

互联网使用对青少年社会交往的影响

周天然 张海东

提 要：本文探讨了在中国互联网普及化的背景下，互联网使用时长对于青少年社会交往的影响及其家庭异质性，并对发生机制进行分析。通过对中国教育追踪调查（CEPS）两期数据进行分析，本文发现互联网过度使用会降低青少年的交友数量和校园融入，并提高与越轨同伴的交往水平，其中越轨同伴交往在互联网使用对青少年校园融入的影响中发挥了中介作用。通过异质性分析发现，亲子沟通水平越高，越有助于青少年规避互联网使用对其社会交往带来的负面影响，尤其是在越轨同伴交往和校园融入方面。总体来看，控制互联网使用时间、增强亲子沟通能够有效减少互联网使用对青少年社会交往的负面影响。

关键词：数字化 互联网使用 社会交往 亲子沟通

21 世纪以来，我国的网络信息技术飞速发展，人们的日常生活方式也随之发生剧烈改变。根据中国互联网络中心 2023 年发布的第 51 次《中国互联网络发展状况统计报告》，截至 2022 年，我国的互联网用户普及率已经高达 75.6%。在网民群体中，10—19 岁网络用户的占比达到了 14.3%。密集的互联网使用在很大程度上改变了青少年原有的生活和学习方式，由此所导致的争议也层出不穷，青少年社会交往的改变正是其中一个热议话题。

良好的人际互动对于青少年成长有十分重要的意义（Marwick, 2015；沃建中等, 2001），一方面有助于培养青少年的社交能力，另一方面也可以帮助他们建立人际关系网络，从而实现早期社会资本的积累。有学者指出，进入信息社会以来，大量社会评论中都充斥着对青少年面对面人际交流的担忧（Downey & Gibbs, 2020），但是对于这些针对青少年互联网使用的负面评价，需要辨别其中的道德恐慌与真实影响（Downey & Gibbs, 2020；Kirmayer et al., 2013）。在以往相关研究中，最引人关注的是问题性互联网使用（Problematic Internet Use）对青少年的负面影响，其中就包括社交恐惧等（Gentile et al., 2011）。但是这方面的研究并未对问

题性互联网使用以外的常规互联网使用行为及其后果给予充分关注。随着信息技术的发展，互联网已经成为青少年学习、娱乐和生活中的重要组成部分。在这种背景下，社会交往作为青少年个人成长与发展过程中的重要一环，互联网使用究竟会产生什么样的影响？对这一问题的分析不仅可以回应家长和社会的担忧，对于正确适当地引导青少年的网络使用、助力其健康成长也有着重要的意义。

一、文献综述

（一）互联网使用对青少年关系网络的影响：时间替代还是社会补偿？

在互联网使用对青少年人际交往数量的影响方面，同时存在两种对立的理论解释，即“时间替代效应”（Time Displacement）和“社会补偿效应”（Social Compensation）。

“时间替代效应”认为互联网使用会侵蚀个体的社交时间缩小其社会网络，从而减少人际交流。比如，科尔等（Cole et al.，2001）发现大量使用互联网可能会减少家人互动的机会；克劳特等（Kraut et al.，1998）则认为互联网的使用可能会通过取代面对面交流从而对用户的人际关系和心理健康带来负面的影响；帕特南（2000）在对美国社会的分析中提到，互联网的使用会挤压掉传统人际互动的机会和时间，从而降低个体的社会资本。这些研究主要从互联网使用对传统社交空间的挤压出发，来理解其对网络用户社会交往的影响。

持“社会补偿效应”观点的研究者们则注意到了互联网在人际交往方面的突破性和创新。互联网使用的最重要特点之一是打破了以往人际交往形式对于“在场”的要求，从而改变人际关系的互动与建构方式（赵一璋、王明玉，2023）。许多学者发现，互联网的便利性可以帮助用户扩大人际关系网络，通过互联网可以更便捷地找到兴趣爱好一致的朋友（Parks & Floyd，1996），从而有效提高使用者的社会资本（Lin，1999；Boekel，2017；聂爱云、郭莹，2021），甚至是娱乐性最强的互联网游戏使用都可能直接提升用户的社会资本（曾凡斌，2014）。同时，互联网有助于消除现实生活中的身份差异，提供便利的交流渠道，从而激发青少年的互动和表达欲望（Valkenburg & Peter，2009）。此外，基于互联网的社交行为不仅停留在线上空间，还能够促进个体在实体空间的交往，这也是互联网使用促进青少年实现更积极社会交往的重要途径（Downey & Gibbs，2020）。有研究指出，互联网的使用和内

容传播能够强化互动双方的联系,帮助原有的线下弱关系转化为强关系(田丰,李夏青,2021);互联网资源可以进行虚实转换,线上交往有助于刺激线下交往空间的进一步完善,从而提升个体的社会资本(边燕杰、缪晓雷,2019;缪晓雷等,2023)。除了提供线上互动空间以外,互联网使用行为本身也可能构成一种社交活动。对于青少年而言,互联网使用这一行为可以有效促进亲子互动,在加强家庭互动与线下相聚方面有积极意义(Livingstone et al., 2018)。这些研究探讨了互联网使用行为作为一种社交互动如何促进个体的人际交往,从某种意义上来说也是对“社会补偿效应”解释的延伸。

