

互联网使用对低龄留守儿童自我管理能力的门槛效应研究

雷万鹏 尹珺瑶

【摘要】基于湖北省8县(区)3791名小学生调查,从互联网使用条件、使用偏好和使用时长等维度探讨了互联网使用对低龄留守儿童自我管理能力的影 响。研究发现,互联网使用条件对低龄留守儿童自我管理 能力没有显著影响,互联网使用偏好和时长对低龄留守 儿童自我管理 能力有显著影响,儿童上网学习时 长对儿童自我管理 能力有显著的门槛效应。因此,应合理引导低龄儿童互联网使用偏好,规范互联网使用 时间和上网学习时 间以增进留守儿童信息素养;全方位关心支持低龄留守儿童身心健康发展,减少其网 络依赖,提升低龄留守儿童自我管理 能力。

【关键词】自我管理 能力;互联网使用;低龄留守儿童;门槛效应

【作者简介】雷万鹏,尹珺瑶,华中师范大学教育学院、基础教育研究中心(湖北 武汉 430079)。

【原文出处】《华中师范大学学报》:人文社会科学版(武汉),2024.1.156~164

【基金项目】研究阐释党的十九届六中全会精神国家社会科学基金重大项目“推进义务教育均衡发展和 城乡一体化研究”(22ZDA095)。

一、引言

留守儿童发展直接影响乡村人力资本投资和 乡村振兴,在中国式现代化发展进程中留守儿童健 康成长有助于阻断贫困代际传递,缩小城乡差距, 推进社会共同富裕。由于缺少父母陪伴与日常监 管,留守儿童自我管理 能力令人担忧。小学低龄段 留守儿童正处于自我管理 能力形成的关键期,若抓 住这一关键期培养其自我管理 能力,将对其健康发 展发挥重要作用。

所谓自我管理 能力,是指人在不同的场景中能够 有效调节情绪、思想和行为的能力^①,它体现在习 惯养成、情绪控制、自我激励、延迟满足等方面^②。 多项实证调研结果表明,留守儿童沉迷手机的现象 屡见不鲜,留守儿童网络沉迷问题相当严重^③。在 智能时代,留守儿童网络使用对其自我管理 能力的 影响是一个值得关注的话题。研究表明,互联网使 用时长对人的自我控制有影响^④,网络娱乐时间过 长会增加儿童沉迷网络的风险^⑤。为规范未成年人 网络使用,营造良好的网络生态,2018年教育部办 公厅发布的《关于做好预防中小学生沉迷网络教育

引导工作的紧急通知》进一步强调预防中小 生沉迷网络的重要性和紧迫性,2020年新修订的《中 华人民共和国未成年人保护法》强调家长对未成 年人互联网使用的引导和监督,2021年发布的《中 国儿童发展纲要》提出对未成年人网络服务进行重 点整治。

引导儿童合理使用互联网,首要问题是如何衡 量网络使用“度”的问题。对于低龄留守儿童而言, 互联网使用如何影响其自我管理 能力,如何扬互联 网之长而避其短,发挥互联网使用之于低龄留守 儿童发展的积极效应,这些问题还有待深入探究。 有研究表明,人们普遍难以控制上网时间,网络使 用的时间管理是最令人担忧的问题^⑥。本文在关注互 联网使用条件、网络使用偏好对低龄留守儿童自 我管理 能力影响的基础上,重点探究上网时长(包 括上网学习时长)对低龄留守儿童自我管理 能力 的影响,从网络使用适度的视角探讨低龄留守 儿 童上网学习时长的门槛效应问题。

二、文献综述

儿童自我管理 能力发展受多种因素影响。个

体意识、兴趣和行为对儿童自我管理能力有重要影响,互联网使用作为家庭场景中的儿童个体行为,对儿童自我管理能力发展起着重要作用。Yan 和 Fischer 提出的相互作用模型表明,互联网与人的发展是相互作用的动态过程^⑦。互联网作为传播媒介,将社会文化信息传递给个人,个人在内化网络信息的同时建构新的网络信息,网络也成了社会文化的一部分,互联网在社会知识内化与双向建构的动态过程中,对人的发展发挥着重要作用。

