

教育代际邻里效应与青少年人力资本积累

——来自 1986 年《义务教育法》的证据

刘 宏 李嘉莹*

摘 要：本文实证检验邻里教育环境对青少年人力资本积累的因果影响，探究教育在社区层面的代际外溢效应。利用 1986 年《中华人民共和国义务教育法》在各省分阶段实施的准实验，我们发现，给定自己母亲的受教育水平，社区其他母亲的平均受教育水平对青少年认知和非认知能力有显著的正向影响。男生、农村、家庭收入较低以及母亲受教育水平较低的青少年受邻里教育环境的影响更为明显。教育代际邻里效应的作用机制并不限于孩子间同伴效应，还会通过社会互动或榜样效应影响家庭的教养环境和教育期望。

关键词：人力资本；邻里效应；《义务教育法》

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.02.22

一、引 言

人力资本作为促进社会经济长期可持续发展的重要动力，一直以来受到党和国家的高度重视，2020 年 11 月发布的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》指出，改善民生和促进社会进步需要加大人力资本投入，促进教育公平，推动义务教育均衡发展和城乡一体化。我国国家财政性教育经费占 GDP 的比例自 2012 年首次实现 4% 目标以来，已连续 8 年超过 4%，2019 年为 4.04%，但仍低于世界平均值 4.53% 及美国的 4.96%。我国及世界其他国家如此重视公共教育投入的重要原因是，教育尤其是基础教育具有重要的正外部性，在改善受教育个体福利的同时，会对社会上其他人产生积极的外溢效应。

虽然教育的正外部性在理论上已得到广泛认可，但在实证上其外溢效应到底有多大还存在一定的争议。为识别教育社会外溢性的因果关系及程度，国际文献通常使用微观数据，考察一个地区平均受教育水平对个体工资收入及企业生产效率的影响 (Rauch, 1993; Acemoglu and Angrist, 2000; Liu, 2007)。最近的研究发现，教育不仅在代际内，而且在代与代之间也存在外溢效应。Chen et al. (2020) 基于我国 20 世纪六七十年代“上山下乡”运动这一准实验研究发现，知青通过知识和价值观的传递显著提高了当地农村孩子的教育获得。殷戈等 (2020) 发现，同班同学家长接受高等教育的比例会显

* 刘宏，中国人民大学劳动人事学院；李嘉莹，中央财经大学中国经济与管理研究院。通信作者及地址：刘宏，北京市海淀区中关村大街 59 号，中国人民大学劳动人事学院，100872；电话：13521246678；E-mail: liu_hong@ruc.edu.cn。本文为国家社科基金重大项目“强化就业优先政策、稳定和扩大就业研究” (21ZDA098) 和重点项目“人的全面发展的理论内涵与实现路径研究” (22AZD114) 的阶段性成果。感谢第一届中国代际流动研究学术论坛与会者的建议。文责自负。

著提高自己父母未受过高等教育的学生的成绩、认知及非认知能力。这两篇文献提供了我国在特定时期和班级环境内教育存在社会外溢性的重要证据。但是，在现代社会，教育尤其是基础教育是否在更大范围内如社区层面存在社会外溢性及其内在机制尚无可靠的研究。

有鉴于此，本文利用中国家庭追踪调查数据，检验和估计在控制自己父母受教育水平的情况下，社区层面其他学龄孩子父母平均受教育水平对青少年人力资本发展的代际溢出效应，并探究其中的作用机制。由于社区父母辈教育是对邻里质量的重要衡量，我们又称其为“邻里教育环境”，教育在社区层面上的代际外溢性也是一种邻里效应。一方面，由于我国优质基础教育资源的分布不均，现阶段的学区房和就近入学政策会加剧基于收入和财富的居住分割，扩大邻里教育环境的差距，导致受教育机会的不均等现象（冯皓和陆铭，2010）。另一方面，社区内部家庭之间的社会互动可以传递教育理念、教育方法、价值观及行为规范，社区内受教育程度较高的家长还有可能产生积极的榜样效应，对社区内青少年的学习态度、教育期望、认知和非认知能力及未来发展产生影响，因此，邻里教育环境的差异可能导致不同收入家庭孩子之间教育差距的进一步拉大。在此背景下，研究教育代际邻里效应具有重要的现实意义。

根据教育外溢效应相关文献的做法（Acemoglu and Angrist, 2000; Liu, 2007），本文利用我国1986年《中华人民共和国义务教育法》（以下简称《义务教育法》）在各省实施时间差异这一政策实验，构建工具变量（IV），解决由于居住地自选择和遗漏变量所导致的邻里教育环境的内生性问题。研究发现，在控制自己母亲受教育年限的情况下，社区母亲平均受教育年限每增加1年，青少年认知能力提高0.142个标准差，非认知能力提高0.107个标准差。通过异质性分析，我们发现，男生、农村、家庭收入较低以及母亲受教育水平较低的青少年在认知与非认知能力发展方面受到邻里教育环境的影响更为明显。进一步的机制探究表明，教育代际邻里效应的作用机制不仅包括孩子间的同伴效应，还会通过社会互动或榜样效应影响到家庭的教养环境和教育期望。

本文对现有文献的贡献体现在以下几个方面：第一，本文利用1986年《义务教育法》所带来的教育外生变化，识别并估计了基础教育在社区层面的代际外溢性，丰富了人力资本溢出效应领域的研究。第二，本文验证了邻里教育环境对我国青少年人力资本发展的重要作用，并发现其影响程度与自己母亲受教育水平的代际影响程度相当（Cui et al., 2019），拓展了居住分割和邻里效应相关文献的研究视角。第三，本文发现，良好的邻里教育环境有利于促进弱势家庭青少年的认知与非认知能力发展，为政府进一步推动义务教育均衡发展、促进教育公平提供了政策依据。第四，本文从社会互动和榜样效应视角详细探讨了教育代际邻里效应的作用机制，对更好地理解贫困儿童人力资本发展、制定有效缓解贫困代际循环的公共政策具有重要的启示。