(二) 互联网使用与交往对象选择

在现代社会,基于互联网的虚拟互动越来越不受传统的环境和经验限制。有学者认为,互联网的匿名性、平等性和自由性等特征会导致青少年与父母和校园权威之间的关系发生改变(雷雳、陈猛,2005),对于青少年的价值观有负面影响,并且可能导致其对集体的疏离(胡钰、吴倬,2001)。互联网使用改变了青少年传统的社会化模式(华红琴,2007),随着家庭和学校的社会化功能的减弱,青少年对传统权威的认同下降,容易导致其与社会文化之间的断裂(刘晓苏、曹雅丽,2003)。

除了价值观念以外,互联网使用还会影响青少年的自我身份认同。自我身份认同的关键是找到自己的独特之处,并且在个人与特殊群体之间建立关联(Genner & Süss, 2017)。由于自我身份的建设 and 群体归属感高度相关,因此青少年的身份认同往往也决定了他们的同伴取向。在网络社交空间中,人们可以围绕着共同的兴趣和关注迅速落成虚拟社区(Kirmayer et al., 2013),有机会建立在现实交往环境中相对难以实现的各种文化或兴趣团体,从而塑造新的自我认同。尤其是对于那些被污名化的群体而言,互联网由于其匿名性和安全性,为他们提供了一个提供社会支持和建立认同的空间(McKenna & Bargh, 1998)。国内学者发现,随着信息技术的进步,包括网络游戏在内的各类亚文化迅速发展,产生了大量具有“非主流”特点的网络族群(陈霖,2016;蒋建国,2013;魏晓冉、平章起,2018),这些充满了特色的亚文化吸引了大批青少年的关注,帮助其建立自我认同(蒋建国,2013)。总而言之,互联网为青少年提供了更多的身份认同选择,尤其是亚文化身份认同。而通过这些全新身份认同的建立,青少年的社会交往对象也可能发生改变。

这些研究说明，互联网为个体提供了更多样化的价值选择，在改变青少年社会化和自我认同方式的同时，也促使他们在交往对象的选择上具有更多可能性。综上，虽然有大量研究考察了互联网使用对青少年社会交往的影响，但现有成果仍有不足之处。首先，“时间替代效应”和“社会补偿效应”作为一对互相冲突的解释，究竟哪种更有说服力？其次，许多研究讨论了互联网使用对青少年社会化以及自我认同的影响，它们对于理解青少年交往对象变化提供了启发，但是这些研究更多的是提供了一种可能性分析，经验层次的论证相对不足。最后，虽然在青少年互联网使用的相关研究中，许多学者注意到了包含家庭教养方式以及亲子关系等在内的家庭因素与子女的问题性互联网使用之间的密切关系（邓林园等，2013；van Den Eijnden et al., 2010），但是却较少有研究讨论家庭因素会如何调节互联网使用对青少年社会交往的影响。

二、研究假设

社会交往代表了个人与他者之间的交往过程，其背后的交往双方存在某种互动关系（陈成文，2005：197）。在个人社会交往的各维度中，关系数量往往是最明显的。“时间替代效应”和“社会补偿效应”都对青少年的交友数量具有一定解释力。虽然有学者认为，随着互联网技术对日常生活的渗透，线上交往成为人际交往的重要组成部分，因此社会补偿效应会显现出来（缪晓雷等，2023）；但与此同时，很多研究发现线上交往可能会增加人们的孤独感，影响现实生活真实的社会活动（焦开山，2016；Kim et al., 2009），因此即使线上交往已经成为现代社会中主要的交往形式之一，它也不一定能够有效地改善使用者的社交体验和社交关系。为了对这两种不同的解释进行检验，本文提出一对竞争性假设：

假设 1a：互联网使用时间越长，青少年的交友数量越多。

假设 1b：互联网使用时间越长，青少年的交友数量越少。

在互联网使用对交友质量的影响方面，一些研究从问题性互联网使用出发，认为问题性互联网使用会导致青少年出现各种心理健康问题，并影响正常的社会交往，导致更高的越轨同伴交往水平（鲍振宙等，2019）。另外，青少年网民相较于非网民更可能接触互联网亚文化，并形成亚文化自我认同（蒋建国，2013）。虽然亚文

化并非一定是越轨的，但是其中强调自由、个性和反传统的一面很容易促进青少年越轨行为的发生（刘能，2003），因此互联网使用者更有可能通过亚文化纽带结识更多的越轨同伴。据此本文提出：

