

性别构成、溢出效应与学生表现： 来自班级同学兄弟姐妹的证据^{*}

晏正伟¹ 李兵²

摘要 本文使用中国教育追踪调查数据中的随机分班样本,研究了班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生表现的溢出效应。研究发现,班级同学兄弟姐妹性别构成中女性比例增加,显著提高了学生的学习成绩、认知能力和非认知能力等学生表现,这一结果在考虑到反射性问题和遗漏变量问题等后仍然保持稳健。本文进一步探索了内在机制,发现学生的努力程度以及学习态度是班级同学兄弟姐妹性别构成带来溢出效应的内在机制,并且发现学生勤奋是关键所在。其中,解释力分析结果表明,学生的努力程度以及学习态度具有高度的解释力。本文的研究为理解性别构成对人力资本积累的影响提供了新的视角。

关键词 性别构成;学生表现;溢出效应;同伴效应

0 引言

人力资本是长期经济增长的源泉,关注儿童阶段的学生表现有利于促进长期人力资本积累和经济社会发展(Heckman et al., 2006; 李晓曼和曾湘泉, 2012)。以往研究表明班级内部、社交网络内部和近邻内部等性别构成会对学习成绩等学生表现产生溢出效应(Lavy and Schlosser, 2011; Lu and Anderson, 2015; Hill, 2015),家庭内部的性别构成也会对学生表现产生明显溢出效应(Lei et al., 2017; Anger and Schnitzlein, 2017)。与以往文献不同,本文从班级同学的兄弟姐妹这个独特视角,研究了性别构成对学生表现的溢出效应。

以往关于社会交互的文献表明,学生的人力资本积累会受到性别构成带来的溢出效应的影响。同时,这种性别构成的溢出效应不仅存在于班级内部,还存在于社交网络内部和近邻内部等,理解这一效应有助于认识混合学校或者单一性别学校的优缺点。Lavy and Schlosser(2011)使用以色列的小学、初中和高中的数据,发现班级内部性别构成中女性比例越高,学生成绩越高。也有部分学者使用国内微观调查数据发现了类似的结论(Hu, 2015; Gong et al., 2021)。以上的文献主要探讨班级内部,还有部分学者研究了空间距离

^{*} 本研究受国家社会科学基金重大招标项目“城乡融合与新发展格局战略联动的内在机理与实现路径研究”(项目编号:21&ZD085);中央财经大学科教融合研究生学术新星孵化计划“方言与城市间贸易:基于文化和制度双重视角的解释”(项目编号:2024110)以及国家自然科学基金面上项目“竞争性市场环境与中国国际贸易比较优势”(项目编号:72473161)的资助。当然,文责自负。

1 晏正伟,中央财经大学经济学院硕士研究生,E-mail:yanzhengwei0203@163.com。

2 李兵(通信作者),中山大学岭南学院教授,E-mail:lukeice2000@163.com。

和社交网络中的性别构成带来的溢出效应。Lu and Anderson(2015)使用随机分座位的实验,发现座位分配在五名女孩附近会使得女孩的学习成绩显著增加0.2~0.3个标准差,但是对于男孩的学习成绩并没有显著影响。劳动经济学还有另外一支前沿文献,即家庭内部性别构成带来的溢出效应(Lei et al., 2017; Anger and Schnitzlein, 2017)。这类溢出效应与上述的文献略有不同,主要是因为这种溢出效应涉及家庭内部教育资源的分配。Lei et al. (2017)使用CFPS2010的数据,发现兄弟姐妹性别构成中女性比例越高,显著提高了男性的受教育程度。但是鲜有学者结合劳动经济学这两支文献进行研究,本文试图探讨班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生表现的溢出效应。

本文拟选取班级同学兄弟姐妹性别构成这个独特视角,利用2013—2014学年的中国教育追踪调查中随机分班样本,识别班级同学兄弟姐妹性别构成中女性比例对学生的学习成绩、认知能力和非认知能力等学生表现的溢出效应。我们发现,班级同学兄弟姐妹性别构成能够显著影响学生的表现,具有一定正向溢出效应。具体表现为,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例每提高1个标准差,学生的平均学习成绩提高0.035个标准差,认知能力提高0.080个标准差,非认知能力提高0.038个标准差。本文进行了异质性分析,我们发现班级同学兄弟姐妹性别构成对男生、家庭背景较好的学生、规模较小和教师能力较强的班级产生的正向溢出效应较大。为了理解内在机制,本文进行了机制分析,并对机制进行解释力分析,深入探究班级同学兄弟姐妹性别构成对学生表现产生正向溢出效应的内在机制。我们发现,学生的努力程度和学习态度是班级同学兄弟姐妹性别构成对学生表现产生溢出效应的潜在机制,并发现学生勤奋是关键所在。本文参考Heckman et al. (2013)和Gelbach(2016)的做法进行了解释力分析,发现潜在机制一共能够解释班级同学兄弟姐妹的性别构成影响学习成绩的100%,认知能力的4%以及非认知能力的100%,平均而言至少能够解释学生表现的68%。

