

数字鸿沟与居民收入流动性研究*

• 李云峰 阳 凯 王镇荣
(江西师范大学财政金融学院 南昌 330022)

【摘要】收入流动性是理解居民收入分配不平等的重要视角。本研究以收入排名变化为基础重构收入流动性指标,探究数字鸿沟对居民绝对和相对收入流动性的影响。研究发现,数字鸿沟对居民的绝对收入流动性具有显著负向影响,并会导致居民收入阶层向下流动和不流动,抑制居民收入阶层向上流动。机制分析发现,数字鸿沟会通过抑制创业和削弱信贷可得性来影响居民的收入流动性。异质性分析显示,数字鸿沟对非老年人、中西部地区和农村居民的收入流动性存在显著负向影响。本研究深化了数字鸿沟对居民收入流动性影响的认识,为改善与优化居民收入分配提供了有益参考。

【关键词】数字鸿沟 收入流动性 收入阶层

中图分类号: F49 文献标识码: A

1. 引言

收入流动性作为个体或家庭在一定时间内收入变动的能力,关乎社会内部不同群体的机会平等和社会公平。然而,近些年城镇家庭的整体收入流动性呈现下降趋势,农村家庭的整体收入流动性呈现 V 顶趋势。在就业形势严峻和社会福利保障落后的双重压力下,这种流动性下降导致低收入群体长期处于不利地位(杨穗和李实, 2017)。为此,众多学者从生育政策(陈云等, 2021)、税收(解垚, 2021)、创业和人力资本投资等行为(于林月和成盼盼, 2020; 杜冰青和吕之望, 2013)、家庭结构(Broström et al., 2023)、金融(康书生和袁薇, 2021)、教育(税爱伦, 2020)等视角来探讨如何改善收入流动性问题。

* 基金项目: 国家社科基金一般项目“共同富裕背景下数字赋能农民持续增收的机理、效应及对策研究”(22BGL178); 江西社会科学规划重点项目“数字乡村建设中老年人数字鸿沟的弥合机制研究”(21SH01)。

通讯作者: 李云峰, E-mail: 806582850@qq.com。

随着数字技术的快速发展,2021 年我国数字经济规模为 45.5 万亿元,占 GDP 比重达到 39.8%^①,数字经济成为继农业经济和工业经济之后的主要经济形态,同时也为改善收入流动性提供了新的机遇。数字信息技术不仅可以改变人们的收入来源(Leng et al., 2020),还可以影响要素配置选择(华中昱等, 2022),以及提供生产交易信息(Ntiri et al., 2022),从而有可能对居民收入流动性产生显著影响。但是我国城乡居民数字素养之间存在 37.5% 的差距,缺乏对数字化设备的工具价值认识^②,数字鸿沟成为数字经济时代亟待解决的问题。为此,国务院在 2021 年 12 月发布了《“十四五”数字经济发展规划》,明确提出要不断完善网络化、数字化、智慧化的利企便民服务体系,加速弥合数字鸿沟。因此,有必要考察数字鸿沟对居民收入流动性的影响,为居民跨越数字鸿沟、改善收入流动性提供理论依据及政策参考。

基于此,本文采用 2014—2018 年“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据,考察了数字鸿沟对居民收入流动性的影响及机制。研究发现,在控制了家庭层面和个人层面的控制变量的基础上,基于绝对收入流动模型发现数字鸿沟对我国居民总体收入流动性有着显著且稳健的负向作用。为了考虑不同数字鸿沟对不同收入流动方向的影响,我们引入相对收入流动模型,研究表明,数字鸿沟会导致居民收入向下流动和不流动,并且会降低居民收入向上流动。机制检验发现,数字鸿沟减少了居民的创业行为,削弱了居民金融可得性,进而不利于居民收入流动性改善。

与既有研究相比,本文的边际贡献体现在两方面:(1)丰富和拓展了居民收入流动性的相关研究。已有文献主要聚焦于国家政策(陈云等, 2021; 张蕴萍等, 2019)、家庭和个体特征(杜冰青和吕之望, 2013; Mehtabul, 2022)、创业(Quadrini, 2000)以及金融素养(王正位等, 2016)等角度,分析了它们对居民收入流动性的影响,但尚未有文献充分探究数字鸿沟对收入流动性的影响。本文则考察了数字鸿沟对居民收入流动性的影响效果,并揭示了其微观机制。(2)优化了收入流动性指标测度。现有文献大多采用一定时期内收入数量变化来衡量代内绝对收入流动性(崔景华和谢远涛, 2017; Fields and Ok, 1996),该测度方法一定程度上可捕捉到收入流动的特点,但这种收入数量变化只关注个体的收入变动,无法考虑到整体社会的收入变化情况。本文则以收入位次变化取代收入变化,构建新的收入流动性指标,可以弥补上述不足。

2. 文献回顾、理论分析与研究假说

2.1 文献回顾

2.1.1 居民收入流动性的影响因素

社会流动是社会不平等的指针,收入流动是研究社会流动的主要方向,已有文献探究了宏观环

① 中国数字经济发展报告(2022)[EB/OL]. <http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202207/P020220729609949023295.pdf>.

② 乡村振兴战略背景下中国乡村数字素养调查分析报告[EB/OL]. <http://iqte.ccssn.cn/yjjg/fstyjzx/xxhyjzx/xsdt/202103/P020210311318247184884.pdf>.