互联网使用对儿童发展的影响是把“双刃剑”,对儿童身体发育、认知能力与非认知能力发展有积极的一面,也有消极的影响。有研究表明,互联网使用对儿童发展是有益的,互联网降低了儿童学习、娱乐和社会活动成本^⑧,网络的开放性有助于留守儿童打破时空限制,也为亲子分离下的人际交往创建了新的社会情境^⑨。在家使用互联网能让儿童更好地完成作业、提高学业成绩,互联网使用与儿童认知能力有显著的正相关^⑩。“富者更富”模型与“社会补偿”模型认为互联网使用有益于个体主观幸福感提升^⑪。“富者更富”模型表明,个体社会化程度越高,越善于利用网络来加强社会联系,在互联网使用中得到的益处也更多。“社会补偿”模型则认为互联网为缺乏社会支持的个体提供了新的社交机会,起到了社会补偿的作用。比如,性格内向的青少年更愿意在线社交,有社交焦虑的青少年更容易形成在线友谊关系。在互联网使用偏好上,Young 针对儿童上网学习行为,提出互联网调节下的学习模型(Internet - Mediated Learning Model),其核心理念在于,将学习视作个体认知、互联网和社会文化三者交互作用的过程。研究证实,在儿童上网学习过程中,互联网作为具有文化价值的认知工具会对儿童认知与非认知能力产生重要影响^⑫。

针对互联网之于儿童发展的乐观积极取向,也有学者持相反观点,认为互联网使用对儿童发展有消极影响。有学者批评互联网替代了更积极和更有效的学习形式,过分强调学习形式而不注重学习内容^⑬。从儿童身体健康角度看,过度上网导致儿童视力水平下降,不利于颈椎和腰椎发育^⑭。在认知能力发展方面,有学者认为在家上网对儿童学业成绩有负向影响,互联网使用的社交偏好也对学业成绩有负向影响^⑮。置换假设^⑯(Displacement Hy-

pothesis)强调,互联网使用时间越长,儿童参加有益的社会活动的时间就越少,留守儿童课外时间被网络占据,进一步削弱其社会交往意愿与机会,由此会对儿童社会情感能力发展产生负向影响^⑰。与非留守儿童相比,农村留守儿童情绪更不稳定,更容易受到焦虑、抑郁、孤独等负向情绪影响^⑱,低龄留守儿童的情绪问题更加突出^⑲,他们往往更容易产生负面情绪。尽管互联网作为信息获取和交往工具,为留守儿童求知、娱乐和社交活动提供了更多可能性,一定程度上能够弥补留守儿童孤独感,但因缺乏科学引导,低龄留守儿童容易对网络过度依赖。

以上文献表明,互联网使用会对低龄留守儿童发展产生了不同的影响,各种研究结论的不一致可能表明互联网使用与留守儿童发展的关系具有复杂性。相对而言,数字适恰假说^⑳(Digital Goldilocks Hypothesis)对本研究有更大启示。数字适恰假说关注互联网使用时长的限度问题,认为儿童适度使用互联网是有益的。该假说采用预注册重复实验的分析策略,对12万名英国青少年进行实证分析,探究数字屏幕时间(包含电脑、手机等数字媒介使用)与青少年心理健康(包含幸福感、生活满意度、心理功能和社会功能)的关系。与以往研究所发现的负线性关系不同,该研究发现两者间存在二次曲线关系。具体而言,用网时长与儿童心理健康的关系曲线存在一个拐点,在未达到阈值时,儿童耗费在各种形式的数字屏幕时间与心理健康之间呈正相关关系或不相关,而屏幕使用时长达到阈值后,所有类型的数字屏幕使用时间与儿童心理健康之间都呈负相关关系。

数字适恰假说关于互联网使用时长与儿童心理健康之间呈非线性关系的研究结论给予我们很大的启发。在已有研究的基础上,本文系统探究低龄留守儿童互联网使用条件、使用偏好与使用时长对其自我管理能力发展的影响,并重点探讨上网学习时长对低龄留守儿童自我管理能力影响的限度(阈值)问题,希望有助于深化人们对留守儿童合理使用网络问题的思考。

三、研究设计

2019年华中师范大学课题组对湖北省8县(区)64所小学进行了实地调研,此次调研对象包

括 15 所城区小学、15 所乡镇小学和 34 所农村小学,对 3791 名三年级小学生及其就读学校校长进行了问卷调查,儿童样本的年龄主要集中在 9—10 岁。本文使用的数据主要来源于此次调研。

儿童样本信息主要包含个体信息、家庭情况、课外活动安排、儿童自我管理能力和发展等内容。根据儿童填答的“父母外出工作情况”,将“父母一方外出”或“父母双方外出”的样本界定为留守儿童样本,低龄留守儿童有效样本量为 2221 份。其中,男生占 55.83%,父母一方外出的留守儿童占 47.82%,62.08% 的留守儿童在乡村或乡镇学校就读。

(一) 研究假设

本文着重探讨互联网使用条件、使用偏好、使用时长对低龄留守儿童自我管理能力和发展的影响,研究基本假设是:

假设 1:互联网使用条件对低龄留守儿童自我管理能力和发展有显著正向影响;

假设 2:互联网使用的信息获取偏好对低龄留守儿童自我管理能力和发展有显著正向影响;

假设 3:互联网使用时长对低龄留守儿童自我管理能力和发展有显著负向影响;

