

家庭教育支出存在邻里效应吗?

余丽甜¹, 詹宇波²

(1. 上海大学 经济学院, 上海 200444; 2. 上海社会科学院 经济研究所, 上海 200020)

摘要: 基于2010—2014年中国家庭追踪调查数据(CFPS), 文章识别了家庭教育支出中的邻里效应, 并对相关的影响机制进行了检验。基于OLS和固定效应模型的估计结果显示: 在控制家庭、户主和社区等一系列特征变量后, 同社区家庭平均教育支出对家庭教育支出产生了显著的影响, 同社区家庭平均教育支出每提高1%, 家庭教育支出大约提高0.307%。在利用工具变量解决遗漏变量问题、考虑社区居住的群分效应以及同社区居民面临相同的教育宏观政策等可能性之后, 该结论依然非常稳健。进一步的机制检验发现, 在农村样本中, 中高收入家庭间以及中低收入家庭间收入差距的扩大会使得家庭的教育支出对同社区家庭平均教育支出更为敏感, 这说明家庭追求社会地位动机是邻里效应在农村样本发挥作用的重要机制; 而在城市样本中, 追求社会地位动机以及同社区居民对教育重视程度的趋同都不是邻里效应发挥作用的机制。文章为理解近几年来中国居民家庭不断增加的教育支出提供了一个新的视角。

关键词: 邻里效应; 家庭教育支出; 追求社会地位动机

中图分类号: F063.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)08-0061-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.08.005

一、引言

作为教育投入的重要来源, 家庭教育支出对子女人力资本积累具有显著的积极影响(Leibowitz, 1974; Todd 和 Wolpin, 2007)。近几年来, 我国家庭教育支出增长迅速。根据中国统计年鉴数据显示, 2015年我国居民用于文教的支出平均为1397.7元, 占居民总支出的比例为10.1%。而更为微观的调查数据则显示,^①我国城镇居民用于教育的支出早已远超这个数字, 2011年我国城市家庭子女教育支出年平均为8773.9元, 占家庭总支出的比例高达35.1%。家庭追求社会地位(金烨等, 2011; 闫新华和杭斌, 2017)、养儿防老(Tsui 和 Rich, 2002; 刘永平和陆铭, 2008; 郭凯明和龚六堂, 2012)及父母纯粹的利他主义(Purkayastha, 2003)等动机都可以在不同程度上解释我国家庭不断增加教育支出的现象。

不过, 上述研究都将家庭的教育支出决策看作是独立于群体中其他家庭教育支出的行为。事实上, 越来越多的研究发现, 个体的行为和决策易受群体中其他个体行为决策的影响(Agarwal 等, 2016; Ling 等, 2018; 晏艳阳等, 2017)。学者将这种他人行为或思想对个体行为决策的影响称为邻里效应或同伴效应。教育支出作为家庭一项重要的消费和投资活动, 是否也会受到群体中其他家庭教育支出行为的影响呢? 目前少有文献从这个角度展开研究。首先, 邻里效应

收稿日期: 2018-01-17

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71673180); 上海市哲社一般项目(2016BJB007)

作者简介: 余丽甜(1994—), 女, 广东湛江人, 上海大学经济学院硕士研究生;

詹宇波(1977—), 男, 江西丰城人, 上海社会科学院经济研究所副研究员。

① 数据来源: <http://edu.qq.com/a/20120315/000084.htm>。

是通过个体之间的社会互动来实现的。相比于西方比较强调个人主义的社会文化,中国是一个典型的关系型社会(Bian, 1997),强调集体主义,人与人之间的交流与互动频繁,使得中国居民的思想行为易受他人行为的影响(Eun 等,2015)。其次,“学而优则仕”的传统文化价值观以及“抚育-赡养”的代际关系使得我国居民家庭都比较重视教育,往往将教育,特别是高等教育看作是提高子女乃至整个家庭未来社会地位的重要途径。在高等教育筛选机制下,子女高等教育机会的获得取决于子女学业表现的相对位置,而家庭教育支出又是决定子女学业表现的重要因素。为保证获得教育机会,中国家庭需要根据其他家庭的教育支出状况来决定家庭的教育支出,从而使得教育支出易受到群体中其他家庭教育支出行为的影响。基于已有文献,我们推测家庭教育支出中的邻里效应可能来源于以下三种机制:一是家庭在社会互动过程中受到其他家庭教育观念的影响,其对教育的重视程度与群体中其他家庭趋同。从社会心理学的角度来看,作为一种社会性动物,人通过长时间的互动,群体中个体的思想和观念会逐渐趋同(Ahern 等, 2014; Nie 等, 2015; 晏艳阳等, 2017)。二是因家庭模仿群体中其他家庭的教育支出行为而产生的从众效应或跟风效应。研究表明,在社会互动中,出于自尊、声望和被他人所接受等心理需求,个体行为趋向于同群体中其他个体的行为或者与社会规范保持一致(Akerlof, 1980; Bernheim, 1994)。三是教育尤其是高等教育是中国家庭实现社会地位和代际流动的重要渠道,同时家庭教育支出又是决定子女教育机会的重要因素,家庭对其在群体中相对社会地位的关注将促使家庭追随群体中其他家庭增加教育支出。金焯等(2011)以及闫新华和杭斌(2017)的研究都表明,追求社会地位的动机促使我国家庭竞相增加家庭教育支出。可见,无论哪种机制都会使得我国居民家庭的教育支出与群体平均教育支出表现出正相关的关系。