境对于收入流动性的影响。陈云等(2021)分析了生育政策调整对二孩家庭收入流动性的影响,指出二孩政策实施使得二孩家庭收入流动性下降。在单独二孩政策到全面二孩政策后,二孩家庭的收入流动性在绝对收入流动上逐渐加大向下流动,对中间收入群体尤为明显,对顶层家庭影响最弱。崔景华和谢远涛(2017)利用 1998—2014 年面板数据,以平均各省个人税收占家庭总收入比重衡量税收负担,研究税收负担对收入流动性的影响,发现降低税收负担将促进收入流动,但是税收负担边际作用受到家庭就业人口的影响。

在微观层面上,家庭特征和个人特征也会对居民收入流动性产生影响,包括人力资本投资、社会资本和家庭规模等。农村家庭户主要通过教育带来人力资本的持续积累,进而促进机会平等,使得收入向上流动的概率增大(杜冰青和吕之望,2013)。但是不同的人力资本对收入流动性的影响是不同的,具体来说,学历教育的效果最好,职业培训和人力迁移都能提升收入向上流动的概率,但是医疗保健对收入流动并无显著影响(黄宏伟和胡浩钰,2019)。社会资本也是绝对居民收入流动性的重要因素之一。Mehtabul(2022)发现社会资本与收入向上流动概率高度契合,社会资本可以分为结构性资本和认知性资本,父代的结构性资本发挥权力寻租作用,调动稀有资源,带来子代的收入流动,而父代的认知性资本可以为子代提供人情资源和信息资源,与结构性资本相比,仅能带来男性子代收入流动,仅能带来 70 后和 90 后子代的收入流动(张君慧等,2022)。同时,相关研究表明相较于家庭规模较大或较小,适度的家庭规模更有利于家庭财富的传递和家庭资源的竞争,进而改善收入流动(牟欣欣,2017),但是从相对收入流动的角度,发现子女数量多反而会促进无方向的收入流动(徐晓红等,2023)。

根据相关文献,创业被认为是影响居民收入流动性的重要因素之一。Quadrini(1999)从工人和企业家的收入流动性特征分析中指出,创业有助于居民收入向更富裕的阶层流动。创业者通常具有较高的储蓄率,这使得他们更倾向于创业以获取更多财富,进而促进收入流动。随着创业次数的增加,创业者积累了丰富的经验,创业进入的频率增加,退出创业的频率降低,最终使他们能够向更高收入阶层迈进(Quadrini,2000)。创业状态可以分为进入创业、退出创业、保持创业以及从不创业,在总体上,经历创业状态变化的农民的收入流动性较大,相比之下,处于创业状态变化的农民的收入流动性质量依照进入创业、保持创业、退出创业的顺序逐渐减弱(于林月和成盼盼,2020)。创业有利于收入向上流动,但从企业生命周期的角度来看,创业的开始和持续经营阶段都能促进收入向上流动,而退出创业则会促使收入向下流动(尹志超等,2023)。综上所述,创业对于促进居民收入向上流动具有积极作用,然而在企业生命周期中,创业的开始和持续经营阶段有利于居民收入流动性提高,而退出创业则会导致收入流动性下降。

此外,部分研究发现金融也会对居民收入流动性产生影响(康培元,2015)。提高家庭金融服务可得性能够降低融资成本,增加收入向上流动的机会。同时,中小微企业得到发展,带来更多就业机会,使得一定数量的企业员工收入向上流动(康书生和袁薇,2021)。另外,金融知识会影响居民的理财行为,知识水平高的居民会合理投资股市和分散投资组合,进而促进财产性收入增加,促进了收入向上流动(王正位等,2016)。

已有文献主要从宏观环境、家庭特征和个人特征、创业以及金融等方面探讨了居民收入流动性的影响因素和机制,由于我国数字信息技术快速发展,大部分研究者关注到数字信息技术的正向作

用,从负面的数字鸿沟角度讨论收入流动性的相关文献较少。随着数字经济在我国经济中所占的比重越来越高,一些信息贫困者因为数字鸿沟的存在,可能会错失数字经济发展所带来的机会,产生更大的收入不平等。因此,非常有必要探讨数字鸿沟对居民收入流动性的影响。

2.1.2 收入流动性的测度

现有研究主要关注收入流动性的两个研究方向:代际收入流动性和代内收入流动性,并且这两者的测度方法存在一定差异。代际收入流动性是指一个家庭在不同代际收入流动的变化。Atkinson 等(1978)运用相关系数法来计算父代和子代的收入流动性,拉开了收入流动性测度的序幕。然而,这种测度方法存在生命周期偏误。为了解决这一问题,Solon(1992)引入了年龄的二次项函数,提出了代际收入弹性,有效缩小了估计偏误。然而,代际收入弹性的测度结果对零收入和超低收入非常敏感,并且存在非线性特征,因此结果并不十分稳健。为了解决非线性和零值问题,Chetty 等(2014)提出了百分位排序关联系数法,该法使得不同区域间具有统一的可量化标准。同样百分位排序也存在缺陷,它无法区分出收入流动性是由顶层家庭代际收入向下流动还是底层家庭代际收入向上流动造成的,因此,Chetty 等(2014)提出了绝对向上流动性和绝对向下流动性的测度方法。

代内收入流动性是指同一经济体个体在不同时间收入变动的情况,可分为绝对收入流动性和相对收入流动性。绝对收入流动性从收入数值的变动出发,通过计算距离或相关性来得到。Fields 和 Ok(1996)通过构建不同时期收入的欧式距离函数来测度绝对收入流动性,Mitra 和 Ok(1998)在此基础上引入一个乘数因子,以便度量不同经济体的收入流动性。此后,Fields 和 Ok(1999)从福利水平变化的角度提出收入对数比的测度方法,以表示绝对收入流动性,从而能够突出低收入者对整体收入流动性的影响。D'Agostino 和 Dardanoni(2009)改良了 Fields 等的测度方法,运用收入对数比的平方项,使得绝对收入流动性指标更加敏感,但无法判断流动的方向。

相对收入流动性是指同一经济体个体在不同时期的收入序位的相对变化。Paris(1995)将一阶马尔可夫随机过程引入收入流动性研究,为相对收入流动性研究提供了关键的研究工具。Keilson 和 Kester(1977)提出单调矩阵,但该矩阵的条件要求严格,限制了研究的适用范围。Atkinson(1992)提出双随机矩阵极大地促进了收入流动性研究,而且收入流动性的表现更加具体。Formby 等(2004)总结了有限样本下收入转移矩阵元素的概率计算方法。围绕收入转移矩阵,现有文献提出了一系列相对收入流动性测度指标,包括惯性率和平均阶差等。

