

引用格式:徐珺,郭皓.社会资本会影响收入不平等吗?[J].技术经济,2025,44(7):29-39.

Xu Jun, Guo Hao. Does social capital affect income inequality?[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(7): 29-39.

社会资本会影响收入不平等吗?

徐珺¹, 郭皓²

(1. 南开大学经济学院, 天津 300071; 2. 芜湖职业技术学院国际经贸学院, 芜湖 241003)

摘要:在市场化浪潮下,传统社会关系的经济属性日益增强,由此衍生的社会资本已成为影响收入不平等的重要因素。本文利用 CHFS 数据库 2013—2019 年的面板数据,深入探讨了社会资本对收入不平等的影响效应及其潜在的作用机制。实证结果显示,社会资本在缓解收入不平等方面发挥了积极作用,社会资本每增加 1% 收入不平等下降 0.0053。即使在考虑了内生性问题后,这一结论依然稳健。此外,排除异常值和替换不平等指标进行的稳健性检验进一步证实了研究结果的可靠性。在作用机制上,社会资本可以通过提高劳动力流动性、降低风险厌恶程度和提升融资能力三种作用渠道降低收入不平等。异质性分析表明,社会资本降低收入不平等的经济效应在中老年群体及低收入群体中更为显著。

关键词:收入不平等; 社会资本; 劳动力流动性; 融资能力

中图分类号: F743 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2025)07-0029-11

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24100812

一、引言

经过 40 多年的改革开放,中国经济发展水平取得了长足进步。2024 年国内生产总值高达约 133.98 万亿元,人均 GDP 达到了 95749 元,相较于 1978 年人均 GDP 的 385 元翻了约 232 倍(不考虑价格水平变动)^①。但也需清楚认识到,“中国增长奇迹”背后是收入差距的持续扩大与收入不平等的高位徘徊^[1]。地区非平衡发展为中国经济的高速发展提供了强劲的动力,深刻影响着中国城乡社会关系的变迁,客观上也重塑了中国收入分配格局。分配公平是全体中国人民对社会主义公平正义的基本诉求之一,也是扎实推进共同富裕的必然要求。需要明确的是,共同富裕并非平均主义,试图将收入和财富进行均等分配会严重削弱个人努力的激励,不利于经济增长^[2]。适度的收入差距能够激发整个社会创造财富、追求创新的动力,过大的收入不平等则会剥夺低收入者的经济机会,使社会资源、教育权力向高收入群体等具有选择权力的人群集中^[3-4]。这会导致资源的不合理分配、阶层固化及利益集团藩篱高筑。部分研究甚至发现收入差距过大会导致健康水平下降^[5]。如何有效地降低收入差距、缩小收入不平等,已经成为一个迫切需要解决的现实问题。

市场化改革理论上可以促进资源有效配置,实行生产要素由市场评价贡献、按贡献决定报酬的机制能够保证各生产要素获得相对合理收入,从而缩小收入差距^[6],降低收入不平等^[7]。但现实实践中改革成本代价分摊不均、发展成果得不到共享等问题严重制约着有效市场的形成及其作用机制的发挥,同时市场本身存在的外部性效应、不完全市场、垄断和信息不对称等市场失灵问题也会影响收入分配。市场失灵通过价格歧视和资源错配,降低资源配置效率,扩大资源配置的不平等,从而扩大收入差距增加收入不平等,这一效果在某些要素(资本)的回报远高于其他要素(劳动)时表现得尤为明显。同时,市场机制下的马太效应也会表现出更大的机会剥夺倾向,拥有更多资金的个人或机构可以更容易地进行投资或财富积累并获得丰厚的回报,进而导致资金不断集中在少数人手中,其他人则难以享受到相似的投资回报。

经济主体通常在有限理性、有限信息情境下进行抉择,经济决策的制定与执行往往会受其所嵌入的社会关系的影响,经济活动的顺利开展同样也离不开个体之间以协作、分工为基础的生产模式,健康有序的社

收稿日期: 2024-10-08

作者简介: 徐珺(1993—),南开大学经济学院博士研究生,研究方向:收入分配与经济体制改革;郭皓(1995—),博士,芜湖职业技术学院国际经贸学院讲师,研究方向:收入分配与经济体制改革。

① 参见中国国家统计局年度数据, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

会关系是经济稳健协调发展的前提。市场经济条件下,深入研究社会资本有助于进一步剖析经济运行的内在规律。社会资本作为一种非市场力量可以弥补市场扭曲或失灵导致的收入不平等,在居民收入增长、减贫方面起到了重要的推动作用^[8]。以中国农民工进城为例,农村劳动力转移可以提高农户自身劳动效率^[9],农村剩余劳动力向城市转移极大地提高了农村边际生产率,进而增加农村居民的整体收入水平。但农村劳动力转移过程对于农户而言相当于是从基于亲缘关系的互助型关系网络进入到以市场交易为主的契约型关系网络中,在这一转移过程中农村居民面临着户籍限制、住房困难、社会保障不完善及信息不对称等一系列问题。农户所拥有的以乡党信任关系为基础的社会资本降低了农民转移过程中的调整适应成本以及工作搜寻成本,在就业信息传导、创业风险分摊等方面发挥了不可替代的作用,有力地缓解了城乡收入差距扩大的趋势。中国社会正在逐渐步入“人情式微”的“陌生人”社会形态^[10],但短期内中国社会人情关系的烙印不会随着市场化浪潮而消散,正视社会资本对收入分配的作用有助于进一步规范收入分配秩序,缩小城乡收入差距降低收入不平等。

