

引文格式: 毛博书. 让健康触手可及: 数字化融入对乡城流动人口健康折旧的影响[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2024, 18(6): 170-178.
DOI: 10.12371/j.ynau(s).202407077

让健康触手可及: 数字化融入对乡城 流动人口健康折旧的影响

毛博书

(复旦大学 社会发展与公共政策学院, 上海 200082)

摘要: 进入数字时代, 数字化融入对乡城流动人口的健康具有重要影响。基于 CFPS 2014—2020 混合截面数据, 使用多元回归模型研究数字化融入对乡城流动人口健康折旧的影响。研究结果表明: 数字化融入抑制了乡城流动人口的健康折旧。进一步的分析表明, 在社交、学习与娱乐渠道进行数字化融入抑制了乡城流动人口的健康折旧, 数字化融入时长与乡城流动人口的健康折旧存在“U”形关系。异质性分析结果表明, 数字化融入对于乡城流动人口健康折旧的抑制作用在中年乡城流动人口、女性乡城流动人口和高中及以下教育程度的乡城流动人口中更显著。研究提出以下启示: 继续提升互联网在乡城流动人口中的普及率, 继续扩大乡城流动人口的数字化融入渠道, 引导乡城流动人口正确、适当地使用互联网。

关键词: 数字化融入; 健康折旧; 乡城流动

中图分类号: F 323.6

文献标志码: A

文章编号: 1004-390X (2024) 06-0170-09

Making Health Accessible: Effect of Digital Integration on Health Depreciation among Rural-urban Migrants

MAO Boshu

(School of Social Development and Public Policy, Fudan University, Shanghai 200082, China)

Abstract: Entering the digital era, the digital integration of rural-urban migrants has a significant impact on improving health. Based on the mixed cross-sectional data from CFPS 2014-2020, this study investigated the impact and mechanisms of digital integration on health depreciation among rural-urban migrants. The findings revealed that, digital integration significantly mitigated health depreciation among rural-urban migrants. In further analysis, digital integration through social, educational, and entertainment channels could significantly reduce the health depreciation of the migrant population. There was a “U-shaped” relationship between the duration of digital integration and health depreciation. Heterogeneity analysis revealed that, the inhibitory effect of digital integration on health depreciation was more pronounced among middle-aged migrants, female migrants, and migrants with a high school education or lower. The study suggested the following implications: continue to increase internet penetration among migrants, expand their channels of digital integration, and guide them to use the internet appropriately and effectively.

Keywords: digital integration; health depreciation; rural-urban migration



改革开放后，中国的乡城流动(Rural-urban Migration)是世界历史上规模最大的内部迁移(Internal Migration)之一。根据国家统计局发布的《2023年农民工监测调查报告》，截至2023年，我国年末在城镇居住的进城农民工已达12816万人，乡城流动人口在我国的城镇化进程和高质量发展中产生了重要作用。然而，由于我国早期城乡二元户籍制度的存在，乡城流动人口在城镇中无法享受到与本地人相同的健康权益，他们会面临大量的公共卫生风险，在健康保障、健康信息获取上与城镇本地人口相比都存在诸多劣势^[1]，相较于城镇本地人口，他们的健康问题需要被重点关注。

互联网作为数字时代的重要媒介，改变了人们生活的方方面面。第53次《中国互联网络发展状况统计报告》显示，截至2023年12月，我国城镇地区互联网普及率已达83.3%，越来越多的社会成员共享到了信息化的发展成果。作为一种触手可及的媒介，互联网在一定程度上破除了社会成员与社会资源之间的壁垒，使用以互联网为代表的数字技术，融入数字社会，对各类社会弱势群体的健康也产生了影响，生活在城镇的农民群体也亦不例外。作为我国城镇化的主要动力，乡城流动人口的健康保障是健康中国战略、新型城镇化战略的重要构成部分，研究数字化融入对乡城流动人口的健康影响及作用机制，并利用数字技术保护他们的健康，实现“数字红利”，对于实现中国式现代化，为“流动的中国”增添活力具有重要意义。

一、文献回顾与理论假设

(一) 乡城流动人口的健康与健康折旧

在人口流动的健康研究中，存在三个重要的阶段性规律，分别是“健康移民效应”“流行病学悖论”和“三文鱼偏误”。“健康移民效应”是指人口流动存在健康选择效应，健康的人更可能发生流动。“流行病学悖论”是指随着流动时间的增长，流动人口的健康水平会不断恶化，进而与本地人趋同。“三文鱼偏误”是指在流动人口中，健康状况差的个人更有可能发生回流现象。既有对乡城流动人口健康问题的研究主要聚焦于这三个规律，已经有相当研究证明“健康移民效应”“流行病学悖论”和“三文鱼偏误”在