假设 4:上网学习时长对低龄留守儿童自我管理能力和发展有显著正向影响,但存在门槛效应。

(二) 变量界定

1. 被解释变量

被解释变量为自我管理能力和发展,由问卷中设置的李克特四级量表测量。该量表包含“日常习惯养成”“不良诱惑抵制”和“冲动情绪控制”三个维度,选项由“非常不像我”到“非常像我”依次赋值 1—4 分,各维度内选项间显著相关(KMO 值为 0.8609, Bartlett 检验卡方值为 14284.798, $p < 0.001$)。通过主成分分析法提取一个连续变量,转换为一个从 0 到 100 的连续变量,数值越大说明自我管理能力和发展越强。

在 3791 份儿童样本中,自我管理能力和发展得分均值为 67.98,儿童自我管理能力和发展得分呈偏正态分布。留守儿童自我管理能力和发展得分均值为 66.89,低于全部学生得分均值,非留守儿童自我管理能力和发展的平均得分均为 69.49,显著高于留守儿童。留守儿童的自我管理能力和发展得分呈偏正态分布,大致与全部儿童的自我管理能力和发展得分分布相似,但相对离散,个体差

异较大。

2. 解释变量

为探讨互联网使用对低龄留守儿童自我管理能力和发展的影响,需要从数据中提取互联网使用相关指标构造一个关键的核心解释变量,以此衡量低龄留守儿童互联网使用水平。相关研究表明,互联网使用条件、互联网使用偏好、互联网使用时长与互联网使用态度是评价互联网使用水平的重要维度^②。考虑到互联网使用态度与儿童自我管理能力和发展的内生性较强,因此仅从前三个方面来衡量互联网使用水平,并将使用偏好分为信息获取偏好、社交偏好与娱乐偏好。具体指标如下:

(1) 互联网使用条件。虽然目前中国家庭的互联网接入与网络设备已经基本普及,但有些家庭仍不具备儿童上网条件,因此对互联网使用条件的测量具有现实必要性。互联网使用条件主要由儿童家庭可用于上网的设备条件来测量,将问卷设置的 4 题项得分合计作为互联网使用条件得分,分数越高表明互联网使用条件越好。在 2221 份低龄留守儿童样本中,互联网使用条件得分最小值为 2,最大值为 10,均值为 5.58,标准差为 1.74,整体呈正态分布。

(2) 互联网使用偏好。信息获取偏好,指儿童倾向于使用网络查找学习资料或观看视频课程、看新闻或查找有用信息等;社交偏好,指儿童倾向于使用网络聊天、用网站展示个人作品、使用电子邮箱等;娱乐偏好,指儿童倾向于使用网络玩游戏、看视频等。将学生问卷“你用手机或电脑上网主要做什么(可多选)”题目选项每项赋值 1 分,参考马军旗等人对互联网使用方式的分类,将互联网使用偏好分为信息获取偏好、社交偏好和娱乐偏好^②,进而比较三类偏好得分,取得分最高者作为该样本的主要偏好。在低龄留守儿童样本中,信息获取偏好占比 34.13%,社交偏好占比 5.72%,娱乐偏好占比最高,达到 60.15%。

(3) 互联网使用时长。将学生问卷中儿童每周上网学习和娱乐的时间合计作为儿童每周的互联网使用总时长。低龄留守儿童每周上网时间主要集中在 0—2 小时左右,有 605 名低龄留守儿童每周上网时间为 0,40 名低龄留守儿童每周上网超过 10 小时。低龄留守儿童上网学习与娱乐时长的分布

情况与上网总时长分布情况基本一致,上网学习时长均值为 1.13 小时,标准差为 1.84,上网娱乐时长均值为 0.69 小时,标准差为 1.59。

3. 控制变量

在已有研究基础上,本文对可能影响低龄留守儿童自我管理能力的因素进行控制。个体层面变量包括儿童的性别和年龄。研究表明,互联网使用对儿童发展的影响受到性别的调节作用^③,儿童自我管理能力在年龄上有显著差异^④。家庭层面变量主要包括家庭社会经济文化资本指数(家庭 ESCS)^⑤,亲子关系,父母陪伴以及家庭教养方式^⑥。班级层面变量主要包括班级规模和同伴交往;将班级变量从学校变量中分离后,以学校位置、学校质量两个指标作为学校变量。具体变量界定见表 1。

(三) 模型设定

本文采用多元线性回归模型探讨互联网使用对于低龄留守儿童自我管理能力的影 响,在此基础上运用工具变量法解决模型的内生性问题,并探讨低龄留守儿童每周上网学习时长对其自我管理能力影响的门槛效应。回归模型如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \mu_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Y_i 表示被解释变量低龄留守儿童自我管理能力, X_{1i} 、 X_{2i} 、 X_{3i} 表示解释变量低龄留守儿童互联网使用条件、时长和偏好, X_{ki} 表示个体、家庭、班级、学校层面的控制变量。

