

中国农村地区的家庭成份、 家庭文化和教育

佐藤宏 李 实*

摘 要 本文考察了中国农村地区家庭成份的划分对家庭成员受教育水平的代际影响。考察地主/富农家庭出身的男性户主的受教育水平,我们发现它在毛泽东时代因成份歧视的影响出现了下降,而在改革开放之后又有所反弹。我们也发现,年龄在16—18岁之间的孩子中,地主/富农和中农家庭的后代具有较高的受教育水平。我们的结果表明中国农村家庭作为一种文化制度,其延续性和坚固性需要予以更多的关注。

关键词 教育,代际影响,家庭文化

一、引 言

本文的重点在于考察中国农村地区家庭成份对家庭成员受教育水平的代际影响。文章研究了从1949年以前到21世纪初完成受教育过程的三代人。一般认为,家庭成份在20世纪80年代之后已经不再有影响了,然而我们的经验结果表明,它在后代受教育情况方面仍是一个重要的决定因素。

本文采用的数据是由中国社会科学院经济研究所收入分配课题组(CHIP)于2003年春天调查的具有全国代表性的截面数据,考察的年份是2002年(以下简称2002CHIP调查)。调查涉及了分布在22个省、自治区、直辖市的122个行政村的9200个农村家庭。这些省、自治区、直辖市包括:北京、河北、山西、辽宁、吉林、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃和新疆。

* 佐藤宏,日本一桥大学经济系;李实,北京师范大学经济与工商管理学院。通信作者及地址:佐藤宏,一桥大学经济系,日本东京国立市中2-1号,186-8601;电话:+81-42-580-8265;E-mail:satohrs@econ.hit-u.ac.jp。作者感谢牛津大学John Knight、IDE-JETRO宝剑久俊、北京师范大学罗楚亮、复旦大学陆铭等学者的有益建议,同时感谢两名匿名审稿人的建设性的修改意见。本文曾在一桥大学经济研究所21世纪COE国际研讨会(2007年9月27日)上交流,得到一桥大学阿部修人、澳大利亚国立大学孟昕、匹兹堡大学Thomas Rawski等学者的评论。本文的研究得到福特基金会、瑞典国际开发署(SIDA)和日本学术振兴会(编号:18203018)的资助,在此表示真诚的感谢。最后作者感谢宋锦同学(北京师范大学)用很短的时间将英文稿译成了中文。当然作者文责自负。

样本是在国家统计局农村住户调查的大样本中抽选出来的。¹

一般分析家庭背景对后代受教育状况的影响都致力于解释上一代人的经济地位和下一代受教育水平之间的关系 (Black *et al.*, 2005; Bowles *et al.*, 2005; Erikson and Goldthorpe, 2002; Grawe and Mulligan, 2002; Solon, 1992)。富裕的家庭可以对子女的教育投资更多。此外,富有的家长们通常具有更高的受教育水平,这也直接或间接地影响着他们孩子的教育(教育的代际溢出)。²

除了家长的财富和受教育程度之外,各种家庭因素都会影响孩子的受教育水平。在这篇文章中,我们将致力于研究家庭文化的影响作用。首先,我们将家庭界定为一种对子女的社会化及人力资本发展具有促进作用的文化制度(cultural institution),也是一种对家庭成员的物力资本和人力资本进行投资的经济单位。其次,我们认为家庭文化(family culture)在教育、文化和社会经验方面具有家庭成员之间和代际之间相互影响的特性。³因此,后代的受教育水平可以被认为受到了家庭文化特性的影响。

由于家庭文化的概念非常复杂,很难找到一种可操作的方法来衡量它。我们的想法是采用家庭成份这样一个革命后中国农村地区特殊的社会政治因素作为代理变量。一方面,它能够反映继承自1949年之前的家庭文化,另一方面,它能够体现出在毛泽东时代形成的、对政治环境做出反应而产生的家庭文化。众所周知,中国在毛泽东时代一直强调家庭出身的重要性。从中国研究的立足点出发,考察中国农村地区在经历了几代人的剧烈制度变迁后,家庭成份在多大程度上影响了后代人的受教育水平,以及个人的社会成就在社会主义制度下在多大程度上受到在社会主义改造之前的家庭背景的影响,都是很有意义的。出于对经济转型的比较研究,将中国农村地区与其他转型经济作对比也非常有意思。

在考察社会经济地位在转型经济中的代际传递性的文献中,我们引用Szelenyi的“被中断的资产阶级化”(interrupted embourgeoisement)理论作为参考的框架。Szelenyi(1988)根据20世纪80年代初匈牙利农村地区的大规模住户调查数据提出,旧的农村资产阶级和其他较富裕并具有市场观念的家庭(特别是富农和中农)可以通过将他们的家庭资源(教育、职业技能等)

¹ 国家统计局农村住户调查的分层抽样包括两步。首先,样本行政村是根据收入水平在各省直接选取的。其次,样本户(一般为10户)从各样本村中选取。国家统计局农村住户调查的样本总量大约是分布在6820个行政村中的68190个家庭。关于2002CHIP调查抽样的结构和方法,详见Gustafsson, Li and Sicular(2008)。CHIP调查采用了相似的抽样结构和问卷,在1988年和1995年分别进行了一次调查。然而,这两轮调查没有包括家庭成份的信息。

² 尽管最近一些研究如Black(2005)对教育的代际溢出效应提出了质疑,但我们没有在本文中考虑这一问题。

³ 关于家庭和家庭文化的概念,我们参考了Bengtson *et al.* (2002), Bowles *et al.* (2005), Coleman (1988), Erikson and Goldthorpe(2002), Grawe and Mulligan(2002), Mincer and Solomon(1974)以及Solon(1992)。

融入社会主义教育体系和政治经济体系中，从而在20世纪70年代后的社会主义混合经济中更能够发现新的市场机会。根据对农业生产的估计，Szelenyi也指出，在集体经济中更富裕的家庭和那些在20世纪70年代后把握住了市场自由化的机会的农民企业家往往是社会主义改造前的富裕家庭和有市场观念的家庭的后代。也就是说，匈牙利农村的资本主义化进程在集体化期间被中断了。

由于数据有限，以前的研究中采用大范围住户调查数据直接考察家庭成份对后代教育状况影响的比较少。这之中有Deng and Treiman (1997)以及Zhou, Moen and Tuma (1998)两篇。Deng and Treiman (1997)分析了1982年人口普查的数据后认为，尽管20世纪60—70年代在教育方面存在对“家庭出身不好”的子女的歧视，在强政府干预的情况下，男性人口的受教育程度在1949年以后变得非常均等。⁴我们承认不论在城镇地区还是农村地区，由于1949年之后公共教育的普及，教育方面的代际影响普遍减弱了，然而在这篇文章中我们提供了一种值得关注的不同情景。首先，我们主要考察当前年轻的一代，即1990年之后完成受教育过程的一代人，在引入不同的控制变量后分析他们受教育水平的代际之间的相关性，而Deng和Treiman主要关注的是毛泽东时代的情况。⁵其次，与他们的研究相比，我们通过考察更长时期的影响更清晰地揭示了在受教育方面家庭成份的歧视性作用。Zhou, Moen and Tuma (1998)运用取自20个城市的调查数据，考察了1949年至1994年之间家庭特征（父亲的受教育水平，父亲的职业和家庭成份）对子女受教育程度的影响。他们得出的结论是，出身于中间阶层和干部家庭的影响在不同的历史时期是有变化的，而这种变化的趋势又不统一，并且经常与政府政策可能导致的效果不一致。尽管他们关于家庭成份的影响在不同历史时期有变化的发现对我们的研究有启发性，我们在下文的探讨中并不直接引用他们的研究，因为它并没有涉及中国农村地区，并且家庭成份在他们的分析中并不是主要关注的对象。⁶

本文的结构如下：在第二部分，我们论述研究框架、假设前提、数据覆盖面以及可能的偏差。第三部分，我们分析家庭出身和父亲的受教育水平对不同出生组的男性户主受教育程度的影响。在第四部分，我们通过引入个人、家庭和地区层面的不同控制变量以及父母的教育状况和家庭成份，考察当前

⁴ 20世纪50年代后教育代际相关性的弱化在东亚经济中很普遍。参见Lillard and Willis(1994)。

⁵ 尽管在研究教育的代际传递时，计划生育政策是一个重要的问题，但由于这项政策的影响并不因家庭成份有所不同，所以我们并没有将这个问题纳入到本文的讨论中来。Ting(2004)运用20世纪80年代中期在湖北、陕西、上海所做的生育调查的数据，分析了城镇和农村地区的孩子在质量和数量上的替代效应，并且认为中国农村地区不同社会经济地位的家庭在生育决策上并没有区别，但城镇地区的白领家庭和蓝领家庭在生育决策上确实有区别。基于Ting的观点以及计划生育政策作用下中国农村家庭孩子的数量差别很小(与其他发展中国家相对比)这一事实，我们在这篇文章中没有考虑那种质量和数量上的替代效应。

