

“别人家的孩子”对家庭教育支出的影响

——基于邻里家庭大学生子女比率的实证分析

耿 峰

(北京大学经济学院,北京 100871)

[摘 要] “别人家的孩子”的热议,说明邻里家庭子女的学历水平可能是影响家庭教育决策的重要因素,但是以往的文献并没有对此问题加以研究。使用邻里家庭中大学生子女的比率来衡量邻里家庭子女的学历水平,利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证分析了邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身教育支出的影响。研究发现:第一,在城镇地区,邻里家庭大学生子女比率的上升对家庭自身教育支出具有显著的促进作用,但是这一影响在农村地区并不存在;第二,上述促进作用源于家庭维持或追求社会地位的动机,而并非是由父母对子女前程的焦虑心理造成的。

[关键词] 邻里家庭;大学生子女比率;家庭教育支出;社会地位

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2019.06.007

[中图分类号]F063 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2019)06-0068-13

一、引言

家庭教育支出是当前我国加快经济转型升级、实现经济可持续发展的重要保障。人口老龄化的加剧使得我国的人口红利正在消失,实现经济由要素、投资驱动向创新驱动,加快人力资本红利的释放需要进一步增加人力资本投资。作为一种重要的人力资本投资,教育投入至关重要,而教育投入又来自政府的公共支出和家庭的私人支出。但是,我国政府的公共教育支出长期以来始终处于偏低的水平。根据世界银行和中国国家统计局的统计,2000年以来我国公共教育支出在GDP中的占比逐年上升,但与其他国家相比仍然处于较低水平,不仅与发达国家之间存在着较大差距,甚至还落后于世界的平均水平。也就是说,实现经济的可持续发展更多地需要依赖于家庭教育支出的增加。因此,理解我国家庭教育支出的决定机制就具有非常重要的现实意义。

以往的文献大多认为我国家庭的教育支出主要受到家庭自身微观因素和国家宏观政策的影响,包括家庭收入(孙志军,2004^[1];谷宏伟、杨秋平,2013^[2])、家庭的住房财富(陈永伟等,2014)^[3]、父母的受教育程度(李旻等,2006)^[4]、家庭的人口规模与年龄结构(李超,2016)^[5]、家庭的宗族观念(丁从明等,2018)^[6]以及政府的公共教育支出(袁诚等,2013)^[7]。但是,上述

[基金项目] 国家自然科学基金项目“人力资本的代际传递对经济增长的影响机制研究”(71573003);北京市社会科学基金研究基地项目“新常态下人力资本对经济发展的贡献机制研究”(16JDLJB001)

[作者简介] 耿峰(1989—),男,安徽定远人,北京大学经济学院博士研究生。主要研究方向:劳动经济学。

研究都忽视了不同家庭教育决策之间的相互影响。国外的研究表明,通过频繁的社会交往,个体的决策往往会受到同群体中其他个体的行为和决策的影响,这种影响被称为“同群效应”(Bursztyn 等,2014^[8];Agarwal 等,2016^[9])。与西方崇尚个人主义不同,我国更加看重社会关系,亲友邻里同事之间的交际和互动非常频繁,使得居民和家庭的行为决策更易受到同群体中其他人的影响(Eun 等,2015)^[10]。那么,家庭教育支出作为一种重要的家庭消费,理应也会受到其他家庭的影响。事实上,“别人家的孩子”的热议,恰好体现了上述影响。

“有一个孩子,十项全能,他什么都好,他就是别人家的孩子”,一位在某教育节目中现身的初一女孩的上述话语在网络上引发了大量的共鸣。这说明将自家孩子和其他家庭孩子作比较,是我国家庭中的一种普遍现象。由于邻里之间交往比较频繁且子女的学业是邻里之间最关心的内容之一,因此我们认为邻里家庭子女的学历水平会影响家庭自身的教育决策。进一步地,我们推测这种影响可能源于以下两类心理与动机:一是家庭维持或追求社会地位的动机。一般来讲,家庭的社会地位主要由家庭的经济收入决定。由于受教育程度是决定个体收入的重要因素之一,因此子女的受教育程度较高,意味着家庭未来的经济收入会更高,更易受到其他成员的尊重,并具有较高的社会地位(吴玲萍等,2018)^[11]。因此,邻里家庭子女的学历越高,就意味着在群体内自己家庭的社会地位下降的风险越大。为了维持现有的社会地位或者追求更高的社会地位,父母们往往会加大对对自己子女的教育支出。二是父母对子女前程的焦虑心理。40 多年的改革开放不仅为我国带来了经济的迅猛发展,也引发了日益严重的贫富分化和社会流动性不足等问题(Qin 等,2016)^[12],通过高考进入大学、获取更高的学历成为越来越多的年轻人改变命运的唯一通道。在这样的背景下,邻里家庭子女的学历越高,意味着自己的子女未来在社会上面临的竞争越激烈。在这样的情形下,出于对子女未来的焦虑,父母只能加大对对自己子女的教育投资,尽可能地提升子女未来的学历,唯恐他们在与其他人的竞争中沦为失败者。由上述两种动机可见,邻里家庭子女的学历水平应该会显著地影响家庭自身的教育支出,“别人家的孩子”越优秀,家庭自身的教育支出会越多。遗憾的是,目前尚无文献对这一问题进行具体地分析。

