

寒门再难出贵子？

——互联网视角下的代际收入流动研究

谢镇江, 陈志炜

重庆大学, 重庆

收稿日期: 2021年12月12日; 录用日期: 2022年1月14日; 发布日期: 2022年1月21日

摘要

互联网在人类社会生活中的作用已经超越了一般的生产工具, 其不断发展正深刻影响和改变着人类生活方式, 那么其对居民代际收入流动性又会产生怎样的影响? 本文基于CFPS家庭微观调查数据, 以代际收入百分位排序关联系数衡量代际收入流动性, 探究了互联网使用对代际收入流动的影响及其作用机制。研究发现, 互联网使用可以显著促进代际收入流动, 使用工具变量消除内生性, 并换用代际收入弹性以及滞后互联网使用数据进行稳健性检验后, 结论依然成立。异质性分析表明, 互联网使用对代际收入流动的促进效应存在个体差异、城乡差异和区域差异。进一步的研究表明, 互联网使用对代际收入流动的促进效应主要通过信息搜寻和社交促进机制实现。

关键词

互联网使用, 代际收入流动, 代际收入百分位排序关联系数, 代际收入弹性

Can't a Poor Family Produce a Good Son Again?

—Research on Intergenerational Income Flow from the Perspective of Internet

Zhengjiang Xie, Zhiwei Chen

Chongqing University, Chongqing

Received: Dec. 12th, 2021; accepted: Jan. 14th, 2022; published: Jan. 21st, 2022

Abstract

The role of the Internet in human social life has gone beyond the general production tools. Its con-

tinuous development is profoundly affecting and changing the way of life of people. Then what impact will it have on the intergenerational income mobility of residents? Based on CFPS household micro-survey data, this paper measures intergenerational income mobility by the correlation coefficient of percentile rank of intergenerational income, and explores the impact of Internet use on intergenerational income mobility and its mechanism. It is found that Internet use can significantly promote intergenerational income mobility. Instrumental variables are used to eliminate endogeneity, and the conclusions are still valid after the robustness test of intergenerational income elasticity and lagging Internet use data. Heterogeneity analysis shows that there are individual differences, urban and rural differences and regional differences in the promotion effect of Internet use on intergenerational income mobility. Further research shows that the promotion effect of Internet use on intergenerational income mobility is mainly realized through information search and social facilitation mechanism.

Keywords

Internet Use, Intergenerational Income Mobility, Intergenerational Income Percentile Rank Correlation Coefficient, Intergenerational Income Elasticity

Copyright © 2022 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

如何促进收入分配公平是政府和学界共同关心的议题,与每一个人都息息相关。自我国改革开放逐步建立市场经济体制以来,居民收入差距和代际流动问题一直受到密切关注[1] [2] [3]。进入新时代,随着中国经济的持续增长和绝对贫困的消除,我国宏观层面上以基尼系数衡量的收入不平等情况逐步改善[4] [5]。但是,具体到微观的家庭内部,刻画收入不平等的另一个维度——代际收入流动性却仍然不容乐观[6] [7]。代际收入流动描述的是同一家庭父代与子代收入水平之间的相关程度,反映了子代收入水平在多大程度上受到父代的影响。父代与子代收入相关程度越高则意味着代际流动性越低,可能导致阶层固化和贫困代际传递等现象,进而导致贫富差距和社会公平问题。另一方面,若代际流动性较强,则意味着社会纵向流动渠道畅通,个体可以通过自己后天的努力实现成功,而非完全取决于家庭背景,有助于提升资源配置效率,促进社会公平[8]。

尽管学者们已围绕代际收入流动的影响因素等内容开展了大量研究,但却忽视了以互联网为代表的信息技术作为一种外部冲击可能对代际收入流动性产生的影响。互联网作为一种技术偏向性进步,在短短数十年间迅速迭代,深刻影响和改变了中国人的生活生产方式,成为我国经济增长的新动能。根据中国互联网络信息中心(CNNIC)第46次《中国互联网络发展状况统计报告》,截至2020年6月,我国网民规模达9.40亿,较2019年6月增长将近1亿,互联网普及率达67%。2021年3月全国两会上,“数字经济核心产业增加值占GDP比重”被纳入十四五时期经济社会发展主要指标。那么,互联网使用能否有效促进代际收入流动?本文使用中国家庭追踪调查数据(CFPS),实证分析了互联网使用对于代际收入流动的促进效应及其作用机制。

2. 文献回顾

2.1. 代际收入流动的相关研究

目前关于代际收入流动的文献主要集中于流动性估算和影响机制两个方面。代际收入流动性的估算

方法目前主要有三种方式: 一是代际收入弹性估算(IGE)。该方法由 Becker and Tomes (1979)提出, 将通过建立父代收入对数与子代收入对数的回归模型得到的回归系数作为代际收入弹性, 一般来说代际收入弹性越大, 流动性则越差[9]。二是收入分层相关系数法(RRS)。由于代际收入弹性估算方法的前提假设是父代与子代收入存在线性关系, 部分研究者就此提出质疑[10] [11] [12], 因此 Dahlia and Delerire (2008)提出收入分层相关系数法, 将父子收入进行分层并用收入所处次序代替具体收入数据进行回归, 较好的处理了包括零收入在内的样本极值问题[13]。三是代际收入转移矩阵法。该方法是将样本按照收入水平高低分为不同层级形成矩阵, 进一步计算子代收入分布转移的概率。代际收入转移矩阵法能够较好的刻画代际收入流动的内部结构。