假设2：互联网使用时间越长，青少年的越轨同伴交往水平越高。

青少年在互联网使用过程中与亚文化的接触不利于其接受主流校园文化，可能导致青少年缺乏融入校园的动力和资源。此外，还可能引起他们对校园的排斥。以网络游戏为例，网络游戏在长时间以来都被污名化为一种负面的娱乐方式。有学者发现，在2009年以后关于网络游戏的负面报道数量虽然减少，但是在内容上，其负面报道主要集中在青少年成长方面，而正面报道则主要关注网络游戏对宏观文化以及产业经济的积极作用（何威、曹书乐，2018）。这说明在主流文化认知中，网络游戏在青少年成长方面依旧未能去污名化。根据名誉重要性理论，青少年是否被群体接纳受到群体的规范和文化氛围的影响，个人特征与群体文化越契合，个体也越容易为群体所接受（Boivin et al., 1995；谢桂华等，2022）。因此，由于互联网文化与主流文化之间的背离，互联网使用者在校园生活中也更可能遭受排斥。综合上述研究结果，本文提出如下假设：

假设3：互联网使用时间越长，青少年的校园融入程度越低。

另外，青少年校园融入反映的是个人与集体之间的关系，而这种关系的建立于个体交往的基础上。对于青少年来说，其同伴交往会影响其个人的行为与态度（程诚，2015），从而进一步影响其集体融入；同时，其在同伴关系上的选择也会引发主流群体对其贴标签。因此，互联网使用可能是通过青少年的交友数量以及越轨同伴交往等个人层次的交往状况来影响其校园融入，因此本文提出中介效应假设：

假设4：互联网使用会通过交友数量和越轨同伴交往影响青少年的校园融入情况。

在青少年的成长历程中，家庭扮演了至关重要的角色。不同的家庭教养方式反映了不同阶层之间的分化，也会对青少年的发展带来差异化的影响。拉鲁（2010：108）认为，强调亲子沟通交流的协作培养模式能够更好地培养子女的表达能力，并有助于子女融入校园。在中国的养育实践中，有研究表明，亲子沟通频率越高越有利于子女的非认知能力培养（黄超，2018）。这说明了亲子沟通作为教养方式的一部分，对青少年成长具有十分重要的意义。因此本文着重从亲子沟通这一维度出发，探讨不同家庭教养方式下互联网使用对青少年社会交往状况影响的差异。

在既有研究中, 亲子沟通更多地被视为防止青少年陷入问题性互联网使用等问题的重要因素。但同时, 学者们也发现良好的亲子沟通有助于父母价值观的传递、良好沟通能力的培养以及积极心理的建设等(王争艳等, 2002; Brage & Meredith, 1994; Olson et al., 1979)。通过这些机制, 亲子沟通对于青少年在互联网使用过程中避免不利影响、增加使用效益也可能有着重要的作用, 比如有研究发现父母的价值观引导会明显弱化社交媒体对青少年的负面影响(Genner & Stüss, 2017)。保持高频率的亲子沟通可能有助于亲子双方及时了解彼此的情感和想法, 从而更有利于父母对子女的监管或是引导, 使青少年避免互联网使用对其带来的负面影响。因此本文提出假设:

假设 5: 亲子沟通水平越低, 互联网使用与青少年同伴数量之间的负向关系越强。

假设 6: 亲子沟通水平越低, 互联网使用与青少年越轨同伴交往之间的正向关系越强。

假设 7: 亲子沟通水平越低, 互联网使用与青少年校园融入之间的负向关系越强。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心的中国教育追踪调查(CEPS) 2014 年基线数据与 2015 年追访数据。CEPS 调查以人口平均受教育水平和流动人口比例为分层变量, 从全国随机抽取了 28 个县级单位(县、区、市)作为调查点, 在入选的县级单位随机抽取了 112 所学校、438 个班级进行调查, 被抽中班级的学生全体入样。CEPS 数据包括了有关学生、家长、学校以及社区环境等多方面信息。本文主要以学生问卷为基础, 并结合分析内容整合家长和学校的部分信息。本文的主要分析对象是 2015 年被成功追访的学生(基线调查中的七年级学生)。本文根据所需变量, 剔除包含变量缺失值的样本, 最终保留 6264 个样本。

(二) 分析方法

本文的主要分析目的是检验互联网使用对青少年社会交往的影响, 而其中可能存在反向因果和选择性偏差问题, 因此本文尝试通过如下方法进行处理。

首先是反向因果问题。互联网使用与青少年的社会交往之间可能互为因果。本文通过在模型中控制因变量的前测变量来削弱这一问题，也就是将受访者七年级的交友数量、越轨同伴交往与校园融入作为前测变量，加入分析模型中进行控制。

其次是选择性偏差问题。学生的个体、家庭乃至学校特征不仅可能影响其社会交往，同时也可能会影响其互联网使用情况，这就可能导致模型估计结果的偏差。为了解决这一问题，本文使用了稳定逆概率加权法。本文的处理变量为四分变量，即互联网使用时间的四分类有序变量。因此使用了广义有序 Logit 模型（Generalized Ordered Logit Model）来计算稳定逆概率权重；相对于有序 Logit 模型而言，广义有序 logit 模型对于数据要求的限制更小，解释力也更强（Williams, 2016）。多分类变量的稳定逆概率权重计算具体公式如下：

$$SW_j(x_i) = \frac{P(T=j)}{p_j(x_i)}$$

其中 j 代表处理变量的组别，公式中的分子部分表示第 i 个个体所属的第 j 类的实际比例，分母表示通过广义有序 Logit 模型预测的第 i 个个体属于第 j 类的概率。

