

社会资本对家庭收入的影响研究

——基于CFPS数据分析

邱欣

重庆大学, 重庆

收稿日期: 2022年12月2日; 录用日期: 2023年1月3日; 发布日期: 2023年1月11日

摘要

改革开放以来, 中国经济高速增长, 人民收入水平稳步提升, 对于收入的制约因素和影响机制受到众多学者关注, 人们参与社会经济生活又主要以家庭为单位, 故本文关注家庭收入。中国是典型的人情社会, 通过人情往来形成的社会关系网络在人们生活中占有重要地位, 是居民获取社会资本的重要途径之一。本文基于CFPS2016年的数据, 利用扩展的明瑟方程模型, 考察社会资本对家庭收入的影响以及社会资本对不同收入群体的影响差异, 并用逐步回归法验证社会资本对家庭收入的影响机制。研究发现: 社会资本对家庭收入有显著的积极作用, 对低收入群体的促进作用更强, 且具有稳健性。社会资本显著且稳健地通过人力资本效应、求职渠道效应和融资渠道效应作用于家庭收入, 相对贡献份额分别为9.2%、2.4%和11.6%, 融资渠道效应对家庭收入的促进作用最大。此外, 市场化水平的提高会减弱社会资本对家庭收入的促进作用, 但不改变社会资本促进家庭收入提高的特征。

关键词

社会资本, 家庭收入, 人力资本, 求职渠道, 融资渠道

Research on the Impact of Social Capital on Household Income

—Based on CFPS Data Analysis

Xin Qiu

Chongqing University, Chongqing

Received: Dec. 2nd, 2022; accepted: Jan. 3rd, 2023; published: Jan. 11th, 2023

Abstract

Since the reform and opening up, China's economy has been growing at a high speed, and the level

文章引用: 邱欣. 社会资本对家庭收入的影响研究[J]. 可持续发展, 2023, 13(1): 36-51.

DOI: 10.12677/sd.2023.131005

of people's income has steadily improved. Many scholars have paid attention to the constraints and impact mechanisms on income. People's participation in social and economic life is mainly based on families, so this paper focuses on family income. China is a typical human society. The social relationship network formed through human exchanges plays an important role in people's lives and is one of the important ways for residents to obtain social capital. Based on the data of CFPS in 2016, this paper uses the extended Mincer equation model to investigate the impact of social capital on household income and the difference in the impact of social capital on different income groups, and uses the stepwise regression method to verify the impact mechanism of social capital on household income. The study found that social capital has a significant positive effect on family income, and has a stronger role in promoting low-income groups, and it is robust. Social capital significantly and steadily affects family income through the human capital effect, job seeking channel effect and financing channel effect, with relative contribution shares of 9.2%, 2.4% and 11.6%, respectively. The financing channel effect plays the largest role in promoting family income. In addition, the improvement of the level of marketization will weaken the role of social capital in promoting family income, but will not change the characteristics of social capital in promoting family income.

Keywords

Social Capital, Family Income, Human Capital, Employment Channels, Financing Channels

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

改革开放以来, 中国逐步从计划经济向社会主义市场经济转型, 使得经济高速增长, 国内生产总值从 1978 年的 3645.2 亿元上升到 2019 年的 990865.1 亿元。与此同时, 人民收入水平也稳步提升, 城镇居民人均可支配收入从 1978 年的 343 元, 增加到 2018 年的 42,359 元; 农村居民人均可支配收入从 1978 年的 134 元增加到 2018 年的 16021 元¹。居民收入水平作为反映一国经济发展水平的重要指标, 提升居民收入水平对实现全面小康具有重要意义[1], 因此有必要深入分析其制约因素及影响机制。纵观中国数千年的文明历史, 长期以农业和家庭手工业为主的经济结构和自给自足的生产方式, 以家庭为核心的社会伦理观和社会关系结构[2], 使得家庭成为社会最基本的细胞, 承担了经济生产、抚育赡养等功能, 家庭的正常运行是社会正常运转的基础[3]。鉴于此, 本文将家庭收入作为研究对象。

受传统农耕社会和儒家文化的影响, 中国成为传统的关系型社会[4], 人情关系在社会交往中扮演着重要的角色[5]。人们自发地进行人情消费以达到维系感情、加强联络的目的, 比如婚丧嫁娶的随礼行为、朋友聚会的支出、亲友间的互相借贷。不管是求学生涯还是工作生活中, 人们都在不断地与他人产生人情往来, 逐渐形成纵横交错的社会关系网络。据 CFPS2016 的数据, 中国家庭平均人情礼支出占家庭收入的比值超过 10% 的地区有重庆、贵州、四川、吉林和辽宁, 最高的重庆达 19.4%, 最低的广东也超过 3%。可见中国家庭对于社会关系网络的维护较为重视, 那么在中国这种关系型社会的背景下, 家庭成员从社会关系网络中获取的社会资本是否会影 响家庭收入? 对不同收入的群体, 其效应是否存在差异? 如果社会资本对家庭收入有显著影响, 那么其内在传导机制又是什么? 因此剖析社会资本与家庭收入之

¹数据来自国家统计局。

间的内在关联有非常重要的现实意义。

现有文献大多从人力资本[6]、物质资本[7]、和政策因素[8]角度对家庭收入进行研究,从社会资本视角对家庭收入的研究较少,且缺乏对影响机制的分析。本文选择社会资本的视角研究家庭收入,回顾前人研究所取得的经验,基于CFPS2016的数据,系统研究社会资本如何影响家庭收入,主要探索在于:第一,从社会资本的视角研究家庭收入,补充和拓展了对家庭收入影响因素的研究成果。尽管研究社会资本影响个人福利的文献较为丰富,但关注家庭层面社会资本对收入的影响的研究较少。第二,将社会资本影响家庭收入的内在传导机制识别为人力资本效应、求职渠道效应和融资渠道效应,并为传导机制的有效性提供了经验证据。