基于以上,本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010、2012 和 2014 年的三轮面板数据,将同一社区(村)的家庭定义为邻里,使用同一社区(村)内其他家庭的大学生子女比率来衡量邻里家庭子女的学历水平,以分析“别人家的孩子”对家庭教育支出的影响。需要指出的是,之所以使用邻里家庭的子女学历水平而非具体教育支出来分析不同家庭教育决策之间的相互影响,是基于以下两点:第一,不同家庭的同期教育支出往往同时会受到其他不可观测因素的影响,造成比较严重的内生性问题。比如,在城镇地区,按照现行的划片招生政策,居住在同一社区的家庭的孩子一般会进入相同的小学和初中就读,因此学校的质量会同时影响不同家庭的教育支出。然而,子女的学历是家庭前期教育决策和行为的结果,其与其他家庭的当期教育支出一般不会受到共同因素的影响,内生性问题较弱;第二,在现实生活中,邻里家庭的教育支出信息一般很难获取,邻里之间可以直接获知的通常是彼此家庭子女的学历。

研究发现,在城镇地区,邻里家庭大学生子女的比率对家庭自身的教育支出具有显著的正向影响。但是,这种影响在农村地区并不存在。进一步地,我们在回归方程中分别引入邻里家

庭大学生子女比率与社区层面收入差距的交互项、邻里家庭大学生子女比率与户主在本地的社会地位的交互项以及邻里家庭大学生子女比率与户主对教育重要性认识的交互项,发现:在城镇地区,居住在收入差距较大的社区的教育的教育支出和户主社会地位较高的家庭的教育支出都更易受到邻里家庭大学生子女比率的影响。这说明,家庭维持或追求社会地位的动机是邻里家庭大学生子女比率对家庭自身教育支出产生影响的机制之一。但是,家庭自身教育支出受邻里家庭大学生子女比率影响的程度,与该家庭的户主对教育重要性的认识程度无关。这说明,父母对子女前程的焦虑心理并不是邻里家庭大学生子女比率作用于家庭自身教育支出的机制。

本文的创新之处有以下两个方面:一是与以往文献大多从家庭的收入、财富等家庭自身角度研究家庭教育支出的决定因素不同,本文首次从“别人家的孩子”视角考察了不同家庭教育决策之间的相互影响,丰富了相关的研究;二是首次分析了邻里家庭大学生子女比率对家庭教育支出的影响机制,加深了对相关理论的理解。

本文后续安排如下:第二部分为文献综述,回顾并总结有关家庭教育支出的决定因素的相关文献;第三部分介绍了本文的数据来源、主要变量和描述性统计;第四部分为实证分析,基于固定效应回归分析了邻里家庭大学生子女的比率对家庭自身教育支出的影响;第五部分进一步分析了造成上述影响的原因与机制;最后为本文的结论。

二、相关文献与理论

(一)家庭收入与财富对教育支出的影响

关于家庭教育支出的决定因素,以往的研究大多关注于家庭的收入与财富水平对教育支出的影响。与其他的家庭支出不同,家庭的教育支出不仅是一种单纯的消费支出,也是一种重要的人力资本投资。根据人力资本理论,如果不存在借贷约束,那么每个家庭都会进行最优的教育投资,直至教育投资与其他投资的回报率一致为止(Becker,1962^[13];Ben-Porath,1967^[14])。也就是说,家庭的教育支出与收入、财富水平无关。但是,当借贷市场不完美时,收入或者财富水平较低的家庭由于面临着较为严重的借贷约束,无法进行最优水平的教育支出(Becker和Tomes,1986)^[15]。此时,家庭的收入与财富水平对教育支出存在着显著的正向影响。

与理论的预测一致,大量的实证研究证实了家庭收入或财富的增加对教育支出的促进作用。比如,Belley和Lochner(2007)^[16]利用美国1997年全国青年追踪调查数据(NLSY97),分析了家庭的收入层次对子女大学入学率的影响。研究发现,在控制了个体的能力差异之后,高收入家庭子女的大学入学率以及就读高校的质量都显著高于低收入家庭的子女。Lovenheim和Reynolds(2013)^[17]发现,住房价格上涨所带来的家庭财富增加显著提升了子女的名牌大学入学率,并且这种影响源于财富增加对家庭借贷约束的缓解作用。

在国内,大多数相关研究的结论与国外的文献一致。谷宏伟和杨秋平(2013)^[2]基于自身的家庭问卷调查发现,家庭收入以及父母对子女的期望教育程度对教育支出具有显著的正向影响,并且是影响家庭教育支出的最重要因素。李亚伟和刘晓瑞(2011)^[18]利用2006年的中国健康和营养调查数据(CHNS)考察了我国家庭教育支出的决定因素,发现社区居民的收入水平是影响家庭教育支出的重要因素之一。陈永伟等(2014)^[3]利用2010年的CFPS数据,考

察了家庭的住房财富与教育支出之间的关系。文章发现,家庭住房财富的增加会通过缓解家庭的借贷约束来提高教育支出,并且这种影响大于其他非住房财富。耿峰和秦雪征(2019)^[19]基于2013年和2015年的中国家庭金融调查数据(CHFS)进一步考察了住房财富对只有女孩家庭以及有男孩家庭的教育支出的差异性影响,发现住房财富的增加仅能促进前一类家庭的教育支出。但是,也有一些文献发现家庭收入对教育支出的影响是非线性的。比如,余红玲和万俊毅(2012)^[20]对广东省农村家庭教育支出的影响因素进行分析,发现家庭人均纯收入在达到一定水平之前,其对教育支出的影响是正向的,但是超过这一数值之后,教育支出随着家庭收入的增加反而下降。万相昱等(2017)^[21]基于中国城镇住户调查数据,使用多元回归和断点回归的方法,考察了家庭收入与教育支出之间的关系。研究发现,家庭收入与教育支出之间呈现出一种倒U型关系,说明低收入家庭对于教育的投资更加缺乏理性。