现有社会资本研究大多关注其对收入水平、就业及企业创新的影响,并从家庭与企业两个角度展开。Grootaert^[11]较早研究了社会资本对居民收入的影响,从资本积累效应、信贷可得性与集体行动三个角度阐述了社会资本对收入的影响,发现社会资本高的家庭能够更好地积累实物资产,获得信贷以降低收入波动的风险。此外,同质性的家庭更倾向于参与集体行动,以往的社区集体项目能使社区内家庭持续受益。邓睿^[12]区分了社会资本本身与社会资本调动的人情资源与信息资源对农民工就业质量的影响,认为社会资本提高了农民工动员关系资源的可能性,人情资源通过多样化就职获得高回报的工作来提升就业质量,信息资源则通过人职匹配间接提升就业质量。陈熹和陈帅^[13]发现农村社会资本中根据职业划分的文化资本、权力资本等能够有效增加农户的借贷机会,社会资本作为非正式制度能够有效弥补市场机制缺位导致的融资困难问题。另外一些研究将企业作为市场主体进行考察,主要从社会资本具体形式出发,研究组织内部的老乡关系^[14]、校友关系^[15]等对企业创新^[16-17]、效益提升^[18-19]的影响。王雯岚和许荣^[14]利用2008—2017年沪深A股上市公司的数据分析了公司高管的校友关系对于公司创新的影响,发现校友关系能缩小公司与高校间的关系距离,通过关联高校建立院士工作站等方式促进公司创新产出的数量与质量。杨隽萍和徐娜^[20]的研究表明高管社会资本与动态能力之间存在一定的替代关系,企业即使在商业社会资本方面较为薄弱,也可以通过与政府部门和科研机构建立良好关系,并塑造自身适应能力进行替代,或者提升自身吸收能力和适应能力以弥补商业社会资本的不足。闫伟宸和高思悦^[21]则研究了企业高管团队的“本家关系”对创新的影响,发现高管团队的“本家关系”通过阻止团队的多元认知及弱化内部监督机制抑制企业创新。

总的来看,社会资本对收入结构变化的研究相对匮乏,探讨社会资本如何影响收入不平等方面研究十分稀少。基于此,本文使用2013—2019年中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)微观数据对社会资本如何影响收入不平等进行了实证考察。可能的边际贡献有:①与已有文献大多关注宏观层面的不平等不同,本文聚焦微观层面不平等的影响因素,剖析了社会资本影响收入不平等的内在机制;②本文丰富了社会资本经济影响的相关文献,现有社会资本研究多关注就业、创新等“效率”层面问题,本文则强调社会资本对于“公平”的影响;③本文讨论了社会资本与收入不平等存在的内生性问题,利用工具变量法降低了反向因果导致的估计偏误问题,估计结果更准确;④本文的实证结果具有一定的政策启示,收入不平等是推进共同富裕的重要阻碍,中国人情社会的现实将维持相当长的时间,充分挖掘社会资本对收入不平等的影响及其作用机制有助于探索共同富裕的现实路径。

二、文献综述与研究假说

(一) 社会资本与收入不平等

社会资本是由参与网络、社会信任和互惠规范等构成,市场主体通过社会资本构成要素调用资源,提升经济运行效率^[22]。首先,社会资本可以提高信息传递速度并缓解信息不对称问题^[23],在劳动力市场中社会资本能够通过提高就业质量^[12],增加机会性创业概率与人口流入地创业绩效^[24],进而提高工资收入缩小收

入不平等。其次,社会资本能激发个体的沟通意愿与沟通效率^[17],降低合作的不确定性,具有相似社会资本特征的个体之间更容易达成一致认识或遵守相同规则,进行互助合作,获取相对公平的回报。而社会资本差距较大的异质成员之间则存在较高不确定性风险,成员间认知程度、经验背景等差异会增加磨合成本,阻碍良性合作,利益分配异质性特征与不平等增加。再次,社会资本作为居民风险分担的保险机制可以降低收入不平等,面临疾病冲击时亲友间的转移支付可以降低疾病的治疗成本,同时社会资本提高了医疗资源与保健资源的获取^[5],就医成本下降与健康状况维持能有效防止因病丧失劳动能力导致的收入不平等。此外,社会资本具有资本积累效应。社会资本可以作为资本直接增加低收入者的资源禀赋,提高其增加收入的能力,降低收入不平等。最后,“社会互动”型的社会资本具有溢出效应,集体行动等社会互动能给个体提供更多的选择机会,改善个体获得金融支持、政策帮扶等资源的机会^[11],有助于缩小收入不平等。总的来说,社会资本作为市场机制的补充通过提高信息流通,降低市场摩擦,促进要素禀赋的自由流动,保证劳动力获取满足其边际收益产品的工资水平,资本获取平均化的利润,从而降低不合理收入差距以此缩小收入不平等。

基于此,本文提出假说 1:

社会资本能够有效降低收入不平等(H1)。

(二) 社会资本影响收入不平等的机制

劳动力流动是一个涉及成本与收益权衡的复杂决策过程。在做出流动决策之前,个体必须评估工作机会与潜在工资收益,并在流动损失与潜在收益之间做出平衡^[25]。社会资本水平的高低直接影响劳动力的配置与流动,社会资本越丰富意味着流动人口能够使用更广泛的人情资源及信息资源。这不仅提高了他们获取准确就业岗位信息的能力,也增加了通过公司内部推荐获得工作的机会,并有望获得更高的期望工资。此外,社会资本使得劳动力议价能力提升,在求职过程中拥有更强的谈判优势和更优的薪资待遇^[26]。社会资本还有助于劳动者以较低成本适应新工作环境,提升学习能力,从而获得更好的职业发展路径与更高的持久收入。从劳动力的城乡流动来看,尽管户籍制度等制度性分割限制了劳动力的流动,但社会资本能够帮助农村居民突破这些障碍,进入城市寻求更高收益的工作。外出务工在相当程度上提高了农村居民的整体收入水平,有效缩小了城乡居民的总体收入差距。社会资本通过降低劳动力进入较发达劳动力市场的准入门槛与市场搜寻成本^[24],增加了劳动力流动的可能性,缩小工资差距,降低收入不平等。