学界围绕代际收入流动的影响因素和传导机制方面做了大量研究, 除了关于基因遗传的有关研究外[14] [15], 学者们主要围绕人力资本、社会资本等因素开展了理论和实证研究。一部分学者认为公共教育和家庭教育等人力资本投资能够有效促进代际收入流动。侯玉娜等发现延长教育年限和延迟分流对代际收入流动具有正向促进作用[16]。徐俊武等(2014)使用 CHNS 数据发现公共教育支出水平越高的地区代际收入流动性的增加越显著[17]。陈琳(2015)进一步发现增加对幼托和初中阶段教育的公共投入可能更有利于提高代际收入流动性, 而增加高等教育投入的作用可能有限[18]。相关研究发现家庭教育同样能显著促进代际收入流动[19] [20] [21]。还有学者强调了教育机会公平的重要性。邸玉娜(2014)指出父代的职业对子女的教育收益率存在显著影响, 但机会不平等阻碍了代际流动[22]。Blanden and Macmillan (2016)也认为教育机会公平有助于社会阶层纵向流动[23]。另一部分学者重点考察了社会资本对于代际收入流动的影响。Antoni (2005)和 Dan (2007)发现社会资本对父代与子代之间的收入传递起着强化作用[24]。陈琳等(2012)发现社会资本对代际收入流动的解释力在不断增强, 与教育因素的影响程度相近[25]。陈丽华(2020)发现社会资本更有利于提升中等收入和中高收入阶层农村居民代际收入流动性[26]。刘琳等(2020)进一步提出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显著促进了代际收入流动[27]。此外, 学者们也发现职业[28] [29]、婚姻[30] [31]、迁移[32] [33]等都会对代际收入流动产生重要影响。

2.2. 互联网影响居民收入的相关研究

自上世纪九十年代以来, 中国互联网的快速发展极大提高我国信息化程度, 我国政府也先后提出了多项互联网发展政策和战略, 希望通过互联网的应用和普及进一步促进我国经济发展。目前, 互联网使用的收入增长效应已经得到广泛承认[34] [35] [36] [37]。国内部分学者考察了互联网对居民收入分配和收入差距的影响。李雅楠(2014)使用基于 RIF 回归的 FFL 分解方法考察了互联网使用对工资不平等的影响, 发现 2004~2011 年间互联网使用比例的增加降低了整体工资不平等[38]。程名望和张家平(2019)发现中国的互联网普及对城乡收入差距的影响呈现先增加后降低的“倒 U 型”趋势, 且在 2009 年左右已经越过拐点[39]。刘任等(2020)使用 CGSS 数据发现在互联网发展程度、社会信任水平及市场化程度较高的地区, 互联网使用对农户收入差距的扩大效应更为显著[40]。同时, 研究发现互联网使用也具有减贫效应。农户家庭使用互联网对农户多维贫困的减贫效应显著[41], 可以促进低收入群体显著增收进而实现对相对贫困的缓解作用[42]。另一部分学者关注了互联网对于居民就业和消费的促进和改善作用。毛宇飞等(2019)发现互联网作为主要信息渠道有助于促进标准就业和机会型创业[43]。张永丽等(2019)发现互联网使用对贫困户消费水平提升的促进作用大于非贫困户[44]。程名望等(2019)提出互联网普及通过城乡居民生存型消费、享受型消费差距和发展型消费差距多维路径显著降低了城乡居民消费差距[45]。李旭洋等(2019)发现, 随着消费层次的提高, 互联网使用对居民家庭消费升级的正向效应呈倒“U”型非线性关系[46]。

2.3. 文献评述和假说提出

学界目前关于代际收入流动的研究较为广泛和丰富,在估算方法和实证分析方面均有大量研究文献。但是国内关于互联网使用影响城乡居民和家庭的研究仍然相对较少,从2019年开始,不少学者从收入、消费和就业等角度开展了理论和实证研究。但目前还鲜有研究互联网使用对于代际收入流动影响的文献,对于互联网使用到底能否促进代际收入流动,以及互联网使用对家庭和个人影响的可能代际传递路径和效果均缺乏具体的实证研究支撑。

具体分析而言,现有研究已经证实了互联网使用的收入增长效应,而在父代收入水平相对稳定的情况下,互联网的这种收入增长效应对于城乡居民收入的影响可能进一步作用于代际收入流动性。同时,个体收入常常受到生命周期、自然环境和制度环境等因素的影响,互联网使用对于代际收入流动性的影响还可能存在个体差异、城乡差异以及区域差异。

就互联网本身来看,其作为一个巨大的信息存储和共享平台,能够不受空间限制来进行信息交换,人与人,人与信息之间可以互动交流,具有互动性。现有研究已经证实互联网技术使用可以有效提高用户信息搜寻能力[47],具体表现在拓宽其信息渠道和降低信息的获取成本上。通过互联网,年轻一代信息搜寻能力的增强将有利于个体拓展就业创业渠道实现收入改善影响代际收入流动。另一方面,互联网兼具社交平台功能,是社会交流和联系的重要工具,尤其在年轻一代中的社会网络构建中发挥着不可替代的作用,以微信为代表的诸多网络社交平台已经成为国民日常生活的重要载体,对于连接维系个人和家庭社会关系网络起着显著促进作用。在父代收入水平给定的情况下,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[27]。因此,互联网可能通过影响以社会网络为主体的社会资本进而对代际收入流动产生显著影响。