在构建互联网使用与低龄留守儿童自我管理能力计量模型过程中,为解决变量内生性问题,尝

表 1 变量界定与测量

变量名称	变量界定	均值	标准差
因变量			
自我管理能力	自我管理能力计算得分:0 - 100	67.98	17.52
自变量			
互联网使用条件	4 题项得分合计:0 - 8	5.80	1.72
互联网使用偏好	6 题项分三类计算得分,选择得分最高类型作为使用偏好	2.26	0.94
互联网使用时长	上网学习与上网娱乐时长合计,连续变量	1.83	3.94
门槛变量			
上网学习时长	学生自填,连续变量	1.16	2.19
个体变量			
性别	男生 = 0;女生 = 1	0.46	0.50
年龄	连续变量	9.21	0.61
家庭变量			
家庭社会经济文化资本指数	综合学历、职业、经济资本、文化资本得分合计:0 - 100	45.79	14.98
亲子关系	综合维度得分合计:2 - 10	8.63	1.64
家庭教养方式	13 题项分三类计算得分,选择得分最高类型作为教养方式	2.08	0.59
父母陪伴	综合维度得分合计:0 - 40	21.94	10.16
班级变量			
班级规模	年级学生总人数除以班级数所得,按班额标准划分:1 - 4	3.07	1.07
同伴交往	学生自填班上好朋友数量占班级人数比例	0.14	0.19
学校变量			
学校位置	农村学校 = 0;城市学校 = 1	0.44	0.50
学校质量	较差 = 1;中下 = 2;中等 = 3;中上 = 4;最好 = 5	4.23	0.72

注:(1) N = 2221;(2) 表中二分虚拟变量对应的均值(×100)表示该变量中取值为 1 的样本占比。

试构造工具变量,采用二阶段最小二乘法(2SLS)进行检验,通过两次线性回归解决解释变量与被解释变量双向影响的问题。工具变量模型如下:

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{i1} + \gamma_2 Z_{i2} + \gamma_3 Z_{i3} + \xi$$

$$s_i^* = \beta_0 + \beta_1 Y_{i1} + \beta_2 Y_{i2} + \beta_3 Y_{i3} + \mu_i, s_i = 1[s_i^* > 0]$$

s_i^* 是一个潜在变量,如果 $s_i^* > 0$,则 $s_i = 1$ 。 Z_i 是工具变量, ξ 是随机误差项。这里, $\text{Cov}(Z_i, \mu_i) = 0$, $\text{Cov}(\xi, \mu_i) = 0$,且 $\text{Cov}(Z_i, Y_i) \neq 0$ 。

基于已有文献与课题组实地调研,本文尝试使用低龄留守儿童学习兴趣得分(Z_1)作为信息获取偏好的工具变量,互联网使用条件(Z_2),即家庭为低龄留守儿童提供的互联网设备^②,作为上网学习时长的工具变量,以论证互联网使用与低龄留守儿童自我管理能力的因果关系。

工具变量既要保证与内生变量的相关性,又要满足外生性条件。工具变量倾向于选择个人特征相关的人口学变量,比如人格与非认知能力^③,本文选取了低龄留守儿童学习兴趣得分^④(属于非认知能力范畴)作为工具变量。课题组实地调研发现,有学习兴趣的低龄留守儿童倾向于上网学习知识,但低龄留守儿童学习兴趣与自我管理能力没有直接关系。参考丁继红等人的研究^⑤,将低龄留守儿童家庭所具备的网络硬件设施作为低龄留守儿童上网学习时长的工具变量,家庭互联网使用条件制约着低龄留守儿童使用互联网的时间,而不会直接影响低龄留守儿童自我管理能力。因此,在理论层面选取这两组工具变量符合工具变量选择的相关性与外生性的要求^⑥,具有一定的合理性。

受数字适恰假说启发,本文探究上网学习时长与低龄留守儿童自我管理能力之间的关系是否存在拐点,是否以分段函数形式出现,我们尝试使用门槛效应回归模型,选择上网学习时长作为门槛变量,探寻低龄留守儿童每周上网学习时长对其自我管理能力影响的门槛效应。具体模型如下:

$$y_{ii} = \beta'_1 x_{ii} + \varepsilon_{ii} q_{ii} \leq \gamma$$

$$y_{ii} = \beta'_2 x_{ii} + \varepsilon_{ii} q_{ii} > \gamma$$

其中, y_{ii} 是被解释变量低龄留守儿童自我管理能力, x_{ii} 是解释变量上网学习时长, q_{ii} 为门槛变量, γ 为门槛值,根据估计门槛值 γ 将样本分成两组,随机误差项 $\varepsilon_{ii} \sim \text{iid. } N(0, \sigma^2)$,即假设 ε_{ii} 服从均值为

