

# 社会网络如何影响代际收入流动?

刘琳, 赵建梅

(中央财经大学 中国公共财政与政策研究院, 北京 100081)

**摘要:** 社会网络作为提高居民福利和促进经济增长不可忽视的非市场力量, 是否也可以促进代际收入流动呢? 文章基于中国家庭追踪调查数据, 采用父代与子代的收入百分位排序关联系数衡量代际收入流动, 从社会网络规模、强度和工具性三个维度综合测量社会网络, 实证研究了社会网络对代际收入流动的影响及其机制。研究发现, 社会网络显著促进了代际收入流动, 且使用父亲在1966-1976年间的家庭成分作为工具变量消除内生性后这一结论依然成立。这种影响在市场化程度较低的地区、女性和低收入家庭中的作用更为明显。进一步的研究表明, 社会网络通过加强信息共享、降低信贷约束和改善子女就业等渠道促进了代际收入流动, 且社会网络的三个维度在不同渠道中发挥的作用也存在差异。

**关键词:** 社会网络; 代际收入流动; 代际收入百分位排序关联系数

**中图分类号:** F062.6; F063.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)08-0080-14

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2020.08.006

## 一、引言

中国40年的改革开放不仅带来了经济的高速增长, 而且使得城乡居民收入水平显著提高。然而, 由于存在城乡分割、福利制度改革滞后等问题, 收入差距一直较大。国家统计局数据显示, 最近十几年我国的基尼系数一直保持在0.46以上, 已成为世界上收入不平等程度较高的国家之一(刘琳等, 2019)。随着我国市场化改革的不断深入, 人们对维护社会公平的要求逐渐提高, 代际收入流动问题得到社会各界的广泛关注。如果子代收入过度依赖其父代收入, 则会因家庭背景差异而形成机会不平等, 导致社会收入分配不均, 进而影响社会和谐稳定, 甚至引起社会动荡(Duclos等, 2004; 汪晨等, 2015)。

现有文献从代际收入传递路径出发, 主要讨论了遗传、教育、家庭和职业等因素的作用。有的文献从先天基因的角度出发, 使用双胞胎样本和收养样本研究基因遗传对代际收入流动的影响(Behrman和Taubman, 1976; Das和Sjogren, 2002; Sacerdote, 2007), 发现基因遗传对代际收入流动的影响至少在10%以上(Björklund和Jäntti, 1997)。还有一些文献从教育的视角出发, 发现不仅家庭教育会显著促进代际收入流动(Restuccia和Urrutia, 2004; 郭丛斌和闵维方, 2007; Dustmann, 2008; 孙三百等, 2012), 而且公共教育对提高代际收入流动水平也发挥了重要作用(Pekkarinen等, 2009; 李力行和周广肃, 2014b; 杨娟等, 2015; 宋旭光 and 何宗樾, 2018)。教育公平也与代际收入流动息息相关, 教育机会公平能够推动社会各收入阶层的纵向流动(邸玉娜, 2014; Blanden和Macmillan, 2016)。此外, 家庭与职业等因素也可以影响代际收入流动。除了家庭规模

收稿日期: 2019-06-14

作者简介: 刘琳(1991-), 女, 河北承德人, 中央财经大学中国公共财政与政策研究院博士研究生;  
赵建梅(1971-)(通讯作者), 女, 北京人, 中央财经大学中国公共财政与政策研究院教授。

和独生子女政策对代际收入流动影响显著之外(刘小鸽和司海平, 2017), 婚配类型(Ermisch 等, 2006)和职业(Corak 和 Piraino, 2011; 吴晓刚, 2007; 周兴和张鹏, 2014)也是重要的影响因素。

中国是一个传统的关系型社会, 社会网络在经济活动中发挥着重要作用(周广肃等, 2014)。社会网络以亲友关系为基础, 是社会资本的重要构成(张爽等, 2007), 网络成员之间通过加强合作提高效益(Putnam 等, 1994)。社会网络在缓解信贷约束(李岩等, 2014; 李庆海等, 2017)、促进民间或正规借贷(Kinnan 和 Townsend, 2012; 梁爽等, 2014)、改善就业(Munshi 和 Rosenzweig, 2006; 陈钊等, 2009)、提高收入(张振等, 2016)和减少贫困(张爽等, 2007)等方面发挥着重要作用。

社会网络作为提高居民福利和促进经济增长不可忽视的非市场力量, 是否也可以促进代际收入流动呢? 目前, 国内外研究社会网络影响代际收入流动的文献较少。国外研究通过理论模型证明了社会网络可以影响代际收入流动(Calvo-Armengol 和 Jackson, 2005; Anderberg 和 Andersson, 2007); 国内学者从实证角度分析了社会网络的作用。陈琳和袁志刚(2012)针对子代职业身份特征进行主成分分析得到社会资本变量, 发现社会资本能够解释约 10% 的代际收入弹性; 卓玛草和孔祥利(2016)根据子代亲友的职业特征, 采用因子分析方法度量社会资本, 认为社会资本显著影响了农民工的代际收入流动; 陈琳和沈馨(2016)使用父亲为子女就学(工作)“找关系”定义社会网络, 发现为子女就学(工作)找关系会加剧阶层固化, 降低了代际流动。总的来看, 国外的理论研究尚不能反映中国的社会现实; 而国内的实证研究又只从社会网络的某一个维度出发衡量社会网络, 且均采用代际收入弹性的方法, 所得结论不具有普遍性。更为重要的是, 这些文献都没有分析社会网络影响代际流动的作用机制。为此, 本文基于中国家庭追踪调查数据, 采用父代与子代的收入百分位排序关联系数衡量代际收入流动, 从社会网络规模、强度和工具性三个维度实证研究了社会网络对代际收入流动的影响及其机制。研究发现, 社会网络显著促进了代际收入流动, 且这种影响在市场化程度较低的地区、女性和低收入家庭中的作用更为明显; 社会网络通过加强信息共享、降低信贷约束和改善子女就业等渠道促进了代际收入流动, 且社会网络的三个维度在不同渠道中发挥的作用也存在差异。