余下内容安排如下:第二部分是文献回顾与研究假说;第三部分是模型、数据与变量;第四部分为社会资本对家庭收入影响的实证分析;第五部分为社会资本如何影响家庭收入的作用机制分析;第六部分是研究结论和对策建议。

2. 文献回顾与研究假说

对于社会资本的研究,学术界有三种不同的层次:① 微观层次,该层次社会资本始于社会网络分析,Burt [9]在个体层面将其定义为一个人与朋友、同事的关系或者更一般的联系,通过这些关系使已经获得其他资本的效用最大化。而群体的社会资本,是群体内各成员所拥有社会资本的总和,与解决群体内部的集体行动问题无关[9]。Loury 和 Coleman 等人对就业和邻里关系等进行的研究均基于微观层次。② 中观层次,即过渡资本观,Coleman 在《社会理论基础》中强调了社会资本的结构性质及其公共产品性质,认为社会资本不仅是个人增加利益的途径,也是解决群体内部集体行动问题的重要资源,推动狭义的社会资本观过渡到更宽泛的社会资本概念[10]。③ 宏观层次,Putnam [11]将社会资本界定为信任、规范和网络,它们通过促进合作行动提高社会效率,从而将社会资本与集体行动和公共政策联系起来,这个概念被学界普遍接受。

东西方诸多社会差异使得社会资本理论的应用有所差异[12],因此,将社会资本理论运用到中国,应注意中国社会中“关系”的真实内涵[13]。本文讨论的社会资本基于中国社会中的“关系”及由此形成的社会关系网络,研究“家庭”这个群体所拥有的社会资本与达到群体目标的关系,不存在群体内部的集体行动问题,因此,本文关注微观层次的社会资本,以社会资源为基础,以关系网络为载体,网络中的每个人根据资源占有情况各自拥有场域和位置。

国内外学者在微观层面社会资本的研究中,通常从社会网络的衡量角度来研究社会资本对个人福利和家庭福利的影响。社会资本对个人收入的促进效应已得到广泛验证[14]-[19],Deppa [18]、刘国亮和武美闯[19]和王晶[20]等人认为社会资本对家庭收入存在促进效应。在此基础上,为初步判断社会资本与家庭收入的关系,本文借鉴[17]用人情礼支出代替社会资本,绘制了与家庭收入的散点图和拟合线。从图1可观察到,人情礼支出与家庭收入呈现正相关关系,初步说明社会资本对家庭收入的促进效应。Grootaert [21]研究发现社会资本对于家庭福利具有积极地促进作用的同时,通过分位数回归发现对于低收入家庭来说社会资本的作用更加显著。由此提出:

假说1:社会资本对家庭收入具有积极作用,且在家庭收入各分位点的影响不同。

关于社会资本在微观层面对家庭收入存在的影响机制,本文梳理了人力资本效应、求职渠道效应和融资渠道效应三种主要途径。

1) 人力资本效应

人力资本对收入存在促进作用已经成为共识[22],根据传统收入生产函数理论,教育可以通过提升劳动力质量提高个人生产力[6],从而提高家庭收入,受教育程度也是衡量人力资本的重要指标,因此社会

资本主要通过影响受教育程度来影响家庭收入。关于教育作为社会资本对家庭收入的作用途径的文献较少,但在中国传统的关系型社会中,随礼行为能够促进人情往来,维系和拓展社会网络,也表现在师生关系或教师群体中,家庭拥有较多社会资本,孩子也更有可能是得到更好的教育,从而提高家庭收入。胡玉梅[23]基于 CFPS2016 年的数据,研究发现随礼行为能促进教育回报,送礼的教育回报比不送礼高出 2.85%。由此提出:

假说 2: 社会资本通过影响受教育程度影响家庭收入。

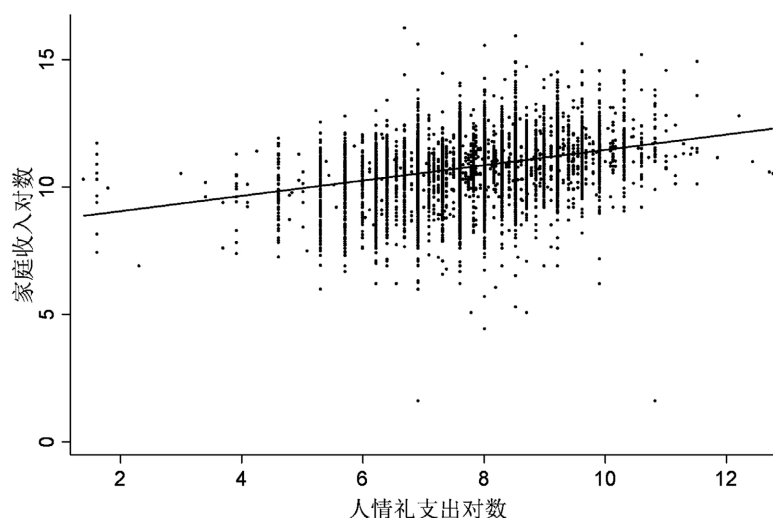


Figure 1. Relationship between social capital and household income
图 1. 社会资本与家庭收入的关系