（三）变量操作化

本文的主要被解释变量是青少年的社会交往状况，包括三个维度，即交友数量、越轨同伴交往和校园融入。在具体的测量操作中，交友数量通过问卷中“你有几个最好的朋友”进行测量，考虑到极端值的影响，本文在处理中将大于 30 的结果统一修正为 30；越轨同伴交往方面，询问受访者（最好的朋友有没有逃课，旷课，逃学、违反校纪被批评或处分、打架、抽烟或喝酒等）六个问题，对其回答进行主成分因子提取，并将因子得分进行极差标准化处理并扩大 100 倍，得到越轨同伴交往水平的测量结果；校园融入方面，通过对问卷中“班里大多数同学对我很友好”“我经常参加学校或班级组织的活动”“我对这个学校的人感到亲近”等八个关于校园生活的问题进行主成分因子提取，再将所得因子得分进行极差标准化处理并扩大 100 倍，得到校园融入情况的测量结果。

核心自变量是青少年的互联网使用情况，主要利用学生问卷中的“在周末，你通常每天的课外活动时间安排是——上网、玩游戏”这一问题进行测量。根据相关医学研究推荐，青少年每天的视屏使用时间不宜超过两个小时（张云婷等，2017）；而在 CNNIC 青少年系列报告中，节假日每天使用互联网五小时以上的未成

年人被视为可能会存在过度上网行为的对象。综合以上标准并考虑分析的便利, 本文最终将原有的问题回答简化为四个选项, 并赋值为 1—4, 其中 1 = 没有上网、2 = 上网时间不到 2 小时、3 = 上网时间在 2 小时—6 小时以下、4 = 上网时间 6 小时及以上。

表 1 变量描述性统计 (N = 6264)

变量	均值	标准差	变量	百分比	变量	百分比
交友数量	9.174	7.705	互联网使用时间		喜欢玩电子游戏	
越轨同伴交往	8.095	15.900	不上网	25.082	是	31.258
校园融入	67.740	19.402	不足 2 小时	31.727	否	68.742
七年级交友数量	10.324	8.399	2 小时—6 小时以下	34.141	住校情况	
七年级越轨同伴交往	4.043	10.817	6 小时及以上	9.050	是	42.131
七年级校园融入	69.360	19.137	性别		否	57.869
七年级期中考试成绩	71.630	7.851	男	50.133	学校所在城乡类型	
健康自评	3.826	.945	女	49.867	中心城区	32.720
本地方言掌握情况	4.213	1.152	户籍		边缘城区	20.985
个人教育期望	16.050	3.666	农村	59.977	城乡接合部	5.884
和父母参观博物馆等频率	2.156	1.181	城市	40.053	城区外的镇	20.947
和父母看电影等频率	2.021	1.245	流动状态		农村	19.484
和同伴参观博物馆等频率	1.836	1.210	不流动	89.430	城市行政级别	
和同伴看电影等频率	2.161	1.445	省内流动	6.670	直辖市	1.728
周末参加补习班时间	1.517	1.013	跨省流动	3.901	省会城市市区	9.618
周末参加兴趣班时间	1.303	.731	独生子女		地级市市区	19.634
上网吧等的频率	1.199	.615	是	37.093	县、县级市	69.020
家庭经济状况	2.856	.622	否	62.907	学校所在地区	
父亲职业 ISEI	51.441	18.330	家用电脑和网络情况		东部	48.042
母亲职业 ISEI	46.722	17.967	都没有	36.512	中部	30.180
父亲受教育年限	9.979	2.954	有电脑但没有网络	9.112	西部	21.779
母亲受教育年限	9.202	3.436	有电脑和网络	54.376		
父母教育期望	15.849	3.487	看电视时间			
父母管教严格程度	.644	.200	不看电视	10.706		
父子沟通状况	.470	.272	不足 2 小时	33.946		
母子沟通状况	.603	.289	2 小时—6 小时以下	46.171		
学校在当地排名	3.993	.761	6 小时及以上	9.177		

注: 分析结果已根据 CEPS 权重进行加权。更具体的描述性统计可联系作者获取。

调节变量是亲子沟通状况，本文分别选用了父亲和母亲与子女之间的交流情况来反映亲子沟通状况。具体操作上通过对“你爸爸是否经常与你讨论以下问题”及“你妈妈是否经常与你讨论以下问题”中相应的四个问题进行主成分因子提取，再将所得因子得分进行极差标准化处理。

本文中协变量分为四个部分。包括前测变量、学生个人层次变量、家庭层次的变量以及学校层次的变量。具体变量特征见表 1。

四、分析结果

(一) 互联网使用对青少年社会交往的影响

在控制了协变量并利用稳定逆概率权重加权之后，本文检验了中学生互联网使用时间对其社会交往状况的影响。模型一、二、三分别呈现了互联网使用对中学生交友数量、越轨同伴交往以及校园融入的影响，具体结果如表 2 所示。