(二)其他因素对家庭教育支出的影响

父母的受教育程度对家庭教育支出的影响是造成教育代际传递的路径之一(Currie和Moretti,2007)^[22]。Piopiunik(2014)^[23]发现,高教育程度的父母通常收入较高并且更加重视教育,对子女的教育投资也越多。李亚伟和刘晓瑞(2011)^[18]在考察中国家庭教育支出影响因素时的一个重要发现就是,户主学历的提升会显著地提升家庭的教育投入。赵静(2014)^[24]利用2002-2009年的中国城镇住户调查数据,考察了家庭的养老保险缴费率与户主的受教育水平对家庭教育支出的影响。研究结果表明,二者对教育支出都存在着显著的影响。

李超(2016)^[5]通过构建一个两期世代交叠模型,分析了老龄化以及扶幼负担对家庭教育投资的影响。研究发现,老龄化、少儿人口数量及比重对家庭教育投资都有显著的负效应。此外,老龄化对我国农村和中西部家庭教育投资的负效应大于城镇和东部家庭,对低收入家庭的影响大于中等收入家庭,对高收入家庭则无影响。易行健等(2016)^[25]基于2002年和2009年的中国城镇住户调查数据,对家庭教育支出的决定因素和影响机制进行了分析。研究发现,家庭教育支出和户主年龄呈现显著的U型关系,并且家庭对女孩的教育投入多于男孩。袁诚等(2013)^[7]将地方宏观数据与城镇住户调查数据相结合,分析了政府的公共教育支出对私人教育支出的影响。研究发现,公共教育支出对家庭教育支出、义务教育阶段学杂费以及课外辅导费用都具有显著的替代效应,但是对中等收入家庭的家教费用具有互补效应。丁从明等(2018)^[6]利用2014年的CFPS数据研究了宗族对农村教育投资的影响。研究结果表明,宗族会通过强化家庭教育观念、丰富社会关系网络以及改善公共设施三个路径促进家庭的教育投资。吴玲萍等(2018)^[11]认为在收入不平等情况下,低收入家庭迫切希望通过加大教育投资来提升自己的收入阶层。该文利用2014年的CFPS数据,证实了收入差距对家庭教育支出的激励效应。

三、数据来源与变量介绍

(一)数据来源

本文所用数据来自于2010年、2012年以及2014年的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,以下简称CFPS)。CFPS是北京大学中国社会科学调查中心在全国范围内开展的大型微观调查,通过在个体、家庭以及社区三个层次进行数据收集,旨在为国内外相关学者

提供研究中国家庭经济和教育活动、家庭关系与动态变迁、人口迁移、健康以及社会保障等问题的经验证据。CFPS 的调查样本覆盖了全国 25 个省(市、自治区)的 16000 多户家庭。

基于本文的研究内容,我们只保留了尚有家庭成员处于上学阶段的家户样本。由于本文主要关注的是邻里家庭子女的学历水平对家庭自身的教育支出的影响,而家庭中处于各个教育阶段的成员数目是家庭教育支出的重要因素,因此本文仅保留了所有家庭成员均存在有效个人问卷的样本户。此外,参考 Bostic 等(2009)^[26],本文删去了户主年龄超过 65 岁的家户,以防止退休因素可能带来的异质性消费问题。最终,通过家户代码成功匹配之后获得的有效面板观测为 3015 个。

(二)变量介绍

1. 被解释变量:本文的被解释变量为家庭的教育支出。CFPS 详细询问了家庭的各项常见支出,其中的一个问题是:“过去一年,家庭的教育支出”。在后文的回归中,这一问题的调查结果将作为本文回归的被解释变量。

2. 核心解释变量:本文的核心解释变量为邻里家庭大学生子女的比率,在本文中我们用同一社区(村)内其他家庭子女的平均大学就读情况(包括正在上大学和没在读大学但拥有大学学历两种情况)加以衡量。CFPS 的成人和少儿问卷汇报了每户家庭中所有家庭成员的受教育情况,根据这些回答,我们计算了每个社区(村)内所有家庭户主的子女总数以及大学生子女总数,进而得到除家庭自身之外,同一社区内其他家庭子女的平均大学就读情况。具体来说,在社区 c 内,家庭 i 所面临的邻里家庭大学生子女比率的计算公式如下所示:

$$r_hcol_i = \frac{Col^c - Col_i^c}{Offs^c - Offs_i^c} \tag{1}$$

其中, Col_i^c 表示社区(村)c 中家庭 i 的大学生子女的个数, Col^c 表示社区(村)c 内所有家庭的大学生子女总数, $Offs_i^c$ 表示社区(村)c 中家庭 i 的子女个数, $Offs^c$ 表示社区(村)c 内所有家庭的子女总数。