综上,本文围绕互联网使用与代际收入流动提出以下两项研究假说。

假说1:互联网能够促进代际收入流动。

假说2:互联网通过信息搜寻机制和社交促进机制影响代际收入流动。

3. 数据来源与变量描述

3.1. 数据来源

本文所使用的微观数据来自北京大学中国社会科学调查中心在全国范围内开展的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies)。作为一项全国性和综合性的社会跟踪调查项目,CFPS数据覆盖了全国25个省份,目前被广泛应用于各类研究中,具有较强的代表性。CFPS数据包括了个体、家庭和社区三个层面。本文所使用的数据主要来源于家庭问卷和个人问卷。CFPS从2010年至今总共开展了五轮全国调查,分别为2010年、2012年、2014年、2016年和2018年。

本文的实证分析主要基于CFPS2010年、2012年、2014年和2016年的调查数据。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,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2613个父亲与子女的配对观测值。

3.2. 变量描述

1) 被解释变量:代际收入流动。使用代际收入百分位排序关联度表征代际收入流动性,并在后文使用代际收入弹性表征代际收入流动性进一步检验结果稳健性。同时,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 2010 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。

2) 核心解释变量: 是否上网。在 CFPS2010 和 CFPS2014 中, 根据“你是否上网?”回答进行定义, 是取值为 1, 否取值为 0。2016 年根据问卷中的“是否移动上网?”和“是否电脑上网?”进行定义, 如果回答均为否, 则定义互联网使用取值为 0, 否则为 1。

3) 控制变量: 个人层面包括个人的年龄、性别、受教育年限、工作类型和户籍类别等个体特征。村居层面选择村居类型、村居经济状况、村庄交通情况等村居特征。宏观层面选择各地区的人均 GDP 作为控制变量, 避免因经济发展水平差异对估计结果造成影响。此外, 加入人均人情礼等家庭特征用于互联网使用对收入流动性影响的机制分析。相关变量描述性统计结果如表 1。

Table 1. Variable definition and descriptive statistics

表 1. 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
子代收入	子女的年工作总收入平均值(元)	22491.32	21059.7	0	306510
父代收入	父亲的年工作总收入平均值(元)	16779.32	17026.73	0	1914612
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	49.36242	28.99505	0	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	49.13127	29.11881	0	100
互联网使用					
是否上网	是否上网, 是为 1, 否为 0	0.5510907	0.497478	0	1
子代特征					
子代性别	男性为 1, 女性为 0	0.688098	0.463358	0	1
子代年龄	周岁(岁)	25.53502	5.86604	16	44
子代年龄的平方	子代年龄的平方	686.4344	325.6576	256	1936
子代受教育年限	子女接受正规学历教育年数(年)	9.942977	3.654095	0	19
子代工作类型	非农业工作为 1, 农业工作为 0	0.2178636	0.412918	0	1
子代户口状况	非农业户口为 1, 农业户口为 0	0.2868098	0.452358	0	1
父亲特征					
父亲年龄	周岁(岁)	52.34175	6.848162	37	65
父亲年龄的平方	父亲年龄的平方	2786.538	718.1396	1369	4225
父亲受教育年限	父亲接受正规学历教育年数(年)	7.107539	4.061208	0	16
父亲户口状况	非农业户口为 1, 农业户口为 0	0.2595712	0.438483	0	1
家庭特征					
人均人情礼	人均人情礼(元)	4205.913	4613.482	0	73337.7
村居特征					
城乡分类	城镇为 1, 乡村为 0	0.4421954	0.496744	0	1
村居经济状况	共分为 1~7 个等级, 1 为很穷, 7 为很富	4.118426	1.392833	1	7
村居交通情况	到本县县城的时间(小时)	1.179178	2.22157	0.017	30
地区特征					
地区经济发展水平	2010 年地区人均 GDP	33740.64	17890.17	13119	77275

4. 实证分析

4.1. 基准回归

本文通过考察子代互联网使用行为与父亲收入的交叉项来分析互联网使用对代际收入流动的影响:

$$y_c^R = \alpha + \theta y_f^R + \gamma IB \times y_f^R + \varphi IB + \chi \mu + \varepsilon$$

其中, y_c^R 和 y_f^R 分别代表子代和父亲的年工作总收入的百分位排序。 IB 代表子代 2010 年互联网使用行为变量, 以是否上网表示网络使用(IB)。 $\theta + \gamma IB$ 反映了代际收入百分位排序关联系数, γ 表示互联网使用对代际收入流动性的影响, 是本文分析的重点。 $\gamma < 0$, 百分位排序关联系数($\theta + \gamma IB$)降低, 意味着互联网使用能够提高代际收入流动水平。为控制变量向量, 包括子代性别、子代年龄及其平方项、父亲年龄及其平方项和地区人均 GDP。回归结果见表 2 列(1)~列(3)。

Table 2. The influence of Internet use on intergenerational income percentile rank correlation coefficient

