In Chinese)
- [44] Yan, Y. 1996. The Flow of Gifts: Reciprocity and Social Networks in a Chinese Village[M]. Palo Alto, California: Stanford University Press, 1996.
- [45] Yin, Heng; Li, Shi and Deng, Quheng. 2006. Income Mobility in Urban China[J]. Economic Research Journal. October, 2006, pp.30-43. (in chinese)
- [46] Yueh, Linda. 2004. Social Capital Investment Model and Its Implication in the Female Labor Market in Urban China, In Li Shi and Sato Hiroshi, eds., The Expense of Economic Transformation: the Empirical Analysis of Unemployment, Poverty and Income Disparity in Urban China[M]. Beijing: Chinese finance and economic Press, 2004, 07.

- [47] Zhang, Shuang; Lu, Ming; Zhang, Yuan. 2007. Does Marketization Reduce or Promote the Effect of Social Capital on Poverty reduction?—Evidence from Rural China[J]. China Economic Quarterly. Vol. 6, No. 2. pp.540-560. (in chinese)
- [48] Zhao, Jianji; Lu, Ming. 2009. Contribution of Guanxi to Inequality in China and a Cross-regional Comparison[J]. China Economic Quarterly. Volume.9, No.1. pp.363-390.(in chinese).