

子女数量对其受教育程度的影响研究

——基于经验数据的实证分析

刘苓玲,王克

(西南政法大学经济学院,重庆 401120)

摘要: 基于 CGSS(2006、2008 年)的经验数据,实证研究子女数量对其受教育程度的影响,发现子女数量的增加会显著降低其受教育的程度。随着子女数量的增加,较之“多生组”家庭或“农业户口”家庭,“少生组”家庭或“非农业户口”家庭中子女受教育的程度会受到更大的影响,如“少生组”家庭或“非农业户口”家庭中子女受教育的程度为“大专及以上学历”的概率会在更大程度上降低。

关键词: 子女数量;受教育程度 “二胎”政策

中图分类号: C923 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2016)04-0085-09

一、引言

“数量—质量”替代模型(quality-quantity trade-off)指出,子女数量与子女的教育质量之间存在负相关关系^[1-2]。受教育程度无疑是个人教育质量的直接体现。十八届五中全会后全面放开了“二胎”政策,^①这意味着随着我国生育政策的改变,家庭对子女生育量的选择极有可能发生改变,进一步地,这也可能会导致国民人力资本发生变化。因此,在我国“二胎”政策极有可能导致家庭在子女生育数量选择改变的环境下,我们有必要关注这样一个问题:子女数量的增加究竟是否会降低其受教育的程度?

在既往的经验研究中,有关子女数量对其受教育程度的影响效应并未得出一致结论。例如,Black 等(2005)利用挪威 1967—1997 年的生育报告数据研究发现,家庭子女数量的增加对子女的质量有负面影响^[3];贺建清(2013)基于中国 390 份调查问卷分析发现,在读子女数量对家庭

教育投资意愿有显著的负面影响,即子女数量的增加会导致其受教育程度的下降^[4];张凡永和陈方红(2014)在对中国 616 位家长的采访调查后发现,随着子女数量的增加,家庭高等教育选择意愿的总体趋势是降低的,且呈现出这样一种趋势:从 1 个孩子到 2 个孩子的降低趋势较为平缓,而从 2 个孩子到 3 个及以上孩子的降低趋势较为陡峭^[5]。然而,Angrist 等(2010)利用以色列 1983 和 1995 年的人口普查数据研究发现,子女数量的增加对子女的质量并没有负面影响^[6];Haoming Liu(2014)利用 2009 年的 CHNS 数据研究发现,对于男性而言,子女数量对其入学率不具有显著影响;而对于女性而言则存在显著的负面影响^[7]。综上所述,家庭子女数量对子女受教育程度的影响效应并不能确定。基于此,本文将利用 CGSS(2006、2008)两期经验数据,实证分析我国家庭子女数量对其受教育程度的影响效果,以期为进一步完善我国教育政策,提高国民人力

收稿日期:2016-07-06

作者简介:刘苓玲(1971—),女,重庆人,西南政法大学经济学院教授,研究方向为劳动经济学与社会保障;王克(1993—),男,安徽阜阳人,西南政法大学经济学院硕士研究生,研究方向为劳动经济学与社会保障。

①十八届五中全会公报提出“全面实施一对夫妇可生育两个孩子政策,积极开展应对人口老龄化行动”,即全面放开“二胎”政策。

资本提供有益参考。余文的结构安排如下:第二部分是对相关文献的回顾,第三部分详细介绍了本文采用的数据以及相关变量的定义,第四部分是实证分析结果,最后是全文的总结。

二、文献综述

主流文献主要从经济资本、文化资本和子女可获得的家庭资源三个方面研究了子女受教育程度的影响因素。首先,就经济资本的影响而言,李煜(2006)对1992—2003年我国城镇家庭教育成就数据的分析表明,那些拥有更多经济资本的管理阶层,如企业经理、私营业主等的子女在升学概率上存在显著优势^[8]。张辉和史书新(2009)也得出了类似结论,中低收入家庭对子女的教育投资受到流动性约束,高收入家庭完全可以依靠家庭自身较好地完成子女的教育投资^[9]。此外,Dahi and Lochner(2005)将美国收入税抵免(Earned Income Tax Credit,EITC)计划的扩张作为工具变量,基于NLSY数据研究发现,父代收入提高1000美元将使子代的数学测验分数和阅读测验分数平均上升2.1%和3.6%^[10],而Rege et al.(2011)利用挪威的人口注册数据发现父亲失业会显著降低子女的平均学业成绩^[11]。

