

# 宗族对农村人力资本投资的影响分析\*

丁从明 邵敏敏 梁甄桥

**摘要：**本文利用 CFPS2014 微观数据研究了宗族对农村人力资本投资的影响。研究表明，宗族能够促进农村人力资本投资，平均而言，宗族使农村个人受教育年限提高约 1.3 年。考虑到宗族文化强调延续家族香火的重要性，宗族对人力资本投资的影响效应也表现出明显的“重男轻女”差异。在相同条件下，宗族使得男性人均受教育年限提高约 1.6 年，而对女性受教育年限的影响不显著。在考虑了可能存在的内生性问题之后，本文使用历史上的宗族力量作为工具变量进行回归，结果表明，宗族对个人受教育年限的影响是稳健的。本文进一步分析指出，宗族通过强化家庭教育观念、影响社会关系网络以及改善村级公共物品供给三个途径提高了个人的人力资本投资水平。

**关键词：**宗族 人力资本投资 性别差异

**中图分类号：**F321.42 **文献标识码：**A

## 一、引言

宗族是由男系血缘关系的各个家庭在宗法观念的规范下组建的社会组织，是具有共同祖先的家庭组建成的一个亲缘共同体(Fei, 1946; Freedman, 1965; Greif and Tabellini, 2010)。Freedman (1965)认为，宗族起着在正式制度力量薄弱的地方替代正式制度的功能。20 世纪 40 年代以来，虽然宗族在中国作为一种传统封建势力和人身依附关系呈现明显衰落的趋势，特别是 1949 年以来的社会和政治运动使得这一传统社会组织趋于消失，但是，考虑到农村正式制度的不完善，宗族的一些功能性因素依然不可替代，宗族制度在短暂衰退后再度恢复(蔡立雄、何炼成，2008)。Tsai (2007)在对中国 316 个村庄的调查中发现，有 66% 的样本村在 1999~2002 年间还保留着宗族活动和宗族组织，有 19% 的样本村在改革开放后重建或者翻修过祠堂，有 14% 的样本村至少有 1 个宗族祠堂。宗族不仅集中体现了传统中国农村社会结构的历史特征，也反映了当前中国农村社会结构在城市化中呈现出的许多新特点(钱杭、谢维扬，1990)。因此，研究宗族问题对理解农村经济发展、社会治理和公共物品提供等方面的问题依然具有重要的理论价值。

传统社会中，宗族的基本功能之一就是促进族人教育。宗族通过开办学塾和义学、制定族约以

---

\*本文为重庆大学人文社科平台创新发展项目“社会信任与公共政策绩效的实证研究”(项目编号: 2017CDJSK01PT05)的阶段性成果。

及建立奖学、助学制度来促进族人教育。改革开放以来，中国普遍存在城乡教育公共资源分布不均、农村人力资本存量低等问题。由于金融市场不完善，农村家庭面临的借贷约束也限制了农村人力资本的提高（李力行、周广肃，2015）。现有研究主要考虑家庭和国家制度对农村人力资本投资的影响（例如陈斌开等，2010），而作为非正式制度的宗族对农村人力资本投资的影响却未被考虑。孙秀林（2011）认为，在华南农村，宗族的兴起正是在公共组织功能缺失的情况下村民为满足公共物品需求而做出的替代选择。在正式制度发展不完善、力量较薄弱的农村地区，宗族起到了替代正式组织承担提供教育、社会保障、社会救济、维持公共秩序等功能的作用（费孝通、刘豪兴，2011）。因此，研究宗族与农村人力资本投资的关系，对理解农村人力资本投资和农村经济发展依然具有重要意义。

本文研究有别于现有研究。现有的人力资本投资研究表明，人力资本投资受微观层面家庭因素和宏观层面国家制度的影响，这些因素包括父母技能水平（Heckman and Mosso, 2014）、家庭投资（Becker, 1962）、家庭社会资本（Coleman, 1988）和国家政治制度（Acemoglu, 2014）。本文则从宗族的视角研究在正式制度（包括正规教育、信贷政策和劳动力市场）相对缺失的农村社会中，非正式制度（宗族）对家庭教育决策的影响，以期进一步丰富非正式制度与人力资本投资之间关系的研究。本文旨在研究宗族对人力资本投资的影响，并探讨这种影响的传导机制。考虑到传统农村社会中的香火观念，本文将进一步考察宗族与农村社会“重男轻女”的人力资本投资的关系。在宗族力量比较强的地方，家庭较偏好于投资可以传承香火的男性，而不是女性。本文研究也可以为理解传统社会“重男轻女”的观念提供新的视角。

本文余下内容安排如下：第二部分根据对现有研究文献的梳理，提出研究假说；第三部分介绍本文的研究方法和变量的描述性统计；第四部分是模型的估计结果；第五部分验证宗族对人力资本投资影响的传导机制；第六部分是本文的结论。