二、文献综述和研究假说

（一）邻里环境与人力资本的研究现状

从20世纪90年代起，越来越多的国际文献开始关注由于贫富差距而导致的居住区分割现象，尤其是社区邻里环境对个体社会经济状况的长短期影响。一些研究者发现，

邻里环境与个体收入、受教育程度、认知能力和身心健康等人力资本因素之间存在显著的正相关性(Yamauchi, 2007; Deutscher, 2020)。但是,在计量上识别邻里环境与人力资本积累的因果关系存在技术上的困难。准实验的公共政策实施为研究者探究邻里环境的因果影响提供了条件,例如,美国1994年启动的贫困家庭住宅补贴计划随机为一部分贫困家庭提供住房补贴,使他们获得搬迁到贫困率较低社区的机会。研究者利用这一准实验发现,从高贫困率社区搬入低贫困率社区在短期和长期内均有利于成年人和女性青年的心理健康,显著提高了儿童成年后的收入和大学入学率(Kling et al., 2007; Chetty and Hendren, 2018a)。此外,Sharkey and Elwert (2011)考察社区贫困环境在代与代之间的持续影响,研究发现,家庭连续两代人均生活在贫困社区会导致儿童认知能力至少下降0.5个标准差,表明邻里环境对儿童发展的重要性不亚于家庭环境。

目前,国内关于儿童人力资本发展的研究主要关注家庭环境、学校环境以及同伴效应。关于邻里环境对儿童人力资本的影响研究还较为少见。在仅有的几项相关研究中,与本文比较接近的是王军鹏等(2020),他们发现,社区居民职业类型和学生考试成绩之间有显著的正相关性,但他们未能有效地解决邻里环境的内生性问题。此外,余丽甜和詹宇波(2018)发现,社区家庭教育支出平均值对家庭教育支出有显著的正向影响。还有两项关注学校和班级内学生家庭背景构成的研究发现,初中学校学生的平均阶层地位越高和阶层异质性越大,会显著提高该校学生的教育期望(吴愈晓和黄超,2016);同班同学家长受高等教育的比例越高,父母未受过高等教育的学生学习成绩、认知及非认知能力会显著提高(殷戈等,2020)。

(二) 邻里教育环境影响人力资本发展的相关机理

从理论上讲,邻里教育环境影响青少年人力资本发展的相关机理主要涉及以下几个方面。第一,社区居民的平均受教育水平直接关系到学校的财政资源投入以及社区配套的硬件设施(例如,社区图书馆、幼儿园、文化体育设施等)(Wodtke et al., 2011; 郑磊, 2015)。由于受教育程度较高的家长对优质教育资源的偏好和较强的经济实力,会主动选择居住地来实现偏好与地方教育资源之间的匹配,通过“用脚投票”机制促使地方政府加大教育和公共资源的投入,即通常所说的 Tiebout 群分过程(陆铭和张爽, 2007; Chetty and Hendren, 2018a)。

第二,社会互动效应(social interaction)。一方面,社区中受教育程度较高的家长会显著促进自己孩子的人力资本发展,通过孩子间的社会互动和同伴效应,对社区中其他孩子发展产生积极的影响(Cui et al., 2019)。另一方面,受教育程度较高的家长通常对子女的人力资本投入较多,有较为先进的教育理念和方法(McLeod and Shanahan, 1993),而社区家长间的社会互动、社会规范和价值观传递,会使得弱势家庭的家长修正自己的教育观念和方式,模仿或参照受教育程度较高家长的教育行为,为孩子提供更好的家庭教养环境(Yamauchi, 2007)。

第三,榜样效应(role model)。社区中受教育程度较高的家长大多具有较高的收入、职业地位及良好的生活状态,可以通过积极的示范榜样,使得弱势家庭的家长和青少年对教育回报形成正确的预期,从而提升他们的教育期望,激励他们追求更高的学业成就和教育获得。

上述国内外文献为本文的研究提供了重要参考，本文的实证研究利用中国1986年《义务教育法》改革所带来的社区父母辈受教育水平的内生性改善，系统地分析邻里教育环境对青少年认知和非认知能力发展的因果影响及作用机制。由于实证中 Tiebout 群分效应与自选择偏误问题很难区别开，本文主要关注后两个作用机理，将验证以下两个假说：

假说1 邻里教育环境对青少年人力资本发展有正向的促进作用，对弱势家庭孩子的影响更大。

假说2 邻里教育环境影响人力资本发展的主要作用机制在于，通过社会互动和榜样效应改善家庭教养环境，提高家庭教育期望。

三、数据和变量构造

本文的数据来源于北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）项目。本文采用2010—2016年混合截面数据，研究对象为10—15岁的青少年。基于本文的研究设计，为减少邻里教育环境的测量误差，我们将样本限定于有10户及以上家庭且其中至少3户有义务教育学龄孩子的社区，最终获得的有效样本量为6303人。

本文的主要被解释变量是青少年的认知和非认知能力。关于认知能力的衡量，CFPS 2010和2014提供了字词和数学两个方面的认知测试，分别基于34个识字问题和24个标准数学问题。本文使用认知能力总分，取值范围是0—58分。为了使不同年龄的认知总分具有可比性，我们用个体的认知总分减去所处年龄段的样本均值，再除以所处年龄段的样本标准差，得到认知标准化分值（z-score）。

我们用个体的内部和外部控制（internal and external locus of control）来衡量青少年的非认知能力。根据Chen et al. (2018)，内部和外部控制分别指的是，个体认为自己的努力和行为能够改变结果的程度，以及认为自身之外的外部因素控制结果的程度，能够反映个体的价值准则和人格特质，是非认知能力的重要衡量。CFPS 2010、2012和2014问卷中有3个关于内部控制的问题和4个关于外部控制的问题，分别询问青少年如何看待努力、受教育程度和天赋对于实现个人成就的重要性，如何看待运气、家庭社会关系、家庭社会地位和家庭富裕程度对于实现个人成就的重要性。我们将每小題的分值规范为1—5分，加总得到非认知能力总分，分值越高表示青少年具有较强（弱）的内（外）控能力。为便于不同年龄间的比较，我们对非认知总分也按年龄进行了标准化处理。

本文关注邻里教育环境，核心解释变量为社区内其他义务教育学龄孩子母亲或父亲的平均受教育年限（以下简称为“社区母/父辈教育”）。社区是社会有机体最基本的单位，社区居民之间由于共同的利益和相似的生活环境，通常会有较多的日常社会互动和信息交流，从而产生一定的邻里效应。