社会资本中血缘关系等情感联系具有强关系属性,能提升居民相互之间的信任感,也为重大经济决策提供了风险分担机制,有效降低了市场风险^[27],并降低了居民的风险厌恶程度。这种信任和风险共担的能力,直接降低了居民的风险厌恶程度,为收入增长创造了条件。不同群体的风险认知具有异质性,农村社会资本的构建倾向于节约成本与规避风险,城市社会资本的形成本则更注重社会资本的增值效应,希望获取超额利润与财富增值。不同收入水平群体其风险偏好存在差异,低收入群体无法承受劳动力外出的风险^[1],较为厌恶风险,外出务工概率较低,从而减少了收入提升的机会,加剧了收入不平等。此外,厌恶风险的群体往往更加保守,希望通过形成“圈子”来获取稳定的局部利益^[28],这种垄断行为会增加居民收入的不平等。简而言之,社会资本的存在能降低居民的不安全感与不确定性,有效降低居民的风险厌恶程度,增加居民收入提高的可能性,缓解收入不平等。

社会资本不仅作为一种资本直接增加了低收入者的资源禀赋,还显著降低了个体面临的融资约束,而融资能力恰恰是导致收入不平等的重要因素。出于风险控制的考虑,传统正规金融机构往往不愿意进行小额个人贷款,农户很难获得有效的借贷机会^[13],从而限制了居民收入增加与财富增值。一方面,社会资本通过增强社区成员间的信任和合作,降低了交易成本,使得资金更容易在社区内部流动,直接增加了低收入者的资源禀赋。同时,社会资本能够减少信息不对称并降低融资门槛,降低贷款的抵押成本,使得低收入者能够以更低成本获得贷款,直接提高了他们的融资能力。另一方面,社会资本通过提供信息和资源,帮助低收入者发现新的创业机会,降低创业的资金门槛,间接增加了他们的收入提高的可能性。社会资本还会增加信贷资金的审批速度,友缘社会资本可以提高借款成功的概率,降低贷款利率,融资时间成本下降的同时

事后的违约率也会下降^[29],间接提高了融资效率和居民的信用度。市场主体还可通过民间借贷等渠道增强获取物质资本的能力,优化实体资本的配置效率,促进资本收益平均化,降低收入不平等。

社会资本影响收入不平等的机制如图1所示,基于以上分析,本文提出假说2:

社会资本能够通过增加劳动力流动性、降低风险厌恶程度、增强融资能力进而缓解居民收入不平等(H2)。

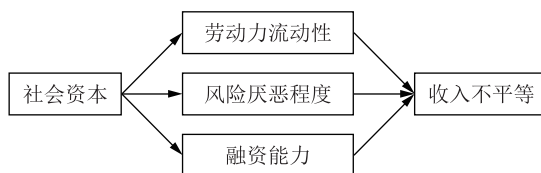


图1 社会资本影响收入不平等的机制

三、数据来源、变量选取与计量模型

(一) 数据来源

本文数据主要来源于西南财经大学2013—2019年CHFS数据库与《中国统计年鉴》。CHFS数据库样本范围包括了除西藏、新疆、港澳台地区以外的29个省(自治区、直辖市),基本能够代表中国的整体情况。为了保证样本的代表性对数据进行如下处理:①只保留户主样本;②剔除家庭收入为负的样本;③剔除主要变量数据缺失的样本;④剔除年龄在16岁以下、65岁以上的样本;⑤通过Winsor2命令对连续变量进行双侧1%缩尾处理,以消除异常值对于分析的影响。最终,得到2013—2019年四期共计13469个户主-年度观测值。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文使用相对收入剥夺指数^[30-32]来测算个体层面的不平等,利用家庭人均收入表示户主个体收入(SR),基本做法是将地区样本X中的样本按照收入升序进行排列,样本集合X为 $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$,相对剥夺指数可以表示为式(1)。

$$KIDI(x, x_k) = \frac{1}{n \times \mu_x} \sum_{j=k+1}^n (x_j - x_k) = \gamma_{xk}^+ \left(\frac{\mu_{xk}^+ - x_k}{\mu_x} \right) \quad (1)$$

其中: μ_x 为样本X的均值; γ_{xk}^+ 为总样本中超过收入 x_k 的个体的比重; μ_{xk}^+ 为总样本中收入超过 x_k 的个体收入均值; x_i 为地区X的户主i的收入水平; n 为地区X中户主总数。相对剥夺(KIDI)指数反映了个体在收入分配中的劣势情况,主要是基于个体的比较心理来衡量收入不平等,即个体会将自己与参照群体中的其他个体进行比较,当发现自己处于劣势时,就会产生相对剥夺感。KIDI指数的取值范围为0~1,越接近1表明个体收入的相对位置越靠后,其所受剥削感也越高。

2. 解释变量

社会资本(SC)。社会资本是个体经济活动中所能调用的嵌入社会网络中的资源^[13],人情往来是衡量社会关系变迁的重要切口^[10]。本文使用人情往来礼金数量^②测度社会资本,对调查问卷中人情往来的问答进行分析,选取问卷问题“去年,您家庭因下列哪些项给非家庭成员现金或非现金?”中“春节、中秋节等节假日支出(包括压岁钱和过节费)”和“红白喜事(包括做寿、庆生等)”两者之和作为人情礼往来支出。