本文贡献主要体现在以下三个方面。第一,与以往文献关注班级同学、相邻座位、社交网络和家庭兄弟姐妹性别构成的溢出效应不同,本文选取了班级同学兄弟姐妹这个独特视角,研究性别构成对学生表现的溢出效应,为理解性别构成和学生人力资本积累提供了一个新的视角。劳动经济学领域有两支前沿文献,一是社会交互在人力资本培养和发展过程中起到的作用,二是家庭内部的性别构成对人力资本投资的影响。通过班级同学兄弟姐妹的性别构成这个独特视角,本文为这两支前沿的文献建立了联系,指出家庭内部的性别构成不仅会影响学生的人力资本投资,也会对班级其他同学的人力资本积累产生外部性。第二,与以往多数文献仅关注同伴构成对学生某方面的影响不同,本文尽可能从学生的学习成绩、认知能力和非认知能力等多方面,研究班级同学兄弟姐妹的性别构成对于学生表现的溢出效应,丰富了同伴效应的相关文献。第三,目前学界对于班级同学兄弟姐妹的性别构成如何提高学生表现不甚明了。本文发现,学生的努力程度和学习态度是班级同学兄弟姐妹性别构成对学生表现产生正向溢出效应的内在机制,并从勤奋视角对这一机制进行了解释。进一步,本文进行了解释力分析,发现学生的努力程度和学习态度机制平均而言至少能够解释学生表现的68%,具有极高的解释力度。

本文后续安排如下:第1部分介绍了本文使用的数据和变量,提供了基本的描述性统计;第2部分是识别策略;第3部分介绍了实证模型,并讨论了实证结果;第4部分重点讨论了作用机制,并进行了解释力分析;第5部分是结论。

1 数据与变量

1.1 数据来源

本文主要使用的数据是由中国人民大学的中国调查与数据中心设计并实施的中国教育追踪调查(China Education Panel Survey,简称 CEPS)。该数据以 2013—2014 学年为基线,以七年级和九年级两个同期群为调查起点,采用分层多阶段(PPS)抽样方法在全国范围内抽取了 112 所学校、438 个班级、约 2 万名学生作为调查样本。CEPS2013—2014 学年收集了学生兄弟姐妹情况、期中阶段语数外的考试成绩、认知能力标准化测试、学校适应性、心理健康和受教育期望等信息,使得我们能够从班级同学兄弟姐妹的角度来研究性别构成对学生表现的溢出效应。

为了处理识别性别构成对学生表现的溢出效应所面临的内生性问题,本文主要使用随机分班样本。为此,参考 Gong et al. (2018, 2021)、陈媛媛等(2021)和 Xu et al. (2022)的做法,本文主要基于三个条件对随机分班样本进行筛选。第一,本文根据学校领导问卷,保留学校领导报告新生的分班规则是随机分配的样本;第二,本文根据学校领导问卷,保留学校在开学后没有进行重新分班的样本;第三,本文根据班主任问卷,倘若班主任报告学生所在年级是按成绩等分班,则剔除这部分样本所在的学校-年级组。此外,本文进一步剔除重要变量信息缺失的样本。经过上述数据清洗,本文得到了 6447 个学生样本。