中国乡城流动人口中的存在^[2-6]。也就是说，乡城流动人口在流动初期是一群更为健康的群体，在长时间的流动中，这种“健康优势”逐渐变成“健康劣势”。在对乡城流动人口健康问题的研究中，如果仅对流动人口的截面健康指标(如自评健康、慢性病)进行研究，得出的结论很可能因流动时间而异，同时无法说明这些影响因素是否能够降低流动人口变成“健康劣势”的可能。

健康折旧(Health Depreciation)来源于经济学中的折旧概念，代表了健康随时间而下降的程度。Grossman构建的健康效用模型中对健康折旧进行了定义，每一期的健康由上一期的健康资本、健康投资和健康折旧共同决定，健康折旧的概念被首次提出^[7]。不过，在Grossman提出的经典模型中，健康折旧是一个外生变量，无法通过干预改变，后续有学者将健康折旧扩展为内生变量，可以是关于健康投资、空气污染等的一个函数。已有一定的研究探讨了健康折旧的影响因素，如空气污染、过度劳动等^[8-10]。乡城流动人口从早期的“健康优势”变为后期的“健康劣势”，表明乡城流动人口的健康折旧相较于本地人来说更加严重。健康折旧能够更好地捕捉到流动人口在流动期间的健康变化轨迹。同时，健康折旧反映的是一种趋势，在一定程度上可以规避因为初始健康状态的不同而导致的估计偏差，这对纠正流动人口研究中的“健康移民效应”问题具有重要意义。

(二) 数字化融入与流动人口健康折旧

数字化融入行为对乡城流动人口健康折旧的影响。已有研究主要关注互联网及其使用对一些健康弱势群体，如老年人、流动人口、农民等的健康影响，例如一些研究发现互联网使用能够改善空巢老人的心理和生理健康^[11]。一些研究发现使用互联网能够促进青年的心理健康^[12]，还有研究表明使用互联网能够提升农民的就业表现，进而改善农民的身体健康^[13]。在社交、娱乐、学习等日常工作生活等方面使用互联网进行数字化融入，使得这些原本只能通过线下渠道进行的活动“触手可及”，能够对很多健康弱势群体的健康产生保护作用。乡城流动人口作为城镇中的“弱势”群体，数字化融入也很可能能够保护其健康，抑制健康折旧。基于此，提出假设H1。

H1：数字化融入能够抑制乡城流动人口的健康

康折旧。

数字化融入广度对乡城流动人口健康折旧的影响。数字化融入实际上是一个范围较广的概念,有多种融入渠道,包括学习、社交、工作、娱乐、购物等等。不同数字化融入的途径,对健康产生的效果可能有所不同。在学习、社交、娱乐等已被证实对健康有重要促进作用且乡城流动人口与本地人相比存在劣势的方面进行数字化融入,对健康折旧更有可能产生抑制作用。与之相反,已有研究中常关注与健康折旧关联的过度劳动问题^[14],如果数字化融入只是为了工作需要,进而加剧了过度劳动,可能反而加剧健康折旧^[15],所以数字化融入对乡城流动人口健康折旧的影响可能会因渠道而异。基于此,提出假设 H2。

H2: 不同渠道的数字化融入会对乡城流动人口的健康折旧产生不同影响。

数字化融入深度对乡城流动人口健康折旧的影响。除了融入的广度外,使用互联网进行数字化融入的深度也会对健康折旧产生不同影响。在已有关于数字化融入对青少年、老年人健康的影响中,互联网使用时长与健康往往具有非线性关系。适度地使用互联网进行数字化融入,能够改善健康水平。当使用互联网超过一定阈值后,对健康可能产生负面作用^[16-17]。在心理上,过长使用互联网可能产生网络成瘾行为,对心理健康产生负面影响^[18];在生理上,过度使用互联网往往与久坐、睡眠不足、颈肩腰腿疾病等健康折旧现象相关,进而加剧健康折旧^[19]。基于此,提出假设 H3。

H3: 数字化融入时长对乡城流动人口的健康折旧具有“U”形影响。

数字化融入对乡城流动人口健康折旧的异质性影响。不同群体对于数字技术的接纳和应用能力可能存在差异,数字化融入对健康折旧的影响在不同群体中也可能存在差异。对于乡城流动人口而言,年龄、性别和教育程度是三个重要的因素。在年龄方面,数字化融入对人的学习能力有一定要求,随着年龄增长,数字化融入有可能会变成“数字鸿沟”,进而对健康折旧产生异质的影响。在性别方面,乡城流动人口中一大主要群体是农民工。根据国家统计局《2023 年农民工监测调查报告》,在全部农民工中,男性占 62.7%,女性占 37.3%,作为农民工群体的主要性别,数字化融入对其影响可能与女性不一致。在教育程