相对于以往研究, 本文的贡献主要体现在以下四个方面: 第一, 采用最近由 Chetty 等(2014)提出的百分位排序关联系数方法测量代际收入流动。相对于传统的代际收入弹性和转换矩阵, 该方法能够包含收入为 0 的观测值, 从而降低“收入变量”的测量误差, 增强估计结果的稳健性。此外, 父代与子代收入百分位排序之间的线性关系还可以提高组间流动水平比较的准确度。第二, 基于社会网络的广泛内涵, 本文从规模、强度和工具性三个维度系统地衡量社会网络, 分析三种社会网络变量对代际收入流动的影响, 发现多维度衡量的社会网络均显著地促进了代际收入流动, 且这种促进作用在市场化程度较低的地区、女性及低收入家庭中更明显。第三, 考虑到社会网络变量的内生性, 本文选择父亲在 1966-1976 年间的家庭成分作为工具变量以消除内生性, 结果表明基本结论依然成立。第四, 本文从信息共享、信贷约束和子女就业三个方面进一步探究社会网络影响代际收入流动的作用机制, 并发现社会网络的三个维度在不同影响机制中发挥的作用也存在差异。

本文的结构安排如下: 第二部分从理论角度分析社会网络对代际收入流动的作用, 并提出基本假设; 第三部分介绍数据来源、变量定义和样本情况; 第四部分实证研究社会网络对代际收入流动的影响; 第五部分分析社会网络的作用机制; 第六部分为结论和政策建议。

## 二、理论分析

社会网络是指社会成员之间互动形成的相对稳定的关系体系(Wasserman 和 Faust, 1994)。这一体系主要基于亲友关系形成社会资本, 为网络成员提供福利。社会网络不仅涉及规模大小

(Putnam 等, 1994), 而且具有强弱之分(Burt, 1992), 社会网络的强弱由物质环境和文化特征决定(Tsai, 2007)。此外, 社会网络的有效性也会影响社会网络功能的发挥(Lin, 2008)。目前的实证研究主要以行为指标测度社会网络(陈钊等, 2009; 叶静怡和衣光春, 2010), 且只关注社会网络的某一方面内涵(郭云南等, 2015)。

为了更全面地反映社会网络状况, 本文从规模、强度和工具性三个维度层层递进地衡量社会网络。首先, 社会网络规模反映了个体拥有的社会网络资源的数量和范围。社会网络主要是以亲缘和地缘为基础的亲友网络, 亲友数量能够代表社会网络的规模(胡枫和陈玉宇, 2012; 何凌霄等, 2016)。其次, 社会网络强度反映了个体控制和汲取社会资源的能力。与西方社会不同, 以血缘为纽带的宗族关系成为中国社会最重要和最稳定的社会网络之一(费孝通, 1998)。在中国, 族谱或家谱可以较好地反映宗族的组织性或凝聚力的强弱(阮荣平和郑风田, 2013)。区别于一般的社会网络关系, 族谱或家谱能够体现社会网络的强度。最后, 拥有广阔的关系网络以及较强的社会交往并不说明个体能够有效地运用社会网络实现某些特定目标。工具性作为社会网络更深层次的含义, 使社会网络可以帮助网络成员实现就业或融资等目标(Lin, 2008)。

Becker 和 Tomes(1979)的代际流动模型认为, 家庭福利最大化需要考虑几代人的福利水平。子女收入受人力资本投资、个人禀赋和市场运气等因素的共同影响, 其中个人禀赋不仅包括基因遗传特征, 还包括家庭社会网络关系等环境因素。为提高子女收入, 父母积极进行社会资本投资。这种以社会网络为主体的社会资本往往会参与父代收入向子代收入传递的过程。与直接的物质资本投资不同, 社会网络以亲友关系为基础, 能够独立参与父代与子代收入的传递过程。给定父代收入水平, 社会网络越强的家庭, 其子女越有机会实现收入阶层的跨越。因此从理论上讲, 社会网络能够对代际收入流动产生显著影响。

社会网络对代际收入的影响在不同人群中也存在差异。由于市场因素和非市场因素共同影响社会经济生活, 作为非市场因素的重要组成部分, 社会网络在市场化程度低的地区发挥的作用应该更大。从性别的视角来看, 由于女性通常在劳动力市场上面临更紧张的就业形势, 与男性相比, 女性能够获得的就业机会更少, 就业岗位和行业更有限, 收入也更低, 因此社会网络对女性劳动力的作用可能会更加明显。从理论上讲, 父代收入水平决定了子代收入流动的起点。收入水平较低的父代对子女的投资通常受到较大的限制, 通过社会网络融资更可能获得成功, 从而更有利于子女未来获得较高收入。在这种条件下, 社会网络对低收入家庭代际流动的促进作用可能更加显著。

现有文献从多个角度肯定了社会网络在人们生活中的作用, 包括促进信息共享(张博等, 2015; 蒲艳萍等, 2018)、缓解信贷约束(李岩等, 2014; 李庆海等, 2017)、促进民间或正规借贷(Kinnan 和 Townsend, 2012; 梁爽等, 2014)、改善就业(Munshi 和 Rosenzweig, 2006; 陈钊等, 2009)等。这些作用可以有效地帮助子女提高收入, 并促进代际收入流动。

根据上述理论分析, 我们提出以下基本假设:

假设 1: 社会网络能够促进代际收入流动。

假设 2: 社会网络对代际流动的影响在不同人群中存在差异, 这种影响在市场化程度低的地区、女性和低收入家庭中更大。

假设 3: 社会网络通过促进信息共享、缓解信贷约束、改善就业等渠道促进代际收入流动。

### 三、数据与变量

本文数据来源于中国家庭追踪调查(*China Family Panel Studies*, 简称 *CFPS*)。CFPS 样本覆盖全国 25 个省份, 具有广泛的代表性。该调查全面追踪个体、家庭和社区三个层次的信息, 全方

位地描绘了我国的社会发展状况。项目组分别于2010年、2012年、2014年和2016年开展四轮调查。问卷内容包括个人层面的教育、职业和收入等信息;家庭层面的成员关系、生活条件、社会交往、收入支出和资产状况等信息;社区层面的基础设施、人口、资源、交通和医疗等数据。

本文的实证分析基于CFPS现有的四轮调查数据。由于研究代际收入流动需要形成父亲与子女的有效样本配对,因此本文依据家庭关系信息,通过受访者及其父亲的个人编码进行配对。本文选取子女年龄在16周岁以上且为非在学人口、父亲年龄在65周岁以下的样本。考虑到父亲与子女的年龄差,本文剔除了父亲年龄与子女年龄之差小于15岁的样本。最后得到1901个有效的父亲与子女配对的观测值。