其次,就文化资本的影响而言,Belzil and Hansen(2003)研究发现,父母的受教育程度对子女的教育程度的解释力近乎达到50%^[12]。郭从斌、闵维方(2006)研究发现,家庭文化资本和经济资本占有量居前列的优势社会阶层其子女接受的教育层次主要为高等教育;而文化、经济资本占有量均处劣势的其他社会阶层子女主要接受的为初、中等教育^[13]。同时,谢作栩、王伟宜(2006)研究发现,父亲或母亲受教育程度越高,其子女拥有的入学机会就越多;而父亲或母亲受教育程度若在大专及以上,其子女就会拥有更多的进入部属重点院校这类较高层次高校就读的机会^[14]。Oreopoulos等(2006)将美国教育政策的变动作为父母教育的工具变量,基于美国1960、1970和1980年人口普查数据研究发现,父母多接受一年教育,可以使子女留级复读的可能性降低2-4%,并可以显著降低子女辍学的概率^[15]。Mare and Maralani(2006)对来自英国的样本进行研究时发现,父母和子女的受教育程度之间的相关系数为0.40,而其对印尼妇女的大

样本研究也得到类似结论^[16]。Heineck and Riphahn(2009)通过考查从1929—1978年出生的德国公民的教育成就也证实了父母教育背景对子女教育成就有显著的影响^[17],同时Haan and Plug(2009)在克服了调查样本不全面的弊端后利用审查模型仍发现,父母的受教育程度和子女受教育程度之间具有显著的正相关关系^[18]。

再次,就子女可获得的家庭资源的影响而言,Blake(1981)研究发现,兄弟姐妹越多的人,其受教育程度越低;对于那些年轻的学生,兄弟姐妹的数量则与其学习成绩和教育期望成反比^[19]。为解释这一现象,Blake提出了资源稀释理论。该理论认为兄弟姐妹人数的增多导致分配到每个孩子身上的家庭资源份额减少,进而对每个孩子的教育成就都有负面影响。Blake认为家庭资源包括三方面:一是家庭的环境或场景,包括家居形式、生活必需品以及文化物品(如书籍和音乐等);二是各种有利于孩子接触外界社会的机会;三是父母对孩子的关注、干预或直接的教导。同理论研究相比,实证研究就要丰富得多。龚继红和钟涨宝(2005)实证研究发现,在教育投资选择上,子女多的家庭基本遵守择优原则,而子女少的家庭大多选择进行高价投资等^[20]。张凡永和陈方红(2014)通过问卷调查探讨农村家庭子女数量与高等教育选择的关系时研究发现,农村家庭随着子女数量的增加,家庭高等教育选择意愿、家庭高等教育选择期望总体趋势均是降低的^[21]。而后,甘宇(2015)使用901个城市家庭的样本讨论家庭收入和未成年子女数量对家庭教育投资的影响时同样证实,子女数量与子女人均家庭教育投资水平负相关^[22]。

除此之外,既往文献还就其他影响子女受教育程度的因素进行了研究。例如,李春玲(2003)指出政府相关政策以及意识形态的变化对教育机会分配机制有显著影响^[24];Machin(2007)研究了20世纪80年代和90年代英国大学扩招政策后发现,其对高收入阶层的教育流动性有较大的正向影响^[25]。通过对上述文献的梳理发现,国内外学者已经在子女受教育程度的影响因素方面做了较为系统的研究,但目前少有文献针对户籍特征、子女数量等家庭异质性因素对子女受教育程度的影响差异进行研究。此外,大

多数学者采用的数据样本较小,这也会影响到实证结果。

三、模型与数据

基于以上分析,本文将基本估计方程设定如下:

$$education_i = \alpha_0 + \alpha_1 children_number_i + \gamma X_i + \eta M_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