表 2. 互联网使用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
	基准回归	互联网使用	互联网使用	互联网使用	互联网使用
父亲收入百分位排序	0.2021259*** (10.63)	0.2338289*** (8.54)	0.179438*** (6.65)	0.2508975*** (6.58)	0.287152** (2.44)
互联网使用		15.63454*** (7.72)	10.55974*** (5.27)	15.87986*** (6.33)	23.04385* (1.72)
互联网使用 × 父亲收入百分位排序		-0.1204226*** (-3.36)	-0.1178458*** (-3.40)	-0.0887268* (-1.91)	-0.03939336* (-1.83)
子代性别	9.537118*** (8.58)	9.571949*** (8.76)	11.74152*** (10.95)	9.974746*** (7.15)	12.46471*** (8.66)
子代年龄	6.076005*** (7.41)	5.913054*** (7.34)	4.566476*** (5.80)	5.33859*** (5.41)	5.326425*** (5.25)
子代年龄的平方	-0.0982204*** (-6.77)	-0.0912692*** (-6.39)	-0.0701366*** (-5.03)	-0.0823046*** (-4.75)	-0.0845651*** (-4.79)
父亲年龄	1.941753 (1.49)	1.108786 (0.86)	0.0744777 (0.06)	0.8940585 (0.55)	0.2009204 (0.10)
父亲年龄的平方	-0.018553 (-1.48)	-0.0107819 (-0.88)	-0.0007007 (-0.06)	-0.0083903 (-0.55)	-0.0026665 (-0.14)
子代受教育年限			2.01327*** (12.34)		
父亲受教育年限			0.0584075 (0.44)		
地区人均 GDP	0.0004191*** (13.77)	0.0003719*** (12.22)	0.000322*** (10.82)	0.0004373*** (11.36)	0.0002577*** (3.19)
常数项	-118.9375*** (-4.04)	-102.4187*** (-3.53)	-71.3487*** (-2.51)	-95.59446*** (-2.63)	-111.0511** (-2.51)
样本量	2613	2613	2613	1594	1645

注: 1) 表 2 列(1)~列(3)为 OLS 回归结果, 列(4)为使用 2014 年互联网使用数据的 OLS 回归结果, 列(5)为 2SLS 回归结果。2) 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。

表 2 列(1)基准回归显示父亲收入百分位排序的系数为 0.2021259, 在百分之一水平上显著为正, 意味着子代百分位排序约五分之一受到父亲收入水平影响。列(2)估计了互联网使用对代际收入百分位排序关联系数的影响, 结果显示互联网使用和父亲收入百分位排序均对子代收入有显著正向促进作用, 而互联网使用和父亲收入百分位排序的交叉项显著为负, 说明使用互联网可以降低子代与父亲的收入关联程度。列(3)在控制变量中加入了子代受教育年限和父亲受教育年限, 结果和列(2)基本一致, 说明互联网使用存在对代际收入流动的促进效应。

4.2. 内生性问题处理

互联网使用和代际收入流动可能存在内生性。为消除内生性造成的估计偏差, 本文选择 2009 年地区电信固定投资额和地区互联网普及率作为互联网使用的工具变量。一方面, 互联网使用行为和当地互联网基础设施密切相关, 高普及率意味着更可能接触和使用互联网, 满足工具变量的相关性特征。另一方面, 2009 年的地区电信固定投资额和地区互联网普及率并不能直接影响和决定未来一个时期的个人收入水平, 满足工具变量的外生性特征。表 2 列(5) 2SLS 回归结果显示, 互联网使用显著降低了代际收入关联度, 促进了代际收入流动, 这一结论与 OLS 估计结果一致, 针对互联网使用变量内生性的 Hausman 检验 P 值大于 0.15, 表明 2SLS 与 OLS 不存在系统性差异。

4.3. 稳健性检验

本文使用代际收入弹性替代代际收入百分位排序关联系数, 进一步检验互联网使用对于代际收入流动影响回归结果的稳健性。在表 3 列(2) OLS 回归和列(4) 2SLS 回归结果中, 互联网使用和父亲收入对数的交叉项系数均显著为负, 表明互联网使用可以促进代际收入流动。

Table 3. Impact of Internet use on intergenerational income elasticity

表 3. 互联网使用对代际收入弹性的影响

	子代收入对数			
	(1) OLS 基准回归	(2) OLS 互联网使用	(3) OLS 互联网使用	(4) 2SLS 互联网使用
父亲收入对数	0.1326431*** (6.53)	0.1684027*** (7.09)	0.1559382*** (4.70)	0.2142084*** (3.74)
互联网使用		1.362881*** (3.89)	1.097357*** (2.79)	2.122455* (1.78)
互联网使用 × 父亲收入对数		-0.1239962*** (-3.29)	-0.0866821** (-2.03)	-0.240427* (-1.75)
子代性别	0.4742297*** (9.56)	0.4617869*** (9.36)	0.4396641*** (7.39)	0.4669134*** (8.71)
子代年龄	0.1741994*** (4.75)	0.1786266*** (4.89)	0.1404967*** (3.32)	0.1672525*** (3.95)
子代年龄的平方	-0.0026862*** (-4.14)	-0.0026781*** (-4.16)	-0.0019211*** (-2.58)	-0.0026121*** (-3.99)
父亲年龄	0.0270006 (0.47)	0.0104837 (0.18)	0.019991 (0.29)	0.0195854 (0.30)
父亲年龄的平方	-0.0002685 (-0.49)	-0.0001118 (-0.20)	-0.0002785 (-0.43)	-0.0001891 (-0.31)