度方面,不同教育程度的人拥有的健康资本存量是不同的,数字化融入对其健康影响的边际效应可能有所不同。基于此,提出假设 H4。

H4: 数字化融入对乡城流动人口健康折旧的影响存在年龄、性别与教育异质性。

二、实证设计

(一) 数据来源

本研究的数据资料来源于中国家庭追踪调查(CFPS)。CFPS 是一项全国性、大规模跟踪调查项目,样本覆盖 25 个省级行政单位,使用最新 2014—2020 年四期 CFPS 数据。根据国家统计局的定义识别乡城流动人口:保留每一期数据中户口为农村且目前居住地为城镇的样本。本研究考察的健康折旧实际上是一种动态效应,所以只需保证选取的样本在两期之间户口及主要居住地没有发生变更即可。通过此方法依次识别 2014—2016 年,2016—2018 年,2018—2020 年三期的乡城流动人口,并形成三期混合截面数据。

(二) 变量设计与模型选择

根据 Grossman 健康需求函数假设,一个人的健康资本可以表示为:

$$H_{t+1} = (1 - \delta_t)H_t + pI_t \quad (1)$$

式(1)中, H_t 表示 t 期的健康资本, I_t 表示 t 期的健康投资函数, I_t 由生产力参数 p 调节 ($p \in [0, 1]$), δ_t 表示健康资本的折旧率。 I_t 的形式为:

$$I_t = I(M_t, TI_t; E_t) \quad (2)$$

式(2)中, M_t 表示健康资本的生产投入要素, TI_t 表示投资时间, E_t 表示教育程度。在 Grossman 经典模型中, $p = 1$, δ_t 是一个外生变量,不可通过干预改变。现在考虑 δ_t 是一个内生变量,改善健康的方式通过 δ_t 进行, $p = 0$, δ_t 可表示为:

$$\delta_t = \delta(I_t, A_t; \theta_t) \quad (3)$$

式(3)中, A_t 表示年龄, θ_t 表示各类社会经济因素带来的折旧效率参数,乡城流动实际就是 δ_t 发生改变,进一步影响了健康资本。 δ_t 可进一步表示为:

$$\delta_t = \frac{H_t - H_{t+1}}{H_t} \quad (4)$$

健康折旧即为健康水平相对于上一期下降的

程度。基于此公式以及现有关于健康折旧问题的相关研究^[20]，使用“您觉得您的健康状况和一年前比较起来如何？”来识别健康折旧，若回答为“更差”，则赋值为 1，否则赋值为 0。健康折旧实际上是未来一期健康与当期健康的变化，存在滞后效应，所以对所有自变量进行滞后一期处理，即 2016 年的健康折旧是由 2014 年的自变量所决定的，2020 年的数据仅用于计算 2018—2020 年的健康折旧。

自变量为数字化融入，使用“您/你是否上网？”来测量乡城流动人口是否实现了数字化融入，在 2016 年及之后的 CFPS 问卷中，对使用手机上网和电脑上网进行了进一步的区分，在识别数字化融入时只需要满足其一即可。

控制变量的选择关系到模型的可靠性^[21]。基于 Grossman 模型对健康折旧的参数设定，健康折旧由健康投资、年龄、社会经济因素决定。本研究基于此框架选择控制变量，主要包括一系列人口学特征，包括年龄、性别、婚姻状况、初始健康状态、受教育程度、工作状态、慢性病和经济收入。在稳健性检验中，本研究也加入更多可能影响健康折旧的变量。为缓解内生性问题，在基准回归时更严格地控制区县及年份固定效应^①，在进一步分析和异质性分析中控制了省份及年份固定效应。

本研究中因变量健康折旧为二值变量，应使用二值选择模型，包括 Probit 模型和 Logit 模型等。为增强结论的稳健性，本研究在基准回归中

同时报告两种模型的回归的结果，后续分析中使用 Probit 模型。

（三）数据描述性统计

表 1 展示了变量描述性统计结果。从变量描述中可见，乡城流动人口的健康折旧发生率在 33% 左右，而乡城流动人口的互联网使用率仅有 35% 左右，说明在 2020 年之前，大部分乡城流动人口并无使用互联网的习惯。

三、结果分析

（一）基准回归

基准回归结果如表 2 所示。

列(1)和列(3)是未加入控制变量下的回归结果。回归结果表明，在 1% 的置信水平上，数字化融入显著降低了乡城流动人口发生健康折旧的概率。列(2)和列(4)是加入控制变量和固定效应后的回归结果，在加入控制变量和固定效应后，系数有所下降，但仍然在 1% 的置信水平上显著。假设 H1 得到了验证，数字化融入抑制了乡城流动人口的健康折旧。