本文其中 i 表示第 i 个个体 α_1 表示家庭子女数量的估计系数 γ 和 η 分别表示个体特征变量 (X_i) 和家庭背景及国家政策变量 (M_i) 的系数矩阵 ε_i 为随机扰动项。被解释变量 $education_i$ 用于测度第 i 个位居民的受教育程度,在 CGSS (2006、2008) 调查中,对该变量的测度是基于被调查者对“您目前的最高教育程度是?”这一问题的回答。^① 对家庭子女数量 ($children_number$) 的测度,本文采用被调查者对“您 10 岁时仍健在的兄、弟、姐、妹数量”这一问题的回答。^② 表 1

表 1 居民受教育程度分布情况

	全样本		独生子女样本		非独生子女样本	
	样本数	比例(%)	样本数	比例(%)	样本数	比例(%)
小学及以下	316	9.74	20	2.00	296	13.19
初中	997	30.72	126	12.59	871	38.81
高中	922	28.41	307	30.67	615	27.41
大专及以上	1010	31.13	548	54.74	462	20.59
合计	3245	100	1001	100	2244	100

当然,影响子女受教育程度的因素还包括一些个体特征变量 (X_i)。首先,我们在回归方程中纳入的个体特征变量包括:性别 ($male$), 男性赋值为 1, 女性赋值为 0; 年龄 (age), 年龄为被调查者在受访时的周岁年龄; 户籍变量 ($hukou$), 非农业户口赋值为 1, 农业户口赋值为 0;

其次,本文纳入的可能影响子女受教育程度的家庭背景变量和国家教育政策变量 (M_i) 包括: 父母受教育程度平均值 ($f_meducation$); 子女接受教育时期家庭的经济资本 ($income$), 需要说明的是, 因为家庭经济资本对子女受教育程度的影响是一个长期的过程, 囿于历年家庭收入数据

汇报了居民受教育程度分布情况。在独生子女样本中受教育程度为“小学及以下”的仅占 2%, 而在非独生子女样本中,“小学及以下”占比为 13.19%; 在非独生子女样本中,受教育程度为“初中”的占比高达 38.81%, 而在独生子女样本中,“初中”占比仅为 12.59%。这初步说明,非独生子女更多地是接受初等教育。如果没有实行九年义务教育制度,他们的受教育情况可能更让人心忧。在独生子女样本中,受教育程度为“大专及以上”的占比高达 54.74%, 而在非独生子女样本中,“大专及以上”的占比仅为 20.59%。这进一步地说明,独生子女更多地是接受高等教育,家庭中的子女数量可能是影响其受教育程度的重要因素。因此,本文作出以下假设:

假设 1: 家庭中的子女数量与子女的受教育程度成负相关关系。

的不可得,我们选用被访问者对问题“您 14/18 岁时您父亲的职业状况”的回答来代替家庭经济资本。其中,我们选用了农村职业的被调查者对“是否拥有管理职位/职务”这一选项的回答以及非农职业的被调查者对“单位类型: 党政机关/事业单位/企业/社会团体/其他”这一选项的回答; 拥有管理职位/职务或者单位类型为党政机关/事业单位/企业/社会团体的,我们将 $income$ 赋值为 1, 反之, 赋值为 0; 教育政策 ($kuozhao$), 1999 年高校扩招之后年龄到达 18 周岁的赋值为 1, 反之赋值为 0。^③

本文使用的基础数据来自《中国综合社会调

①其中,回答“没有受过任何教育”的赋值为 0,“小学”的赋值为 6,“初中”的赋值为 9,“职业高中”、“普通高中”、“中专”、“技校”的均赋值为 12,“大学专科(成人高等教育)”的赋值为 14,“大学专科(正规高等教育)”、“大学本科(成人高等教育)”的赋值为 15,“大学本科(正规高等教育)”的赋值为 16,“研究生及以上”的赋值为 19。

②本文将被调查者对此问题的“兄、弟、姐、妹”数量的回答加总后再加 1 作为家庭子女数 ($children_number$) 的值。

③通常居民进入大学学习的起始年龄为 18 周岁。

查》(CGSS2006、2008)。需要说明的是,CGSS是中国人民大学社会学系所发起的一项全国范围内的大规模抽样调查项目。由于我国于1977年恢复高考制度,为了排除之前影响居民获得教育

