



No. C2021004

2021-11-09

社会资本在人力资本积累中的作用：以党员家长在班级层面的溢出效应为例

**Social capital in the accumulation of human capital: the spillover effects of
parent's CPC membership on child's classmates**

殷戈，黄炜，周羿

[基金项目] 本文受国家自然科学基金(71773005)，教育部人文社会青年基金项目(19YJC840064)以及教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD790002)资助。

[作者简介] 殷戈，北京大学国家发展研究院，email: yinge@pku.edu.cn，北京市颐和园路5号，邮编100871，电话号码：15600931859。黄炜，美国埃默里大学，email: huangweipku@vip.163.com，201 Dowman Drive Atlanta, GA，邮编30322，电话号码：(65) 66013455。周羿，北京大学光华管理学院，email: yizhou@pku.edu.cn，北京市颐和园路5号，邮编100871，电话号码：(010) 62766202

社会资本在人力资本积累中的作用：以党员家长在班级层面的溢出效应为例

殷戈，黄炜，周羿

摘要：本文以党员家长对其子女所在班级同学的溢出效应为例，研究了中国社会环境下社会资本在人力资本形成中所发挥的作用。本文利用“随机分班”政策作为自然实验，发现班级中的党员家长比例对学业成绩有正向的因果效应，而且这种效应主要集中在那些家长不是党员的学生群体中。具体来说，班级党员家长比例每提高1个标准差（0.11），家长不是党员的学生的标准化语文、数学和英语成绩会显著提高2.09分、1.34分和1.59分。进一步的机制检验发现，党员家长会从班级学习氛围、教师态度、家师关系、以及学生和家長对高等教育的期待和信心等几个方面对班级环境产生正面影响。

关键词：党员身份；社会资本；人力资本；溢出效应

社会资本在人力资本积累中的作用：以党员家长在班级层面的溢出效应为例

0 引言

人力资本在经济发展和进步中扮演着极为重要的角色（Barro, 1991; Becker et al., 1990; Romer, 1990）。人力资本的积累不仅是个人理性选择的结果，也取决于个体所置身的制度环境和社会背景。Coleman(1988) 特别强调，社会资本对于人力资本形成的影响是不可忽视的。具体来说，一个人能获得什么样的信息和机会，又会被什么样的信念和习惯所影响，在相当程度上是由其社会关系所决定的。在同等条件下，那些能从其社交网络中获得更多资源转移、受到更多正面影响的个体在人力资本积累上会有更大的优势。换句话说，这些个体相较其他人拥有更多的社会资本。在中国社会环境中，人与人之间的交流和互动比较密切，故而社会资本能产生更为显著的影响。但是，至今还鲜有实证研究基于中国的数据去考察社会资本对人力资本形成的因果效应。

中国共产党是有百年历史的、久经考验的执政党。一方面，中国共产党对入党申请人和预备党员的考核都有着较为严苛的标准。这使得那些能成为中共党员的家长通常会更为优秀。特别需要说明的是，中国共产党对其党员的考核标准是综合性的和全方位的，因此这里所讲的“优秀”不单是履历上可观测到的教育成就和工作表现，还包括那些较难直接观测到的特质，例如认知能力、非认知能力（例如自律、上进心和沟通能力）和社会认可等。另一方面，中国共产党历来重视对其党员的批评、教育和培养。党员不仅要对其自身严格要求，还应严格要求其家属和子女、注重家庭文明建设。在党的十八大以来，习近平总书记就曾多次就注重家庭、注重家教和注重家风建设等问题做出了重要论述¹。综上所述，平均而言党员父母会对其子女的人力资本积累能产生更多正面影响。那么，这种正面影响是否会沿着孩子的社会网络（例如同学关系）产生进一步的溢出效应呢？这是本文所关心的研究问题。

本文以党员家长的代际溢出效应为例，从实证上检验了中国社会情境下社会资本对人力资本积累所产生的因果效应。具体来说，本文假设那些所读班级中党员家长比例较高的学生拥有更高的社会资本，因为这些学生的同班同学中有更多人是来自于党员家庭。然后，本文考察了那些就读于党员家长比例较高的班级的同学在学业成绩上是否具有显著的优势。但是，如果一个学生被分配到哪个班级去学习并非是基于考试成绩进行分班的，那么对这一效应的因果估计就会存在严重的内生性问题。比如，初始学业表现较好的

¹ <http://politics.people.com.cn/n1/2021/0329/c1001-32063021.html>

学生更可能会被分到同一个班，与此同时，这些学生的家长也更可能是党员。于是，即使并不存在党员家长的溢出效应，也会观察到党员家长比例与学生成绩表现之间的正向相关性。事实上，这一内生性是在估计社会资本的效应时经常遇到的难题。这是因为人和人之间社会联接的生成很少是随机的，往往会受个人动机、社会结构和制度环境的影响。但是，近些年来，不少地方政府开始从政策上要求义务教育阶段的分班采取电脑随机分派的方式，并且在分班确定之后严格限制调换²。“随机分班”政策为识别社会资本的因果效应提供了一个难得的自然实验机会。最近已开始有研究在利用这一自然实验去估计学校中的“同侪效应”（Gong et al., 2018; Gong et al., 2019; Hu, 2018; Luo and Pan, 2020）。

基于中国教育追踪调查数据（China Education Panel Survey, CEPS）中采取“随机分班”的学校样本（含67所学校、205个班级、8197名初中学生），本文发现那些就读于党员家长比例较高的班级的学生会有更高的学业成绩表现。党员家长所产生的正向代际溢出效应，主要是发生在父母不是党员的学生样本中。具体来说，班级党员家长比例每提高1个标准差（0.11），那些父母不是党员的学生的标准化语文、数学和英语成绩会分别提高2.09分、1.34分和1.59分。但是对于那些其家长本身就是党员的学生来说，党员家长比例则没有产生显著影响。这也意味着，党员家长所产生的溢出效应有助于减少人力资本积累的社会不平等。

为了保证以上研究发现是可靠的，本文还做了一系列的稳健性检验。首先，随机分班使得核心自变量的生成过程不会受到遗漏变量的系统性干扰，这是本文因果识别有效性的关键。为了确认随机分班的有效性，本文参考前人文献进行了平衡性检验（Gong et al., 2018; Gong et al., 2019; Hu, 2018; Luo and Pan, 2020）。平衡性检验的结果显示，给定一个随机分班的学校和年级，班级中学生家长是党员的比例与学生特征、家庭特征和班级特征相关的一系列事前变量（如学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、班主任年龄、班主任教龄等变量）均没有显著相关性。这表明，“随机分班”这一政策具备了作为拟实验的有效性。其次，党员家长的平均受教育程度相较非党员家长更高，而家长的受教育程度本身就会对于班级中其他学生的表现存在正向影响（殷戈等，2020）。家长的党员身份可能通过多方面渠道产生正向溢出效应，其受教育程度、收入、职业等等都是只是其中一个渠道。为了将家长党员身份的溢出效应与家长受教育程度的溢出效应等等区分开来，进而

² 例如，哈尔滨市教育局在《2021年义务教育阶段学校招生工作通知》中明确要求：“哈市所有小学、初中继续采用“两先、一抽、不调”的办法分班。继续通过电脑随机方式均衡分班，继续通过抽签方式确定班主任和任课教师组合。班级和教师组合一经确定，不得调换。”

