

青少年使用电子媒介的同伴效应 ——基于班级社交网络的视角

董彩婷¹, 陈媛媛²

(1. 广东金融学院 金融与投资学院, 广东 广州 510521;
2. 上海财经大学 高等研究院 数理经济学教育部重点实验室, 上海 200433)

摘要: 青少年上网玩游戏、看电视花费的时间大幅增加, 这一现象逐渐成为了全社会担忧的问题。现有关于同伴效应的研究中还没有关于使用电子媒介同伴效应的研究。文章使用“中国教育追踪调查”(CEPS)2013—2014 学年七年级和九年级的随机分班数据分析青少年上网玩游戏和看电视的班级同伴效应。实证研究发现, 上网玩游戏(看电视)的参与行为和花费时间都存在显著的正向同伴效应, 该结果在使用工具变量或伪回归等方式排除相关效应之后仍然稳健。进一步分析同伴效应的影响机制发现, 同学关系越好, 青少年上网玩游戏受同伴的影响越大, 但该机制对看电视的同伴效应影响不显著。父母对子女上网玩游戏(看电视)的严厉程度并不能改变同伴的影响。异质性的分析发现, 上网玩游戏的同伴效应在性别之间没有差异, 女生看电视的行为受同伴的影响更大。

关键词: 上网玩游戏; 看电视; 同伴效应; 随机分班

中图分类号: I20; I12; D12 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)10-0125-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210313.302

一、引言

随着信息技术的进步和发展, 互联网和智能电子产品渗透到我们的生活。中国互联网信息中心(CNNIC)数据显示, 截至2020年3月, 我国网民规模达9.04亿, 网络游戏用户规模达5.32亿, 占网民总数的58.9%; 手机网民规模达8.97亿, 手机网络游戏用户规模达5.29亿, 占手机网民的59.0%, 网民人均每周上网时间长达30.8个小时。受2020年新冠肺炎疫情的影响, 全国大中小学有2.65亿在校生转向线上课程, 很多青少年对智能电子产品唾手可得, 青少年上网玩游戏、看电视花费时间的增加已成为全社会担忧的问题。大量案例表明青少年过度沉迷于网络游戏给家庭和社会带来了很大的伤害, 也给人力资本的有效提升提出了挑战。文献中也发现青少年沉迷于网络游戏占用大量时间, 使其学习和社会活动时间减少, 导致视力下降、学习成绩下滑、与父母关系恶化, 造成生理或心理问题甚至引发不良行为等(佐斌和马红宇, 2010; Kuss和Griffiths, 2012)。有些暴力电子游戏还会导致青少年在现实生活中攻击行为、攻击认知、攻击情感、生理唤醒的增加(AndersonGentile等, 2004; Adachi等, 2011等等)。青少年时期的行为很大

收稿日期: 2021-03-17

基金项目: 国家自然科学基金(71773074); 上海宋庆龄基金会(鲁家贤、高文英专项基金)

作者简介: 董彩婷(1990—), 女, 河北邯郸人, 广东金融学院金融与投资学院讲师;

陈媛媛(1974—)(通讯作者), 女, 福建莆田人, 上海财经大学高等研究院, 数理经济学教育部重点实验室教授, 博士生导师。

程度上与同伴有关。Suess 等(1998)发现,青少年与同伴一起使用电子媒介的现象非常普遍;电子媒介是其与同伴玩耍和交流中共同话题的来源;也是促进其获得群体身份地位认同和群体归属感的重要方式。Willoughby(2008)通过对加拿大青少年玩网络游戏频率的研究发现,亲密的朋友关系、与父母疏远的关系都增加了高中生网络游戏的使用频率。然而,目前关于同伴效应对电子游戏(看电视)影响的相关文献大多是描述性的统计分析,很少有文献严格识别同伴效应的影响,对中国青少年的这方面研究几乎没有。

本文主要关注青少年上网玩游戏和看电视的同伴效应。一方面,电子游戏和电视都是青少年普遍接触并且占用大量时间的电子媒介。根据“中国教育追踪调查”(CEPS)的中学生课外时间安排统计,在调查的上周,工作日参与上网玩游戏(看电视)的比例达 38%(54%),该比例在周末高达 62%(76%);并且这两种活动占用了学生很大一部分课外活动时间,在工作日学生每天花费在上网玩游戏(看电视)的时间长达 0.68(0.93)个小时,在周末每天长达 1.42(1.67)个小时。另一方面,电视与电子游戏在同伴效应上具有差异性,看电视是图像信息的被动接受,而玩电子游戏是主动参与,游戏给学生带来的体验感和刺激可能更强烈,青少年在同伴之间交谈时不仅仅只是交流经验与感受,还可能与同伴有合作或者竞赛的关系。而目前文献中并没有研究上网玩游戏和看电视同伴效应的差异性,因此,本文同时研究上网玩游戏和看电视的同伴效应,并检验同伴效应对这两种电子媒介使用影响机制的差异。

本文使用“中国教育追踪调查”(CEPS)2013—2014 学年七年级和九年级的随机分班数据分析青少年上网玩游戏和看电视的同伴效应。从上网玩游戏(看电视)的参与行为角度研究同伴效应的广度边际影响;从上网玩游戏和看电视所花费的时间角度研究同伴效应的深度边际影响。实证结果发现上网玩游戏(看电视)在参与行为和投入时间上都存在显著的正向同伴效应,班级同伴上网玩游戏(看电视)比例提高 1%,个体上网玩游戏(看电视)的概率提高 0.212%(0.286%),而班级同伴上网玩游戏(看电视)时间每增加 1 小时,个体上网玩游戏(看电视)的时间增加 0.338(0.240)小时。该结果在使用工具变量或伪回归等方式排除相关效应之后仍然稳健。同伴效应的影响机制分析发现,同学关系越好,上网玩游戏的同伴效应越大,但该机制对看电视的同伴效应影响不显著。异质性分析的结果发现,学生无论工作日或者周末参与上网玩游戏或看电视的行为都受同伴参与比例的影响,但同伴效应仅对其周末所花时间的影响显著,对工作日所花时间的影响不显著。男女生上网玩游戏的同伴效应不存在差异,但女生看电视的同伴效应更大,低年级上网玩游戏的行为受同伴的影响更大。

本文的贡献在于:首先,我国现有关于同伴效应的研究大多聚焦于学习成绩、非认知能力、幸福感、肥胖和负向情绪等(李磊等,2016;王春超和钟锦鹏,2018;李长洪和林文炼,2019 等等),还没有关于使用电子媒介同伴效应的研究。其次,目前国外关于青少年使用电子媒介的同伴效应研究很少且多是描述性研究,并且国内与国外在家庭教育、学校教育、传统文化以及青少年与同伴和父母关系等方面也可能存在差异,因此研究中国青少年使用电子媒介的同伴效应具有现实意义。最后,电子产品的普及和网络的发展在给人们生活带来便利的同时,也让网络游戏成瘾等现象成为研究儿童发展需重点关注的问题,本文通过机制分析,从同学关系、家庭教育和寄宿学校等方面分析了青少年上网玩游戏(看电视)同伴效应的影响机制,本文的结论对如何正确引导青少年的行为有着重要的参考价值。