为降低暂时性收入偏差对父代和子代收入的影响,本文将样本各年度的收入变量通过CPI调整至2016年的价格水平,并使用四年的收入平均值表示个人收入水平。本文主要解释变量为社会网络,从规模、强度和工具性三个维度层层递进地加以衡量。首先,社会网络规模反映了个体拥有的社会网络资源的数量和范围,由于社会网络主要是以亲缘和地缘为基础的亲友网络,而亲友往来通常体现在传统节日时互相拜访上(胡枫和陈玉宇,2012;何凌霄等,2016),因此本文选择“春节拜访的亲友人数”代表个体社会网络的规模。其次,社会网络强度反映了个体控制和汲取社会资源的能力。与西方社会不同,以血缘为纽带的宗族关系成为中国社会最重要和最稳定的社会网络之一(费孝通,1998)。在中国,族谱或家谱可以较好地反映宗族的组织性或凝聚力的强弱(阮荣平和郑风田,2013),通过族谱或家谱维系的宗族成员关系能够有效帮助宗族成员获得非正规金融,实现创业(郭云南等,2013)。家谱修订时的集体仪式活动加强了宗族成员之间的交流协作,促进他们更好地利用宗族网络(Tsai,2007)。区别于一般的社会网络关系,“族谱或家谱”能够体现社会网络的强度,因此本文引入“族谱或家谱”来度量社会网络的强度。最后,拥有广阔的关系网络以及较强的社会交往并不说明个体能够有效地运用社会网络实现某些特定目标。“工具性”作为社会网络更深层次的含义,可以帮助网络成员实现就业或融资等目标(Lin,2008),促进个体提高收入,实现代际收入向上流动。本文使用“找工作时是否得到亲友帮助”反映社会网络的工具性特征(陈钊等,2009;彭程和杨继东,2016)。

为解决社会网络规模和工具性的内生性问题,本文使用父亲在1966-1976年间的家庭成分作为工具变量。本文的控制变量包括个体、家庭和村居信息。由于个人收入受生命周期影响,因此本文在回归中加入父亲和子女年龄及其平方项。回归中加入性别用于反映代际收入流动因性别不同而产生的差异。此外,通信支出、信贷约束、借款总额以及子女行业等变量将用于分析社会网络对代际收入流动的影响机制。

表1中子女的平均收入和平均受教育程度均高于父亲;子女的平均年龄为30岁,约9.5%的子女在找工作时得到过亲友的帮助;样本中有22.9%的家庭有族谱或家谱,37.1%的家庭受到信贷约束,城市家庭占比为53.7%。

表1 变量的定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
收入变量					
子代收入	子女的年工作总收入平均值(元)	23165.240	21533.900	563.250	306968.300
父亲收入	父亲的年工作总收入平均值(元)	20151.350	28299.180	526.950	936800.000
子代收入百分位排序	子女年工作总收入平均值的百分位排序	50.326	28.993	1	100
父亲收入百分位排序	父亲年工作总收入平均值的百分位排序	50.201	29.036	1	100

续表 1 变量的定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
社会网络					
社会网络规模(SN1)	春节来家拜访的亲友人数(人)	6.243	7.099	0	80
社会网络强度(SN2)	有族谱或家谱则赋值为 1; 否则为 0	0.229	0.420	0	1
社会网络工具性(SN3)	子女找工作时得到亲友帮助则赋值为 1; 否则为 0	0.095	0.293	0	1
子女特征					
子女年龄	周岁(岁)	30.095	4.362	22	46
子女性别	男性赋值为 1; 女性赋值为 0	0.673	0.469	0	1
子女受教育年限	子女接受正规学历教育年数(年)	9.944	3.774	0	18
子女行业	根据 GB/T4754-2002 行业分类构建虚拟变量				
信息主要途径	以亲友交流作为主要途径赋值为 1; 否则为 0	0.359	0.480	0	2
父亲特征					
父亲年龄	周岁(岁)	56.437	5.368	43	65
父亲受教育年限	父亲接受正规学历教育年数(年)	7.215	4.239	0	16
父亲行业					
父亲在 1966—1976 年间的家庭成分	地主、富农、富裕中农、资本家等赋值为 1; 否则为 0	0.058	0.235	0	1
家庭特征					
通信支出	家庭月度通信支出(元)	170.322	219.925	0	6000.000
信贷约束	调查年份中家庭借款要求被拒绝赋值为 1; 否则为 0	0.371	0.483	0	1
借款总额	家庭年度借款(元)	13469.400	46337.130	0	700000.000
村居特征					
村居类型	城市赋值为 1; 农村赋值为 0	0.537	0.499	0	1
市场化程度	所在省份市场化程度 <sup>①</sup> 排名位于前 1/2 则赋值为 1; 否则为 0	0.384	0.486	0	1

#### 四、实证模型及结果

##### (一) 社会网络对代际收入流动的影响

本文通过考察社会网络与父亲收入百分位排序的交叉项来分析社会网络对代际收入流动的影响:

$$y_c^R = \alpha + \theta y_f^R + \gamma SN \times y_f^R + \varphi SN + X\mu + \varepsilon \quad (1)$$

其中,  $y_c^R$  和  $y_f^R$  分别代表子女和父亲的年工作总收入的百分位排序。SN 代表社会网络变量, 以春节时到家中拜访的亲友人数表示社会网络规模(SN1), 以是否有族谱或家谱衡量社会网络强度(SN2), 以找工作是否得到亲友帮助表示社会网络的工具性(SN3)。 $\theta + \gamma SN$  反映了代际收入百分位排序关联系数,  $\gamma$  表示社会网络对代际收入百分位排序关联度的影响, 是本文分析的重点。 $\gamma < 0$ , 代际收入百分位排序关联度( $\theta + \gamma SN$ )降低, 意味着社会网络越强的家庭, 其代际收入流动水平越高。X 为控制变量向量, 包括子女性别、子女年龄及其平方项、父亲年龄及其平方项。<sup>②</sup> 回归结果见表 2 中的列(1)—列(4)。

表 2 中列(1)估算的代际收入百分位排序关联系数为 0.314, 意味着子代收入的百分位排序约 1/3 取决于父代收入的百分位排序。表 2 中的列(2)—列(4)分别估计了三个不同维度的社会网

① 市场化程度数据来源于《中国分省份市场化指数报告(2016)》。

② 参考审稿人的建议, 我们还在控制变量中加入了子女教育年限和父亲教育年限, 所得回归结果与表 2 相似(备案)。

络变量对代际收入百分位排序关联系数的影响。结果表明, 社会网络变量与父亲收入的交叉项系数均显著为负, 说明社会网络规模越大、关联越强、社会网络的工具性越有效, 子代与父代收入的百分位排序关联度越低, 这反映了社会网络对代际收入流动的促进作用。