⁶ 在下篇文章我们考察中国城镇地区时将会详细阐述他们的观点。

年轻一代受教育状况的决定因素。第五部分是本文的结论。

二、研究框架

(一) 家庭成份

家庭成份是在土地改革(20世纪40年代后期至50年代前期)时期根据家庭过去的经济状况认定的,一直到20世纪70年代末期都没有改变。

图1显示了家庭成份在中国农村社会政治等级、经济等级中的概念上的层级结构。该图的上半部分描述了社会政治方面的层级关系,下半部分描述了经济方面的层级关系。1949年以前的经济和社会政治层级关系可以表示为一种金字塔结构。少数被认定为地主/富农的家庭占据着经济和社会政治层级关系里的最高位。中农家庭在中间层,占大多数的贫下中农家庭位于层级结构的底层(见图的左半部分)。土地改革期间,地主/富农家庭的土地和其他财产被没收并且重新分配给了贫下中农家庭。土地改革之后,地主/富农仅被允许保留最低限度的生产资料。被划分为中农的家庭,财产一般受到了保护(见图的中下部的梯形)。⁷尽管如下文所述,收入分配中的成份的歧视作用使地主/富农成份的家庭在经济上处于劣势地位,经过20世纪50年代后期彻底的农业集体化,所有的农民都变成了集体农业生产单位(生产队和生产大队)内经济状况相似的人民公社社员(张乐天,1998;Sato,2003)。⁸20世纪80年代早期之后,农户经过家庭生产责任制改革后重新成为经济实体。家庭特征重新与家庭的社会经济状况联系起来(见图1的右半部分)。

考虑到社会政治层级关系,家庭成份已经成为土地改革之后和整个毛泽东时代家庭社会政治地位的关键决定因素(曹锦清等,1995;Chan *et al.*, 1984;Huang,1995;Unger,1982;Watson,1984;张乐天,1998)。家庭成份在户口登记时被记录下来,并且作为一种隐晦的政治标识影响着农村人口的教育、就业、入党以及一切社会和经济机会。1949年以前金字塔式的社会政治层级关系在20世纪50年代之后变成倒金字塔形。被划分为地主、富农成份的家庭跌到了社会政治层级关系的底部,中农家庭仍维持在中间位置,而贫下中农家庭变成了结构的顶层(见图1的右上半部分)。⁹直至1979年共产党

⁷ 需要注意的是,当左倾主义主导改革过程时,在很多地区中农家庭也受到了攻击。关于土地改革和集体化对农民家庭的经济影响,见 Crook and Crook(2003/1959), Hinton(1997/1967), Putterman(1993) 以及 Selden(1988)。

⁸ 需要注意的是在人民公社制度下,公社与公社之间、地区与地区之间农民收入上的不平衡性一直存在甚至有所加重(Selden, 1988)。

⁹ 出身血统指家庭出身不好的孩子有着“天生”的污点,关于这一观念在毛泽东时期如何影响农民的社会生活,参阅曹锦清等(1995), Chan *et al.* (1984)和张乐天(1998)等先前的研究。例如浙江的一个自然村,20世纪80年代早期,这个村九个单身男人中七个都是地主/富农家庭的孩子(曹锦清等,1995,第205页)。

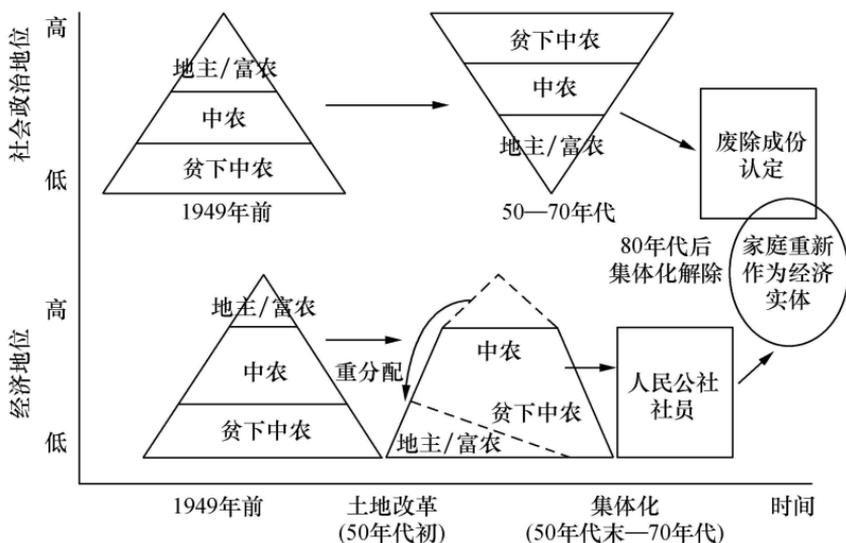


图1 家庭成份的层级变化

宣布取消这种政治鉴定体系，这种状况才有所改变。

2002 CHIP 调查数据提供了关于户主及其配偶父母家庭成份的信息。基于这些信息，我们采用了如下家庭成份的分类：

(1) 地主/富农家庭。指户主的父亲或者母亲是地主/富农出身的家庭。这种成份代表以前的剥削阶级，在整个毛泽东时代被认为是不好的成份。

(2) 贫下中农家庭。指户主的父母双方都是贫下中农成份的家庭。他们属于好的（革命）成份。

(3) 中农家庭。指户主的父母双方都是中农（不包括下中农）出身或者一方是中农出身而另一方是贫下中农出身。其他少数的中间阶级如小土地出租者、工商业者、小商小贩等都被划为中农。

表1 将我们样本户的家庭成份按照农业区划作了分类。¹⁰ 在所有的样本中，地主/富农、中农以及贫下中农分别占 6.4%、19.8% 和 73.8%。尽管地主/富农所占的比率在东北和西南地区更高，家庭成份的结构在农业区划间没有大的地域差别。

对于家庭成份的使用，一个可能的批评意见是，它是一个家庭状况的粗糙指标，因为被划分为某种成份的家庭的社会经济特征在地区间的差异很大。我们采用家庭成份的基本思路如下：首先，由于家庭成份在 20 世纪 50 年代之后成为了一种固定的政治标识，它的社会政治含义在各个地区间是基本相同的。其次，尽管在土改之前各种成份的经济实力在不同地区间有差异，我们仍有理由相信成份在那些实行了土地改革的地区内代表了相对的社会经济

¹⁰ 关于农业区划的分类，见国家地图编辑委员会（1989）。

表1 不同地区家庭成份的结构(%)

	总计	农业区划			
		东北	北部	南部	西南
地主/富农	6.4	8.0	5.9	5.6	8.4
中农	19.8	21.4	20.9	17.1	22.8
贫下中农	73.8	70.6	73.2	77.3	68.8
总计	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
样本数(家庭)	(8 821)	(898)	(3 300)	(3 334)	(1 289)

资料来源:本表及以下的表格使用的家庭数据均由2002 CHIP调查的农村样本整理得出。

注:(1)为了与第三部分保持一致,我们列示的是男性户主的家庭的成份情况。(2)农业区划的情况如下。东北:辽宁、吉林。北部:河北、山西、山东、河南、安徽(淮北地区)、江苏(淮北地区)、陕西、甘肃(中部、南部和东部)以及甘新地区(甘肃西北部和整个新疆)。南部:江苏(淮南地区)、安徽(淮南地区)、浙江、江西、湖北、湖南、广东和广西。西南:四川、重庆、贵州和云南。

地位。如果确实是这样,我们就可以采用适当的地区虚拟变量来控制地区之间的差异。由于县是实行土地改革政策的基本单位,以它作为地区变量是合适的。¹¹

(二) 出生组

根据我们的研究目标,按出生组分别进行考察是很必要的。按出生组分类的时候,我们需要考虑不同历史时期、不同家庭出身的人获取教育的不平等性。

图2显示了将所有男性家庭成员按五年一个出生组划分后的平均受教育年限。¹²从这个图我们可以确定,中华人民共和国成立以后农民的受教育水平是稳定提高的,从1935—1939年出生组的5年提高到了1974—1979年出生组的8.6年。我们可以清晰地看到1949年之后学校教育的扩张。除此之外,我们发现了不同成份出身的人在受教育水平上的波动。如我们所预期,在解放前长大的地主/富农家庭的成员具有较高的受教育水平。这种情况在1945—1949年出生组正好相反,此时地主/富农家庭的成员与中农、贫下中农家庭的成员相比受教育水平较低。这清晰地反映了这一时期地主/富农家庭成员开始受到了社会的歧视。直至1960—1964年出生组,地主/富农家庭成员的受教育水平才赶上了其他成份。