的不稳定因素,故我们选取了全样本中满足出生于1977年后条件的子样本。表2中汇报了主要变量及其描述性统计结果。

表2 主要变量及其描述性统计

变量名	定义与赋值情况	平均值	标准差	极小值	极大值
education	被访问者受教育的程度	11.5029	3.3868	0	19
children_number	子女数量	2.3106	1.3257	1	12
f_meducation	被访问者父母的受教育程度的平均值	7.0567	4.1740	0	16
income	家庭经济资本(党政机关、事业单位、企业、社会团体里或拥有管理职位/职务=1,其他=0)	0.4422	0.4967	0	1
hukou	非农业户口=1,农业户口=0	0.5448	0.4981	0	1
male	男性=1,女性=0	0.4616	0.4986	0	1
age	年龄	24.1584	3.6256	18	31
kuozhao	扩招后=1,扩招前=0	0.6712	0.4699	0	1

四、实证分析

(一) 子女数量对子女受教育程度的影响

首先,本文采用OLS方法对方程(1)进行了回归,估计结果见表3。研究发现,子女数量的增加会显著降低其受教育的程度。这证明假设1是成立的。当方程(1)中仅纳入核心解释变量及人口特征的控制变量时(第2列),研究发现子女数量的估计系数在1%的显著性水平上为负,这初步说明子女数量的增加会显著降低其受教育的程度;当方程(1)中纳入了全部的考察变量时(第4列),研究发现子女数量的估计系数在1%的显著性水平上为负,这进一步说明子女数量的增加会显著降低其受教育的程度。具体来说,在控制了其他变量的情况下,子女数量(children_number)每上升一个标准差(1.3257),其受教育的程度(education)会下降0.45。

本文认为,上述结论的主要原因在于以下三个方面。第一,在家庭经济资本一定的情况下,随着家庭子女数量的增多,每个子女平均所能获得的教育投资会随之减少,他们受教育的程度也会随之下降;第二,在家庭教育投资分配方面,家庭子女内部会存在着竞争,父母可能更偏好成绩好的子女在学业上更进一步。因此,学习成绩好的子女会挤占学习成绩不好的子女的家庭教育投资,从而使得学习成绩不好的子女受教育的程度降低;第三,对家庭全部子女都进行高等教育投资无疑会增加家庭经济负担。家庭教育投资

属于人力资本投资,它既能为投资者及受教育者带来收益,也可能使其遭受损失(罗少郁,2007)^[26]。受成本和收益双重悲观预期的影响,尽管有些家庭已经具备了教育的投资性理念,但是其可能仍然缺乏教育投资的积极性(刘纯阳,2005)^[27]。甚至,有些家庭迫于生存压力和货币约束,不得不做出放弃高等教育投资的理性选择(罗少郁,2007)^[28]。

当然,我们还汇报了其他主要控制变量的估计结果。首先,是被访问父母受教育程度(f_meducation),父母受教育的程度和子女受教育的程度呈显著正相关关系,即拥有更高教育水平的父母具有相对更高的收入水平,优越的家庭条件能够为子女创造更加优越的教育环境,使得子女的教育成就更高^[29-30]。同时,父母受教育的程度越高其拥有的能力可能就越强,子女能够通过遗传获得此能力,从而获得更高的教育水平。其次,家庭经济资本(income)的增加会显著提高子女受教育的程度。家庭经济资本越多,子女可获得的教育投资就会越多,这进一步保证了子女能够获得更高层次的教育。“非农业户口”的被访问者受教育的程度比之“农业户口”的高。通常来说,“非农业户口”家庭拥有的经济资源等要超过“农业户口”家庭,这在一定程度上保证了其子女可获得更多的家庭教育投资。高校扩招政策显著提升了居民受教育的水平,国家放宽了进入高等学府的条件,使得更多的人能够有机会