社会网络与代际收入流动之间可能存在内生性。尽管以族谱或家谱度量社会网络强度的外生性得到了广泛认可(郭云南等, 2015; 何凌霄等, 2016), 但社会网络规模(春节时拜访的亲友数)和工具性(子女找工作时得到亲友的帮助)可能存在不容忽视的内生性问题。例如, 不可观测的性格因素可能同时影响子代的社会网络和子代收入。为消除内生性造成的估计偏差, 我们使用父亲在 1966—1976 年间的家庭成分作为工具变量。新中国成立初期的土地改革运动中, 政府依据经济地位(主要是土地数量)将不同家庭划分为贫农、下中农、中农、富农、地主和资本家等阶级。这种政治身份在相当长的一段历史时期(尤其是 1966—1976 年间)对个体的就业、婚姻和社会生活等各方面都会产生重要影响。我们将父亲在 1966—1976 年间的家庭成分生成一个哑变量, 家庭成分被划分为地主、富农、富裕中农或资本家的取值为 1, 其他为 0。尽管政治身份处于“劣势”的人在那段特殊时期受到过冲击, 但改革开放后, 这些家庭在教育 and 财产等方面的状况可能恢复到从前(邱泽奇, 2004)。由于受冲击的大多是当时社会地位较高的家庭, 而社会地位较高的家庭拥有更丰富的社会网络(陈钊等, 2009), 因此 1966—1976 年间父亲的家庭成分与社会网络直接相关, 满足工具变量的相关性特征。但父亲在 1966—1976 年间的家庭成分由父辈以前的家族历史决定, 不会直接影响当前子女收入, 满足工具变量的外生性特征。我们使用 1966—1976 年间父亲的家庭成分作为工具变量, 2SLS 第一阶段回归的  $F$  值均大于 10, 且 *Cragg-Donald Wald* 检验及 *Kleibergen-Paaprk Wald* 检验均表明不存在弱工具变量的问题。

表 2 中列(5)和列(6)的结果显示, 社会网络规模和社会网络工具性均显著促进了代际收入流动, 且这一结论与 *OLS* 估计一致。针对社会网络变量内生性的 *Hausman* 检验  $P$  值均大于 0.15, 表明 2SLS 与 *OLS* 不存在系统性差异。

表 2 社会网络对代际收入百分位排序关联系数的影响

	子代收入百分位排序					
	(1) <i>OLS</i>	(2) <i>OLS</i>	(3) <i>OLS</i>	(4) <i>OLS</i>	(5)2SLS	(6)2SLS
	基本回归	<i>SN1</i>	<i>SN2</i>	<i>SN3</i>	<i>SN1</i>	<i>SN3</i>
父亲收入	0.314*** (0.020)	0.354*** (0.027)	0.337*** (0.023)	0.331*** (0.021)	0.485*** (0.062)	0.370*** (0.033)
社会网络规模( <i>SN1</i> ) ×父亲收入		-0.006** (0.003)			-0.022** (0.010)	
社会网络强度 ( <i>SN2</i> )×父亲收入			-0.108** (0.049)			
社会网络工具性 ( <i>SN3</i> )×父亲收入				-0.182*** (0.070)		-0.620** (0.290)
社会网络规模 ( <i>SN1</i> )		0.151 (0.173)			1.472** (0.693)	
社会网络强度( <i>SN2</i> )			5.681** (2.878)			
社会网络工具性( <i>SN3</i> )				10.585*** (4.082)		36.521** (16.525)
子女性别	8.159*** (1.279)	8.061*** (1.276)	8.201*** (1.279)	8.244*** (1.277)	8.125*** (1.300)	8.451*** (1.294)

续表 2 社会网络对代际收入百分位排序关联系数的影响

	子代收入百分位排序					
	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)2SLS	(6)2SLS
	基本回归	SN1	SN2	SN3	SN1	SN3
子女年龄	11.279*** (1.720)	11.234*** (1.717)	11.263*** (1.718)	11.206*** (1.718)	10.910*** (1.748)	11.026*** (1.736)
子女年龄 <sup>2</sup>	-0.152*** (0.027)	-0.152*** (0.027)	-0.152*** (0.027)	-0.151*** (0.027)	-0.148*** (0.028)	-0.147*** (0.028)
父亲年龄	4.897* (2.524)	4.837* (2.519)	4.662* (2.527)	4.926* (2.521)	5.197** (2.562)	5.008** (2.555)
父亲年龄 <sup>2</sup>	-0.042* (0.023)	-0.041* (0.023)	-0.040* (0.023)	-0.042* (0.023)	-0.044* (0.023)	-0.043* (0.023)
常数项	-311.903*** (62.621)	-310.598*** (62.509)	-306.144*** (62.750)	-312.497*** (62.555)	-322.722*** (63.727)	-314.355*** (63.524)
样本量	1 901	1 901	1 901	1 901	1 901	1 901

注：(1)表 2 中父亲收入指父亲收入的百分位排序，列(1)–列(4)为 OLS 回归结果，列(5)和(6)为 2SLS 回归结果。(2)社会网络规模(SN1)以春节时拜访的亲友人数表示；社会网络强度(SN2)以是否有族谱或家谱表示；社会网络工具性(SN3)以子女找工作时是否得到亲友帮助表示。(3)列(5)为针对社会网络规模的 2SLS 估计结果，第一阶段回归中社会网络规模和交叉项的 F 值分别为 15.60 和 66.32, Cragg-Donald Wald F 值为 54.62, Kleibergen-Paaprk Wald F 值为 12.80, Stock-Yogo weak ID test 10% 临界值为 7.03, Hausman Test 的 P 值为 0.87。(4)列(6)为针对社会网络工具性的 2SLS 估计结果，第一阶段回归中社会网络工具性及交叉项的 F 值分别为 12.52 和 17.77, Cragg-Donald Wald F 值为 42.06, Kleibergen-Paaprk Wald F 值为 11.07, Stock-Yogo weak ID test 10% 临界值为 7.03, Hausman Test 的 P 值为 0.83。(5)表格括号内为标准差，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

为便于将本文结果与相关文献对比，我们也使用代际收入弹性的测量方法重新进行检验，回归结果见于表 3。我们估计得到的代际收入弹性为 0.309，这一数值与韩军辉和龙志和(2011)的估计结果(0.308)十分接近。表 3 中的列(2)–列(4)、列(5)–列(6)分别为 OLS 和 2SLS 的估计结果，其中社会网络变量与父亲收入的交叉项系数也都显著为负。