## 二、研究背景与假说

### （一）宗族与人力资本投资

在一本观念<sup>①</sup>之下，宗族依靠修谱、祭祖、互助等活动联系族人，因其所具有的社会功能、文化功能而将族人凝聚在一起（冯尔康，2009）。其中，兴办教育、资助族人考学等便是其社会功能的具体表现之一。宋至明清以来，各地宗族均鼓励年轻族人接受教育，以便参加科举考试，取得功名和官品，进而成为绅衿阶层（冯尔康，2009）。因此，兴学、助学不仅有利于宗族自身的发展繁荣，也在客观上促进了文化教育的发展（费孝通、吴晗，1988）。延续至今，移居国外的大陆宗亲群体仍会向宗亲子弟发放奖学金，资助他们参加学术活动（冯尔康，2009）。无论是传统宗族的兴学、助学传统，还是现代宗亲群体对教育的重视，都反映出宗族兴学、助学作为一种传统文化的历史延续性。

一般而言，宗族通过教育观念、公共物品供给和社会关系网络三个渠道对人力资本投资产生影

<sup>①</sup> “一本”概念同家族祭祖联系在一起，形成一种宗法观念，是指族人众多但都源自一个老祖宗，犹如一棵大树开枝散叶，但都出于一个粗大的树干（冯尔康，2009）。

响。第一，教育观念。在家族内部关系运作中，由文化性因素确立一整套行为规则，人们从中感到必须在某种程度上服从这些规则，这种规范性是自发形成而非强制形成。在清代，“四民士为首”的观念在普通老百姓中十分盛行。“士”是平民向上层社会流动的机会，宗族在“四民士为首”的认知下形成培养士人的理念，倡导族人读书并参加科举考试，从而有机会成为致君泽民、光宗耀祖的宦官和士绅来维持家族长盛不衰（冯尔康，2009）。“光宗耀祖、泽被乡里”的动机意味着，宗族越强的地区，对教育的重视程度（观念）就越高。第二，公共物品供给。在中国乡土社会，宗族是公共物品供给的重要制度基础。一方面，宗族较强的地方，农村的集体行动困境就较容易得到解决，因而能够较好地提供公共物品（Xu and Yao, 2014）。另一方面，宗族修建族学、管理学田，以此作为培养人才的物质条件，以提高宗族的社会地位。与祠堂、族产、族谱、祖坟一样，族学同样是宗族的一种实体，是宗族发挥其功能的载体，也是宗族建设的必要内容。学田、族田和义田，成为宗族兴学、助学的物质保障。在传统的兴学助学观念下，宗族提供能够保障族内年轻子弟读书和参加科举的物质条件成为宗族的重要功能之一。宗族兴学助学不仅是一种传统，更是一种能力的体现。第三，社会关系网络。社会关系网络是非正式制度的表现形式之一，在消费、借贷和劳动力流动等方面起着重要作用，宗族能够加强个人及家庭的社会关系网络。社会关系的同质性会提高信息在群体内的传播速度，加强群体内个体决策的关联性，该结论可进一步解释传统习俗的延续以及群体间长期存在的受教育程度与就业的差异（Jackson, 2014）。宗族，归根结底就是家庭所拥有的社会资本。家庭可动用的社会资本越高，就越有可能缓解农村因借贷约束带来的教育投资不足。

基于上述分析，本文提出如下假说：作为非正式制度的宗族将通过教育观念、公共物品供给和社会关系网络三条途径促进农村人力资本投资。

## （二）宗族与性别偏好

中国社会尤其是农村地区普遍存在“重男轻女”的思想，这种“男孩偏好”呈现出一种制度化倾向（刘爽，2006）。一方面，生育男孩可以通过姓氏继承而壮大宗族势力，从而将社会资源和社会关系保存在宗族内部。男孩成为家族延续的象征，并逐渐形成了以血缘亲子关系为标准的血亲价值观（盛亦男，2012）。在2014年中国家庭追踪调查的样本中，有高达43.87%的受访者认为传宗接代非常重要，而认为传宗接代不重要的受访者只有5.55%（张川川、马光荣，2017）。中国宗族文化的内涵十分丰富，宗族文化之所以导致强烈的“男孩偏好”，关键在于宗族文化强调延续家族血脉的重要性（张川川、马光荣，2017）。另一方面，宗族注重年轻族人的教育，希望他们参加科举考试并取得功名和官品从而成为绅衿阶层，进而有利于宗族自身的发展繁荣（费孝通、吴晗，1998；韦伯，2010），因此，宗族内部男性在获得教育资源上自然比女性具有优先地位。

由此，本文获得如下推论：宗族对人力资本投资的影响主要作用于男性，而不是女性。

## 三、方法、数据与变量说明

### （一）基准回归方程构建

为了估计宗族对人力资本投资的影响，本文构建如下基准回归方程：

$$eduy_{ij} = \beta_0 + \beta_1 clan_{ij} + \gamma X_{ij} + \mu_{ij} \quad (1)$$

(1) 式中,  $i$  表示个人,  $j$  表示个人所属的村庄;  $eduy$  代表个人受教育年限,  $clan$  表示宗族力量的强弱,  $X$  为一系列可能影响个人受教育年限的控制变量。

## (二) 数据来源

本文研究主要使用北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 实施的 2014 年中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据。CFPS 旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据, 重点关注中国居民的经济与非经济福利, 以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康状况等在内的诸多研究主题, 其样本覆盖 25 个省 (区、市), 目标样本规模为 16000 户, 调查对象为样本家户中的全部家庭成员。CFPS 调查问卷共有社区问卷、家庭问卷、成人问卷和少儿问卷 4 种主体问卷类型。本文重点研究农村宗族对人力资本投资的影响, 因此, 所用数据剔除了城市样本, 并将成人问卷、家庭问卷和社区问卷的统计数据进行匹配, 形成成年村民完整的包括个人、家庭和村级特征的数据库。