为解决内生性问题，我们利用1986年《义务教育法》在各省实施时间差异（1986—1994），构建社区父母辈教育的工具变量，即社区父母受《义务教育法》影响的平均程度。1986年《义务教育法》首次规定所有年满6周岁的学龄孩子强制性接受小学

6年和初中3年的基础教育,年龄未满16岁的辍学孩子应重返学校接受教育,且禁止任何组织或个人雇用义务教育适龄孩子参与劳动。由于地区经济和发展条件的差异,义务教育改革在各省分阶段实施。改革在各省生效时,首先受到影响的是该地区年龄7—15岁的学龄孩子,其中原本有可能辍学或已经辍学的儿童,将因此接受更多的教育(李军和刘生龙,2019)。

工具变量(IV)的具体构建方法如下:第一步,我们参考相关文献(Huang, 2015; Ma, 2019),根据社区中每个父母的出生年份¹和其出生省《义务教育法》的实施年份,计算他们每个人在7—15岁期间被《义务教育法》覆盖的年份比例 CSL_i^p :

$$CSL_i^p = \begin{cases} 0 & \text{if 政策实施年份} - \text{出生年份} \geq 16 \\ [16 - (\text{政策实施年份} - \text{出生年份})] / 9 & \text{if 政策实施年份} - \text{出生年份} \in [7, 15] \\ 1 & \text{if 政策实施年份} - \text{出生年份} \leq 6 \end{cases}$$

具体来说,如果政策实施时个体已经16岁及以上,其受《义务教育法》的影响程度取值为0,即未被《义务教育法》覆盖;如果政策实施时个体在6岁及以下,其受《义务教育法》的影响程度取值为1,即小学和初中阶段完全被《义务教育法》覆盖;如果政策实施时个体在7—15岁之间,其受《义务教育法》的影响程度为介于0和1之间的连续变量,等于其被《义务教育法》覆盖的小学和初中学年数除以9,即被《义务教育法》部分覆盖。

第二步,我们依照核心解释变量的构建方法,进一步计算社区(除自己父母以外的)母亲/父亲受《义务教育法》影响程度的均值作为IV。社区母亲受《义务教育法》影响的平均程度取值为0、为1和(0,1)之间数值的比例分别是3.81%、0.04%和96.15%,均值为0.338;社区父亲受《义务教育法》影响的平均程度取值为0、为1和(0,1)之间数值的比例分别是10.97%、0.04%和88.99%,均值为0.234。

我们将从家庭人力资本投入、家长教养方式和教育期望等方面探讨邻里教育环境对青少年认知和非认知能力影响的传导路径。参考Hao and Yueng (2015),我们构建三个变量衡量家庭人力资本投入,包括年教育总支出、每周家长辅导作业时长和过去一年家庭是否旅游的二值变量,反映家庭对子女教育以及社会文化活动方面的物质和时间投入。

关于教养方式,我们参考Zhang et al. (2020),基于CFPS中10个相关调查问题来衡量家长对子女的要求和反应性,将每个问题的得分规范为0—4分,求和后分别得到家长的要求分值和反应性分值;然后,根据这两方面分值的样本中位数,将家长的教养方式划分为四种类型:家长高要求且高反应为权威型,家长高要求且低反应为专制型,家长低要求且高反应为溺爱型,家长低要求且低反应为忽视型。在教育期望方面,我们构建了三个二值变量,分别表示自己期望达到高中毕业、自己期望达到大学毕业、自己和家长均期望达到大学毕业。

¹ 94%母亲样本和91%父亲样本出生于1965—1985年间。在个体层面,母亲受《义务教育法》影响程度取值为0、1和(0,1)之间的比例分别是32%、19%和49%;父亲受义务教育法影响程度取值为0、1和(0,1)之间的比例分别是42%、12%和46%。这说明,义务教育法对父母个体的政策冲击具有较大的样本波动。

表1报告了样本的描述性统计信息，最后两列显示，在母辈教育水平较高（>中位数）的社区，青少年的认知和非认知能力得分均值较高，自己父母也表现出较高的受教育程度，家庭收入较高，同时，社区房价较高，具有较多的公共设施。

表1 描述性统计

变量	总样本			社区母辈教育水平较高	社区母辈教育水平较低
	样本量	均值	标准差	均值	均值
被解释变量					
认知能力 (z-score)	4 419	-0.015	0.991	0.182	-0.202
非认知能力 (z-score)	3 110	-0.036	1.015	0.057	-0.147
邻里教育环境					
社区母辈教育	5 712	5.990	3.179	8.684	3.555
社区父辈教育	5 011	6.707	2.760	7.797	5.418
工具变量					
社区母亲受《义务教育法》影响的平均程度	5 708	0.338	0.191	0.381	0.300
社区父亲受《义务教育法》影响的平均程度	4 993	0.234	0.173	0.254	0.210
个人和家庭控制变量					
男孩	6 303	0.493	0.500	0.493	0.493
年龄	6 303	12.58	1.719	12.57	12.59
农业户口	6 303	0.787	0.410	0.661	0.925
家庭年收入 (万元)	6 172	3.040	2.671	3.417	2.631
家庭规模	6 303	4.733	1.542	4.435	5.061
自己母亲受教育年限	5 712	6.216	4.575	8.483	4.165
自己父亲受教育年限	5 011	7.491	4.189	8.716	6.044
自己母亲年龄	5 712	39.00	4.577	39.20	38.82
自己父亲年龄	5 011	40.73	4.696	40.77	40.68
社区控制变量					
城镇社区	6 303	0.244	0.429	0.376	0.098
母辈平均年龄	5 708	37.28	2.562	37.25	37.32
父辈平均年龄	4 994	38.95	2.680	38.76	39.17
户主平均年龄	6 303	43.73	7.495	44.78	42.57
0—15岁人口比例 (%)	5 369	0.184	0.097	0.166	0.203
60岁及以上人口比例 (%)	5 878	0.149	0.081	0.146	0.153
房价中位数 (万元)	6 301	13.86	24.62	19.87	7.235
家庭收入中位数 (万元)	6 303	2.714	1.465	3.147	2.238
是否有小学	6 303	0.683	0.465	0.631	0.740
医院/卫生院/诊所数量	6 303	2.007	2.266	2.339	1.641
体育运动场所数量	6 303	0.832	1.537	1.034	0.610