0,方差为 σ^2 的有限独立同分布^⑦。

四、研究结果

(一) 回归分析

模型1包含控制变量与被解释变量,模型2、3、4分别在模型1的基础上加入解释变量“互联网使用条件”“互联网使用时长”与“互联网使用偏好”,模型5为完整模型,在模型1基础上放入所有解释变量,模型6放入门槛变量,进行门槛回归分析。具体回归结果见下页表2。

模型1为全部控制变量对被解释变量的影响。模型2在模型1的基础上加入了“互联网使用条件”,整体解释力没有明显变化。回归结果表明,互联网使用条件对留守儿童自我管理能力发展没有统计上的显著性,假设1不成立。

模型3则是在模型1的基础上加入了“互联网使用偏好”,以娱乐偏好组为对照组,探究信息获取偏好与社交偏好对低龄留守儿童自我管理能力的影 响。回归结果显示,互联网使用偏好对低龄留守儿童自我管理能力有显著影响,相对于娱乐偏好,社交偏好的影响没有显著差异,信息获取偏好对低龄留守儿童自我管理能力发展有积极影响,且这种影响具有统计上的显著性,假设2得到验证。

模型4是在模型1的基础上加入了“互联网使用时长”。结果显示,低龄留守儿童互联网使用时长对其自我管理能力有显著负向影响;低龄留守儿童每周上网时间延长1小时,其自我管理能力将降低约0.65个单位,验证了假设3。

模型5显示,互联网使用偏好、互联网使用时长在一定程度上对低龄留守儿童的自我管理能力产生显著影响,使用时长有负向影响,信息获取偏好对低龄留守儿童自我管理能力发展的影响更积极,娱乐偏好更不利于低龄留守儿童自我管理能力的形成。在控制相关变量的情况下,家庭教养方式、亲子关系、同伴交往等因素对低龄留守儿童自我管理能力有显著影响,这表明家庭和学校在培养低龄留守儿童的自我管理能力方面发挥了重要作用。

模型6将模型5的解释变量“互联网使用时长”替换为门槛变量“上网学习时长”,以此分析留守儿童每周上网学习时长对其自我管理能力影响的门槛效应。分析结果表明,低龄留守儿童每周上网学习时长对自我管理能力发展有显著正向影响;

表 2 互联网使用对低龄留守儿童自我管理能力的影

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	基准模型	使用条件模型	使用偏好模型	使用时长模型	完整模型	上网学习时长模型
互联网使用条件		-0.009 (0.307)			0.134 (0.307)	0.116 (0.308)
互联网使用偏好 (以娱乐偏好为参照)						
信息获取偏好			4.072*** (0.825)		4.378* (0.838)	4.607*** (0.841)
社交偏好			-1.764 (1.618)		-1.097 (1.669)	-0.868 (1.663)
互联网使用时长				-0.652*** (0.143)	-0.629*** (0.143)	
上网学习时长						0.577*** (0.204)
控制变量	√	√	√	√	√	√
N	1,860	1,804	1,860	1,804	1,771	1,771
R ²	0.142	0.143	0.155	0.152	0.160	0.160

注:(1)括号内为标准误;(2)显著性水平:* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$,下同。

低龄留守儿童上网学习时长每增加 1 个单位,自我管理能力上升约 0.6 个单位。

具变量较为合理,通过工具变量模型所得检验结果具有一定的可信度。

(二) 内生性问题与工具变量分析

为解决互联网使用对低龄留守儿童自我管理能力影响的内生性问题,本文尝试使用低龄留守儿童学习兴趣得分与互联网使用条件来构造工具变量。2SLS 工具变量回归的第一阶段回归结果显示^③,低龄留守儿童的学习兴趣得分与互联网使用的信息获取偏好显著相关,即学习兴趣较高的低龄留守儿童更倾向于利用互联网查找资料;同时,互联网使用条件与上网学习时长显著负相关,即家庭环境中不具备上网条件的低龄留守儿童,上网学习的时间也较少。

比较线性回归模型与 2SLS 工具变量回归模型,我们发现,信息获取偏好显著提升低龄留守儿童自我管理能力,上网学习时长对低龄留守儿童自我管理能力有显著正向影响。

(三) 门槛效应分析

为探讨不同上网学习时长与低龄留守儿童自我管理能力之间的关系,我们采用门槛效应模型进行分析。首先进行门槛效应显著性检验,采用每周上网学习时长变量,依次对无门槛、单个门槛、双重门槛进行显著性检验,检验结果见表 3。