## (三) 变量说明

1. 人力资本投资变量。人力资本投资的来源主要是在职培训、学校教育、劳动力迁移和劳动力就业信息积累以及卫生保健, 其内容为蕴含于人身中的各种生产知识、劳动与管理技能和健康素质的存量总和。学校和企业都是提供人力资本投资的机构, 其中, 学校教育对人力资本积累有着非常重要的作用 (Becker, 1962)。本文综合杨建芳等 (2006), 蔡昉、都阳 (2003) 和 Acemoglu (2014) 的做法, 将 15 岁以上个人的学校受教育年限作为衡量人力资本的指标。

2. 宗族变量。现有研究用“村庄里是否有宗祠”或者“家庭是否保留家谱或者族谱”来衡量宗族力量的强弱, 即宗族凝聚力 (例如阮荣平、郑风田, 2013; 郭云南、姚洋, 2013)。祠堂或家谱的存在往往伴随着宗族的集体仪式或活动 (如祭祖仪式、平息族内纷争的宗族长老会议), 加强族人相互间的责任意识或网络凝聚力 (Tsai, 2007)。祠堂本是同族人举行祭祀典礼的一组简单的建筑, 但在明清时期它成为宗族的代称, 是族人集体活动和族长议事的地方。祠堂设有族长和其他管理人员, 负责家谱的编纂。祠堂连同族谱、祖坟、族产一起共同构成宗族的载体。因此, 本文同样使用“村庄里是否有宗祠”和“家庭是否保留家谱或者族谱”来衡量宗族力量的强弱, 并综合宗族祠堂和家族家谱 2 个变量构建虚拟变量组来衡量二者的联合效应。

3. 其它控制变量。根据 Heckman and Mosso (2014) 和 Coleman (1988) 的研究, 个人当期人力资本水平由过去累积的人力资本水平、父母的人力资本水平和家庭教育投资三者共同决定。同时, 家庭规模、父母的社会阶层、家庭社会资本也对个人的人力资本水平具有影响。所以, 控制变量主要包括: ①个人特征, 包括性别、年龄和智力水平; ②家庭特征, 包括家庭规模、父亲受教育水平、家庭政治背景、家庭收入水平等; ③村庄特征, 包括村经济水平和外出劳动力。

4. 工具变量选取。在 (1) 式的基准回归中, 可能面临如下内生性问题: 宗族不仅是一种组织, 更是一种文化 (彭玉生, 2009)。因此, 宗族可能不是影响人力资本的原因, 而是其结果, 即人力资

本存量越高的地方，宗族力量就会越强。如 Hsiao (1967) 指出，一方面，族谱修订工作需要投入相当数量的识字劳动力（有一定文化水平的士子）和资金（由具有一定经济实力的绅士承担）来完成；另一方面，宗祠的翻修、建设也需要一定的资金，富裕的地方就更有修建和翻修宗祠的实力。这说明，有能力修订族谱和修建宗祠的村庄，人力资本存量本来就很高，对教育的投资也更加重视。为解决这一内生性问题，本文选取历史上的宗族力量作为工具变量进行估计。

许烺光、薛刚 (1990) 认为，中国历史上宗族力量存在地理差异，其中，南部和中部地区宗族力量最强，北部和东北部地区却弱得多。刘军、王询 (2007) 指出，宋代以后，在中国汉族居住区，宗族聚居“南盛于北”，即越向南，宗族力量就越强：在南方，广东、福建宗族聚居最盛，江西、湖南、浙江南部宗族聚居与广东、福建去不远，湖北、安徽、浙江北部、江苏宗族聚居弱于前述各省及地区，四川宗族聚居则更弱一些；在北方，山西、山东宗族聚居较强，但仍弱于长江流域各省，河南、河北、陕西宗族聚居又弱于山西、山东，东北三省则是全国汉族聚居区中宗族聚居最弱的省份。为表示样本村庄历史上宗族力量的差异，本文借鉴阮荣平、郑风田 (2013) 对工具变量的选用方法，按历史上宗族力量的强弱将样本省份划分为三类地区并分别赋值：历史上宗族力量强的地区（广东、广西、福建和江西），赋值为 2；历史上宗族力量次强的地区（河北、山西、上海、北京、天津、江苏、浙江、安徽、山东、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃），赋值为 1；历史上宗族力量较弱的地区（黑龙江、吉林、辽宁），赋值为 0。