基于以上的分析,本文依据中国家庭追踪调查数据(CFPS)的特点,将居住于同一社区(包括农村村落和城市社区)的家庭定义为一个群体,同时参考Liu等(2014)和Ling等(2018)的做法,将邻里效应定义为同社区家庭平均教育支出(不包括相应的家庭),以检验我国家庭教育支出决策中是否存在邻里效应。值得一提的是,在实证中准确识别邻里效应会面临两种潜在因素的干扰(Manski, 2000):一是同一社区家庭的教育支出决策可能同时受到了相同的不可观测因素的影响,即遗漏变量的问题,如一个社区周边学校的质量可同时影响社区中所有家庭的教育支出;二是家庭对居住社区的选择可能并非是完全随机的,家庭可能基于自己的偏好对居住的社区进行选择,这将使得具有相似特征的家庭聚集在同一社区,即社区居住的群分效应。社区居住群分效应的存在会使得居住于同一社区的家庭可能本来就具有相同的教育偏好或者相同的教育支出水平。以上两种因素都会使得家庭的教育支出与同社区家庭平均教育支出表现出正相关的关系,从而会对邻里效应的识别造成干扰。对于可能存在的遗漏变量的问题,本文通过在估计模型中纳入尽可能多的家庭和社区层面的特征变量和利用固定效应模型以及工具变量估计等方法来解决。对于社区居住的群分效应,本文将在稳健性检验中通过匹配虚拟邻居等一系列方法来排除该因素对实证结果造成的潜在干扰。

基于OLS和面板固定效应模型的估计结果显示,在控制一系列特征变量后,社区家庭平均教育支出对家庭教育支出具有显著的正向影响,同社区家庭平均教育支出每提高1%,家庭教育支出大约提高0.307%,即我国家庭教育支出中存在显著的邻里效应。除此之外,家庭处于不同教育阶段的成员数、户主教育程度以及家庭收入也是影响家庭教育支出的重要因素。

为了进一步解决遗漏不可观测变量造成的偏误,本文以同社区家庭医疗支出占家庭总支出比的平均值(不包括相应家庭)作为邻里效应的工具变量,重新对回归方程进行估计。本文发现,无论是总样本还是分样本,邻里效应对家庭教育支出依然存在着显著的正向影响。具体而言,在城市样本中,社区平均教育支出每提高1%,家庭教育支出提高1.148%;在农村样本中,社区平均

教育支出每提高 1%, 家庭教育支出提高 0.847%。

在稳健性检验中, 我们首先考虑了社区居住的群分效应。由于特殊的户籍制度限制了农村家庭对社区的选择, 因而本文主要关注城市家庭的居住群分效应对估计结果造成的潜在影响。我们通过按家庭社区居住时间分子样本回归和匹配虚拟邻居等方法发现, 社区居住的群分效应并不能充分地解释本文的主要结论。除此之外, 本文还对一些其他可能解释进行了排除, 包括同社区居民面临相同的教育宏观政策、同社区居民面临相同的教育市场以及具有相同的信息获取渠道等。以上分析表明本文的结论是非常稳健的。

通过在回归方程中纳入邻里效应与社区/县区层面收入差距的交互项以及邻里效应与社区平均教育重视程度的交互项来检验邻里效应发挥作用的机制。结果显示, 在农村, 中高收入家庭间以及中低收入家庭间收入差距的扩大会使得家庭的教育支出对同社区家庭的平均教育支出更为敏感, 这说明家庭追求社会地位是邻里效应在农村样本中发挥作用的重要机制; 而在城市, 追求社会地位动机以及社区居民对教育重视程度的趋同都不是邻里效应发挥作用的机制。

本文有两个新意: 一是与以往更多地从家庭特征、政策环境和文化等视角研究我国家庭教育支出决定因素的文献不同, 本文从邻里间社会互动的角度研究我国家庭的教育支出决策, 丰富了我国家庭教育支出决定因素的研究。二是认为社会互动的邻里效应具有乘数效应, 社区中一个家庭教育支出的增加, 最终会引起同社区家庭教育支出多倍增长, 本文为理解近几年来中国居民家庭迅速增长的教育支出提供了一个新的视角。

二、数据来源、变量定义与实证模型设计

本文的数据来自 2010 年、2012 年和 2014 年中国家庭追踪调查数据(CFPS),^① 样本覆盖了 25 个省(市、自治区), 样本规模为 16 000 户家庭中的全部家庭成员。CFPS 通过跟踪收集个体、家庭和社区三个层次的经济活动与非经济活动数据, 旨在反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。基于研究的需要, 本文样本只包括尚有家庭成员处于上学阶段的家庭, 在删除主要变量缺失的样本后, 最终得到了 12 474 个有效家庭。

(一) 主要变量定义。

(1) 被解释变量。被解释变量为家庭教育支出, 该数据直接来源于 CFPS 家庭问卷中的问题, 即“过去一年, 家庭教育支出是多少?”用 $education_i$ 表示。考虑到少数家庭的教育支出为 0, 我们将家庭教育支出定义为: $\ln education_i = \log(1 + education_i)$ 。

(2) 主要解释变量。主要解释变量为邻里效应, 即群体的平均教育支出, 用 $peer_education_i$ 表示, 这一变量的测度必须明确定义群体的范围。晏艳阳等(2017)指出, 在邻里效应的研究中, 群体定义的地域过大或人数过多会导致居民之间互动困难, 不利于准确地识别邻里效应。CFPS 调查数据的采访地点具体到了居委会/村委会层面, 社区或村落具有一定的地理区域和人口数量, 并且同一社区居民的互动与联系相对比较频繁, 这为我们提供了一个很好的区位空间。基于此, 本文将居住于同一个社区(包括城市社区和农村村落)的家庭定义为一个群体。参考 Liu 等(2014)和 Ling 等(2018)的做法, 本文采用了目前较为常用的邻里效应计算指标, 将邻里效应定义为除家庭 i 之外, 社区 c 内其他家庭的平均教育支出, 如公式(1)所示:

$$\ln peer_education_{-i}^c = \text{Log} \left(\frac{\sum_{N^c} education^c - education_i^c}{N^c - 1} \right) \quad (1)$$