3. 其他控制变量:参照以往研究(陈永伟等,2014^[3];耿峰、秦雪征,2019^[19]),本文选取的控制变量主要包括:(1)家庭的总收入。CFPS 中的家庭总收入包括家庭所有成员的工资收入、家庭的农业和非农业经营收入、转移支付收入以及其他收入。(2)家庭的人口学变量。主要包括家庭的规模、处于不同教育阶段的家庭成员数量以及 60 岁以上老人的数量。(3)户主特征变量。主要包括户主的年龄、婚姻、户口类型、健康和工作状况。由于在面板回归中,户主的实际年龄与年度虚拟变量存在共线性,参考耿峰和秦雪征(2019)^[19]的划分方式,本文将不超过 35 岁的户主定义为青年,36-50 岁定义为中年,超过 50 岁则定义为老年。(4)社区特征变量,指除家庭自身以外,居住在同一社区(村)中的其他家庭的相关特征的平均值。主要包括户主的平均受教育程度、家庭的平均收入以及家庭的平均规模。此外,为了控制地区差异和时间趋势对回归结果的影响,根据国家统计局的数据,本文还控制了省份人均 GDP(表示地区经济发展水平)、省份的生均教育经费(表示地区教育质量)以及年度哑变量。最后,根据各省的 CPI 数据,我们将所有的经济指标换算成以 2010 年为基准的可比数据。文中主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
edusp	家庭教育支出(元)	3015	5327	8110.032	14.8810	200000
r_col	邻里家庭大学生子女的比率	3015	0.1321	0.1291	0	1
finc	家庭总收入(元)	3015	37313.89	37047.49	0.8727	421402
t_nur	家中读幼儿园的成员数	3015	0.1032	0.3181	0	2
t_pri	家中读小学的成员数	3015	0.5539	0.6463	0	3
t_jun	家中读初中的成员数	3015	0.2846	0.4832	0	2
t_sen	家中读高中的成员数	3015	0.2050	0.4261	0	2
t_col	家中读大学的成员数	3015	0.1161	0.3336	0	2
familysize	家庭规模	3015	3.9061	1.0487	1	9
t_60	家中 60 岁以上老人数	3015	0.2448	0.5450	0	3
young	户主为青年(<=35 岁)	3015	0.1857	0.3890	0	1
median	户主为中年(36-50 岁)	3015	0.7051	0.4561	0	1
old	户主为老年(>51 岁)	3015	0.1091	0.3118	0	1
employed	户主是否有工作	3015	0.7595	0.4274	0	1
marry	户主是否在婚	3015	0.9615	0.1924	0	1
nhukou	户主是否非农业户口	3015	0.3479	0.4764	0	1
health	户主是否健康	3015	0.8846	0.3196	0	1
m_edu	社区户主平均受教育程度	3015	2.7053	0.7447	1	5.625
m_inc	社区家庭平均收入(元)	3015	39282.58	24317.01	1356.5	317233.7
m_size	社区家庭平均规模	3015	3.4359	0.8164	1	6.9333

注:个体的受教育程度(1=文盲/半文盲,2=小学,3=初中,4=高中,5=大专,6=大学本科,7=硕士,8=博士)。

四、实证分析

本部分主要考察邻里家庭大学生子女比率对家庭自身的教育支出的影响。由于文中所用的数据是 3 期的面板数据,我们将使用固定效应回归的方法来进行实证分析,回归方程如下:

$$\ln(edusp_{it}) = \beta_0 + \beta_1 r_hcol_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 C_{-it} + u_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中,edusp_{it}表示家庭 i 在 t 期的教育支出,r_hcol_{it}表示家庭 i 的邻里家庭的大学生子女比率,系数 β₁ 表征邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身教育支出的影响。X_{it}为家庭 i 的时变控制变量集合,包括家庭的年收入、处在各个教育阶段的成员数量、户主的年龄、户主是否有工作、户主的婚姻状况、户主的健康状况以及户主的户口类型。C_{-it}表征社区(村)c 内除家庭 i 以外其他家庭的相关特征的平均值,包括户主的平均受教育程度、家庭的平均收入和平均规模。u_i 表示家庭成员的禀赋、能力以及偏好等短期内不随时间变化的因素,θ_t 表示时间趋势,ε_{it}为随机误差项。考虑到教育支出和家庭收入等经济变量之间可能存在着非线性关系,我们对这类变量进行了对数化处理。

表 2 的第(1)列汇报了基于(2)式的全样本固定效应回归结果。估计结果显示,在控制了家庭、户主和社区的相关特征变量、地区的经济发展水平、地区的教育质量以及时间趋势之后,同一社区内其他家庭的大学生子女比率对家庭自身的教育支出的影响显著为正,也就是说,邻里家庭的大学生子女比率越高,家庭自身的教育支出越多。此外,家庭中处在幼儿园、初中、高中以及大学阶段的成员数对家庭自身的教育支出也都具有显著的正向影响,特别是幼儿园、高中和大学阶段的成员数影响较大,而小学阶段的成员数对家庭自身教育支出的影响虽然为正,但不显著。这可能是由于现阶段我国已经免除了义务教育阶段的学杂费,并且相比于初中阶段,小学阶段的课外辅导支出较少。最后,收入越高的家庭,对成员的教育支出越多。