(续表)

变量	总样本			社区母辈教育水平较高	社区母辈教育水平较低
	样本量	均值	标准差	均值	均值
是否有天然气/管道煤气	6 303	0.083	0.276	0.128	0.033
是否有自来水	6 303	0.540	0.498	0.632	0.439
渠道变量					
年教育总支出(万元)	11 666	0.196	0.325	0.214	0.142
每周辅导作业时长(小时)	10 883	3.375	5.169	3.993	1.639
过去一年家庭是否旅游	12 369	0.115	0.319	0.136	0.050
教养方式:权威型	2 035	0.246	0.431	0.284	0.206
教养方式:专制型	2 035	0.245	0.430	0.234	0.257
教养方式:溺爱型	2 035	0.184	0.388	0.210	0.157
教养方式:忽视型	2 035	0.324	0.468	0.272	0.379
期望达到高中毕业	7 051	0.895	0.307	0.919	0.860
期望达到大学毕业	7 051	0.556	0.497	0.606	0.485
自己和家长长期期望达到大学毕业	4 881	0.877	0.329	0.899	0.840

四、研究方法

为考察教育的代际邻里效应,我们首先构建如下的计量模型估计社区父母辈教育对青少年认知与非认知能力的代际影响:

$$Y_{imt} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{N_m - 1} \right) \sum_{j \neq i} E_{jmt}^P + \beta_2 E_{imt}^P + \beta_3 X_{imt} + \beta_4 Z_{mt} + \tau_c + \omega_t + u_{imt}, \quad (1)$$

其中下标 i 、 m 、 c 和 t 分别表示个体、社区、县和调查年份。 Y_{imt} 为青少年 i 的认知和非认知能力标准化分值。 E_{imt}^P 表示青少年 i 自己父母的受教育年限。 $(1/(N_m - 1)) \sum_{j \neq i} E_{jmt}^P$ 表示社区其他学龄孩子母亲或父亲的平均受教育年限,用于衡量邻里的教育环境,其中, N_m 是社区有学龄孩子的家庭数量。 X_{imt} 是青少年 i 的个人特征和家庭特征, Z_{mt} 是一系列社区特征变量。 τ_c 为居住县固定效应, ω_t 为调查年份固定效应。

本文首要关注的系数 β_1 表示,在控制自己父母受教育程度的情况下,社区其他父母平均受教育年限提高一年对青少年人力资本的代际溢出效应。然而,识别这一教育代际邻里效应面临内生性问题,具体原因有两个方面。首先,可能存在未观测到的遗漏变量,同时影响社区父母辈教育和青少年的认知及非认知能力。比如,在欠发达地区,教育资源的长期匮乏会导致父母辈受教育水平普遍偏低,青少年的人力资本发展也较差。其次是居住社区的自选择问题,即受教育水平较高的父母可能由于相似的教育偏好、年龄因素或社区的某些特征(比如学区房),选择居住于同一社区,我们从而观察到社区内青少年具有较好的认知和非认知能力。

为解决上述的内生性问题，本文首先控制青少年自己父母的受教育水平，排除父母对子女的代际影响。其次，我们通过居住县固定效应和一系列社区特征变量，控制基于不可观测的不随时间变化的县域特征以及可观测的社区特征的居住地自选择问题。具体地，我们通过社区户主平均年龄、0—15岁人口比例、60岁及以上人口比例这三个社区特征变量来控制与社区居民年龄结构相关的居住社区选择行为；通过社区是否有小学、房价中位数以及家庭收入中位数这三个变量来衡量社区的学区情况，解决与基础教育资源相关的居住社区选择问题；通过社区医院/卫生院/诊所的数量、运动场的数量、是否有天然气/管道煤气以及自来水来控制与社区其他公共资源相关的居住社区选择行为。

在此基础上，我们参考 Huang (2015) 和 Cui et al. (2019) 的识别策略，利用 1986—1994 年在全国范围内逐步实施的《义务教育法》这一准实验，根据《义务教育法》在各省实施时间的差异，计算社区中每位家长受《义务教育法》的影响程度 CSL_j^P ，即家长在其 7—15 岁小学和初中学龄期间受《义务教育法》覆盖的年份比例（具体计算方法请详见第三部分的变量构造说明）；然后构建社区（除自己父母以外的）父母受《义务教育法》影响的平均程度 $(1/(N_m-1)) \sum_{j \neq i} CSL_j^P$ ，作为社区父母辈教育的 IV。两阶段回归模型如下：

$$\begin{aligned} \left(\frac{1}{N_m-1}\right) \sum_{j \neq i} E_{jmt}^P &= \gamma_0 + \gamma_1 \left(\frac{1}{N_m-1}\right) \sum_{j \neq i} CSL_j^P + \gamma_2 E_{imt}^P + \gamma_3 X_{imt} + \gamma_4 Z_{mt} \\ &\quad + \tau_c + \omega_t + \theta_{-it}^P + \mu_s^P + u_{it}, \\ Y_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{N_m-1}\right) \sum_{j \neq i} E_{jmt}^P + \beta_2 E_{imt}^P + \beta_3 X_{imt} + \beta_4 Z_{mt} \\ &\quad + \tau_c + \omega_t + \theta_{-it}^P + \mu_s^P + u_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

本文 IV 的相关性无可置疑，近期一些文献已经验证，1986 年《义务教育法》的实施对个体受教育状况有显著的改善作用，受《义务教育法》覆盖时间越长，受教育年限提高越多 (Huang, 2015; 李军和刘生龙, 2019)。个体受《义务教育法》的影响程度 CSL_j^P ，主要取决于其上学年份和出生省的政策实施年份。为了保证 IV 的排他性，我们在模型中加入社区母辈/父辈平均年龄队列的固定效应 θ_{-it}^P ，用于控制社区年龄效应对结果变量的潜在影响，即排除社区家长由于出生年代不同而带来的干扰影响。另外，由于区域间发展的不平衡，各省份正式实施《义务教育法》的年份差异与各省份的财政状况、公共教育资源等因素有关。本文模型中的居住县固定效应 τ_c 和一系列丰富的社区特征变量在一定程度上可以控制地区间除《义务教育法》之外其他差异所造成的受教育水平和结果变量差异（包括居住社区自选择行为）。考虑到人口迁移可能导致家长受教育的省份与当前居住省份并不一致²，我们在模型中进一步控制了青少年自己父母的出生省固定效应 μ_s^P 。因此，在本文的计量设定中，使用社区父母受《义务教育法》影响的平均程度作为 IV，能够满足相关性和排他性要求。由于社区层面可能存在随机扰动项自相关问题，所有回归均采用聚类到社区层面的标准误。