2) 求职渠道效应

求职者在劳动力市场中获取的工资待遇是家庭收入的重要来源。较多研究都发现了社会网络对求职过程具有重要意义[24]。根据人与人之间的在情感上的亲密度和交互行为的连接强度,人际关系被分为强关系和弱关系[21]。一方面,劳动力市场中,雇主和求职者可能存在信息不对称问题,而弱关系可以为求职者提供求职信息,促进求职成功。Granovetter [21]的研究表明,美国将近 50%的在职人员是通过朋友或亲戚以及其他关系找到工作的。另一方面,社会资本能直接通过人情关系影响求职,边燕杰[14]对 Granovetter 的“弱关系假说”提出挑战,他认为在中国社会中求职,发挥主要作用的是弱关系背后的强关系,并非弱关系。随着中国劳动力市场日趋成熟,充分利用人情资源和信息资源,综合社会网络渠道和市场渠道求职为主流方式[24]。由此提出:

假说 3: 社会资本能通过信息和人情两种途径影响求职渠道,帮助求职者获得更好的职位,从而增加家庭收入。

3) 融资渠道效应

在“万众创新,大众创业”的时代背景下,经营性收入也是家庭收入的重要来源。2019 年 11 月 20 日,国家统计局第四次全国经济普查显示个体经营户达 6295.9 万户,此外,大量农户也从事饲养家禽、培植作物等农业经营活动。然而信贷排斥问题却成为影响普通家庭创业活动的关键因素[25],Banejee 等(2009)在田野实验中发现获得贷款对农户有极大帮助。虽然正规金融在中国市场经济中有重要地位,但由于普通居民还款能力不足、借贷程序繁琐、个人征信体系不够完善等原因,通过正规渠道获得贷款存在一定困难和成本。此时,从社会网络中获取资金的方式,存在一定替代作用[26]。社会网络为家庭提供了

关系型融资的渠道,提高了获得融资的可能性,为家庭经营活动提供资金支持,从而提高经营性收入,增加家庭收入。在农村地区,宗族网络的存在也能给居民带来更多的亲友借款渠道,从而促进关系型融资[27]。由此提出:

假说 4: 社会网络可能通过提供融资渠道,获得关系型融资,从而促进家庭收入提高。

3. 模型、数据与变量

(一) 基准模型

查阅国内外文献,发现相关研究中的模型设定大多基于明瑟收入方程进行拓展。明瑟收入方程由明瑟于 1974 年提出,具有简洁性、可控性和易操作性的优点,被广泛用于研究人力资本对收入的影响。其方程的一般形式如下:

$$\ln y = f(\text{Sch}, \text{Exper}, X, \varepsilon) \quad (1)$$

(1)式中, $\ln y$ 表示收入的对数, Sch 表示教育年限, Exper 表示经验(工作年限), X 表示其他控制变量, ε 表示其他不可测因素,并满足 $E(\varepsilon|X) = 0$ 。

本文在明瑟收入方程模型的基础上进一步拓展,假定生产技术保持不变,且不受政策因素影响,在人力资本的基础上,引入社会资本和其他控制变量,进行社会资本对家庭收入影响的研究,得到的基准回归模型如下:

$$\ln y = \alpha + \beta_1 \ln sc + \beta_i x_i + \mu \quad (2)$$

(2)式中 $\ln y$ 代表家庭收入的对数形式, $\ln sc$ 代表社会资本的对数形式, x_i 代表健康状况、受教育程度、性别、年龄、政治面貌、城乡和省份等控制变量, μ 代表其他不可控因素。

(二) 数据来源及处理

本文主要从微观层面研究社会资本对家庭收入的影响,采用 CFPS2016 的调查数据进行考察。该数据由北京大学中国社会科学调查中心收集并发布,涉及 31 个省(市或自治区),样本含量大,数据可靠性较高,内容涵盖人情礼支出、家庭收入、受教育程度、健康状况、年龄、性别、政治面貌、所属省份以及城乡等详细数据,提供了研究社会资本对家庭收入影响所需要的数据。结合本文研究内容,将数据进行以下处理:将成人样本和家庭样本进行一一匹配,得到同时包含受访对象个体特征和家庭特征的样本数据,再根据变量的经济含义,删除无效和变量缺失的样本,得到 31,216 个有效样本。

(三) 变量选择与描述

关键解释变量:社会资本概念抽象,目前学界还没有普遍认同的度量方法。但在将社会资本概念运用到研究中国传统社会关系中时,度量方式应侧重于反应中国社会的特点。在中国传统关系型社会中,人情消费对于社会网络维护意义重大,随礼行为是中国家庭和个人建立关系网络的重要工具。于是本文将国外对社会资本的定义和中国的关系文化相结合,从家庭层面对社会资本进行了度量,也即对家庭社会网络规模进行度量,借鉴章元和陆铭[15]的做法,采用家庭问卷中“过去 12 个月总共送出的人情礼”作为社会资本的代理变量,反应在社会资本维护和拓展的投入情况,虽然不能反映全部的社会资本,但由于度量难度和数据的限制,也能在一定程度上反映居民社会交往的范围和社会资本的多少。因模型需要,采用对数形式,因此关键解释变量为“人情礼支出对数”。

关键被解释变量:选择家庭人均年收入来反映家庭收入,该变量的信息来自于家庭问卷,考虑到模型的建立,对家庭人均年收入数据取对数,因此被解释变量为“家庭人均年收入对数”。

控制变量:① 健康状况。受访对象的健康状况直接影响其参与劳动获取收入[6],健康状况来自 CFPS 成人问卷中受访者对健康状况的自评。非常健康、很健康、比较健康、一般健康、不健康分别赋值 1、2、