这里,我们将注意力集中在图2的两个过渡性出生组:1945—1949年出生组和1960—1964年出生组。在1945—1949年出生组,我们发现地主/富农家庭未能达到初中教育程度(受教育年限少于六年)的男性成员的比例是65%,而在贫下中农家庭这一比例是53%。在1960—1964年出生组,我们发

¹¹ 例如,监督土地分配过程的典型方法是在县一级组成工作队,派往村一级(Crook and Crook, 2003/1959; Hinton, 1997/1967)。

¹² 注意,图2只包括了家庭目前的成员。没有与家庭当前成员一同居住的户主的父亲没有包括在内。

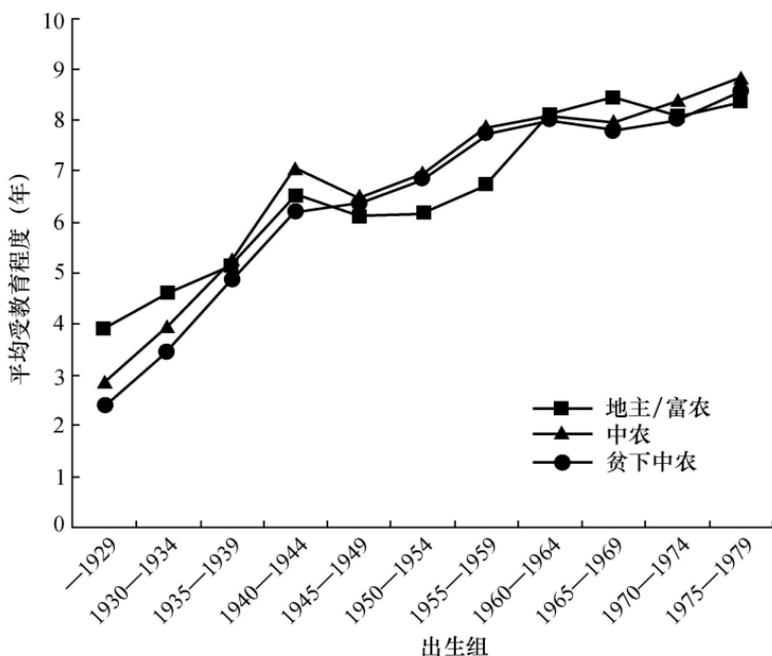


图2 不同成份出身的家庭当前所有男性成员平均已完成的受教育年限

注：该图描述了1980年以前出生的家庭所有男性成员平均已完成的受教育年限。

现地主/富农家庭成员在受教育年限上出现了一种两极分化的现象。具体说来，受教育年限等于或多于十年的男性成员的比例在地主/富农家庭为23%，而在贫下中农家庭为20%；受教育年限少于六年的男性成员的比例在地主/富农家庭是21%，而在贫下中农家庭为17%。这些发现表明，对于1945—1949年出生组，我们可以从小学到初中的升学情况看出受教育水平在不同成份间的不平衡性。这个过渡性出生组整体平均受教育年限为六年左右。在第二个过渡性出生组即1960—1964年出生组，整体平均受教育水平增加至八年左右，此时是否在初中毕业后继续接受高中教育成为人们重要的抉择。

因此，对于经验分析，一种合适的做法是按照历史时期和升学年龄，如12岁（小学升初中的过渡时期）和15岁（初中升高中的过渡时期），对出生组加以分类。具体说来，我们将家庭成员按照表2所示分为如下四个历史上的出生组：

（1）解放前时期组。这一群体包括出生在1944年之前（含）的人（在2002年时，他们的年龄超过了58岁）。1957年农业集体化基本完成、农村社会主义教育运动和“反右”运动等大规模政治运动开始的时候，他们已经年满12岁。¹³

¹³ 高级农业生产合作社于1957年覆盖了整个农村地区。1958年，高级农业生产合作社被升级为人民公社。

表 2 历史群体的划分

编号	出生年份 (2002 年的年龄)	12 岁 所在年份	15 岁 所在年份	历史事件	样本分布 (男性户主) (%)
解放前时期组					
1.	—1944 (58—)	—1956	—1959	1949: 新中国成立 50 年代初: 完成土地改革	14.7
毛泽东时期组					
2.	1945—1959 (43—57)	1957—1971	1960—1974	1957: 农业集体化, 农村社会主义教育运动, “反右”运动 1958: 人民公社成立, 大跃进运动 1966—1976: “文化大革命”	46.7
后毛泽东时期组					
3.	1960—1965 (37—42)	1972—1977	1975—1980	1976: 打倒四人帮	19.7
改革后时期组					
4.	1966—1982 (—36)	1978—	1981—	1978: 十一届三中全会召开 1979: 取消家庭成份作为政治鉴定标准 80 年代早期: 家庭生产责任制改革, 人民公社体制的解体	18.9
总计					100.0 (8 821)

注: 括号中列示的是观测样本总数。为了与第三部分保持一致性, 我们列示的是男性户主的家庭的个数。

(2) 毛泽东时期组。这一群体包括出生在 1945—1959 年之间的人 (到 2002 年, 他们的年龄在 43—57 岁之间)。属于这一组的人在 1957 年之后年满 12 岁, 在“文化大革命”结束前年满 15 岁。

(3) 后毛泽东时期组。这一出生组包括那些出生在 1960—1965 年之间的人。他们在“文化大革命”期间年满 12 岁, 在“文化大革命”将近结束之后年满 15 岁。这个组是从毛泽东时期组到改革后组的过渡性组。

(4) 改革后时期组。1966 年及以后出生的人都属于这一组。作为毛泽东时期向改革开放时期转换的标志, 中共中央 1978 年 12 月召开了十一届三中全会, 1979 年 1 月宣布取消家庭成份作为政治鉴定标准。属于这一组的人都是在 1978 年以后年满 12 岁的。¹⁴

¹⁴ 中共中央《关于地主、富农分子摘帽问题和地、富子女成份问题的决定》(1979 年 1 月 29 日)。属于改革后出生组的家庭男性户主中大概有 86% 在 30 岁或 30 岁以上。他们的父亲中有大约 76% 的属于解放前时期出生组, 其余 24% 属于毛泽东时期出生组。

（三）研究对象及分析变量

我们将三代人纳入进来。第一代（祖父一代）是样本户户主的父亲一代。第二代（父亲一代）是户主这一代。第三代（孩子一代）包括家庭常住以及非常住的年龄在16—18岁之间的孩子。分析变量如下：首先，我们选取户主的受教育年限（不包括留级）用以衡量第二代人的受教育水平。我们集中考察家庭的男性户主，使用的数据包括8821个观测值（至2002年仍在继续接受教育的男性户主没有被包括进来）。其次，对于第三代人，我们引入了一个虚拟变量来表示16—18岁之间的孩子是否在初中毕业之后继续上学。用于分析的观测值有2639个。我们分别考察了普遍关注的影响代际之间教育水平相关性的决定因素，并提出了相应的可操作的分析变量。它们包括：（1）前代人的受教育水平。考虑到农村地区教育制度经常变动并且辍学的情况非常普遍，我们没有用学历或文凭而是采用已经完成的受教育年限作为衡量指标。（2）投资于下一代教育的能力。遗憾的是很难找到具有可操作性的指标来衡量毛泽东时期家庭对后代教育的投资能力。在下文的讨论中，我们采用案例研究的数据来代替。对于改革后时期，我们在第四部分考察当前年轻一代受教育水平的决定因素时，采用家庭人均财产作为家庭经济能力的代理变量。（3）成份带来的社会歧视以及（4）家庭文化。如前所述，我们借助于家庭成份考察这两个因素。

（四）数据覆盖面及可能的偏差

这里需要说明我们所使用数据的覆盖面。国家统计局住户调查（城镇住户抽样调查、农村住户抽样调查）的抽样结构是基于户籍制度制定的。由于2002 CHIP调查的农村样本是国家统计局住户调查的子样本，我们采用的数据对于具有农村户口的人群具有代表性，而没有包括那些把户口从农村转到城镇即农转非的人群。¹⁵如果我们发现不同成份出身的人获得城市户口的可能性有很大的差别，这就可能成为我们经验分析偏差的一种来源。然而，我们认为这种偏差不会特别严重，理由有如下几点：

首先，农转非的人数很少。运用2002 CHIP调查的城镇住户数据，我们估计出农村迁移到城市并且户口随之变动的人大概占2002年总人口的8%。¹⁶这种极低的数量反映了20世纪50年代末期户口制度建立以后农村迁移到城

¹⁵ 关于户口制度的制度背景和经济角色，见 Cheng and Selden(1994)，Liu(2005)，Wang(2004)以及 Whalley and Zhang(2004)。

¹⁶ 2002 CHIP 城镇住户调查是具有全国代表性的城镇住户抽样调查，关于其中户主的户口状况，我们估计大概有27%的户主最初是农村户口。将这一数字与城镇户口人口所占的比例(2002年为28%)相乘，我们得到7.5%(国家统计局人口和社会科技统计司，2003，第209页)。