Continued

地区人均 GDP	0.00000078*** (5.13)	0.00000074*** (4.89)	0.0000009*** (4.89)	0.00000085*** (3.35)
常数项	2.276769* (1.72)	2.306942* (1.75)	2.68687* (1.71)	1.686467 (1.02)
样本量	2232	2232	1386	2232

注: 1) 表 2 列(1)~列(2)为 OLS 回归结果, 列(3)为使用 2014 年互联网使用数据的 OLS 回归结果, 列(4)为 2SLS 回归结果。2) 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。

在此基础上, 本文进一步使用 2014 年互联网使用数据, 分别估计互联网使用对代际收入百分位排序关联系数和代际收入弹性的影响, 表 2 列(4)和表 3 列(3)中互联网使用和父亲收入的交叉项系数仍然均显著为负, 且绝对值均小于使用 2010 年互联网使用数据的回归结果, 这可能与互联网使用促进效应滞后发生有关, 但仍然表明互联网使用对代际收入流动存在促进作用。

4.4. 异质性分析

4.4.1. 互联网使用代际收入流动促进效应的个体差异

代际收入流动常常受到性别、教育和父代收入水平等因素的影响, 互联网使用对代际收入流动的促进效应可能因个体差异表现出不同的特征。本文根据子代性别、父亲收入水平和子代受教育水平将样本分组, 分别比较互联网使用对代际收入流动的促进效应, 结果如表 4 所示。

表 4 列(1)~列(2)的结果显示互联网使用对代际收入流动的促进效应在男性中显著存在, 但在女性中这种促进效应并不显著。列(3)~列(5)为按父亲收入水平分组回归的结果, 我们发现互联网使用对代际收入流动的促进效应仅在父亲低收入水平组显著存在。列(6)~列(7)为按子代教育水平分组回归的结果, 结果显示促进效应在子代低教育水平和中教育水平组中显著存在, 且中教育水平组的促进效应强于低教育水平组, 这可能是因为教育程度的提高能够提升子代互联网使用能力从而增强了其对代际收入流动的影响。列(8)结果显示促进效应在高教育水平组中未显著存在, 这可能是因为随着教育程度的不断提高, 互联网使用对代际收入流动的影响被教育的收入改善作用替代或部分替代。

Table 4. Individual differences in promoting effect of intergenerational income mobility of Internet use

表 4. 互联网使用代际收入流动促进效应的个体差异

	(1) 男	(2) 女	(3) 父亲低收入	(4) 父亲中收入	(5) 父亲高收入	(6) 子代低教育	(7) 子代中教育	(8) 子代高教育
代际收入百分位 排序关联系数	0.192*** (8.20)	0.2237*** (6.87)	0.3169*** (3.44)	0.1354*** (1.49)	0.1772** (1.99)	0.1683*** (6.72)	0.1155*** (4.84)	0.0647 (1.56)
互联网使用 × 父亲收入百分位 排序	-0.146*** (-3.34)	-0.066 (-1.05)	-0.3507** (-1.90)	0.0455 (0.25)	0.1843 (0.96)	-0.1269*** (-2.69)	-0.2046*** (-2.44)	0.0776 (0.72)
观测值	1798	815	904	847	862	1587	549	477

注: 表 4 第一行对应着式(1)的基本回归, 解释变量不含互联网使用变量以及其与父亲收入百分位排序的交叉项; 第二行为加入互联网使用与父亲收入百分位排序交互项的回归系数。

4.4.2. 互联网使用代际收入流动促进效应的城乡差异

鉴于我国存在特殊的城乡二元结构和与此配套的户籍管理制度, 本文进一步探究互联网使用对代际收入流动促进效应的城乡差异。我们根据城乡分类、父亲户籍类别和子代户籍类别对样本进行分组回归,

结果如表 5 所示。

表 5 列(1)~列(2)显示, 互联网使用对代际收入流动的促进效应在乡村样本和城镇样本中均显著存在, 且前者略大于后者。列(3)~列(4)为按照父亲户籍类别分组回归的结果, 可以发现互联网使用对代际收入流动的促进效应在父亲为农业户口的分组中显著, 但在父亲非农业户口的分组中并不显著。在列(5)~列(6)按照子代户籍类别回归的结果中可以发现, 互联网使用对代际收入流动的促进效应同样仅显著存在于子代农业户口样本中。

总的来看, 互联网使用对代际收入流动的促进效应在乡村样本和城镇样本中均显著存在, 而根据户籍类别分组时, 这一促进效应仅在父亲为农业户口组和子代为农业户口组样本中显著存在, 与我们习惯得出的乡村样本对应农业户口样本、非农业户口对应城镇样本的认知并不一致。本文认为这一现象可能有两方面的原因: 一是相较于非农业户口样本, 处于相对劣势生产生活条件的农业户口样本使用互联网对于代际收入流动的边际促进效应更强; 二是随着农民进城等人口流动现象的发生, 大量农业户口人群进入城镇生活工作, 打破了受户籍制度影响形成的城乡界限, 事实上形成了“人户分离”, 区别于传统城乡差异。