3、4、5。② 受教育程度。普遍认为受教育程度对收入存在影响[28]。取值 1~8，文盲/半文盲赋值为 1，小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、本科、硕士、博士分别赋值为 2、3、4、5、6、7、8。③ 年龄。随着年龄的增长，工作年限和工作经验随之增加，可能带来更高的收入[29]。年龄变量为连续变量，其数据来源于 CFPS 成人问卷。④ 性别。若受访者为男性，赋值为 1，女性，赋值为 0。⑤ 政治面貌。党员身份作为政治资本，很大程度上会通过就业途径的选择影响收入[30]，根据 CFPS 成人问卷中受访者对“是否是党员”这一问题的回答，是赋值为 1，否赋值为 0。⑥ 城乡。城镇和乡村收入差距长期存在，根据受访者户口所在地，城镇赋值为 1，乡村赋值为 0。⑦ 省份。不同省份的收入水平存在差异，本文按省国标码对受访者所处省份赋值。表 1 是变量的描述性统计结果。

Table 1. Descriptive statistics of variables

表 1. 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
家庭人均年收入对数	31,216	9.426	0.981	0.916	15.240
人情礼支出对数	31,216	7.890	1.088	1.386	12.770
受教育程度	31,216	2.866	1.387	1	8
健康状况	31,216	3.032	1.234	1	5
年龄	31,216	45.820	17.420	16	104
性别	31,216	0.497	0.500	0	1
是否为党员	31,216	0.084	0.278	0	1
城乡	31,216	0.458	0.498	0	1
省份	31,216	39.110	15.220	11	65

对表 1 初步观察发现，调查对象中女性比男性稍多，约占样本总体的 50.3%，年龄跨度较大，约有 8.44% 的政治面貌为党员，城镇户口的人数约占样本总体的 45.8%。调查对象受教育程度的均值为 2.866，平均受教育程度高于小学低于初中，普遍较低，健康状况的平均值为 3.032，比较健康。

4. 社会资本对家庭收入影响的实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了对模型(2)逐步加入控制变量，进行 OLS 回归的参数估计值。第(1)列是未添加任何控制变量的情况下，“家庭人均年收入对数”和“人情礼支出对数”的二元回归结果，估计系数为 0.275 且在 1% 的水平上显著，说明人情礼支出较高的家庭在“家庭人均年收入对数”上比人情礼支出低的家庭要高出 27.5%，社会资本与家庭收入呈显著正相关关系。第(2)列添加控制变量“健康状况”，“人情礼支出对数”的回归系数为 0.273 且在 1% 的水平上显著，与第(1)列相比，估计系数略有下降。第(3)列继续加入控制变量“受教育程度”，此时“人情礼支出对数”的回归系数为 0.239，仍在 1% 的水平上显著，但相较第(2)列的估计结果，数值下降幅度较大，约为 12.5%，说明受访对象的“受教育程度”与其家庭收入关系密切，变量的回归系数为 0.217，二者为显著正相关关系。第(4)列加入受访对象的“年龄”“性别”“是否为党员”三个基本个人特征变量，解释变量的回归结果仍显著为正，在数值上继续小幅下降，为

0.234。第(5)列加入受访对象所处“城乡”和“省份”两个地域变量，估计系数降至 0.207，说明社会资本与家庭收入的关系在城市和乡村以及不同省份之间略有差异。

Table 2. Benchmark model regression results

表 2. 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	家庭人均年收入对数				
人情礼支出对数	0.275*** (0.005)	0.273*** (0.005)	0.239*** (0.005)	0.234*** (0.005)	0.207*** (0.005)
健康状况		-0.048*** (0.004)	0.002 (0.004)	-0.027*** (0.004)	-0.027*** (0.004)
受教育程度			0.217*** (0.004)	0.246*** (0.004)	0.187*** (0.004)
年龄				0.006*** (0.000)	0.004*** (0.000)
性别				-0.050*** (0.010)	-0.023** (0.001)
是否为党员				0.064*** (0.019)	0.070*** (0.018)
城乡					0.432*** (0.010)
省份					-0.005*** (0.000)
常数项	7.255*** (0.038)	7.419*** (0.041)	6.952*** (0.040)	6.732*** (0.043)	7.189*** (0.046)
样本量	31,216	31,216	31,216	31,216	31,216
R ²	0.093	0.097	0.185	0.195	0.246

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号内为稳健标准误，以下各表同。

(二) 分位数回归结果与分析

根据基准模型回归结果，社会资本对家庭收入有促进作用，那在不同收入群体中，社会资本对家庭收入的促进作用是否存在差异？采用分位数回归进一步考察社会资本在家庭收入不同分位点的影响差异。回归结果如图 2 所示，其中 x 轴表示家庭收入的不同分位点，y 轴表示社会资本对家庭收入在 2/10、4/10、

6/10、8/10 分位点的估计系数和总体 OLS 的估计系数。垂直虚线是估计系数在 95% 统计水平的置信区间，各收入分位点上社会资本的估计系数由实线连接，数值分别为 0.225 (2/10)、0.192 (4/10)、0.177 (6/10)、0.166 (8/10)、0.207 (OLS)。可以看出在不同分位数下，解释变量的估计系数有所差异，即对于不同家庭收入水平的群体，社会资本对家庭收入的影响效果不尽相同。低分位点的影响大于高分位点的影响，表明社会资本对低收入群体的促进作用高于高收入群体，也即低收入群体更能从社会资本中获益，高收入群体在社会资本的维护和拓展中获益有限。至此，研究假说 1 得到支持。