本文研究的对象是代内收入流动性,绝对收入流动性可以反映出整体社会的流动性,但无法反映不同阶层的具体流动方向以及大小;相对收入流动性与分组数量相关,分组数量越多,收入流动性测度越敏感,但仅限在组间关系,而且其系数大小缺乏实际意义。因此,只有将绝对收入流动性和相对收入流动性结合起来,才能更全面地阐述收入流动性问题。大部分文献关于收入流动性的测度关注点是收入数量的变化,这样需要考虑超低值,若直接剔除这些数据,则带来信息损失,更重要的是忽略了通货膨胀和货币贬值等其他因素对于收入流动性的影响。以位次衡量收入流动性问题,则可以避免这些问题。

2.2 理论分析与研究假设

数字信息技术的不断渗透对经济社会和产业造成了深远的影响,并引发了创业模式的变革。然而,数字鸿沟的存在却限制了居民的创业行为。数字鸿沟使信息不对称效应加剧,居民无法获取全面、准确的市场信息,使经营活动的拓展、产品和服务的调整等产生种种困难,进而加大市场风险(王杰和蔡志坚,2022;余小燕,2022)。缺乏政策支持信息,将使企业无法享受各种潜在的补贴和优惠,提高其创业成本。数字鸿沟也可能导致较难获取客户资源,影响供需关系的优化,增加内部协调成本,从而增大创业风险(曹钰华和李晶,2022)。数字鸿沟还会增加获取知识技能的成本,进而限制创业企业提高竞争力。此外,数字鸿沟的时空限制使得交际平台和社交圈扩展受限,限制了获取隐性知识、物质资源和非正式社会保障功能,进一步增加了创业风险并降低了创业意愿(张要要,2022)。更重要的是,创业机会的减少导致中小微民营企业数量的下滑,降低了潜在创业者的收入预期,进而降低了收入流动性。同时,创业活动的减少也会对产业结构产生影响,阻碍了产业升级和资源配置的优化,限制了居民收入的增长渠道和劳动力的吸纳(魏滨辉等,2023)。综上所述,数字鸿沟不仅降低了创业成功率和创业意愿,还通过限制创业活动抑制收入流动性。

数字鸿沟会从技术和信息双重维度降低信贷可得性(杨碧云等,2023)。从技术的角度来说,数字鸿沟阻碍了金融机构对信用数据体系的完善,导致无法精确评估信用风险。为弥补这一风险,金融机构可能会提高贷款者的成本,从而降低了金融服务的可得性(王亚平等,2023)。另一方面,数字鸿沟将部分居民隔离在信息化边缘地带,增加金融服务的覆盖难度与服务成本,进一步降低了金融可得性(孙俊娜等,2023)。从信息的角度来说,数字鸿沟的存在导致部分居民在获取金融产品和信贷政策信息方面处于明显的劣势。这不仅使得他们错失享受优惠政策的机会,还可能导致他们在金融市场上遭受更多的信息不对称问题。与此同时信贷约束使得居民面对未来的不确定性,将更多收入用于储蓄,降低了参与金融市场的概率,减少了财产性收入(王亚柯和刘东亚,2023)。此外,信贷约束使得部分居民无法通过扩大经营来提高自己的收入,资本要素配置没有得到优化,进一步提高了贫困发生率,导致收入流动性的下降。因此,数字鸿沟可能通过信贷可得性对收入流动性产生影响。

基于以上分析,无论降低居民创业还是信贷可得性,数字鸿沟都将抑制居民收入流动性。因此,针对数字鸿沟是否会影响居民收入流动性这一问题,本文提出以下假设:

H1: 居民的数字鸿沟越大,其收入流动性越低。

3. 研究设计

3.1 样本选择

本文数据来自北京大学中国社会科学调查中心的“中国家庭追踪调查”(CEPS)项目以及《中国统

计年鉴》。为了研究居民收入流动性和数字鸿沟,我们选取了个人问卷、家庭经济问卷和家庭关系问卷的数据,工具变量数据来自《中国统计年鉴》。2010年和2012年的数据较少涉及数字信息技术,对研究造成了不便,因此我们主要选取了2014年、2016年和2018年的数据作为初始样本。此外,为了确保数据的质量和研究结果的可靠性,我们剔除了非追踪个体和数据缺失个体的数据,且根据二八原则,我们进一步剔除了最富裕群体数据,以更准确地探讨数字鸿沟对收入流动性的影响。最终得到了20736份居民观测数据。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量: 收入流动性

它是指个人或家庭在一段时间内收入水平的变化情况。现有文献关于收入流动性的度量方式有两类:一是基于绝对收入水平变动带来的流动性,二是基于相对收入水平变动带来的流动性。

(1)绝对收入流动性。它是指个人或家庭在一段时间内的实际收入与参考期收入之间的差距。按照绝对收入流动性的定义,将收入按照位次顺序排列,构建方向性绝对收入流动性模型,为此本文参考Fields和Ok(1996)的欧式距离度量法,构造对数方向性绝对距离函数来度量绝对收入流动性,如式(1)所示:

$$dmobility_{it} = \frac{\sum (\ln m_{it} - \ln m_{it-2})}{n} \quad (1)$$

其中, m_{it} 表示收入排序(逆序), t 取2016和2018。

(2)相对收入流动性。它是指个人或家庭在一段时间内在同一群体内收入阶层的变化。按照相对收入流动性的定义,我们参照Formby和Smith(2004)的做法,将收入按照位次顺序排列,平均分成五个阶层,根据阶层变动的方向,我们为每个观察值分配一个具体的数值。具体赋值如下:

$$mobility_{it} = \begin{cases} 3, & \text{若 } a_{it} > a_{it-2} \\ 2, & \text{若 } a_{it} = a_{it-2} \\ 1, & \text{若 } a_{it} < a_{it-2} \end{cases} \quad (2)$$

其中, a_{it} 表示个体 i 在 t 年的收入阶层。

3.2.2 解释变量: 数字鸿沟

因子分析法能够客观地揭示多个变量对研究对象的影响,同时具备能够降维、误差较小的性质(刘照德等,2019)。本文参照尹志超等(2021)的做法,将这11个子指标通过因子分析生成technology因子得分,再通过式(3)标准化,具体如下:

$$\ln digitalgap = \ln \left(\frac{\max(\text{technology}) - \text{technology}_{it}}{\max(\text{technology}) - \min(\text{technology})} \right) \quad (3)$$