表 3 社会网络对代际收入弹性的影响

	子代收入对数					
	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)2SLS	(6)2SLS
	基本回归	SN1	SN2	SN3	SN1	SN3
父亲收入	0.309*** (0.020)	0.351*** (0.027)	0.331*** (0.022)	0.326*** (0.021)	0.533*** (0.075)	0.372*** (0.029)
社会网络规模(SN1) ×父亲收入		-0.006** (0.003)			-0.034*** (0.011)	
社会网络强度(SN2) ×父亲收入			-0.123** (0.051)			
社会网络工具性(SN3) ×父亲收入				-0.226*** (0.073)		-0.804*** (0.261)
社会网络规模(SN1)		0.057** (0.026)			0.334*** (0.107)	
社会网络强度(SN2)			1.178** (0.493)			
社会网络工具性(SN3)				2.259*** (0.705)		7.744*** (2.466)

续表 3 社会网络对代际收入弹性的影响

	子代收入对数					
	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)2SLS	(6)2SLS
	基本回归	SN1	SN2	SN3	SN1	SN3
子女性别	0.231*** (0.041)	0.229*** (0.041)	0.233*** (0.041)	0.235*** (0.041)	0.230*** (0.043)	0.243*** (0.042)
子女年龄	0.384*** (0.056)	0.380*** (0.056)	0.383*** (0.056)	0.381*** (0.056)	0.360*** (0.058)	0.376*** (0.057)
子女年龄 <sup>2</sup>	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
父亲年龄	0.153* (0.082)	0.152* (0.082)	0.144* (0.082)	0.151* (0.082)	0.167** (0.084)	0.140* (0.083)
父亲年龄 <sup>2</sup>	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.005* (0.001)	-0.001 (0.001)
常数项	-4.499** (2.035)	-4.820** (2.040)	-4.452** (2.037)	-4.601** (2.031)	-6.677*** (2.208)	-4.650** (2.071)
样本量	1 901	1 901	1 901	1 901	1 901	1 901

注：(1)表 3 中父亲收入指父亲收入的对数，列(1)–列(4)为 OLS 回归结果，列(5)和列(6)为 2SLS 回归结果。(2)社会网络规模(SN1)以春节时拜访的亲友人数表示；社会网络强度(SN2)以是否有族谱或家谱表示；社会网络工具性(SN3)以子女找工作时是否得到亲友帮助表示。(3)列(5)为针对社会网络规模的 2SLS 估计结果，第一阶段回归中社会网络规模和交叉项的 F 值分别为 15.05 和 17.64，Cragg-Donald Wald F 值为 54.72，Kleibergen-Paaprk Wald F 值为 11.63，Stock-Yogo weak ID test 10% 临界值为 7.03，Hausman Test 的 P 值为 0.41。(4)列(6)为针对社会网络工具性的 2SLS 的估计结果，第一阶段回归中社会网络工具性及交叉项的 F 值分别为 12.65 和 12.71，Cragg-Donald Wald F 值为 42.06，Kleibergen-Paaprk Wald F 值为 12.83，Stock-Yogo weak ID test 10% 临界值为 7.03，Hausman Test 的 P 值为 0.49。

综上所述，我们采用两种不同的代际收入流动测量方法，从规模、强度和工具性三个维度综合衡量社会网络，并通过工具变量消除内生性，研究发现社会网络显著提高了居民代际收入流动水平。

## (二)社会网络效应的异质性

社会网络作为影响人们社会经济生活的非市场因素，在市场发育程度不同的地区所发挥作用的大小也可能不同。性别差异通常导致女性劳动力面临更紧张的就业形势，社会网络对不同性别子代收入的影响也可能存在差异。此外，由于父代收入水平不仅决定子代收入流动的起点，还一定程度上决定了家庭社会网络的特征。父代收入水平不同使社会网络对代际收入流动的影响也存在差异。接下来，我们根据样本所在地区的市场化程度、子代性别及父亲收入水平将样本分组，<sup>①</sup>以比较社会网络对不同组别代际收入流动的影响。结果见于表 4。

表 4 中的列(1)和列(2)的结果表示在不同市场化程度下社会网络对代际收入流动的影响。正如预期，社会网络对代际收入流动的促进作用在市场化程度较低的地区作用更加明显，但在其他地区的作用并不显著。这恰恰反映出社会网络作为非市场力量在经济发展中发挥的重要作用。列(3)和列(4)的结果表明，社会网络对女性代际收入流动的促进作用显著，但对男性代际收入流动的促进作用并不显著。列(5)–列(7)为按照父亲收入水平分组的回归结果，从中能够发现社会网络只对低收入组的代际收入百分位排序关联系数产生了显著影响。

<sup>①</sup> 我们将样本按照父亲年工作总收入的平均值由低到高排序，将位于前 1/3 的观测值定义为父亲低收入组，中间 1/3 定义为父亲中等收入组，后 1/3 定义为父亲高收入组。

表4 社会网络效应的异质性

	(1) 市场化程度低	(2) 市场化程度高	(3) 女性	(4) 男性	(5) 父亲低收入	(6) 父亲中等收入	(7) 父亲高收入
代际收入百分位排序关联系数	0.228*** (0.026)	0.287*** (0.033)	0.362*** (0.035)	0.289*** (0.025)	0.523*** (0.110)	0.212** (0.100)	0.244** (0.105)
社会网络规模 (SN1)×父亲收入百分位数排序	-0.006* (0.003)	-0.003 (0.006)	-0.011** (0.005)	-0.005 (0.004)	-0.026* (0.015)	-0.007 (0.018)	-0.009 (0.016)
社会网络强度 (SN2)×父亲收入百分位数排序	-0.108* (0.065)	-0.001 (0.076)	-0.142* (0.086)	-0.087 (0.060)	-0.503* (0.271)	-0.062 (0.236)	0.128 (0.257)
社会网络工具性 (SN3)×父亲收入百分位数排序	-0.191** (0.095)	-0.123 (0.107)	-0.257** (0.110)	-0.139 (0.091)	-0.461* (0.263)	0.255 (0.381)	-0.231 (0.340)
样本量	1171	730	621	1280	634	635	632

注：(1)表4中系数均为单独回归的结果。(2)表4第一行对应着式(1)的基本回归，解释变量不含社会网络变量及交叉项；第二至第四行分别对应加入不同交互项的回归系数。(3)社会网络规模(SN1)以春节时拜访的亲友人数表示；社会网络强度(SN2)以是否有族谱或家谱表示；社会网络工具性(SN3)以子女找工作时是否得到亲友帮助表示。