考察社会资本的作用，本文控制班级中家长受过高中及以上教育的比例、高收入家长比例和任机关领导的家长比例等变量后，重新做了实证分析。回归结果显示，班级中家长受高中及以上教育的比例、高收入家长比例和任机关领导的家长比例只能解释党员家长效应中的较小部分，党员家长比例对于学生成绩的影响仍然存在，且其系数在统计意义和经济意义上均保持显著。

在识别出社会资本对于人力资本积累的正向溢出效应后，本文还进一步探索了效应背后的潜在机制。我们认为，一方面，中国共产党要求其党员同志应该在生产、工作、学习和一切社会活动中，做好骨干、带头和桥梁，发挥先锋模范作用。这意味着，党员家长应该会更更多地参与班级相关活动组织，为整个班级提供公共品，会更积极地与学校和老师进行沟通，促进学校和家庭在学生教育上相辅相成的配合。另一方面，党员家长自身的一些品质和习惯会传递给子女，而且他们对子女的要求往往也更严格。这在经济学上可以理解为折现因子更高和对长期回报更有耐心。那么不仅他们自己会重视对子女的长期人力资本投资，同时子女也可能会继承他们高折现因子的特质。以上讨论表明，我们可以合理地假设，党员家长比例较高将有助于营造积极上进的班级氛围，也有助于促进家长、老师和同学之间的团结协作，从而对同学们的学业表现产生正面的溢出效应。

本文通过构建一系列描述班级氛围和师生关系的指标并展开计量分析，发现了支持以上假说的实证证据。首先，班上的党员家长比例越高，班级的学习氛围越好。具体来说，党员家长比例每提高1个标准差（0.11），学生在工作日学习投入多于2小时的可能性会显著提高5.73个百分点，周末时间投入多于2小时的可能性会显著提高5.07个百分点，报告朋友学习成绩优良和朋友学习努力刻苦的概率会分别显著地提高2.57和1.25个百分点，报告朋友逃课、违反校纪的概率则分别显著降低1.13和1.37个百分点。其次，班上的党员家长比例越高，任课教师的工作投入越大。党员家长比例每提高1个标准差，任课老师每周的备课时间、批改作业试卷时间和工作时间会分别显著地提高1.58、1.76和4.04个小时。第三，班上的党员家长比例越高，学生家长会更主动地与老师沟通，会更能认识到家庭在学生教育中的作用，并且会对老师有更正面的评价。具体来说，班上的党员家长比例每提高1个标准差，家长主动联络学校老师的概率会提高4.93个百分点，家长不同意教育孩子全是老师的责任的概率显著提高3.87个百分点，家长认为老师认真负责以及认为老师有耐心的概率分别显著提高5.13个百分点和4.91个百分点。最后，班级的党员家长比例越高，班级越有可能形成一种积极向上的氛围。不仅学生们会对于受教育有更高期待，他们父母对子女未来学历的期待也会提高。

具体来说,党员家长比例每提高1个标准差,学生对未来接受高等教育的期待会显著提高2.95个百分点,父母对子女未来受高等教育的期待会显著提高2.67百分点。

本文至少从两个方面对现有文献做出了贡献。一方面,它拓展了现有文献对于社会资本在人力资本积累中所扮演角色的学术理解。社会资本是如何参与到人力资本积累的过程中来的呢?首先,在一些特定环境下,光靠政府和市场难以完成教育资源的有效生产,需要当地群众和民间团体的组织和参与。例如,Goldin and Katz (1999)考察了1910年到1940年间的美国初中教育扩张,发现那些社会资本较为丰富的社区的教育扩张速度更快。其次,教师的社会资本能帮助他们更有效地开展教学培养工作。Pil and Leana (2009)发现,无论是个人层面和团队层面的教师社会资本,都会对其学生的学业表现产生促进作用。第三,学生在获得人力资本的过程中还会被其所接触到的其他同龄人所影响,即“同侪效应”。Wang and Yu (2017)将学生与同侪之间的社会互动引入到经典的人力资本投资模型中,讨论了“同侪效应”对人力资本积累的影响。他们的模型显示,那些家庭背景相对较差的学生在与其他学生的活动中会受益更多,因此“同侪效应”会促进“回归均值”(regress to mean)的发生,进而削弱人力资本不平等的代际传递。但是在这个模型中,家庭内部的代际传递和同侪之间的社会互动是相对独立的两种力量。本文则强调,一个学生的人力资本形成会受到自己同学家长的影响,因而同学家长的社会经济地位会成为其所拥有的社会资本,并且对此进行了实证检验。

另一方面,近些年来,有不少实证研究在估计党员身份对于个体及其家庭所产生的经济和社会后果。其中一些文献发现,成为共产党员会带来家户经济收入的提升(McLaughlin, 2017; Morduch and Sicular, 2000; 程名望等, 2016; 刘和旺和王宇锋, 2010)。但是, Li et al. (2007)基于双胞胎数据对党员身份对个体收入的影响进行了因果检验,却没有发现统计上显著的效应。他们认为,这可能是因为以往研究没能很好地处理选择性偏误,从而导致系数高估。但是也存在另一种可能性,由于他们的研究中的对照组是党员的双胞胎兄弟或姐妹,可能会因为党员身份会对于其亲属的收入产生溢出效应,从而使得效应被低估了。对于党员身份的收入效应的来源也存在不同解释,其中包括干部工资(Morduch and Sicular, 2000)、政治租金(Morduch and Sicular, 2000)、社会资本和信息(Knight and Yueh, 2008; Kung and Lee, 2001)、创业倾向(Wu, 2006)、从私营企业和国有企业私有化中谋利(Appleton et al., 2009; Walder, 2002)以及更有可能获得高收入工作(Liu, 2009; Nikolov et al. 2020; 杨继东和章逸然, 2016)等。与本文关联更密切的文献是近来有关

政治身份在家庭内部溢出效应的相关研究 (Li et al., 2012; Tan et al., 2017)。例如, 杨瑞龙等 (2010) 发现, 父亲的党员身份对于子女收入有着显著的正向影响。但是对于党员身份效应及其溢出效应的背后机制, 现有文献所提供的解释仍非常有限。具体来说, 到底是什么导致党员身份的溢出效应呢? 是政治租金, 还是不可观测变量所致的估计偏误, 是因为党员家庭更有可能在社会结构中占据更有优势的位置, 还是因为入党会促进个体甚至其子女的人力资本积累? 本文利用 67 所初中的“随机分班”政策作为自然实验, 直接观察了党员家长对于其子女同班同学的学业表现的效应, 并对班级氛围、师生关系等可能渠道进行了检验。总的来说, 本文的实证结果显示, 人力资本提升是导致党员身份效应及其溢出效应的一个重要机制。