² 根据李军和刘生龙 (2019)，CFPS 成人数据中个体出生省与当前居住省不一致的比例仅为 6%。由于模型无法控制社区中其他所有家长的出生省份，我们控制的是青少年自己父母的出生省固定效应。

五、实证分析

(一) 主要结果

表2的OLS回归结果显示,在控制县固定效应和一系列社区特征变量的情况下,社区父辈教育与青少年的认知能力呈显著的正相关性,与其非认知能力的相关性不显著,而社区母辈教育与青少年认知及非认知能力之间的正相关性在统计上均不显著。³

IV第一阶段回归结果显示,社区父母受《义务教育法》影响的平均程度对社区父母辈教育均存在显著的正向影响。第(1)、(3)列估计系数表明,如果社区所有母亲都被《义务教育法》完全覆盖(即 $IV=1$),与都没有被覆盖的情况($IV=0$)相比,社区母亲的平均受教育年限会提高3年左右。这一影响程度与近期在个人层面的实证研究文献基本一致(Huang, 2015; Ma, 2019)。一阶段回归的Cragg-Donald Wald F 值远大于临界值16.38,可拒绝弱IV假设。

IV第二阶段回归结果显示,在控制自己母亲/父亲受教育年限的情况下,社区母辈教育对青少年认知与非认知能力均存在显著的正向影响;社区父辈教育对青少年认知能力存在显著的正向影响,但对其非认知能力没有显著影响。具体来说,社区母亲平均受教育年限每增加1年,青少年的认知能力得分提高0.142个标准差,非认知能力得分提高0.107个标准差;社区父亲平均受教育年限每增加1年,青少年的认知能力提高0.122个标准差。我们还发现,青少年自己父母的受教育年限与其认知能力有显著的正相关性,父亲受教育年限与其非认知能力有正相关性。

与社区父辈相比,社区母辈教育对青少年的认知及非认知能力的邻里效应相对更为明显。可能的解释是,通常情况下母亲是孩子的主要照料者,社区内母亲间的社会互动及信息传递会产生较大的教育外溢效应。另外,由于婚姻的教育匹配模式,社区母辈教育与父辈教育之间存在很强的相关性(雷晓燕等, 2015),我们很难真正地比较社区父辈与母辈教育的影响差异,只是从回归结果上看,社区母辈教育能够更好地衡量邻里的教育环境。因此,在后文中,我们主要针对社区母辈教育的代际邻里效应进行异质性分析、安慰剂检验和机制分析。

表2 社区父母辈教育对青少年认知和非认知能力的影响

被解释变量	认知能力 (z-score)		非认知能力 (z-score)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: OLS 回归结果				
社区母辈教育	0.010		0.003	
	(0.009)		(0.012)	
社区父辈教育		0.020**		0.010
		(0.008)		(0.012)

³ 在不控制县固定效应和一系列社区特征变量的情况下,社区父母辈教育与青少年认知和非认知能力之间均显著正相关。

(续表)

被解释变量	认知能力 (z-score)		非认知能力 (z-score)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
样本量	4 012	3 524	2 798	2 458
R ²	0.315	0.329	0.228	0.237
Panel B: IV 二阶段回归结果				
社区母辈教育	0.142*** (0.052)		0.107* (0.064)	
社区父辈教育		0.122** (0.049)		-0.007 (0.053)
自己母亲/父亲受教育年限	0.031*** (0.005)	0.032*** (0.005)	0.009 (0.006)	0.019*** (0.006)
样本量	4 012	3 524	2 798	2 457
Panel C: IV 一阶段回归结果				
社区母亲受《义务教育法》影响的平均程度	3.345*** (0.332)		2.848*** (0.343)	
社区父亲受《义务教育法》影响的平均程度		3.841*** (0.424)		3.913*** (0.454)
Cragg-Donald Wald F	170.05	136.63	98.84	114.11

注：第(1)、(3)列控制的是自己母亲的受教育年限、年龄及其平方项，第(2)、(4)列控制的是自己父亲的受教育年限、年龄及其平方项；其他解释变量包括青少年性别、年龄、户口类型、家庭规模、家庭收入、年份固定效应、居住县固定效应、自己母亲/父亲出生省固定效应、社区母辈/父辈平均年龄队列固定效应以及一系列社区特征变量。括号中为聚类到社区层面的稳健标准误，*、**、***代表在10%、5%和1%水平上显著。

(二) 异质性分析

考虑到男孩和女孩在人力资本发展上的性别差异，表3 Panel A 依据青少年的性别进行分组回归。结果显示，社区母辈教育对男孩认知及非认知能力均存在显著的积极影响，对女孩没有显著的影响。邻里教育环境对男孩的影响更强，这与国外文献关于邻里环境对男孩影响较大的发现一致 (Chetty and Hendren, 2018b)。王军鹏等 (2020) 也发现，相较于女孩，男孩的学习成绩更容易受到以邻居职业类型为衡量的邻里环境影响。

表3 Panel B 按照城乡居住地进行分组，结果显示，社区母辈教育对青少年认知能力的代际邻里效应主要发生在农村社区。而在城镇社区，社区母辈教育的估计系数在统计上不显著。这可能是由于，相较于城镇社区，农村社区结构相对稳定，家庭间有更紧密的社会互动关系，并且家长平均受教育水平比较低，更容易受到义务教育政策的影响。这与殷戈等 (2020) 的研究类似，他们也发现，农村学生的学习成绩受到同学父母受高等教育比例的代际外溢影响更大。

表3 不同分类标准下的异质性分析(IV回归)