二、文献回顾

(一)同伴效应的识别研究。识别同伴效应的关键性挑战是 Manski(1993)提出的反射性问

题。该问题的含义类似于某个人和他在镜子中的影像运动,是指当研究者试图推断出某一群体的平均行为是否会影响个体行为时,个体行为和同伴行为被同时决定,不能区分学生本身对其同伴影响和同伴对学生影响的因果关系。Manski(1993)将反射性问题分为三部分效应:内生效应、外生效应和相关效应。内生效应是指个体行为随着群体行为的变化而同步变化;外生效应是指个体行为随着群体外在特征(如同伴家庭背景)的变化而同步变化;相关效应中包含两方面影响:一是相关群体因素,如“人以群分”导致相似的学生被分到相同的班级,也就是实证研究中常指的样本自选择问题;二是共同环境因素,即群体所处的环境相同导致他们的行为相似,如:学校环境、班级氛围和教师质量等。

Manski(1993)指出在线性模型中内生效应期望与外生效应期望会产生完全共线性,即使假设相关效应完全被排除,也很难区分外生效应和内生效应。因此大部分实证研究直接假设不存在外生效应或者把外生效应和内生效应一起作为同伴效应。文献中排除相关效应主要有四种方法:一是使用随机分组数据以排除相关效应中的相关群体因素(如 Zimmerman, 2003);二是使用工具变量的方法消除相关效应中的共同环境因素(如 Gould 等, 2009);三是通过对结构模型施加排除性约束(如 Ma 等, 2018);四是通过假设相关效应不随时间变化,使用面板数据的固定效应模型消除相关效应(如 Clark 和 Lohéac, 2007)。也有研究假设没有相关效应,利用非线性的估计法区分内生和外生效应(Lee 等, 2010)。本文利用随机分班的数据,并使用工具变量等方法排除相关效应,因此估计的同伴效应中包括了内生效应和外生效应。

(二)青少年不良行为的同伴效应研究。对于青少年不良行为同伴效应影响的文献主要聚焦于国外青少年吸烟、喝酒、吸食大麻和赌博等行为。针对美国青少年的研究中,不少研究发现青少年参与吸烟、喝酒、吸食大麻等不良行为受同伴显著的正向影响(Ali 和 Dwyer, 2010; Kawaguchi, 2004; Eisenberg 等, 2014)。

关于青少年使用电子媒介同伴效应的研究文献大都是描述性统计研究。例如:Fromme(2003)通过研究 1997—1998 年德国 6—16 岁青少年每天花费在各种电子媒介的时间发现,玩电子游戏主要与同伴相关。在网上玩游戏过程中,同伴是主要的顾问和调解人,也常常是新游戏的介绍人,同伴之间通过双向交流互相补充和渗透游戏的经验。Marshall 等(2006)通过整理前期文献统计发现,18 岁以下青少年每天看电视的时间平均在 1.8—2.8 小时,每天玩游戏的时间平均在 1.4 小时。Devis-Devis 等(2009)发现,西班牙 12—16 岁青少年在屏幕媒介上平均每天花费的时间是 2.52 个小时,其中看电视的时间是 1.73 个小时,玩电子游戏的时间是 0.27 个小时,玩手机的时间是 0.52 个小时。

在为数不多的关于同伴效应影响青少年电子媒介使用的定量研究中,也大多集中在研究国外青少年受同伴在电子产品使用时间的深度边际影响,并没有文献讨论广度边际的影响。如 Fletcher(2006)发现在美国 7 至 11 年级青少年中,同伴平均看电视时间每增加 1 小时,学生看电视时间会增加近半小时。Escardibul 等(2013)发现,同伴在电子屏幕媒介花费的时间对西班牙学生在电子屏幕媒介上花费的时间产生了显著正的影响。本文借鉴上述文献的研究方法和思路,利用随机分班的样本,研究班级内同伴效应对我国青少年上网玩游戏(看电视)的深度和广度边际的影响。

三、计量模型和数据描述

(一)计量模型。本文研究班级内同伴上网玩游戏(看电视)的比例或平均花费时间对学生个体上网玩游戏(看电视)参与行为或时间的影响。具体模型设定如下:

$$Y_{i,gs} = \beta_0 + \beta_1 peer_{i,gs} + \beta_2 X_{i,gs} + \beta_3 R_{cgs} + \alpha_{gs} + \epsilon_{i,gs} \quad (1)$$

在分析上网玩游戏(看电视)参与比例的同伴效应时, $Y_{i,gs}$ 表示 s 学校 g 年级 c 班级的学生 i 是否在受访的上周工作日和周末都有上网玩游戏(看电视)参与行为的虚拟变量, 如果学生 i 有上网玩游戏(看电视)的行为取值为 1, 否则取值为 0。根据 Manski(1993)提出的理论, Lee(2007)证明了当组的规模大小有差异时同伴效应可以被识别。在 CEPS 数据中, 各个班级的人数不同, 并且可以通过随机分班数据排除相关效应, 因此可以识别同伴效应。具体同伴的变量设定如式(2)所示, $peer_{i,gs}$ 表示 s 学校 g 年级 c 班级内除学生 i 外同伴参与上网玩游戏(看电视)的比例, 其中 N 是 s 学校 g 年级 c 班级里学生人数, y_j 是学生 i 的班级同伴 j 参与上网玩游戏(看电视)行为的虚拟变量。

$$peer_{i,gs} = \frac{1}{N-1} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N y_j \quad (2)$$

在分析同伴上网玩游戏(看电视)花费时间的同伴效应时, $Y_{i,gs}$ 表示来自 s 学校 g 年级 c 班级的学生 i 在受访的上周工作日和周末平均每天在上网玩游戏(看电视)上花费的小时数。这时式(2)同伴变量的设定为 s 学校 g 年级 c 班级内除学生 i 外的平均每天在上网玩游戏(看电视)所花费时间的均值。系数 β_1 为估算的同伴效应。

由于上网玩游戏(看电视)参与行为和花费的时间不仅受到同伴的影响, 也与学生的个人、家庭、班级与学校的特征有关, 因此回归方程中控制了学生特征和家庭背景变量 $X_{i,gs}$, 包括影响学生行为的先决变量: 性别、民族、年龄、独生子女、户口类型、父母学历、家庭经济状况和家里是否有电脑网络等。为排除班级样本自选择引起的相关效应, 除了使用随机分班的班级样本外, 模型进一步控制了学生六年级, 即初中入学前的先决变量。比如青少年上网玩游戏可能与这个年龄对新事物敏感、好奇心强、容易被新鲜事物所吸引有关(佐斌和马红宇, 2010), 因此, 模型中同时加入学生自评的六年级时对新鲜事物好奇程度等先决变量的指标。^①为了排除相关效应中的共同环境因素, 回归中进一步控制学校年级固定效应 α_{gs} 和班级的特征 R_{cgs} , 包括班级排名、班级规模、班主任的教龄、性别、年龄和学历。考虑到学生行为还与其他表现以及父母管教形式有关, 我们也进一步控制学生的健康状况、认知成绩、是否寄宿和父母管教方式(如父母对作业考试的严厉程度、父母对学校表现的严厉程度)等变量。由于上网玩游戏(看电视)的参与行为是虚拟变量, 模型(1)使用边际 *probit* 回归; 上网玩游戏(看电视)的时间是非负的截尾数据, 模型(1)采用 *tobit* 回归。考虑到班级内部学生成绩的相关性, 所有的回归均使用班级层面的聚类标准差。