其中,technology表示每个居民的11个子指标经过因子分析后所得到的因子得分,并通过了巴特利特球形检验和KMO检验,KMO值为0.891,表明非常适合使用因子分析法。具体子指标如表1所示:

表 1		变量定义	
	数字鸿沟子维度	指 标 名	处 理 过 程
数字信息技术	接入沟	是否移动上网	三个指标只要有一个为“是”，赋值为 1，否则赋值为 0
		是否使用电脑上网	
		是否上网	
	使用沟	关于学习、工作、社交、娱乐、商业活动使用互联网的频率	几乎每天=7，一周 3~4 次=6，一周 1~2 次=5，一月 2~3 次=4，一月一次=3，几月一次=2，从未=1
	意识沟	关于学习、工作、社交、娱乐、商业活动使用互联网的重要程度	非常不重要=1，非常重要=5

由于 2016—2018 年 CFPS 中没有是否上网这一问题，所以本文采用是否移动上网和是否使用电脑上网来替代是否上网。

3.2.3 其他

(1)控制变量：本文借鉴现有文献(韩长根和张力，2019；王正位等，2016；崔景华和谢远涛，2017)，选取可能会影响收入流动性的控制变量，主要包括个人层面和家庭层面的变量，以便更准确地评估数字鸿沟对收入流动性的影响。个人层面的控制变量如下：①性别：女性为 0，男性为 1；②婚姻，未婚、在婚、同居、离婚以及丧偶分别用 1、2、3、4、5 表示；③健康状况，非常健康、很健康、比较健康、一般和不健康分别用 1、2、3、4、5 表示；④受教育水平，文盲半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士以及博士分别用 1、2、3、4、5、6、7、8 表示。家庭层面的控制变量如下：①家庭规模，用家庭总人口数来表示；②房产数量；③父亲和母亲受教育水平，表示方式与个体受教育水平相同。

(2)机制变量：主要包括创业和信贷可得性两个方面。对于创业变量，用是否有人从事个体私营来定义，并将创业赋值为 1，否则赋值为 0。对于信贷可得性，用是否有银行贷款来度量。

3.3 计量回归

3.3.1 绝对收入流动性实证模型

在此模型中，我们不再仅通过测量收入量的变化来评估绝对收入流动，而是采取了一种更为直接、全面的方法。具体而言，我们关注所有居民收入排位的变化，以此作为衡量收入流动的指标。这种方法有效避免了宏观经济和货币通胀等因素对结果产生的潜在误差，使我们的研究结果更具说服力。我们构造的方向性绝对收入流动性面板模型，为深入研究绝对收入流动性提供了有力的工具，具体模型如下：

$$dmobility_{it} = s_0 + s_1 Indigitalgap_{it} + s_2 X_{it} + \mu_i + \xi_{it} \tag{4}$$

其中， $dmobility_{it}$ 是方向性绝对收入流动性； $Indigitalgap_{it}$ 是数字鸿沟指数； X_{it} 为家庭和个人控制

变量; μ_i 为个体固定效应; ξ_{it} 为随机扰动项。

3.3.2 相对收入流动性实证模型

在此模型中, 我们将被解释变量的取值范围设定为三种类型, 即期末相对于期初收入位次下降、未发生改变和上升。这三种类型分别对应相对收入流动性的负向流动、不流动和正向流动。由于相对收入流动性是一个离散的有序变量, 我们采用面板有序 probit 模型进行回归分析。该模型基于大数定律, 能够准确地估计数字鸿沟对相对收入流动性的影响, 具体模型如下:

$$P(\text{mobility} = k) = \alpha_{01} + \alpha_{11}\text{Indigitalgap}_{it} + \alpha_{21}X_{it} + e_{it} \quad (5)$$

其中, k 为收入流动的三种类型, 分别为 1、2、3; Indigitalgap_{it} 是数字鸿沟指数; X_{it} 为家庭和个人控制变量; e_{it} 是随机扰动项。

3.4 描述统计

表 2 展示了描述性统计结果。从中可以看出, 绝对收入流动性的均值为 -3.450, 表明我国居民整体收入流动位次向下。这可能是因为较低的收入阶层在样本中所占比例较大, 导致整体的平均收入水平偏低。相对收入流动性的均值为 0.110, 表明我国居民整体平均趋向于向上流动; 标准差为 0.800, 说明我国居民在收入流动性方面存在巨大差异。数字鸿沟的均值为 0.610, 最大值为 0.690, 标准差为 0.130, 这些数据表明, 我国居民之间数字鸿沟的差异很大, 有些居民的数字素养和技能水平相对较高, 而有些居民则相对较低。这种数字鸿沟的存在可能对居民的生活和生产产生一定的影响。

表 2 描述性统计结果

变 量 名	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
绝对收入流动性	20736	-3.450	6.490	-19.06	9.270
相对收入流动性	20736	0.110	0.800	-1	1
数字鸿沟	20736	0.610	0.130	0.0500	0.690
性别	20736	0.470	0.500	0	1
婚姻	20736	2.210	0.820	1	5
健康状况	20736	4.270	1.680	1	7
受教育水平	20736	2.270	1.200	1	7
家庭规模	20736	4.270	2.030	1	21
房产数量	20736	1.100	0.560	0	6
父亲受教育水平	20736	1.500	0.880	1	8
母亲受教育水平	20736	1.260	0.640	1	8
创业	20736	0.110	0.310	0	1
信贷可得性	20736	0.073	0.260	0	1

4. 实证结果分析

4.1 数字鸿沟对收入流动性的影响

4.1.1 数字鸿沟对绝对收入流动性的影响

以往文献在衡量收入流动性时主要关注收入数量的变化，然而这可能会受到通胀等宏观经济因素的影响，导致对收入流动性的衡量不准确。本文采用收入位次的变化来衡量收入流动性，能够有效地修正以往文献的不足。相比相对收入流动性，这种方法还可以避免最小二乘回归方法估计向下偏移的问题(陈云和霍青青，2021)。表 3 汇报了绝对收入流动性的回归结果。第(1)列显示，数字鸿沟每增长 1%，居民的绝对收入流动性下降 2.3%。为了排除其他因素对收入流动性的干扰，我们增加了家庭和个人的控制变量，结果如第(2)列所示，发现结果依旧在 1%的水平上显著。这些结果表明，数字鸿沟对收入流动性具有负向影响。