表 2 互联网使用对青少年社会交往状况的影响 (N = 6264)

	模型一	模型二	模型三
	交友数量	越轨同伴交往	校园融入
互联网使用时间 (参照: 不使用互联网)			
不足 2 小时	-.344 (.389)	1.004 (.638)	-.971 (.827)
2 小时—6 小时以下	-.586 (.370)	1.718 ** (.581)	-1.440 † (.807)
6 小时及以上	-1.073 * (.498)	4.491 *** (1.136)	-3.252 * (1.456)
控制变量	已控制	已控制	已控制
截距	1.585 (1.905)	9.094 * (4.120)	5.757 (4.530)
R ²	.179	.194	.351

注: (1) 分析结果已进行稳定逆概率加权; (2) † p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001; (3) 括号内为稳健标准误。

模型一显示，使用时间小于 6 小时的情况下，在互联网对青少年交友数量的影响并不显著；而使用时间在 6 小时及以上时，会对交友数量有显著的负面影响。分析结

果证实了假设 1a。模型二表明,互联网使用在 2 小时及以上时会对青少年的越轨同伴交往造成影响;且互联网使用时间越久,越轨同伴交往水平越高,因此假设 2 得到证实。模型三表明,当互联网使用时间在 2 小时以内时,不会对青少年的校园融入造成影响,使用时间在 2 小时—6 小时以下时,也只会对校园融入程度带来微弱的负面影响;但是当互联网使用在 6 小时及以上时,这一负面影响将会明显上升。这在一定程度证实了假设 3。综合来看,互联网使用对青少年人际交往的影响存在门槛效应。当互联网使用时间控制在一定范围时,并不会对青少年的社会交往带来明显的影响,但是当使用时间达到一定程度之后,互联网使用不利于青少年社会交往的各维度。

在基础回归模型的基础上,本文通过使用多重中介效应模型,检验了交友数量和越轨同伴交往在互联网使用对校园融入的影响中发挥的平行中介作用,并利用 Bootstrap 方法对中介效应的标准误和偏差校正置信区间进行估计。由于本文中自变量是分类变量,因此在检验中本文根据上网时间属于不同组别的学生分别与不上网的学生对比。

表 3 Bootstrap 中介效应检验结果 (N = 6264)

互联网使用时间	效应路径	估计值	95% CI 下限	95% CI 上限
不足 2 小时	直接效应	-.824	-2.422	.774
	互联网使用→交友数量→校园融入	-.050	-.182	.083
	互联网使用→越轨同伴交往→校园融入	-.060	-.198	.079
2 小时—6 小时以下	直接效应	-1.189	-2.771	.393
	互联网使用→交友数量→校园融入	-.090	-.230	.049
	互联网使用→越轨同伴交往→校园融入	-.148	-.303	.008
6 小时及以上	直接效应	-2.666	-5.332	.000
	互联网使用→交友数量→校园融入	-.173	-.378	.032
	互联网使用→越轨同伴交往→校园融入	-.432	-.805	-.060

注:分析结果已进行稳定逆概率加权。

分析结果显示,当互联网使用时间在 6 小时及以上时,越轨同伴交往在互联网使用和校园融入之间发挥了中介作用。这一结论在一定程度上证实了假设 4。

(二) 亲子沟通的调节效应检验

为了检验亲子沟通对于互联网使用对青少年社会交往影响的调节作用,本文在模型中添加了互联网使用时间与亲子沟通状况的交互项,具体结果如表 4 和表 5 所示。

表 4 父子沟通情况的调节效应检验模型 (N = 6264)

	模型一	模型二	模型三
	交友数量	越轨同伴交往	校园融入
互联网使用时间 (参照: 不使用互联网)			
不足 2 小时	-1.104 (.928)	3.520 ** (1.343)	-2.734 (1.863)
2 小时—6 小时以下	-1.594 + (.890)	2.899 ** (1.113)	-1.319 (1.760)
6 小时及以上	-2.330 * (.996)	6.344 ** (2.352)	-5.883 * (2.733)
互联网使用时间与亲子沟通交互项			
不足 2 小时 × 父子沟通状况	1.651 (1.609)	-5.384 * (2.711)	3.753 (3.178)
2 小时—6 小时以下 × 父子沟通状况	2.186 (1.552)	-2.579 (2.361)	-.232 (3.024)
6 小时及以上 × 父子沟通状况	2.822 (1.949)	-4.117 (4.188)	6.050 (4.319)
控制变量	已控制	已控制	已控制
截距	2.410 (1.998)	7.456 † (4.390)	6.922 (4.638)
R ²	.180	.196	.352

注: (1) 分析结果已进行稳定逆概率加权; (2) †p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001; (3) 括号内为稳健标准误。

表 5 母子沟通情况的调节效应检验模型 (N = 6264)