市受到了长期严格的控制。尽管近年来户籍制度对迁移的控制有所松动,大部分农村人口进入城镇仍然基本上是不改变户口的个人迁移行为。我们基于家庭的农村样本调查捕捉到了这种暂时性迁移。¹⁷

其次,尽管我们发现了一些微弱的证据表明家庭成份会影响到迁移的选择性,这种偏差的大小和方向并不足以干扰我们的讨论。2002 CHIP 城镇调查数据显示,在所有农转非的人群中,地主/富农家庭成员所占的比例是6.3%。这与地主/富农家庭在我们样本总体中所占的比例基本相同(参见表1)。通过计算在不同历史时期迁移的地主/富农家庭成员在所有迁移人群中所占的比例,我们看到:1949—1979年间这一比例为5.2%,1966—1975年“文化大革命”期间为2.8%,80年代以后为7.6%。尽管一般认为家庭出身不好的人在“文化大革命”期间不大容易迁移,我们没有发现有利的证据能够表明在整个毛泽东时期家庭成份对迁移的选择性影响一直持续不断。这可以解释为,在毛泽东时期,除了满足一定的标准可以改变户口之外,还有一些改变户口的方式是个人无法选择的,例如农民土地被征用后转为城镇户口。

三、不同出生组受教育程度的决定

(一) 成份和父亲的受教育水平的影响

在这一部分,我们采用 OLS 回归按出生组考察家庭男性户主(第二代)受教育水平的决定因素。¹⁸

我们这里考察的对象是家庭男性户主已完成的受教育年限。我们关注的解释变量有:(1)家庭出身的虚拟变量(参照组为贫下中农);(2)家庭男性户主的父亲的受教育年限。为了控制不同历史时期社会政治环境的不同以及平均受教育水平整体上升的趋势(见图2),我们引入家庭男性户主出生组的虚拟变量(参照组为解放前时期组)。我们也引入家庭成份和家庭男性户主所在出生组的交叉项,用以说明家庭成份对后代教育的影响在不同历史时期怎样变化。除此之外,我们还引入了县虚拟变量,用以控制农村教育在地区间的不平衡性以及前文中提到的土地改革期间进行成份划分时不同地区在社会状况上的不一致性。

表3列示了估计的结果。表中的方程1没有引入交叉项,方程2引入了家庭成份和出生组的交叉项。从估计结果我们得到以下几点:

¹⁷ 2002 CHIP 调查还包括了一些暂时性城—乡移民的样本,这些样本是根据城镇地区的暂住人口登记随机选择的。所选的这些城市与城镇住户调查的城市相同。我们已经考察了暂时性城—乡移民样本,并且确定了城镇住户与暂时移民住户的家庭成份在结构上没有显著不同。

¹⁸ 我们意识到很多其他因素(包括不同时期家庭的社会经济地位和子女遗传到的能力)都没有被考虑进来并且存在不可观测性(内生性)的问题。遗憾的是,很难在可用的数据中找到好的工具变量来解决这个问题。

表3 家庭成份与男性户主的受教育水平(第二代): OLS 估计结果

自变量	因变量: 男性户主的受教育年限	
	(1) 加入出生组 虚拟变量	(2) 加入成份和出生 组的交叉项
地主/富农出身	-0.069 (0.65)	0.630 (2.73)***
中农出身	0.140 (2.15)**	0.586 (3.68)***
父亲的受教育年限	0.100 (7.11)***	0.101 (7.15)***
毛泽东时期组	1.141 (15.27)***	1.357 (15.29)***
后毛泽东时期组	2.187 (25.05)***	2.357 (23.16)***
改革后时期组	2.114 (23.47)***	2.244 (21.35)***
地主/富农×毛泽东时期组		-1.293 (4.69)***
地主/富农×后毛泽东时期组		-0.586 (1.70)*
地主/富农×改革后时期组		-0.121 (0.37)
中农×毛泽东时期组		-0.543 (2.98)***
中农×后毛泽东时期组		-0.530 (2.46)**
中农×改革后时期组		-0.492 (2.27)**
县虚拟变量	是	是
常数项	6.605 (24.95)***	6.450 (24.19)***
观测值的个数	8821	8821
调整后的 R^2	0.188	0.191

注: (1) 这张表列示了对家庭成份和父亲的受教育状况对家庭男性户主受教育水平的影响的 OLS 估计结果。(2) 本表与表4都没有包括户主是女性的家庭。(3) 县虚拟变量的系数没有列示出来。(4) 参照组是贫下中农和解放前时期组。(5) 括号中为 t 统计量的绝对值。*** 表示在 1% 的水平上统计显著, ** 表示在 5% 的水平上统计显著。

第一, 引入与出生组的交叉项后, 地主/富农成份对后代受教育机会的影响变化得相当大: 从负数且不显著(方程1)到正数且高度显著(方程2)。如方程2所示, 地主/富农出身与出生组的交叉项在毛泽东时期组和后毛泽东时期组为负且统计显著, 而在改革后时期组变得不显著。¹⁹ 引入交叉项后, 我们可以看出地主/富农背景对教育的正向影响在毛泽东时期被出生组的负影响抵消了, 而在改革后时期组又出现了反弹。

¹⁹ 我们已经证实, 家庭成份、出生组和它们的交叉项在 1% 的水平上都是显著的(F 统计量为 5.36, p 值为 0.0000)。

第二,关于中农和贫下中农的情况,不同成份人群在教育水平上的差距在1949年之后有所减小。方程2显示中农成份的主要影响为正且显著,与各出生组的交叉影响为负且显著,它们相互抵消了。这一趋势表明由于毛泽东时期集体化和公共教育在地主/富农之外的几种成份间具有更加均等的影响,中农家庭父子之间教育上的传承性较之解放前时期有所减弱。

第三,我们没有证据表明户主的父亲受教育水平的效应会随家庭成份的不同而有差异。尽管没有在表3中反映出来,我们增加了家庭成份和父亲受教育水平的交叉项来观察与贫下中农成份相比父亲受教育水平的斜率是不是在地主/富农人群中更陡峭一些。我们发现父亲受教育水平的斜率在不同成份之间的差异在统计上是不显著的。

(二) 成份歧视

地主/富农组与毛泽东时期组的交叉项的系数估计值很大且符号为负,这清晰地显示了毛泽东时期强烈的成份歧视,即出身地主、富农家庭的子女在受教育机会上受到了社会歧视。我们假设家庭成份以某种直接或间接的特种方式影响着后代的受教育机会。然而,由于数据有限,我们不能直接从2002 CHIP调查数据中发现相关的证据来检验这种假设。作为替代的证据,我们可以借用一些使用浙江北部某村庄的历史资料所作的案例研究(曹锦清等,1995; Sato, 2003; 张乐天, 1998)。

家庭成份对后代教育水平的直接影响首先体现在地主/富农甚至富裕中农家庭的孩子接受教育的机会是受到严格限制的;其次,由于在学校里受到了不公正待遇,“不好的成份”出身的孩子更容易辍学,这一点是不难推测的。关于受教育机会的不平等性,浙江北部某村庄的典型案件是这样的:1958年,一个男孩获得了升入初中的机会,然而他的家庭所在的生产队不允许他继续上学,原因是他的家庭被认定为富裕中农家庭。1969年,“贫下中农管理委员会”在人民公社一级建立起来,并且直至1976年都由这一机构来决定谁应该升入初中以及更高等级的学校(曹锦清等,1995,第392—407页;张乐天,1998,第126页,第388—389页)。

家庭成份对后代教育的间接影响是“成份不好”的家庭比“成份好”的家庭收入要低,较低的收入对子女的教育有消极的影响。尽管没有系统描述毛泽东时期收入在不同成份间不平等的数据,我们关于人民公社制度下村子内部收入不平等的案例研究表明,地主/富农家庭在收入分配时经常受到歧视。我们按照浙江北部一个生产队的原始资料(工分表和家庭登记注册表)将生产队的家庭情况进行复原,并将一户曾经是地主/富农成份的陈姓人家的相对收入与生产队其他家庭进行了比较。陈家集体分配(包括粮食和现金等其他收入之和)的人均收入相当于生产队的平均水平,在1962年是62%,1965年是64%,1970年是97%,1972年是105%,1974年是112%。60年