表 3 数字鸿沟对绝对收入流动性的影响分析

	(1)	(2)
	绝对收入流动性	绝对收入流动性
数字鸿沟	-0.0230 *** (0.0042)	-0.0142 *** (0.0044)
性别		-0.0214 * (0.0127)
婚姻		-0.0010 (0.0011)
健康状况		0.0012 *** (0.0002)
家庭规模		-0.0006 (0.0004)
房产数量		0.0025 *** (0.0007)
受教育水平		0.0009 (0.0016)
父亲受教育水平		0.0000 (0.0006)
母亲受教育水平		-0.0001 (0.0001)

续表

	(1)	(2)
	绝对收入流动性	绝对收入流动性
个体固定效应	是	是
R^2	0.003	0.011
常数项	-3.487 *** (0.0026)	-3.486 *** (0.0084)
观察值	20736	20736

注: 括号中为标准误; * 代表 $p < 0.1$, ** 代表 $p < 0.05$, *** 代表 $p < 0.01$, 下同。

4.1.2 数字鸿沟对相对收入流动性的影响

尽管绝对收入流动性模型能够揭示数字鸿沟对整体居民收入流动性的抑制作用, 但对于具体不同阶层的流动影响无法解释。因此, 本文采用相对收入流动性面板有序 probit 模型进行补充研究。表 4 的回归结果显示, 第(1)列的系数在 1% 的水平上显著为正, 表明数字鸿沟每增长 1 单位, 居民收入向下流动的概率平均增加 23.23%。第(2)列在控制了个人和家庭方面的变量后, 核心解释变量结果仍然在 1% 的水平上显著。此外, 第(3)列的系数在 1% 的水平上显著为正, 说明随着数字鸿沟平均增长 1 单位, 居民的收入阶层平均就有 3.3% 的概率固化。第(4)列在控制了一系列变量后, 关键解释变量的系数在 1% 的水平上仍然显著。这表明数字鸿沟的扩大会阻碍全体居民的收入流动性, 带来收入阶层的固化。同时, 第(5)列的系数在 1% 水平上显著为负, 表明数字鸿沟平均增长 1 单位, 居民的收入向上流动平均概率下降 26.52%。第(6)列在控制变量后结果依旧在 1% 的水平上显著为负。数字鸿沟对相对收入流动性产生的不对称效应的原因可能是数字鸿沟的存在使得居民获取资源机会不平等, 再加上技能断层的存在进一步加剧了居民资源分配不均。具体来说, 掌握一定数字技能的低收入阶层群体, 由于具备更多的信息和机会, 其收入快速增加, 而数字鸿沟较大群体的收入增长缓慢。随着数字技能和资源优势群体的收入持续增长并迈向更高阶层, 那些数字鸿沟较大的群体在竞争中被逐渐挤出, 进一步加剧了其收入的停滞或下降。这种“马太效应”式的资源分配格局, 使得数字鸿沟成为抑制收入阶层向上流动、促进收入阶层向下流动的重要因素。

表 4 数字鸿沟对相对收入流动性的影响分析

	向 下 流 动		不 流 动		向 上 流 动	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字鸿沟	0.2323 *** (0.0221)	0.1348 *** (0.0256)	0.0330 *** (0.0038)	0.0191 *** (0.0038)	-0.2652 *** (0.0252)	-0.1539 *** (0.0292)
控制变量	否	是	否	是	否	是
观察值	5668	5668	7201	7201	7867	7867

注: 表中显示的为 probit 回归的边际影响值。

4.2 稳健性检验

本文进一步检验数字鸿沟的接入沟、使用沟、意识沟三个子维度指标对收入流动性的影响，回归结果如表 5 所示。第(1)列和第(2)列表明接入沟对收入流动性的影响不显著，可能是因为大部分人已经跨越了接入沟，进入二级数字鸿沟(Van et al., 2011)。第(3)列和第(4)列的回归结果表明，使用沟对收入流动性存在负向且显著的影响。第(5)列和第(6)列意识沟的回归系数显著为负，说明意识沟会抑制收入流动。因此，综上子指标分析说明本文数字鸿沟对收入流动性的抑制作用的基础回归结果是可靠的。

表 5 数字鸿沟对绝对收入流动性影响的稳健性检验

	收入流动					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
接入沟	-0.00254 (0.0016)	-0.00182 (0.0016)				
使用沟			-0.0195*** (0.0053)	-0.0114** (0.0053)		
意识沟					-0.0238*** (0.0037)	-0.0151*** (0.0039)
控制变量	否	是	否	是	否	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-3.453*** (0.0003)	-3.448*** (0.0078)	-3.441*** (0.0034)	-3.441*** (0.0086)	-3.439*** (0.0023)	-3.437*** (0.0083)
R ²	0.000	0.010	0.001	0.010	0.004	0.011
观察值	20736	20736	20736	20736	20736	20736

4.3 内生性检验

在实证研究中，我们通过两个实证模型考察了数字鸿沟对收入流动性的影响。总体来说，我们的结论是可靠的，即数字鸿沟对收入流动性具有重要影响。然而，由于遗漏变量、度量方式和内生性的影响，我们仍需进一步解决反向因果和内生性问题。在现实生活中，数字鸿沟会影响收入流动，同时收入变化也会对数字鸿沟产生反向作用。为了解决这一问题，我们采用了工具变量法。本文选取 1984 年每百万人邮局数作为工具变量，其数据来源于中国统计年鉴。使用其作为工具变量的逻辑如下：历史上邮局密度较大的地区的数字信息技术发展水平也是比较高的，其地区居民的数字鸿沟

也是比较小的, 这表明数字鸿沟与邮局密度之间存在相关性, 而历史邮局密度与个人收入流动没有直接的相关性, 这符合作为工具变量的相关性和外生性要求。本文使用两阶段 GMM 工具变量法重新检验数字鸿沟对居民收入流动性的影响。回归模型如下:

$$\text{Indigitalgap}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IV}_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \sigma_{it} \quad (6)$$

$$\text{dmobility}_{it} = \eta_0 + \eta_1 \widehat{\text{Indigitalgap}}_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (7)$$