1.2 变量选取

1.2.1 被解释变量

为了更全面地定义学生表现,本文选取的被解释变量包括学生的学习成绩、认知能力和非认知能力等。首先,CEPS 数据报告了学生在期中的语文、数学和英语三个科目的标准化考试成绩,本文将语数外三个科目的分数取平均值作为学习成绩;其次,CEPS 数据在调查中要求学生参与标准化认知能力测试,并且使用 3PL 模型得到认知能力测试的标准化分数。该测试采用国际通用的标准化认知能力测试卷,具有国际可比性的特点(Gong et al., 2018)。最后,参考 Gong et al. (2018, 2021)、Xu et al. (2022)以及晏正伟等(2025)的做法,本文从学校适应性、心理健康以及受教育期望三个角度构造非认知能力,通过主成分分析(PCA)的方法,生成平均值为 0,标准差为 1 的非认知能力综合变量。其中,学校适应性通过 CEPS 数据中的“我经常参加学校或班级组织的活动”“我对这个学校的人感到亲近”“我在这个学校里感到不无聊”和“我不希望去另外一个学校”四个问题进行加总来构造;心理健康是通过 CEPS 数据中的“抑郁”“不快乐”“生活没有意思”和“悲伤”四个抑郁指数进行逆向编码之后,加总得到的;受教育期望是通过 CEPS 数据中的“你希望自己读到什么程度”这一问题进行重新编码来构造。

1.2.2 关键解释变量

本文根据 CEPS 数据中的“你有几个亲生兄弟姐妹”这一问题定义学生兄弟姐妹的性别构成。该问题询问了学生的哥哥、弟弟、姐姐和妹妹的数量信息,本文使用学生兄弟姐妹中女性的数量除以学生的兄弟姐妹总数,来构造学生兄弟姐妹的性别构成^①。本文研究

① 此处兄弟姐妹也包括了学生自己。

的问题是班级同学兄弟姐妹性别构成对学生表现的溢出效应。因此,本文使用班级的平均值来定义关键解释变量,即班级同学兄弟姐妹的性别构成。上述提到的变量和控制变量的描述性统计列示在表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量：					
语数外平均学习成绩	6447	70.655	8.372	16.892	97.718
标准化认知能力	6447	0.180	0.862	-2.029	2.710
学校适应性	6447	12.989	2.454	4.000	16.000
心理健康	6447	16.098	3.391	4.000	20.000
受教育期望	6447	16.361	3.139	7.000	21.000
关键解释变量：					
班级同学兄弟姐妹性别构成	6447	0.481	0.072	0.194	0.738
兄弟姐妹性别构成	6447	0.492	0.432	0.000	1.000
控制变量-学生层面：					
性别(女性=1)	6447	0.492	0.500	0.000	1.000
年龄	6447	13.819	1.307	11.000	18.000
是否汉族(是=1)	6447	0.914	0.280	0.000	1.000
是否为农村户口(是=1)	6447	0.430	0.495	0.000	1.000
是否留守(是=1)	6447	0.179	0.383	0.000	1.000
是否流动(是=1)	6447	0.185	0.388	0.000	1.000
健康状况	6447	4.160	0.863	1.000	5.000
六年级语数外平均吃力程度	6447	3.045	0.693	1.000	5.000
是否留级(是=1)	6447	0.089	0.285	0.000	1.000
控制变量-家庭层面：					
父亲受教育年限	6447	11.051	3.319	0.000	19.000
母亲受教育年限	6447	10.461	3.554	0.000	19.000
家庭经济状况	6447	2.922	0.526	1.000	5.000
住宅是否有自来水(是=1)	6447	0.917	0.275	0.000	1.000
控制变量-班级层面：					
班主任性别	6447	0.675	0.468	0.000	1.000
班主任年龄	6447	37.743	6.901	23.000	60.000
班主任受教育年限	6447	15.977	0.539	15.000	19.000
班主任是否为优秀班主任(是=1)	6447	0.566	0.496	0.000	1.000
班主任是否结婚(是=1)	6447	0.906	0.292	0.000	1.000
班主任是否为师范院校毕业(是=1)	6447	0.948	0.223	0.000	1.000
班主任职称	6447	2.758	0.911	0.000	5.000
班主任是否兼任行政职务(是=1)	6447	0.184	0.388	0.000	1.000
班级规模是否为大班(40 名以上=1)	6447	0.687	0.464	0.000	1.000
班级流动学生比例	6447	0.192	0.206	0.000	0.960

2 实证策略

2.1 识别策略

本文在识别班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生表现的溢出效应时,可能面临自我选择问题和反射性问题,进而影响本文的因果推断。首先是自我选择问题,学生或者家长会根据需求自己选择就读学校,使得本文的结果可能是学生或者家长选择性的结果。其次是反射性问题,Manski(1993)指出我们在使用群体平均值来推断同伴行为是否会影响个体行为,存在着反射性问题。即带来本文结果主要有三个因素——相关效应、外生效应和内生效应。本文使用随机分班样本,能够很好地排除自我选择问题和相关效应,进而识别出本文的溢出效应。