(二)数据描述。本文使用“中国教育追踪调查”(CEPS)2013—2014 学年七年级和九年级数据。该调查采用 *PPS* 的抽样法, 在全国范围内随机抽取 28 个县(区), 每个县(区)抽取 4 所学校, 每个学校在七、九年级各抽取 2 个班级, 共在全国范围内抽取 112 所学校、438 个班、约 19 487 名学生作为调查样本。调查内容包括学生问卷、家长问卷、班主任任课老师以及学校层面的问卷。学生调查问卷还收集学生平均每天的课外活动安排, 包括上网玩游戏和看电视的时间等信息。

本文使用的是 CEPS 数据中随机分班样本数据。根据 Manski(1993)的理论, 利用随机分班的样本才能剔除相关效应中的相关群体因素, 因此选择新生入学时随机分班且之后没有重新分

^① 对新鲜事物好奇程度设为虚拟变量, “我对新鲜事物很好奇”的回答为“完全不同意(1), 不太同意(2)”取值为 0, 回答为“比较同意(3)、完全同意(4)”取值为 1。

班,也没有按照任何课程科目成绩分班的“随机分班”学校样本。最终有效的回归样本包括 77 所学校、219 个班级、8 489 个学生。近些年不少文献也使用该数据中的随机分班样本进行同伴效应研究(Gong 等, 2018; 等)。遵循以上文献的设定,由于随机分班是在学校内部进行的,本文通过在模型中加入学校年级固定效应的方式来排除学生在不同学校之间的自选择偏差。

在主要变量定义方面,上网玩游戏(看电视)的参与行为和花费的时间是从学生问卷里“上周一到上周五(上周末),你平均每天在‘上网玩游戏’(‘看电视’)课外活动时间安排”提取出来的,并定义了是否参与上网玩游戏或看电视行为两个虚拟变量。如果上周一到上周五和上周末的上网玩游戏(看电视)时间都大于 0,则上网玩游戏(看电视)参与行为虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。上网玩游戏(看电视)花费时间是学生在工作日和周末每天上网玩游戏(看电视)时间的加权平均。异质性分析中将进一步区分工作日和周末同伴效应的影响差异。表 1 列出了主要变量在是否参与上网玩游戏(看电视)两个群体间的均值差异。

表 1 上网玩游戏(看电视)参与行为的学生组间均值差异

	变量	上网玩游戏			看电视		
		否	是		否	是	
学生表现	学生人数	5 265	3 224		3 901	4 243	
	同伴工作日和周末上网玩游戏/看电视比例	0.31 (0.15)	0.40 (0.15)	***	0.44 (0.17)	0.54 (0.16)	***
	同伴工作日和周末每天上网玩游戏/看电视时间	0.30 (0.57)	1.93 (2.06)	***	0.41 (0.70)	1.81 (1.84)	***
	认知成绩	10.50 (3.79)	10.42 (3.79)		10.72 (3.84)	10.26 (3.73)	***
	六年级学习表现	22.80 (3.79)	22.41 (4.05)	***	22.76 (3.88)	22.59 (3.88)	**
	六年级时排名前 3	0.13 (0.00)	0.13 (0.01)		0.15 (0.01)	0.12 (0.01)	***
学生特征	农业户口	0.48 (0.50)	0.45 (0.50)	**	0.46 (0.50)	0.48 (0.50)	*
	学生寄宿(寄宿=1,不寄宿=0)	0.28 (0.45)	0.16 (0.37)	***	0.31 (0.46)	0.18 (0.38)	***
	本地学生(本地学生=1,流动学生=0)	0.84 (0.37)	0.76 (0.43)	***	0.84 (0.37)	0.78 (0.41)	***
	男生	0.50 (0.50)	0.52 (0.50)		0.49 (0.50)	0.52 (0.50)	**
	少数民族	0.11 (0.32)	0.09 (0.28)	***	0.10 (0.30)	0.10 (0.31)	
	年龄	14.03 (1.32)	13.92 (1.30)	***	14.10 (1.30)	13.90 (1.31)	***
	健康状况(很不好=1,很好=5)	4.08 (0.90)	4.16 (0.87)	***	4.09 (0.89)	4.13 (0.88)	**
	兄弟姐妹数量	1.30 (0.63)	1.27 (0.62)	*	1.27 (0.61)	1.31 (0.63)	*

注:括号里为标准差,*表示组间的差异的显著性,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$,下表同。由于篇幅限制,未汇报家庭特征和班级特征变量的描述统计量,如有需要可向作者索取。

图 1 刻画了学生及其班内同伴上网玩游戏(看电视)的参与比例和花费时间的分布,左上方图显示工作日并且周末学生看电视比上网玩游戏的比例高,上网玩游戏的学生占 36%,看电视的比例为 52%。右上方显示班级内同伴上网玩游戏(看电视)的比例分布,班级内同伴上网玩游戏的平均比例为 34.29%,其中同伴上网玩游戏比例最高为 80.77%,最低为 0.00%;班内同伴看电视的平均比例为 49.52%,其中班级内同伴看电视比例最高为 92.68%,最低为 0.00%,表明样本中不同班级玩游戏(看电视)的比例差异较大。左下方显示学生每天上网玩游戏(看电视)的平均时间是 0.88(1.14)个小时,大部分学生平均每天上网玩游戏或看电视的时间不超过 2 个小时。右下方显示班级同伴平均每天上网玩游戏(看电视)的时间大都在 2 小时之内,也存在较大差异,标准差为 0.475(0.513)小时。

为验证样本“随机分班”的可靠性,我们分别从学生和教师特征进行检验。表 2 从全样本和分年级样本检验学生个体先决特征变量与班级其他同学特征的相关性。借鉴 Sacerdote 等(2001)、

Guryan 等(2009)和 Eisenberg 等(2014)的随机检验方法,如果学校内部随机分班的假设成立,在控制学校年级固定效应后,个体的先决特征变量和同伴的平均特征无关,即个体的先决特征变量对同伴该变量的均值做回归,其回归系数应该不显著。Guryan 等(2009)指出在样本有限的情况下,该检验存在固有偏差,因为个体不可能是自己的同伴,即使在随机分配的样本中,个体的先决特征变量和同伴的平均特征也会出现显著的负相关。比如一个高能力个体的同伴能力要比低能力个体的同伴能力更差。而如果回归中出现显著的正相关,则表明学生在班级之间存在相似的学生被分配到相同班级的现象,随机分班的假设不成立。表 2 中列出了分别以个体每个背景特征为因变量,对同伴相应的先决特征变量的均值进行回归的系数。结果显示个别变量(全样本中的学生性别、母亲教育水平、父亲职业和九年级中的农业户口)存在系数显著且为负的情况,大部分变量的系数不显著,没有出现正向显著相关的情况。根据 Guryan 等(2009)指出的在样本有限的情况下,这些负相关属于随机检验中存在的固有偏差。因此总体上看,并没有发现学生与其同伴特征有显著的正向选择问题。