经弱工具变量检验,F 检验值均大于 10,说明不存在弱工具变量,低龄留守儿童学习兴趣得分(Z_1)与信息获取偏好(X_1)具有相关性,互联网使用条件(Z_2)与上网学习时长(X_2)具有相关性,满足工具变量选取的相关性条件。Hansen 过度识别检验结果表明,工具变量与误差项不相关,满足工具变量选取的外生性条件。整体上,本文选取的工

结果显示,低龄留守儿童每周上网学习时长的单一门槛效应显著,平均每周上网时间与低龄留守儿童自我管理能力存在非线性关系,两者之间关系存在显著的门槛效应(单一门槛效应)。当低龄留守儿童上网学习时长达到门槛值时,上网学习时间对自我管理能力发展的作用效应发生显著变化,这也印证了数字适恰假说所提出的网络使用时长的平衡点问题。研究表明:上网学习时长对低龄留守

表 3

门槛效应自抽样检验结果

变量	模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					1%	2%	3%
上网学习时长	单一门槛	33.066***	0.000	2000	6.796	3.626	2.613
	双重门槛	17.975	0.257		6.704	3.862	2.775

儿童自我管理影响存在的门槛值是 3 小时 (G1), 据此可将低龄留守儿童每周平均上网学习时长划分为 2 个区间: 上网学习时长 < G1、上网学习时长 ≥ G1。门槛回归分析结果见表 4。

表 4 门槛回归分析

	上网学习时长 < G1	上网学习时长 ≥ G1
互联网使用条件	0.586 (0.392)	0.811 (0.568)
互联网使用偏好 (以娱乐偏好为参照)		
信息获取偏好	6.100*** (1.120)	4.319** (1.832)
社交偏好	3.738* (2.215)	-1.650 (3.407)
控制变量	√	√
N	851	103
R ²	0.179	0.285

从表 4 可以看出, 估计门槛值 3 小时将样本分为两个区间, 区间 1 包含上网学习时长少于 3 小时的样本, 区间 2 包含上网学习时长超过 3 小时的样本。相对而言, 上网学习时长少于 3 小时的低龄留守儿童, 信息获取偏好的积极影响更显著, 社交偏好对其自我管理能力有显著的正向影响。可见, 低龄留守儿童每周上网学习时间控制在 3 小时内更有利于其自我管理能力发展。

五、主要结论与启示

(一) 研究结论

第一, 互联网使用条件对低龄留守儿童自我管理能力没有显著影响。对此结果可能的解释是, 由于样本地区家庭基本普及了互联网, 因此互联网使用条件对低龄留守儿童自我管理能力没有显著影响。第二, 信息获取偏好对低龄留守儿童自我管理能力有显著正向作用。相对娱乐偏好和社交偏好而言, 信息获取偏好有利于儿童自我管理能力的发

展。在控制其他变量的情况下, 喜欢上网看书、看新闻的低龄留守儿童与乐于上网打游戏的低龄留守儿童, 其自我管理能力有显著差异。第三, 互联网使用时长对低龄留守儿童自我管理能力有显著负向影响。低龄留守儿童上网时间越长, 自我管理能力发展水平越低, 这表明长时间上网不利于低龄留守儿童自我管理能力发展。第四, 上网学习时长对低龄留守儿童自我管理能力有显著正向影响, 且存在门槛效应。这表明, 低龄留守儿童上网学习时间也是有限度的。

研究发现, 上网学习对低龄留守儿童自我管理能力提升产生显著正向影响, 但上网学习时长并非越长越好, 而是存在一个合理的时间限度, 本文得出的门槛值是每周 3 小时。如何理解此阈值? 基于田野调查发现, 样本中 58.42% 的农村低龄留守儿童在周一至周五放学后没有使用网络, 大部分家长和监护人在访谈时也表示只允许孩子在周末用家长手机上网。由此我们可以推断, 农村低龄留守儿童上网学习时间主要集中在周六和周日。本研究得出的门槛值为 3 小时可以理解为, 低龄留守儿童周末上网学习的合理限度约为每天一个半小时。

本文的阈值分析结论的意义体现在, 互联网之于低龄留守儿童的积极影响需以合理控制上网时间为前提, 即使是儿童用于学习的上网时间也必须有一个限度。由于本文的数据来自于 2019 年无疫情的常态环境下的调研, 研究结论更适合于低龄留守儿童常态的互联网使用状态。

此外, 低龄留守儿童发展涉及多个维度, 互联网使用除了对儿童自我管理能力有影响外, 也会影响儿童的视力、学业成绩和社会情感能力等。要科学评估互联网对低龄留守儿童的影响, 需要多视角、更全面的研究, 从这个意义上看, 本文基于自我管理能力发展视角的研究有一定的局限性, 但毋庸置疑的是, 本文以低龄留守儿童上网学习时长的阈值分析为切入点是一个有意义的尝试。