被解释变量	认知能力(z-score)		非认知能力(z-score)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 按性别分组	女孩	男孩	女孩	男孩
社区母辈教育	0.084 (0.061)	0.285*** (0.097)	-0.052 (0.079)	0.226* (0.125)
样本量	2 037	1 975	1 442	1 356
Panel B: 按居住地分组	农村	城镇	农村	城镇
社区母辈教育	0.296** (0.138)	0.007 (0.037)	0.062 (0.132)	0.019 (0.073)
样本量	2 471	1 541	1 750	1 048
Panel C: 按家庭收入分组	较低收入	较高收入	较低收入	较高收入
社区母辈教育	0.166** (0.077)	0.147** (0.074)	0.208** (0.100)	-0.061 (0.095)
样本量	2 154	1 858	1 511	1 287
Panel D: 按自己母亲受教育水平分组	初中以下	初中及以上	初中以下	初中及以上
社区母辈教育	0.323* (0.165)	0.083 (0.051)	0.174 (0.169)	0.080 (0.055)
样本量	2 325	1 687	1 552	1 246

注:其他解释变量同表2第(1)列。括号中为聚类到社区层面的稳健标准误,*、**、***代表在10%、5%和1%水平上显著。

表3 Panel C以各省份家庭收入的中位数为分界线进行分组回归。无论家庭收入较高还是较低的青少年,社区母辈教育对其认知能力都存在显著的影响。而社区母辈教育对非认知能力的影响主要集中于家庭收入较低的青少年。表3 Panel D显示,邻里教育环境对自己母亲受教育水平较低的青少年的认知能力有显著的正向影响。而自己母亲受教育水平较高的青少年,在认知与非认知方面对邻里教育环境的影响均不敏感。

(三) 安慰剂检验

由于实施《义务教育法》较早的大部分省份经济较为发达、基础教育发展较好⁴,可能存在《义务教育法》以外的其他因素相关的时间趋势导致这些省份的青少年有较好的认知和非认知发展。为此,我们使用安慰剂检验方法来说明IV的有效性。具体地,我们把各省《义务教育法》的实施时间向前推算6年和7年,按照IV的构造方法构建“社区母亲受假定《义务教育法》影响的平均程度”;在简约型回归中,同时控制真实的和假定的政策变量。结果如表4,第(1)、(4)列的简约型估计系数表明,社区母亲受真实《义务教育法》影响的平均程度对青少年认知和非认知能力均存在显著的正向影响。无论加入哪个假定的政策变量,社区母亲受真实政策影响的平均程度的估计系数都是显

⁴ 我们分别基于1985年各省人均GDP和1982年各省受教育水平在初中及以上的人口比例进行分组回归,总体来看,教育代际邻里效应的地区间差异并不明显。

著为正。而假定政策变量的估计系数在统计上都不显著，且数值很小或符号相反，与真实政策变量的估计系数形成鲜明对比。这说明并不存在《义务教育法》以外的其他时间趋势，IV是有效的。

表4 安慰剂检验

被解释变量	认知能力 (z-score)			非认知能力 (z-score)		
	简约型估计	政策前推	政策前推	简约型估计	政策前推	政策前推
	reduced-form	6年	7年	reduced-form	6年	7年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
社区母亲受真实《义务教育法》影响的平均程度	0.476*** (0.162)	0.406* (0.224)	0.445** (0.209)	0.304* (0.181)	0.490* (0.278)	0.442* (0.261)
社区母亲受假定《义务教育法》影响的平均程度		0.075 (0.191)	0.034 (0.175)		-0.185 (0.209)	-0.142 (0.192)
样本量	4 012	4 012	4 012	2 798	2 798	2 798

注：其他解释变量同表2第(1)列。括号中为聚类到社区层面的稳健标准误，*、**、***代表在10%、5%和1%水平上显著。

六、机制分析

(一) 同伴效应

很多文献已经验证了母亲教育对子女发展的影响以及孩子间同伴效应的重要性，本文在此不再重复。我们试图检验的是，孩子间同伴效应是否是邻里教育环境对青少年人力资本影响的唯一传导路径。我们在表2主结果的基础上，进一步控制社区（除自己以外）青少年平均认知/非认知能力分值，回归结果报告在表5第(2)、(4)列。结果显示，社区其他青少年的平均认知/非认知能力与青少年自己的认知/非认知能力均存在显著的正相关性。在控制社区其他青少年同伴效应的情况下，社区母辈教育对青少年认知及非认知能力影响的估计系数分别下降了13.4%和9.3%，在统计上仍然显著和边际显著 ($p=0.107$)。这说明同伴效应是教育代际邻里效应的作用机制之一，但不是唯一的机制。

表5 机制分析：同伴效应 (IV回归)

被解释变量	认知能力 (z-score)		非认知能力 (z-score)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	社区母辈教育	0.142*** (0.052)	0.123** (0.050)	0.107* (0.064)
社区青少年平均认知/非认知能力		0.165*** (0.055)		0.125*** (0.043)
样本量	4 012	4 012	2 798	2 798

注：其他解释变量同表2第(1)列。括号中为聚类到社区层面的稳健标准误，*、**、***代表在10%、5%和1%水平上显著。

(二) 家庭教养环境

我们从家庭人力资本投入和家長教养方式两个方面来衡量家庭教养环境。表6 Panel A显示⁵，邻里教育环境对家庭教育支出和辅导作业时长没有显著的影响，而自己母亲受教育水平与这两个变量显著正相关。另外，我们还考察了邻里教育环境对家庭过去一年是否旅游的影响。结果表明，社区母辈教育水平的提高，会显著提高青少年家庭旅游的概率。有文献研究发现，寓教于乐、高质量的父母陪伴是家庭旅游的重要动机之一，有助于促进孩子的认知发展、树立正确的价值观(Poria and Timothy, 2014)。

表6 Panel B结果显示，社区母亲平均受教育年限每提高1年，青少年家长形成权威型教养方式的概率会提高6%，对专制型、溺爱型和忽视型教养方式没有显著影响。根据Zhang et al. (2020)，在这四种教养方式中，兼具高要求和高反应性特点的权威型教养方式最有利于提高孩子的学业成绩、认知能力、心理健康及社会情感能力。因此，我们认为，家庭教养方式的改善是教育代际邻里效应的重要作用机制之一。