3. 控制变量

本文主要选取受访户主的个体特征与家庭变量作为控制变量,一是户主个体特征主要包括受访户主的年龄(age)、年龄平方(age^2)、性别(gender)、婚姻状况(marriage)、身体健康状况(health)、政治身份(party)及受教育年限(educ)。其中,年龄平方缩小100倍表示;男性取值1,女性取值0;户主婚姻状况中已婚、同居、分居、再婚均视作已婚状态取值1,未婚、离婚、丧偶则视为未婚状态取值为0(分类按照CHFS调查问卷项);身体健康状况则以问卷中受访者身体健康状况回答结果表示,选项为1~5,越接近1越健康,越接近5越不健康,回答1、2、3标记为健康取值为0,回答4、5的则不健康取值为1;政治身份按照户主是否为党员进

② 人情礼金支出根据历年价格水平进行平减,基期为2012年。

行区分,是取 1,否则取 0;受教育年限按受教育程度赋值受教育年限,没上过学其受教育年限为 0 年,小学教育年限为 6 年,初中教育年限为 9 年,高中教育年限为 12,中专/职高教育年限为 14,大专/高职教育年限为 15,大学本科教育年限为 16,硕士研究生教育年限为 19,博士研究生教育年限为 23。二是受访户主的家庭特征,家庭抚养比(*ratio*)、家庭规模(*familysize*)及家庭总资产(*asset*),其中家庭总资产进行取对数处理。

表 1 主要变量的基本统计特征

变量符号	变量说明	样本数量	标准差	最小值	均值	最大值
<i>KIDI</i>	相对剥夺指数	13 469	0.2755	0	0.4897	0.9977
<i>SC</i>	社会资本	13469	5668.6020	0	3138.2800	253000
<i>educ</i>	受教育年限	13469	3.6429	0	9.4726	16
<i>party</i>	党员:党员=1,否则为 0	13469	0.3238	0	0.1190	1
<i>marriage</i>	婚姻:已婚=1,未婚=0	13469	0.2695	0	0.9212	1
<i>health</i>	健康水平:不健康=1,健康=0	13469	0.4375	0	0.2579	1
<i>gender</i>	性别:男性=1,女性=0	13469	0.3884	0	0.8148	1
<i>age</i>	年龄	13469	7.5239	27	54.0575	65
<i>age</i> ²	年龄平方/100	13469	7.7611	7.2900	29.7882	42.2500
<i>ratio</i>	家庭抚养比	13469	0.2020	0	0.0426	1
<i>familysize</i>	家庭规模	13469	1.6318	1	2.3014	7
<i>asset</i>	家庭总资产	13469	1.4512	3.8958	7.9901	11.2261
<i>SR</i>	户主收入	13469	47731	22	37908	288817

(三) 计量模型

本文使用如式(2)所示的双向固定效应模型来研究社会资本对收入不平等的影响。

$$KIDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SC_{it} + \beta_2 Controls + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:*KIDI_{it}* 是被解释变量,以相对剥夺指数表示个体 *i* 在 *t* 年的收入不平等;解释变量 *SC_{it}* 为个体 *i* 在 *t* 年的社会资本,使用家庭的人情礼金支出之和来表示,之所以取半对数模型是为了规避社会资本量纲的影响;*Controls* 为控制变量,包括家庭层面与户主个人层面的控制变量,包括年龄(*age*)、年龄平方(*age*²)、性别(*gender*)、婚姻状况(*marriage*)、身体健康状况(*health*)、政治身份(*party*)、受教育年限(*educ*)、家庭抚养比(*ratio*)^③、家庭规模(*familysize*)及家庭总资产(*asset*); δ_i 为不随时间变化的个体特征; μ_t 为不随个体变化的时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项; β_1 为本文关心的核心系数,当 $\beta_1 < 0$ 时,社会资本能够有效降低收入不平等,假说 H1 成立。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了社会资本对个体收入不平等的基准回归结果,在模型(1)~模型(4)中逐渐增加控制变量,并分别控制户主个体固定效应及时间固定效应。从模型(1)~模型(4)的回归结果来看,社会资本均显著降低了个体收入不平等,且都在 1%的显著性水平上显著。就其经济学意义而言,社会资本每增加 1%,收入不平等下降 0.0053 个单位,相对于平均值下降 1.1%^④。假说 H1 得到验证。此外,当所受教育年限越长,其收入不平等也会相应降低;身体越不健康,收入不平等增加越多。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>KIDI</i>	<i>KIDI</i>	<i>KIDI</i>	<i>KIDI</i>
<i>SC</i>	-0.0198 *** (-30.5127)	-0.0088 *** (-15.1005)	-0.0038 *** (-5.7821)	-0.0053 *** (-8.0090)

③ 老人占比为 65 周岁以上的,小孩占比则选取 16 周岁以下的。

④ Kakwani 相对剥夺(*KIDI*)指数的均值即为基尼系数,通过 0.0053/0.4897 得到 1.1%。

续表				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>KIDI</i>	<i>KIDI</i>	<i>KIDI</i>	<i>KIDI</i>
<i>educ</i>		-0.0157 *** (-24.9693)	-0.0067 *** (-4.4976)	-0.0065 *** (-4.4215)
<i>party</i>		-0.0208 *** (-3.2849)	-0.0199 ** (-2.2866)	-0.0099 (-1.1245)
<i>marriage</i>		-0.0304 *** (-3.9537)	-0.0025 (-0.1868)	-0.0206 (-1.5405)
<i>health</i>		0.0468 *** (9.8632)	0.0149 *** (2.7349)	0.0134 ** (2.2708)
<i>gender</i>		0.0169 *** (3.2165)	0.0019 (0.2188)	-0.0061 (-0.7245)
<i>age</i>		0.0070 ** (2.1477)	-0.0153 (-1.5236)	-0.0150 (-1.5145)
<i>age</i> ²		-0.0070 ** (-2.1927)	0.0158 (1.5205)	0.0154 (1.5076)
<i>ratio</i>		0.0291 *** (2.6001)	0.0084 (0.2814)	-0.0011 (-0.0362)
<i>familysize</i>		0.0163 *** (12.8747)	0.0126 *** (9.7720)	0.0395 *** (16.2322)
<i>asset</i>		-0.0654 *** (-42.2238)	-0.0495 *** (-20.3755)	-0.0451 *** (-18.6414)
<i>_cons</i>	0.6030 *** (138.1035)	1.0087 *** (12.1590)	1.2967 *** (5.4206)	1.2606 *** (5.3496)
年份固定效应	No	No	No	Yes
个体固定效应	No	No	Yes	Yes
<i>N</i>	13469	13469	13469	13469