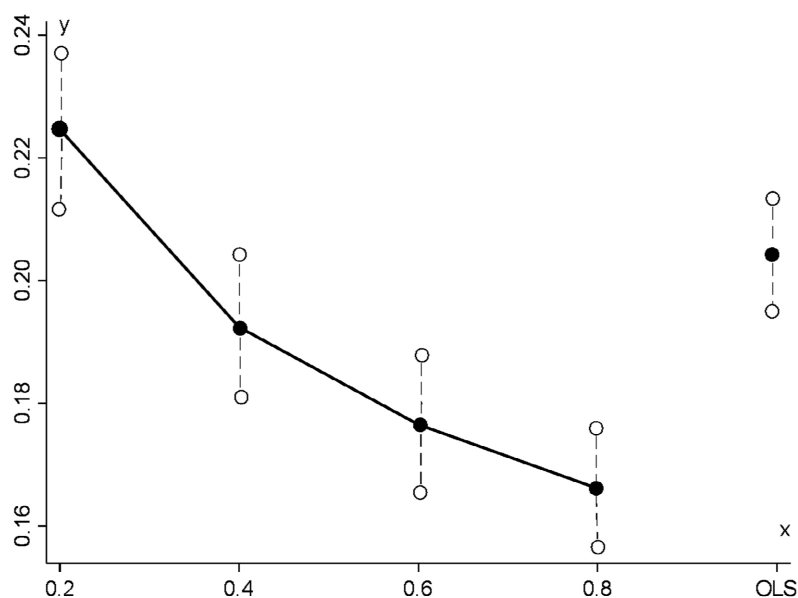


Figure 2. Quantile regression of social capital and household income
图 2. 社会资本和家庭收入的分位数回归

(三) 内生性检验

内生性问题是研究社会资本对家庭收入影响时应关注的重点问题，内生性的潜在来源：① 遗漏变量偏误。影响家庭收入的因素众多，难以避免遗漏变量的存在。② 双向因果。一方面，人以类聚，物以群分，人们倾向于交往与自己地位背景相似的人，即维持人际关系时礼金往来较多的人更倾向于和具有同样特征的人交往；另一方面，高收入家庭可能拥有更多的可支配收入，用于人情消费，从而维系和扩展社会网络。双向因果导致内生性较为复杂，难以判断偏误的方向。

1) 增加可能的遗漏变量

家庭收入的影响因素复杂，所以基准模型中可能存在重要遗漏的变量。传统经济学理论认为，物质资本和人力资本是决定人们收入的两个因素，所以考虑增加物质资产作为控制变量，对家庭拥有的物质资产衡量存在较大难度，于是选用家庭净资产作为其代理变量。回归结果如表 3 第(1)列所示，加入该变量后，关键解释变量的估计系数为 0.183 且在 1% 的水平上显著，系数相较于基准模型回归下降了约 11.6%，遗漏变量导致社会资本对家庭收入的估计系数出现上偏，与基准回归系数的数值有一定差异，但方向和显著性仍未发生改变，结果具有一定稳健性。

2) 工具变量估计

本文也采用工具变量法来处理可能存在的内生性问题，用两阶段最小二乘法(2SLS)识别家庭收入和社会资本之间的因果关系。本文构建的工具变量为“年话费支出对数”。与亲友的联络频率和话费的高

低有直接的关系，话费越高的人可能花更多时间维护和拓展人际关系，从而获取更多的社会资本。由于话费的定价具有普遍性，收入高低与话费多少不一定存在相关关系。工具变量的回归结果如表 3 第(2)列所示，在考虑社会资本与家庭收入之间可能存在内生性问题后，人情礼支出对数估计系数依然为正，表明社会资本能够显著促进家庭收入的增加，这与前文结果一致。接着检验自变量的内生性，Durbin (score) chi2 和 Wu-Hausman F 的值均为 0，拒绝了自变量是外生的原假设。进一步检验工具变量与社会资本的相关性，得出 Partial R-sq. 的值为 0.029，对应的 P 值为 0，拒绝弱工具变量的原假设。

Table 3. Endogeneity test regression results
表 3. 内生性检验回归结果

	(1)	(2)
	家庭人均年收入对数	2sls
人情礼支出对数	0.183*** (0.005)	0.967*** (0.041)
家庭净资产	1.09e-07*** (3.32e-09)	
控制变量	控制	控制
样本量	29,336	24,847
R ²	0.269	0.006
一阶段回归结果		
年话费支出对数		0.266 (0.010)
F		219.440
R ²		0.006
样本量		24847

(四) 稳健性检验

基准回归的结果与研究假说 1 相符，下面将继续检验其结果的稳健性。本文根据模型、数据和研究问题的具体情况，选择替换社会资本指标和控制市场化程度两种方法来检验回归结果的稳健性。

1) 替换社会资本指标

考虑到人情礼支出多可能是因为样本家庭本身收入高而引起的内生性问题，高收入家庭的日常支出和礼金支出都可能会更多。借鉴章元和陆铭[15]，用人情消费金额占家庭总支出的比例来衡量社会资本，本文采用人情礼支出占过去 12 个月总支出这一相对值来替换社会资本指标。除人情礼支出外，给予亲友的经济帮助也能在一定程度上反应社会资本的多少，本文也尝试采用过去 12 月给亲戚和其他人经济帮助这一指标来衡量社会资本。两种指标替代方式的回归结果分别为表 4 中第(1)和第(2)列，个体特征变量如健康状况、受教育程度、年龄、性别和是否为党员的回归系数的方向和显著性相比基准回归变化较小，

替换的关键解释变量回归系数的方向和显著性未改变，说明基准回归结果具有稳健性。

2) 控制市场化程度

随着市场化程度的提高，社会资本作为一种非正式制度对资源的配置作用会减少，且家庭层面减少得更为显著[31]。因此，考虑市场化进程对社会资本影响家庭收入的调节效应，控制市场化程度。为衡量市场化程度，本文采用樊纲和王小鲁的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告(2016)》计算出的各省市场化指数，该指数包括各省政府与市场的关系、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五个方面的信息。表4第(3)列显示了加入市场化指数后的回归结果，人情礼支出对数的估计系数为0.196，较基准回归0.207有所下降，市场化指数的估计系数显著为正，说明市场化进程对家庭收入的提高有一定促进作用。继续加入市场化指数和人情礼支出对数的交互项，考察市场化指数的调节效应，回归结果为表4第(4)列，关键解释变量及交互项的估计系数均显著为正，说明市场化水平的提高会减弱作为非正式制度的社会资本对家庭收入的促进作用，但对家庭收入的提高仍为促进作用，再次印证基准回归结果具有一定稳健性。