本文识别班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生表现的溢出效应,依赖于随机分班样本中关键解释变量具有足够的变异程度(Variation)。为此,参考殷戈等(2020)的做法,本文对关键解释变量的变异程度进行了检验,以检验关键解释变量是否具有足够的变异来识别溢出效应。结果显示,没有控制学校和年级交互固定效应时,关键解释变量的标准差为 0.072;在本文进一步控制学校和年级交互固定效应之后,残差的标准差为 0.040,大于之前的 1/2,这说明本文具有足够的变异来进行识别。

2.2 平衡性测试

为了检验本文使用的随机分班样本的随机性,本文参考 Gong et al. (2021)和陈媛媛等(2021)等文献的做法,检验学生事前特征变量分配的随机性,包括年龄、是否汉族、是否流动、健康状况、六年级语数外平均吃力程度、父亲是否上大学、母亲是否上大学和家庭经济状况等变量。表 2 列示了以班级同学兄弟姐妹的性别构成作为被解释变量,学生事前特征作为控制变量的回归结果。结果显示,表 2 列(1)在没有控制学校和年级交互固定效应时,不少的学生特征变量的回归系数是显著的。为了检验分班样本的随机性,本文控制了学校和年级交互固定效应,即表 2 列(2)。结果显示,绝大多数的学生特征变量都和班级同学兄弟姐妹性别构成没有显著的相关性,只有极个别学生特征变量的系数是显著的,但是系数相对较小。本文进一步检验了学生特征变量的联合显著性,发现其 P 值大于 0.1,表明学生特征变量联合不显著。因此,本文可以认为分班样本满足随机性要求。

表 2 平衡性测试 1

	(1)	(2)
	班级同学兄弟姐妹性别构成	
年龄	-0.002	-0.000
	(0.003)	(0.000)
是否汉族	-0.003	-0.001
	(0.011)	(0.001)

续表

	(1)	(2)
	班级同学兄弟姐妹性别构成	
是否流动	-0.013 (0.008)	0.000 (0.001)
健康状况	0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)
六年级语数外平均吃力程度	0.010*** (0.003)	0.002** (0.001)
父亲是否上大学	0.013** (0.005)	0.001 (0.001)
母亲是否上大学	0.009** (0.004)	0.003* (0.002)
家庭经济状况	0.002 (0.003)	0.001 (0.001)
学校-年级固定效应	未控制	控制
联合显著性检验	2.63	1.58
检验 P 值	0.009	0.132
N	8601	8601
R^2	0.030	0.683

注：括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

除了检验学生特征变量的随机性,本文也进一步检验了班级资源分配的随机性。参考 Huang and Zhu(2020)的做法,本文使用班级同学兄弟姐妹性别构成作为被解释变量,班级资源作为控制变量进行回归,具体见表3。结果显示,在没有控制学校和年级交互固定效应的时候,不少班级资源变量是显著的;而本文进一步控制学校和年级交互固定效应之后,只有一个班级资源变量和班级同学兄弟姐妹性别构成存在显著的相关性,而且仅在10%的统计水平上显著。同时,本文也进行了班级资源变量的联合显著性检验,其 P 值大于0.1。本文通过以上两个平衡性测试,表明本文的分班样本满足随机性,能够识别出班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生表现的因果溢出效应。

表3 平衡性测试2

	(1)	(2)
	班级同学兄弟姐妹性别构成	
班主任性别	0.010 (0.013)	0.003 (0.017)
班主任年龄	-0.000 (0.001)	0.001 (0.002)
班主任受教育年限	0.001 (0.009)	-0.017* (0.010)
班主任是否为优秀班主任	0.012 (0.010)	-0.006 (0.013)

续表

	(1)	(2)
	班级同学兄弟姐妹性别构成	
班主任职称	-0.022 (0.018)	-0.002 (0.024)
班主任是否结婚	-0.048* (0.027)	-0.027 (0.030)
班主任是否为师范院校毕业	0.015* (0.008)	-0.004 (0.013)
班主任是否兼任行政职务	0.013 (0.014)	-0.018 (0.015)
班级规模是否为大班	-0.000 (0.012)	0.023 (0.041)
班级流动学生比例	-0.042 (0.028)	0.047 (0.062)
班级同学父亲上大学比例	0.091 (0.108)	-0.042 (0.127)
班级同学母亲上大学比例	0.020 (0.121)	0.199 (0.173)
学校-年级固定效应	未控制	控制
联合显著性检验	2.96	0.74
检验 P 值	0.001	0.707
N	205	205
R^2	0.128	0.735