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性水平检验；括号内为 *t* 值。

(二) 内生性问题

社会资本与收入不平等之间可能存在反向因果关系,即收入差距的扩大或缩小也会影响个体社会关系等社会资本。章元等^[33]研究发现村民间收入差距的扩大会降低穷人为集体行动进行支付的意愿或能力,从而导致村民间人际关系和社会心态的恶化,进而降低社会资本。为了减少内生性,本文使用工具变量法进行两阶段最小二乘法(2SLS)回归。参考许浩然和荆新^[34]的方法采用地区人口密度(*Density*)作为社会资本的一个工具变量以减少内生性。一般而言,地区人口越密集,个体基于市场契约或规则进行交易的频率越高,依托社会关系进行经济活动的动机相对较小,即以人情关系支出衡量的个体社会关系水平或社会资本水平相对较低。另外,参考尹俊等^[35]将省级层面的社会资本(*TSC*)作为个体层面社会资本的另一个工具变量。表 3 显示了工具变量的回归结果,一阶段回归的值统计量 *F* 为 148.54 远大于临界值 10,说明工具变量与内生变量具有高度相关性,不存在弱工具变量问题。Hansen *J* 统计量的值为 0.666,对应 *P* 值为 0.41 接受

表 3 工具变量回归结果:2SLS

变量	一阶段	二阶段
	<i>SC</i>	<i>KIDI</i>
<i>SC</i>		-0.0082 ** (-2.16)
<i>Density</i>	-0.0054 ** (-2.25)	
<i>TSC</i>	0.0065 *** (17.23)	
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
<i>F</i> 统计量	148.54	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	249	
Cragg-Donald Wald <i>F</i> 统计量	205.66	
Kleibergen-PaapWald rk <i>F</i> 统计量	142.12	
Hansen <i>J</i> 统计量	0.666(0.41)	
<i>N</i>	13200	13200

注: Hansen *J* 统计量括号里面值为对应 *P* 值; ***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性水平检验; 括号内为 *t* 值。

原假设,即所有工具变量都是外生的。综上,所选用工具变量满足相关性与外生性两个约束条件。在考虑了社会资本与收入不平等之间可能存在的内生性问题后,社会资本前的系数仍然为负,表明社会资本显著降低了收入不平等,与前文结论保持一致。

(三) 稳健性检验

1. 剔除特殊值

考虑到问卷中对人情礼金支出有相当数量的回答为 0 值,这既有可能是有社会关系存在但当年并无人情礼金支出,也有可能是没有社会关系导致的无支出。为了规避这一个问题造成的偏差,删除所有社会资本取 0 的样本后进行回归。回归结果如表 4 所示,剔除特殊值后,社会资本能够有效缓解个体收入不平等这一结论仍然成立。但社会资本前面的系数绝对值显著增加到 0.0202,表明人情礼金支出中的 0 值低估了社会资本,剔除后社会资本降低不平等的作用显著增加。

2. 不同的被解释变量测算方法

本文参考任国强和黄云^[36]的方法构建了 Yizhaki 指数来表示个体收入不平等,其公式表示为: $AD(x, x_k) = \frac{1}{n} \sum_{j=k+1}^n (x_j - x_k)$ 。同时,参考袁东梅等^[30]构建 Podder 指数,其表达式如式(3)所示。

$$PIDI(x, x_k) = \frac{1}{n} \sum_{j=k+1}^n (\ln x_j - \ln x_k) = \gamma_{sk}^+ (\mu_{\ln x_k}^+ - \ln x_k) \quad (3)$$

表 4 稳健性检验

表 4 为稳健性检验的结果,从表 4 可以看出不论是剔除特殊值还是使用不同的被解释变量测算方法,社会资本对收入不平等仍然有显著的缓解作用,回归结果与前文一致。

(四) 机制分析

上文的结论表明,社会资本显著降低了收入不平等,为了进一步探讨社会资本影响不平等的作用机制,本文从劳动力流动性、风险厌恶程度与融资能力三个

变量	剔除特殊值	Yizhaki	Podder
SC	-0.0202 *** (-7.4666)	-176.6790 *** (-5.3226)	-0.0175 *** (-7.8176)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
N	9971	13469	13469

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5% 与 10% 的显著性水平检验;括号内为 t 值。

角度进行考察。由于三个机制变量均为二分类变量,而传统中介机制要求中介变量是连续性变量^[37],显然无法采用逐步回归的方法进行分析。根据江艇^[37]对中介效应模型的使用建议,这里主要考察社会资本对中介变量的影响,故采用如式(4)所示的 Logit 模型进行回归分析。

$$\ln \frac{P_{it}}{1 - P_{it}} = \alpha + \beta \ln SC_{it} + \gamma Controls + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: P_{it} 分别为劳动力流动、风险厌恶及融资能力取 1 的概率。为了保证结果的可靠性,同时还使用了线性概率模型对三种作用机制进行了检验。