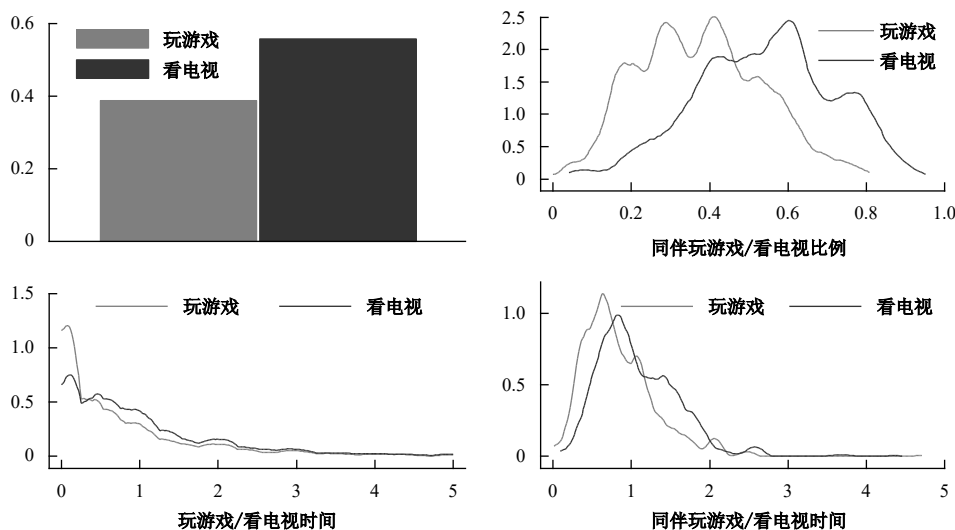


图 1 玩游戏/看电视分布图

表 2 学生随机分班的检验

因变量	(1) 所有学生	(2) 七年级	(3) 九年级	因变量	(1) 所有学生	(2) 七年级	(3) 九年级
男生	-2.554*** (0.348)	-2.219*** (0.598)	-3.009*** (0.767)	六年级时排名前 3	-0.006 (0.063)	0.076 (0.064)	-0.153 (0.130)
农业户口	-0.033 (0.259)	0.247 (0.346)	-0.945* (0.554)	兄弟姐妹数量	-0.182 (0.148)	-0.030 (0.168)	-0.436 (0.271)
本地学生	0.150 (0.228)	0.219 (0.281)	0.022 (0.364)	父亲教育水平	-0.030 (0.166)	-0.286 (0.408)	0.170 (0.254)
经济状况	-0.159 (0.180)	-0.148 (0.346)	-0.173 (0.348)	母亲教育水平	-0.471** (0.193)	-0.375 (0.242)	-0.598 (0.556)
年龄	-0.004 (0.013)	-0.002 (0.021)	-0.006 (0.032)	父亲的职业	-0.161* (0.097)	-0.029 (0.130)	-0.448 (0.296)
六年级学习表现	0.013 (0.051)	-0.000 (0.098)	0.037 (0.093)	母亲的职业	-0.119 (0.099)	-0.232 (0.186)	0.035 (0.211)

注: 括号内为班级层面的聚类稳健性标准误, ***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。

为检验教师是否随机被分配到每个班级,表 3 汇报了控制学校年级固定效应后班主任的每个先决特征(班主任性别、班主任教学经验、班主任学历和班主任年龄)对班级学生和其父母的每个背景特征的均值分别进行回归的系数。结果显示回归系数都不显著,表明在随机分班的学校样本中,教师特征与班级学生和其父母特征之间并不存在显著的相关性。

表 3 教师随机分班的检验

因变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	班主任性别	标准误	班主任教学经验	标准误	班主任学历	标准误	班主任年龄	标准误
男生	-0.020	(0.309)	-0.105	(0.309)	0.184	(0.388)	-0.108	(0.193)
农业户口	0.502	(0.312)	-0.066	(0.272)	0.113	(0.301)	-0.071	(0.267)
本地学生	-0.153	(0.188)	0.141	(0.176)	-0.151	(0.292)	0.223	(0.182)
经济状况	0.033	(0.400)	0.333	(0.431)	-0.005	(0.461)	0.205	(0.380)
年龄	-0.033	(0.173)	0.039	(0.115)	0.009	(0.193)	-0.065	(0.100)
六年级学习表现	-0.012	(0.039)	0.006	(0.029)	-0.017	(0.046)	-0.016	(0.030)
六年级时排名前 3	-0.612	(0.689)	-0.235	(0.616)	1.187	(0.731)	-0.155	(0.557)
少数民族	0.132	(0.733)	-0.201	(0.543)	-0.214	(0.959)	0.197	(0.496)
兄弟姐妹数量	-0.286	(0.193)	-0.253	(0.162)	-0.018	(0.227)	-0.156	(0.119)
父亲学历	-0.229	(0.423)	0.068	(0.319)	-0.195	(0.482)	0.196	(0.273)
母亲学历	0.260	(0.478)	0.403	(0.426)	-0.196	(0.529)	0.557	(0.381)
家庭经济状况	-0.155	(0.630)	0.586	(0.669)	-0.390	(0.691)	0.340	(0.586)
父亲的职业	0.079	(0.087)	-0.034	(0.079)	0.109	(0.105)	-0.060	(0.066)
母亲的职业	0.015	(0.082)	0.041	(0.055)	-0.027	(0.116)	0.001	(0.057)

注：括号内为班级层面的聚类稳健性标准误，***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ 。

四、研究结果

(一)基准回归。表 4 的 Panel A 汇报了模型(1)上网玩游戏(看电视)比例同伴效应的边际 Probit 回归结果,其中列(1)和列(3)控制了学生性别、民族和年龄等先决变量,列(2)和列(4)进一步控制了学生的认知成绩、健康状况以及是否寄宿等变量,同伴上网玩游戏(看电视)比例的系数显著为正。列(2)和列(4)的结果表明,班级内同伴上网玩游戏(看电视)比例提高 1%, 班内个体上网玩游戏(看电视)的概率提高 0.212%(0.286%)。类似地,表 4 的 Panel B 汇报了同伴平均每天上网玩游戏(看电视)时间同伴效应的 Tobit 估计结果。同样地,同伴上网玩游戏(看电视)的时间对学生个体都有显著正向影响,具体来讲,当班级内同伴平均每天上网玩游戏(看电视)的时间增加 1 小时,学生个体平均每天上网玩游戏(看电视)的时间增加 0.338(0.240)小时。该同伴效应的系数要小于文献中美国青少年的同伴效应,Fletcher(2006)中同伴效应的系数基本都接近 0.5 小时,这表明美国青少年使用电子媒介受同伴效应的影响更大。表 4 中 Panel A 和 Panel B 其他变量的系数与预期相同,由于篇幅的限制并未呈现。

表 4 上网玩游戏和看电视参与行为的基准回归结果

Panel A	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	是否上网玩游戏		是否看电视	
同伴上网玩游戏(看电视)的比例或时间	0.217**(0.088)	0.212**(0.087)	0.327***(0.077)	0.286***(0.078)
样本数	8 314	8 221	8 229	8 144
Panel B	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	每天上网玩游戏的时间		每天看电视的时间	
同伴上网玩游戏(看电视)的比例或时间	0.359***(0.128)	0.338***(0.130)	0.285**(0.123)	0.240*(0.127)
样本数	8 203	8 203	8 137	8 137
进一步加入控制变量	否	是	否	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是

注：班级特征包括班级排名、班级规模、班主任教龄、班主任性别、班主任年龄和班主任学历。括号内为班级层面的聚类稳健性标准误，***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ 。