^① 本文使用的数据全部来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查。

其中, $education_i^c$ 为社区 c 中家庭 i 的教育支出, $\sum_{N^c} education^c$ 为社区 c 样本家庭的总教育支出, $lnpeer_education_{-i}^c$ 为社区 c 除家庭 i 之外其他家庭的平均教育支出(社区平均教育支出), N^c 为社区 c 中样本家庭的个数。

(二)实证模型设计。基于本文的研究目的,设计实证模型如下:

$$lneducation_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnpeer_education_{-it}^c + \beta_2 X_{it} + \beta_3 C_{-it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,系数 β_1 是本文最为关注的捕捉邻里效应对家庭教育支出影响的变量。除此之外,还控制了一系列其他可能影响家庭教育支出决策的因素。 X_{it} 代表一系列家庭和户主的特征,户主特征包括户主年龄、性别(男性=1,女性=0)、受教育程度(文盲、高中教育及以下、大专及以上)、户籍(非农业户口=1,其他户口=0),家庭特征包括家庭收入(对数)、家庭规模及处于不同教育阶段(学前、小学、中学、高中、大学以及硕士以上阶段)的家庭成员数。 C_{-it} 代表一系列的群体特征变量,即社区 c 中除家庭 i 之外其他家庭相关特征的平均值,其计算方法与公式(1)相似,包括社区户主平均年龄、户主平均教育程度(文盲=1,小学=6,以此类推)、社区平均性别、社区平均家庭收入和社区平均家庭规模等。为了控制城乡、区域差异以及时间趋势,本文还控制了社区位置是否在城市及省份和调查年份的虚拟变量。

三、实证结果分析

(一)邻里效应对家庭教育支出的影响。表 1 报告了混合截面 OLS 和面板固定效应模型的估计结果,其中第(1)列只控制了省份固定效应和时间固定效应,第(2)列加入了户主和家庭的相关特征变量,第(3)列加入了社区特征相关变量,第(4)列进一步利用面板固定效应模型对家庭不随时间变化的不可观测特征进行控制。由第(1)–(4)列的估计结果可知,在控制家庭、户主和社区等一系列特征变量后,邻里效应的估计系数依然显著为正,并且在 1% 的显著性水平上显著,同社区家庭平均教育支出每提高 1 个百分点,家庭的教育支出大约提高 0.307 个百分点,这说明我国居民家庭的教育支出受到了邻里效应的影响。此外,家庭学前、小学、初中、高中和大学教育阶段的家庭成员数对家庭教育支出具有显著的正向影响,特别是学前、高中和大学阶段的家庭成员数,这体现了我国义务与非义务教育阶段教育支出的不同特征。从 2007 年开始,我国逐步免除了农村和城市义务教育阶段的学杂费支出,学杂费的免除部分减轻了家庭义务教育阶段的教育负担,而目前非义务教育阶段的教育支出依然由家庭承担,因而非义务教育阶段的家庭成员数对家庭教育支出影响比较大。家庭收入越高的家庭会在教育方面投入更多;户主的年龄越高,家庭的教育支出越低。相比于户主文化程度为文盲的家庭,户主文化程度为高中及以下和大学及以上的家庭具有更高的教育支出,这显示了教育水平的代际传递效应。

表 1 邻里效应对家庭教育支出的影响: OLS 和固定效应模型估计结果

	因变量: 家庭教育支出			
	OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)	FE(4)
邻里效应	0.390*** (0.049)	0.317*** (0.045)	0.303*** (0.046)	0.307*** (0.056)
硕士以上阶段人数		-2.308 (1.691)	-2.275 (1.650)	-0.025 (0.201)
学前阶段人数		0.394*** (0.057)	0.394*** (0.057)	0.752*** (0.087)
小学阶段人数		0.040 (0.041)	0.047 (0.041)	0.141** (0.068)
初中阶段人数		0.547*** (0.053)	0.552*** (0.053)	0.156** (0.075)
高中阶段人数		1.508*** (0.058)	1.511*** (0.058)	0.668*** (0.093)
大学阶段人数		1.670*** (0.080)	1.671*** (0.081)	0.729*** (0.123)

续表 1 邻里效应对家庭教育支出的影响: OLS 和固定效应模型估计结果

	因变量: 家庭教育支出			
	OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)	FE(4)
家庭规模		-0.017(0.020)	-0.007(0.020)	-0.013(0.044)
家庭收入		0.179*** (0.021)	0.170*** (0.021)	0.044(0.030)
性别		-0.010(0.052)	0.002(0.051)	0.030(0.098)
年龄		-0.017*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.008(0.006)
高中及以下		0.191*** (0.063)	0.171*** (0.061)	0.078(0.131)
大专及以上		0.446*** (0.108)	0.410*** (0.107)	0.532(0.353)
户籍		0.157** (0.068)	0.097(0.077)	-0.264(0.184)
社区位置			0.013(0.072)	-0.502(0.305)
社区平均家庭规模			-0.078** (0.038)	0.026(0.075)
社区平均性别			0.012(0.111)	0.080(0.186)
社区平均年龄			0.011** (0.005)	0.000(0.009)
社区平均家庭收入			0.070(0.057)	0.047(0.081)
社区平均教育程度			0.005(0.012)	-0.030(0.024)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	12 774	12 774	12 774	12 774
R-平方	0.057	0.176	0.177	0.087

注: 括号中数字为经社区层面 cluster 调整的稳健标准误; **、*和^{*}为分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著, 下表统同。