（二）进一步分析：数字化融入广度和深度对健康折旧的影响

1. 数字化融入广度对健康折旧的影响

基准回归表明，数字化融入能够显著降低乡城流动人口发生健康折旧的概率，而不同渠道的数字化融入对健康折旧的影响是不同的。基于 CFPS 中对使用互联网用途的主要划分，构造 5 个关于数字化融入渠道的虚拟变量，包括社

表 1 变量描述性统计

变量	变量描述	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
健康折旧	0=未发生健康折旧，1=发生健康折旧	10 351	0.33	0.47	0	1
数字化融入	0=不使用互联网，1=使用互联网	10 351	0.35	0.48	0	1
年龄	1=16~30岁，2=31~45岁，3=46~60岁，4=>60岁	10 351	2.63	0.97	1	4
性别	0=女性，1=男性	10 351	0.48	0.50	0	1
婚姻状况	0=无配偶，1=有配偶	10 351	0.88	0.33	0	1
受教育程度	0=高中及以下，1=大专及以上	10 351	0.05	0.21	0	1
初始健康	0=不健康，1=健康	10 351	0.29	0.45	0	1
工作状态	0=暂时或永久退出劳动力市场，1=在业	10 351	0.82	0.39	0	1
慢性病	0=无慢性病，1=有慢性病	10 351	0.17	0.37	0	1
经济收入	1~5，代表收入在本地的五个等级	10 351	2.57	1.04	1	5

① 为了防止部分地区样本过少造成估计偏误，在后续回归分析时剔除了出现地区“完美预测”（Perfect Predict）的样本，所以后续回归结果的样本量略有变动。

表 2 基准回归结果

变量		Probit		Logit	
数字化融入		-0.440***	-0.138***	-0.729***	-0.233***
		(0.0000)	(0.0004)	(0.0000)	(0.0004)
年龄 (参照项 16~30 岁)	31~45 岁	0.109**		0.211**	
		(0.0464)		(0.0279)	
	46~60 岁	0.402***		0.703***	
		(0.0000)		(0.0000)	
	>60 岁	0.630***		1.070***	
		(0.0000)		(0.0000)	
	性别	-0.175***		-0.293***	
		(0.0000)		(0.0000)	
	婚姻状况	0.015		0.033	
		(0.7460)		(0.6719)	
	受教育程度	0.027		0.063	
		(0.7361)		(0.6487)	
	初始健康	-0.512***		-0.872***	
		(0.0000)		(0.0000)	
	工作状态	0.005		0.008	
		(0.2423)		(0.2484)	
	慢性病	0.252***		0.407***	
		(0.0000)		(0.0000)	
	经济收入	-0.054***		-0.090***	
		(0.0001)		(0.0001)	
	截距	-0.296***	-0.441***	-0.475***	-0.785***
		(0.0000)	(0.0012)	(0.0000)	(0.0006)
	年份固定效应	NO	YES	NO	YES
区县固定效应		NO	YES	NO	YES
	N	10351	10097	10351	10097
adj. R ²		0.02	0.11	0.02	0.11

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

交、娱乐、工作、学习、商业。具体识别的方式是，如果用互联网进行以上活动的频率大于每周 1 次，则赋值为 1，否则赋值为 0。通过构造数字化融入与融入渠道的交互项，分析不同数字化融入渠道对健康折旧的影响。

表 3 展示了分渠道回归的结果。回归结果表明，在学习、娱乐和社交方面数字化融入能够抑制乡城流动人口的健康折旧。可能的解释是，对于学习和娱乐渠道而言，互联网的出现使得乡城流动人口拓宽了学习、娱乐活动的范围，进而对身心健康产生了积极保护作用^[22]。对于社交渠道而言，社交实际上是一种社会资本的积累^[23]，是社会经济地位的一部分。与本地人口相比，乡城流动人口在社会资本上处于劣势地位，互联网使得乡城流动人口拥有了更多途径拓展社会资本，提升了其社会经济地位^[24]，进而对健康产生了保护作用。在工作和商业方面进行数字化融入对健康折旧的影响不显著，这与前文的猜想一致。工作和商业两种用途都仅仅是便利了乡城流动人口的工作与生活，但并不能直接对其健康产生保护作用。由此假设 H2 得到验证。