Table 5. Urban and rural differences in promoting effects of intergenerational income mobility of Internet use

表 5. 互联网使用代际收入流动促进效应的城乡差异

	(1) 乡村	(2) 城镇	(3) 父亲农业户口	(4) 父亲非农业 户口	(5) 子代农业户口	(6) 子代非农业 户口
代际收入百分位排 序关联系数	0.185*** (6.84)	0.195*** (7.01)	0.1938*** (8.18)	0.1868*** (4.85)	0.1912*** (8.07)	0.1442*** (4.08)
互联网使用 × 父 亲收入百分位排序	-0.133*** (-2.63)	-0.121*** (-2.15)	-0.1778*** (-4.16)	0.0614 (0.25)	-0.1479*** (-3.40)	-0.0730 (-2.69)
观测值	1446	1167	1934	678	1860	748

注: 表 4 第一行对应着式(1)的基本回归, 解释变量不含互联网使用变量以及其与父亲收入百分位排序的交叉项; 第二为加入互联网使用与父亲收入百分位排序交互项的回归系数。

4.4.3. 互联网使用代际收入流动促进效应的区域差异

我国幅员辽阔, 各地经济发展水平和市场化程度均有差异, 因此本文进一步根据样本所处区域及其市场化程度分组探究互联网使用代际收入流动促进效应的区域差异, 如表 6 所示。

Table 6. Regional differences in promoting effects of intergenerational income mobility of Internet use

表 6. 互联网使用代际收入流动促进效应的区域差异

	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区	(4) 市场程度低	(5) 市场化程度高
代际收入百分位排 序关联系数	0.1531*** (5.17)	0.2132*** (6.14)	0.2512*** (6.90)	0.1932*** (6.12)	0.2132*** (8.99)
互联网使用 × 父 亲收入百分位排序	-0.2394*** (-4.30)	-0.0046 (-0.06)	0.0164 (0.23)	-0.0712 (-1.17)	-0.1497*** (-3.32)
观测值	1098	777	738	964	1649

注: 表 4 第一行对应着式(1)的基本回归, 解释变量不含互联网使用变量以及其与父亲收入百分位排序的交叉项; 第二为加入互联网使用与父亲收入百分位排序交互项的回归系数。

表 6 列(1)~列(3)按照样本所在区域分为了东部、中部和西部分别进行回归, 结果显示互联网使用对于代际收入流动的促进效应在东部地区显著, 但在中西部地区样本中并不显著。列(4)~列(5)按照样本区域市场化程度进行分组回归, 结果显示互联网使用对于代际收入流动的促进效应在市场化程度高的地区显著存在, 但在市场化程度低的区域并不显著。一般而言, 市场化程度高的地区也主要处于东部地区, 这一事实也进一步验证了前文关于区域方位差异的回归结果。

5. 机制分析

互联网使用对代际收入流动的促进效应显著存在于父亲低收入水平群体和子代中低教育水平群体以及东部市场化程度高的区域, 那么其背后的作用机制为何? 现有文献研究发现, 信息搜寻和交流、社会资本等因素会影响子代收入和代际收入流动水平。接下来, 本文从信息搜寻和社交促进这两方面分析互联网使用促进代际收入流动的可能作用机制。

5.1. 信息搜寻机制

互联网的一个重要功能就是信息交流和共享。现有文献发现互联网可以通过加强信息共享促进农地流转等。为了验证互联网使用是否可以通过加强信息搜寻和交流促进代际收入流动, 本文考察不同信息渠道对子代收入的影响, 其中“以互联网为主要信息渠道”直接反映了个体对于互联网作为信息搜寻和交流渠道的依赖, 结果如表 7 所示。

表 7 列(1)~列(4)的回归结果显示, 互联网作为主要信息渠道与子代收入水平显著正向相关。电视作为主要信息渠道在百分之十水平下与子代收入水平呈现负相关关系, 这可能和通过电视获取信息的群体多为居家低收入群体有关。杂志报刊和广播作为信息渠道对子代收入影响均不显著。本文进一步构建“以互联网为主要信息渠道”与父亲收入百分位排序的交叉项代入式(1)进行估计, 发现交叉项系数显著为负, 说明互联网作为主要信息渠道能够促进代际收入流动, 即说明互联网使用对代际收入流动的促进效应可以通过信息搜寻这一机制实现。

Table 7. Influence of different information channels on offspring income

表 7. 不同信息渠道对子代收入的影响

是否为主要信息渠道	子代收入百分位排序			
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网	7.7173*** (4.42)			
电视		-4.8850* (-1.89)		
杂志报刊			0.8208 (0.54)	
广播				-3.9909 (-1.49)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	1067	1097	1097	1097

5.2. 社交促进机制

互联网的大规模使用和普及与其社交功能密切相关。互联网不仅降低了沟通成本, 还凭借其虚拟性

为更多人际交流提供了空间和平台。通过不同形式和程度的社会互动和交流, 个体逐步形成自己的社交网络并进一步积累为社会资本。中国社会是典型的人情社会, “礼尚往来”是传统社交规则, 人情礼支出越多往往意味着个体或家庭社交网络广泛, 社会资本丰富。参考已有文献, 本文将家庭人均人情礼支出的对数作为社会资本的代理变量, 进而分析互联网使用对社会资本的影响, 结果如表 8 所示。