#### （四）变量的描述性统计

表 1 是本文使用的所有变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

变量	变量描述	样本数	平均数	标准差	最小值	最大值
宗族祠堂	村庄是否有家族祠堂：有=1，否=0	19192	0.15	0.36	0	1
家族家谱	家庭是否有家族家谱：有=1，否=0	19071	0.24	0.43	0	1
同时有祠堂和家谱	同时有=1，其他=0	19192	0.06	0.23	0	1
只有祠堂没有家谱	有祠堂没有家谱=1，其他=0	19192	0.10	0.29	0	1
只有家谱没有祠堂	有家谱没有祠堂=1，其他=0	19192	0.18	0.39	0	1
受教育年限	个人受教育年限（年）	19180	5.77	4.77	0	16
性别	男性=1，女性=0	19192	0.51	0.50	0	1
年龄	个人年龄（岁）	19185	45.06	17.42	16	104
智力水平	访员观察受访者的智力水平：最高=7，最低=1	16750	5.39	1.27	1	7
家庭规模	家庭人口数（人）	19192	4.68	2.03	1	17
父亲受教育水平	父亲受教育年限（年）	15078	3.97	4.28	0	16
家庭政治背景	父亲政治面貌：党员=1，其他=0	19176	0.61	0.49	0	1
家庭收入水平	家庭人均年收入（单位：元，取对数）	17885	10.21	1.27	0.69	15.30
村经济水平	村人均年收入（单位：元，取对数）	17904	8.20	0.83	5.02	10.71

宗族对农村人力资本投资的影响分析

外出劳动力	外出打工人数占村总人口比例 (%)	18522	38.40	22.77	0	90.00
地区效应	南方地区=1, 其他=0	19192	0.37	0.48	0	1
历史上的宗族力量	历史上地区宗族力量强度: 较强=2, 次强=1, 较弱=0	19192	1.04	0.50	0	2
教育观念	父母应当缩衣节食支付孩子的教育费用: 十分同意=5, 同意=4, 中立=3, 不同意=2, 十分不同意=1	894	3.96	0.64	1	5
社会关系网络	是否因子女入学问题得到过他人帮助: 是=1, 否=0	8514	0.05	0.22	0	1
公共物品供给	村教育支出占村财政总支出的比重 (%)	6038	2.50	7.50	0	66.70

#### 四、宗族对人力资本投资影响的计量估计结果

##### (一) 基准回归结果

(1) 式的 OLS 估计结果如表 2 所示。估计结果显示, 宗族对个人受教育年限存在显著的促进作用。(1) 列、(2) 列为简单二元线性回归结果, 它们表明: 与没有宗族祠堂的村庄相比, 村中有宗族祠堂可使个人受教育年限提高 0.538 年; 与没有家族家谱的村庄相比, 村中有家族家谱可使个人受教育年限提高 0.549 年。(3) 列、(4) 列中加入了个体特征、家庭特征和村庄特征控制变量。控制变量的估计结果与已有研究相一致, 即父亲受教育水平、家庭收入水平对个人受教育水平有正向影响 (Coleman, 1988; Heckman and Mosso, 2014), 同时, 家庭政治背景也影响子女受教育水平, 父亲为党员的个人受教育水平较高。考虑到地区间经济发展水平不同, 宗族对个人受教育年限的影响很可能只是由地区固定效应所导致的结果; 同时, 由于本文研究主要使用农村样本, 不同地区之间农村劳动力流动可能存在系统性差异, 导致估计偏误; 因此, 本文进一步控制村外出劳动力和地区效应虚拟变量。估计结果表明 (见表 2), 宗族的影响在控制了个体特征、家庭特征、村庄特征以及地区效应和劳动力流动因素后仍然显著且方向为正, 估计系数分别为 0.855 和 0.411。

表 2 宗族对个人受教育年限的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
宗族祠堂	0.538** (0.270)	—	0.855*** (0.259)	—	—
家族家谱	—	0.549*** (0.159)	—	0.411*** (0.142)	—
同时有祠堂和家谱	—	—	—	—	1.302*** (0.308)
只有祠堂没有家谱	—	—	—	—	0.722** (0.316)
只有家谱没有祠堂	—	—	—	—	0.304** (0.143)

宗族对农村人力资本投资的影响分析

年龄	—	—	-0.093*** (0.005)	-0.093*** (0.006)	-0.093*** (0.005)
性别	—	—	1.696*** (0.111)	1.694*** (0.112)	1.694*** (0.111)
智力水平	—	—	0.446*** (0.060)	0.446*** (0.060)	0.441*** (0.060)
家庭规模	—	—	-0.161*** (0.039)	-0.163*** (0.041)	-0.161*** (0.039)
父亲受教育水平	—	—	0.220*** (0.017)	0.223*** (0.018)	0.217*** (0.017)
家庭政治背景	—	—	0.285* (0.145)	0.267* (0.145)	0.284* (0.144)
家庭收入水平	—	—	0.422*** (0.059)	0.431*** (0.062)	0.420*** (0.059)
村经济水平	—	—	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
外出劳动力	—	—	0.003 (0.005)	0.004 (0.005)	0.002 (0.005)
地区效应	—	—	-0.747*** (0.264)	-0.608** (0.248)	-0.783*** (0.263)
样本数	19180	19059	11692	11636	11692
调整的 R <sup>2</sup>	0.002	0.002	0.314	0.312	0.315

注：①为克服自相关和异方差，括号内为聚类至村级层面的稳健型标准误；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