表 2 邻里家庭大学生子女比率对家庭自身教育支出的影响

变量	(1) 总样本 lnedusp	(2) 城镇样本 lnedusp	(3) 农村样本 lnedusp
r_hcol	0.475 ** (0.240)	0.590 ** (0.255)	0.261 (0.618)
lninc	0.0219 (0.0248)	0.0310 (0.0356)	0.0160 (0.0344)
t_nur	0.549 *** (0.0798)	0.598 *** (0.124)	0.533 *** (0.105)
t_pri	0.0338 (0.0582)	0.0167 (0.0854)	0.0914 (0.0782)
t_jun	0.279 *** (0.0650)	0.0872 (0.0972)	0.516 *** (0.0853)
t_sen	0.757 *** (0.0715)	0.441 *** (0.0973)	1.003 *** (0.105)
t_col	1.030 *** (0.0795)	0.845 *** (0.101)	1.157 *** (0.127)
familysize	-0.0199 (0.0664)	0.0370 (0.105)	-0.0728 (0.0883)
t_60	-0.0592 (0.0839)	0.0253 (0.137)	-0.143 (0.108)
young	-0.0915 (0.123)	-0.0729 (0.164)	-0.0948 (0.191)
median	0.00559 (0.108)	0.0310 (0.148)	0.0326 (0.164)
nhukou	0.0446 (0.139)	0.0378 (0.159)	0.0632 (0.262)
employed	0.0678 (0.0571)	0.102 (0.0769)	0.00990 (0.0853)
health	-0.0262 (0.0749)	-0.0828 (0.110)	0.0104 (0.103)
married	0.104 (0.172)	0.258 (0.241)	-0.0410 (0.249)
社区特征变量	控制	控制	控制
地区经济发展水平	控制	控制	控制
地区教育质量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
Observations	3015	1547	1461

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著；标准误为聚类稳健标准误。

表 2 的第(2)列和第(3)列分别汇报了城镇和农村地区的固定效应回归结果。估计结果显示,邻里家庭的大学生子女比率对城镇家庭自身的教育支出的影响与其对农村家庭自身的教育支出的影响显著不同。在城镇地区,邻里家庭中大学生子女的比率越高,家庭自身的教育支出越多。而在农村地区,邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身的教育支出没有显著的影响。造成上述差异性影响的原因可能是,农村家庭的收入及财富水平普遍较低,面临着较为严重的资源和借贷约束,因此没有足够的能力对邻里家庭子女的学历变化做出反应。

表 2 的固定效应回归结果表明在城镇地区,邻里家庭的子女学历越高(体现为大学生子女的比率越高),家庭自身的教育支出也就越多。但是,不能简单地认定邻里家庭的大学生子女比率对城镇家庭自身的教育支出存在着因果影响。原因在于,固定效应回归虽然能够解决由不可观测的家庭特征所带来的估计偏误问题,但是依然可能存在着一些其他因素使得邻里

家庭的大学生子女比率与家庭自身的教育支出存在正相关关系。一是,社区的自选择效应。在城镇地区,家庭可以根据自己的偏好自由选择居住的社区,使得居住在同一社区的家庭之间可能在某些方面具有相似性。也就是说,之所以城镇邻里家庭子女的大学就读情况与家庭自身的教育支出正相关,原因之一可能是邻里之间原本就对子女的教育具有相同的偏好或者重视度。二是,在城镇地区,同一社区的家庭往往面临着相同的教育资源。我国现行的学区划分政策实行的是“就近入学”原则,居住在同一城镇社区的家庭一般隶属于相同的学区,并享受到相同质量的中小学教育资源。因此,如果某一社区被划为知名中小学的学区,那么该社区的孩子一般考入大学的概率都会更高,并且父母也都更愿意在前期对子女进行较多的教育投资,从而出现邻里家庭的大学生子女比率较高并且家庭自身的教育支出也较多的情况。

为了避免上述两种情形对原始回归结果的影响,增强本文结论的稳健性,我们进行了三类稳健性检验:1.为了尽可能排除掉社区的自选择效应,我们在回归中加入了更多可能影响家庭社区选择并且反映家庭教育偏好的变量,这些变量包括社区内的幼儿园数量、小学数量、儿童游乐场所的数量以及社区流动人口的占比,对应的回归结果见表3的第(1)列。2.对迁入社区时间不同的家庭进行比较分析。邻里家庭的子女学历水平对家庭自身教育支出的因果性影响依赖于邻里之间的相互交往。对于入住社区时间较短的家庭而言,初来乍到,与邻里之间的关系比较生疏,对邻里家庭的相关情况也不太了解,因此邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身的影响应该较小。反之,如果邻里家庭的大学生子女比率与家庭教育支出之间的正相关是源于社区的自选择效应,那么二者之间的相关性在迁入社区时间不同的家庭之间应该不会存在显著的差异性。依据CFPS家庭问卷中受访家庭对“您家是哪年迁入现在住房的”这一问题的回答,本文将城镇的样本家庭分为入住社区5年以下(含5年)与入住社区5年以上的两类家庭,进行分样本回归,回归的结果见表3的第(2)列和第(3)列。3.为了尽可能排除学区划分政策对回归结果的影响,本文对没有子女在接受高中以上教育的城镇家庭进行了单独分析,相关的回归结果见表3的第(4)列。我国各地的学区划分并非固定不变的,不同年份入学的同社区孩子一般不会进入相同的中小学,尤其是入学年份相隔较久的孩子。对于没有子女在接受高中以上教育的家庭而言,邻里家庭的大学生子女与自家子女的入学时间一般相隔五年以上,曾就读于相同的中小学并且享受到相同教育资源的可能性较低。