	模型一	模型二	模型三
	交友数量	越轨同伴交往	校园融入
互联网使用时间 (参照: 不使用互联网)			
不足 2 小时	-.007 (.991)	5.412 ** (1.798)	-5.190 ** (2.003)
2 小时—6 小时以下	-1.283 (.927)	3.375 * (1.364)	-2.599 (1.844)
6 小时及以上	-.814 (1.081)	6.936 * (3.413)	-6.780 * (3.048)
互联网使用时间与亲子沟通交互项			
不足 2 小时 × 母子沟通状况	-.536 (1.472)	-7.139 ** (2.534)	6.834 * (2.778)
2 小时—6 小时以下 × 母子沟通状况	1.127 (1.409)	-2.724 (2.025)	1.921 (2.615)
6 小时及以上 × 母子沟通状况	-.459 (1.761)	-4.040 (4.938)	5.904 (4.977)
控制变量	已控制	已控制	已控制
截距	1.610 (2.048)	6.437 (4.306)	8.209 † (4.670)
R ²	.180	.196	.352

注: (1) 分析结果已进行稳定逆概率加权; (2) †p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001; (3) 括号内为稳健标准误。

综合表 4 和表 5 的分析结果可知,一方面,对于亲子沟通频率较低的青少年而言,即使是短时间的互联网使用也会在校园融入与越轨同伴交往方面对其带来不利影响;另一方面,对于亲子沟通状况良好的青少年,短时间的互联网使用可能会对其社会交往产生积极影响。假设 6 和 7 得到了证实,但是未能验证假设 5。可能的解释是,父母可以通过沟通来引导子女的互联网使用活动。但是不论哪种互联网使用方式,都会减少青少年的人际互动时间,比如观看网络新闻并不比玩游戏更能够直接拓展青少年的人际交往空间,因此亲子沟通状况并不能调节互联网使用对青少年交友数量的负面影响。

为了进一步说明亲子沟通状况是否可以调节交友数量以及越轨同伴交往的中介作用,本文检验了对应的条件间接效应,并通过 Bootstrap 方法估算了其标准误以及偏差校正置信区间。在条件间接效应的估算中,会估计调节变量在不同水平时(一般以调节变量的平均值为平均水平,低于一个标准差为低水平、高于一个标准差则为高水平)间接效应的情况并进行比较,如果间接效应保持一致说明不存在调节中介作用;如果存在差异则说明可能存在调节中介作用。结果如表 6 和表 7 所示。

表 6 条件(父子沟通状况)间接效应检验结果(N=6264)

互联网使用时间	中介变量	调节变量水平	估计值	95% CI 下限	95% CI 上限
不足 2 小时	交友数量	低水平	-.128	-.356	.099
		平均水平	-.053	-.188	.082
		高水平	.022	-.162	.206
	越轨同伴交往	低水平	-.146	-.361	.068
		平均水平	-.088	-.224	.047
		高水平	-.030	-.213	.152
2 小时—6 小时以下	交友数量	低水平	-.238	-.517	.040
		平均水平	-.149	-.346	.048
		高水平	-.060	-.322	.203
	越轨同伴交往	低水平	-.173	-.394	.048
		平均水平	-.062	-.203	.080
		高水平	.050	-.204	.304
6 小时及以上	交友数量	低水平	-.220	-.418	-.023
		平均水平	-.143	-.290	.004
		高水平	-.065	-.300	.170
	越轨同伴交往	低水平	-.497	-.924	-.070
		平均水平	-.404	-.735	-.073
		高水平	-.311	-.720	.098

注:分析结果已进行稳定逆概率加权。

表 7 条件（母子沟通状况）间接效应检验结果（N = 6264）

互联网使用时间	中介变量	调节变量水平	估计值	95% CI 下限	95% CI 上限
不足 2 小时	交友数量	低水平	-.036	-.254	.182
		平均水平	-.051	-.184	.081
		高水平	-.067	-.259	.126
	越轨同伴交往	低水平	-.112	-.332	.108
		平均水平	-.092	-.230	.046
		高水平	-.073	-.262	.117
2 小时—6 小时以下	交友数量	低水平	-.115	-.401	.171
		平均水平	-.181	-.384	.022
		高水平	-.247	-.521	.026
	越轨同伴交往	低水平	-.240	-.487	.007
		平均水平	-.062	-.195	.072
		高水平	.117	-.076	.310
6 小时及以上	交友数量	低水平	-.218	-.429	-.006
		平均水平	-.144	-.297	.009
		高水平	-.070	-.273	.133
	越轨同伴交往	低水平	-.489	-.976	-.001
		平均水平	-.398	-.753	-.044
		高水平	-.308	-.746	.130