出于稳健性检验的考虑，本文在（5）列中同时加入了虚拟变量组来衡量宗族祠堂和家族家谱的联合效应<sup>①</sup>，即“同时有祠堂和家谱”（是=1，否=0）、“只有祠堂没有家谱”（是=1，否=0）、“只有家谱没有祠堂”（是=1，否=0），均以“没有祠堂也没有家谱”为参照。估计结果显示，相对于既没有祠堂也没有家谱的村庄，村中同时具有两者可使个人受教育年限平均提高 1.302 年（该结果在 1% 的水平上显著），村中有祠堂而没有家谱可使个人受教育年限平均提高 0.722 年（该结果在 5% 的水平上显著），村中有家谱而没有祠堂可使个人受教育年限平均提高 0.304 年（该结果在 5% 水平上显著）。从估计系数的大小来看，宗族祠堂与家族家谱的联合效应明显大于单一变量的影响效应。虽然家族制度在 20 世纪 80 年代后开始强劲复兴，各地兴起重建宗祠、重修族谱、复兴传统村社风俗的热潮，但实际上存在钱杭（2011）提到的“后宗族形态”，即忽视真实的宗族关系而利用新媒介编撰各种新族谱、建造各类新祠堂的现象。因此，只有同时具有宗族祠堂和家族家谱的村庄，宗族对人力资本投资的影响才是最强的。

<sup>①</sup>此处感谢匿名审稿人提出的宝贵意见，当然文责自负。

## （二）工具变量回归结果

表3为工具变量回归结果。(1)列结果显示,以“历史上的宗族力量”作为工具变量,与没有宗族祠堂的村庄相比,村中有宗族祠堂可使个人受教育年限平均提高2.079年,且该结果在5%的水平上显著。(2)列将关键解释变量“同时有祠堂和家谱”进行工具变量回归,估计结果表明,相对于没有祠堂也没有家谱的村庄,村中同时有祠堂和家谱可使个人受教育年限平均提高3.812年,该结果在10%的水平上显著。(3)列、(4)列为两阶段最小二乘法的一阶段回归结果,工具变量与关键解释变量具有较强的相关性,满足工具变量的相关性条件。综上,在考虑内生性偏误之后,无论是宗族祠堂,还是宗族祠堂和家族家谱的联合效应,其估计系数较于表2中基准回归的结果明显增大。这意味着,宗族对个人受教育年限的影响在基准回归中被低估了。

表3 工具变量回归结果

	二阶段（被解释变量：受教育年限）		一阶段（被解释变量：宗族祠堂）	
	(1)	(2)	(3)	(4)
宗族祠堂	2.079** (1.000)	—	—	—
同时有祠堂和家谱	—	3.812* (2.000)	—	—
只有祠堂没有家谱	—	1.030** (0.410)	—	—
只有家谱没有祠堂	—	0.514** (0.219)	—	—
历史上的宗族力量	—	—	0.264*** (0.065)	0.195*** (0.062)
样本数	11700	11700	11700	11700
调整的R <sup>2</sup>	0.306	0.302	—	—

注：①括号内为聚类至村级层面的稳健型标准误；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；③(3)列、(4)列为工具变量回归一阶段结果,即用工具变量对关键解释变量进行回归,以验证工具变量的相关性；④控制变量与表2基准回归中的控制变量一致,控制变量的估计结果很稳健,因节省篇幅未报告。

## （三）宗族对人力资本投资的性别偏好

本节对推论——“宗族对人力资本投资的影响主要作用于男性,而不是女性”进行验证。表4中(1)~(3)列为基于男性样本的估计结果。具体而言,(1)列、(2)列估计结果显示,宗族祠堂和家族家谱变量的估计系数分别为0.957和0.633。在(3)列使用虚拟变量组的回归中,与没有祠堂也没有家谱的村庄相比,村中同时有祠堂和家谱可使男性的受教育年限平均提高1.618年,估计系数较表2基准回归中全样本的估计结果增大。与之相反,(4)~(6)列的估计结果表明,对于女性样本,宗族祠堂、家族家谱和虚拟变量组的估计系数为正,但估计结果都不显著。这意味着,宗



族对于教育的促进作用在女性样本中消失。这一研究结果与张川川、马光荣（2017）的研究结果相一致<sup>①</sup>。换言之，宗族对人力资本投资的影响确实符合上文推论，即主要作用于男性而不是女性。鉴于此，本文在接下来的实证分析中仅考虑男性样本。

表4 宗族对个人受教育年限影响的性别差异

	男性样本			女性样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
宗族祠堂	0.957*** (0.243)	—	—	0.392 (0.300)	—	—
家族家谱	—	0.633*** (0.155)	—	—	0.246 (0.179)	—
同时有祠堂和家谱	—	—	1.618*** (0.303)	—	—	0.523 (0.320)
只有祠堂没有家谱	—	—	0.761** (0.293)	—	—	0.385 (0.404)
只有家谱没有祠堂	—	—	0.495*** (0.163)	—	—	0.214 (0.191)
样本数	6298	6265	6298	5394	5394	5394
调整的R <sup>2</sup>	0.223	0.221	0.225	0.376	0.374	0.377

注：①括号内为聚类至村级层面的稳健型标准误；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；③控制变量与表2基准回归中的控制变量一致，估计结果略。