(二)邻里效应对家庭教育支出的影响: 工具变量法的估计结果。上面的估计结果初步证实了同社区家庭平均教育支出对家庭教育支出具有显著的正向影响,但事实上,上述的估计方法都不能很好地解决遗漏随时间变化的特征变量的问题。为进一步解决遗漏变量的问题,参考晏艳阳等(2017)的做法,我们以同社区家庭医疗支出占家庭总支出比的平均值(不包括相应家庭)作为邻里效应的工具变量,重新估计方程。Ling 等(2018)指出,在识别个体消费行为中的邻里效应时,只有那些可视性(visible)比较弱的和不会引起家庭相互学习和竞争的变量才是合适的工具变量。一方面,对于家庭而言,疾病成本包括劳动供给减少所带来的收入减少和医疗支出费用的增加。Gertler 和 Gruber(2002)指出,在社会相关保障不完善的情况下,大额的医疗支出会对家庭当期的收入和消费产生负向的冲击,导致家庭当期可支配收入降低和消费支出减少。教育支出作为家庭消费结构中占比比较高的一种支出,医疗支出占比的提高和家庭可支配收入的下降可能会对家庭的教育支出产生负向的影响。同理,在社区加总水平上,社区平均医疗支出占比的提高也会对社区平均的教育支出产生负向的影响,因而工具变量的相关性条件在一定程度上可以得到满足。另一方面,医疗支出在家庭消费结构中是一种可视性比较弱的消费支出(Ling 等, 2018),同时家庭大额的医疗支出也具有一定的突发性(马光荣和周广肃, 2014),因而社区平均医疗支出不太可能对相应家庭的教育支出产生直接的影响,工具变量的外生性条件在一定程度上也可以得到满足。^①

农村和城市家庭可能在教育支出决策方面存在差异,本文将样本分为农村样本和城市样本,工具变量的估计结果报告在表 2 中。从第一阶段的回归结果可知,社区平均医疗支出占比对社区平均教育支出具有显著的负向影响,并且 F 统计量的值远大于 10,因此我们可以排除弱工

^①当然,工具变量实际估计的系数为局部处理效应(LATE),估计出的是医疗支出顺从者的效应,也就是社区平均医疗支出会显著地影响到社区平均教育支出的那部分社区的效应(Angrist 和 Pischke, 2009)。

具变量的问题。第二阶段的回归结果显示,在克服了识别过程中可能存在的遗漏变量的问题之后,无论是城市样本还是农村样本,社区平均教育支出对家庭教育支出依然存在着显著的正向影响。具体而言,在城市样本中,社区平均教育支出每提高 1%,家庭教育支出提高 1.148%;而农村样本中,社区平均教育支出每提高 1%,家庭教育支出提高 0.847%。同时,邻里效应对城市家庭教育支出的影响要大于农村家庭,这可能是由于城市家庭的收入比农村家庭高,城市家庭教育支出受到资源和流动性的约束相对较小,因而城市家庭更有能力对邻居的教育支出行为做出反应。

表 2 邻里效应对家庭教育支出的影响:工具变量估计结果

	第二阶段估计结果		
	因变量:家庭教育支出		
	(1) 总样本	(2) 城市样本	(3) 农村样本
邻里效应	0.972 ^{***} (0.284)	1.148 ^{***} (0.374)	0.847 ^{**} (0.394)
家庭收入	0.055 [*] (0.031)	0.098 [*] (0.053)	0.030(0.039)
高中及以下	0.154(0.129)	-0.015(0.258)	0.174(0.153)
大专及以上	0.626 [*] (0.335)	0.720 [*] (0.432)	-0.142(0.672)
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
样本数	9 306	3 674	5 535
R-平方	0.034	-0.020	0.060
第一阶段估计结果			
社区平均医疗支出占比	-1.094 ^{***} (0.109)	-1.403 ^{***} (0.188)	-1.012 ^{***} (0.138)
F 统计量	100.17	55.86	53.98
Cragg-Donald 统计量	100.167	55.864	53.980

注:括号中的数字为标准误;在农村样本中,由于处于硕士阶段的家庭成员数不随时间变化,因而在回归中不控制此变量;估计方程的控制变量与基准回归结果一致,限于篇幅,部分控制变量结果没有报告,感兴趣的读者可向作者索要,下表统同。

四、稳健性检验

虽然工具变量估计法可以在一定程度上解决遗漏变量所造成的估计偏误问题,但是依然可能存在一些不可观测因素的异质性会对本文的主要结论产生影响。一是,社区居住的群分效应,即家庭基于自己的偏好对居住的社区进行选择,最终导致具有相似特征的家庭聚集在一起,因而居住于同一社区的家庭可能本来就具有相同的教育偏好或者相同的教育支出水平;二是,同社区居民面临相同的教育宏观政策会使得同社区家庭的教育支出表现出相似性;三是,同社区居民面临相同的教育市场以及相同的信息获取渠道会使得同社区家庭的教育支出变化表现出正相关。为了排除上述因素的潜在影响,我们进行了以下的稳健性检验。

(一)社区居住的群分效应。特殊的户籍制度限制了中国农村人口对居住社区的选择,如 Liu 等(2014)所说,中国农村社区是一种天然的社区,农村样本的估计结果更少受社区居住群分效应的影响(Liu 等, 2014; Ling 等, 2018; 李强, 2014),因此,本文主要关注城市家庭的居住群分现象对估计结果造成的潜在影响。要全面处理城市家庭社区选择的内生性问题,可能需要确切地知道居民选择社区的机制或者是借助一些外生冲击。遗憾的是,限于数据的可得性,很难将社区居住的群分效应与邻里效应直接分离。为了尽可能减少居住群分效应对估计结果造成的影响,本文进行了以下三种稳健性检验:一是在回归模型中加入更多控制变量,尽可能地可能对影响居民选择社区的因素加以控制,增加的控制变量主要包括社区地界内的小学数量、医院数量、社区五公里内是否具有高污染的企业以及社区流动人口的占比,相关回归结果报告在表 3 的第(1)一