(二)反射性问题。Manski(1993)指出在识别同伴效应的时候会出现反射性问题,并把反射性问题分解成外生效应、内生效应和相关效应(包括相关群体因素和相关环境因素)三种效应。本文的内生效应是指在其他条件都相同的情况下,学生个体上网玩游戏(看电视)行为随着班内其他学生上网玩游戏(看电视)行为的变化而变化,由于同伴的行为引发了游戏(看电视)的行为规范和认同度,因此会改变个体上网玩游戏(看电视)的行为,而个体这种改变又反过来会影响同伴。从政策含义上看,内生效应具有乘数效应,例如:当一项干预影响一部分学生时,这部分学生会通过同伴效应来影响其他学生,其他学生反过来会再影响这部分学生,依次循环影响。上网玩游戏(看电视)行为的外生效应是指同伴的外生(背景)特征对个体行为的影响,即学生上网玩游戏(看电视)行为随着班内同伴家庭背景特征等外在特征的变化而变化,例如:如果大多数同龄人来自于对于上网玩游戏的管束宽松的家庭,那么个人上网玩游戏的概率就会增加。虽然外生效应也是一种社会影响,但其在政策上不存在乘数效应。相关效应是指相同班级中的学生个体相似或者处在相似的环境中而倾向于表现相似。相关效应中的相关群体因素指相似的学生会被分到相同的班级,即“人以群分”,或实证研究中常指的样本自选择问题,基准回归中使用随机分班的样本排除自选择引起的偏差,这一节将检验随机分班样本的可靠性;相关效应中的共同环境因素描述因为处于相同环境(例如,地理环境,制度环境)而对个体行为有相似的影响,比如:学校环境、班级氛围、教师质量等,这一节将进一步验证排除相关效应中的共同环境因素后结果是否稳健。

首先,针对随机分班的样本数据,可能存在一部分学校虽然在问卷中回答了随机分班,但是在实际操作中并不一定严格对学生和老师进行随机分配的问题。为了进一步估算样本中存在非随机分班可能给基准回归估算结果带来的偏差,我们进行了两个检验。一是参照 Gong 等(2018)的做法,从样本中随机地删除学校,观察回归结果是否有明显变化。如果学校大部分是随机分班,那么使用其随机分班子样本的回归结果和基准回归结果不会有太大的偏离。为了保证样本的规模,每次随机删除了 10% 的学校(总共 77 所学校,每次删去 8 所学校),进行了 1 000 次回归。图 2 画出了全部子样本回归中玩游戏(看电视)的参与行为和时间同伴效应系数的分布,其中垂线为基准回归的系数值,可以看出随机删除后样本的系数基本集中在基准回归系数值附近,表明基准回归结果并没有因为包含非随机分班数据而造成严重偏误。二是考虑到有部分学校可能会把能力较好的老师分配给成绩较好的班级,为检验学校里的师资是否随机分配到每个班级可能引起的估计偏差,表 5 控制了与认知能力最相关的语文、数学和英语三门学科任课老师的性别、学历和教龄,结果与基准回归保持一致。

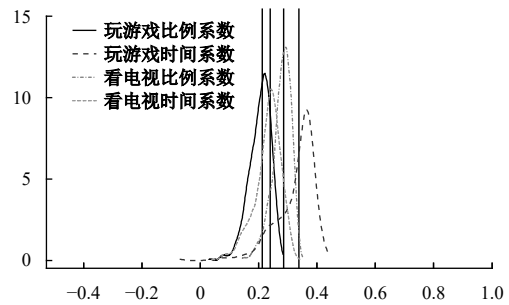


图 2 玩游戏/看电视同伴效应系数分布图

表 5 控制任课老师特征的回归结果

因变量	(1)是否上网玩游戏	(2)是否看电视	(3)上网玩游戏时间	(4)看电视时间
同伴上网玩游戏(看电视)的比例或时间	0.214 ^{**} (0.099)	0.238 ^{***} (0.090)	0.285 ^{**} (0.138)	0.263 ^{**} (0.131)
学校年级固定效应	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
样本数	7 486	7 416	7 469	7 409

注:控制变量同表 4 列(2)、列(4),括号内为班级层面的聚类稳健性标准误,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。下表统同。

其次,我们通过以下两个检验控制相关效应中的共同环境因素。第一,通过伪回归检验基准回归中的同伴效应是否是学校共同环境因素导致的。具体方法为:在相同学校相同年级内部,把2个班级内的所有学生随机分成与原来班级规模相同的2个班级,再用生成的伪班级数据进行回归,重复执行1000次随机检验。如果基准回归中的同伴效应是学校共同环境因素导致的,那么伪回归的同伴效应的系数与基准回归相近且显著。图3绘制了1000次伪回归检验的系数值,上网玩游戏(看电视)比例的系数都集中在0值附近,1000次系数的均值为-0.026(-0.188)。上网玩游戏时间系数均值为0.096,其中1000个系数中在1%和5%水平下显著的仅有9和52个;看电视时间系数均值为-0.139,其中1000个系数中在1%和5%水平下显著的仅有11和67个。可以看出,伪回归中的系数或者为负或者不显著且其系数与基准回归中对应系数相距较远,因此基准回归估计的同伴效应并不是由学校共同环境因素导致的。

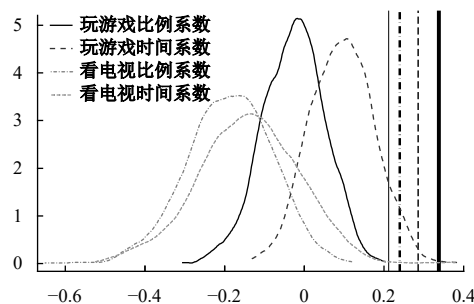


图3 1000次伪回归的系数分布图

第二,除了学校层面的共同环境因素之外,学生是否上网玩游戏和看电视还受他们共同任课老师等其他班级层面共同环境因素的干扰。如任课老师的严厉程度和教育方式会影响班级所有学生的表现,而这个影响应该从同伴效应中被排除。参照文献中通过工具变量剔除共同环境因素的做法,我们选取只能通过影响同伴是否上网玩游戏(看电视)而不能直接影响被解释个体是否上网玩游戏(看电视)的变量作为工具变量,如同伴父母对其行为的严厉程度,即个体父母只会通过影响自己孩子的行为来影响其班内同伴,而不会直接影响其同伴的行为,具体包括同伴父母对看电视或上网时间有非常严厉的比例和同伴是否每周与父母一起看电视的比例。工具变量估计的结果如表6所示,所有的系数均为正且至少在5%的水平下显著。工具变量相关检验显示,第一阶段的结果中同伴父母的管教方式都显著影响同伴玩游戏(看电视)的比例或者时间,且第一阶段的 F 值远高于10%偏误水平下的临界值,通过了弱工具变量的检验。过度识别的 P 值大于0.10,不能拒绝所有工具变量均为外生的假设,进一步验证了工具变量的可靠性。