#### （四）历史事件影响

1966~1976年的“文化大革命”（下文简称“文革”）对中国文化、政治、经济产生了深远影响。就本文而言，“文革”无论对人力资本投资，还是对传统的宗族组织，都起到了一系列破坏作用。蔡昉、都阳（2003）估算了“文革”通过缩短学制、停办大学等造成的人力资本存量变化，认为“文革”使全国人均受教育年限减少了14.3%。同时，宗族被当作封建事物遭到严重打击，作为宗族资源和载体的祠堂、族谱均被毁坏，作为家族组织的宗族已基本消失（徐扬杰，1994）。而改革开放以来，农村家庭再度承担起主要的生产经营职能。由于政治控制的放松和基层正式组织功能逐步弱化，宗族得到复兴和重建，因此，宗族在此时期对农村人力资本投资重新发挥了作用（王沪宁，1991）。

基于以上分析，宗族对人力资本投资的影响可能存在组群差异。例如，以“文革”为例，1945~1959年期间出生的个体，在其升学年齡（12岁和15岁）可能正好受到“文革”的影响，此时宗族对教育的影响可能十分微弱。因此，本文预期：在新中国建国前已经基本完成升学的组群，宗族对其人力资本投资的影响效应更大；而主要在新中国建国后至改革开放之前完成升学的组群，宗族对

<sup>①</sup>张川川、马光荣（2017）研究表明：在有宗族祠堂的县，男性受教育年限比女性受教育年限大约高出1年；使用家族族谱作为宗族文化度量的估计显示了相似的结果，即持有族谱的家户比例每增加10个百分点，男性受教育年限比女性受教育年限大约高出0.12年。这与本文模型估计结果有高度的一致性。

其人力资本投资的影响效应可能并不显著。依据佐藤宏、李实（2008）对家庭成份与个人受教育年限的研究方法，本文按个人的出生日期将样本划分为4组：①升学期间宗族强大时期（1900~1944年）；②升学期间宗族被严重破坏时期（1945~1959年）；③升学期间宗族被摧毁到复兴的过渡时期（1960~1965年）；④升学期间宗族复苏时期（1966~1982年）。

表5是基于上述样本划分的估计结果。其中，（1）列、（4）列、（7）列、（10）列使用宗族祠堂变量来衡量宗族力量的强弱，（2）列、（5）列、（8）列、（11）列使用家族家谱变量来衡量宗族力量的强弱，（3）列、（6）列、（9）列、（12）列使用虚拟变量组。（1）~（3）列的估计结果表明，出生在新中国成立前的群组，宗族对其受教育年限具有显著的正向影响，并且系数均大于基于全样本的估计系数。（4）~（9）列的估计结果显示，出生在1945~1959年和1960~1965年的两个组群，宗族对其受教育年限的影响不再显著。可能的解释是，在此期间宗族的社会治理功能遭到严重破坏，同时整个社会的教育事业也受到严重破坏。（10）~（12）列的估计结果表明，随着改革开放的进程以及宗族的复兴，宗族对个人受教育年限的影响逐步增大至0.685~1.220年，并且至少在5%的水平上显著。因此，考虑到“文革”等历史事件对宗族的破坏，基准回归结果可能低估了宗族对人力资本投资的影响效应。表5中（3）列、（12）列的估计结果显示，综合宗族祠堂和家族家谱的联合效应，宗族对人力资本投资的实际效应为1.220~1.979年。

表5 历史事件冲击下宗族对个人受教育年限的影响（男性样本）

	1900~1944年			1945~1959年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
宗族祠堂	1.134*** (0.407)	—	—	0.727 (0.576)	—	—
家族家谱	—	1.066** (0.511)	—	—	0.122 (0.404)	—
同时有祠堂和家谱	—	—	1.979*** (0.646)	—	—	1.160 (1.542)
只有祠堂没有家谱	—	—	0.782* (0.418)	—	—	0.537 (0.653)
只有家谱没有祠堂	—	—	0.463 (0.298)	—	—	0.029 (0.737)
样本数	406	404	404	274	274	274
调整的R <sup>2</sup>	0.095	0.164	0.167	0.083	0.073	0.082
	1960~1965年			1966~1982年		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
宗族祠堂	0.414 (0.441)	—	—	0.695** (0.339)	—	—
家族家谱	—	0.449	—	—	0.685***	—

宗族对农村人力资本投资的影响分析

	—	(0.560)	—	—	(0.249)	—
同时有祠堂和家谱	—	—	1.265	—	—	1.220**
	—	—	(1.045)	—	—	(0.483)
只有祠堂没有家谱	—	—	1.077	—	—	0.612*
	—	—	(0.710)	—	—	(0.333)
只有家谱没有祠堂	—	—	0.360	—	—	0.598**
	—	—	(0.689)	—	—	(0.279)
样本数	285	285	285	2007	2007	2007
调整的 R <sup>2</sup>	0.113	0.141	0.143	0.147	0.150	0.147

注：①括号内为聚类至村级层面的稳健型标准误；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；③控制变量与表 2 基准回归结果中的控制变量一致，估计结果略；④根据表 4 中的估计结果，本表仅使用男性样本进行回归。