表3第(1)列的估计结果显示,在控制了社区内的幼儿园数量等变量之后,邻里家庭的大学生子女比率与城镇家庭自身的教育支出之间依然存在着显著的正相关关系。这说明在排除了社区的自选择效应之后,邻里家庭大学生子女比率的上升依然对城镇家庭自身的教育支出具有显著的促进作用。表3第(2)列和第(3)列的分样本回归结果显示,对于入住社区时间超过5年的家庭而言,邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身的教育支出存在着显著的正向影响;反之,对于入住社区5年以下的家庭而言,二者之间并不存在着显著的正相关关系。这说明,在城镇地区,邻里家庭的大学生子女比率与家庭自身教育支出之间的正相关关系并非源于社区的自选择效应。由表3第(4)列的估计结果可知,对于没有子女在接受高中以上阶段教育的城镇家庭而言,邻里家庭的大学生子女比率上升依然能够显著地增加家庭自身的教育支出。这说明学区划分政策也不是导致上述二者正相关的原因。基于以上三类稳健性检验的结

果可以认定,在城镇地区,邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身的教育支出具有正向的因果影响。

表 3 邻里家庭的大学生子女比率对城镇家庭自身教育支出影响的稳健性检验

变量	(1) lnedusp	(2) lnedusp	(3) lnedusp	(4) lnedusp
r_hcol	0.870 * * (0.426)	0.535 * * (0.242)	0.620 (0.922)	0.862 * * * (0.332)
原有控制变量	控制	控制	控制	控制
社区的幼儿园数量	控制	未控制	未控制	未控制
社区的小学数量	控制	未控制	未控制	未控制
社区的儿童游乐场所数	控制	未控制	未控制	未控制
社区流动人口占比	控制	未控制	未控制	未控制
地区经济发展水平	控制	控制	控制	控制
地区教育质量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	998	1170	319	1054

注: *、* * 和 * * * 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著;标准误为聚类稳健标准误。

五、结论与讨论

根据上一节的固定效应回归以及稳健性检验的结果,可以得出结论:邻里家庭大学生子女比率的上升能够显著地促进城镇家庭自身的教育支出。进一步地,根据相关文献(吴玲萍等, 2018^[11];金烨等,2011^[27]),本文认为这种促进作用可能源于两种动机或心理:一是家庭维持或者追求社会地位的动机;二是父母对子女未来前程的焦虑心理。

1. 家庭维持或追求社会地位的动机。随着我国市场化程度的不断提升,家庭的社会地位越来越取决于家庭的收入水平。由于受教育水平的提升能够显著地增加个人的收入,邻里家庭的大学生子女比率的上升就意味着邻里家庭未来收入的增加。因此,为了在社区内维持当前的社会地位或者追求更高的社会地位,每一个家庭都会有强烈的意愿来增加自身对子女的教育投资。

为了检验维持或追求社会地位的动机是否是邻里家庭大学生子女比率影响家庭自身教育支出的机制,我们分别进行了以下两个回归:首先,我们在回归方程中引入收入差距与邻里家庭大学生子女比率的交互项。金烨等(2011)^[27]、闫新华和杭斌(2017)^[28]发现,收入差距的扩大会增强家庭追求更高社会地位的动机。因此,如果邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身教育支出的促进作用是源于维持或追求社会地位的动机,那么这种促进作用在收入差距较大的地区应该更强。参考周广肃等(2014)^[29]、吴玲萍等(2018)^[11]的做法,根据家庭的人均收入,本文分别使用社区层面的基尼系数和泰尔指数来衡量家庭之间的收入差距,对应的回归结果见表 4 的第(1)列和第(2)列。其次,我们在回归方程中引入户主的社会地位与邻里家庭大学生子女比率的交互项。一般来说,个体当前的社会地位越高,维持现有社会地位的动机就越强。因此,在邻里家庭大学生子女比率上升的情况下,户主社会地位较高的家庭会有着更强的意愿和能力去增加对子女的教育投资。CFPS 问卷中询问了受访者在本地的社会地位,基于这一问题回答的回归结果见表 4 的第(3)列和第(4)列。

表 4 第(1)列的估计结果显示,在城镇样本中,邻里家庭大学生子女比率与社区层面泰尔指数的交互项以及其与基尼系数的交互项的估计系数均显著为正。这说明,在家庭收入差距

较大的社区内,邻里家庭大学生子女比率的上升对家庭自身教育支出的促进作用更强。同时,在表4的第(3)列中,邻里家庭大学生子女的比率与户主社会地位的交互项的估计系数也显著为正。也就是说,在邻里家庭大学生子女比率上升的情形下,户主社会地位较高的家庭会更更多地增加对子女的教育支出。上述两列的回归结果证明,邻里家庭大学生子女比率的上升对城镇家庭自身教育支出的促进作用是出于家庭维持或追求社会地位的动机。

表 4 机制检验:维持或追求社会地位的动机				
	(1) 城镇样本	(2) 农村样本	(3) 城镇样本	(4) 农村样本
变量	lnedusp	lnedusp	lnedusp	lnedusp
r_hcol×theil	2.111 * * (1.009)	-1.256 (1.260)		
r_hcol×gini	3.092 * (1.790)	-3.107 (3.115)		
r_hcol×status			0.331 * (0.181)	0.0686 (0.493)
地区经济发展水平	控制	控制	控制	控制
地区教育质量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	1547	1461	1546	1461