表6 工具变量回归结果

因变量	(1)是否上网玩游戏	(2)是否看电视	(3)上网玩游戏时间	(4)看电视时间
同伴上网玩游戏(看电视)的比例或时间	0.459***(0.165)	0.337***(0.170)	0.571***(0.140)	0.433***(0.200)
学校年级固定效应	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
样本数	8 115	8 124	8 058	8 035
R^2	0.124	0.123	0.135	0.120
过度识别 Sargan 的 P 值	0.849	0.968	0.936	0.698
第一阶段结果				
同伴父母对上网玩游戏/看电视严厉的比例	-0.146 [*] (0.079)	-0.066 (0.096)	-1.557*** (0.042)	-0.788*** (0.043)
同伴与父母一起看电视比例	0.283*** (0.078)	0.357*** (0.077)	0.928*** (0.375)	0.589*** (0.041)
F 值	309.582	361.051	551.203	245.766
R^2	0.766	0.780	0.760	0.753

(三)机制分析。文献中发现学生与朋友的关系可能影响同伴效应的大小(Nathanson, 2001; Willoughby, 2008; 李长洪和林文炼, 2019); 父母对其子女管教的严厉程度也许会减弱其受同伴的影响程度; 寄宿学校的学生之间交流的机会更多, 但学校管理可能较为严格, 在校期间上网玩游戏(看电视)的机会可能比走读生更少。因此, 这一节从班级同学关系、父母教育方式以及是否寄宿学校等角度探讨影响同伴效应的机制。

表 7 中通过交互项的方式将这些机制变量 X 分别与同伴的平均上网玩游戏(看电视)比例或时间相乘来估算同伴效应的影响机制。^①首先, 对于上网玩游戏, 表 7 中“同学关系”与同伴上网玩游戏的比例和时间的交互项都显著为正, 这表明当学生之间互动增加时, 他们会互相分享对网络游戏的了解和掌握程度, 同伴效应更大。这与文献中的发现一致, Willoughby(2008)发现亲密的朋友关系增加了高中生网络游戏的使用频率, Ho 和 Lee(2001)也发现社交活动更多的人使用电脑和上网也更多。但同学关系与看电视的比例和时间的交互项均不显著, 这可能反映初中生之间对游戏的交流比电视内容的交流更多。看电视是图像信息的被动接受, 而玩电子游戏是主动参与, 游戏给学生带来的体验感和刺激可能更强烈。对于上网玩游戏, 青少年在同伴之间交谈时不仅仅只是交流经验与感受, 还可能与同伴有合作或者竞赛的关系; 对于看电视, 更多的是交流感受, 可能不存在与同伴有合作或者竞赛的关系。因此, 上网玩游戏的同伴效应受同学关系的影响更大。

表 7 上网玩游戏/看电视参与行为的机制分析

影响机制的变量 X :	同学关系	父母对上网严厉程度	学生寄宿	同学关系	父母对上网严厉程度	学生寄宿
	Panel A 因变量: 是否上网玩游戏			Panel C 因变量: 是否看电视		
$X \times$ 同伴上网玩游戏比例	0.153*	-0.074	0.047	0.039	0.057	0.090
	(0.087)	(0.068)	(0.120)	(0.089)	(0.059)	(0.112)
X	-0.087**	-0.099***	-0.094**	-0.024	-0.112***	-0.215***
	(0.036)	(0.029)	(0.045)	(0.055)	(0.033)	(0.066)
同伴上网玩游戏的比例	0.079	0.260***	0.197**	0.234**	0.248***	0.247***
	(0.114)	(0.082)	(0.081)	(0.103)	(0.076)	(0.085)
样本数	8,268	8,256	8,314	8,184	8,212	8,229
R^2	0.121	0.134	0.121	0.123	0.128	0.122
	Panel B 因变量: 上网玩游戏时间			Panel D 因变量: 看电视的时间		
$X \times$ 同伴上网玩游戏时间	0.149**	0.005	-0.100	-0.007	0.132***	-0.002
	(0.069)	(0.062)	(0.083)	(0.058)	(0.047)	(0.087)
X	-0.329***	-0.545***	0.033	-0.184**	-0.385***	-0.106
	(0.090)	(0.070)	(0.118)	(0.093)	(0.066)	(0.140)
同伴上网玩游戏的时间	0.044	0.135	0.189**	0.066	0.008	0.063
	(0.093)	(0.083)	(0.088)	(0.078)	(0.073)	(0.070)
样本数	8,157	8,145	8,203	8,093	8,121	8,137
R^2	0.156	0.186	0.157	0.130	0.132	0.126
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是

注: 同表 5。1、同学关系: 班里大多数同学对我很友好(完全不同意、比较不同意、比较同意、完全同意), 虚拟变量的设定为完全不同意和比较不同意为 0, 比较同意和完全同意为 1; 2、学生寄宿: 周一到周四的晚上, 你是否在学校寄宿? 虚拟变量的设定是为 1, 否为 0。

① 由于非线性模型(*probit* 或 *logit*)中含有交互项会使得交互项的解释相对复杂, 因此遵循文献中的方法, 机制和异质性分析部分, 我们使用线性概率模型(*LPM*)检验上网玩游戏(看电视)参与行为的同伴效应; 使用泊松拟最大似然估计法(*PPML*)回归检验上网玩游戏(看电视)花费的时间的同伴效应(Greene, 2010)。

其次,父母对上网玩游戏(看电视)的严格程度,可能会降低同伴的影响,但结果显示父母的严厉程度与同伴上网玩游戏的比例和时间的交互项系数都不显著,这说明父母对上网玩游戏严厉管理并不能有效降低青少年上网玩游戏受同伴的影响。

最后,寄宿学校对上网玩游戏和看电视同伴效应可能有两方面影响:一方面寄宿学校会增加同学之间的交流,同学之间的相互效仿和影响更大;另一方面由于很多学校内部不允许学生在寄宿期间上网玩游戏或看电视,因此在这方面的同伴效应可能更小。表 8 显示,“学生寄宿”与上网玩游戏或看电视同伴表现的交互项均不显著,这可能是以上两种因素互相抵消的结果。

表 8 工作日和周末上网玩游戏/看电视的同伴效应的异质性

Panel A 因变量	是否上网玩游戏		是否看电视	
	(1)工作日	(2)周末	(3)工作日	(4)周末
同伴上网玩游戏(看电视)的比例	0.202 ^{**} (0.087)	0.290 ^{***} (0.089)	0.298 ^{***} (0.074)	0.194 ^{***} (0.070)
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是
样本数	8 314	8 221	8 229	8 180
Panel B 因变量	每天上网玩游戏的时间		每天看电视的时间	
	(1)工作日	(2)周末	(3)工作日	(4)周末
同伴上网玩游戏(看电视)平均时间	0.162(0.224)	0.385 ^{***} (0.103)	0.173(0.183)	0.163(0.112)
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是
样本数	8 304	8 288	8 223	8 175

(四)异质性分析。首先,由于青少年工作日主要在学校上学与同学互动较多,但空闲时间较少,而周末与同学互动较少,但自由支配的时间较多,Devis-Devis 等(2009)发现青少年对电视和手机在周末使用比工作日使用的时间更多。因此工作日和周末上网玩游戏(看电视)的参与行为和受同伴效应的影响可能有所不同。