其中, 模型(6)是工具变量法的第一阶段回归模型, 模型的因变量是个人 i 在第 t 年的数字鸿沟指数; 工具变量 IV_{it} 为个人 i 所在省份 1984 年的每百万人邮局数; 模型(7)是第二阶段回归模型, 因变量是居民收入位次流动值, $\widehat{\text{Indigitalgap}}_{it}$ 是模型(3)所估计出的第 t 年个人 i 的数字鸿沟指数。

为了使本文结果更加可靠, 本文还在式(6)和式(7)的基础上, 用各省会到杭州市的球面距离(剔除了四大直辖市的样本)和滞后一期的数字鸿沟作为工具变量。选取的依据分别是: 杭州市是我国数字信息技术发展的龙头城市, 向外具有辐射效应, 因此, 省会到杭州市的球面距离与数字鸿沟存在较高的相关性, 而且地理距离的远近与居民收入流动性没有直接相关关系。滞后一期的数字鸿沟与数字鸿沟之间存在着相关性, 但是滞后一期的数字鸿沟并不直接影响现期的收入流动性。所以, 以上两个变量是很好的工具变量。

工具变量的回归结果如表 6 所示, 以 1984 年每百万人邮局数作为工具变量的第一阶段的结果如表 6 第(1)列所示, 邮局数每增加 1 单位, 数字鸿沟将缩小 0.01%, 且这一结果在 1%的水平上显著。第二阶段的回归结果如第(2)列所示, 数字鸿沟的系数负向且显著。以到杭州距离为工具变量的回归结果如第(3)列和第(4)列所示, 第一阶段的回归结果显示, 到杭州的距离对数字鸿沟存在正向且显著的影响; 第二阶段的回归结果显示, 数字鸿沟的系数为负且通过了 5%水平的显著性检验。以滞后一期的数字鸿沟为工具变量的结果如第(5)列和第(6)列所示, 第一阶段表明, 滞后一期的数字鸿沟对现期数字鸿沟具有正向促进作用, 第二阶段的回归结果与基准回归结果相同。以上三个工具变量都说明, 本文的基准回归结果是可靠的。

表 6 数字鸿沟对绝对收入流动性的影响(IV 回归)

	数字鸿沟	收入流动性	数字鸿沟	收入流动性	数字鸿沟	收入流动性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1984 年每百万人邮局数	-0.0001 *** (0.0003)					
到杭州距离			0.0073 *** (4.57)			
数字鸿沟滞后一期					0.6391 *** (33.39)	
数字鸿沟		-76.5809 *** (24.4516)		-38.4420 ** (-2.36)		-3.4126 *** (-4.32)

续表						
	数字鸿沟	收入流动性	数字鸿沟	收入流动性	数字鸿沟	收入流动性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段 <i>F</i> 值	930.57		837.74		1711.32	
观察值	20736	20736	19524	19524	20736	20736

4.4 机制检验

弥合数字鸿沟将显著提高一国居民收入的流动性，带来更加公平公正的社会环境。因此，本文同时也关注数字鸿沟如何对居民收入流动产生影响。通过上述假设分析，我们发现创业行为和信贷可得性可能是数字鸿沟影响居民收入流动性的重要机制。因此，本文将从创业行为和信贷可得性两个方面进行机制分析。

4.4.1 创业行为机制

为保证结果的稳健性，本文依旧采用固定效应模型，回归结果如表 7 第(1)列所示，数字鸿沟在 1%的水平上显著为负，说明数字鸿沟通过影响居民创业来抑制居民收入流动。第(2)列的回归模型的因变量为收入流动性，解释变量依次引入数字鸿沟与机制变量创业行为。回归结果表明创业与收入流动性具有显著正相关关系，且在控制机制变量后，数字鸿沟对收入流动性的系数变大。因此，本文认为，创业行为是数字鸿沟抑制收入流动性的机制之一。

4.4.2 信贷约束机制

为探究信贷约束作用机制，本文构造了信贷可得性变量。回归结果如表 7 第(3)列所示，信贷可得性的回归系数在 1%的水平上显著为负，说明数字鸿沟通过削弱信贷可得性来降低居民收入流动性。第(4)列的回归模型中同时引入数字鸿沟和机制变量信贷可得性，回归结果说明信贷可得性与收入流动性具有显著正相关关系，且在控制机制变量后，数字鸿沟对收入流动性的系数变大。综上，本文认为数字鸿沟通过削弱信贷可得性来抑制收入流动性。

表 7 创业机制与信贷可得性机制分析

变 量	(1) 创业行为	(2) 收入流动性	(3) 信贷可得性	(4) 收入流动性
数字鸿沟	-0.1605 *** (0.0181)	-0.0152 *** (0.0044)	-0.1323 *** (-5.80)	-0.0132 ** (-2.21)

续表

变 量	(1) 创业行为	(2) 收入流动性	(3) 信贷可得性	(4) 收入流动性
创业行为		0.0087*** (0.0025)		
信贷可得性				0.0035** (1.98)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效用	是	是	是	是
R^2	—	0.012	—	0.021
样本量	20736	20736	20736	20736

4.5 异质性分析

上述实证结果已经充分证明了数字鸿沟对居民收入流动性的负向影响。然而,不同地区和不同年龄人群的数字鸿沟对收入流动性的影响,还需要进一步探讨。我国不同地区的发展水平和经济结构存在差异,数字化水平在城镇地区相对较高,而在农村地区较低。因此,为了验证不同地区数字鸿沟对居民收入流动性的影响,我们将样本按照户籍所在地划分为农村和城镇地区、中西部和东部地区。同时,考虑到我国老年人和年轻人对数字技术的认知及接入使用存在较大差异,我们将样本按照年龄划分为老年人和非老年人。

首先,从城乡户籍的角度分析,表8给出了不同户籍居民的数字鸿沟影响效应的差异性检验。通过将样本划分为农村和城市户籍,并分别进行回归,我们发现数字鸿沟在更大程度上抑制了农村居民的收入流动。具体而言,数字鸿沟每增加1单位,农村居民的收入流动性就减少1.69%,且该效应在1%的水平上显著。然而,对于城镇居民,数字鸿沟的影响仅为0.95%。