表 5 模型(1)、模型(4)反映了社会资本对劳动力流动性的影响。根据问卷问题“除刚才提到的家庭成员之外,您家还有几个因外出打工、参军、上学等原因而长期不住在这里的家庭成员?”将家庭人员外出数量大于等于 1 人外出的近似视为有劳动力流动,取值为 1,否则取 0^⑤。根据回归结果可以发现,社会资本整体上显著增加了劳动力的流动性,社会资本每增加 1%,劳动力流动可能性增加 0.06。个体收入不平等一个重要原因在于劳动力无法“用脚投票”将劳动力配置到边际收益更高的地方从而导致的低收入,在整体收入中居于不利地位。中国传统的城乡二元经济以及户籍制度等制度性障碍使得劳动力无法有效地跨区域流动,社会资本弥补了市场机制缺位时的劳动力流动与就业信息传递等问题,劳动力流动性提高意味着劳动力能够从低效率的行业转移到生产率更高的其他行业,劳动力收入提高,从而缩小收入差距,降低收入不平等。假说 H2 部分得以验证。

⑤ 2019 年问卷中,直接根据劳动力是否外出赋值 0 或 1。

表 5 模型(2)、模型(5)反映了社会资本对风险厌恶程度的影响。居民的风险厌恶程度根据问卷问题“如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目?”进行衡量,回答选项为“1. 高风险、高回报的项目;2. 略高风险、略高回报的项目;3. 平均风险、平均回报的项目;4. 略低风险、略低回报的项目;5. 不愿意承担任何风险;6. 不知道”。当受访者回答选项 1、2、3 时取值为 0,回答选项 4、5 取值为 1。回归结果表明,社会资本总体上降低了居民的风险厌恶程度。社会资本每增加 1%,居民风险厌恶程度可能性下降 0.02。厌恶风险的群体往往更加保守,往往企图通过垄断降低不确定性带来的风险,这会增加居民收入的不平等。社会资本既能帮助居民提高收入,也能降低居民的不安全感与不确定性,从而有效降低居民的风险厌恶程度,进而缓解收入不平等。假说 H2 部分得到验证。

表 5 模型(3)、模型(6)反映了社会资本对融资可能性的影响。融资能力使用问卷中的问题“除前面提到的住房、汽车、商业、教育和信用卡负债之外,您家目前是否因其他原因有尚未还清的欠款?包括无法偿还或不准备偿还的借(贷)款。”^⑥进行度量,回答“是”则取值 1,回答“否”取值 0。回归结果表明,社会资本每增加 1%,融资可能性增加 0.02。社会资本总体上提高了低收入群体的融资能力,降低了融资约束从而增加居民收入,降低收入不平等。同时,融资能力提升也意味着资本流动更为充分,资本收益的均等化趋势更加明显,收入不平等也会下降。假说 H2 得以验证。

表 5 机制分析

变量	Logit 模型回归结果			线性概率模型回归结果		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	劳动力流动	风险厌恶程度	融资能力	劳动力流动	风险厌恶程度	融资能力
SC	0.0576 *** (11.0066)	-0.0201 *** (-2.8382)	0.0220 *** (3.0458)	0.0015 * (1.9086)	-0.0036 ** (-2.0004)	0.0023 ** (2.0515)
_cons	1.0262 (1.3724)	1.1632 (1.2421)	-2.0801 ** (-2.0414)	0.0366 (0.1301)	0.6935 (1.0171)	-0.3475 (-0.8745)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
N	13469	9374	13447	13469	9374	13447

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性水平检验;括号内为 t 值。

(五) 异质性分析

1. 不同收入群体

社会资本在减贫方面效果显著^[11],也被称为“穷人的资本”。为了考察社会资本在不平等方面是否具有“益贫”特征,本文根据收入均值将样本划分为高收入群体与低收入群体进行考察。生成新的二元分组变量 gp_{it} ,低收入群体赋值为 1,高收入群体赋值为 0,并与社会资本生成交互项,具体模型设定如式(5)所示。

$$KIDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SC_{it} + \beta_2 gp_{it} + \beta_3 gp_{it} \times \ln SC_{it} + \beta_4 Controls + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

回归结果如表 6 的模型(1)所示,收入分组变量与社会资本交互项前的系数为-0.0047,且在 1% 的显著性水平显著,表明社会资本降低不平等的作用受到收入水平的调节,相较于高收入群体,低收入群体的社会资本能够显著降低收入不平等。高收入群体社会资本带来的负面经济影响已有文献进行讨论,朱朝晖和李敏鑫^[17]研究了 CEO 与技术独董社会关系对企业创新的影响,认为 CEO 与技术独董以血缘、业缘为基础的社会关系主要发挥了偏好效应而非信息效应,使技术独董的监督管理职能弱化,不能有效提升企业的创新能力。表 6 回归结果表明社会资本在缓解不平等上具有“益贫性”,可能的原因是低收入群体的社会资本发挥了市场机制的补充作用,帮助劳动力、资本等资源禀赋的自由流动,让要素禀赋从低效率行业进入高效率行业从而缩小收入不平等。高收入群体的社会关系嵌合到较高水平时,社会资本的构建不单单是为了广泛

⑥ 问卷中存在更契合社会资本如何影响融资能力的问题:除了银行/信用社贷款以外,目前您家是否因工商业生产经营有尚未还清的民间借款?(借款是指从亲朋好友、民间金融组织等非银行融资渠道借的钱。)但十分遗憾,这个问题的有效样本量太少,不足以支持分析。