### 五、机制分析

社会网络显著促进了出身于低收入家庭子女的收入流动，那么这一影响背后是怎样的作用机制呢？社会网络的不同维度是否会通过不同影响机制发挥作用呢？现有文献认为信息交流(张博等, 2015; Li, 2014)、信贷约束(李力行和周广肃, 2014a)和子女就业(Corak 和 Piraino, 2011; 周兴和张鹏, 2014)都会影响子女收入和代际收入流动水平。<sup>①</sup>接下来，我们从社会网络促进信息共享、降低信贷约束和改善子女就业三个方面来分析社会网络影响代际收入流动的作用机制。

#### (一)社会网络加强信息共享

社会网络的基本功能是实现信息共享，网络成员之间的互相交流有利于促进信息传播。在信息不对称的竞争领域，信息共享可以创造有效价值(Granovetter, 1973)。蒲艳萍等(2018)发现网络成员间的信息传递降低了工资扭曲程度；张博等(2015)证实社会网络可以通过促进信息获取来提高家庭自营工商业收入；Li(2014)认为亲友之间的信息共享还可以通过促进家庭投资进而影响家庭收入。

为了验证社会网络是否能够通过加强信息共享影响代际收入流动，我们分别考察社会网络对主要信息的获取途径(以亲友为主要信息来源)和社交频率(通讯支出)的影响，因为“以亲友为主要信息来源”直接反映了个体对社交网络的依赖；通讯支出能够以货币单位量化个体进行社会交往的频率及强度。表5列出了三个不同维度的社会网络变量分别对“主要信息来源”和“通讯支出”的影响。

表5中列(1)–列(3)为Probit模型的边际效应。结果表明，社会网络规模和社会网络强度显著地影响了个体是否以亲友作为主要信息来源，但社会网络的工具性特征并不是影响个体主要信息来源的显著因素。列(4)–列(6)为OLS模型的回归系数。类似地，社会网络规模和社会网络强度也显著地影响了个体的社交频率，但社会网络的工具性对社交频率并无显著作用。因此，社会网络加强信息共享进而促进代际收入流动的作用主要是通过社会网络规模和强度来实现的。

<sup>①</sup> 我们也进行了相关实证研究(结果备索)，发现信息交流、信贷约束和子女就业均会显著影响低收入家庭子女收入向上流动的概率，从而验证了既有文献的结论。

表 5 社会网络对信息获取的影响

	以亲友为主要信息来源			通信支出对数		
	(1)SN1	(2)SN2	(3)SN3	(4)SN1	(5)SN2	(6)SN3
社会网络规模(SN1)	0.007** (0.003)			0.022* (0.012)		
社会网络强度(SN2)		0.083* (0.047)			0.244* (0.134)	
社会网络工具性(SN3)			-0.090 (0.066)			0.070 (0.175)
其他控制变量(子女特征、父亲特征、家庭特征、村居特征)	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	634	634	634	634	634	634

注: 社会网络规模(SN1)以春节时拜访的亲友人数表示; 社会网络强度(SN2)以是否有族谱或家谱表示; 社会网络工具性(SN3)以子女找工作时是否得到亲友帮助表示。

### (二) 社会网络缓解信贷约束

信贷约束作为影响家庭收入的重要因素, 不但会制约家庭生产经营的资金周转(张博等, 2015), 而且还会阻碍家庭对子女的人力资本投资(李力行和周广肃, 2014b), 限制子女收入向上流动。社会网络可以缓解信贷交易中的道德风险和不对称问题, 帮助借款人找到信用或物质资产的担保人来缓解信贷约束(李庆海等, 2017)。我们以“是否受到信贷约束”表示家庭受到信贷约束的状况, 以“借款规模”反映家庭受信贷约束的程度(借款规模越大, 受信贷约束的程度越低), 并分析社会网络对家庭信贷约束的影响。结果如表 6 所示。

表 6 中的列(1)–列(3)为 Probit 模型的边际效应, 结果表明社会网络规模和强度显著地降低了家庭受信贷约束的概率, 但社会网络的工具性并无明显作用。列(4)–列(6)为 OLS 模型的回归结果, 可以看出家庭社会网络规模越广泛, 家庭借款规模也就越大, 但社会网络强度和社会网络的工具性变量对家庭借贷规模则没有显著的促进作用。因此, 社会网络通过缓解信贷约束进而推动代际收入流动主要是借助社会网络规模来实现的。

表 6 社会网络对家庭信贷约束的影响

	家庭是否受信贷约束			家庭借款总额对数		
	(1)SN1	(2)SN2	(3)SN3	(4)SN1	(5)SN2	(6)SN3
社会网络规模(SN1)	-0.009*** (0.003)			0.061** (0.030)		
社会网络强度(SN2)		-0.308*** (0.051)			-0.683 (0.489)	
社会网络工具性(SN3)			0.100 (0.062)			-0.433 (0.637)
其他控制变量(子女特征、父亲特征、家庭特征、村居特征)	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	631	631	631	634	634	634

注: 社会网络规模(SN1)以春节时拜访的亲友人数表示; 社会网络强度(SN2)以是否有族谱或家谱表示; 社会网络工具性(SN3)以子女找工作时是否得到亲友帮助表示。

### (三) 社会网络改善子女就业

子女收入高低受其所处行业的发展状况影响。给定其他因素, 子女进入高收入行业就意味着能获得较高的收入。有研究表明, 社会网络能帮助个体改善就业(Munshi 和 Rosenzweig, 2006;

陈钊等, 2009)。为了验证这一影响机制, 我们计算了所有样本的平均工资及各行业平均工资, 将行业平均工资高于总体平均工资的行业定义为高收入行业, 使用 *Probit* 模型研究社会网络对子女进入高收入行业概率的影响。结果见于表 7。

正如预期, 给定其他因素, 社会网络的工具性特征显著促进了子女进入高收入行业就业的概率, 但社会网络规模和社会网络强度对子女进入高收入行业概率的影响都不显著。因此, 社会网络通过改善子女就业进而推动代际收入流动主要是借助了社会网络的工具性职能。

综上所述, 社会网络能够显著地促进代际收入流动, 但不同维度的社会网络变量在影响代际收入流动的不同机制中也发挥了不同作用。社会网络规模(春节时拜访的亲友人数)和社会网络强度(族谱或家谱)主要通过促进信息共享和缓解信贷约束而推动低收入家庭子女的代际收入流动, 而社会网络的工具性特征(找工作时得到亲友帮助)则通过帮助低收入家庭子女改善就业、增加收入而促进其代际收入流动。