其次,从不同地区的角度分析,表8给出了不同地区居民的数字鸿沟影响效应的差异性检验。通过将样本分为中西部地区和东部地区,并分别进行回归,我们发现数字鸿沟对中西部居民的收入流动性影响更大,而东部地区的影响更小。

最后,从不同年龄的角度分析,表8给出了不同年龄居民的数字鸿沟影响效应的差异性检验。通过将样本分为老年人样本(65岁及以上)和非老年人样本(65岁以下),并分别进行回归,我们发现数字鸿沟显著抑制了非老年居民的收入流动性。具体而言,数字鸿沟每增加1单位,非老年居民的收入流动性就减少1.29%。然而,对于老年人样本,数字鸿沟的影响并不显著。

表 8 数字鸿沟对不同类型的居民收入流动性的影响

变 量	户籍异质性		地区异质性		年龄异质性	
	农村	城镇	中西部地区	东部地区	老年	非老年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字鸿沟	-0.0169*** (0.0056)	-0.0095* (0.0052)	-0.0145** (0.00574)	-0.0130* (0.00666)	-0.0106 (0.0304)	-0.0129*** (0.0044)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.007	0.076	0.014	0.009	0.010	0.017
N	16457	4258	12208	8528	4708	16024

综上所述，数字鸿沟对居民收入流动性的影响在城乡、不同地区和不同年龄群体之间存在异质性。在农村地区以及中西部地区，数字鸿沟对居民收入流动性的影响更为显著；在非老年居民中，数字鸿沟对居民收入流动性的影响也更为显著。

5. 研究结论与政策建议

本文利用 2014—2018 年三期中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据构建了个人层面的数字鸿沟指数，探讨了数字鸿沟对居民收入流动性的影响。研究结论如下：首先，数字鸿沟显著抑制了居民收入流动，且经过了一系列内生性检验和稳健性检验后，结论依旧稳健。这意味着数字鸿沟的存在会使得一部分居民在收入流动提升上面临更大的困难。其次，机制分析表明，数字鸿沟会通过抑制创业和削弱信贷可得性来影响居民收入流动性。最后，数字鸿沟对居民收入流动性的负向影响在农村居民、中西部地区居民、非老年人中更显著，但是对城市居民、东部地区居民、老年人较不显著。

基于以上分析，为促进居民收入正向流动，本文提出以下政策建议：

首先，本文的研究结果表明引起居民收入流动性下降的原因可能是居民创业活跃度降低，因此在我国缩小收入差距和推进共同富裕的进程中，应注重激发居民创新创业活力，着力打造专业的一体化创业数字化平台，提供全面的创业政策解读和创业要素交流服务，从而有助于提高居民收入流动性，营造良好的“双创”环境。

其次，本文发现信贷可得性是影响收入流动性的另一个重要因素，因此有关部门应积极推动信用数据的共建共享，实现信用信息的互通互联，推进数字信用模式，并积极创新还款方式和抵质押方式，建立针对居民的数字信用评审机制，探索发放居民信用贷款新模式，从而提高居民信贷可得性。

最后，本文的研究结果表明，数字鸿沟对城乡、不同区域及年龄段的居民呈现差异化影响。政府应深入实施平衡战略，着力完善乡村数字基础设施建设，推动数字资源下沉，促进城乡、地区间数字资源的均衡分布。同时，构建数字人才双向流动机制，鼓励数字强势群体反哺数字弱势群体，

提升个体数字技能, 加速数字技术扩散, 形成良性的数字生态循环, 缩小不同群体间的数字鸿沟。

◎ 参考文献

- [1] 曹钰华, 李晶. 数字化情境下创业动态能力有效前因组态研究[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(23).
- [2] 陈云, 霍青青, 张婉. 生育政策变化视角下的二孩家庭收入流动性[J]. 人口研究, 2021, 45(2).
- [3] 陈云, 霍青青. 收入不平等与收入流动——基于 CHNS 收入数据的动态作用模式研究[J]. 数理统计与管理, 2021, 40(3).
- [4] 崔景华, 谢远涛. 城镇居民区域收入流动、税收负担及收入分配动态均衡[J]. 财经研究, 2017, 43(8).
- [5] 杜冰青, 吕之望. 教育对农村居民收入流动性的影响[J]. 金融评论, 2013, 5(5).
- [6] 冯兰刚, 尚姝, 赵庆. 数字化弥合城乡收入差距的效应与机制研究——基于中国 230 个市级区域面板数据的证据[J]. 贵州财经大学学报, 2023(3).
- [7] 韩长根, 张力. 互联网提高了我国居民收入流动性吗? ——基于 CFPS 2010—2016 年数据的实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2019, 35(1).
- [8] 华中昱, 林万龙, 徐娜. 数字鸿沟还是数字红利? ——数字技术使用对农村低收入户收入的影响[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2022, 39(5).
- [9] 黄宏伟, 胡浩钰. 人力资本投资与农村家庭收入流动性[J]. 当代财经, 2019(12).
- [10] 解垚. 个人所得税、高收入不平等与收入流动性[J]. 吉林大学社会科学学报, 2021, 61(5).
- [11] 康培元. 金融发展、收入流动性对反贫困作用的研究——基于新疆 30 个贫困县的实证分析[J]. 产业经济评论, 2015(2).
- [12] 康书生, 袁薇. 家庭金融服务获得性对收入流动性的影响[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2021, 46(3).
- [13] 刘照德, 詹秋泉, 田国梁. 因子分析综合评价研究综述[J]. 统计与决策, 2019, 35(19).
- [14] 牟欣欣. 家庭规模如何影响了代际收入流动性[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2017, 37(4).
- [15] 税爱伦. 人力资本对收入流动性的影响[J]. 合作经济与科技, 2020(13).
- [16] 孙俊娜, 胡文涛, 汪三贵. 数字技术赋能农民增收: 作用机理、理论阐释与推进方略[J]. 改革, 2023(6).
- [17] 王杰, 蔡志坚. 风险规避、数字技术使用与农村家庭创业行为[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(2).
- [18] 王亚柯, 刘东亚. 信贷约束与家庭金融市场参与[J]. 金融研究, 2023(2).
- [19] 王亚平, 罗博文, 罗剑朝. 互联网使用与农村正规信贷约束缓解效应——以陕西 915 户农户调查数据为例[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2023, 23(2).
- [20] 王正位, 邓颖惠, 廖理. 知识改变命运: 金融知识与微观收入流动性[J]. 金融研究, 2016(12).
- [21] 魏滨辉, 罗明忠, 夏海龙, 曾春影. 返乡创业能促进农村家庭消费增长吗? [J]. 南方经济,

2023(10).