接受高等教育。

为了进一步检验实证结果的稳健性,本文将删除直辖市后的样本再次纳入回归方程(第5列),研究发现,子女数量的估计系数同样在1%

的显著性水平上为负,其他变量的估计系数符号也和全样本实证结果一致。这表明子女数量的增加会显著降低其受教育的程度这一实证结果是稳健的。

表3 子女数量对其受教育程度的影响

变量	全样本				删除直辖市样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
male	0.0779 (0.0936)	0.1002 (0.0911)	0.1019 (0.0897)	0.1110 (0.0879)	0.1364 (0.0980)
age	-0.0228* (0.0133)	-0.0202 (0.0128)	0.0846*** (0.0194)	0.0885*** (0.0192)	0.0807*** (0.0211)
hukou	3.3405*** (0.1047)	3.1337*** (0.1048)	2.4807*** (0.1193)	2.4384*** (0.1193)	2.4536*** (0.1247)
children_number	-0.5792*** (0.0465)	-0.4744*** (0.0463)	-0.4022*** (0.0454)	-0.3411*** (0.0452)	-0.3470*** (0.0469)
income	—	—	0.4033*** (0.1138)	0.3158*** (0.1120)	0.3948*** (0.1209)
f_education	—	—	0.2379*** (0.0168)	0.2197*** (0.0165)	0.2150*** (0.0176)
kuozhao	—	—	0.6353*** (0.1547)	0.6669*** (0.1528)	0.6742*** (0.1683)
地区变量	否	是	否	是	是
R ²	0.3796	0.4270	0.4348	0.4703	0.4251
Obs	3245	3245	3245	3245	2750

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著,括号中的数据表示的是稳健性标准误。

(二) 家庭异质性对子女受教育程度的影响

前文的分析证实,子女数量的增加会显著降低其受教育的程度,但是,对于不同的家庭来说,子女数量对其受教育程度的影响是否存在差异?如果存在,这种差异有多大?

我们将样本中拥有2个及以下子女的家庭设为“少生组”,拥有3个及以上子女的家庭设为“多生组”以检验子女数量异质性影响。表4第1、2列给出了子女数量对“少生组”和“多生组”家庭中子女受教育程度的影响。结果显示,子女数量(children_number)的增加对“少生组”和“多生组”家庭中子女受教育程度的影响均显著为负。但“少生组”家庭中子女数量的估计系数的绝对值(0.4701)明显大于“多生组”家庭中子女数量的估计系数的绝对值(0.2950)。这表明,不论是在“少生组”家庭还是在“多生组”家庭,只要子女数量增加就会显著降低子女受教育的程度;而且,相对于“多生组”家庭而言,子女数量的增多对“少生组”家庭中子女的受教育程度的影响更大。

对于“多生组”家庭来说,子女数量较多,家庭承担的对子女进行教育投资的经济负担很重,并且每个子女获得教育投资不是很多。因此,新增加1个子女所需的教育投资大多就会来自其他子女所获得的教育投资的缩减量,这个投资缩减量相对于每个子女所获得的教育投资量而言相对较小。而对于“少生组”家庭来说,其承担对子女进行教育投资的经济负担相对较轻,同时每个子女获得的教育投资较多,这个投资缩减量相对于每个子女所获得的教育投资量而言相对较大。显然,“多生组”家庭中现有子女数量已经足够多,新增加1个子女带来的边际影响在减弱;而对于“少生组”家庭来说,再增加1个子女带来的边际影响在加强。

为了进一步检验城乡差异带来的影响,我们按照被访问者的户籍,将样本划分为了“农业户口”和“非农业户口”两个子样本。表4第3、4列分别估计了子女数量对“农业户口”和“非农业户口”家庭中子女受教育程度的影响。结果显示,子女数量(children_number)的增加对“农业

户口”和“非农业户口”家庭中子女受教育程度的影响均显著为负,并且“非农业户口”家庭中子女数量估计系数的绝对值(0.4473)明显大于“农业户口”家庭中子女数量估计系数的绝对值(0.2301)。这表明,相对于“农业户口”家庭而言,子女数量的增多对“非农业户口”家庭中子女的受教育程度的影响更大。

表4 家庭异质性因素对子女受教育程度的影响

变量	少生组	多生组	农业户口	非农业户口
	(1)	(2)	(3)	(4)
children_number	-0.4701*** (0.1230)	-0.2950*** (0.0817)	-0.2301*** (0.0578)	-0.4473*** (0.0681)
控制变量	是	是	是	是
地区变量	是	是	是	是
R ²	0.4406	0.3644	0.2747	0.2216
Obs	2084	1161	1477	1768