## 六、结论与启示

本文实证研究了社会网络对代际收入流动的影响, 并尝试探讨其背后的作用机制, 采用父代与子代的收入百分位排序关联系数衡量代际收入流动, 从社会网络规模、强度和工具性三个维度综合测量社会网络, 使用工具变量消除内生性后发现: 社会网络显著地促进了我国居民的代际收入流动, 且这种影响在市场化程度较低的地区、女性及低收入家庭中更为显著。

由于社会网络对代际收入流动的促进作用在低收入家庭中效果显著, 因此我们从信息共享、信贷约束和子女就业三个方面分析了社会网络影响代际收入流动的作用机制, 发现不同维度的社会网络在不同的作用机制中所发挥的作用也存在差异。社会网络通过加强信息共享而促进代际收入流动主要是借助了社会网络规模和社会网络强度; 社会网络降低信贷约束主要是通过社会网络规模来实现的; 社会网络通过改善子女就业并促进代际流动则主要是借助了社会网络的工具性特征。

根据上述研究结论, 本文提出以下政策建议: 第一, 由于社会网络能够显著地促进代际收入流动, 因此地方政府要扩大社会网络, 增加社会支持的来源, 提高本地居民的组织参与能力, 采取多种措施为居民提供参加各种社会活动的机会。特别地, 地方政府应该关注低收入群体的社会网络构建情况, 加快低收入群体的社会融合, 增强地方归属感和对本地居民的信任感。第二, 由于社会网络效应在不同人群中存在异质性, 因此应针对不同类型的群体制定有针对性的政策。例如, 政府应关注社会网络对女性的影响, 制定针对女性劳动力的就业扶持政策, 积极开发适合女性的就业岗位, 强化公共就业服务, 改变女性劳动力就业依赖社会网络的现状; 同时, 在推进市场化改革的同时需要更加重视公平, 完善公共服务体系, 形成有效的社会治理、良好的社会秩序, 提高动态收入公平和机会均等。第三, 由于信息获取是社会网络影响代际收入流动的重要渠道, 因此政府应促进信息公开, 保障公民信息获取权, 降低信息不对称, 充分发挥信息对经济活动

表 7 社会网络对子女进入高收入行业概率的影响

	子女是否进入高收入行业		
	(1)SN1	(2)SN2	(3)SN3
社会网络规模 (SN1)	0.001 (0.003)		
社会网络强度 (SN2)		0.031 (0.042)	
社会网络工具性 (SN3)			0.105** (0.053)
其他控制变量(子女特征、父亲特征、家庭特征、村居特征)	控制	控制	控制
样本量	631	631	631

注: 表 7 为 *Probit* 模型的边际效应。社会网络规模(SN1)以春节时拜访的亲友人数表示; 社会网络强度(SN2)以是否有族谱或家谱表示; 社会网络工具性(SN3)以子女找工作时是否得到亲友帮助表示。

的服务作用,提高各项工作的透明度。第四,由于信贷约束阻碍了低收入家庭子女的收入流动,因此政府应进一步深化金融体系改革,拓宽融资渠道,创新融资方式,健全监管体系,降低信贷约束的负面影响。第五,由于社会网络可以通过帮助低收入家庭子女就业而促进代际收入流动,因此政府应进一步深化劳动就业的市场化改革,消除某些高收入行业存在的垄断壁垒以及阻碍劳动力自由流动的体制,保障劳动者通过努力奋斗而实现个人价值,为劳动者提供更加公平的就业环境。

参考文献:

- [1]陈琳,沈馨. 父代关系与代际收入流动: 基于教育和就业的视角[J]. 南方经济, 2016, (5): 34-45.
- [2]陈琳,袁志刚. 中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制[J]. 世界经济, 2012, (6): 115-131.
- [3]陈钊,陆铭,佐藤宏. 谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用[J]. 经济研究, 2009, (10): 121-132.
- [4]邸玉娜. 代际流动、教育收益与机会平等——基于微观调查数据的研究[J]. 经济科学, 2014, (1): 65-74.
- [5]费孝通. 乡土中国生育制度[M]. 北京: 北京大学出版社, 1998.
- [6]郭丛斌,闵维方. 中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究[J]. 教育研究, 2007, (5): 3-14.
- [7]郭云南,张晋华,黄夏岚. 社会网络的概念、测度及其影响: 一个文献综述[J]. 浙江社会科学, 2015, (2): 122-132.
- [8]郭云南,张琳弋,姚洋. 宗族网络、融资与农民自主创业[J]. 金融研究, 2013, (9): 136-149.
- [9]韩军辉,龙志和. 基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位回归研究[J]. 中国人口科学, 2011, (5): 26-35.
- [10]何凌霄,南永清,张忠根. 老龄化、社会网络与家庭农业经营——来自 CFPS 的证据[J]. 经济评论, 2016, (2): 85-97.
- [11]胡枫,陈玉宇. 社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的证据[J]. 金融研究, 2012, (12): 178-192.
- [12]李力行,周广肃. 代际传递、社会流动性及其变化趋势——来自收入、职业、教育、政治身份的多角度分析[J]. 浙江社会科学, 2014a, (5): 11-22.
- [13]李力行,周广肃. 家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性[J]. 经济学(季刊), 2014b, (1): 65-82.
- [14]李庆海,吕小锋,李锐,等. 社会资本能够缓解农户的正规和非正规信贷约束吗?基于四元 Probit 模型的实证分析[J]. 南开经济研究, 2017, (5): 77-98.
- [15]李岩,兰庆高,毕翠霞. 农户贷款行为的发展规律及其影响因素——基于山东省 573 户农户 6 年追踪数据[J]. 南开经济研究, 2014, (1): 134-145.
- [16]梁爽,张海洋,平新乔,等. 财富、社会资本与农户的融资能力[J]. 金融研究, 2014, (4): 83-97.
- [17]刘琳,赵建梅,钟海. 创业视角下代际收入流动研究: 阶层差异及影响因素[J]. 南开经济研究, 2019, (5): 163-179.
- [18]刘小鸽,司海平. 计划生育与代际不平等传递——基于个体代际流动的微观视角[J]. 经济评论, 2017, (5): 139-151.
- [19]彭程,杨继东. 人情还是信息——社会网络与工资决定[J]. 世界经济文汇, 2016, (5): 17-40.
- [20]蒲艳萍,顾冉,成肖. 社会资本能降低劳动力工资扭曲吗?——测度和传导机制分析[J]. 财经研究, 2018, (5): 121-139.
- [21]邱泽奇. 当代中国社会分层状况的变迁[M]. 保定: 河北大学出版社, 2004.
- [22]阮荣平,郑风田. 市场化进程中的宗族网络与乡村企业[J]. 经济学(季刊), 2013, (1): 331-356.
- [23]宋旭光,何宗樾. 义务教育财政支出对代际收入流动性的影响[J]. 财政研究, 2018, (2): 64-76.
- [24]孙三百,黄薇,洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要?——基于代际收入流动的视角[J]. 经济研究, 2012, (5): 147-159.
- [25]汪晨,万广华,曹晖. 中国城乡居民收入极化的趋势及其分解: 1988-2007 年[J]. 劳动经济研究, 2015, (5): 45-68.
- [26]吴晓刚. 中国的户籍制度与代际职业流动[J]. 社会学研究, 2007, (6): 38-65.