(3)列中。二是分析入住社区时间比较短的家庭样本。邻里效应的产生及其影响程度依赖于社区居民交流与互动的频繁程度。对于入住社区时间比较短的家庭而言,其对邻居还不熟悉,与邻居互动与交流的次数相对比较少,邻里效应对这部分家庭的影响应该比较小。但如果家庭是基于教育相关的偏好选择社区,那么即使在入住时间比较短的家庭样本中,依然可以发现这部分家庭的教育支出与同社区其他家庭的教育支出存在着显著的正相关关系。根据CFPS家庭问卷中被访者对“您现在居住的房子是哪年购买的?”这个问题的回答判断家庭入住社区的时间。相关结果报告在表4中。三是基于马氏距离^①为目标家庭匹配一个居住于同县区但不同社区的尽可能相似的家庭样本,将其作为目标家庭的虚拟邻居。基本思路是:具有相似特征的家庭在社区选择上可能也具有相同的偏好,他们选择同一社区或类型相同社区的概率相似,进一步我们检验具有相似特征的家庭是否具有相似的教育支出水平。如果虚拟邻居的教育支出对目标家庭的教育支出影响比较小,则可在一定程度上可以减缓居住于同一社区的居民由于具有相似的特征而导致他们具有相同教育支出水平的担忧,相关回归结果报告在表3第(4)和(5)列。

表3 稳健性检验:控制更多的社区特征变量以及匹配虚拟邻居

	(1)OLS	(2)FE	(3)FE-IV	(4)OLS	(5)FE
邻里效应	0.143 [*] (0.078)	0.173 [*] (0.104)	2.133 ^{**} (0.874)	0.001(0.016)	0.011(0.019)
家庭收入	0.290 ^{***} (0.048)	0.133(0.095)	0.132(0.116)	0.252(0.046)	0.081(0.067)
高中及以下	0.290 ^{**} (0.135)	0.245(0.373)	-0.370(0.538)	0.031(0.168)	0.076(0.330)
大专及以上	0.491 ^{***} (0.167)	1.032 [*] (0.563)	0.583(0.741)	0.502(0.202)	0.968 [*] (0.523)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	3 435	3 435	1 398	3 543	3 543
R-平方	0.163	0.171	-0.352	0.137	0. 010
第一阶段估计结果					
社区平均医疗支出占比			-1.292 ^{***} (0.367)		
F 统计量			12.43		
Cragg-Donald 统计量			12.431		

注:第(3)列括号中数字为标准误,其他列为经社区层面 cluster 调整的稳健标准误。

由表3第(1)–(3)列的结果可知,在控制社区地界内小学数量等变量之后,邻里效应对家庭教育支出依然存在显著的正向影响,这说明社区周边公共品的差异并不能解释本文的结论。在表3第(4)和第(5)列中,虚拟邻居的教育支出与家庭教育支出具有正向的关系,但是在统计上并不显著异于零,这在一定程度上可以减缓具有相似特征的家庭也具有相同教育支出水平的担忧。表4显示,在入住时间比较短(1年和2年)的样本家庭中,家庭教育支出没有受到邻里效应的影响,但是在入住时间为3年以上的家庭样本中,家庭教育支出显著地受到了邻里效应的影响。以上的回归结果说明社区居住的群分效应并不能充分地解释本文的估计结果。

① 两个样本点间的马氏距离计算公式为: $D(x_i - x_j) = \sqrt{(x_i - x_j)S^{-1}(x_i - x_j)^T}$,其中 x_i 为样本 i 的特征矩阵, x_j 为样本 j 的特征矩阵, S 为样本的协方差矩阵。Ling 等(2018)根据家庭人均资产、人均收入、家庭是否具有房产和家庭拥有汽车的数量等变量匹配特征相似的家庭,考虑到家庭教育支出不仅决定于家庭收入和资产状况,也取决于户主的特征,因而本文的匹配特征包括家庭收入(对数)、家庭人口数、户主性别、户主教育程度以及家庭所有房产的市值。匹配的基本思路是计算出目标家庭与同县区所有家庭的马氏距离,在同县区但不同社区的家庭中挑选出与目标家庭马氏距离最短的家庭作为目标家庭的虚拟邻居。

表4 稳健性检验:按居住时间分子样本进行回归

	(1)OLS	(2)OLS-IV	(3)OLS	(4)OLS-IV	(5)FE	(6)FE-IV
居住时间	1-2年		3-4年		5年及以上	
邻里效应	0.094 (0.145)	0.171 (0.449)	0.180 (0.159)	1.479* (0.766)	0.229*** (0.077)	1.173*** (0.424)
家庭收入	0.162 (0.171)	0.169 (0.170)	0.150** (0.071)	0.131 (0.082)	0.072 (0.048)	0.081 (0.061)
高中及以下	0.361 (0.525)	0.601 (0.465)	0.136 (0.352)	0.370 (0.346)	0.063 (0.270)	0.082 (0.289)
大专及以上	0.845 (0.642)	1.146* (0.617)	0.632 (0.433)	0.771* (0.446)	0.707 (0.450)	0.809* (0.49)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	292	281	404	386	4 680	3 031
R-平方	0.234	0.238	0.106	0.004	0.045	-0.034
第一阶段估计结果						
社区平均医疗支出占比		-3.453*** (0.971)		-2.607*** (0.944)		-1.368*** (0.214)
F 统计量		12.66		7.62		40.76
Cragg-Donald 统计量		49.754		34.034		40.756

注:第(6)列括号中数字为标准误,其他列为经社区层面 cluster 调整的稳健标准误;第(1)–(4)列数据为混合横截面类型,因而这里使用 OLS 进行估计。

(二)同社区居民面临相同的教育宏观政策。教育以及教育相关的宏观政策不仅会导致居住于同一社区的教育的教育支出具有相关性,也会导致居住于同县或区的教育的教育支出具有相关性,因为同一县或区的居民往往面临相似的教育宏观政策。如果同一社区居民面临相同的教育宏观政策可以解释社区家庭教育支出的相关性,那么居住于同一县或区的教育的教育支出也会具有相关性,为此将家庭的邻居“替换”为与家庭居住于同一县或区的但不同社区的所有家庭并重新进行回归,结果如表5所示。由结果可知,同一县或区的家庭的平均教育支出并不会对目标家庭的教育支出产生显著的正向影响,这说明教育宏观政策的差异并不能解释本文的结论。