代陈家收入相对较低的原因，除了家庭抚养率较高外，主要是每个劳动力赚取的工分相对较少。²⁰例如，按照推测，陈家在1962年有两个劳动力（一个男性和一个女性，均在45岁左右），而且估计每人获得了1136个工分。而另外一个有相似劳动力结构（一个45岁左右的男性和一个30岁左右的女性）的贫农成份家庭在1962年估计每个劳动者可以获得1692个工分。两个家庭人均工分上的巨大差距表明，除了工作能力上的差异之外，在每天对每个劳动者进行分配工作和“底分”（一个劳动者干一个工作日可以得到的工分）时都存在着成份歧视的现象，尽管我们不能将差异的来源予以分解。一个有趣的现象是陈家的相对收入在70年代早期开始提高。我们对这个家庭的状况进行复原后发现，这种上升的趋势是由于劳动力数量增加并且家中一个年轻的男性成员在公社的电话局找到了一份工作。这一现象表明，“文化大革命”后期，在我们的调查地成份歧视已经有所放松。这使我们有理由将后毛泽东时期组单独划分出来，作为毛泽东时期到改革后时期的过渡组。

综上所述，尽管数据不允许我们将相关数据进行分解，我们可以有把握地认为，毛泽东时期家庭成份对后代受教育状况的直接和间接的影响都是存在的。

（三）社会环境和文化反弹

我们假设改革后时期组地主/富农出身的家庭成员在受教育程度上的反弹是一种对成份歧视做出心理上或者文化上的反应。也就是说，在20世纪70年代未取消成份认定之后，父亲一代往往有更加强烈的动机让他们的儿子接受教育。

如果我们的假设性解释是恰当的，那么就可以预期到歧视越严重反弹越强烈。不幸的是，我们没有可以直接反映毛泽东时期歧视程度的信息。这里我们试图用家族关系的多少来衡量歧视的程度。前文中提到的村庄调查明显地反映了在毛泽东时期，农民对他们“成份不好”的亲戚的态度在血缘情感和“阶级斗争”的原则之间犹豫不决。²¹基于前面的说明，我们提出这样一种研究假设：成份歧视的程度在那些家族关系十分密集的家庭之间会有所减轻。

我们利用村庄里的姓氏结构来作为一个农村社区内家族关系密集程度的代理变量。我们的家庭调查问卷包括了这样一项信息：样本户是否属于他们所居住的村庄的大姓。2002 CHIP调查也包括村庄调查问卷。根据村庄问卷，我们可以将样本户所在的村庄（指行政村）分为混合姓氏的村庄和非混合姓氏的村庄。根据Perkins（2003）等以往的研究，我们将非混合姓氏的村庄定

²⁰ 在这里注意，口粮的分配非常平均，这与我们预期的一致。与生产队的平均水平相比，陈家的人均口粮在1962年为108，1965年为99，1970年为98，1974年为110。关于数据来源和研究地的社会经济背景，详见Sato(2003)和张乐天(1998)。

²¹ 关于浙江北部的案例，见曹锦清等(1995，第45—47页，第521—527页)和张乐天(1998，第434—437页)等；关于广东南部的案例，见Chan *et al.* (1984)。

义为大姓家庭数占村庄所有家庭数一半以上的村庄。除此之外的村庄被认为是混合姓氏的村庄。根据这一信息,我们可以将样本家庭分为两类:(1)隶属非混合姓氏村庄的大姓家庭(简称为大姓家庭);(2)其他家庭,即居住在混合村庄里的家庭和非混合村庄里的非大姓家庭(简称为小姓家庭)。在表3的观测样本中,大约22%的家庭属于大姓家庭。可以推断,与小姓家庭相比,大姓家庭在村内有更多的家族关系。²²

在这种对家庭姓氏地位进行分类的基础上,表4显示了地主/富农成份对于家庭男性户主受教育水平影响的重新估计结果。这里,我们将地主/富农家

表4 不同社会环境和出生组情况下地主/富农成份对家庭男性户主受教育状况的影响:OLS估计结果

因变量:家庭男性户主已完成的受教育年限			
自变量	出生组	(1)毛泽东时期组	(2)改革后时期组
地主/富农出身			
大姓地主/富农家庭		-0.464 (1.49)	0.072 (0.16)
小姓地主/富农家庭		-0.691 (3.66)***	0.618 (2.55)**
中农出身			
		0.054 (0.55)	0.078 (0.56)
父亲的受教育年限			
		0.101 (4.20)***	0.134 (5.68)***
县虚拟变量			
		是	是
常数项		8.129 (21.57)***	8.500 (12.97)***
样本观测值(男性户主)			
		4 115	1 669
调整后的 R²			
		0.155	0.130

注:(1)本表提取了表3中属于毛泽东时期组和改革后时期组的样本并且比较了不同姓氏地位下地主/富农出身的影响(关于大姓和小姓的定义详见正文)。整体地主/富农出身的系数,毛泽东时期组是-0.632,改革后时期组是0.496。这两个系数在1%的水平上都是统计显著的。(2)虚拟变量中的参照组是贫下中农出身。县虚拟变量的系数没有列示出来。(3)括号中为t统计量的绝对值。***表示在1%的水平上统计显著,**表示在5%的水平上统计显著。

²² 作为这一假设的基本原理,我们考察了家庭的姓氏地位与村内帮工频率的相关性。帮工是农村地区最普遍的一种相互帮忙的活动。这里,因变量是2002年家庭花在帮工上的工作天数的对数形式(Ln帮工天数)。我们关注的解释变量是标识大姓家庭的虚拟变量(大姓)。其他控制变量包括家庭成员中处于劳动年龄的成员的人数(劳动力)、人均土地承包面积(土地,以亩为单位)、人均家庭财产(财产,以千元为单位,关于家庭财产的定义见文章的下一部分)、户主的年龄和它的平方项(户主年龄)以及县虚拟变量。OLS估计的结果如下:Ln帮工天数=0.750***+0.136大姓***+0.104劳动力***+0.058土地***-0.008财产***+0.048户主年龄***-0.0006户主年龄的平方项***, R²:0.279, N=9189。(***表示在1%的水平上统计显著。没有列示县虚拟变量。帮工天数的均值和标准差分别为17.67,1.359。)这一结果表明在一个村子里帮工活动的水平在大姓家庭中更高。尽管这一结果反映的是当前的状况,我们有理由假设这种社会因素在长时期内是稳定的。

庭按照姓氏地位分为两类：(1)属于大姓家庭的地主/富农家庭和(2)属于小姓家庭的地主/富农家庭。保持其他解释变量与表3一致，我们将毛泽东时期组和改革后时期组进行了比较。²³对于那些属于小姓家庭的地主/富农家庭，我们发现地主/富农出身在毛泽东时期组系数显著为负(方程1)。而相应的系数在改革后时期组变得显著为正，这显示了一种相对先前组的强烈反弹(方程2)。与此相反，对于那些属于大姓家庭的地主/富农家庭，我们发现这一系数在毛泽东时期组为负但统计不显著(方程1)，在改革后时期组变为正且仍不显著(方程2)。

由于假设家庭属于大姓能够反映出他们拥有更多的血缘亲属，而且拥有密集的家族关系意味着能够减轻“阶级斗争”的激烈程度，上述的估计结果意味着在毛泽东时期受到更严重成份歧视的地主/富农家庭在改革以后在教育方面往往表现出更加强烈的反弹。

四、当前年轻一代受教育程度的决定因素

(一) 估计框架

为了进一步阐述我们前面的发现，在这一部分我们将检验第三代受教育程度的决定因素。第三代的定义是在2002年年齡在16—18岁之间的常住或者非常住的孩子(观测值为2639人)。

表5总结了分析的框架。被解释变量是16—18岁之间的孩子在初中毕业以后是否继续上了高中或其他学校(他们是否全日制学生或者已经完成了10年及10年以上的受教育年限)的虚拟变量。设置这样的边界的依据是目前的教育体系(九年制义务教育)以及图2所示的农村教育的实际状况。我们采用probit模型来做数据分析。由于一部分样本是同一家庭内的兄弟姐妹，我们将样本在家庭水平上聚类后进行分析以解决分组数据的异方差性。与前面几个部分相比，这里的优势是可以引入一些表示家庭特征的控制变量。我们使用了反映家庭背景的以下几个变量：(1)家庭成份；(2)父母完成的受教育年限；(3)政治地位(户主是共产党员)；(4)经济地位(2002年的家庭人均财产)；(5)父亲的出生组。

考虑到教育的代际溢出效应，这里可以分别看出父亲和母亲的影响。我们引入了户主为共产党员身份这一变量用以标识家庭在所处环境中的社会政治地位，这一方面可能影响到父母对孩子接受教育的态度，另一方面可以作为父母人力资本的代理变量，以作为受教育程度的补充。我们预期父母受教育程度和党员身份的系数都应该为正。

²³ 这是基于姓氏混居和非姓氏混居的村庄之间在教育的平均年限上没有差异这样一个事实(在毛泽东时期前出生组是6年)，以及家庭对于外界冲击(具体是成份歧视)做出反应符合随机分布的假设。