表6 机制分析：家庭教养环境(IV回归)

被解释变量	Panel A: 家庭人力资本投入			
	ln年教育总支出	每周辅导作业时长(小时)	过去一年家庭是否旅游	
社区母辈教育	0.089 (0.073)	-0.247 (0.155)	0.024** (0.010)	
自己母亲受教育年限	0.032*** (0.007)	0.175*** (0.017)	0.011*** (0.001)	
样本量	11 666	10 883	12 369	
被解释变量	Panel B: 家庭教养方式			
	权威型	专制型	溺爱型	忽视型
社区母辈教育	0.060* (0.034)	-0.042 (0.038)	-0.039 (0.030)	0.021 (0.035)
自己母亲受教育年限	-0.003 (0.006)	0.004 (0.006)	0.008 (0.005)	-0.009 (0.006)
样本量	2 035	2 035	2 035	2 035

注：由于样本量较少，Panel B控制居住省固定效应，其他解释变量同表2第(1)列。括号中为聚类到社区层面的稳健标准误，*、**、***代表在10%、5%和1%水平上显著。

(三) 教育期望

表7结果显示，社区母亲平均受教育年限每提高1年，青少年期望自己达到高中毕业的概率会显著提高2.8%，自己和家長均期望达到大学毕业的概率会显著提高2.5%。自己母亲受教育年限也与青少年自己的教育期望、家庭的大学期望显著正相关。已有研究发现，青少年的教育期望能够有效且稳定地预测其未来的教育获得和职业选择(Ban-

⁵ 由于人力资本投入的回报具有长期性，表6 Panel A的分析基于6—15岁孩子样本。

dura et al., 2001; 吴愈晓和黄超, 2016), 因此, 邻里教育环境可以通过榜样效应提高家庭教育期望这一渠道, 对青少年认知和非认知能力产生积极的影响。

表7 机制分析：教育期望 (IV 回归)

被解释变量	期望达到高中毕业	期望达到大学毕业	自己和家长均期望达到大学毕业
	(1)	(2)	(3)
社区母辈教育	0.028*** (0.011)	0.025 (0.019)	0.025* (0.014)
自己母亲受教育年限	0.007*** (0.001)	0.013*** (0.002)	0.006*** (0.001)
样本量	7 051	7 051	4 881

注：其他解释变量同表2第(1)列。括号中为聚类到社区层面的稳健标准误，*、**、***代表在10%、5%和1%水平上显著。

(四) 进一步证据

本文所估计的教育代际邻里效应的作用方式可能包括, 青少年之间的社会互动、家长间的社会互动、别人家家长与孩子间的社会互动以及观察性学习行为。表8检验教育代际邻里效应是否会因社会互动程度不同而存在异质性。

表8 Panel A显示, 在第一大姓比例较高(大于中位数)的社区, 社区母辈教育对青少年认知能力有显著的积极影响, 但在第一大姓比例较低的社区, 教育的代际邻里效应并不存在。表8 Panel B显示, 邻里教育环境对人力资本发展的积极影响主要集中于, 在社区居住时间较长(大于中位数)的青少年。邻里教育环境对在社区居住时间较短的青少年认知及非认知能力没有显著影响。这些结果说明, 社会互动较高的社区和参与社会互动较多的家庭受到邻里教育环境的影响更大, 为前述的机制分析提供了进一步的实证支持。

表8 进一步分析：社会互动 (IV 回归)

被解释变量	认知能力 (z-score)		非认知能力 (z-score)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 按社区第一大姓占比分组	占比较高	占比较低	占比较高	占比较低
社区母辈教育	0.315** (0.150)	-0.140 (0.136)	0.165 (0.140)	-0.535 (0.662)
样本量	1 320	1 330	892	933
Panel B: 按家庭在社区居住时长分组	时间较长	时间较短	时间较长	时间较短
社区母辈教育	0.222*** (0.084)	0.056 (0.086)	0.595* (0.349)	-0.008 (0.122)
样本量	1 651	1 700	593	511

注：其他解释变量同表2第(1)列。括号中为聚类到社区层面的稳健标准误，*、**、***代表在10%、5%和1%水平上显著。

七、结论和政策建议

伴随着不断加快的城镇化进程和人口流动,按照收入、财富等社会经济特征形成的居住区分割现象越发明显,这一方面导致不同社区儿童之间由于教育、医疗等地方公共资源差异,存在人力资本发展及教育机会的不均等,另一方面还会通过社区家庭间的相互影响和代际传递,产生社区邻里效应,造成不平等的加剧和社会阶层的固化。本文关注的是后者,研究发现,社区母辈教育有显著的代际邻里效应,对青少年人力资本发展的重要性不亚于自己母亲的影响。男孩、居住在农村、家庭收入较低和自己母亲受教育程度较低的青少年更能从良好的邻里教育环境中获益。这说明,在社区内部,教育的代际外溢性有利于改善弱势家庭青少年的人力资本发展,缓解贫困的代际循环。

教育对青少年人力资本积累的代际邻里效应的作用机制包括:第一,受教育程度较高的父母会通过影响自己孩子以及孩子间的同伴效应进而影响到社区中其他青少年的人力资本发展,但这只是机制之一。第二,良好的邻里教育环境会通过家长间的社会互动改善家庭的教养环境,本文虽未发现家庭教育支出和辅导作业时长的显著增加,但家庭会增加旅游的概率,更有可能形成有利于青少年人力资本发展的权威型教养方式。第三个重要机制是,社区高教育水平的父母会发挥积极的榜样作用,提高青少年自身以及家长的教育期望,激励他们有意识地通过教育上的努力来获得长远的发展。