- [22]肖国安, 陈谦王, 文涛. 乡村振兴战略背景下我国农村电商发展路径研究[J]. 贵州社会科学, 2022(10).
- [23]肖明月, 方倩, 徐晓慧, 杨君. 中国数字经济企业技术创新的区域差异及其时空演进[J]. 浙江树人学院学报, 2024, 24(2).
- [24]徐晓红, 邵宇浩, 耿文静. 子女数量与代际收入流动[J]. 人口与发展, 2023, 29(6).
- [25]杨碧云, 王艺璇, 易行健, 张凌霜. “数字鸿沟”是否抑制了居民消费? ——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 南开经济研究, 2023(3).
- [26]杨穗, 李实. 转型时期中国居民家庭收入流动性的演变[J]. 世界经济, 2017, 40(11).
- [27]叶琴, 袁歌骋, 张呈磊. 数字普惠金融与收入机会不平等[J]. 当代经济科学, 2023, 45(3).
- [28]尹志超, 蒋佳伶, 严雨. 数字鸿沟影响家庭收入吗[J]. 财贸经济, 2021, 42(9).
- [29]余小燕. 数字经济与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 商业研究, 2022(5).
- [30]于林月, 成盼盼. 创业对农民家庭收入流动性的影响研究[J]. 商业经济研究, 2020(5).
- [31]张广辉, 李玖玲. 数字经济、农村劳动力就业与农民农村共同富裕[J]. 学习与探索, 2023(12).
- [32]张君慧, 陈正康, 马恒运, 郭德珩. 社会资本如何影响农村居民代际收入流动性——基于 CHIP 数据的实证研究[J]. 科学决策, 2022(2).
- [33]张要要. 数字鸿沟与农户家庭创业[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(2).
- [34]张蕴萍, 赵建, 叶丹. 新中国 70 年收入分配制度改革的基本经验与趋向研判[J]. 改革, 2019(12).
- [35]Atkinson, A. B., Trinder, C. G., Maynard, A. K. Evidence on intergenerational income mobility in Britain[J]. Economics Letters, 1978, 1(4).
- [36]Azam, M. Household income mobility in India, 1993-2011[J]. Review of Development Economics, 2022, 26(4).
- [37]Broström, L., Jansson, B. Who are the in-work poor? A study of the profile and income mobility among the in-work poor in Sweden from 1987 to 2016[J]. Social Indicators Research, 2023, 165(2).
- [38]Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., Saez, E., Turner, N. Is the United States still a land of opportunity? Recent trends in intergenerational mobility[J]. American Economic Review, 2014, 104(5).
- [39]Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., Saez, E. Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(4).
- [40]D'Agostino, M., Dardanoni, V. The measurement of rank mobility[J]. Journal of Economic Theory, 2009, 144(4).
- [41]Fields, G. S., Ok, E. A. Measuring movement of incomes[J]. Economica, 1999, 66(264).
- [42]Fields, G. S., Ok, E. A. The meaning and measurement of income mobility[J]. Journal of Economic Theory, 1996, 125(71).
- [43]Formby, J. P., Smith, W. J., Zheng, B. Mobility measurement, transition matrices and statistical

- inference[J]. *Journal of Econometrics*, 2004, 120(1).
- [44] Julian, K., Adri Kester. Monotone matrices and monotone Markov processes[J]. *Stochastic Processes and their Applications*, 1977, 5(3).
- [45] Leng, C., Ma, W., Tang, J., Zhu, Z. ICT adoption and income diversification among rural households in China[J]. *Applied Economics*, 2020, 52(33).
- [46] Mitra, T., Ok, E. A. The measurement of income mobility: A partial ordering approach[J]. *Economic Theory*, 1998, 12.
- [47] Ntiri, P., Ragasa, C., Anang, S. A. et al. Does ICT-based aquaculture extension contribute to greater adoption of good management practices and improved incomes? Evidence from Ghana[J]. *Aquaculture*, 2022, 557.
- [48] Quadrini, V. Entrepreneurship, saving, and social mobility[J]. *Review of Income and Wealth*, 2000, 3(1).
- [49] Quadrini, V. The importance of entrepreneurship for wealth concentration and mobility[J]. *Review of Income and Wealth*, 1999, 45(1).
- [50] Solon, G. Intergenerational income mobility in the United States[J]. *The American Economic Review*, 1992, 82(3).
- [51] Van Deursen, A., Van Dijk, J. Internet skills and the digital divide[J]. *New Media & Society*, 2011, 13(6).

Research on Digital Divide and Resident Income Mobility

Li Yunfeng Yang Kai Wang Zhenrong

(School of Finance, Jiangxi Normal University, Nan Chang, 330022)

Abstract: Income mobility is an important perspective to understand the inequality of income distribution. This study reconstructs income mobility indicators based on changes in income rankings and explores the impact of the digital divide on residents' absolute and relative income mobility. The study found that the digital divide has a significant negative impact on the absolute income flow of residents, and will lead to the downward flow and non-flow of residents' income class, and inhibit the upward flow of residents' income class. Mechanism analysis finds that the digital divide will affect residents' income mobility by inhibiting entrepreneurship and weakening credit availability. Heterogeneity analysis shows that the digital divide has a significant negative impact on the income mobility of non-elderly, central and western regions, and rural residents. This study deepens the understanding of the impact of the digital divide on residents' income mobility and provides a useful reference for improving and optimizing residents' income distribution.

Key words: Digital divide ; Income mobility ; Income bracket

专业主编: 潘红波