注：括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3 模型与结果

3.1 计量模型

为了检验班级同学兄弟姐妹的性别构成对学习成绩、认知能力和非认知能力等学习表现的溢出效应，参考 Golsteyn et al. (2021) 的做法，本文构建了以下计量模型：

$$Y_{icgs} = \beta \text{Sibgenprop}_{cgs} + \gamma \text{Sibgender}_{icgs} + \theta X_{icgs} + \vartheta Z_{cgs} + \lambda_{gs} + \epsilon_{icgs} \tag{1}$$

其中， Y_{icgs} 是 s 学校 g 年级 c 班级中学生 i 的学习成绩、认知能力和非认知能力等学生表现； Sibgenprop_{cgs} 代表 s 学校 g 年级 c 班级中学生面临的班级同学兄弟姐妹性别构成 (Gender Composition of Siblings) 平均值，其系数 β 是本文关心的溢出效应； Sibgender_{icgs} 代表 s 学校 g 年级 c 班级中学生 i 自己兄弟姐妹的性别构成； X_{icgs} 是学生层面和家庭层面的控制变量，包括性别、年龄、是否汉族、是否为农村户口、是否留守、是否流动、健康状况、六年级语数外平均吃力程度、是否留级、父亲受教育年限、母亲受教育年限、家庭经济状况和住宅是否有自来水等变量； Z_{cgs} 是班级层面的控制变量，包括班主任的性别、年龄、受教育年限、是否为优秀班主任、是否结婚、是否为师范院校毕业、职称、是否兼任行政职务，以及班级规模是否为大班和班级流动学生比例等变量。此外，为了避免学生或者家长选择

就读学校的干扰,本文控制了学校和年级交互固定效应 λ_{gs} 。 ϵ_{icgs} 是随机误差项。本文的标准误聚类在班级层面。

3.2 基准结果

本文在回归之前首先将班级同学兄弟姐妹性别构成进行标准化,同时将自己兄弟姐妹的性别构成标准化。表 4 汇报了班级同学兄弟姐妹性别构成对学生表现溢出效应的回归结果。回归结果显示,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例越高,学生的学习成绩、认知能力和非认知能力显著越好,具有一定正向溢出效应。具体来说,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例每提高 1 个标准差,学生的语数外平均学习成绩提高 0.289 分(0.035 个标准差),学生的认知能力提高 0.069 分(0.080 个标准差),学生的非认知能力提高 0.038 个标准差。同时,本文的结果具有明显的经济显著性,例如,本文班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生学习成绩的正向溢出效应是荷兰国家性格同伴效应的 1.81 倍(Golsteyn et al., 2021),也是荷兰国家 GPA 同伴效应的 2.78 倍(Feld and Zölitz, 2017)。

表 4 基准回归

	(1)	(2)	(3)
	学习成绩	认知能力	非认知能力
班级同学兄弟姐妹性别构成(标准化)	0.289* (0.153)	0.069** (0.029)	0.038* (0.022)
兄弟姐妹性别构成(标准化)	-0.348* (0.194)	0.040** (0.017)	-0.011 (0.020)
控制变量	控制	控制	控制
学校-年级固定效应	控制	控制	控制
N	6447	6447	6447
R ²	0.192	0.293	0.282

注:括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。控制变量是指学生层面变量(主要包括性别、年龄、是否汉族、是否为农村户口、是否留守、是否流动、健康状况、六年级语数外平均吃力程度和是否留级等变量)、家庭层面变量(主要包括父亲受教育年限、母亲受教育年限、家庭经济状况和住宅是否有自来水等变量),以及班级层面变量(主要包括班主任的性别、年龄、受教育年限、是否为优秀班主任、是否结婚、是否为师范院校毕业、职称、是否兼任行政职务、班级规模是否为大班和班级流动学生比例等变量)。倘若下表没有进行特别说明,控制变量均和该表保持一致。