注：分析结果已进行稳定逆概率加权。

从分析结果来看，不论亲子沟通处于什么水平，交友数量和越轨同伴交往在互联网使用时间低于 6 小时的情况下都未发挥显著的中介效应。但是当互联网使用时间在 6 小时及以上时，在低水平的父子或母子沟通情况下，交友数量的中介效应显著；父子或母子沟通在平均水平以及高水平时，这一中介效应不显著。同时，在低水平以及平均水平的父子或母子沟通情况下，越轨同伴交往的中介效应显著；父子或母子沟通水平高于平均水平时，这一中介效应不显著。简言之，当亲子沟通处于较低水平时，长时间（6 小时及以上）的互联网使用会通过降低青少年的交友数量以及提升越轨同伴交往水平对青少年校园融入造成负面影响。这一结果也间接说明，对于长时间使用互联网的青少年而言，良好的亲子沟通可能有利于减少互联网使用对社交状况的负面影响。

五、结 论

本文从交友数量、越轨同伴交往和校园融入三个维度出发，利用 CEPS 调查数

据分析了中学生互联网使用对其社会交往的影响,本文主要得出如下结论。

首先,不同的互联网使用时间对于青少年社会交往的影响存在明显的差异。在控制了个体特征、家庭、学校等多个层次因素的情况下,短时间的互联网使用对青少年社会交往的各个维度都没有显著影响。当使用时长达到6小时及以上时,则会对青少年交友数量和校园融入产生明显的负面影响;而使用时间只要在2小时及以上,就会显著提高青少年的越轨同伴交往水平。中介检验表明,互联网使用主要通过提升青少年的越轨同伴交往对青少年校园融入产生负面影响。

其次,在不同教养实践中,互联网使用对青少年社会交往的影响存在差异。在亲子沟通状况良好的家庭中,短时间的互联网使用可以促进青少年的校园融入并抑制其越轨同伴交往;而亲子沟通状况较差的家庭中,即便是短时间的互联网使用也会导致青少年的校园融入程度的下降以及越轨同伴交往水平的上升。条件间接效应分析发现,在互联网使用时间较长(6小时及以上)的情况下,亲子沟通水平的增加有利于减少互联网使用通过交友数量和越轨同伴交往对校园融入带来的负面影响,这也说明在使用时间较长的情况下,亲子沟通对于减少互联网使用对青少年的负面影响上可能依然存在一定的积极作用。

本文在分析中也存在一些不足。首先,青少年与其他成人之间的社会交往情况并未在文中进行专门考察,比如和老师之间的关系等,这些也构成了其人际关系的重要组成部分,虽然通过校园融入可以在一定程度上对此进行反映,但也难免存在偏差。其次,本文未能考察互联网不同功能的使用是否可能对青少年的社会交往造成不同的影响。最后,在数字化发展进程中,相对于电脑上网,移动网络的发展速度更快;移动设备上网和电脑上网在使用内容、使用方式以及使用后果上虽然有一致之处,但也存在较大差异。受数据所限,这种差异在本文中无法得到甄别,有待后续研究的进一步分析论证。

参考文献:

- 鲍振宙、江艳平、朱键军、张卫、孙昊,2019,《越轨同伴交往与青少年问题性网络使用的交叉滞后分析》,《心理科学》第5期。
- 边燕杰、缪晓雷,2019,《论社会网络虚实转换的双重动力》,《社会》第6期。
- 陈成文,2005,《社会学》,长沙:湖南师范大学出版社。
- 陈霖,2016,《新媒体空间与青年亚文化传播》,《江苏社会科学》第4期。
- 程诚,2015,《大学生消费的同群效应》,《青年研究》第2期。
- 邓林园、方晓义、阎静,2013,《父母关系、亲子关系与青少年网络成瘾的关系及其作用机制》,《中国特殊教