表 8 列(1)的回归结果显示, 互联网使用能够显著促进社会资本增加。列(2)~列(3)分别使用 2014 年和 2016 年互联网使用数据进行回归, 结果依然显著, 其中 2016 年互联网使用对社会资本增加的促进相对较弱, 这可能与互联网社交促进作用的滞后效应有关。

总的来说, 互联网使用可以通过社交促进机制增加个体社会资本, 从而影响代际收入流动。

Table 8. Impact of Internet use on social capital
表 8. 互联网使用对社会资本的影响

变量	社会资本		
	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.2431*** (5.86)	0.2496*** (4.83)	0.1159** (2.04)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	2572	1586	1695

6. 结论和启示

本文使用 CFPS 家庭微观数据探究了互联网使用对代际收入流动性的影响, 研究发现互联网使用可以显著促进代际收入流动。这一结果表明, 互联网作为信息时代最核心的平台和载体, 对代际收入流动产生了重要的影响, 这对于重新理解互联网使用对于社会经济意义和作用提供了新的角度。

本文的研究表明, 子代使用互联网能够显著降低代际收入关联度, 提升代际收入流动性, 使用工具变量消除内生性, 结论依然成立。使用代际收入弹性替代代际收入百分位排序关联系数以及使用滞后互联网使用数据进行稳健性检验, 结果均表明互联网使用能够降低代际收入弹性, 促进代际收入流动。异质性分析表明, 从个体差异来看, 互联网使用对于代际收入流动的促进效应在子代中低教育水平和父亲低收入水平家庭中显著存在; 从城乡差异来看, 该促进效应在乡村和城镇样本中均显著存在, 但是从户口类型来看, 该促进效应仅存在于农业户口群体中; 从区域差异来看, 该促进效应显著存在于东部地区以及市场化程度高的地区。本文进一步验证了互联网使用对于代际收入流动的影响机制至少包括两个方面: 一是信息搜寻机制。互联网作为一种信息传播媒介, 极大降低了信息获取成本, 一定程度上减缓了信息不对称的劣势, 有利于个体发展和成功。二是社交促进机制。随着移动互联网的迅速普及, 互联网已经成为人民生活中重要的社交平台, 城乡居民通过更便捷的网络社交积累和维持社会资本, 进而有利于促进提升自身收入[48]。

互联网使用对于代际收入流动的促进效应表明, 互联网可以推动社会纵向流动, 缓解收入不平等问题。为了更好的发挥互联网的代际收入流动促进效应, 首先应该结合新型城镇化建设进一步完善互联网基础设施, 提高互联网普及率, 尤其是降低城乡居民中的低收入和低教育程度群体的互联网使用成本, 让所有人都享有互联网使用机会。二是要做好劳动力的互联网基础技能培训和公众互联网教育, 突破教育水平低导致的互联网使用门槛。三是要持续推进建设风朗气清的网络空间, 确保每个人都可以通过网络获取准确的信息和健康积极的社交实现自我价值和阶层流动。

参考文献

- [1] 王小鲁, 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. 经济研究, 2005(10): 24-36.
- [2] 王海港. 中国居民收入分配的代际流动[J]. 经济科学, 2005(2): 18-25.
- [3] 郝煜. 中国的长期社会流动性, 1645-2010: 姓氏方法[J]. 经济资料译丛, 2013(2): 57-65.
- [4] 李晓龙, 冉光和. 农村产业融合发展如何影响城乡收入差距——基于农村经济增长与城镇化的双重视角[J]. 农业技术经济, 2019(8): 17-28.
- [5] 蔡媛媛, 郭继强, 费舒澜. 中国收入机会不平等的趋势与成因: 1989-2015[J]. 浙江社会科学, 2020(10): 13-24+156.
- [6] 杨沫, 王岩. 中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究[J]. 管理世界, 2020, 36(3): 60-76.
- [7] 程艳, 沈利东. 中国居民代际收入流动效应研究[J]. 统计与决策, 2020, 36(6): 43-48.
- [8] 王伟同, 谢佳松, 张玲. 人口迁移的地区代际流动偏好微观证据与影响机制[J]. 管理世界, 2019, 35(7): 89-103+135.
- [9] Becker, G.S. and Tomes, N. (1979) An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, **87**, 1153-1189. <https://doi.org/10.1086/260831>
- [10] Couch, K.A. and Dune, T.A. (1997) Intergenerational Correlations in Labor Market Status: A Comparison of the United States and Germany. *Journal of Human Resources*, **32**, 210-232. <https://doi.org/10.2307/146246>
- [11] Corak, M. and Heist, A. (1998) The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. *Journal of Human Resources*, **34**, 506-525. <https://doi.org/10.2139/ssrn.139768>
- [12] Eide, E.R. and Showalter, M.H. (1999) Factors Affecting the Transmission of Earnings across Generations: A Quantile Regression Approach. *Journal of Human Resources*, **34**, 253-267. <https://doi.org/10.2307/146345>
- [13] Dahlia, D.T. (2008) The Association between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Madison: Estimates Using Administrative Data. University of Wisconsin-Institute for Research on Poverty.
- [14] Das, M. and Sjogren, T. (2002) The Inter-Generational Link in Income Mobility: Evidence from Adoptions. *Economics Letters*, **75**, 55-60. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00587-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00587-0)
- [15] Raaum, O., Salvanes, K.G. and Sorensen, E.O. (2006) The Neighborhood Is Not What It Used to Be. *The Economic Journal*, **116**, 200-222. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006.01053.x>
- [16] 侯玉娜, 易全勇. 教育与代际收入流动关系(下)——基于研究方法 with 经验发现的文献述评[J]. 教育学术月刊, 2013(10): 23-32.
- [17] 徐俊武, 易祥瑞. 增加公共教育支出能够缓解“二代”现象吗?——基于 CHNS 的代际收入流动性分析[J]. 财经研究, 2014, 40(11): 17-28.
- [18] 陈琳. 促进代际收入流动: 我们需要怎样的公共教育——基于 CHNS 和 CFPS 数据的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2015(3): 27-33+159.
- [19] 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.
- [20] Dustmann, C. (2008) Return Migration, Investment in Children, and Intergenerational Mobility: Comparing Sons of Foreign- and Native-Born Fathers. *The Journal of Human Resources*, **43**, 299-324. <https://doi.org/10.3368/jhr.43.2.299>
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] Blanden, J. and Macmillan, L. (2016) Educational Inequality, Educational Expansion and Intergenerational Mobility. *Journal of Social Policy*, **45**, 589-614. <https://doi.org/10.1017/S004727941600026X>
- [24] Dan, A. and Fredrik, A. (2007) Stratification. Social Networks in the Labor Market and Intergenerational Mobility. *The Economic Journal*, **117**, 782-812. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02050.x>
- [25] 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, 35(6): 115-131.
- [26] 陈丽华. 社会资本对农村居民代际收入流动性的影响效应与机制研究[D]: [博士学位论文]. 重庆: 西南大学, 2020.
- [27] 刘琳, 赵建梅. 社会网络如何影响代际收入流动[J]. 财经研究, 2020, 46(8): 80-93.
- [28] 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), 2015, 14(1): 351-372.