(二) 研究启示

尽管政府和社会对于留守儿童网络沉迷问题的重视和治理正在逐步加强,但如何有效治理还需要科学研究的证据。本文的发现对于培养低龄留守儿童的互联网信息获取偏好,合理把控低龄留守儿童上网时长,提高低龄留守儿童自我管理能力和重要启示:第一,加强对低龄留守儿童互联网使用的科学引导。研究发现,适度使用互联网查找资料、获取信息对低龄留守儿童自我管理能力和发展有显著的积极影响,如何引导低龄留守儿童科学上网以提升其自我管理能力和值得关注的议题。提高低龄留守儿童的信息素养尤为重要,应从互联网偏好选择与时长控制两方面入手,从小培养留守儿童上网查找学习资料的兴趣和能力的,合理控制低龄留守儿童上网学习时长,从小培养留守儿童良好的学习习惯和上网习惯。第二,要全方位关心支持留守儿童身心健康发展。低龄留守儿童的网络依赖,一定程度上与其在现实生活中缺乏情感交流和社会交往有关,学校、家庭和社会需要为留守儿童创造更多屏幕之外的连接,构建学校家庭社会协同育人体系,让孩子在真实的生活感受到关心和关爱。因此,家长及监护人应投入更多时间与精力陪伴孩子,更多关注孩子的情绪感受;教师应加强对留守儿童的关心和爱护;社区应加强家长学校及留守儿童关爱中心建设,常态化开展留守儿童关爱帮扶活动,为留守儿童健康成长营造良好的社会支持系统和教育生态。要重点发挥学校的主阵地作用,改革教师评价体系,在评价体系中赋予乡村教师关爱留守儿童等弱势群体以更多的权重,激励更多教师“为学生成长而教”而不仅仅是“为个人成就而教”。

注释:

①参见《人民日报关注留守儿童沉迷手机:如何与手机共处》,2023年8月22日, <https://wap.peopleapp.com/article/7179134/7024557>,2023年8月22日。

②参见 CASEL, *Safe and Sound: An Educational Leader's Guide to Evidence - Based Social and Emotional Learning Programs—Illinois Edition*, Chicago: Author, 2005, p. 68.

③参见《人民日报关注留守儿童沉迷手机:如何与手机共处》,2023年8月22日, <https://wap.peopleapp.com/article/>

7179134/7024557,2023年8月22日。

④参见 K. S. Young, "Internet Addiction: The Emergence of a New Clinical Disorder," *Cyber Psychology & Behavior*, vol. 1, no. 3, 1998, pp. 237 - 244.

⑤参见 J. L. Vigdor et al. , "Scaling the Digital Divide: Home Computer Technology and Student Achievement," *Economic Inquiry*, vol. 52, no. 3, 2014, pp. 1103 - 1119.

⑥参见 L. Reinecke and W. Hofmann, "Slacking off or Winding Down? An Experience Sampling Study on the Drivers and Consequences of Media Use for Recovery versus Procrastination," *Human Communication Research*, vol. 42, no. 3, 2016, pp. 441 - 461.

⑦参见 Zheng Yau and Kurt W. Fischer, "How Children and Adults Learn to Use Computers: A Developmental Approach," *New Directions for Child and Adolescent Development*, vol. 105, 2004, pp. 41 - 61.

⑧参见 J. L. Vigdor et al. , "Scaling the Digital Divide: Home Computer Technology and Student Achievement," *Economic Inquiry*, vol. 52, no. 3, 2014, pp. 1103 - 1119.

⑨参见郑欣、高倩:《社交茧房:智能手机与留守儿童社会交往研究》,《江西师范大学学报(哲学社会科学版)》2021年第6期。

⑩参见 P. Attewell et al. , "Computers and Young Children: Social Benefit or Social Problem?," *Social Forces*, vol. 82, no. 1, 2003, pp. 277 - 296.

⑪参见 R. Kraut et al. , "Internet Paradox Revisited," *Journal of Social Issues*, vol. 58, no. 1, 2002, pp. 49 - 74.

⑫参见 K. Young, "Toward a Model for the Study of Children's Informal Internet Use," *Computers in Human Behavior*, vol. 24, no. 2, 2008, pp. 173 - 184.

⑬参见 C. Stoll, *Silicon Snake Oil: Second Thoughts on the Information Highway*, Doubleday: Anchor, 1996, pp. 41 - 59; 王清华、郑欣:《数字代偿:智能手机与留守儿童的情感社会化研究》,《新闻界》2022年第3期。

⑭参见 R. Telama et al. , "Physical Activity from Childhood to Adulthood: A 21 - Year Tracking Study," *American Journal of Preventive Medicine*, vol. 28, no. 3, 2005, pp. 267 - 273.

⑮参见 V. Senthil, "Does the More Internet Usage Provide Good Academic Grades?," *Education and Information Technologies*, vol. 23, no. 6, 2018, pp. 2901 - 2910.