1 数据

1.1 数据和主要变量描述

本文在实证分析中所采用的数据来自于 2013-2014 学年的中国教育追踪调查 (China Education Panel Survey, CEPS)。中国教育追踪调查以初中一年级 (7 年级) 和初中三年级 (9 年级) 两个同期群为调查起点, 以人口平均受教育水平和流动人口比例为分层变量从全国随机抽取了 28 个县级单位 (县、区、市) 作为调查点, 调查的执行以学校为基础, 在每个入样县 (区) 抽取 4 所初中, 并在每所入样学校中抽取 2 个七年级班和 2 个九年级班。CEPS 对于学生、家长和班主任都分别进行了问卷调查, 我们将这三方的信息进行了匹配。本文是将“随机分班”这一政策作为“拟实验”来进行因果识别的, 文献中通常认为, 如果同时符合三个条件, 则该观测是随机分班情况下的学生 (Gong et al., 2018; Gong et al., 2019; Hu, 2018; Luo and Pan, 2020), 本文也是这样定义随机分班的: (1) 校领导报告本学校对新生编排班级的标准是“随机或平均分配”; (2) 校领导报告本学校没有将八年级/九年级学生重新分班; (3) 同一学校和年级的所有班主任都报告称本班所在的年级的学生没有按成绩分班。本文的样本只保留了这些观测, 包括 67 所学校、205 个班级、8197 名学生。进一步的, 为了保证所有回归使用的样本都是一致的, 我们保留本文使用到的所有变量都不缺失的观测, 因此我们最终的样本量为 6076, 样本量和文献中使用的接近 (Gong et al., 2018; Gong et al., 2019; Hu, 2018; Luo and Pan, 2020)。其中, 学生在 2013 年秋季学期的语文、数学、英语期中考试成绩由被调查学校直接提供, 非学生自填。本文使用标准

化的语文、数学、英语成绩，标准化的成绩按学校、年级分别计算，调整为均值=70，标准差=10 的得分。中国教育追踪调查所使用的学生认知能力测试卷为国际通用的标准化认知能力水平测试卷，该测试题测量了学生的逻辑思维与问题解决能力，不涉及学校课程所教授的具体识记性知识。“认知能力得分”表示学生在认知能力测试中答对的题目数量。

本文使用的变量的描述性统计见表1所示。

表1 变量的描述性统计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
被解释变量					
A. 学生表现变量					
语文成绩	70.86	9.3	16.16	98.47	6076
数学成绩	70.71	9.62	17.51	145.11	6076
英语成绩	70.82	9.58	18.08	107.82	6076
认知能力(分)	10.63	3.74	0	22	6076
B. 家风变量					
父母约束上网时间（是=1）	0.65	0.48	0	1	6076
父母指导功课（是=1）	0.33	0.47	0	1	6076
父母要求成绩在班级前5名（是=1）	0.26	0.44	0	1	6076
父母期待你受高等教育（是=1）	0.85	0.36	0	1	6076
父母希望你居住在城市（是=1）	0.65	0.48	0	1	6076
父母对你未来有信心（是=1）	0.37	0.48	0	1	6076
B. 机制变量					
工作日投入多于2小时（是=1）	0.68	0.47	0	1	6076
周末时间投入多于2小时（是=1）	0.75	0.44	0	1	6076
朋友学习成绩优良（是=1）	0.94	0.23	0	1	6076
朋友学习努力刻苦（是=1）	0.94	0.24	0	1	6076
朋友逃课（是=1）	0.07	0.25	0	1	6076
朋友违反校纪（是=1）	0.1	0.3	0	1	6076
任课老师总课时（小时/周）	13	5.7	5	46.5	6076
任课老师备课时间（小时/周）	11.88	5.01	2	33	6076
任课老师批改作业、试卷时间（小时/周）	12.55	5.73	3	45	6076
任课老师总工作时间（小时/周）	47.63	36.55	19	600	6076
家长主动联络学校老师（是=1）	0.14	0.35	0	1	6076
家长不同意教育孩子全是老师的责任（不同意=1）	0.29	0.45	0	1	6076
家长认为老师认真负责（是=1）	0.53	0.5	0	1	6076
家长认为老师有耐心（是=1）	0.46	0.5	0	1	6076
有受高等教育的期待（是=1）	0.87	0.34	0	1	6076
希望将来居住在城市（是=1）	0.76	0.43	0	1	6076

父母期待你受高等教育（是=1）	0.85	0.36	0	1	6076
父母希望你居住在城市（是=1）	0.65	0.48	0	1	6076
关键解释变量					
班级学生家长是党员的比例	0.14	0.11	0	0.49	6076
控制变量					
六年级成绩是否班级前五名（是=1）	0.25	0.43	0	1	6076
学生性别（男=1）	0.49	0.5	0	1	6076
学生年龄	13.44	1.22	11	17	6076
是否本地户口（是=1）	0.19	0.39	0	1	6076
学生是农业户口	0.45	0.5	0	1	6076
是否独生子女（是=1）	0.47	0.5	0	1	6076
家庭子女个数	1.58	0.78	1	10	6076
班级人数	47.75	14.22	15	88	6076
家长受高中及以上教育（是=1）	0.46	0.5	0	1	6076
家长是党员（是=1）	0.14	0.35	0	1	6076
班主任年龄	37.77	6.88	23	60	6076
班主任教龄	15.98	7.45	1	38	6076

注：数据来源为中国教育追踪调查，样本为随机分班学校的学生。语文、数学、英语成绩是以均值=70、标准差=10的方式标准化后的2013年秋季学期的期中考试成绩，认知能力得分是学生在认知能力测试中答对的题目数量。班级学生家长是党员的比例指的是除学生*i*外班级学生家长是党员的比例。因为本文只选取了随机分班的样本，所以语数英成绩和标准化的成绩有些许差异。

1.2 对于班级中党员家长比例的随机性检验

在“随机分班”的政策之下，一个学生会和什么样家庭背景的同龄人同班学习是随机的，因此可以将之作为一个自然实验的机会。这意味着，尽管去识别家长党员身份的直接效应是比较困难的，但是去识别党员家长对其子女的同学所产生的溢出效应却是有可能的。一个自然实验在因果识别上的有效性，取决于样本被分配到处理组和对照组的过程是否足够随机。比如，假设党员家长更有能力去干预分班的过程，使得他们的子女能被分配到学生初始成绩更好或者老师更有经验的班级，那么分班过程就不再是随机的，会使得对效应的估计存在偏误。

表2 平衡假设检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	不控制任何固定效应			控制学校年级固定效应		
	估计系数	标准误	样本量	估计系数	标准误	样本量
学生特征						
六年级成绩在班级前五名	0.219**	(2.69)	6076	0.265	(1.95)	6076
性别	-0.0804	(-1.35)	6076	-0.251	(-1.88)	6076
年龄	-0.208	(-0.28)	6076	-0.383*	(-2.43)	6076
本地户口	-0.408***	(-4.16)	6076	-0.114	(-1.06)	6076
农业户口	-1.578***	(-13.55)	6076	-0.251	(-1.64)	6076

独生子女	-1.294***	(-11.70)	6076	-0.285*	(-2.43)	6076
家庭特征						
家庭子女个数	-1.674***	(-9.58)	6076	-0.116	(-0.57)	6076
家长受过高中及以上教育	1.585***	(16.68)	6076	0.202	(1.21)	6076
班级特征						
班级人数	35.81***	(3.74)	6076	11.88	(1.67)	6076
班主任年龄	17.82***	(3.81)	6076	-0.966	(-0.12)	6076
班主任教龄	19.60***	(3.90)	6076	1.096	(0.12)	6076