注:除了表中汇报的变量,回归方程中还控制了表2中的其他控制变量;*、* *和* * *分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,标准误为聚类稳健标准误。

另外,表4第(2)列和第(4)列的回归结果显示,在农村样本中,邻里家庭的大学生子女比率与收入差距和户主社会地位的交互项的估计系数均不显著,这与表2中农村家庭的固定效应回归结果是吻合的。估计系数不显著的原因可能在于,尽管农村地区的家庭也具有维持或追求社会地位的动机,但是由于收入较低、面临的资源和借贷约束较强,家庭没有足够的能力来加大对子女的教育投资。

2. 父母的焦虑心理。邻里家庭大学生子女比率的上升对家庭自身教育支出的促进作用也可能源于父母对子女未来前程的焦虑与担忧。随着我国经济发展水平的不断提高,贫富分化和社会流动性不足的问题愈加严重,通过高考进入大学、攻读更高的学位成为个体出人头地的最主要途径。在这样的社会环境下,邻里家庭大学生子女比率的上升会使得父母更加担忧自己子女未来的前程。因此,父母会加大对对自己子女的教育投资,以尽可能地提升子女未来的学历,以免其落后同龄人,为社会淘汰。

为了检验父母的焦虑心理是否是邻里家庭大学生子女比率作用于家庭自身教育支出的机制,我们在回归方程中引入邻里家庭的大学生子女比率与户主对教育重要性的认识的交互项,相关的回归结果见表5。CFPS成人问卷中询问了每位受访者对于观点“一个人受教育程度越高,获得很大成就的可能性就越大”的同意程度,本文以每个家庭户主的回答来衡量户主对教育重要性的认识。如果户主对教育重要性的认识越深,邻里家庭大学生子女比率的上升对家庭自身教育支出的促进作用越强,那么就证明了父母的焦虑心理是导致这一促进作用的机制。

表5的估计结果显示,无论是城镇家庭还是农村家庭,邻里家庭的大学生子女比率与户主对教育重要性认识的交互项的估计系数均不显著。这一结果说明,父母对子女前程的焦虑心理并不是邻里家庭大学生子女比率对家庭自身教育支出的影响机制。这可能是由于,当今的

社会是一个信息大爆炸的社会,父母并不仅仅根据邻里家庭子女的大学就读情况来了解社会上年轻人所面临的竞争压力,互联网、电视以及学校才是获取相关信息的更加重要的渠道。因此,父母对子女前程的焦虑程度与邻里家庭的大学生子女比率并不直接相关,因此也不会成为邻里家庭的大学生子女比率影响家庭自身教育支出决策的路径之一。

表 5 机制检验:父母的焦虑心理

变量	(1) 城镇样本	(2) 农村样本
	lnedusp	lnedusp
r_hcol * 教育的重要性	0.0718 (0.259)	0.216 (0.556)
地区经济发展水平	控制	控制
地区教育质量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
Observations	1547	1461

注:除了表中汇报的变量,回归方程中还控制了表 2 中的其他控制变量;*、* * 和 * * * 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著,标准误为聚类稳健标准误。

六、研究局限与展望

“别人家的孩子”的热议说明,邻里家庭子女的学历水平可能是影响家庭教育决策的一个重要因素,但是以往的文献并没有对此问题加以研究。本文以邻里家庭中大学生子女的比率来衡量邻里家庭子女的学历水平,利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010、2012 和 2014 年的三期面板数据,实证分析了邻里家庭大学生子女比率对家庭教育支出的影响。研究表明:第一,邻里家庭大学生子女比率的上升对家庭自身的教育支出具有显著的正向影响,即“别人家的孩子”确实对我国家庭的教育决策产生了影响。第二,上述正向影响只出现在城镇家庭之中,邻里家庭的大学生子女比率对农村家庭自身的教育支出并不存在显著的影响。这可能是由于,农村家庭由于收入较低而面临着较为严重的资源和借贷约束,因此没有能力对邻里家庭子女的学历变动做出反应。第三,在排除了社区的自选择效应以及学区划分政策的影响之后,邻里家庭大学生子女的比率对城镇家庭自身教育支出的影响依然是稳健的。第四,交互项回归的结果表明,在城镇地区,家庭维持或者追求社会地位的动机是邻里家庭的大学生子女比率对家庭自身教育支出产生影响的机制。

在教育经济学领域,不同家庭的教育决策之间的相互影响是一个非常重要的问题。然而,本文受限于数据,仅研究了邻里家庭大学生子女比率对家庭自身教育支出的影响,即其他家庭教育投资的结果对家庭自身教育投资的影响。事实上,随着居民收入水平的提高和思想观念的解放,我国家庭的教育投资结构以及教育方式都变得越来越多元化。不同的教育投资结构和教育方式对青少年人力资本的形成产生了显著差异的作用(张皓辰、秦雪征,2019)^[30]。因此,研究不同家庭的教育投资和教育方式之间的相互影响,对于在社会群体内传播正确的教育观念具有重大的现实指导意义,也将有利于我国居民人力资本水平的持续提升和经济的转型升级。

参考文献:

[1] 孙志军.中国农村的教育成本、收益与家庭教育决策——以甘肃省为基础的研究[M].北京:北京师范

大学出版社,2004.