- 育》第9期。
- 何威、曹书乐, 2018, 《从“电子海洛因”到“中国创造”:〈人民日报〉游戏报道(1981—2017)的话语变迁》,《国际新闻界》第5期。
- 胡钰、吴倬, 2001, 《互联网对青年价值观的负面影响》,《青年研究》第3期。
- 华红琴, 2007, 《网络影响下的青少年社会化与生活方式——双重机制,多元化和性》,《社会》第2期。
- 黄超, 2018, 《家长教养方式的阶层差异及其对子女非认知能力的影响》,《社会》第6期。
- 蒋建国, 2013, 《网络族群:自我认同、身份区隔与亚文化传播》,《南京社会科学》第2期。
- 焦开山, 2016, 《孤独感与移动互联网使用——以大学生微信使用为例》,《青年研究》第4期。
- 拉鲁, 安妮特, 2018, 《不平等的童年》, 宋爽、张旭译, 北京: 北京大学出版社。
- 雷雳、陈猛, 2005, 《互联网使用与青少年自我认同的生态关系》,《心理科学进展》第2期。
- 刘能, 2003, 《越轨社会学视角下的青少年犯罪》,《青年研究》第11期。
- 刘晓苏、曹雅丽, 2003, 《网络与青少年社会化——互联网对青少年政治社会化的消极影响》,《中国青年研究》第12期。
- 缪晓雷、杨坤、边燕杰, 2023, 《互联网时代的社会资本:网民与非网民比较》,《社会学研究》第3期。
- 聂爱云、郭莹, 2021, 《互联网使用与居民社会资本——基于中国家庭追踪调查数据的研究》,《宏观经济研究》第9期。
- 田丰、李夏青, 2021, 《网络时代青年社会交往的关系类型演进及表现形式》,《中国青年研究》第3期。
- 王争艳、刘红云、雷雳、张雷, 2002, 《家庭亲子沟通与儿童发展关系》,《心理科学进展》第2期。
- 魏晓冉、平章起, 2018, 《网络青年亚文化的社会学分析》,《云南社会科学》第6期。
- 沃建中、林崇德、马红中、李峰, 2001, 《中学生人际关系发展特点的研究》,《心理发展与教育》第3期。
- 谢桂华、张宪、孙嘉琦, 2022, 《交友之道:青少年同伴关系的影响因素研究》,《社会》第3期。
- 曾凡斌, 2014, 《互联网使用方式与社会资本的关系研究——兼析互联网传播能力在其间的作用》,《湖南师范大学社会科学学报》第4期。
- 张云婷、马生霞、陈畅、刘世建、张崇凡、曹振波、江帆, 2017, 《中国儿童青少年身体活动指南》,《中国循证儿科杂志》第6期。
- 赵一璋、王明玉, 2003, 《数字社会学:国际视野下的源起、发展与展望》,《社会学研究》第2期。
- Boekel, L. C., S. T. Peek & K. G. Luijkx 2017, “Diversity in Older Adults’ Use of the Internet: Identifying Subgroups Through Latent Class Analysis.” *Journal of Medical Internet Research* 19 (5).
- Boivin, M., K. A. Dodge & J. D. Coie 1995, “Individual-Group Behavioral Similarity and Peer Status in Experimental Play Groups of Boys: the Social Misfit Revisited.” *Journal of Personality and Social Psychology* 69 (2).
- Brage, D. & W. Meredith 1994, “A Causal Model of Adolescent Depression.” *The Journal of Psychology* 128 (4).
- Cole, J., M. Suman & P. Schramm 2001, *Surveying the Digital Future: The UCLA Internet Report 2001*. Los Angeles: UCLA Center for Communication Policy.
- Downey, D. B. & B. G. Gibbs 2020, “Kids These Days: Are Face-to-Face Social Skills among American Children

- Declining?" *American Journal of Sociology* 125 (4).
- Genner, S. & D. Süss 2017, "Socialization as Media Effect." *The International Encyclopedia of Media Effects* 4.
- Gentile, D. A., H. Choo, A. Liau, T. Sim, D. Li, D. Fung & A. Khoo 2011, "Pathological Video Game Use among Youths: A Two-year Longitudinal Study." *Pediatrics* 127 (2).
- Kim, J., R. LaRose & W. Peng 2009, "Loneliness as the Cause and the Effect of Problematic Internet Use: The Relationship Between Internet Use and Psychological Well-Being." *Cyberpsychology & Behavior* 12 (4).
- Kirmayer, L. J., E. Raikhel & S. Rahimi 2013, "Cultures of the Internet: Identity, Community and Mental Health." *Transcultural Psychiatry* 50 (2).
- Kraut, R., M. Patterson, V. Lundmark, S. Kiesler, T. Mukhopadhyay & W. Scherlis 1998, "Internet Paradox: A Social Technology that Reduces Social Involvement and Psychological Well-Being?" *American Psychologist* 53 (9).
- Lin, N. 1999, "Building a Network Theory of Social Capital." *Connections* 22 (1).
- Livingstone, Sonia, B. Alicia, P. Jennifer & O. Kjartan 2018, "In the Digital Home, How Do Parents Support Their Children and Who Supports Them?" *Parenting for a Digital Future: Survey Report* 1. Department of Media and Communications, London School of Economics and Political Science.
- Marwick. A. 2015, "Instafame: Luxury Selfies in the Attention Economy." *Public Culture* 27 (175).
- McKenna, K. Y. & J. A. Bargh 1998, "Coming Out in the Age of the Internet: Identity 'Demarginalization' Through Virtual Group Participation." *Journal of Personality and Social Psychology* 75 (3).
- Olson, D. H., D. H. Sprenkle & C. S. Russell 1979, "Circumplex Model of Marital and Family Systems: I. Cohesion and Adaptability Dimensions, Family Types, and Clinical Applications." *Family Process* 18 (1).
- Parks, M. R. & K. Floyd 1996, "Meanings for Closeness and Intimacy in Friendship." *Journal of Social and Personal Relationships* 13 (1).
- Putnam, R. D. 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York; Simon and Schuster.
- Valkenburg, Patti M. & P. Jochen 2009, "Social Consequences of the Internet for Adolescents." *Current Directions in Psychological Science* 18 (1).
- van Den Eijnden. R. J., R. Spijkerman, A. A. Vermulst, T. J. van Rooij & R. C. Engels 2010, "Compulsive Internet Use among Adolescents: Bidirectional Parent—Child Relationships." *Journal of Abnormal Child Psychology* 38.
- Williams, R. 2016, "Understanding and Interpreting Generalized Ordered Logit Models." *The Journal of Mathematical Sociology* 40 (1).

作者单位：上海大学社会学院
责任编辑：赵晓航