注：数据来源为中国教育追踪调查（CEPS），样本为随机分班的学校。

为了验证分班过程的随机性，本文按照之前研究所述的方法（Marmaros and Sacerdote, 2006; Sacerdote, 2001），检验了关键自变量和事前变量之间的相关性。具体来说，我们将与学生特征、家庭特征和班级特征相关的一系列事前变量（包括六年级成绩是否在班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、家长是否受过高中及以上教育、班级人数、班主任年龄、班主任教龄）对班级中的党员家长比例进行回归。从表 2 中的回归结果可以看到，当我们控制了学校年级固定效应后（本文利用的随机分班情况下的班级之间的差异性恰恰发生在学校年级层面），班级中党员家长比例与大部分的学生特征、家庭特征和班级特征的事前变量之间并不存在统计上显著的相关性，年龄和是否是独生子女是两个例外，然而系数比较小。例如，虽然年龄的估计系数是显著的，可是估计值意味着，班级党员比例增加 10 个百分点，与学生的年龄增加 0.04 岁相关。其他一些同样使用 CEPS 数据的研究也针对“随机分班”的有效性做了类似的检验，所得到的结论与我们相一致（Gong et al., 2018; Gong et al., 2019; Hu, 2018; Luo and Pan, 2020）。总的来说，没有证据显示，样本中这些学校的“随机分班”政策在执行过程中受到了系统性的干扰，所以这是一个较为有效的自然实验。

2 实证结果

2.1 党员家长的家庭教育

在检验党员家长对于子女所在班级中其他同学的影响之前，我们首先需要确认党员家长在家庭教育上对其子女的期望更高、投入更大、要求更严格，否则正向的溢出效应就无从谈起。需要说明的是，此处所估计的是相关性，只是考察党员家长和非党员家长在家庭教育方面是否存在显著差异，不能将之理解为党员身份的因果效应。具体来说，本文首先估计了下面这个回归方程：

$$family_i = ccp_member_i + X_i + FE + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中结果变量 ($family_i$) 包括学生的成绩和认知能力以及衡量家庭教育的变量, 衡量家庭教育的变量具体指父母是否约束学生上网时间、父母是否指导功课、父母是否要求成绩在班级前5名、父母是否希望孩子受高等教育、父母是否希望孩子居住在大城市、父母是否对孩子未来有信心等。解释变量 (ccp_member_i) 为家长是否是党员的虚拟变量 (是=1, 否=0)。控制变量 (X_i) 包括学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。回归只保留了随机分班的学校。标准误聚集在班级层面。

表3 党员家长和学生表现、家庭教育

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)		
	学生表现				家庭教育					
	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分	父母约束 上网时间 (是=1)	父母指导功课 (是=1)	父母要求成 绩在班级前 5名(是 =1)	父母希望孩 子受高等教 育	父母希 望孩子 居住在 大城市	父母对 孩子未 来有信 心
党员家长	1.065***	0.886***	1.379***	0.138	0.047**	0.033**	0.056***	0.022**	0.035*	0.045**
	(0.352)	(0.338)	(0.343)	(0.130)	(0.019)	(0.017)	(0.016)	(0.011)	(0.019)	(0.018)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
学校年级 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	6,070	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076
R ²	0.167	0.201	0.118	0.201	0.336	0.062	0.133	0.179	0.166	0.105

注：数据来源为中国教育追踪调查 (CEPS)，样本为随机分班学校的学生。本表报告了家长是党员的家庭和学生的成绩、认知能力、家庭教育的相关性。回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、** 和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平显著。

如表3所示, 平均而言, 无论是学生表现还是父母对子女的要求、投入和期待, 党员家长都要显著高于非党员家长。首先, 相较于非党员父母的学生, 党员父母的学生语文、数学、英语成绩显著高1.065、0.886、1.379分, 认知能力没有显著更好; 在党员家庭中, 父母约束子女上网的可能性显著多4.7%, 父母指导功课的可能性显著多3.3%, 父母要求成绩在班级

前5名的可能性显著多5.6%；父母对子女的期待更高，期待子女受高等教育的显著多2.2%，期待子女居住在大城市的显著多3.5%，对子女的未来有信心显著多4.6%。

尽管此处所估计的只能理解为组间存在显著差异而非因果关系，但本文的目标不是去识别党员身份对于子女教育的直接效应。我们好奇的是，给定党员家长对其子女的家庭教育更高，他们的家庭教育会否对其子女的同班同学产生一定的溢出效应？如果存在明显的溢出效应，导致这种溢出效应的机制又是怎样的。

2.2 班级党员家长比例和学生表现

同侪效应是劳动经济学研究中的一个经典研究话题。Manski (1993) 对同侪效应做了开创性的研究，此后有大量文献证明了同侪效应的存在并尝试测量其大小。例如，Boozer and Cacciola (2001)，Hanushek et al. (2003)，Hoxby (2000)，Vigdor (2006)，Vigdor and Nechyba (2007) 基于小学和中学的样本在班级层面展开研究，发现学生的学业成绩会受到其同班同学的背景和表现的影响。Sacerdote (2001) 和Zimmerman (2003) 分别使用一所美国大学随机分配宿舍的政策作为自然实验的机会，对同侪效应进行了因果识别。类似地，本文则是将“随机分班”政策作为自然实验的机会。不同的是，我们所关心的不是学生之间的直接同侪效应，而是来自于学生家长的溢出效应。

为了检验党员家长的家庭教育会否对其子女的班级教育产生溢出效应，本文首先用学生的学业成绩和认知表现对其所在班级的党员家长比例做回归。由于每个班的党员家长比例是由“随机分班”程序决定的，这一变量是相对外生的，对它的估计不会受到内生性的干扰。具体来说，我们估计以下回归方程：

$$Y_i = \text{prop_ccp}_{ij} + X_i + FE + \xi_i \quad (2)$$

回归分析的观测单位是学生在2013-2014学年度的情况。其中，结果变量 (Y_i) 可以是学业成绩、认知表现以及班级教育的相关变量。其中，衡量学生学业成绩和认知表现的变量包括学生在语、数、英三科上的成绩和认知能力测试得分。其中衡量班级教育的变量则包括：学生的学习时间投入与朋友行为（学生在工作日和周末的学习时间投入，以及对周围朋友相关行为的报告），老师的工作投入（任课老师备课时间、任课老师批改作业试卷时间、任课老师总工作时间、任课老师总课时），家长与老师的关系和家长对老师的评价，以及学生和家長对学生未来的期待。解释变量 (prop_ccp_{ij}) 是除学生*i*外班级学生家长是党员的比例。控制变量 (X_i) 包括学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否