的社会利益^[39],而是蜕化为具有垄断属性的特殊利益集团,个体社会关系的构建需要一定门槛,其联盟目标演变为强化联盟局部利益^[24]。社会资本在信息传递、资源共享等弱化不平等效应方面的作用会被利益同盟带来的垄断抵消掉。另外,高收入群体能够获取更多信息资源,若是“滥用”信息优势,则会在社会范围内形成“信息鸿沟”并进一步扩大收入不平等。例如,上市公司与金融机构或评审机构可能合谋,出具能够骗取普通投资者信任的财务报告,增加普通投资者甄别信息、评估投资风险的难度从而转移金融风险,这会扩大收入不平等。倘若政府监管部门无法实施有效的监管机制,以金融联盟为基础的社会资本会增强利益固化藩篱强化合谋外部性,造成收入差距与不平等的进一步扩大。

2. 不同年龄群体

家庭户主在不同的生命周期阶段,其经济决策行为和社会资本作用认知存在显著差异。相较于老年群体,中青年群体在经济活动中更倾向于减少对人情关系等社会资源禀赋的依赖,这可能在一定程度上影响他们的收入水平,进而阻碍其在整体收入分配中的地位提升,加剧中青年群体的相对剥夺感。为了深入探讨不同生命周期个体的社会资本对收入不平等的影响,本文根据样本数据的户主年龄均值,将年龄分为两组,创建一个反映生命周期的二元变量 yh_{it} ,年龄低于均值时赋值为 1,高于均值则赋值为 0。同时,构建社会资本与生命周期的交互项,具体的模型构建如式(6)所示。

$$KIDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln SC_{it} + \beta_2 yh_{it} + \beta_3 yh_{it} \times \ln SC_{it} + \beta_4 Controls + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

回归结果如表 6 模型(2)所示,由模型(2)的结果可知,加入年龄虚拟变量后,社会资本与中青年群体交互项前的系数为 0.0022,在 10%的显著性水平上显著,说明相较于中老年群体,中青年群体中社会资本缓解不平等的作用相对较低,中青年群体在利用社会资本以提升其收入水平方面的能力相对较弱。

五、结论与政策建议

在扎实推进共同富裕的历史阶段,利用社会资本降低收入不平等能够极大弥合社会撕裂感,为构建和谐社会奠定坚实基础。本文利用 2013—2019 年 CHFS 面板数据考察了社会资本对不平等的影响,实证结果显示:社会资本每增加 1%,相对剥夺指数衡量的收入不平等下降 0.0053 个单位,收入不平等相对于平均水平下降 1.1%;考虑内生性后,回归结果仍然与基准回归一致;为了验证结果的可靠性,本文使用被解释变量指标替换、剔除特殊值样本分别进行考察,研究结果依然十分稳健;机制分析表明社会资本能够通过劳动力流动性增强、风险厌恶程度降低与融资能力提升从而降低收入不平等;异质性分析发现社会资本在中老年群体及低收入群体中降低不平等的作用更为明显。基于研究结论,为降低收入不平等提供以下政策建议:

首先,要积极培育社会资本,完善社会资本形成的体制机制与制度安排。本文研究表明社会资本能够有效降低收入不平等,扎实推进共同富裕需要为社会资本提供相应的制度支撑,通过构建多层次的社会资本体系,充分发挥信任、社会网络等非正式制度的积极作用,不断增强社会资本的多维功能,促进社会资本在不同层面的有效运作。

其次,为了进一步促进社会资本的形成,必须加快户籍制度改革步伐。这一改革旨在打破制约劳动力、资本等要素自由流动的体制机制障碍,降低城乡区域间的制度性分割,从而促进农业剩余劳动力的非农转移就业和农地的有序流转,拓宽农户的增收渠道,保障和发展他们的可持续生计能力,为共同富裕奠定坚实的基础。

表 6 异质性分析

变量	(1)	(2)
	<i>KIDI</i>	<i>KIDI</i>
SC	0.0003 (0.3054)	-0.0062 *** (-7.1369)
低收入群体	0.3621 *** (41.2084)	
SC×低收入群体	-0.0047 *** (-4.0878)	
中青年群体		-0.0299 (-1.2806)
SC×中青年群体		0.0022 * (1.6964)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
N	13469	13469

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性水平检验;括号内为 *t* 值。

再次,利用基本社会保障等兜底性制度体系进一步强化非正式社会关系网络的保障作用,既能降低居民的迁移成本与调整成本,也能降低居民保守的风险态度,从而促使不同收入群体充分参与到扎实推进共同富裕的历史进程之中。

最后,应重点关注低收入群体等弱势群体社会资本的积累问题。中国社会关系正处在由“互助”向“市场”重塑的历史阶段,在不同地区、群体中社会资本缓解收入不平等的经济效应存在着差异。社会资本的存在可以优化信用环境,为广大偏远地区尤其是农村地区提供多元的融资保障,健全农村地区关系主导型融资的体制机制,有效防范低收入群体等弱势群体收入向下流动的风险。