3.3 稳健性检验^①

3.3.1 反射性问题

尽管本文能够通过随机分班样本,来解决自我选择问题以及相关效应,但是识别出来

① 在稳健性部分,为了考察非随机分班带来的潜在影响,参考 Gong et al. (2021)和 Golsteyn et al. (2021)的做法,本文还进行了一个安慰剂检验,即随机去掉部分学校样本之后,检验回归结果是否还成立。具体来说,为了保持足够多的样本,本文参考 Gong et al. (2021)的做法,随机剔除两个学校,并对学习成绩、认知能力和非认知能力三个变量进行 2211 次回归(C_{67}^2 次)。结果表明,每个分布都以各自的基准结果为中心,这说明我们的基准结果不太可能因为包括非随机分班样本而产生估计偏差。

的溢出效应仍然包括外生效应和内生效应(Manski,1993)。但在同伴效应框架内,内生效应和外生效应的政策含义是不同的,内生效应具有乘数效应,而外生效应不具备。因此,本文进一步排除外生效应。

第一,以往文献表明,班级同学的平均家庭背景特征是带来反射性问题的重要因素(Huang and Zhu,2020;陈媛媛等,2021)。本文进一步控制了班级同学的平均家庭背景特征变量,例如班级同学父母上大学比例等变量。表 5 结果显示,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例每提高 1 个标准差,学生的学习成绩提高 0.247 分,认知能力提高 0.075 分,非认知能力提高 0.038 分。结果具有高度的稳健性。

表 5 稳健性检验:反射性问题 1

	(1)	(2)	(3)
	学习成绩	认知能力	非认知能力
班级同学兄弟姐妹性别构成(标准化)	0.247 * (0.145)	0.075 *** (0.027)	0.038 * (0.022)
兄弟姐妹性别构成(标准化)	-0.344 * (0.193)	0.039 ** (0.017)	-0.011 (0.020)
班级同学父亲上大学比例	1.266 (2.543)	1.630 *** (0.573)	0.502 (0.359)
班级同学母亲上大学比例	4.090 (3.455)	-1.761 *** (0.601)	-0.333 (0.334)
控制变量	控制	控制	控制
学校-年级固定效应	控制	控制	控制
N	6447	6447	6447
R ²	0.192	0.297	0.282

注:括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

第二,参考陈媛媛等(2021)的做法,如果本文的结果全部是由外生效应带来的,那么学生六年级的学生表现应该和当前班级同学兄弟姐妹的性别构成显著相关。为此,为了检验结果是否是由之前的学生表现带来的,本文使用学生在六年级时期的语文、数学以及外语吃力程度作为被解释变量进行安慰剂检验^①。表 6 结果显示,班级同学兄弟姐妹性别构成中女性比例和学生在六年级的语数外三个科目的吃力程度没有显著关系。这表明本文的结果不可能是由外生效应带来的,进一步排除了外生效应的影响。

表 6 稳健性检验:反射性问题 2

	(1)	(2)	(3)
	六年级语文的吃力程度	六年级数学的吃力程度	六年级外语的吃力程度
班级同学兄弟姐妹性别构成(标准化)	0.002 (0.014)	-0.002 (0.020)	0.003 (0.016)

① 在这里,为了更好地进行估计,本文没有控制六年级语数外平均吃力程度。

续表

	(1)	(2)	(3)
	六年级语文的吃力程度	六年级数学的吃力程度	六年级外语的吃力程度
兄弟姐妹性别构成(标准化)	-0.004 (0.019)	0.028 (0.024)	-0.098*** (0.027)
控制变量	控制	控制	控制
学校-年级固定效应	控制	控制	控制
N	6447	6447	6447
R ²	0.127	0.134	0.191

注：括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.3.2 遗漏变量问题

本文使用随机分班样本能够排除识别班级同学兄弟姐妹性别构成的溢出效应的内生性问题,但难免也会存在一定遗漏变量问题。为了进一步排除遗漏变量带来的影响,本文参考 Oster(2019)的做法,来检验不可观测的遗漏变量带来的影响是可观测量带来的影响的多少倍,这一做法也得到了王春超和钟锦鹏(2018)的使用。Oster(2019)的基本思想是如果模型没有存在严重遗漏变量问题,我们增加控制变量提高模型解释力度($R^2_{\max}=1.3R^2$),这不会影响系数。本文按照这种思路,评估了不可观测变量带来的影响。结果显示,如果要使得系数变为0,不可观测变量带来的影响分别至少是可观测量带来影响的7.119、-1.823和-3.224倍,以上检验结果均大于1或小于0,说明本文不存在严重遗漏变量问题。