基准回归中是否上网玩游戏(看电视)的虚拟变量是基于调查上周的工作日和周末是否都上网玩游戏(看电视)来定义的。这里分别检验工作日与周末这两个不同时间上网玩游戏(看电视)的参与行为和花费的时间受相应时间内同伴表现的影响。结果如表 8 的 Panel A 所示,在工作日和周末同伴效应对玩游戏和看电视均存在广度边际的影响,这表明同伴上网玩游戏的参与比例对个体参与行为无论在工作日或者周末都有显著影响。从上网玩游戏(看电视)时间上看,同伴效应对深度边际的影响仅在周末玩游戏的时间上有显著影响,对工作日并没有影响。这可能是因为工作日学生自由的时间比较少,其时间支配的弹性也比较小;而周末时间虽然不与同伴在一起,但是同伴之间的影响仍然存在。从玩游戏和看电视的差异上看,同伴对周末玩游戏的时间影响显著,但对周末看电视的时间影响不显著,可以看出青少年之间的同伴效应对玩游戏影响更大。

其次,不同性别、年级和年龄的学生受同伴效应的影响也不同,比如文献中发现男生、年龄小的学生更容易受同伴效应的影响(Griffith 和 Rask, 2014 等)。为检验不同组别之间的差异,表 9 中将男生、九年级、是否大于班级平均年龄的虚拟变量与同伴的表现作交互项。从交互项的系数上看,男女生在上网玩游戏上的同伴效应没有显著差异,而在看电视参与行为和花费的时间上女生的同伴效应更大,这表明女生相比于男生会更多与同伴交流看电视的内容;从年级的异质性看,七年级参与上网玩游戏受同伴的影响更大,但在玩游戏和看电视花费的时间上年级之间

不存在显著差异。从年龄的异质性看,年龄大的学生在看电视参与行为上受同伴的影响更小,但在玩游戏和看电视花费的时间上相同年级中无论年龄大小受同伴的影响差异不显著。此外,我们也做了同伴效应在成绩优秀和一般学生上的异质性,结果没有显著差异,由于篇幅限制,结果未在表格中呈现。

表 9 同伴效应在性别、年级和年龄上的异质性

Panel A 因变量	是否上网玩游戏			是否看电视		
	(1)性别	(2)年级	(3)年龄	(4)性别	(5)年级	(6)年龄
X						
X×同伴上网玩游戏(看电视)的比例	-0.050(0.064)	-0.255*** (0.085)	0.035(0.058)	-0.148*** (0.052)	-0.012(0.066)	-0.092* (0.054)
同伴上网玩游戏(看电视)的比例	0.234*** (0.087)	0.296*** (0.082)	0.193** (0.085)	0.350*** (0.074)	0.278*** (0.081)	0.312*** (0.073)
X	0.038(0.025)	0.074** (0.034)	-0.010(0.023)	0.115*** (0.031)	-0.037(0.042)	0.037(0.032)
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	8 314	8 314	8 314	8 229	8 229	8 229
R ²	0.121	0.122	0.121	0.123	0.122	0.123
Panel B 因变量	每天上网玩游戏的时间			每天看电视的时间		
X	(1)性别	(2)年级	(3)年龄	(4)性别	(5)年级	(6)年龄
X×同伴上网玩游戏(看电视)的时间	0.117(0.073)	-0.075(0.082)	0.019(0.126)	-0.150** (0.061)	-0.022(0.067)	-0.073(0.068)
同伴上网玩游戏(看电视)的时间	0.078(0.100)	0.191* (0.101)	0.236* (0.123)	0.154** (0.070)	0.066(0.069)	0.096(0.075)
X	0.350*** (0.074)	0.126(0.087)	0.029(0.096)	0.328*** (0.074)	-0.204* (0.106)	0.114(0.085)
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	8 203	8 203	8 203	8 137	8 137	8 137
R ²	0.157	0.139	0.155	0.128	0.120	0.127

注:性别:男生取值为1,女生取值为0;年级:九年级取值为1,七年级取值为0;年龄:大于班级平均年龄取值为1,小于班级平均年龄取值为0。

五、结 论

随着互联网科学技术的发展,青少年使用电子产品越来越普及。同时,青春期被认为是人格行为塑造的关键时期(Irwin 等, 2002),也是最容易受同伴影响的时期。而文献中关于青少年上网玩游戏(看电视)同伴效应的研究很少。本文使用“中国教育追踪调查”(CEPS)2013—2014 学年七年级和九年级的随机分班数据来分析青少年上网玩游戏和看电视的同伴效应。

实证研究发现上网玩游戏(看电视)的参与行为和时间都存在显著的正向同伴效应,班级同伴上网玩游戏(看电视)比例提高 1%,个体上网玩游戏(看电视)的概率提高 0.212%(0.286%),而班级同伴上网玩游戏(看电视)时间每增加 1 小时,个体上网玩游戏(看电视)的时间增加 0.338 (0.240)小时。进一步分析同伴效应的潜在机制发现,同学交往对上网玩游戏的同伴效应影响显著,但对看电视的同伴效应影响不显著,父母对上网玩游戏的严厉程度不影响同伴效应。异质性分析的结果发现,同伴效应主要影响周末玩游戏的时间,低年级学生上网玩游戏的同伴效应更大,女生看电视受同伴的影响更大。

由于数据的限制,本文无法区分学生看电视和上网玩游戏的具体内容,有些电视节目、网络内容或者电子游戏可以帮助青少年拓宽知识面,提高智力与反应能力,应用更有效的学习方法,但是有些却导致青少年成瘾或引发不良行为,未来的研究需要区分不同类型的电视或者游戏的同伴效应,以帮助教师和家长更好地引导青少年的行为。

参考文献:

- [1]李长洪,林文炼.“近墨者黑”:负向情绪会传染吗?——基于“班级”社交网络视角[J]. *经济学(季刊)*, 2019, (2): 597–616.
- [2]李磊,胡博,郑妍妍.肥胖会传染吗?[J]. *经济学(季刊)*, 2016, (2): 429–452.
- [3]王春超,钟锦鹏.同群效应与非认知能力——基于儿童的随机实地实验研究[J]. *经济研究*, 2018, (12): 177–192.
- [4]佐斌,马红宇.青少年网络游戏成瘾的现状研究——基于十省市的调查与分析[J]. *华中师范大学学报(人文社会科学版)*, 2010, (4): 117–122.
- [5]Adachi P J C, Willoughby T. The effect of violent video games on aggression: Is it more than just the violence?[J]. *Aggression and Violent Behavior*, 2011, 16(1): 55–62.
- [6]Ali M M, Dwyer D S. Social network effects in alcohol consumption among adolescents[J]. *Addictive Behaviors*, 2010, 35(4): 337–342.
- [7]Clark A E, Lohéac Y. “It wasn’t me, it was them!” Social influence in risky behavior by adolescents[J]. *Journal of Health Economics*, 2007, 26(4): 763–784.
- [8]Devis-Devis J, Peiró-Velert C, Beltrán-Carrillo V J, et al. Screen media time usage of 12-16 year-old Spanish school adolescents: Effects of personal and socioeconomic factors, season and type of day[J]. *Journal of Adolescence*, 2009, 32(2): 213–231.
- [9]Eisenberg D, Golberstein E, Whitlock J L. Peer effects on risky behaviors: New evidence from college roommate assignments[J]. *Journal of Health Economics*, 2014, 33: 126–138.
- [10]Escaridubul J O, Mora T, Villarroya A. Peer effects on youth screen media consumption in Catalonia(Spain)[J]. *Journal of Cultural Economics*, 2013, 37(2): 185–201.
- [11]Fletcher J. Social interactions in adolescent television viewing[J]. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 2006, 160(4): 383–386.
- [12]Fromme J. Computer games as a part of children’s culture[J]. *Game Studies*, 2003, 3(1): 49–62.
- [13]Gentile D A, Lynch P J, Linder J R, et al. The effects of violent video game habits on adolescent hostility, aggressive behaviors, and school performance[J]. *Journal of Adolescence*, 2004, 27(1): 5–22.
- [14]Gong J, Lu Y, Song H. The effect of teacher gender on students’ academic and noncognitive outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 2018, 36(3): 743–778.
- [15]Gould E D, Lavy V, Paserman M D. Does immigration affect the long-term educational outcomes of natives? Quasi-experimental evidence[J]. *The Economic Journal*, 2009, 119(540): 1243–1269.
- [16]Greene W. Testing hypotheses about interaction terms in nonlinear models[J]. *Economics Letters*, 2010, 107(2): 291–296.
- [17]Griffith A L, Rask K N. Peer effects in higher education: A look at heterogeneous impacts[J]. *Economics of Education Review*, 2014, 39: 65–77.
- [18]Guryan J, Kroft K, Notowidigdo M J. Peer effects in the workplace: Evidence from random groupings in professional golf tournaments[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2009, 1(4): 34–68.
- [19]Ho S M Y, Lee T M C. Computer usage and its relationship with adolescent lifestyle in Hong Kong[J]. *Journal of Adolescent Health*, 2001, 29(4): 258–266.
- [20]Irwin C E Jr, Burg S J, Cart C U. America’s adolescents: Where have we been, where are we going?[J]. *Journal of Adolescent Health*, 2002, 31(S6): 91–121.
- [21]Kawaguchi D. Peer effects on substance use among American teenagers[J]. *Journal of Population Economics*, 2004, 17(2): 351–367.