表5 家庭成份和年轻一代的受教育程度: 框架和描述性统计

变量	描述	概要统计量 均值 (标准差)
分析变量		
当前年轻一代受教育程度的虚拟变量	16—18岁之间的常住或者非常住的孩子是全日制学生或者已经完成了10年或10年以上的教育阶段,该变量=1	0.584(0.492)
解释变量		
出身和其他家庭特征		
家庭成份	虚拟变量:地主/富农;中农;贫下中农(参照组)	0.063; 0.187; 0.750
前一代人的受教育水平	已完成的受教育年限:父亲;母亲	7.533(2.456); 5.792(3.019)
共产党员	如果户主是共产党员,该变量=1	0.184(0.388)
父亲所在的出生组	1953年之前(毛泽东前时期组和毛泽东时期组);1954—1959年(毛泽东时期组);1960年及以后(后毛泽东时期组和改革后时期组)	0.224; 0.403; 0.373
家庭财产	2002年人均家庭财产(金融资产、耐用消费品、房产以及生产性固定资产,以千元计算)	9.213(10.385)
孩子的特征		
性别	男性,该变量=1	0.520(0.500)
年龄	年龄在16—18岁之间作虚拟变量	0.366; 0.311; 0.323
地区特征		
县级GDP结构	2001年经logit函数转换的非农业GDP占县总体GDP(p)的比例. 经过logit函数转换的 p 变量的定义是 $\ln(p/(1-p))$	0.299(1.077)
样本观测值		2639

在分析受教育程度时家庭的经济状况是一个重要的解释变量,然而运用截面数据很难恰当地估算它。由于年与年之间收入具有波动性,采用家庭一年的收入表示家庭的经济状况是不够准确的,这里我们选取了家庭当前人均财产作为家庭长期收入的代理变量。家庭财产包括2002年年底人均的金融资产、耐用消费品、房产以及生产性固定资产。

这些16—18岁的孩子的父亲的年龄一般在30—60岁之间,这些人一般属于毛泽东时期组或后毛泽东时期组。我们通过分为三个出生组对父亲的年龄进行控制:第一,1954年以前出生的父亲(毛泽东时期组的前半部分和解放前时期组);第二,1954—1959年间出生的父亲(毛泽东时期组的后半部分);第三,1960年以后(含)出生的父亲(后毛泽东时期组和改革后时期组)。我们设想那些父亲属于第一组的孩子们在初中毕业后继续上学的可能性更大,原因有以下几点:首先是一种群体效应。属于第一组(出生在1954年之前)的父亲可以被视作“文化大革命”群体,因为他们在青春期或者刚刚

成年的时候经历了“文化大革命”带来的教育制度的混乱。家庭社会学的文献表明，青春期和较早的成年期经受的外部冲击容易给一个人的价值观和对社会的态度带来长期的影响（Bengtson *et al.*，2002）。根据相应的文献，我们预期属于这一出生组的父亲常常对子女接受教育有更强烈的动机。其次是一种年龄效应。属于第一组的父亲生育较晚，当他们已经达到较成熟的成年期时，他们更关心子女的教育。

考虑到子女的个人特征，我们控制了性别虚拟变量和年龄虚拟变量。基于以往的文献（如 Song, Appleton and Knight, 2006）和我们对中国农村的普遍认识，我们假设与女孩相比，男孩更容易达到更高的受教育水平。由于辍学率随着年龄的增长而增加，我们预期年龄虚拟变量的系数为负。

考虑到经济水平和教育状况在地区间的巨大差异，我们引入一个表示地区经济发展状况的指标：县级 GDP 结构（2001 年经 logit 函数转换的非农业 GDP 占县总体 GDP 的比例），用来衡量能够引致对教育需求的社会经济水平，同时也是当地政府投资于农村教育的财政能力的代理变量。我们也预期发达地区的家长送孩子去学校受教育的同群效应会更加明显。

在进行估计之前，我们需要考虑所用的数据可能有两种偏差：第一，离开家去接受更高的教育的孩子没有包括在内；第二，在较年轻的时候就已经结婚并且离开家的孩子（大部分是女孩）没有被包括进来会带来抽样偏差。如果由于这些因素数据成为右删失的，如 Holmes（2003）等文献所说，我们需要采用 censored probit 模型来替代普通的 probit 模型。关于第一点，由于我们的数据不只包括了常住人口，还包括了非常住人口，因此那些基本上不在家居住的家庭成员在社会上和经济上都没有独立于父母，所以我们可以放心地假设右删失数据的问题是很小的。关于第二点，我们对每一种性别就这一点进行了数据检验，结果表明男性和女性都没有严重的选择性偏差。²⁴ 所以采用普通的 probit 模型估计是可靠的。

（二）估计结果

表 6 列示了 probit 模型估计的结果，从这些结果我们可以得到以下几点：²⁵

第一，在其他变量都被控制后，家庭成份对子女受教育水平的影响仍然是显著的（方程 1）。与贫下中农家庭的子女相比，地主/富农家庭的孩子更倾向于在初中毕业以后继续上学。出乎意料的是，地主/富农成份的边际影响

²⁴ 由 2002 CHIP 调查的样本我们发现，年龄在 16—18 岁之间的男孩中，是户主的占总数的比例可以忽略不计，而年龄在 16—18 岁之间的女性中，已婚的占总数的比例仅为 0.96%。

²⁵ 我们也用孩子的受教育年限作为因变量作了 OLS 回归分析。限于篇幅，尽管我们没有将结果列示出来，这一估计结果与 probit 估计的结果是一致的。

表6 家庭成份和年轻一代的受教育程度(第三代): probit 估计结果

解释变量	因变量: 孩子的受教育程度的虚拟变量		
	(1) 基线估算	边际影响 dy/dx	(2) 加入家庭成份 与县 GDP 部门 结构的交叉项
家庭成份和其他家庭特征			
地主/富农成份	0.278 (2.45)**	0.102	0.269 (2.31)**
中农成份	0.129 (1.78)*	0.049	0.137 (1.76)*
父亲的受教育年限	0.050 (3.87)***	0.019	0.050 (3.87)***
母亲的受教育年限	0.044 (4.27)***	0.017	0.044 (4.28)***
户主是共产党员	0.214 (2.89)***	0.081	0.215 (2.90)***
父亲出生于1954年之前	0.170 (2.28)**	0.064	0.171 (2.29)***
父亲出生在1960年之后(含)	0.006 (0.11)	0.003	0.006 (0.10)
人均家庭财产	0.019 (4.27)***	0.007	0.019 (4.27)***
孩子的特征			
男性	0.226 (4.18)***	0.087	0.226 (4.18)***
17岁	-0.498 (7.60)***	-0.193	-0.498 (7.59)***
18岁	-0.811 (12.33)***	-0.312	-0.811 (12.34)***
地区特征			
县级GDP结构	0.098 (3.07)***	0.037	0.098 (2.86)***
地主/富农与县级GDP结构的交叉项			0.048 (0.46)
中农与县级GDP结构的交叉项			-0.023 (0.31)
省虚拟变量	是		是
常数项	0.934 (1.96)*		0.934 (1.98)*
观测值的个数	2639		2639
伪R ²	0.154		0.154
相似度	-1515.02		-1514.86
Wald卡方值	485.32		485.20

注:(1) 本表列示了家庭成份和其他家庭特征对16—18岁常住或者非常住的孩子的受教育年限的影响结果。儿媳没有包括在内。(2) 将样本在家户水平上聚类以进行估计。调整聚类样本的异方差性后的 z 统计量的绝对值列示在了括号里。***表示在1%的水平上统计显著,**表示在5%的水平上统计显著,*表示在10%的水平上统计显著。(3) 虚拟变量中的参照组为: 贫下中农出身; 父亲出生于1954—1959年; 16岁。虚拟变量的边际影响表示的是从0到1的离散变化。

(10.2%)比户主是党员身份的边际影响(8.1%)还要大。应该注意到中农出身对子女教育的影响也是正且统计显著的。我们对家庭出身的影响是否会随当地经济结构的不同而有所变化很感兴趣。为了验证这一点,方程2增加了家庭成份和县级GDP结构的交叉项这一变量。其他控制变量与方程1相同。我们发现这些交互项都不显著,这反映出家庭成份的正向影响没有随地区经济发展水平的提高而减弱,是比较稳定的。

第二,我们看到了父母受教育程度的正向且显著的影响。²⁶父母受教育水平的边际效应意味着父亲的受教育年限从平均水平(7.5年)每增加1年会带来子女接受更高教育的可能性提高1.9个百分点。母亲受教育年限(平均水平为5.8年)的边际效应为1.7个百分点。

第三,户主的党员身份对子女受教育程度的影响是正的且统计显著。统计结果表明,当其他自变量都被固定在平均水平时,党员身份使子女接受更高教育的可能性提高8.1个百分点。

第四,可以看出家庭财产对孩子的受教育水平的影响为正且统计显著,这与我们预期的是一致的。人均家庭财产从平均水平(9213元)每增长1000元,进入更高教育的可能性就增加0.7个百分点。我们可以断定,财产-教育的相关关系在改革开放之后恢复到了原来的紧密程度。