3.4 异质性分析

3.4.1 性别异质性

本文考察了班级同学兄弟姐妹性别构成对不同性别的学生的异质性影响。对于女生来说,其学习成绩、认知能力和非认知能力一般比男生略高(Gong et al.,2021;梁文艳和周晔馨,2023),在我们的数据中也是如此。这暗示班级同学兄弟姐妹性别构成带来的提升效应没有男性那么明显。因此,本文认为班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例提高,更能够促进男生学习成绩、认知能力和非认知能力的提高。表7前三列结果显示,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例对男生的学习成绩和认知能力的促进作用更强。这一发现类似于 Getik and Meier(2022)的研究,他们发现班级女性比例对于心理健康的影响主要存在于男性群体。

3.4.2 家庭背景异质性

其次,本文也考察了班级同学兄弟姐妹性别构成对不同家庭背景的学生的异质性影响。本文认为,对于家庭背景相对较差的学生来说,更加能够从具有积极溢出效应的同伴效应中获利。为了检验这一猜测,本文使用关键解释变量和家庭经济状况进行交互处理。表7后三列结果显示,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例越高,反而对家庭背景相对较好的学生具有更明显的正向溢出效应。这可能是因为,家庭背景相对优越的学生,见识

面一般更广,更加容易和同学交际,了解到同学的兄弟姐妹情况,从而得到积极的溢出效应。

表 7 异质性分析:性别和家庭背景异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	学习 成绩	认知 能力	非认知 能力	学习 成绩	认知 能力	非认知 能力
班级同学兄弟姐妹性别构成 * 性别	-7.055 ** (3.019)	-0.821 *** (0.264)	-0.599 * (0.308)			
班级同学兄弟姐妹性别构成 * 家庭经济状况				5.428 * (3.186)	0.036 (0.322)	0.508 ** (0.244)
班级同学兄弟姐妹性别构成	7.641 *** (2.638)	1.376 *** (0.433)	0.835 ** (0.332)	-11.915 (9.697)	0.850 (0.974)	-0.963 (0.819)
兄弟姐妹性别构成	-0.674 (0.442)	0.107 *** (0.038)	-0.014 (0.046)	-0.817 * (0.449)	0.092 ** (0.039)	-0.027 (0.046)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
学校-年级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6447	6447	6447	6447	6447	6447
R ²	0.193	0.294	0.282	0.193	0.293	0.282

注:括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。班级同学兄弟姐妹性别构成和兄弟姐妹性别构成没有进行标准化处理。

3.4.3 班级规模异质性

然后,本文认为班级规模较小的学生之间社会互动更为频繁,同学间彼此认识班级同学的兄弟姐妹可能性更高,更容易发挥出溢出效应。因此,本文有必要检验班级同学兄弟姐妹性别构成在不同班级规模下的异质性影响。本文在前面的分析中将班级规模大于40人定义为大班,而小于或等于40人定义为小班,因此使用关键解释变量和班级规模这一虚拟变量进行交互处理。表8前三列结果显示,在规模较小的班级,班级同学兄弟姐妹性别构成对于学生的认知能力和非认知能力的溢出效应更强,结果支持了本文在前面的推断。

3.4.4 教师能力异质性

最后,本文检验了班级同学兄弟姐妹性别构成在不同教师能力的异质性影响。本文使用班主任的受教育年限来定义教师能力,将关键解释变量和班主任的受教育年限进行交互处理。表8后三列结果显示,班主任能力越强,越是能够发挥出班级同学兄弟姐妹性别构成对学生学习成绩、认知能力和非认知能力的正向溢出效应,进一步形成“强强联合”的效果。

表 8 异质性分析:班级规模和教师能力异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	学习成绩	认知能力	非认知能力	学习成绩	认知能力	非认知能力
班级同学兄弟姐妹性别构成 * 班级规模	-1.389 (5.088)	-1.231 * (0.673)	-2.017 *** (0.442)			
班级同学兄弟姐妹性别构成 * 教师能力				9.226 ** (4.412)	1.937 *** (0.524)	0.645 * (0.376)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	学习成绩	认知能力	非认知能力	学习成绩	认知能力	非认知能力
班级同学兄弟姐妹性别构成	4.816 (3.936)	1.653*** (0.442)	1.671*** (0.274)	-143.575** (70.333)	-30.035*** (8.409)	-9.786 (6.014)
兄弟姐妹性别构成	-0.806* (0.449)	0.093** (0.038)	-0.023 (0.046)	-0.808* (0.449)	0.091** (0.039)	-0.026 (0.046)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
学校-年级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6447	6447	6447	6447	6447	6447
R ²	0.192	0.294	0.284	0.192	0.295	0.282