- [27]杨娟,赖德胜,邱牧远. 如何通过教育缓解收入不平等?[J]. 经济研究,2015,(9): 86-99.
- [28]叶静怡,衣光春. 农民工社会资本与经济地位之获得——基于北京市农民工样本的研究[J]. 学习与探索,2010,(1): 143-147.
- [29]张博,胡金焱,范辰辰. 社会网络、信息获取与家庭创业收入——基于中国城乡差异视角的实证研究[J]. 经济评论,2015,(2): 52-67.
- [30]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[J]. 经济学(季刊),2007,(2): 539-560.
- [31]张振,徐雪高,吴比. 新常态下农户家庭社会关系网络的收入效应研究——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 经济问题,2016,(6): 73-78.
- [32]周广肃,樊纲,申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界,2014,(7): 12-21.
- [33]周兴,张鹏. 代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究[J]. 经济学(季刊),2014,(1): 351-372.
- [34]卓玛草,孔祥利. 农民工代际收入流动性与传递路径贡献率分解研究[J]. 经济评论,2016,(6): 123-135.
- [35]Anderberg D, Andersson F. Stratification, social networks in the labour market, and intergenerational mobility[J]. *The Economic Journal*, 2007, 117(520): 782-812.
- [36]Becker G S, Tomes N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J]. *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6): 1153-1189.
- [37]Behrman J R, Taubman P. Intergenerational transmission of income and wealth[J]. *American Economic Review*, 1976, 66(2): 436-440.
- [38]Björklund A, Jäntti M. Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States[J]. *American Economic Review*, 1997, 87(5): 1009-1018.
- [39]Blanden J, Macmillan L. Educational inequality, educational expansion and intergenerational mobility[J]. *Journal of Social Policy*, 2016, 45(4): 589-614.
- [40]Burt R. Structural holes: The social structure of competition[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1992.
- [41]Calvo-Armengol A, Jackson M O. Like father, like son: Social networks, human capital investment, and social mobility[R]. Working Paper No.1242, 2005.
- [42]Chetty R, Hendren N, Kline P, et al. Is the United States still a land of opportunity? Recent trends in intergenerational mobility[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(5): 141-147.
- [43]Corak M, Piraino P. The intergenerational transmission of employers[J]. *Journal of Labor Economics*, 2011, 29(1): 37-68.
- [44]Das M, Sjögren T. The inter-generational link in income mobility: Evidence from adoptions[J]. *Economics Letters*, 2002, 75(1): 55-60.
- [45]Duclos J Y, Esteban J, Ray D. Polarization: Concepts, measurement, estimation[J]. *Econometrica*, 2004, 72(6): 1737-1772.
- [46]Dustmann C. Return migration, investment in Children, and intergenerational mobility: Comparing sons of foreign- and native-born fathers[J]. *The Journal of Human Resources*, 2008, 43(2): 299-324.
- [47]Ernisch J, Francesconi M, Siedler T. Intergenerational mobility and marital sorting[J]. *The Economic Journal*, 2006, 116(513): 659-679.
- [48]Granovetter M S. The strength of weak ties[J]. *American Journal of Sociology*, 1973, 78(6): 1360-1380.
- [49]Kinnan C, Townsend R. Kinship and financial networks, formal financial access, and risk reduction[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(3): 289-293.
- [50]Li G. Information sharing and stock market participation: Evidence from extended families[J]. *Review of Economics*

- and *Statistics*, 2014, 96(1): 151–160.
- [51]Lin N. A network theory of social capital[A]. Castiglione D, Van Deth J, WollebG. The handbook of social capital[M]. Oxford:Oxford University Press, 2008.
- [52]Munshi K, Rosenzweig M. Traditional institutions meet the modern world: Caste, gender, and schooling choice in a globalizing economy[J]. *American Economic Review*, 2006, 96(4): 1225–1252.
- [53]Pekkarinen T, Uusitalo R, Kerr S. School tracking and intergenerational income mobility: Evidence from the Finnish comprehensive school reform[J]. *Journal of Public Economics*, 2009, 93(7-8): 965–973.
- [54]Prais S J. Measuring social mobility[J]. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 1955, 118(1): 56–66.
- [55]Putnam R D, Leonardi R, Nanetti R Y. Making democracy work: Civic traditions in modern Italy[M]. Princeton:Princeton University Press, 1994.
- [56]Restuccia D, Urrutia C. Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(5): 1354–1378.
- [57]Sacerdote B. How large are the effects from changes in family environment? A study of Korean American adoptees[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(1): 119–157.
- [58]Tsai L. Accountability without democracy: Solidary groups and public goods provision in rural China[M]. New York: Cambridge University Press, 2007: 858-859.
- [59]Wasserman S, Faust K. Social network analysis: Methods and applications[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.

## How do Social Networks Affect Intergenerational Income Flow?

Liu Lin, Zhao Jianmei

*(China Academy of Public Finance and Public Policy, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)*

**Summary:** China's income gap and intergenerational income flow are of great concern. This paper empirically studies the influence of social networks on intergenerational income flow. Using the correlation of intergenerational income percentile ranks between fathers' and sons' income to measure intergenerational income flow, and measuring social networks from three dimensions of scale, intensity and instrumentality, the study finds that social networks significantly promote intergenerational income flow, and the conclusion still holds after using fathers' family composition as a tool variable to eliminate endogeneity in 1966–1976. This kind of influence is more obvious in the areas with low marketization, woman and low-income families. Further research shows that social networks promote intergenerational income flow by strengthening information sharing, reducing credit constraints and improving children's employment, and the three dimensions of social networks play different roles in different channels.

**Key words:** social networks; intergenerational income flow; correlation of intergenerational income percentile ranks

(责任编辑 景 行)