⑯参见 S. B. Neuman, "The Displacement Effect: Assessing the Relation between Television Viewing and Reading Performance," *Reading Research Quarterly*, vol. 23, no. 4, 1988, pp. 414 - 440.

⑰参见 C. Chen et al. , "Social - Emotional Learning Competencies and Problematic Internet Use among Chinese Adolescents: A Structural Equation Modeling Analysis," *International Journal of*

Environmental Research and Public Health, vol. 18, no. 6, 2021, p. 17.

⑮参见雷万鹏、李贞义:《教师支持对农村留守儿童非认知能力的影响——基于 CEPS 数据的实证分析》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》2020 年第 6 期。

⑯参见傅小兰、张侃:《中国国民心理健康调查报告(2019 - 2020)》,北京:社会科学文献出版社,2020 年,第 187 - 219 页。

⑰参见 A. K. Przybylski and N. Weinstein, "A Large - Scale Test of the Goldilocks Hypothesis," *Psychological Science*, vol. 28, no. 2, 2017, pp. 204 - 215.

⑱参见陈阳、郭玮琪:《乡村青少年的数字资本与互联网使用研究》,《新闻大学》2022 年第 8 期。

⑲参见马军旗、乐章:《互联网使用对农村居民幸福感的影响研究》,《调研世界》2019 年第 8 期。

⑳参见 P. Attewell et al., "Computers and Young Children: Social Benefit or Social Problem?," *Social Forces*, vol. 82, no. 1, 2003, pp. 277 - 296.

㉑参见 H. Paik and G. Comstock, "The Effects of Television Violence on Antisocial Behavior: A Meta - Analysis," *Communication Research*, vol. 21, no. 4, 1994, pp. 516 - 546.

㉒家庭社会经济文化资本指数(家庭 ESCS)由父母双方教育水平较高一方的受教育年限、父母双方职业水平较高一方的职业得分、家庭经济资本、家庭文化资本四个变量计算得出,计算公式为:家庭 ESCS = $(\beta_1 * edu + \beta_2 * ocup + \beta_3 * eco + \beta_4 * cul) / \gamma$, $\beta_1 - \beta_4$ 分别代表 4 个指标的因子载荷系数, γ 为主因子特征值。

㉓参见向荣、雷万鹏:《家庭教养方式如何影响儿童问题行为》,《教育与经济》2021 年第 5 期。

㉔后文回归分析结果显示,互联网使用条件作为解释变量,对被解释变量没有显著影响,因此将其作为工具变量具有一定的合理性。

㉕参见 J. Antonakis et al., "On Making Causal Claims: A Review and Recommendations," *The Leadership Quarterly*, vol. 21, no. 6, 2010, pp. 1086 - 1120; R. E. D. Vries, "Personality Predictors of Leadership Styles and the Self - Other Agreement Problem," *The Leadership Quarterly*, vol. 23, no. 5, 2012, pp. 809 - 821.

㉖参考华东师范大学心理学系周步成教授编制的《学习动机诊断量表》(MAAT),选取其中的学习兴趣测量部分编制《学习兴趣量表》,量表采用李克特四级量表,通过探索性因子分析合成学习兴趣得分,并转化成取值范围 0 - 10 的连续变量。

㉗参见丁继红、徐宁吟:《父母外出务工对留守儿童健康与教育的影响》,《人口研究》2018 年第 1 期。

㉘参见 J. D. Angrist and A. B. Krueger, "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments," *SSRN Electronic Journal*, vol. 15, no. 4, 2001, pp. 69 - 85.

㉙参见 B. E. Hansen, "Threshold Effects in Non - Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference," *Journal of Econometrics*, vol. 93, no. 2, 1999, pp. 345 - 368.

㉚受篇幅限制,本文不呈现工具变量检验的具体结果。

The Threshold Effect of Internet Use on the Self - Management Ability of Low - Age Left behind Children

Lei Wanpeng Yin Junyao

Abstract: Based on a survey of 3791 primary school students in 8 counties (districts) of Hubei Province, this paper discusses the impact of Internet use on the self - management ability of low - age left - behind children from three dimensions: conditions of Internet use, use preferences and duration of use. The study finds that conditions of Internet use have no significant impact on the self - management ability of low - age left - behind children, Internet use preferences and duration have significant impact on it, and the duration of children's online learning has a significant threshold effect on it. Reasonable guidance on children's Internet use preferences, and regulation of the Internet use time and online learning time can improve the information literacy of left - behind children. Caring about and supporting the low - age left - behind children's physical and mental health development in an all - round manner and reducing their Internet dependence is an important way to improve their self - management ability.

Key words: self - management ability; Internet use; low - age left - behind children; threshold effect