2. 数字化融入深度对健康折旧的影响

除了融入渠道外，数字化融入的深度也可能对乡城流动人口的健康折旧产生异质性影响。基于 CFPS 中每周业余上网时间(小时)及其平方项作为自变量进行回归分析。

表 4 展示了数字化融入时长对健康折旧影响的回归结果。单纯考虑数字化融入时长对健康折

表 3 作用渠道回归结果

变量		健康折旧			
数字化融入×社交		-0.101**			
		(0.0143)			
数字化融入×娱乐			-0.116***		
			(0.0051)		
数字化融入×工作			-0.061		
			(0.2630)		
数字化融入×学习				-0.129**	
				(0.0119)	
数字化融入×商业					-0.008
					(0.8951)
控制变量		YES	YES	YES	YES
年份固定效应		YES	YES	YES	YES
省份固定效应		YES	YES	YES	YES
N		10097	10097	10097	10097

表 4 数字化融入时长回归结果		
变量	健康折旧	
数字化融入时长	-0.003 (0.1322)	-0.014*** (0.0004)
数字化融入时长的平方		0.000*** (0.0001)
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
省份固定效应	YES	YES
N	10097	10097

注：数字化融入时长平方项的精确系数为0.0002594。

旧的影响时，回归系数在 10% 置信水平上不显著，加入平方项后，平方项在 1% 的置信水平上显著为正，表明数字化融入时长与乡城流动人口的健康折旧并非简单的线性关系。当融入时长逐渐增加到某个临界点时，数字化融入对乡城流动人口健康折旧的影响效应将出现边际递减现象。为了排除单调且凸的伪“U”形函数关系，进行 UTEST 检验。通过计算求得取极值点为 27.67 ($t=3.21$, $P<0.01$)，落在数字化融入时长的取值范围之内，表明在 1% 的置信水平上可以拒绝“单调或逆 U 形”的原假设。同时，SLOPE 在区间内存在负号，证明了“微笑曲线”拟合函数的成立。在 27.67 小时/周的数字化融入时长时间范围内，数字化融入对乡城流动人口的健康折旧具有抑制作用，超过临界值后，数字化融入会加剧乡城流动人口的健康折旧，假设 H3 得到验证。已有关于互联网使用时长对老年人、青少年健康的“倒 U”形影响研究中，拐点往往也集中于 25h/w、3~4h/d 左右，本研究与之保持一致^[16]。

（三）内生性问题

1. 工具变量法

数字化融入与健康折旧之间存在一定的内生性问题。首先，滞后一期的数字化融入与健康折旧虽然不太可能产生反向因果问题，但仍然可能存在遗漏变量问题，个人和地区层面特征(如个人不可观测的社会融入能力，地区层面的环境污染等)可能会同时影响乡城流动人口数字化融入与健康折旧，同时，数字化融入与健康折旧可能存在一些测量误差，导致结果有偏。本研究使用工具变量法来解决内生性问题。工具变量需要与数字化融入相关，但不会直接影响乡城流动人口的健康折旧。基于已有研究，利用更高维度独立

均值法^[25]来构造工具变量。使用样本所在区县除自身外的互联网普及率作为工具变量，使用 IV-Probit 模型进行两阶段回归，结果如表 5 所示。

两阶段回归结果显示，在加入工具变量后，数字化融入对健康折旧的抑制作用依然显著，F 值大于 10，说明不存在弱工具变量问题，Wald 外生性检验在 5% 水平上拒绝原假设，说明模型中存在内生变量。

2. 熵平衡

数字化融入可能是一个自选择的行为，经济条件好、追求健康生活品质的人更可能使用互联网进行数字化融入，为了防止样本自选择带来内生性问题，使用熵平衡匹配法对协变量进行匹配。表 6 展示了熵平衡后结果，处理组在年龄、教育程度等明显存在优势的协变量在匹配后基本实现了平衡，在此基础上，再进行基准回归，回归结果依然在 1% 水平上显著。

（四）稳健性检验

除内生性问题外，为了剔除其他潜在混杂因素对研究结论的干扰，继续对基准回归进行若干稳健性检验。主要包括(1)剔除部分死亡选择样本。部分高龄样本可能存在死亡选择问题，死亡后直接退出研究队列，无法考察其在临终阶段的健康折旧，故剔除 80 岁及以上样本进行稳健性回归。(2)排除 COVID-19 冲击干扰。2020 年全球 COVID-19 疫情可能会对健康产生冲击和影响，进而可能造成估计结果偏误，故剔除 2018—2020 年的数据后进行稳健性回归。(3)排除基本医疗保障竞争性假说，在 2014—2020 年期间，我国实施了一系列基本医疗保障改革政策，如异