[2]谷宏伟,杨秋平.收入、期望与教育支出:对当前中国家庭教育投资行为的实证分析[J].宏观经济研究,2013,(03):68-74,88.

[3]陈永伟,顾佳峰,史鹏.住房财富、信贷约束与城镇家庭教育开支——来自 CFPS2010 数据的证据[J].经济研究,2014,(01):89-101.

[4]李旻,赵连阁,谭洪波.农村地区家庭教育投资的影响因素分析——以河北省承德市为例[J].农业技术经济,2006,(05):73-78.

[5]李超.老龄化、抚幼负担与微观人力资本投资:基于 CFPS 家庭数据的实证研究[J].经济学动态,2016,(12):61-74.

[6]丁从明,邵敏敏,梁甄桥.宗族对农村人力资本投资的影响分析[J].中国农村经济,2018,(02):95-108.

[7]袁诚,张磊,曾颖.地方教育投入对城镇家庭教育支出行为的影响——对我国城镇家庭动态重复截面数据的一个估计[J].经济学动态,2013,(03):29-35.

[8]Bursztyn L, Ederer F, Ferman B, et al. Understanding mechanisms underlying peer effects: Evidence from a field experiment on financial decisions[J]. Econometrica, 2014, 82(4):1273-1301.

[9]Agarwal S, Qian W, Zou X. Thy neighbor's misfortune:Peer effect on consumption[R]. SSRN Working Paper No. 2780764, 2017.

[10]Eun C S, Wang L, Xiao S C. Culture and R2[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(2):283-303.

[11]吴玲萍,徐超,曹阳.收入不平等会扩大家庭教育消费吗?——基于 CFPS2014 数据的实证分析[J].上海财经大学学报,2018,(05):100-111.

[12]Qin X, Wang T, Zhuang C C. Intergenerational transfer of human capital and its impact on income mobility:evidence from China[J]. China Economic Review, 2016,38:306-321.

[13]Becker G. Investment inhuman capital: A theoretical analysis[J]. Journal of Political Economy, 1962, 70(5):9-49.

[14]Ben-Porath Y. Theproduction of human capital and the life cycle of earnings[J]. Journal of Political Economy, 1967, 75(4):352-365.

[15]BeckerG, Tomes N. Human capital and the rise and fall of families[J]. Journal of Labor Economics, 1986, 4(3):1-39.

[16]Belley P, Lochner L. The changing role of family income and ability in determining educational achievement[J]. Journal of Human Capital, 2007, 1(1):37-89.

[17]Lovenheim M F, Reynolds C L. The effect of housing wealth on college choice: Evidence from the housing boom[J]. Journal of Human Resources, 2013, 48(1):1-35.

[18]李亚伟,刘晓瑞.我国居民家庭教育支出的影响因素分析[J].统计与决策,2011,(17):88-91.

[19]耿峰,秦雪征.女性教育优势:基于房价上涨对子代教育支出影响的分析[J].财经研究,2019,(04):54-67,82.

[20]余红玲,万俊毅.农村家庭教育支出变动成因探析——以广东省为例[J].中国农学通报,2012,(02):150-156.

[21]万相昱,唐亮,张晨.家庭收入和教育支出的关联分析——基于中国城镇住户调查数据的研究[J].劳

动经济研究,2017,(03):85-99.

[22]Currie J, Moretti E. Biology as destiny? Short-and long-run determinants of intergenerational transmission of birth weight[J]. Journal of Labor economics, 2007, 25(2):231-264.

[23]Piopiunik M. Intergenerational transmission of education and mediating channels: Evidence from a compulsory schooling reform in Germany[J]. The Scandinavian Journal of Economics, 2014, 116(3):878-907.

[24]赵静.养老保险对家庭教育支出的影响——基于世代交叠模型的分析[J].中国经济问题,2014,(04):75-87.

[25]易行健,张家为,杨碧云.家庭教育支出决定因素分析——来自中国城镇住户调查数据的经验证据[J].南方人口,2016,(03):21-35.

[26]Bostic R, Gabriel S, Painter G. Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data[J]. Regional Science and Urban Economics, 2009, 39(1):79-89.

[27]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,(03):887-912.

[28]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,(05):1-13.

[29]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,(07):12-21,51,187.

[30]张皓辰,秦雪征.父母的教养方式对青少年人力资本形成的影响[J].财经研究,2019,(02):46-58.

(责任编辑:刘军)

The Impact of "Other Families' Children" on Family Educational Expenditure ——An Empirical Analysis Based on the College Student Percentage in Neighborhood Families' Children

GENG Feng

(School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: The heated discussion of "other families' children" shows that the academic level of children from neighborhood families may be an important factor affecting family education decision-making, but previous literature has not studied this issue. This paper uses the college student percentage in neighborhood families' children to measure the academic level of children in neighborhood families, and uses the panel data of China Family Panel Survey (CFPS) to empirically analyze the impact of the college student percentage in neighborhood families' children on family's own educational expenditure. The research finds: firstly, in urban areas, the college student percentage in neighborhood families' children has a significant positive effect on the family's own educational expenditure, but this effect does not exist in rural areas; secondly, the positive effect stems from the family's motivation to maintain or pursue social status, rather than parents' anxiety about their children's future.

Key Words: Neighborhood families; The college student percentage in families' children; Family educational expenditure; Social status