## 五、传导机制验证

根据前文分析，本文选取教育观念、公共物品供给和社会关系网络作为宗族影响人力资本投资的三条渠道，并且预期：宗族越强的地方，教育观念越强，公共物品供给能力越强，社会关系网络也越发达；相应地，家庭对教育的重视程度越高，村级公共物品供给能力越强，家庭社会关系网络越发达，个人受教育年限将会越高。首先，本文将传导机制 *channel* 对宗族 *clan* 进行回归，以检验宗族强弱是否直接影响家庭教育观念、公共物品供给和社会关系网络。其次，将个人受教育年限 *eduy* 对传导机制 *channel* 进行回归，以检验家庭教育观念、公共物品供给和社会关系网络对个人受教育年限的影响。为验证上述三个可能的传导机制，本文构建如下方程：

$$channel_{ij} = \varphi_0 + \varphi_1clan_{ij} + \varphi X_{ij} + \sigma_{ij} \quad (2)$$

$$eduy_{ij} = \delta_0 + \delta_1channel_{ij} + \lambda X_{ij} + \tau_{ij} \quad (3)$$

表征传导机制的三个变量说明如下：本文使用受访者对“父母应当缩衣节食支付孩子的教育费用”的看法来衡量家庭教育观念，使用“村教育支出占村财政总支出的比重”来刻画村庄公共物品供给水平，使用“是否因子女入学问题得到过他人帮助”来衡量社会关系网络强度。

表 6 为 (2) 式的回归结果。有序 Probit 模型、Probit 模型和 OLS 方法的估计结果表明：宗族对家庭教育观念、公共物品供给和社会关系网络都存在显著的正向影响。通过工具变量回归消除内生性问题后结果依旧稳健。在宗族强的地区，家庭更加重视孩子的教育，并且更有可能因子女入学问题得到过他人帮助，村教育支出占村财政总支出的比重也更高。

表 7 为 (3) 式的回归结果。估计结果显示，教育观念、公共物品供给和社会关系网络对个人受教育年限均存在显著的正向影响。其中，公共物品供给对个人受教育年限的影响最大。村教育支出占村财政总支出的比重每提高 1%，个人受教育年限将平均提高 2.2 年。

表 6 宗族与教育观念、公共物品供给、社会关系网络的关系（男性样本）

	教育观念			公共物品供给			社会关系网络		
	(1) Oprobit	(2) Oprobit	(3) IV	(4) OLS	(5) OLS	(6) IV	(7) Probit	(8) Probit	(9) IV
宗族祠堂	0.408** (0.159)	—	—	0.016*** (0.003)	—	—	0.345*** (0.116)	—	—
同时有祠堂和家谱	—	0.311* (0.159)	0.603* (0.346)	—	0.026*** (0.003)	0.149*** (0.010)	—	0.348** (0.148)	0.581** (0.238)
样本数	894	894	894	6038	6038	6038	8514	8514	8514
调整的R <sup>2</sup>	0.042	0.075	—	0.131	0.182	0.180	0.262	0.116	—

注：①括号内为聚类至村级层面的稳健型标准误；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；③控制变量与基准回归中的控制变量一致，估计结果略；④考虑到宗族与教育观念、公共物品供给、社会关系网络之间的内生性，(3)～(5)列为将“历史上的宗族力量”作为“宗族祠堂”的工具变量进行回归的结果。

表 7 教育观念、公共物品供给、社会关系网络与个人受教育年限的 OLS 回归结果（男性样本）

	(1)	(2)	(3)
教育观念	0.347* (0.204)	—	—
公共物品供给	—	2.198*** (0.388)	—
社会关系网络	—	—	0.727*** (0.231)
样本数	894	6038	8514
调整的R <sup>2</sup>	0.240	0.180	0.272

注：①括号内为聚类至村级层面的稳健型标准误；②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；③控制变量与基准回归即表 2 中的控制变量一致，估计结果略。

## 六、研究结论

宗族作为中国传统社会重要的治理方式之一，对人力资本投资具有重要影响。历史上宗族通过其社会经济功能促进族人教育，并延续至今，宗族对人力资本投资的影响主要是通过教育观念、社会关系网络和公共物品供给三条路径来实现的。基于 CFPS2014 数据，本文的实证分析结果表明：相对于既没有宗族祠堂也没有家族家谱的村庄，村中同时具有两者可使个人受教育年限平均提高约 1.3 年。在考虑了可能存在的内生性问题之后，村中同时具有祠堂和族谱可使个人受教育年限平均提高 3.8 年左右。并且，宗族对人均受教育年限的促进效应局限于男性，宗族对农村人力资本投资的影响存在明显的“重男轻女”现象。通过分析历史事件对宗族和人力资本投资的外生性冲击发现，宗族对人力资本投资的影响存在组群差异，在考虑了“文革”对宗族的破坏后，宗族对人力资本投资的影响效应可能被低估。本文研究对理解传统农村的家庭人力资本投资行为具有重要意义。本文强调，在正式制度缺失的农村地区，宗族作为正式制度的补充在农村家庭人力资本投资方面发挥重要促进作用。