本文的研究结论对相关公共政策的制定具有较为重要的参考价值。首先,政府应该加大基础教育的公共投入,改善农村和欠发达地区的办学条件和教育质量,提高义务教育保障水平,推进义务教育的均衡发展。其次,政府需要重视居住区分割问题,促进基础教育阶段优质教育资源在地区和学校间的均衡配置,合理规划和布局针对低收入人群的保障性住房供应,促进不同阶层人群间的居住融合和社会互动。最后,政府要更多关注弱势家庭青少年的人力资本发展,重视邻里教育环境在青少年发展中的重要作用,可以通过社区改善干预政策加强新时代青少年榜样教育,向弱势家庭家长传播先进的家庭教育理念和方法,改善基础教育的机会公平。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., and J. Angrist, "How Large Are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws", *NBER Macroeconomics Annual*, 2000, 15 (1), 9-59.
- [2] Bandura, A., C. Barbaranelli, and G. V. Caprara, "Self-Efficacy Beliefs as Shapers of Children's Aspirations and Career Trajectories", *Child Development*, 2001, 72 (1), 187-206.
- [3] Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. Zhou, "Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China", *American Economic Review*, 2020, 110 (11), 3393-3430.
- [4] Chen, Y., Y. Lu, and H. Xie, "Education and Non-Cognitive Skills", *Lee Kuan Yew School of Public Policy Research Paper*, 2018, No. 18-05.
- [5] Chetty, R., and N. Hendren, "The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects", *Quarterly Journal of Economics*, 2018a, 133 (3), 1107-1162.
- [6] Chetty, R., and N. Hendren, "The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility II: County-Level Estimates", *Quarterly Journal of Economics*, 2018b, 133 (3), 1163-1228.

- [7] Cui, Y., H. Liu, and L. Zhao, "Mother's Education and Child Development: Evidence from the Compulsory School Reform in China", *Journal of Comparative Economics*, 2019, 47 (3), 669-692.
- [8] Deutscher, N., "Place, Peers, and the Teenage Years: Long-Run Neighborhood Effects in Australia", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2020, 12 (2), 220-249.
- [9] 冯皓、陆铭, "通过买房而择校: 教育影响房价的经验证据与政策含义", 《世界经济》, 2010年第12期, 第89—104页。
- [10] Hao, L., and W. J. Yeung, "Parental Spending on School-Age Children: Structural Stratification and Parental Expectation", *Demography*, 2015, 52 (3), 835-860.
- [11] Huang, W., "Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China", *IZA Discussion Paper*, 2015, No. 9225.
- [12] Kling, J. R., J. B. Liebman, and L. F. Katz, "Experimental Analysis of Neighborhood Effects", *Econometrica*, 2007, 75 (1), 83-119.
- [13] 李军、刘生龙, "教育对健康的影响——基于中国1986年义务教育法的实证分析", 《数量经济技术经济研究》, 2019年第6期, 第117—134页。
- [14] 陆铭、张爽, "'人以群分' 非市场互动和群分效应的文献评论", 《经济学》(季刊), 2007年第3期, 第991—1020页。
- [15] 雷晓燕、许文健、赵耀辉, "高攀的婚姻更令人满意吗? 婚姻匹配模式及其长远影响", 《经济学》(季刊), 2015年第1期, 第31—50页。
- [16] Liu, Z., "The External Returns to Education: Evidence from Chinese Cities", *Journal of Urban Economics*, 2007, 61 (3), 542-564.
- [17] Ma, M., "Does Children's Education Matter for Parents' Health and Cognition? Evidence from China", *Journal of Health Economics*, 2019, 66, 222-240.
- [18] McLeod, J. D., and M. J. Shanahan, "Poverty, Parenting, and Children's Mental Health", *American Sociological Review*, 1993, 58 (3), 351-366.
- [19] Poria, Y., and D. J. Timothy, "Where Are the Children in Tourism Research? ", *Annals of Tourism Research*, 2014, 47, 93-95.
- [20] Rauch, J. E., "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities", *Journal of Urban Economics*, 1993, 34 (3), 380-400.
- [21] Sharkey, P., and F. Elwert, "The Legacy of Disadvantage: Multigenerational Neighborhood Effects on Cognitive Ability", *American Journal of Sociology*, 2011, 116 (6), 1934-1981.
- [22] 王军鹏、张克中、鲁元平, "近朱者赤: 邻里环境与学生学习成绩", 《经济学》(季刊), 2020年第2期, 第521—544页。
- [23] 吴愈晓、黄超, "基础教育中的学校阶层分割与学生教育期望", 《中国社会科学》, 2016年第4期, 第111—134, 207—208页。
- [24] Wodtke, G. T., D. J. Harding, and F. Elwert, "Neighborhood Effects in Temporal Perspective: The Impact of Long-Term Exposure to Concentrated Disadvantage on High School Graduation", *American Sociological Review*, 2011, 76 (5), 713-736.
- [25] 殷戈、黄海、黄炜, "人力资本的代际外溢性——来自'别人家的父母'的证据", 《经济学》(季刊), 2020年第4期, 第1491—1514页。
- [26] 余丽甜、詹宇波, "家庭教育支出存在邻里效应吗?", 《财经研究》, 2018年第8期, 第61—73页。
- [27] Yamauchi, F., "Social Learning, Neighborhood Effects, and Investment in Human Capital: Evidence from Green-Revolution India", *Journal of Development Economics*, 2007, 83 (1), 37-62.
- [28] 郑磊, "教育中的社区效应和同伴效应: 方法、证据及政策启示", 《教育学报》, 2015年第5期, 第99—110页。
- [29] Zhang, H., X. Qin, and J. Zhou, "Do Tiger Moms Raise Superior Kids? The Impact of Parenting Style on Adolescent Human Capital Formation in China", *China Economic Review*, 2020, 63, 101537.

The Intergenerational Neighborhood Effect of Education on Adolescent Development —Evidence from the 1986 Compulsory Education Law in China

LIU Hong*

(Renmin University of China)

LI Jiaying

(Central University of Finance and Economics)

Abstract: We attempt to examine the neighborhood effect in adolescent development, by studying the intergenerational spillover effect of other parents' education in the community. Exploiting the 1986 compulsory education laws in China, we find that the average educational attainment of other mothers in the community has a significant positive effect on adolescents' cognitive and non-cognitive abilities. Effects are stronger for boys and adolescents who live in rural areas, have lower household income or less-educated mothers. The underlying channels include not only direct peer effects, but also improved parenting style and educational expectation due to social interaction and the role model effect.

Keywords: human capital; neighborhood effect; compulsory education law

JEL Classification: I21, J24, D63

* Corresponding Author: Liu Hong, School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-13521246678; E-mail: liu_hong@ruc.edu.cn.