Table 4. Robustness test regression results

表 4. 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭人均纯收入			
人情礼支出/过去 12 个月总支出	0.00025** (0.00012)			
过去 12 月给亲戚和其他人经济帮助		0.189*** (0.006)		
人情礼支出对数			0.196*** (0.005)	0.085*** (0.017)
市场化指数			0.104*** (0.003)	-0.021 (0.018)
市场化指数和人情礼支出对数交互项				0.016*** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	30,777	9870	30,126	30,126
R ²	0.195	0.257	0.275	0.276

3) 分位数回归的稳健性

为检验社会资本对低收入群体的积极作用更强这一结果的稳健性，本文增加可能的遗漏变量“家庭净资产”并考虑市场化程度的调节效应后，回归结果如表5所示。社会资本对家庭收入的作用随着收入从低分位点到高分位点的变化仍然具有不断下降的趋势，即社会资本对家庭收入的影响程度在低收入群体中更为显著，结果具有稳健性。

Table 5. Robustness tests for quantile regression
表 5. 分位数回归的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	q20	q40	q60	q80
人情礼支出	0.122*** (0.004)	0.087*** (0.005)	0.070*** (0.005)	0.051*** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.167	0.176	0.183	0.188

5. 社会资本影响家庭收入的作用机制验证

上一章的实证分析得出社会资本和家庭收入之间存在显著正相关关系，且社会资本对低收入群体的收入促进作用更强，处理了内生性问题并通过了稳健性检验。接下来将通过构建中介效应模型继续探讨社会资本对家庭收入的影响途径，对研究假说 2、3、4 提出的人力资本效应、求职渠道效应和融资渠道效应三条路径分别选定对应的中介变量进行检验，并分解其相对贡献率。

(一) 中介效应模型构建

本文采用逐步回归法，设定的中介效应模型为：

$$\ln y = c \ln sc + \beta_i x_i + \mu_1 \quad (3)$$

$$M = a \ln sc + \beta_i x_i + \mu_2 \quad (4)$$

$$\ln y = c' \ln sc + bM + \beta_i x_i + \mu_3 \quad (5)$$

式(3)、式(4)和式(5)中， $\ln y$ 为家庭人均年收入对数， $\ln sc$ 为人情礼支出对数， x_i 为一系列控制变量， μ_1 、 μ_2 、 μ_3 分别为三式的残差项。假定 M 是“人情礼支出对数”和“家庭人均收入对数”之间的中介变量，根据中介变量的定义，采用逐步回归法考察 M 是否具有中介效应。首先，以 M 为因变量、“人情礼支出对数”为自变量进行回归分析，如式(4)；然后，以“家庭人均收入对数”为因变量、“人情礼支出对数”和 M 为自变量进行回归分析，如式(5)。根据温忠麟和叶宝娟[32]提出的中介效应检验程序，如果式(4)中“人情礼支出对数”的估计系数和式(5)中介变量 M 前面的估计系数都显著，那么中介效应显著。如果式(5)中“人情礼支出对数”前面的估计系数不再显著，则完全中介效应显著。如果其中存在一个估计系数不显著，就需要进一步做 Sobel 检验确认 M 是否是“人情礼支出对数”与“家庭人均收入对数”的中介变量。

(二) 作用机制验证

1) 社会资本——人力资本——家庭收入机制检验

为检验人力资本的中介效应，选择对应的中介变量“受教育程度”，赋值同上。逐步回归的估计结果如表 6 所示，第(1)列和第(2)列中“人情礼支出对数”的回归系数和第(3)列中“受教育程度”的回归系数都显著，则“受教育程度”的中介效应显著，同时第(3)列中“人情礼支出对数”前面的系数也显著，加入中介变量后，“人情礼支出对数”的回归系数从 0.221 下降到 0.207，说明“受教育程度”对“家庭人均年收入对数”为部分中介效应，假说 2 成立。

2) 社会资本——求职渠道——家庭收入机制检验

为检验求职方式的中介效应,选择“求职主要渠道”为中介变量,若受访对象的求职主要渠道为“亲属、朋友或熟人介绍”,赋值为1,“直接与用人单位联系”、“职业介绍机构、招聘广告、自己登求职广告,或参加人才交流会/招聘会”、“国家分配/组织调动”和“学校就业指导机构,或学校推荐”,均赋值为0。逐步回归的估计结果如表7所示,第(1)列至第(3)列分别为式(3)、式(4)和式(5)的回归结果,下同。第(1)列和第(2)列中“人情礼支出对数”的回归系数和第(3)列中“求职主要渠道”的估计系数都显著,所以“求职主要方式”的中介效应显著,同时第(3)列中“人情礼支出对数”前面的系数也显著,加入中介变量后,“人情礼支出对数”的回归系数从0.164下降到0.161,说明“求职主要渠道”对“家庭人均年收入对数”为部分中介效应,假说3得到验证。

Table 6. Mediating effect of human capital

表 6. 人力资本的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	家庭人均年收入对数	受教育程度	家庭人均年收入对数
人情礼支出对数	0.221*** (0.005)	0.077*** (0.006)	0.207*** (0.005)
受教育程度			0.187*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制

Table 7. Mediating effect of job search methods

表 7. 求职方式的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	家庭人均年收入对数	求职主要渠道	家庭人均年收入对数
人情礼支出对数	0.164*** (0.010)	0.010** (0.005)	0.161*** (0.010)
求职主要渠道			0.195*** (0.026)
控制变量	控制	控制	控制