表5 稳健性检验:以同县区但不同社区的家庭作为邻居

	总样本		城市样本		农村样本	
	(1)OLS	(2)FE	(3)OLS	(4)FE	(5)OLS	(6)FE
邻里效应_县区	-0.198*** (0.056)	-0.203** (0.086)	-0.353*** (0.083)	-0.196* (0.105)	-0.107 (0.071)	-0.256** (0.120)
家庭收入	0.162*** (0.021)	0.034 (0.030)	0.223*** (0.033)	0.079* (0.047)	0.125*** (0.026)	0.009 (0.040)
高中及以下	0.169*** (0.063)	0.040 (0.129)	0.130*** (0.126)	-0.078 (0.247)	0.177** (0.072)	0.056 (0.153)
大专及以上	0.391*** (0.107)	0.510 (0.360)	0.459 (0.148)	0.640 (0.456)	-0.193 (0.268)	-0.211 (0.697)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 5 稳健性检验: 以同县区但不同社区的家庭作为邻居

	总样本		城市样本		农村样本	
	(1)OLS	(2)FE	(3)OLS	(4)FE	(5)OLS	(6)FE
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	12 634	12 634	5 282	5 282	7 352	7 352
R-平方	0.167	0.018	0.145	0.022	0.190	0.053

注: 括号中数字为经社区层面 cluster 调整的稳健标准误, 下表统同。

(三)同社区居民面临相同的教育市场或具有相同的信息获取渠道。^①一般而言,不同教育阶段属于不同的教育市场。如果是同社区居民面临相同的教育市场或具有相同的信息获取渠道等因素导致了家庭的教育支出与社区平均教育支出存在正相关关系,那么我们将会发现这种相关性只存在于家庭与社区其他家庭的同一阶段教育支出中,如家庭小学阶段的支出只会受到社区家庭小学阶段教育支出的影响,不大可能受到社区家庭初中阶段教育支出的影响,因此,将家庭及社区平均教育支出分为不同阶段:学前阶段、小学阶段、中学阶段、高中阶段和大学及以上阶段,以研究不同阶段的教育支出是否存在相互影响。

由回归结果可知,在城市和农村样本中,家庭小学阶段的教育支出不仅会受到同社区家庭平均小学阶段教育支出的影响,也会受到同社区家庭平均非小学教育阶段教育支出的影响;在农村样本中,家庭初中阶段的教育支出受到了同社区家庭平均非初中阶段教育支出的影响,因而我们可以排除同一社区居民面临相同的教育市场以及具有相同的信息获取渠道等可能性对估计结果的影响。除此之外,我们还发现邻里效应主要对家庭学前、小学和初中阶段的教育支出产生影响,而家庭高中和大学阶段的教育支出并不会受邻里效应的影响,可能的原因在于:一方面,学前、小学和初中阶段正处于人力资本积累的初期,个体之间的人力资本还没有形成明显的差异,同社区家庭间的教育支出结构具有相似性,因而相比于高中和大学及以上的教育阶段,学前、小学和初中阶段的教育支出更易受到同社区家庭教育支出的影响;另一方面,学前、小学和初中阶段是人力资本形成的关键阶段,害怕子女“输在起跑线上”的效应也会激励家庭跟随同社区其家庭增加其家庭的教育支出。

五、机制检验

(一)家庭追求社会地位动机。国内相关文献指出,收入不平等强化了我国家庭追求社会地位的动机(金烨等,2011;闫新华和杭斌,2017),因而在回归方程中加入收入不平等程度与邻里效应的交互项,以检验家庭追求社会地位的动机是否是邻里效应影响家庭教育支出的机制。参考周广肃等(2014)的做法,基于家庭的人均支出数据,分别使用县区和社区层面的基尼系数以及分位数支出比 $P90/10$ 、 $P90/50$ 和 $P50/10$ 来衡量家庭间的收入差距,其中 $P90/10$ 指的是第 90 百分位数与第 10 百分位上家庭人均支出之比,其余两个含义类似。城市和农村样本的机制检验结果如表 6 和表 7 所示。由表 6 可知,在城市样本中,无论是县区还是社区层面的收入差距,与邻里效应的交互项系数都不显著,这说明追求社会地位动机不是邻里效应影响城市家庭教育支出的机制。表 7 中第(1)和(3)列的结果显示,县区和社区层面的基尼系数与邻里效应交互项系数在统计上都不显著;第(2)和第(4)列的结果显示, $P90/50$ 和 $P50/10$ 与邻里效应的交互项系数显著为正,这说明农村社区中高收入家庭间以及中低收入家庭间收入差距的扩大会使得家庭的教育支出对同社区其他家庭的教育支出更为敏感,而 $P90/10$ 与邻里效应的交互项系数显著为

^① 限于篇幅,该稳健性检验的估计结果没有报告,感兴趣的读者可向作者索要。

负,这说明低高收入家庭收入差距的扩大会使得邻里效应对家庭教育支出的影响减小,甚至会产生负向的影响。以上的结果表明,在农村家庭中,家庭追求社会地位是邻里效应发挥作用的重要渠道。