是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。回归只保留了随机分班的学校。标准误聚集在班级层面。

按照本文的研究假说，我们预期党员家长会在班级层面产生正向溢出效应，也即是解释变量的系数在学业成绩和认知表现的回归中应是显著为正。如表4面板A的回归结果所示，班级中的党员家长比例越高，学生在语、数、英三科上的学业成绩表现就会越好，然而我们没有发现党员家长比例对学生的认知能力表现有显著影响。面板B和面板C中的结果又进一步表明，党员家长的正向溢出效应主要是集中在那些家长不是党员的学生中间。具体来说，班级中的党员家长比例每提高1个标准差（0.11），那些家长不是党员的学生标准化的语、数、英成绩会分别显著提高2.09分、1.34分和1.59分。他们在认知能力测试中的得分没有显著提高。但是对于那些其家长本身就是党员的学生来说，党员家长比例则没有产生显著影响。这意味着，党员家长之所以能产生正面溢出效应，可能是因为他们具备非党员家长所欠缺的某种态度、能力或资源，所以溢出效应会在那些家长不是党员的学生中间所产生的边际效应更显著。从社会分层角度去看，党员家长所产生的这种溢出效应，有助于缩小党员家庭和非党员家庭在人力资本投资上的差距，并进而减少教育的社会不平等。

表 4 学业成绩和认知表现

	(1)	(2)	(3)	(4)
	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分
面板 A: 全样本				
党员家长比例	17.678*** (3.761)	10.794*** (3.852)	13.321*** (3.635)	2.698 (1.967)
样本量	6,076	6,076	6,076	6,076
R ²	0.201	0.118	0.201	0.336
面板 B: 父母不是党员的学生				
党员家长比例	19.017*** (4.075)	12.161*** (4.105)	14.439*** (4.058)	3.193 (2.022)
样本量	5,219	5,219	5,219	5,219
R ²	0.207	0.125	0.210	0.333
面板 C: 父母是党员的学生				
党员家长比例	7.828 (5.516)	-1.456 (6.761)	-2.791 (5.196)	-3.633 (2.692)
样本量	846	846	846	846
R ²	0.285	0.204	0.268	0.421

控制变量	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是

注：数据来源为中国教育追踪调查（CEPS），样本为随机分班学校的学生。本表报告了班级学生家长是党员的比例对学生的语、数、英各科平均成绩和认知能力得分的影响。语文、数学、英语成绩是以均值=70、标准差=10的方式标准化后的2013年秋季学期的期中考试成绩，认知能力得分是学生在认知能力测试中答对的题目数量。所有回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、**和* 分别代表在1%、5%和10%的水平显著。

2.3 稳健性检验——既是机制又是混杂因子的家长受教育水平、收入和职业

已有许多研究发现父母的教育程度、健康状况等对子女的教育水平、健康状况等等存在明显影响（Behrman and Rosenzweig, 2002; Black et al., 2005; Case et al., 2002; Chen and Li, 2009; Plug, 2004）。党员家长的平均受教育水平要比非党员家长更高³。党员家长之所以会对子女教育更加积极主动，并进而对班上其他同学产生溢出效应，或许和他们更高的受教育水平有关，而且家长的受教育水平在班级层面的溢出效应已在近期文献中得到了确认（殷戈等，2020）。这意味着，一方面，受教育水平是党员家长对班级产生正面溢出效应的机制之一。如果在回归方程中对其进行控制，会导致对溢出效应的低估。另一方面，受教育水平是一个既影响家长获得党员身份的概率，又导致正面溢出效应的变量。不控制可能产生遗漏变量问题，导致系数被错误地高估。同样的，父母的收入和职业也有应当考虑。

4

为了保证估计结果的稳健性，本文将班级中家长受过高中及以上教育的比例、高收入家长比例和任机关领导的家长比例等变量添加到回归方程，然后观察关键变量的系数估计值的变化程度。稳健性检验的回归结果报告在表5中。与我们的预期相一致，在控制了高中以上文化程度家长比例、高收入家长比例和任机关领导的家长比例后，估计得到的党员家长比例的系数出现了一定程度下降。具体来说，语、数、英三科考试成绩的回归中估计得到的党员家长比例的系数平均来说下降了五分之一左右，但是仍然在统计上显著。然而，至少就学业成绩来说，家长的受教育水平、收入和职业只能解释党员家长的溢出效应中的小部分，党员家长还通过其他一些因素产生影响。这些因素既可能包含党组织在考察入党申请人时会考虑的一些道德品行和非认知能力，也可能是成为党员之后所受到的教育、培养和熏陶。除此之外，这些结果也表明，在控制了高教育家长比例、高收入家长比例和任机关领导的家长比例这些重要的潜在混杂因子之后，本文的主要结论总体上仍是稳健的。

³ 样本中党员家长中受高中及以上教育的比例是 73.28%，党员家长中受高中及以上教育的比例是 41.14%。

⁴ 除本小节外，本文的回归均不控制这三个比例。

表 5 控制班级中高中以上学历家长的比例、高收入家长比例和任机关领导的家长比例

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	
	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分	
党员家长比例	14.927*** (3.604)	8.476** (3.799)	10.607*** (3.409)	1.386 (1.854)	17.743*** (3.709)	12.049*** (3.821)	14.667*** (3.642)	2.513 (1.942)	16.456*** (3.829)	8.034* (4.110)	11.706*** (3.830)	2.392 (2.055)	15.142*** (3.595)	8.430** (4.058)	11.798*** (3.663)	1.499 (1.909)	
家长受过高中以上教育的比例	8.111*** (2.381)	6.832** (2.764)	8.000*** (2.326)	3.870*** (1.023)									8.560*** (2.523)	5.103* (3.028)	7.433*** (2.412)	4.433*** (1.091)	
高收入家长比例					0.430 (3.469)	8.319** (4.163)	8.922** (4.268)	-1.226 (1.954)						-1.097 (3.332)	7.567* (4.380)	7.642* (4.441)	-2.043 (1.902)
任机关领导的家长比例									3.919 (3.625)	8.848** (3.810)	5.180 (3.853)	0.983 (1.639)	-1.707 (3.584)	5.687 (4.177)	0.496 (3.737)	-1.966 (1.669)	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	
样本量	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	
R ²	0.203	0.119	0.203	0.339	0.201	0.118	0.202	0.336	0.201	0.119	0.202	0.336	0.203	0.120	0.204	0.339	

注：数据来源为中国教育追踪调查（CEPS），样本为随机分班学校的学生。语文、数学、英语成绩是以均值=70、标准差=10的方式标准化后的2013年秋季学期的期中考试成绩，认知能力得分是学生在认知能力测试中答对的题目数量。所有回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平显著。

2.4 异质性

本文的基线回归结果（见表4）显示，党员家长在班级层面上的溢出效应主要发生在那些家长不是党员的学生中间。这意味着，这一溢出效应对不同对象群体所产生的效果也不相同。为了进一步探究溢出效应的异质性，本文又将学生群体进一步做了分组，然后对各个子样本分别再做了回归分析，并将结果汇报在表6中。我们发现，对溢出效应的系数估计在语文、数学和英语这三科学业成绩的各个分组回归中均保持统计上显著。

分组回归的结果显示，党员家长对学业成绩的溢出效应在农业户口样本中要比在城市户口样本中更为明显。这可能是因为农村户籍的学生比城市户籍的学生更缺乏信息、资源、对未来的期待以及家长与老师的沟通，这使得他们能从党员家长溢出效应中获益。与之前发现类似，这一结果表明，溢出效应有助于减少人力资本积累的社会不平等。实证结果还显示，溢出效应对学业成绩的影响虽然在男生组和女生组中均在统计上显著，但是，溢出效应的系数绝对值在男生组中要更大一些，这与Ficano（2012）关于大学生中学业成绩的同侪效应的研究相一致。具体来说，由于个性特质和社交模式的差异，男生对同侪效应的反应会比女生更为敏感。