3) 社会资本——融资渠道——家庭收入机制检验

为检验融资渠道的中介效应,选择对应的中介变量“亲友借款待偿额(元)的对数”,逐步回归的估计结果如表8所示,第(1)列和第(2)列中“人情礼支出对数”的回归系数和第(3)列中“受教育程度”的回归系数都显著,所以“关系型融资”的中介效应显著,同时第(3)列中“人情礼支出对数”前面的系数也显著,加入中介变量后,“人情礼支出对数”的回归系数从0.206下降到0.161,说明“关系型融资”对“家庭人均年收入对数”为部分中介效应,为假说4提供了证据。

Table 8. Mediating effect of financing channels
表 8. 融资渠道的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	家庭人均年收入对数	亲友借款代偿额对数	家庭人均年收入对数
人情礼支出对数	0.206*** (0.005)	0.244*** (0.019)	0.161*** (0.012)
亲友借款待偿额对数			0.100*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制

4) 总体中介效应分析与传导机制的贡献分解

表 9 汇报了总体中介效应的回归结果，与表 6、表 7、表 8 逐步回归检验的中介变量估计系数比较接近，表明社会资本显著且稳健的通过人力资本效应、求职渠道效应和融资渠道效应三条途径作用于家庭收入。

Table 9. Overall mediating effect regression results
表 9. 总体中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	家庭人均纯收入	受教育程度	求职主要渠道	亲友借款待偿额对数	家庭人均收入对数
人情礼支出对数	0.207*** (0.005)	0.118*** (0.015)	0.013*** (0.005)	0.269*** (0.042)	0.130*** (0.025)
受教育程度					0.157*** (0.023)
求职主要渠道					0.371*** (0.066)
亲友借款待偿额对数					0.088*** (0.018)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制

表 10 是借鉴温忠麟和叶宝娟[32]和 Cameron [33]对中介效应进行分解的结果。人情关系经由人力资本、求职渠道、和融资渠道影响家庭收入的中介效应量分别为 0.019、0.005 和 0.024，产生的总体中介效应为 0.048，均在 1% 的显著性水平上通过检验。从传导机制的相对重要性看，在社会资本对家庭收入的总效应中，有 11.6% 是通过融资渠道间接影响家庭收入的，起主导作用；人力资本和求职渠道的相对贡献份额分别为 9.2% 和 2.4%。在人力资本、求职渠道和融资渠道三种间接效应之外，社会资本对家庭收入也存在直接效应，并且可能存在其他未验证的中介渠道。

Table 10. Contribution breakdown of conduction mechanisms

表 10. 传导机制的贡献分解

中介效应	人情关系→中介变量	中介变量→家庭收入	效应量	占总效应的比重
受教育程度	0.118	0.157	0.019	0.092
求职主要渠道	0.013	0.371	0.005	0.024
融资渠道	0.269	0.088	0.024	0.116

6. 研究结论与对策建议

(一) 研究结论

本文基于 CFPS2016 年的数据，建立计量模型，进行实证分析，考察了社会资本对家庭收入的影响及机制，得出如下基本结论：① 社会资本对家庭收入具有显著的正向作用，通过分位数回归发现社会资本对低收入群体的促进作用更强。② 采用替换关键解释变量和考虑市场化程度的调节效应两种方式检验结果的稳健性，结果均表明社会资本对家庭收入的促进作用具有稳健性，市场化水平的提高会减弱社会资本对家庭收入的促进作用。③ 社会资本显著且稳健地通过人力资本效应、求职渠道效应和融资渠道效应作用于家庭收入。在社会资本对家庭收入的总效应中，人力资本效应、求职渠道效应和融资渠道效应的相对贡献份额分别为 9.2%、2.4%和 11.6%，融资渠道对家庭收入的促进作用最大。④ 受教育程度对收入有积极地促进作用，健康状况对收入有负面影响，即健康状况越差的人劳动投入降低，获得更少的收入；年龄增长对收入均有积极影响，即随着年龄的增加，工作经验增加，家庭获得的收入更高；党员的收入比非党员的收入更高。

(二) 对策建议

1) 重视人际交往，尊重乡间礼俗

基于人情消费的社会资本对家庭收入依然有着显著的正向作用。人们在相互的随礼的过程中，形成了一个人情循环和人际关系互动的社交网络。在这个社交网络中，人们经常性地聚在一起交流情感，巩固关系，带来情感上的支持和资源的共享。所以应该鼓励人们重视人际交往，尊重乡间礼俗，使其成为表达情感的工具之一。用心经营个人的社会网络，真诚处理与他人的关系，建构和维系互助关系网络，使其能转化为有效的社会资本进而实现对收入增长的推动作用。

2) 正确引导随礼行为，规范人情资源的作用空间

虽然社会资本对家庭收入增长有正向的促进作用，但是也需要对随礼行为进行正确引导，过分强调随礼的重要性，也会使其演变成一种家庭经济负担，而且其带来的经济效益具有不确定性，效益回收具有延迟性。人情礼的过度支出会挤占和限制家庭的生活、生产的支出，还可能对家庭发生的重大事项决策产生影响。其次，人们的目的性和功利性意识也可能加强，使得维护感情与人际关系网络的行为变成了“钱权交易”。人情交往双方不再注重情感交流，人们为了快速提升自己的社会地位和实现自身的利益，通过随礼行为“走后门、托关系”，由此产生人情消费链的恶性循环。此时随礼行为不再是维持感情、维护社交网络的工具，而是沦为人们追逐私利的工具。规范人情资源的作用空间，是市场机制下公平竞争原则的体现。