参考文献

1. 蔡昉、都阳, 2003: 《“文化大革命”对物质资本和人力资本的破坏》, 《经济学(季刊)》第3期。
2. 蔡立雄、何炼成, 2008: 《当代中国农村宗族制度演化的一般逻辑》, 《制度经济学研究》第4期。
3. 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱, 2010: 《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》, 《管理世界》第1期。
4. 费孝通、刘豪兴, 2011: 《乡土中国》, 北京: 北京出版社。
5. 费孝通、吴晗, 1988: 《皇权与绅权》, 天津: 天津人民出版社。
6. 冯尔康, 2009: 《中国宗族史》, 上海: 上海人民出版社。
7. 郭云南、姚洋, 2013: 《宗族网络与农村劳动力流动》, 《管理世界》第3期。
8. 李力行、周广肃, 2015: 《家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性》, 《经济学(季刊)》第1期。
9. 刘军、王询, 2007: 《中国古代宗族聚居与宗族形态的历史考察》, 《北方论丛》第1期。
10. 刘爽, 2006: 《对中国生育“男孩偏好”社会动因的再思考》, 《人口研究》第3期。
11. 彭玉生, 2009: 《当正式制度与非正式规范发生冲突: 计划生育与宗族网络》, 《社会》第1期。
12. 钱杭, 2011: 《论“后宗族形态”》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第4期。
13. 钱杭、谢维扬, 1990: 《宗族问题: 当代中国农村研究的一个视角》, 《社会科学》第5期。
14. 阮荣平、郑风田, 2013: 《市场化进程中的宗族网络与乡村企业》, 《经济学(季刊)》第1期。
15. 孙秀林, 2011: 《华南的村治与宗族——一个功能主义的分析路径》, 《社会学研究》第1期。
16. 盛亦男, 2012: 《“男孩偏好”的家族制度影响研究》, 《南方人口》第4期。
17. 王沪宁, 1991: 《当代中国村落家族文化: 对中国社会现代化的一项探索》, 上海: 上海人民出版社。
18. 韦伯, 2010: 《中国的宗教: 儒教与道教》, 康乐、简惠美译, 桂林: 广西师范大学出版社。
19. 徐扬杰, 1994: 《中国家族史研究的历史和现状》, 《中国史研究动态》第6期。
20. 许烺光、薛刚, 1990: 《宗族·种姓·俱乐部》, 北京: 华夏出版社。
21. 杨建芳、龚六堂、张庆华, 2006: 《人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验》, 《管理世界》第5期。
22. 张川川、马光荣, 2017: 《宗族文化、男孩偏好与女性发展》, 《世界经济》第3期。
23. 佐藤宏、李实, 2008: 《中国农村地区的家庭成份、家庭文化和教育》, 《经济学(季刊)》第4期。
24. Acemoglu, D., F. A. Gallego, and J. A. Robinson, 2014, “Institutions, Human Capital, and Development”, *Annual Review of Economics*, 6(1): 875-912.
25. Becker, G. S., 1962, “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis”, *Journal of Political Economy*, 70(5): 9-49.
26. Coleman, J. S., 1988, “Social Capital in the Creation of Human Capital”, *American Journal of Sociology*, 94: S95-S120.
27. Fei, H. T., 1946, “Peasantry and Gentry: An Interpretation of Chinese Social Structure and Its Changes”, *American Journal of Sociology*, 52(1): 1-17.

- 28.Freedman, M., 1965, *Lineage Organization in Southeastern China*, London: University Athlone Press.
- 29.Greif, A., and G. Tabellini, 2010, “Cultural and Institutional Bifurcation: China and Europe Compared”, *The American Economic Review*, 100(2): 135-140.
- 30.Heckman, J. J., and S. Mosso, 2014, “The Economics of Human Development and Social Mobility”, *Annual Review of Economics*, 6(1): 689-733.
- 31.Jackson, M.O., 2014, “Networks in the Understanding of Economic Behaviors”, *The Journal of Economic Perspectives*, 28(4): 3-22.
- 32.Hsiao, K. C., 1967, *Rural China: Imperial Control in the Nineteenth Century*, Washington: University of Washington Press.
- 33.Tsai, L. L., 2007, “Solidary Groups, Informal Accountability, and Local Public Goods Provision in Rural China”, *American Political Science Review*, 101(2): 355-372.
- 34.Xu, Y., and Y. Yao, 2015, “Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China”, *American Political Science Review*, 109(2): 371-391.

(作者单位: 重庆大学公共管理学院;  
重庆大学公共经济与公共政策研究中心)  
(责任编辑: 黄慧芬)

## The Clan and Human Capital Investment in Rural China: An Empirical Study

Ding Congming Shao Minmin Liang Zhenqiao

**Abstract:** This article uses data from CFPS 2014 and analyzes the impact of the clan on the human capital investment in rural China. The results show that the clan has a significant positive impact on the human capital investment in rural areas. The average years of schooling per capita is about 1.3 years higher in the villages where the power of clan is stronger. This result is significantly correlated with a clan culture with a preference for sons. All things being equal, the average schooling years of male villagers is about 1.6 years higher in the villages where the power of clan is stronger. But such positive impact appears insignificant in the female sample. In order to control the potential endogenous problem, the study undertakes a regression analysis using the variable of clan in history as an instrumental variable. The results still are robust. Finally, the study shows how the clan can influence the investment level in human capital through three potential channels, namely, family education concept, social relationship and public goods provision in villages.

**Key Words:** Clan; Human Capital Investment; Gender Difference