参考文献

- [1] 李实,朱梦冰. 中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 19-28.
- [2] 陈宗胜. 综合运用经济发展、体制改革及分配举措推进共同富裕[J]. 经济学动态, 2021(10): 19-33.
- [3] SAEZ E. Income and wealth inequality: Evidence and policy implications[J]. Contemporary Economic Policy, 2017, 35(1): 7-25.
- [4] MASSEY D S. The age of extremes: Concentrated affluence and poverty in the twenty-first century[J]. Demography, 1996, 33(4): 413-416.
- [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, 51, 187.
- [6] 田卫民. 中国市场化进程对收入分配影响的实证分析[J]. 当代财经, 2012(10): 27-33.
- [7] 刘精明,朱美静. 经济发展、市场化与收入不平等——基于地区截面数据的实证分析[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2020, 22(1): 101-114, 147-148.
- [8] 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.
- [9] 程名望,贾晓佳,俞宁. 农村劳动力转移对中国经济增长的贡献(1978~2015年): 模型与实证[J]. 管理世界, 2018, 34(10): 161-172.
- [10] 王向阳,吕德文. “人情式微”: 近年来中国农村社会关系变迁研究——基于劳动力市场化视角的过程-机制分析[J]. 学习与实践, 2022(4): 101-112.
- [11] GROOTAERT C. Social capital, household welfare, and poverty in Indonesia[R]. Washington D. C.: The World Bank, 1999.
- [12] 邓睿. 社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量?[J]. 经济学动态, 2020(1): 52-68.
- [13] 陈熹,陈帅. 社会资本质量与农户借贷可得性——基于职业声望的分析[J]. 江西社会科学, 2018, 38(5): 218-226.
- [14] 杜兴强,熊浩. 董事长—总经理老乡关系与研发投入[J]. 投资研究, 2017, 36(9): 60-82.
- [15] 王雯岚,许荣. 高校校友联结促进公司创新的效应研究[J]. 中国工业经济, 2020(8): 156-174.
- [16] 赵文,赵会会,吉迎东. 二元创新跃迁与企业失败: 社会关系网络的调节作用[J]. 科研管理, 2022, 43(1): 124-133.
- [17] 朱朝晖,李敏鑫. 技术独董-CEO社会关系与企业创新[J]. 科研管理, 2023, 44(1): 183-192.
- [18] 石秀印. 中国企业家成功的社会网络基础[J]. 管理世界, 1998, 14(6): 187-196, 208.
- [19] 姚小涛,席西民. 社会网络理论及其在企业研究中的应用[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2003(3): 22-27.
- [20] 杨隽萍,徐娜. 动态能力与高管社会资本组态效应对企业数字化转型的影响——以创业板上市公司为例[J]. 技术经济, 2023, 42(4): 97-109.
- [21] 闫伟宸,高思悦. 高管团队的社会关系与企业创新——基于“本家关系”的视角[J]. 会计研究, 2022(2): 70-85.
- [22] PUTNAM R D. The prosperous community: Social capital and public life[J]. The American Prospect, 1993, 4(13): 35-42.
- [23] OBUKHOVA E. ZHANG L. Social capital and job search in urban China: The strength-of-strong-ties hypothesis revisited [J]. Chinese Sociological Review, 2017, 39(1): 1-22.
- [24] 李国正,韩文硕,艾小青,等. 社会关系网络重构与流动人口创业活动——作用机理与政策含义[J]. 人口与经济, 2021(3): 1-17.
- [25] MUNSHI K. ROSENZWEIG M. Networks and misallocation: Insurance, migration, and the rural-urban wage gap[J]. American Economic Review, 2016, 106(1): 46-98.
- [26] SMITH S. Mobilizing social resources: Race, ethnic, and gender differences in social capital and persisting wage inequalities[J]. The Sociological Quarterly, 2000, 41(4): 509-537.
- [27] 张晓平,阙海彬,刘嘉豪. 农村社会关系网络对宅基地退出的影响——基于整体网络分析视角[J]. 决策与信息, 2022(12): 25-33.
- [28] KNACK S. Social capital and the quality of government: Evidence from the U. S. states[J]. Policy Research Working Paper Series, 2000, 46(4): 772-785.
- [29] LIN M, PRABHALA N R, VISWANATHAN S. Judging borrowers by the company they keep: Friendship networks and information asymmetry in online Peer-to-Peer lending[J]. Management Science, 2013, 59(1): 17-35.

- [30] 袁冬梅, 金京, 魏后凯. 人力资本积累如何提高农业转移人口的收入? ——基于农业转移人口收入相对剥夺的视角[J]. 中国软科学, 2021(11): 45-56.
- [31] KAKWANI N. The relative deprivation curve and its applications[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984, 2(4): 384-394.
- [32] 胡东宁, 赵增力. 农地确权与农户间收入不平等[J]. 技术经济, 2023, 42(9): 171-183.
- [33] 章元, 左丛民, 张冰瑶. 收入差距与集体行动——来自中国农村税费改革的证据[J]. 农业技术经济, 2022(7): 4-15.
- [34] 许浩然, 荆新. 社会关系网络与公司债务违约——基于中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2016(9): 36-52.
- [35] 尹俊, 孙博文, 陈强远, 等. 市场机制、社会资本与共同富裕——基于中国多维减贫政策目标的视角[J]. 经济学报, 2023, 10(2): 276-307.
- [36] 任国强, 黄云. 相对剥夺对个体健康影响研究进展[J]. 经济学动态, 2017(2): 112-123.
- [37] 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.
- [38] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [39] 陈捷, 卢春龙. 共通性社会资本与特定性社会资本——社会资本与中国的城市基层治理[J]. 社会学研究, 2009, 24(6): 87-104, 244.

Does Social Capital Affect Income Inequality?

Xu Jun¹, Guo Hao²

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2. School of International Economics and Trade, Wuhu Vocational and Technical College, Wuhu 241003, China)

Abstract: Under the tide of marketization, the economic attributes of traditional social relationships have been increasingly enhanced, and the derived social capital has become an important factor affecting income inequality. Based on the panel data from the China Household Finance Survey (CHFS) database during the period from 2013 to 2019, the impact effect of social capital on income inequality and its potential mechanism of action are thoroughly investigated. The empirical results show that social capital plays a positive role in alleviating income inequality, with a 1% increase in social capital leading to a 0.0053 decrease in income inequality. Even after considering endogeneity issues, this conclusion remains robust. Moreover, the reliability of the research results is further confirmed by robustness tests carried out through excluding outliers and replacing the inequality indicator. In terms of mechanisms, social capital can reduce income inequality through three channels including improving labor mobility, reducing risk aversion, and enhancing financing capabilities. Heterogeneity analysis indicates that the economic effect of social capital in reducing income inequality is more pronounced among middle-aged and elderly groups as well as low-income groups.

Keywords: income inequality; social capital; labor mobility; financing ability