表 5 IV-Probit 回归结果		
项目	第一阶段	第二阶段
	数字化融入	健康折旧
数字化融入		-0.589*** (-0.2157)
IV	0.524*** (-0.0299)	
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
省份固定效应	YES	YES
弱工具变量F检验	189.56***	
Wald外生性检验	4.20**	
N	10120	

表 6 熵平衡结果

变量	平衡前						平衡后					
	处理组			控制组			处理组			控制组		
	均值	方差	偏斜	均值	方差	偏斜	均值	方差	偏斜	均值	方差	偏斜
年龄	1.90	0.60	0.44	3.03	0.67	-0.43	1.90	0.60	0.44	1.90	0.65	0.54
性别	0.53	0.25	-0.12	0.46	0.25	0.16	0.53	0.25	-0.12	0.53	0.25	-0.12
婚姻状况	0.84	0.14	-1.82	0.90	0.09	-2.69	0.84	0.14	-1.82	0.84	0.14	-1.82
受教育程度	0.10	0.09	2.62	0.02	0.01	7.97	0.10	0.09	2.62	0.10	0.09	2.62
初始健康	0.34	0.22	0.68	0.26	0.19	1.07	0.34	0.22	0.68	0.34	0.22	0.69
工作状态	0.88	0.11	-2.28	0.79	0.17	-1.41	0.88	0.11	-2.28	0.88	0.11	-2.27
慢性病	0.11	0.09	2.58	0.20	0.16	1.52	0.11	0.09	2.58	0.11	0.09	2.57
经济收入	2.63	0.83	-0.02	2.53	1.22	0.33	2.63	0.83	-0.02	2.63	1.10	0.23
数字化融入							平衡后-健康折旧					
控制变量							-0.158***					
年份固定效应							(0.0016)					
区县固定效应							YES					
N							YES					
							YES					
							10097					

地医疗就医结算、城乡医保并轨等措施，这可能会直接对乡城流动人口的健康折旧产生影响，进而干扰影响结论，故在稳健性回归中控制了个人所拥有的具体医疗保障类型(新农合、城镇居民医疗保险、城乡居民医疗保险、城镇职工医疗保险、公费医疗)。

稳健性回归结果如表 7 所示，所有稳健性分析的结果都仍然在 1% 的水平上显著，这进一步验证了结论的稳健性，即数字化融入会对乡城流动人口的健康折旧产生抑制作用。

(五) 异质性分析

按年龄、性别和受教育程度 3 个维度进行分样本回归，结果如表 8 所示。

基于年龄的分样本回归结果表明，数字化融入对 46~60 岁乡城流动人口的健康保护作用更显著，其次是 31~45 岁之间的群体。也就是

表 7 稳健性检验回归结果

项目	健康折旧		
数字化融入	-0.138*** (0.0004)	-0.137*** (0.0041)	-0.050*** (0.0019)
剔除高龄样本	YES		
排除COVID-19干扰		YES	
排除竞争性假说			YES
控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
区县固定效应	YES	YES	YES
N	10041	7384	10097

说，数字化融入对于“老一代”农民工群体的健康保护作用是最明显的。可能的原因是，相对于“新生代”农民工，他们的竞争力更弱，同时健康知识相对匮乏，健康折旧可能更为严重^[26]。互联网的出现使得其能够弥补自身的“弱势化”，

表 8 异质性回归结果

变量	健康折旧							
	年龄异质性				性别异质性		教育异质性	
	15~30岁	31~45岁	46~60岁	>60岁	女性	男性	高中及以下	大专及以上
数字化融入	-0.062 (0.5982)	-0.098* (0.0895)	-0.270*** (0.0000)	-0.099 (0.5273)	-0.177*** (0.0006)	-0.120** (0.0240)	-0.168*** (0.0000)	-0.062 (0.5982)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1403	3108	3609	2206	5344	4998	9883	452

进而更能对健康产生保护作用。

基于受性别的分样本回归结果表明，数字化融入对乡城流动女性的健康保护作用更加显著。可能的原因是，在我国“男主外、女主内”模式下，女性需要维持着个人和家庭的社会关系网络，因此她们更需要，也更愿意主动使用互联网^[27]，数字化对其健康的保护作用也更显著。男性作为农民工的主力军，使用互联网的需要本身更低，故数字化融入对其影响不如女性显著。

基于受教育程度的分样本回归结果表明，数字化融入对高中及以下乡城流动人口的健康保护作用更显著，而在大专及以上学历的人群中不显著。对高中及以下的乡城流动人口来说，其本身健康资本就可能较为薄弱，其流动人口的身份进一步加剧了其遭受健康折旧的可能性，而互联网作为一种获得健康资本的重要渠道，抑制了其健康折旧。基于上述分析，假设 H4 得到验证。