第五,如我们所预期的,父亲出生在1954年之前的孩子们在完成初中教育之后继续接受教育的可能性更大。²⁷

第六,孩子是男性的系数为正且统计显著,这使我们清晰地看到教育上的性别差距。这与以前的文献以及我们对中国农村地区的基本认识是一致的。性别的边际效应表明,男孩接受更高教育的概率比女孩高8.7%。

第七,县GDP的部门结构有正且统计显著的系数表明,地区经济发展水平对农村青少年的受教育水平很有影响。这一结果以及家庭财产的影响意味着,如果不实施适当的公共政策,地区内部和地区间受教育机会的不平等将来都会进一步加剧。

(三) 成份特定的家庭文化

不但地主/富农成份而且中农成份与子女的受教育程度的正相关是值得注意的。这一结果表明,除了成份歧视所带来的文化反弹,一种家庭特定的因素也应予以考虑。我们的解释是曾经是地主/富农和中农的家庭从解放前时期继承了富裕家庭的文化,它在20世纪80年代早期家庭再一次成为经济活动

²⁶ 由于假设在中国农村的环境中,祖父的受教育状况对孙子的教育有独立的影响,我们也引入了祖父的受教育程度作了估计。与我们预期不一致的是,虽然祖父受教育年限的系数是正的,但并不统计显著。这也许是因为我们无法控制家庭内部祖父与孙子之间文化上的交流的实际情况(例如,在孙子在童年和青春时期是否与祖父住在一起;如果住在一起,住了多久)。

²⁷ 关于毛泽东时期特定群体因素的重要性的全面讨论,详见Davis-Friedman(1985)。

的基本单位后重新发挥了作用。尽管 1949 年之后激进的体制改革彻底破坏了那些曾经富裕的家庭积累的物质财产,我们仍可以放心地假定 1949 年之前积累起来的家庭文化资本 (family cultural capital) 在毛泽东时期保存了下来。20 世纪 90 年代末期,农村经济市场化加剧,农村人口开始面对新的机会和风险,例如城乡劳动力流动机会增加、乡镇企业的民营化浪潮、农业生产结构的调整等等。16—18 岁之间的这些孩子正是在这个时期升入中学的。以往的文献表明,随着市场经济的发展,尽管并不像在城市里一样明显,教育对于在农村地区找到赚钱的工作的机会越来越重要 (见 Zhao, 1997; Wei *et al.*, 1999; Zhang *et al.*, 2002; Yue *et al.*, 2007)。²⁸我们也观察到了 20 世纪 90 年代农村地区高中教育的扩张。我们可以合理地假定拥有富裕家庭的文化的人群会更积极地响应这种社会经济环境的变化,也有更强烈的动机让他们的子女接受更多的教育。

作为这一发现的另一种支持证据,表 7 反映了父母的家庭成份和他们对 9—12 岁子女 (位于小学教育的高年级或者初中教育的低年级) 的期望之间的联系。²⁹这张表反映出期望自己儿子上高中甚至更高的学校的父母的比例在地主/富农和中农出身的家庭中较高。对于女儿教育的期望也可以发现类似的联系,但显著性水平较低。

表 7 父母对孩子受教育程度的期望(%)

	地主/富农出身	中农出身	贫下中农出身	总计
9—12 岁儿子				
高中以上(含)	89.2	89.6	80.3	82.6
初中以下(含)	10.8	10.4	19.7	17.4
总计	100.0 (74)	100.0 (251)	100.0 (1 018)	100.0 (1 343)
				Pr=0.001
9—12 岁女儿				
高中以上(含)	79.2	86.3	76.6	78.4
初中以下(含)	20.8	13.7	23.4	21.6
总计	100.0 (72)	100.0 (183)	100.0 (816)	100.0 (1 071)
				Pr=0.015

注:(1) 本表列示的是家庭出身与父母对孩子受教育程度的期望之间的关联性。(2) 回答者是 2002 年时有 9—12 岁孩子的家庭的户主。括号中列示的是观测值的个数。(3) Pr 表示的是对家庭成份与父母的期望之间没有关联性做卡方检验的显著性水平。

²⁸ 关于城镇地区教育递增的回报,见 Appleton, Song and Xia(2005), 李实和丁赛(2004)。

²⁹ 这一问题包括在 2002 CHIP 调查的家庭补充调查问卷中。回答问题的主要是家庭的户主,他们被要求回答关于父母对孩子的期望的问题。在少数案例中,户主的配偶回答了这个问题。

五、结 论

到目前为止，我们通过分析家庭出身的影响检验了在中国农村地区家庭背景对子女受教育状况的代际作用。考察地主/富农出身的家庭男性户主的受教育状况（第二代），我们发现了在毛泽东时期由成份歧视导致的这类人群受教育水平的下降和改革之后其受教育状况的反弹。我们也发现地主/富农和中农出身的年轻一代（第三代）更容易达到较高的教育水平。这意味着家庭出身对年轻一代的受教育水平仍然有影响。总之，我们得到以下结论：首先作为混合了解放前时期继承过来的和改革之后重新构建的家庭文化资本，其次作为对毛泽东时期成份歧视的文化上的跨代反弹，一种家庭成份特定的、教育导向型家庭文化已经形成了，并对后代的受教育水平产生重要的影响。

我们这篇文章的发现对于当代中国研究、经济转型的比较研究和社会歧视的社会经济分析有以下启示：

第一，关于当代中国研究，我们的结果表明农村家庭作为一种文化制度，其延续性和坚固性需要予以更多的关注。我们查阅了近期一些在微观数据基础上对中国农村地区长时期内社会层化趋势做历史性研究的文献，包括 Campbell and Lee (2003; 2006) 等。Campbell 和 Lee 采用了一组记录了从 18 世纪中期到清朝末期辽宁农村家庭族谱的独特数据，发现家庭和血缘关系网络对社会流动性具有长期稳定的影响。

第二，对经济转型的国际比较而言，我们的研究表明，考察教育的跨代决定因素时，中国农村地区的主要传导机制与匈牙利农村是不同的，尽管结果看起来一样，即成份更高的家庭在经济转型之后更倾向于在教育上获得优势。两国的差别在于这些家庭在经济转型之前是否能够享受公共教育体系。在集体化时期的匈牙利农村，富裕的家庭可以将他们家庭的人力资本通过公共教育体系进行代际传递（Szelényi 的“中断的资产阶级化”的说法）。³⁰ 因为匈牙利的农业集体化在政策上比中国农村要温和，在持续时间上比中国农村要短。³¹ 除此之外，匈牙利的农村没有经历不断强化“阶级斗争”的政治运动。在毛泽东时期的中国农村，地主/富农成份的家庭几乎没有机会将他们解放前的较高的教育水平通过公共教育体系进行代际传递。然而，家庭的文化资本

³⁰ 例如，在匈牙利农村，有一些富农的后代在 20 世纪 50 年代中期之后才步入成年，这时他们可以上中学，成为高级的技术人员（Szelényi, 1988, pp. 171—179）。值得注意的是 Hanley and McKeever (1997) 运用大规模的社会流动调查（1983 年，1992 年）发现了社会主义制度下匈牙利教育的代际不平等持续的另一种机制，也就是管理工作者和专业人员将他们所受的教育传递给后代的强烈动机。

³¹ 匈牙利在 20 世纪 70 年代开始步入社会主义混合经济。在匈牙利农村，家庭生产在农业生产中所占的分量非常稳定并且高于其他东欧国家（Szelényi, 1988, p. 23；以及 Xavier, 1988）。需要注意的是，经营自留地和其他家庭活动是集体化下中国农村地区农民收入不可缺少的一部分。

是不能完全被破坏的,并且作为对成份歧视的反应,它们逐步发展成一种重视教育的家庭文化并且在农村成份观念消失后开始发挥作用。把我们的研究扩展到其他转型经济也将会有一定的意义。

第三,我们的结论与近期一些对社会歧视作经济学分析的文献是一致的。例如,Fang and Norman (2006)比较了在马来西亚不同族群(ethnicity)之间在劳动力市场上的表现,结果发现在劳动力市场上一直受到歧视的华人群体在经济上更成功。他们认为,在华人家庭内部传承的、不易被政府干涉所破坏的文化资本起到了关键性的作用。我们的结果也同样可以这样来理解。然而,歧视并不是自然带来反弹。正如 A. K. Sen 在批评将效用作为福利评价的指标时强调的那样,受到压抑的人们对于长期的剥夺普遍的反应是“顺从”(resignation)或者相信宿命论而不是反弹(Sen, 1992, p. 55)。那么,为什么中国农村地区对成份歧视的主要反应是反弹而不是顺从呢?我们的推论是教育方面的歧视没有持续足够长的时间使被压抑的人群顺从于它。如果歧视持续影响两代人而使教育的不平等不容易改变,那么成份不好的家庭的主要家庭文化可能是顺从,而不是反弹了。这样的家庭文化将对他们的后代人力资本的形成以及一生的经济地位有负面的影响。

我们下一步的工作将是通过引入政治地位、职业技能、工作经验等其他变量详细阐述家庭资源代际传递的途径。特别地,我们将研究包括成份在内的前一代人的家庭特征如何影响后一代人的收入和财富。这一工作将在我们的下一篇论文中完成。

参 考 文 献

- [1] Appleton, S., L. Song, and Q. Xia, "Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China during Reform and Retrenchment", *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4), 644—663.
- [2] Bengtson, V., T. Biblarz, and R. Roberts, R. *How Families Still Matter: A Longitudinal Study of Youth in Two Generations*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [3] Black, S., P. Devereux, and K. Salvanes, "Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Inter-generational Transmission of Human Capital", *American Economic Review*, 2005, 95(1), 437—449.
- [4] Bowles, S., H. Gintis, and M. Osborne-Groves, *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*. Princeton: Princeton University Press, 2005.
- [5] 曹锦清、张乐天、陈中亚,《当代浙北乡村的社会文化变迁》。上海:上海远东出版社,1995年。
- [6] Cheng, T., and M. Selden, "The Origins and Social Consequences of China's Hukou System", *China Quarterly*, 1994, 139, 644—668.