表6 溢出效应的异质性：基于户口类型和性别分组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分	语文分数	数学分数	英语分数	认知得分
面板 A: 按学生性别分组								
	男生				女生			
党员家长比例	20.963*** (4.799)	13.152** (5.548)	19.833*** (4.954)	2.931 (2.376)	13.880*** (3.754)	7.364** (3.566)	6.216* (3.680)	1.684 (1.803)
样本量	2,992	2,992	2,992	2,992	3,084	3,084	3,084	3,084
R ²	0.130	0.137	0.149	0.354	0.185	0.162	0.202	0.351
面板 B: 按学生是否农业户口分组								
	农业户口				非农业户口			
党员家长比例	24.616*** (5.465)	14.631** (6.079)	12.445* (6.348)	2.193 (2.501)	13.059*** (4.082)	9.111** (4.376)	11.257*** (3.651)	2.568 (2.049)
样本量	2,733	2,733	2,733	2,733	3,341	3,341	3,341	3,341
R ²	0.228	0.133	0.214	0.345	0.224	0.148	0.222	0.311
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

注：数据来源为中国教育追踪调查（CEPS），样本为随机分班学校的学生。本表报告了班级学生家长是党员的比例对不同的学生的语、数、英各科平均成绩和认知能力得分的影响。语文、数学、英语成绩是以均值=70、标准差=10的方式标准化后的2013年秋季学期的期中考试成绩，认知能力得分是学生在认知能力测试中答对的题目数量。所有回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、年龄、是否本地户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否是党员、班

主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等，面板 A 还控制了是否农业户口，面板 B 还控制了性别。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、** 和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平显著。

2.5 班级党员家长比例和班级环境

在检验了党员家长的溢出效应及其影响的异质性之后，本文又进一步去探讨产生这种溢出效应的潜在机制。具体来说，为什么那些在党员家长比例较高的班级中就读的学生会有更好的学业表现？什么是这一溢出效应的实质？党员家长究竟使得班级环境的哪些方面发生了改变，是班级学习氛围，还是教师行为 and 家师关系，或者是学生的上进心？本文接下来从班级学习氛围、教师行为、家师关系以及学生和家长对未来的期待四个方面去讨论导致党员家长溢出效应的可能机制。

首先，本文在表7中报告了党员家长比例对学生的学习时间投入与朋友行为的影响。回归结果表明，班级中党员家长的比例显著提高了学生的学习时间投入。另外，班级中的党员家长比例越高，报告身边朋友学习成绩好和刻苦努力的学生比例相应越高，报告身边朋友存在逃课和违反校纪的学生比例则相应地越低。具体来说，党员家长比例每提高1个标准差（0.11），学生在工作日学习投入多于2小时的可能性会显著提高5.73个百分点，周末时间投入多于2小时的可能性会显著提高5.07个百分点，报告朋友学习成绩优良和朋友学习努力刻苦的概率会分别显著地提高2.57和1.25个百分点，报告朋友朋友逃课、违反校纪的概率则分别显著降低1.13和1.37个百分点。这可能是因为党员家长对其子女的教育投入更大、要求和管束更严格，所以他们的子女在学业成绩上的表现更好，存在不良行为的概率更低。更重要的是，来自党员家庭的学生的日常表现还会产生类似于宏观经济学中的乘数效应效果，Manski（1993）称之为“反射效应”。具体来说，日常表现较好的学生会对班上与其接触的学生产生正向的同侪效应，那些受到他们影响的学生又会进而对其他学生产生同侪效应。因此，班级间在党员家长比例上较小的差异，会因为这种“反射效应”而被逐步放大，进而对整个班级的学习氛围产生影响。

表 7 学生的学习时间投入与朋友行为

	(1)	(2)	(3)	(4)		
	工作日投入 多于 2 小时 (是=1)	周末时间投 入多于 2 小 时 (是=1)	朋友学习成 绩优良 (是 =1)	朋友学习努 力刻苦 (是 =1)	朋友逃课 (是=1)	朋友违反 校纪 (是 =1)
党员家长比例	0.521** (0.203)	0.461*** (0.144)	0.234*** (0.060)	0.114** (0.052)	-0.103* (0.056)	-0.125* (0.074)

控制变量	是	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076	6,076
R ²	0.208	0.109	0.058	0.065	0.078	0.110

注：数据来源为中国教育追踪调查（CEPS），样本为随机分班学校的学生。本表报告了班级学生家长是党员的比例和学生的学习时间投入与朋友行为的因果关系。回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、** 和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平显著。

在表8中所报告的结果是从任课教师层面对溢出效应的机制进行的分析。实证结果显示，班级中的党员家长比例上升会提高老师对教学工作投入更多的时间和精力。具体来说，党员家长比例每提高1个标准差（0.11），任课老师每周的备课时间、批改作业试卷时间和工作时间会分别显著地提高1.58、1.76和4.04个小时。值得注意的是，任课老师总课时没有增加，这是符合事实的，因为排课是固定的。所以老师工作的投入的增加来自于非课时时间。前人的相关研究已经确认，教师的投入会对学生的成绩产生显著的正向影响（Bold et al., 2017; Kremer et al., 2013）。因此，教师投入更多的时间可能是党员家长产生正面溢出效应的渠道之一。

表 8 老师的工作投入

	(1)	(2)	(3)	(4)
	任课老师备课 时间（小时/ 周）	任课老师批改 作业、试卷时 间（小时/周）	任课老师总工作 时间（小时/ 周）	任课老师总课时 （小时/周）
党员家长比例	14.389*** (4.203)	15.978*** (4.356)	36.759*** (9.254)	1.385 (2.359)
控制变量	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是
样本量	6,076	6,076	6,076	6,076
R ²	0.767	0.859	0.808	0.943

注：数据来源为中国教育追踪调查（CEPS），样本为随机分班学校的学生。本表报告了班级学生家长是党员的比例和老师的工作投入的因果关系。回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、** 和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平显著。

接下来，本文考察了班级中的党员家长比例对于家师关系的影响，并将结果报告在表9之中。总的说来，班级中的党员家长比例越高，家长与任课教师之间的沟通越密切、关系越融洽。具体来说，党员家长比例每提高1个标准差（0.11），家长主动联络学校老师的概率

会提高4.93个百分点，家长不同意教育孩子全是老师的责任的概率显著提高3.87个百分点，家长认为老师认真负责以及认为老师有耐心的概率分别显著提高5.13个百分点和4.91个百分点。首先，家长会更重视和老师之间的沟通联络，并更能认识到孩子教育并不全是老师的责任。这意味着，党员家长的溢出效应还体现在改变了班级中其他家长的观念和意识。这种观念意识的改变有助于增进家长和老师在孩子教育上的团结协作。教育学文献强调，学校教育和家庭教育之间是相互补充的关系，这二者的协调合作有助于提升教育成效（Nordblom, 2003；吴霓和叶向红，2012）。因此，这也可能是党员家长对学业成绩产生正向溢出效应的一个机制。其次，实证结果表明，在党员家长比例较高的班级中，家长对教师的工作有更正面的评价。这与前面有关教师会对工作投入更多时间的发现相一致。