四、结论与建议

当前我国正处于新型城镇化的关键时期，在社会保障、户籍制度等方面陆续出台了一系列城乡融合发展的政策，如居住证制度、城乡医保并轨等，力争破除城乡二元户籍制度所带来的社会不平等现象，本研究从数字化与健康折旧角度为这一问题的解决提供了新的思路，结论如下：数字化融入能够显著地抑制乡城流动人口的健康折旧；在社交、学习与娱乐渠道进行数字化融入能够显著地抑制乡城流动人口的健康折旧；在 27.67 h/w 的数字化融入时长时间范围内，数字化融入对乡城流动人口的健康折旧具有显著的抑制作用，超过该阈值后，数字化融入会加剧健康折旧。数字化融入对健康折旧的抑制作用在中年乡城流动人口、女性乡城流动人口以及高中以下乡城流动人口中更明显。基于研究结论，提出以下三点建议。

首先，继续提升互联网在乡城流动人口中的普及率。基准回归表明，数字化融入对缓解乡城流动人口的“健康劣势”具有重要作用，但在描述性分析中，仅有约三分之一的乡城流动人口使用互联网。随着移动互联网的逐渐普及，数字化融入的门槛已逐渐下降，在我国“数字中国”的建设背景下，应继续推进以互联网为代表的数字技术在各类社会弱势群体中的普及，继续实施互

联网“提速降费”政策，降低数字化融入的成本，让乡城流动人口能够自由地“拥抱”数字时代，尤其是对于中年、女性和受教育程度较低的乡城流动人口。

其次，继续扩大乡城流动人口的数字化融入渠道。虽然目前通过互联网进行学习、娱乐和社交对于大部分城市居民来说已经较为容易，但对于生活在城市的农民群体来说，依然存在一定困难。应继续通过社区教育、短视频科普等方式在乡城流动人口群体中传播互联网的各类功能，培育乡城流动人口使用互联网进行学习、娱乐、社交、就医等思维，通过互联网降低乡城流动人口在城市中的各类社会融入活动的门槛，以真正实现全方位的数字化融入，让健康触手可及。

最后，引导乡城流动人口正确、适当地使用互联网。目前社会对于网络成瘾的防范往往集中于青少年、老年群体中，对于农民这一群体来说同样也需要被重视。在社区宣传教育、网络公益宣传的基础上，营造全社会形成良好、健康的互联网使用氛围，引导乡城流动人口将互联网使用时长控制在每天 4 h 以内，以更好地发挥互联网的作用。

〔参考文献〕

- [1] 牛建林. 人口流动对中国城乡居民健康差异的影响[J]. 中国社会科学, 2013(2): 46.
- [2] 李建民, 王婷, 孙智帅. 从健康优势到健康劣势: 乡城流动人口中的“流行病学悖论”[J]. 人口研究, 2018, 42(6): 46.
- [3] MA C, QU Z, XU Z. Internal Migration and Mental Health: An Examination of the Healthy Migration Phenomenon in China[J]. *Population Research and Policy Review*, 2019(5): 493. DOI: 10.1007/s11113-019-09552-z.
- [4] LU Y, QIN L. Healthy migrant and salmon bias hypotheses: A study of health and internal migration in China[J]. *Social Science & Medicine*, 2014, 102(2): 41. DOI: 10.1016/j.socscimed.2013.11.040.
- [5] TONG Y, PIOTROWSKI M. Migration and Health Selectivity in the Context of Internal Migration in China, 1997-2009[J]. *Population Research & Policy Review*, 2012, 31(4): 497. DOI: 10.1007/s11113-012-9240-y.
- [6] DONG E, XU T, SHI J, BA D, et al. Healthy immigration effect among internal migrants in megacities: a cross-sectional study in Shanghai, China[J]. *Frontiers in Public Health*, 2023(11): 1167697. DOI: 10.3389/fpubh.2023.1167697.