表 6 城市样本机制检验:家庭追求社会地位动机

	社区层面收入差距		县区层面收入差距	
	(1)FE	(2)FE	(3)FE	(4)FE
<i>GINI</i> ×邻里效应	-0.055(0.371)		-0.964(0.740)	
<i>P90/10</i> ×邻里效应		-0.019(0.024)		0.068(0.093)
<i>P90/50</i> ×邻里效应		0.018(0.093)		-0.423*(0.253)
<i>P50/10</i> ×邻里效应		0.027(0.076)		-0.078(0.389)
邻里效应	0.253*(0.133)	0.266(0.269)		0.120(0.803)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	5 376	5 376	5 335	5 356
<i>R</i> -平方	0.036	0.029	0.034	0.034

表 7 农村样本机制检验:追求社会地位动机

	社区层面收入差距		县区层面收入差距	
	(1)FE	(2)FE	(3)FE	(4)FE
<i>GINI</i> ×邻里效应	0.484(0.515)		-0.053(0.811)	
<i>P90/10</i> ×邻里效应		-0.107*** (0.029)		-0.06(0.071)
<i>P90/50</i> ×邻里效应		0.301*** (0.115)		0.107(0.210)
<i>P50/10</i> ×邻里效应		0.408*** (0.107)		0.387** (0.194)
邻里效应	0.159(0.192)	-0.835** (0.375)	0.363(0.362)	-0.577(0.590)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	7 398	7 398	7 317	7 366
<i>R</i> -平方	0.094	0.096	0.092	0.097

(二)同社区居民对教育重视程度的趋同。为了检验同社区居民对教育重视程度的趋同是否是邻里效应发挥作用的机制,我们的检验思想是:假若社区居民对教育重视程度的趋同是邻里效应影响家庭教育支出的渠道,那么将会看到邻里效应在不同的平均教育重视程度社区间存在差异。以 2010 年 *CFPS* 个人问卷中户主对于“子女有出息,对您而言重要程度如何?”和“一个人受教育程度越高,获得很大成就的可能性就越大,您多大程度上同意这个观点?”这两个问题的回答度量户主对教育的重视程度(不重要或十分不同意 = 1,不太重要或不同意 = 2,一般重要或既不同意也不反对 = 3,较重要或同意 = 4,非常重要或十分同意 = 5),并计算社区平均教育重视程度(不包括家庭本身),同时在回归方程中加入社区平均教育重视程度与邻里效应的交互项,估计结果如表 8 所示:在城市样本中,社区平均教育重视程度与邻里效应交互项系数为正,但是在统计上都不显著;在农村样本中,社区平均教育重视程度越高,邻里效应对家庭教育支出的影响越小。以上结果说明,同社区家庭教育重视程度的趋同不是邻里效应影响家庭教育支出的机制。

表 8 机制检验: 同社区居民对教育重视程度的趋同

	城市样本		农村样本	
	(1)教育对个人成就重要性	(2)子女有出息	(3)教育对个人成就重要性	(4)子女有出息
邻里效应×平均教育重视程度	0.032(0.057)	0.031(0.040)	-1.142*** (0.069)	-0.139*** (0.052)
邻里效应	0.068(0.122)	0.062(0.117)	0.504** (0.135)	0.552*** (0.130)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	不控制	不控制	不控制	不控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	1 973	2 009	2 433	2 552
R-平方	0.169	0.170	0.322	0.322

六、结 论

本文基于中国家庭追踪调查数据,研究了中国家庭教育支出决策中的邻里效应。结果表明,在考虑社区居住的群分效应、同社区居民面临相同的教育宏观政策以及社区居民具有相同的信息获取渠道等可能性之后,同社区家庭平均教育支出对家庭教育支出依然存在着显著的正向影响。机制检验发现,在农村家庭中,中低收入家庭间以及中高收入家庭间收入差距的扩大,会使家庭的教育支出对同社区家庭的平均教育支出更为敏感,但是低高收入家庭间收入差距的扩大会使得家庭对同社区家庭的平均教育支出做出负向的反应;而在城市家庭中,社会地位追求动机以及社区居民对教育重视程度的趋同都不是邻里效应发挥作用的机制,邻里效应更多的是一种从众效应。本文为理解近几年来中国居民家庭不断增加的教育支出提供了一个新的视角。

从短期来看,邻里效应的存在使得教育支出在家庭支出中占比过高,对家庭当期的消费产生挤出效应,同时家庭对社会地位的追求可能还会导致家庭对子女进行过度的和非理性的人力资本投资,这偏离了教育的初衷,也不利于我国居民消费水平的提高。从长期来看,家庭教育支出中的邻里效应会导致两种截然不同结果:一方面,当社区间差异比较小时,邻里效应使得家庭跟社区其他家庭保持一致的教育支出,这有利于缩小我国家庭人力资本投资的差距和提高我国人力资本积累,促进社会不同阶层和代际的流动。另一方面,当社区居住具有群分效应,特别是形成基于收入的居住社区分割时,由于低收入家庭在教育投入方面存在资源和流动性约束的问题,邻里效应将会进一步拉大高收入和低收入家庭间的教育投入差距,社会阶层将更为固化。因此,在政策层面应注意:一是引导居民家庭树立正确的教育观,防止居民家庭出现因害怕输在起跑线上而在学前、小学和初中教育阶段进行盲目的和过度的人力资本投资。二是在城市规划上,应采取一些相关的经济和社会政策以减少居住群分效应,减少邻里效应的负面影响。本文的探索还较为初步,邻里效应对微观家庭及社会结构的长期影响仍需进一步研究。

参考文献:

- [1]郭凯明,龚六堂. 社会保障、家庭养老与经济增长[J]. 金融研究, 2012, (1): 78-90.
- [2]金烨,李宏彬,吴斌珍. 收入差距与社会地位寻求: 一个高储蓄率的原因[J]. 经济学(季刊), 2011, (3): 887-912.
- [3]李强. 同伴效应对中国农村青少年体重的影响[J]. 中国农村经济, 2014, (3): 73-84.
- [4]刘永平,陆铭. 从家庭养老角度看老龄化的中国经济能否持续增长[J]. 世界经济, 2008a, (1): 65-77.
- [5]刘永平,陆铭. 放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析[J]. 经济学(季刊), 2008b, (3): 1271-1300.
- [6]马光荣,周广肃. 新型农村养老保险对家庭储蓄的影响: 基于 CFPS 数据的研究[J]. 经济研究, 2014, (11): 116-129.