表 9 家长与老师的关系和对老师的评价

	(1)	(2)	(3)	(4)
	家长主动联络学 校老师（是=1）	家长不同意教育 孩子全是老师的 责任（不同意=1）	家长认为老 师认真负责 （是=1）	家长认为老 师有耐心 （是=1）
党员家长比例	0.448*** (0.116)	0.352** (0.148)	0.466** (0.190)	0.446*** (0.170)
控制变量	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是
样本量	6,076	6,076	6,076	6,076
R ²	0.095	0.041	0.122	0.115

注：数据来源为中国教育追踪调查（CEPS），样本为随机分班学校的学生。本表报告了班级学生家长是党员的比例和家长与老师的关系、对老师的评价的因果关系。回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家长是否受高中及以上教育、家长是否是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、** 和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平显著。

最后，党员家长通常对职业发展有更多认识，对高等教育的回报有更多理解，进而对于其子女的教育成就有更高的期待。这些认识和理解可以在学生之间和家长之间传播，产生外溢效应。因此，党员家长还会通过影响非党员家庭的家长和学生教育成就的期待来产生溢出效应。表10中报告了班级中的党员家长比例会对家长和学生的教育期待所产生的影响。具体来说，党员家长比例每提高1个标准差（0.11），学生对未来接受高等教育的期待会显著提高2.95个百分点，父母对子女未来受高等教育的期待会显著提高2.67百分点，然而不论是父母还是学生本人都没有表现出显著更高的未来在大城市居住的期待。这表明，班级中的党员家长比例越高，家长和学生对于未来接受高等教育的期待越高。教育学和心理学文献表明，

学生的教育期待和自我效能有助于他们在读书期间获得更好的学业成绩 (Lecompte et al., 1983; McKenzie and Schweitzer, 2001)。除此之外, 在一些文化中, 父母的教育期待也会对子女的学业成绩产生显著的正面影响 (Yamamoto and Holloway, 2010)。因此, 党员家长所带来的学生和家长的期望和自信心提升, 可以转化成学业成绩的进步。

表 10 学生和家長对学生未来的期望

	(1)	(2)	(3)	(4)
	学生的期望 (是=1)		父母对子女的期望 (是=1)	
	受高等教育	居住在大城市	受高等教育	居住在大城市
党员家長比例	0.268*** (0.094)	0.017 (0.111)	0.243** (0.106)	-0.081 (0.116)
控制变量	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是
样本量	6,076	6,076	6,076	6,076
R ²	0.168	0.094	0.166	0.105

注: 数据来源为中国教育追踪调查 (CEPS), 样本为随机分班学校的学生。本表报告了班级学生家长是党员的比例和学生和家長对学生未来的期望的因果关系。回归均控制了学生六年级成绩是否班级前五名、性别、年龄、是否本地户口、是否农业户口、是否独生子女、家庭子女个数、班级人数、家長是否受高中及以上教育、家長是否是党员、班主任年龄、班主任教龄和学校年级固定效应等。括号内为聚类于班级层面上的标准误。***、** 和* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平显著。

3 结论

本文以党员家長对其子女所在班级同学的溢出效应为例, 研究了中国社会环境下社会资本在人力资本形成中所发挥的作用。本文利用“随机分班”政策作为自然实验, 发现班级中的党员家長比例对学业成绩有正向的因果效应, 而且这种效应主要集中在那些家長不是党员的学生群体中间。具体来说, 班级党员家長比例每提高1个标准差 (0.11), 家長不是党员的学生的标准化语文、数学和英语成绩会显著提高2.09分、1.34分和1.59分。进一步的机制检验发现, 党员家長会从班级学习氛围、教师工作态度、家师关系、以及学生和家長对高等教育的期望和信心等几个方面对班级环境产生正面影响。具体来说, 较高的党员家長比例能显著促进良好班级学习氛围的形成、老师更为努力工作, 家長和老师的关系显著融洽, 学生和家長对未来接受高等教育有更高期望。

除了学术价值之外, 本文还具有很强的现实意义。首先, 我们发现党员家長的正向溢出效应主要集中在那些家長不是党员的学生中间。这意味着, 在家庭教育领域中, 充分发挥党员的先锋模范作用, 也有助于减少人力资本积累的社会不平等, 有助于实现整个社会的共同

进步。其次，党组织对党员素质的教育和培养、对党员作风的批评和要求，不仅有助于党员自身的进步，有助于党的事业发展，还会正面地影响党员对其子女的家庭教育，而且这些影响还会对其子女的同学和朋友产生外溢效应。第三，机制分析部分的结果显示，人力资本积累是一个复杂的过程。在这过程中，班级氛围、教师态度、家师关系以及家长和学生对未来接受高等教育的期待都扮演着重要角色。如果能从政策上将党员家长所带来的外溢效应转化成一些常规性的培训和工作，例如加强家长观念教育、强化家师关系、给家长和学生树立正确的教育预期等等，将有助于教育质量的提升和教育公平的实现。

参考文献

1. 程名望, 史清华, Jin Y, 等. 2016. 市场化、政治身份及其收入效应——来自中国农户的证据[J]. 管理世界, (3): 46-59.
2. 刘和旺, 王宇锋. 2010. 政治资本的收益随市场化进程增加还是减少[J]. 经济学(季刊), 9(3): 891-908.
3. 吴霓, 叶向红. 2012. 学校、家庭、社区三方联动促进教育协调发展的现状及对策——基于北京市石景山区教育实践的思考[J]. 教育研究, 33(12): 134-139.
4. 杨继东, 章逸然. 2016. 政治身份与收入差距——基于中国社会综合调查数据的研究[J]. 世界经济文汇, (4): 54-79.
5. 杨瑞龙, 王宇锋, 刘和旺. 2010. 父亲政治身份、政治关系和子女收入[J]. 经济学(季刊), 9(3): 871-890.
6. 殷戈, 黄海, 黄炜. 2020. 人力资本的代际外溢性——来自“别人家的父母”的证据[J]. 经济学(季刊), 19(04): 1491-1514.
7. Appleton S, Knight J, Song L, et al. 2009. The economics of communist party membership: The curious case of rising numbers and wage premium during China's transition[J]. *The Journal of Development Studies*, 45(2): 256-275.
8. Barro R J. 1991. Economic growth in a cross section of countries[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 407-443.
9. Becker G S, Murphy K M, Tamura R. 1990. Human capital, fertility, and economic growth[J]. *The Journal of Political Economy*, 98(5): S12-S37.
10. Behrman J R, Rosenzweig M R. 2002. Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation?[J]. *The American Economic Review*, 92(1): 323-334.
11. Black S E, Devereux P J, Salvanes K G. 2005. Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital[J]. *The American Economic Review*, 95(1): 437-449.
12. Bold T, Filmer D, Martin G, et al. 2017. Enrollment without learning: Teacher effort, knowledge, and skill in primary schools in Africa[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 31(4): 185-204.
13. Boozer M A, Cacciola S E. 2001. Inside the 'black box' of project star: Estimation of peer effects using experimental data[R]. Economic Growth Center Discussion Paper. No. 832.
14. Case A, Lubotsky D, Paxson C. 2002. Economic status and health in childhood: The origins of the gradient[J]. *The American Economic Review*, 92(5): 1308-1334.
15. Chen Y, Li H. 2009. Mother's education and child health: Is there a nurturing effect?[J]. *Journal of Health Economics*, 28(2): 413-426.
16. Coleman J S. 1988. Social capital in the creation of human capital[J]. *The American Journal of Sociology*, 94S95-S120.
17. Ficano C C. 2012. Peer effects in college academic outcomes – gender matters[J]. *Economics of Education Review*, 31(6): 1102-1115.