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著,括号中的数据表示的是稳健性标准误。

(三) 子女数量对其受教育程度的边际影响

前文实证分析证实,对于不同的家庭来说,子女数量对其受教育程度的影响确实存在差异。为了更好的描述子女数量对其受教育程度的边际影响,本文采用有序的probit(ordered probit, OP)模型,重新估计了回归方程(1),结果如表5所示。结果显示,子女数量的增加会显著提高“少生组”家庭中子女受教育程度为“高中”的概率,却会降低“多生组”家庭中子女受教育程度为“高中”的概率;同时比之“多生组”家庭,子女数量的增加使得“少生组”家庭中子女受教育程度为“大专及以上”的概率会在更大程度上降低。^①通常来说,在仅考虑教育投资的绝对量的影响时,“少生组”家庭中每个子女所获得的教育投资可以使他们受教育的程度达到“大专及以上”。即使子女数量增多,他们所获得的教育投资仍可使他们的受教育程度达到“高中”。而“多生组”家庭中每个子女获得的教育投资本来就相对较少,子女数量的增加使得他们所获得的家庭教育投资进一步减少,所以“多生组”家庭

一般来说,“非农业户口”家庭拥有的经济资本等要多于“农业户口”家庭,所以“非农业户口”家庭中子女获得家庭教育投资要高于“农业户口”家庭。和上文的解释类似,相对于“农业户口”家庭而言,在“非农业户口”家庭中新增加的1个子女将会更多地挤占其他子女可获得的家庭教育投资。

中子女受教育的程度为“高中”和“大专及以上”的概率均会降低。

另外,子女数量的增加会提高“非农业户口”家庭中子女受教育程度为“高中”的概率,却会降低“农业户口”家庭中子女受教育程度为“高中”的概率。同时相对于“农业户口”家庭而言,子女数量的增加使得“非农业户口”家庭中子女受教育程度为“大专及以上”的概率在更大程度上降低。^②一方面,与之前的解释类似,“非农业户口”家庭中每个子女所获得的教育投资较多。在仅考虑教育投资的绝对量的影响时,即使子女数量增多,他们所获得的教育投资仍可使他们的受教育程度达到“高中”。而“农业户口”家庭中每个子女获得的教育投资本来就相对较少,子女数量的增加使得他们所获得的家庭教育投资进一步减少,所以“农业户口”家庭中子女受教育的程度为“高中”和“大专及以上”的概率均降低。另一方面,相对于“农业户口”家庭而言,“非农业户口”家庭中父母的教育投资意识比较强烈,他们倾向于对每个子女都进行类似的教育

①子女数量每上升1个标准差(1.3257)将会使其受教育的程度为“高中”和“大专及以上”的概率分别下降1.47%和5.83%左右。对“少生组”家庭而言,子女数量每上升1个标准差(0.4997)将会使其受教育的程度为“高中”的概率增加0.94%左右,而使为“大专及以上”的概率下降4.73%左右;对“多生组”家庭而言,子女数量每上升1个标准差(1.1509)将会使其受教育的程度为“高中”和“大专及以上”的概率分别下降2.77%和2.22%左右。

②对“农业户口”家庭而言,子女数量每上升1个标准差(1.3573)将会使其受教育的程度为“高中”和“大专及以上”的概率分别下降2.96%和1.28%左右;对“非农业户口”家庭而言,子女数量每上升1个标准差(1.1177)将会使其受教育的程度为“高中”的概率增加4.66%左右,而使为“大专及以上”的概率下降9.09%左右。

投资,但在经济约束一定的情况下,这样的投资方式无形中减少了每个子女可获得的教育投资。

表5 子女数量对子女受教育程度的边际影响

		估计系数	高中	大专及以上
全样本	children_number	-0.1465 ^{***} (0.0199)	-0.0111 ^{***} (0.0020)	-0.0440 ^{***} (0.0060)
	控制变量	是		
	地区变量	是		
	准R ²	0.2351		
	Obs	3245		
少生组	children_number	-0.2580 ^{***} (0.0590)	0.0189 ^{***} (0.0052)	-0.0946 ^{***} (0.0217)
	控制变量	是		
	地区变量	是		
	准R ²	0.2286		
	Obs	2084		
多生组	children_number	-0.1174 ^{***} (0.0335)	-0.0241 ^{***} (0.0070)	-0.0193 ^{***} (0.0056)
	控制变量	是		
	地区变量	是		
	准R ²	0.1651		
	Obs	1161		
农业户口	children_number	-0.0982 ^{***} (0.0249)	-0.0218 ^{***} (0.0056)	-0.0094 ^{***} (0.0025)
	控制变量	是		
	地区变量	是		
	准R ²	0.1292		
	Obs	1477		
非农业户口	children_number	-0.2038 ^{***} (0.0322)	0.0417 ^{***} (0.0070)	-0.0813 ^{***} (0.0129)
	控制变量	是		
	地区变量	是		
	准R ²	0.1121		
	Obs	1768		