- [7]闫新华,杭斌.收入不平等与家庭教育支出——基于地位关注的视角[J].山西财经大学学报,2017,(5):1-13.
- [8]晏艳阳,邓嘉宜,文丹艳.邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据[J].经济学动态,2017,(2):76-87.
- [9]周广肃,樊纲,申广军.收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].管理世界,2014,(7):12-21.
- [10]Agarwal S, Qian W L, Zou X. Thy neighbor's misfortune: Peer effect on consumption[R]. Working Paper, 2016.
- [11]Ahern K R, Duchin R, Shumway T. Peer effects in risk aversion and trust[J]. The Review of Financial Studies, 2014, 27(11): 3213-3240.
- [12]Akerlof G A. A theory of social custom, of which unemployment may be one consequence[J]. Quarterly Journal of Economics, 1980, 94(4): 749-775.
- [13]Angrist J D, Pischke J S. Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion[M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [14]Bernheim B D. A theory of conformity[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(5): 841-877.
- [15]Bian Y J. Bringing strong ties back in: Indirect ties, network bridges, and job searches in China[J]. American Sociological Review, 1997, 62(3): 366-385.
- [16]Eun C S, Wang L L, Xiao S C. Culture and R2[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(2): 283-303.
- [17]Gertler P, Gruber J. Insuring consumption against illness[J]. American Economic Review, 2002, 92(1): 51-70.
- [18]Leibowitz A. Home investments in children[J]. Journal of Political Economy, 1974, 82(2): S111-S131.
- [19]Ling C, Zhang A Q, Zhen X P. Peer effects in consumption among Chinese rural households[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2018, 54(10): 2333-2347.
- [20]Liu H, Sun Q, Zhao Z. Social learning and health insurance enrollment: Evidence from China's new cooperative medical scheme[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2014, 97: 84-102.
- [21]Manski C F. Economic analysis of social interactions[J]. Journal of Economic Perspectives, 2000, 14(3): 115-136.
- [22]Nie P, Sousa-Poza A, He X B. Peer effects on childhood and adolescent obesity in China[J]. China Economic Review, 2015, 35: 47-69.
- [23]Purkayastha D. From parents to children: Intra-household altruism as institutional behavior[J]. Journal of Economic Issues, 2003, 37(3): 601-619.
- [24]Todd P E, Wolpin K I. The production of cognitive achievement in children: Home, school, and racial test score gaps[J]. Journal of Human Capital, 2007, 1(1): 91-136.
- [25]Tsui M, Rich L. The only child and educational opportunity for girls in urban China[J]. Gender & Society, 2002, 16(1): 74-92.

Is There a “Neighborhood Effect” in the Household Education Expenditure?

Yu Litian¹, Zhan Yubo²

(1. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China;

2. Institute of Economics, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200020, China)

Summary: As a main source of educational input, the household education expenditure has a positive

impact on the accumulation of children's human capital. In recent years, the education expenditure in Chinese families has increased rapidly. Existing literature has explained this phenomenon from different aspects, including the status seeking motive, raising sons for old age, and parents' pure altruism. In this paper, we suggest that an alternative explanation may be at work; the education expenditure in Chinese families may be affected by their neighbors, namely the neighborhood effect. We note that there is a shortage of literature giving an explanation for the rising education expenditure in Chinese families from this perspective. On the one hand, China is a country with strong cultural tightness and laying great emphasis on collectivism. For this reason, Chinese people's thoughts and behaviors are easily affected by others and tend to be convergent in a group. On the other hand, Chinese families generally attach great importance to education. They often regard education, especially tertiary education as an important way to achieve intergenerational mobility and improve families' social status. In a competence-based higher education selection system, whether a child can get the access to higher education depends on the relative position of his (her) academic performance, and the household education expenditure is a key factor in determining children's academic performance. In order to guarantee children's educational opportunities, the education expenditure in other families within a social group will be an important element that families need to take into account when making decisions on their own household educational expenditure. Therefore, the education expenditure in Chinese families is possibly affected by other families within a social group.

In this paper, we define families living in a village in rural areas or a community in cities as neighbors, and empirically analyze whether there is a "neighborhood effect" in Chinese household education expenditure decisions by using data from the China Family Panel and Following Studies (CFPS) from 2010 to 2014. As illustrated by some relevant literature, identifying the neighborhood effect is usually complicated by the problem of the residential sorting effect which refers to a phenomenon that households may self-select into the community with whom they associate. We alleviate this problem by limiting our research samples to rural Chinese households due to the special hukou system, controlling more variables which may affect residents' selecting of communities, and matching a virtual neighbor to city households based on the Mahalanobis distance.

The empirical findings indicate that the average community education expenditure has a positive impact on the household education expenditure. With 1% increase in the community education expenditure, the household education expenditure will increase by 0.307%. The results also show that the estimated effect cannot be driven by the residential sorting effect, households in a community facing identical educational policies and sharing the same access to information. We further analyze the relevant influencing mechanisms and find that in rural samples, the widening of income disparities between the middle and the high income groups and between the middle and the low income groups will make the household education expenditure more sensitive to the average community education expenditure. This indicates that the status seeking motive serves as an important mechanism for the neighborhood effect to work in rural households. In city samples, we find that both the status seeking motive and the convergence of the importance that residents attach to education are not the influencing mechanisms for the neighborhood effect to work in city households. This paper provides a new perspective to understand the increasing household education expenditure in Chinese households in recent years.

Key words: neighborhood effect; household education expenditure; status seeking motive

(责任编辑 石头)