- [29] 纪珽, 梁琳. 代际职业流动及其影响因素的性别差异[J]. 南开经济研究, 2020(2): 25-48.
- [30] 许志, 刘文翰, 徐舒. 婚姻市场正向匹配如何影响代际流动[J]. 经济科学, 2019(5): 93-103.
- [31] 李家兴. 家庭背景、职业流动与婚姻匹配[J]. 社会发展研究, 2020, 7(1): 160-180+245.
- [32] 李勇辉, 李小琴. 人力资本投资、劳动力迁移与代际收入流动性[J]. 云南财经大学学报, 2016, 32(5): 39-50.
- [33] 陈丽华, 张卫国, 于连超. 农民工代际收入流动性的迁移效应研究[J]. 农村经济, 2019(12): 114-121.
- [34] Dimaggio, P. and Bonikowski, B. (2008) Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on the Earnings of U.S. Workers. *American Sociological Review*, **73**, 227-250. <https://doi.org/10.1177/000312240807300203>
- [35] 刘晓倩, 韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J]. 农业技术经济, 2018(9): 123-134.
- [36] 华昱. 互联网使用的收入增长效应: 理论机理与实证检验[J]. 江海学刊, 2018(3): 219-224.
- [37] 杨柠泽, 周静. 互联网使用能否促进农民非农收入增加?——基于中国社会综合调查(CGSS) 2015 年数据的实证分析[J]. 经济经纬, 2019, 36(5): 41-48.
- [38] 李雅楠, 谢倩芸. 互联网使用与工资收入差距——基于 CHNS 数据的经验分析[J]. 经济理论与经济管理, 2017(7): 87-100.
- [39] 程名望, 张家平. 互联网普及与城乡收入差距: 理论与实证[J]. 中国农村经济, 2019(2): 19-41.
- [40] 刘任, 睦鑫, 王文涛. 互联网使用对农户收入差距影响研究——基于 CGSS 数据的实证分析[J/OL]. 重庆大学学报(社会科学版), 1-19. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.C.20201026.1732.002.html>, 2020-12-07.
- [41] 李丽霞, 李宁, 张旭锐. 互联网使用对农户多维贫困的减贫效应研究[J]. 科学决策, 2019(11): 66-82.
- [42] 左孝凡, 陆继霞. 互联网使用与农民相对贫困: 微观证据与影响机制[J]. 电子政务, 2020(4): 13-24.
- [43] 毛宇飞, 曾湘泉, 祝慧琳. 互联网使用、就业决策与就业质量——基于 CGSS 数据的经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2019(1):72-85.
- [44] 张永丽, 徐腊梅. 互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省 1735 个农户的调查[J]. 中国农村经济, 2019(2): 42-59.
- [45] 程名望, 张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(7): 22-41.
- [46] 李旭洋, 李通屏, 邹伟进. 互联网推动居民家庭消费升级了吗?——基于中国微观调查数据的研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2019, 19(4): 145-160.
- [47] Bogan, V. (2008) Stock Market Participation and the Internet. *Financial and Quantitative Analysis*, **43**, 191-211. <https://doi.org/10.1017/S0022109000002799>
- [48] 王春超, 周先波. 社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验[J]. 管理世界, 2013(9): 55-68+101+187.