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著,括号中的数据表示的是稳健性标准误。

五、结论

“二胎”政策的全面放开表明中国的国家生育政策已发生了根本性的变化。与之息息相关的是家庭生育选择的变化。一方面,生育政策的放宽使得家庭更方便作出“多子女”的生育选择;另一方面,随着养育孩子成本的不断提高以及未来孩子进入社会就业竞争力度的加大,家庭可能不会作出“多子女”的生育选择。本文基于CGSS(2006、2008)的经验数据,实证分析了子女数量对其受教育程度的影响,并进一步分析了不同的家庭中异质性因素对子女受教育程度的影响。研究发现,首先,随着子女数量的增多,单个子女获得的教育投资会减少,进而导致子女受教

育水平降低,这种现象在“少生组”家庭和“非农业户口”家庭中较为突出。其次,子女数量的增加会提高“少生组”家庭中子女受教育的程度为“高中”的概率,却会降低拥有“多生组”的家庭中子女受教育的程度为“高中”的概率;同时较之“多生组”家庭,子女数量的增加会使得“少生组”家庭中子女受教育的程度为“大专及以上”的概率在更大程度上降低。再次,子女数量的增加会增加“非农业户口”家庭中子女受教育的程度为“高中”的概率,却会降低“农业户口”家庭中子女受教育的程度为“高中”的概率;同时较之“农业户口”家庭,子女数量的增加会使得“非农业户口”家庭中子女受教育的程度为“大专及

以上”的概率在更大程度上降低。一方面,这和不同家庭拥有的资源不同有关;另一方面,这也可能和不同家庭中父母的教育投资意识不同相关。

尽管我国一贯坚持教育的公益性质,突出政府在教育发展中的责任,但家庭在这一领域同样发挥着不容忽视的作用(温海滢、李普亮,2009)^[31]。“少生组”家庭或者“非农业户口”家庭具有更强的教育投资意识,更倾向于对子女进行高等教育投资,而子女数量的增加会降低子女接受高等教育的概率,进而可能会降低子女在市场经济活动中的竞争力。因此,基于以上考虑,父母可能不会作出“多子女”的生育选择。显然,本文的政策启示是直观的。为贯彻落实应对人口老龄化而全面放开的“二胎”政策,可从以下方面着手:第一,减轻家庭教育投资的压力,政府要进一步加大公共教育财政支出,增加公共教育服务的供给。第二,一方面,政府要进一步增强就业岗位,缓解高校毕业生的就业压力,消除家庭的顾虑;另一方面,政府应促进居民合理且充分就业以增加居民的可支配收入,进一步减轻因子女数量增加而带来的教育投资压力。

参考文献:

- [1] Becker G S L H G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children [J]. Journal of Political Economic, 1973(81) : 279.
- [2] Becker G, Tomes N. Child Endowments and the Quantity and Quality of Children [J]. National Bureau of Economic Research, 1976, 84(4) : 143-162.
- [3] Black Sandra E, Paul J Devereux, Kjell Salvanes. From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes [J]. National Bureau of Economic Research, 2005(6) : 409-439.
- [4] 贺建清. 影响江西省农村贫困家庭教育投资意愿的因素研究 [J]. 南昌航空大学学报(社会科学版), 2013(3) : 101-108.
- [5] [21] 张凡永, 陈方红. 农村家庭子女数量与高等教育选择的关系——基于江西省 D 县的调查 [J]. 高等农业教育, 2014(10) : 26-29.
- [6] Angrist Joshua, Victor Lavy, Analia Schlosser. Multiple Experiments for the Causal Link between the Quantity and Quality of Children [J]. Journal of Labor Economics, 2010, 28(4) : 773-824.
- [7] Liu H. The Quality-quantity Trade-off: Evidence from the Relaxation of China's One-child Policy [J]. Journal of Population Economics, 2014(27) : 565-602.
- [8] 李煜. 制度变迁与教育不平等的产生机制 [J]. 中国社会科学, 2006(4) : 97-109.
- [9] 张辉, 史书新. 我国城镇居民家庭子女教育投资动机的影响因素分析 [J]. 山东社会科学, 2009(5) : 109-112.
- [10] Dahi G B, L Lochner. The Impact of Family Income on Child Achievement [J]. National Bureau of Economic Research, 2005(8) : 1-39.
- [11] Rege M, et al. Parental Job Loss and Children's school performance [J]. Review of Economic Studies, 2011, 78(4) : 1462-1489.
- [12] Belzil C, Hansen J. Structural Estimates of the Intergenerational Education Correlation [J]. Journal of Applied Econometrics, 2003, 18(6) : 679-696.
- [13] 郭丛斌, 闵维方. 家庭经济和文化资本对子女教育机会获得的影响 [J]. 高等教育研究, 2006(11) : 24-31.
- [14] 谢作栩, 王伟宜. 大众化视野下我国社会各阶层子女高等教育入学机会差异的研究 [J]. 教育学报, 2006(2) : 65-74.
- [15] Oreopoulos P, Page M E, Stevens A H. The Intergenerational Effects of Compulsory Schooling [J]. Journal of Labor Economics, 2006, 24(4) : 729-760.
- [16] Mare R D, Maralani V. The Intergenerational Effects of Changes in Women's Educational Attainments [J]. American Sociological Review, 2006, 71(4) : 542-564.
- [17] Heineck G, Riphahn R T. Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Germany—The last Five Decades [J]. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 2009, 229(1) : 36-60.
- [18] Haan, Plug. Estimation Intergenerational Schooling Mobility on Censored Samples [J]. Journal of Applied Economics, 2009, 26(1) : 1002-1123.
- [19] Blake J. Family Size and the Quality of Children [J]. Demography, 1981, 18(4) : 421-442.
- [20] 龚继红, 钟涨宝. 农村家庭收入对农村家庭教育投资行为的影响——基于湖北省随州市农村家庭的

- 调查[J]. 统计与决策 2005(18): 72-74.
- [22] 甘宇. 家庭收入、未成年子女数量与城市家庭教育投资[J]. 广州大学学报(社会科学版) 2015(3): 60-63.
- [24] 李春玲. 社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)[J]. 中国社会科学 2003(3): 86-98.
- [25] Machin S. Education Expansion and Intergenerational Mobility in Britain[J]. Schools and the Equal Opportunity Problem. The MIT Press: Cambridge, 2007(7): 1-63.
- [26] [28] 罗少郁. 家庭教育投资的风险及其防范[J]. 南方农村 2007(2): 54-56.
- [27] 刘纯阳. 贫困地区农户教育投资行为的经济学分析[J]. 当代教育科学 2005(21): 28-30.
- [29] Brown P H, Park A. Education and Poverty in Rural China[J]. Economics of Education Review, 2002, 21(6): 523-541.
- [30] Loken K V. Family Income and Children's Education: Using the Norwegian Oil Boom as A Natural Experiment[J]. Labour Economics 2010, 17(1): 118-129.
- [31] 温海滢, 李普亮. 中国城乡家庭子女教育支出研究述评[J]. 广东商学院学报 2009(5): 30-36.

(责任编辑: 黄明晴)

Study of Impact Children Numbers on Their Education Degree ——Based on Empirical CGSS 2006 and 2008

LIU Lingling , WANG Ke

(School of Economics , Southwest University of Political Science and Law , Chongqing 401120 , China)

Abstract: Based on empirical data of CGSS 2006 and 2008, the authors come up with some results: Firstly, there is a significant negative correlation between children numbers in family and the children's education level. An increase in numbers of brothers and sisters will cause the education level decrease by 3%. Compared to families with three or more children or agricultural families, families with less than two kids and from cities are affected more by an increase in children numbers.

Key words: number of children; education level; 'two children' policy