18. Goldin C, Katz L F. 1999. Human capital and social capital: The rise of secondary schooling in America, 1910-1940[J]. *The Journal of Interdisciplinary History*, 29 (4) : 683-723.
19. Gong J, Lu Y, Song H. 2018. The effect of teacher gender on students' academic and noncognitive outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 36 (3) : 743-778.
20. Gong J, Lu Y, Song H. 2019. Gender peer effects on students' academic and noncognitive outcomes: Evidence and mechanisms[J]. *The Journal of Human Resources*, 918.
21. Hanushek E A, Kain J F, Markman J M, et al. 2003. Does peer ability affect student achievement?[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 18 (5) : 527-544.
22. Hoxby C M. 2000. Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation[R]. NBER Working Paper. No. 7867.
23. Hu F. 2018. Migrant peers in the classroom: Is the academic performance of local students negatively affected?[J]. *Journal of Comparative Economics*, 46 (2) : 582-597.
24. Knight J, Yueh L. 2008. The role of social capital in the labour market in China[J]. *The Economics of Transition*, 16 (3) : 389-414.
25. Kremer M, Brannen C, Glennerster R. 2013. The challenge of education and learning in the developing world[J]. *Science*, 340 (6130) : 297-300.
26. Kung J K S, Lee Y-f. 2001. So what if there is income inequality? The distributive consequence of nonfarm employment in rural China[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 50 (1) : 19-46.
27. Lecompte D, Kaufman L, Rousseeuw P, et al. 1983. Search for the relationship between academic performance and some psychosocial factors. The use of a structured interview[J]. *Acta psychiatrica Belgica*, 83 (6) : 598-608.
28. Li H, Liu P W, Zhang J, et al. 2007. Economic returns to communist party membership: Evidence from urban Chinese twins[J]. *The Economic Journal*, 117 (523) : 1504-1520.
29. Li H, Meng L, Shi X, et al. 2012. Does having a cadre parent pay? Evidence from the first job offers of Chinese college graduates[J]. *Journal of Development Economics*, 99 (2) : 513-520.
30. Liu Q. 2009. Unemployment and labor force participation in urban China[J]. *China Economic Review*, 20 (3) : 18-33.
31. Luo Y, Pan Z. 2020. Peer effects on student weight: Randomization evidence from China[J]. *Applied Economics*, 52 (58) : 6360-6371.
32. Manski C F. 1993. Identification of endogenous social effects: The reflection problem[J]. *The Review of Economic Studies*, 60 (3) : 531-542.
33. Marmaros D, Sacerdote B. 2006. How do friendships form?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 121 (1) : 79-119.
34. McKenzie K, Schweitzer R. 2001. Who succeeds at university? Factors predicting academic performance in first year Australian university students[J]. *Higher Education Research and Development*, 20 (1) : 21-33.

35. McLaughlin J S. 2017. Does communist party membership pay? Estimating the economic returns to party membership in the labor market in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 45 (4) : 963-983.
36. Morduch J, Sicular T. 2000. Politics, growth, and inequality in rural China: Does it pay to join the party?[J]. *Journal of Public Economics*, 77 (3) : 331-356.
37. Nikolov P, Wang H, Acker K. 2020. The wage premium of communist party membership: Evidence from China[R]. IZA Discussion Paper. No. 12874.
38. Nordblom K. 2003. Is increased public schooling really a policy for equality?[J]. *Journal of Public Economics*, 87 (9-10) : 1943-1965.
39. Pil F K, Leana C. 2009. Applying organizational research to public school reform: The effects of teacher human and social capital on student performance[J]. *Academy of Management Journal*, 52 (6) : 1101-1124.
40. Plug E. 2004. Estimating the effect of mother's schooling on children's schooling using a sample of adoptees[J]. *The American Economic Review*, 94 (1) : 358-368.
41. Romer P M. 1990. Endogenous technological change[J]. *The Journal of Political Economy*, 98 (5) : S71-S102.
42. Sacerdote B. 2001. Peer effects with random assignment: Results for Dartmouth roommates[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2) : 681-704.
43. Tan H, Guo C, Zhou Y. 2017. Cadre children and cognitive function of parents in China: The value of political connection[J]. *Chinese Sociological Review*, 49 (4) : 382-406.
44. Vigdor J, Nechyba T. 2007. Peer effects in north Carolina public schools[A], in Woessmann L, Peterson P E, eds: *Schools and the equal opportunity problem*, The MIT Press, Boston.
45. Vigdor J L. 2006. Peer effects in neighborhoods and housing[A], in Dodge K A, Dishion T J, Lansford J E, eds: *Deviant peer influences in programs for youth: Problems and solutions*, Guilford Press, New York.
46. Walder A G. 2002. Markets and income inequality in rural China: Political advantage in an expanding economy[J]. *American Sociological Review*, 67 (2) : 231-253.
47. Wang Q, Yu X. 2017. Family linkages, social interactions, and investment in human capital: A theoretical analysis[J]. *Journal of Comparative Economics*, 45 (2) : 271-286.
48. Wu X. 2006. Communist cadres and market opportunities: Entry into self-employment in China, 1978–1996[J]. *Social Forces*, 85 (1) : 389-411.
49. Yamamoto Y, Holloway S D. 2010. Parental expectations and children's academic performance in sociocultural context[J]. *Educational Psychology Review*, 22 (3) : 189-214.
50. Zimmerman D J. 2003. Peer effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 85 (1) : 9-23.

Social capital in the accumulation of human capital: the spillover effects of parent's CPC membership on child's classmates

Ge Yin, Wei Huang, Yi Zhou

Abstract: Using the spillover effects of CPC-member parents on their children's classmates as an example, we investigate the role of social capital in the accumulation of human capital in China's sociocultural context. This study employs the "random assignment of class" policy as a natural experiment. We find that, the share of CPC-member parents in a class has a positive impact on the academic performances and cognitive development of other classmates, and the impact is especially strong for students whose parents are not CPC members. More specifically, if the share of CPC-member parents increases by one standard deviation, students whose parents are not CPC members will perform 2.09, 1.34 and 1.59 points better in the Chinese literature, math, and English tests, and they also perform 0.25 point better in the cognitive test. Further mechanism explorations show that CPC-member parents have positive effects on class atmosphere, teacher's attitudes, parent-teacher relationship, and parent's and student's expectations toward higher-education.

Key words: CPC membership, social capital, human capital, spillover effects