- [7] GROSSMAN M. Determinants of health: an economic perspective[M]. Columbia: Columbia University Press, 2017: 6-41.
- [8] 王玉泽, 罗能生. 空气污染、健康折旧与医疗成本: 基于生理、心理及社会适应能力三重视角的研究[J]. 经济研究, 2020, 55(12): 80.
- [9] 郝枫, 张圆, 李晓红. 中国健康资本内生折旧率估算及成因分析[J]. 人口与发展, 2020, 26(2): 36.
- [10] LIU H. Health depreciation effect and medical cost effect of air pollution: based on multidimensional health perspective[J]. Air Quality, Atmosphere & Health, 2022, 15(5): 877. DOI: [10.1007/s11869-022-01189-w](https://doi.org/10.1007/s11869-022-01189-w).
- [11] 李竞博, 李怡. 互联网使用对空巢老人健康的影响: 基于年龄-时期-队列模型的分析[J]. 人口研究, 2024, 48(2): 60.
- [12] 贾玮, 刘磊. 数字鸿沟与青年心理健康: 基于CFPS数据的实证分析[J]. 人口与发展, 2023, 29(6): 43.
- [13] 杨克文, 赵敏娟. 互联网使用、就业表现与农民健康: 基于2016年中国劳动力动态调查数据的研究[J]. 中国经济问题, 2022(2): 121. DOI: [10.19365/j.issn1000-4181.2022.02.09](https://doi.org/10.19365/j.issn1000-4181.2022.02.09).
- [14] 徐海东, 周皓. 过度劳动、健康折旧与收入补偿[J]. 劳动经济研究, 2021, 9(3): 3.
- [15] 吴晶, 周彩. 互联网使用对农民工工作满意度的影响及其机制: 基于CFPS面板数据的实证研究[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2023, 24(3): 65. DOI: [10.13331/j.cnki.jhau\(ss\).2023.03.008](https://doi.org/10.13331/j.cnki.jhau(ss).2023.03.008).
- [16] 陈培彬, 黄美娇. 互联网使用能抑制农村老年人的抑郁倾向吗?[J]. 西安电子科技大学学报(社会科学版), 2023, 33(2): 65. DOI: [10.16348/j.cnki.cn61-1336/c.2023.02.014](https://doi.org/10.16348/j.cnki.cn61-1336/c.2023.02.014).
- [17] 靳永爱, 胡文波, 冯阳. 数字时代的互联网使用与中老年人生活: 中国老年群体数字鸿沟与数字融入调查主要数据结果分析[J]. 人口研究, 2024, 48(1): 40.
- [18] 穆克朗, 王东方, 欧阳萱, 等. 大学生网络成瘾与抑郁症状的关系: 一个链式中介模型[J]. 中国临床心理学杂志, 2024, 32(3): 526. DOI: [10.16128/j.cnki.1005-3611.2024.03.007](https://doi.org/10.16128/j.cnki.1005-3611.2024.03.007).
- [19] 马晓青, 谢晖, 曾春璐, 等. 使用互联网及久坐行为对老年人社会参与的影响[J]. 中华全科医学, 2024, 22(8): 1292. DOI: [10.16766/j.cnki.issn.1674-4152.003619](https://doi.org/10.16766/j.cnki.issn.1674-4152.003619).
- [20] 洪灏琪, 宁满秀, 罗叶. 城乡居民医保整合是否抑制了农村中老年人健康损耗?[J]. 中国农村经济, 2021(6): 128.
- [21] 曹江雨, 王忠军, 唐云, 等. 组织管理研究中的控制变量使用: 问题与策略[J]. 中国人力资源开发, 2020, 37(8): 48. DOI: [10.16471/j.cnki.11-2822/c.2020.8.004](https://doi.org/10.16471/j.cnki.11-2822/c.2020.8.004).
- [22] 姜山, 蒋潮鑫, 任强. 数字融入、社会资本与老年心理健康: 基于中国老年社会追踪调查的实证研究[J]. 治理研究, 2022, 38(5): 25. DOI: [10.15944/j.cnki.33-1010/d.2022.05.012](https://doi.org/10.15944/j.cnki.33-1010/d.2022.05.012).
- [23] 易梦洁, 李嘉晟. 互联网社交与个人捐赠: 基于CFPS微观调查数据的实证研究[J]. 投资研究, 2023, 42(3): 121.
- [24] 李小曼, 张怡, 邓大松. 参军经历、社会资本对老年人自评健康的影响[J]. 社会保障研究, 2023(6): 20. DOI: [10.3969/j.issn.1674-4802.2023.06.002](https://doi.org/10.3969/j.issn.1674-4802.2023.06.002).
- [25] 吴旭红, 谢舒婕. 互联网使用、老年人健康与适老化应对: 基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的实证研究[J]. 电子政务, 2024(5): 101. DOI: [10.16582/j.cnki.dzzw.2024.05.010](https://doi.org/10.16582/j.cnki.dzzw.2024.05.010).
- [26] 周建华, 孙艳飞. 代际转换视角下老一代农民工弱势化趋向及发生机制[J]. 农村经济, 2020(9): 130.
- [27] 范从波, 温勇. 互联网使用对中老年人健康的影响研究[J]. 西北人口, 2023, 44(3): 80. DOI: [10.15884/j.cnki.issn.1007-0672.2023.03.007](https://doi.org/10.15884/j.cnki.issn.1007-0672.2023.03.007).