- [22]Kuss D J, Griffiths M D. Internet and gaming addiction: A systematic literature review of neuroimaging studies[J]. *Brain Sciences*, 2012, 2(3): 347–374.
- [23]Lee L F. Identification and estimation of econometric models with group interactions, contextual factors and fixed effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 140(2): 333–374.
- [24]Lee L F, Liu X D, Lin X. Specification and estimation of social interaction models with network structures[J]. *The Econometrics Journal*, 2010, 13(2): 145–176.
- [25]Ma Y, Hou X, Huang J, et al. Educational inequality and achievement disparity: An empirical study of migrant children in China[J]. *Children and Youth Services Review*, 2018, 87: 145–153.
- [26]Manski C F. Identification of endogenous social effects: The reflection problem[J]. *The Review of Economic Studies*, 1993, 60(3): 531–542.
- [27]Marshall S J, Gorely T, Biddle S J H. A descriptive epidemiology of screen-based media use in youth: A review and critique[J]. *Journal of Adolescence*, 2006, 29(3): 333–349.
- [28]Nathanson A I. Parents versus peers: Exploring the significance of peer mediation of antisocial television[J]. *Communication Research*, 2001, 28(3): 251–274.
- [29]Suess D, Suoninen A, Garitaonandia C, et al. Media use and the relationships of children and teenagers with their peer groups: A study of Finnish, Spanish and Swiss cases[J]. *European Journal of Communication*, 1998, 13(4): 521–538.
- [30]Willoughby T. A short-term longitudinal study of Internet and computer game use by adolescent boys and girls: Prevalence, frequency of use, and psychosocial predictors[J]. *Developmental Psychology*, 2008, 44(1): 195–204.
- [31]Zimmerman D J. Peer effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(1): 9–23.

Peer Effects of Electronic Media Use Among Adolescents: A Class Social Network Perspective

Dong Caiting¹, Chen Yuanyuan²

(1. School of Finance and Investment, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China;

2. Key Laboratory of Mathematical Economics of Ministry of Education, Institute for Advanced Research, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: With the popularity of Internet and intelligent electronic products, adolescents spend more time playing video games and watching TV online, which has gradually become a concern of the whole society. However, there is no research on the peer effects of electronic media in China. Using the 2013-2014 random class assignment data from China Education Panel Survey (CEPS), this paper analyzes the peer effects of playing video games and watching TV online among the students in seventh and ninth grades. We study the extended margin of peer effects from the participation behavior of playing video games (watching TV), and the intensive margin of peer effects from the time spent on playing video games (watching TV). The results suggest positive and significant peer effects in both participation and time spent in playing video games (watching TV). The probability of students playing video games (watching TV) increases by 0.212% (0.286%) if the proportion of their classmates playing video games (watching TV) increases by 1%; while the time students spending on playing video games (watching TV) increases by 0.338 (0.240) hours if their classmates spend 1 more hour playing video games (watching TV). The results are robust after exclud-

ing correlation effects using instrumental variables or pseudo regression. The analysis of the influence mechanism of peer effects shows that the better the relationship between classmates, the greater the peer effects of playing video games, but this mechanism has no significant influence on the peer effects of watching TV. The severity of parents to their children playing video games (watching TV) does not change peer effects. The results of heterogeneity analysis show that the proportion of peer participation affects the student behavior of playing video games or watching TV on weekdays or weekends, but the peer effects only significantly affect the time spent on weekends, and does not significantly affect the time spent on weekdays. There is no significant difference in peer effects between male and female students playing video games, but the peer effects of female students watching TV are greater.

Key words: playing video games; watching TV; peer effects; random class assignment

(责任编辑 石头)

(上接第 109 页)

cities in China from 2010 to 2018 and the typical pilot practice of long-term care insurance in Jinan, this paper uses the synthetic control method for the first time to quantitatively assess the impact of long-term care insurance on women's employment, along with a series of robustness tests such as excluding iterated weight cities, ranking tests and the asymptotic DID model. According to the characteristics of employment discrimination, this paper further analyzes the employment discrimination suffered by women, using the synthetic control method by selecting the three dimensions of gender discrimination, urban-rural discrimination and geographical discrimination, and the three aspects of employment rate, income and working hours.

The results show that long-term care insurance has a significant promoting effect on female employment, with the implementation increasing female employment rate by 5-15 percentage points, monthly income by 426-556 yuan, and daily working hours by 0.3-0.6 hours. During the pilot period, long-term care insurance has mainly increased the labor supply of female households by reducing their burden of elderly care, but the pathway of increasing female labor demand through the development of elderly care and related industries remains weak. Further research shows that long-term care insurance has had a positive effect in promoting equal employment rates between men and women and income equality between urban and rural women, with the implementation increasing the employment rate ratio of women to men by 5-7 percentage points and the income ratio of rural women to urban women by 15-36 percentage points.

Based on the above results, this study proposes the following policy recommendations: On the one hand, we should improve the long-term care insurance system, including its coverage and security contents, to promote the structural optimization of the care patterns for the disabled elderly, and reduce the care burden and promote the social labor participation of working-age women in the families with the disabled elderly. On the other hand, we should promote the development of the elderly care industries and encourage the working-age women to participate in the long-term care business in various forms by setting up flexible compensation programs of long-term care insurance and improving supporting measures for female worker to participate in long-term care work.

Key words: long-term care insurance; labor participation; employment discrimination; female rights; synthetic control method

(责任编辑 石头)