3) 提供劳动力供求信息，提高职位匹配效率

中国有 14 亿人，基数庞大，近年来互联网应用的发展也逐渐成熟，成为大数据的主要产出国。所以可以考虑利用大数据挖掘技术，有效利用数据提供劳动力供给和职位需求信息，将现实世界的特点用大数据呈现。大量求职者将简历发到互联网上，同时企业也在网上发布招聘信息，利用大数据将有效提高

求职者和职位的匹配效率，从而减少求职者求职和企业招聘的搜寻成本，有助于社会经济运作，也让每个人都能发挥出自己的价值。

4) 加大教育与健康投入，提升人力资本

基准回归结果显示较高的受教育程度和良好的健康状况都对家庭收入的增长有积极影响，调查数据统计得知，目前国民的教育水平普遍偏低，主要集中在小学和初中。而教育是获得知识和专业技能的关键途径，能够提升劳动者人力资本，从而增加收入。健康状况越不好的人劳动投入越低，收入越低。所以应加大教育与健康投入，从而提升人力资本，提升居民收入，促进经济发展。

5) 拓宽融资渠道，为家庭提供更充足的资金支持

推动互联网金融与民间借贷的市场作用，鼓励小贷公司、融资担保公司、地方资产管理公司等金融机构积极发挥金融支持作用。以灵活、多样、开放的渠道，为企业和家庭提供所需资金。同时也应同步建立政策“防火墙”，规范化运营，合规管理，有序发展，防止出现风险问题。

参考文献

- [1] 胡如辉. 习近平“四个全面”战略思想的哲学意义及实践价值研究[D]: [硕士学位论文]. 成都: 西南民族大学, 2017.
- [2] 杨雪冬. 社会资本: 对一种新解释范式的探索[J]. 马克思主义与现实, 1999(3): 51-59.
- [3] 杨菊华, 何绍华. 社会转型过程中家庭的变迁与延续[J]. 人口研究, 2014, 38(2): 36-51.
- [4] Gifts, Y.M. (1994) *Favors and Banguets: The Art of Social Relationships in China*. Cornell University Press, Ithaca.
- [5] 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.
- [6] 刘国恩, William H. Dow, 傅正泓, 等. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学(季刊), 2004, 4(1): 101-118.
- [7] 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?[J]. 经济研究, 2006, 41(12): 71-80.
- [8] 王海港. 中国居民家庭的收入变动及其对长期平等的影响[J]. 经济研究, 2005, 40(1): 56-66.
- [9] Burt, D. (1992) *Structural Holes*. Harvard University Press, Cambridge, 9. <https://doi.org/10.4159/9780674029095>
- [10] Coleman, J.S. (1990) *Foundations of Social Theory*. Belknap, Cambridge.
- [11] Putnam, R.D. (1993) *Making Democracy Work: Civic Tradition in Modern Italy*. *Contemporary Sociology*, **26**, 306-308. <https://doi.org/10.2307/206637>
- [12] 周红云. 社会资本理论述评[J]. 马克思主义与现实, 2002(5): 29-41.
- [13] 边燕杰, 张文宏. 经济体制、社会网络与职业流动[J]. 中国社会科学, 2001(2): 77-89, 206.
- [14] 边燕杰, 张文宏, 程诚. 求职过程的社会网络模型: 检验关系效应假设[J]. 社会, 2012, 32(3): 24-37.
- [15] 章元, 陆铭. 社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?[J]. 管理世界, 2009(3): 45-54.
- [16] 林南, 俞弘强. 社会网络与地位获得[J]. 马克思主义与现实, 2003(2): 46-59.
- [17] 陆铭, 李爽. 社会资本、非正式制度与经济发展[J]. 管理世界, 2008(9): 161-165, 179.
- [18] Deepa (1999) *Social Capital in the Creation of Human Capital*. *American Journal of Sociology*, **94**, S95-S120. <https://doi.org/10.1086/228943>
- [19] 刘国亮, 姜涛. 社会资本累积与家庭收入分化[J]. 经济与管理, 2005, 19(10): 10-13.
- [20] 王晶. 农村市场化、社会资本与农民家庭收入机制[J]. 社会学研究, 2013, 28(3): 119-144, 244.
- [21] Granovetter, M. (1985) *Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness*. *American Journal of Sociology*, **91**, 481-510. <https://doi.org/10.1086/228311>
- [22] 张车伟. 人力资本回报率变化与收入差距: “马太效应”及其政策含义[J]. 经济研究, 2006(12): 59-70.
- [23] 胡玉梅, 祁震, 张国建. 中国式人情关系会影响教育回报吗?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 上海经济, 2019(4): 5-19.
- [24] 刘永根. 社会网络与劳动力市场回报[D]: [博士学位论文]. 上海: 上海大学, 2012.

-
- [25] 陶楠如. 互联网金融、金融包容与家庭创业决策的研究[D]: [硕士学位论文]. 西安: 西北大学, 2019.
- [26] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究, 2011(3): 84-95.
- [27] 胡金焱, 袁力. 宗族网络对家庭民间金融参与的影响和作用机制[J]. 财贸经济, 2017(6): 33-46.
- [28] 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): 88-101.
- [29] 董良. 教育、工作经验与家庭背景对居民收入的影响——对明瑟方程和“布劳-邓肯”模型的综合[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2016(4): 103-109.
- [30] 刘和旺, 王宇锋. 政治资本的收益随市场化进程增加还是减少[J]. 经济学(季刊), 2010, 9(3): 891-908.
- [31] 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, 6(2): 539-560.
- [32] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [33] Cameron, L.A., Meng, X. and Zhang, D. (2019) China's Sex Ratio and Crime: Behavioral Change or Financial Necessity. *Economic Journal*, **129**, 790-820. <https://doi.org/10.1111/eoj.12561>