- [7] Campbell, C., and J. Lee, "Social Mobility from a Kinship Perspective; Rural Liaoning, 1789—1909", *International Review of Social History*, 2003, 47, 1—26.
- [8] Campbell, C., and J. Lee, "Kin Networks, Marriage and Social Mobility in Late Imperial China", California Center for Population Research, On-Line Working Paper Series, 2006, CCPR-018-06, University of California-Los Angeles, 1—42.
- [9] Coleman, J., "Social capital in the Creation of Human Capital", *American Journal of Sociology*, 1988, 94(Supplement), S94—S120.
- [10] Chan, A., R. Madsen, and J. Unger, *Chen Village*. San Francisco and Los Angeles: The University of California Press, 1984.
- [11] Crook, I., and D. Crook, *Revolution In A Chinese Village: Ten Mile Inn*. London: Routledge (reprint edition), 2003/1959.
- [12] Davis-Friedmann, D., "Intergenerational Inequalities and the Chinese Revolution; the Importance of Age-specific Inequalities for the Creation and Maintenance of Social Strata within a State-socialist Society", *Modern China*, 1985, 11(2), 177—201.
- [13] Deng, Z., and D. Treiman, "The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China", *American Journal of Sociology*, 1997, 103(2), 391—428.
- [14] Fang, H., and P. Norman, "Government-mandated Discriminatory Policies: Theory and Evidence", *International Economic Review*, 2006, 47(2), 361—389.
- [15] Erikson, R., and J. Goldthorpe, "Intergenerational Inequality: a Sociological Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(3), 31—44.
- [16] Grawe, N., and C. Mulligan, "Economic Interpretations of Intergenerational Correlations", *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(3), 45—48.
- [17] 国家地图编辑委员会,《中华人民共和国国家农业地图》。北京:中国地图出版社,1989年。
- [18] 国家统计局人口和社会科技统计司,《中国人口统计年鉴》。北京:中国统计出版社,2003年。
- [19] 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司,《中国2000年人口普查资料》。北京:中国统计出版社,2002年。
- [20] Gustafsson, B., S. Li, and T. Sicular, (eds.), *Inequality and Public Policy in China*. New York: Cambridge University Press, 2008.
- [21] Hanley, E., and M. McKeever, "The Persistence of Educational Inequalities in State-socialist Hungary: Trajectory-maintenance versus Counterselection", *Sociology of Education*, 1997, 70(1), 1—18.
- [22] Hinton, W., *Fanshen: A Documentary of Revolution in a Chinese Village*. Berkeley: University of California Press (reprint edition), 1997/1967.
- [23] Holmes, J., "Measuring the Determinants of School Completion in Pakistan: Analysis of Censoring and Selection Bias", *Economics of Education Review*, 2003, 22(3), 249—264.

- [24] Huang, P., "Rural Class Struggle in the Chinese Revolution: Representational and Objective Realities from the Land Reform to the Cultural Revolution", *Modern China*, 1995, 21(1), 105—143.
- [25] Lillard, L., and R. Willis, "Intergenerational Educational Mobility: Effects of Family and State in Malaysia", *Journal of Human Resources*, 1994, 29(4), 1126—1166.
- [26] 李实、丁赛, "中国城镇教育收益率的长期变动趋势", 载李实、佐藤宏主编, 《经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析》。北京: 中国财政经济出版社, 2004年, 第391—413页。
- [27] Liu, Z., "Institution and Inequality: the Hukou System in China", *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(1), 133—157.
- [28] Mincer, J., and S. Polachek, "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy*, 1974, 82(2) (Part 2: Marriage, Family Human Capital, and Fertility), S76—S108.
- [29] Perkins, T., "Entrepreneurial Fiends and Honest Farmers: Explaining Intravillage Inequality in a Rural Chinese Township", *Economic Development and Cultural Change*, 2003, 51(3), 719—751.
- [30] Putterman, L., *Continuity and Change in China's Rural Development: Collective and Reform Eras in Perspectives*. New York: Oxford University Press, 1993.
- [31] Sato, H., *The Growth of Market Relations in Post-reform Rural China: A Micro-analysis of Peasants, Migrants and Peasant Entrepreneurs*. London: Routledge Curzon, 2003.
- [32] Selden, M., *The Political Economy of Chinese Socialism*. Armonk, New York: M. E. Sharpe, 1988.
- [33] Sen, A., *Inequality Reexamined*. Cambridge: Harvard University Press (reprint edition), 1995/1992.
- [34] Solon, G., "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, 1992, 82(3), 393—408.
- [35] Song, L., S. Appleton, and J. Knight, "Why Do Girls in Rural China Have Lower School Enrollment?" *World Development*, 2006, 34(9), 1639—1653.
- [36] Szelényi, I., *Socialist Entrepreneurs: Embourgeoisement in Rural Hungary*. Madison: University of Wisconsin Press, 1988.
- [37] Ting, T., "Resources, Fertility, and Parental Investment in Mao's China", *Population and Environment*, 2004, 25(4), 281—297.
- [38] Unger, J., *Education under Mao*. New York: Columbia University Press, 1982.
- [39] Wang, F., "Reformed Migration Control and New Targeted People: China's Hukou System in the 2000s", *The China Quarterly*, 2004, 177, 115—132.
- [40] Watson, James (ed.), *Class and Social Stratification in Post-Revolution China*. Cambridge: Cambridge University Press, 1984.

- [41] Wei, X., et al., "Education and Earnings in Rural China", *Education Economics*, 1999, 7(2), 167—187.
- [42] Whalley, J. and S. Zhang, "Inequality Change in China and (Hukou) Labour Mobility Restrictions", NBER Working Paper, No. 10683, 2004.
- [43] Xavier, R., *The Hungarian Model: Markets and Planning in a Socialist Economy*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- [44] Yue, X., T. Sicular, S. Li, and B. Gustafsson, "Explaining Incomes and Inequality in China", in Gustafsson, B., S. Li, and T. Sicular, (eds.), *Inequality and Public Policy in China*. New York: Cambridge University Press, 2008, 88—117.
- [45] 张永泉、赵泉钧,《中国土地改革史》。武汉: 武汉大学出版社, 1985年。
- [46] Zhang, L., J. Huang, and S. Rozelle, "Employment, Emerging Labor Markets, and the Role of Education in Rural China." *China Economic Review*, 2002, 13(2—3), 313—328.
- [47] 张乐天,《告别理想: 人民公社制度研究》。上海: 东方出版中心, 1998年。
- [48] Zhao, Y., "Labor Migration and Returns to Rural Education in China", *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(4), 1278—1287.
- [49] 中国教育与人力资源问题课题组,《从人口大国迈向人力资源强国》。北京: 高等教育出版社, 2003年。
- [50] Zhou, X., P. Moen, and N. Tuma, "Education Stratification in Urban China: 1949—1994." *Sociology of Education*, 1998, 71(3), 199—222.

Class Origins, Family Culture, and Education in Rural China

SATO HIROSHI

(Hitotsubashi University)

SHI LI

(Beijing Normal University)

Abstract This paper examines the intergenerational effects of family class origins on family members' educational attainment in rural China. Regarding the educational levels of male heads of households with landlord/rich peasant background, we find a drop caused by the class-based discrimination in the Maoist era and a rebound in the post-reform era. It is al-

so found that children aged 16—18 who are of landlord/rich peasant and middle peasant origins are more likely to achieve higher educational attainment. Our findings suggest that there should be greater emphasis on the continuity and robustness of the Chinese rural family as a cultural institution.

JEL Classification J24, N35, P36