注：括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。班级同学兄弟姐妹性别构成和兄弟姐妹性别构成没有进行标准化处理。

4 作用机制

4.1 内在机制

为了检验班级同学兄弟姐妹性别构成对学生表现溢出效应的潜在机制，本文建立了以下模型

$$M_{icgs}^j = \beta^j \text{Sibgenprop}_{cgs} + \gamma^j \text{Sibgender}_{icgs} + \theta^j X_{icgs} + \vartheta^j Z_{cgs} + \lambda_{icgs}^j + \epsilon_{icgs}^j \quad (2)$$

其中， M_{icgs}^j 是班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生表现存在溢出效应的潜在机制变量。模型其余部分的设定和模型(1)的设定保持一致。本文探讨了这些可能存在的机制，通过实证检验为这些潜在机制提供充分的证据^①。

4.1.1 老师教学态度、教学风格和工作时间安排机制

首先是老师教学态度、教学风格和工作时间安排机制。以往文献表明，老师的时间安排和教师投入是影响学生表现的重要因素(Burgess et al., 2023)。同伴效应相关文献，均认为教师的教学态度、教学风格和工作时间安排是同伴效应影响学生表现的重要机制(Gong et al., 2021; Golsteyn et al., 2021; 殷戈等, 2020; 陈媛媛等, 2021)。Gong et al. (2021)研究表明，教师的工作时间安排、耐心和负责等教学态度是性别同伴效应促进学生的学习成绩和非认知能力提升的重要机制。因此，本文有必要检验班级同学兄弟姐妹的性别构成是否能够通过影响老师行为和偏好进而对学生表现产生影响。本文选取七个有关教师的教学态度、教学风格以及时间安排变量，经过实证检验发现，我们没有发现这一机制效果，结果均不显著，即本文排除了老师教学态度、教学风格和工作时间安排机制。

4.1.2 班级氛围机制

本文其次检验班级同学兄弟姐妹性别构成对班级氛围的影响。以往文献发现，班级氛围是同伴效应影响学生表现的重要机制之一(Lavy and Schlosser, 2011; Gong et al.,

① 我们排除了过往文献经常探讨的社交网络机制(Huang and Zhu, 2020)。我们发现，班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例越高，并没有发现学生的社交网络质量得到了显著变化，例如并没有更多学习成绩优秀、学习努力刻苦的好朋友，同时也没有逃学、旷课、打架的好朋友。

2021;陈媛媛等,2021;Zhou and Wang,2023)。陈媛媛等(2021)发现,班级流动学生比例和学习成绩会通过影响到班级氛围,进而影响学生的学习成绩。为此,本文考察班级同学兄弟姐妹性别构成是否能够影响到班级氛围。本文定义的班级氛围包括了班级风貌、同学关系和喜欢同学三个变量,以及将这三个变量分别通过主成分分析和加总平均得到的班级氛围变量。结果显示,班级同学兄弟姐妹的性别构成影响班级氛围全部没有得到证据支持。这表明班级环境不太可能是班级同学兄弟姐妹的性别构成影响学习表现的机制,即本文排除了以往文献广泛关注的班级氛围机制。

4.1.3 学生努力程度和学习态度机制

在排除老师教学态度、教学风格和工作时间安排,以及班级氛围这两种机制之后,我们进一步检验学生努力程度和学习态度机制。许多文献表明,学生的努力程度以及学习态度是同伴效应发挥作用的重要机制(Huang and Zhu,2020;Gong et al.,2021;Golsteyn et al.,2021;殷戈等,2020)。例如,Golsteyn et al.(2021)在研究性格同伴效应时表明,具有坚持精神的同伴更可能会促进学生分配更多时间在学习上面,进而提高他们的学习成绩。为此,本文检验学生的努力程度以及学习态度是否也是班级同学兄弟姐妹性别构成影响学生表现的重要机制。本文检验了班级同学兄弟姐妹性别构成对每周花在写学校安排以及家长安排的作业时间,以及寒暑假上补习班等学生努力程度变量,同时还有学生迟到和学生经常逃课等学生学习态度变量。表 9 的结果表明,不论是学生努力程度还是学生学习态度的回归结果全部显著。具体表现为,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例每提高 1 个标准差,学生花在完成学校安排的作业时间显著增加 5.7%,花在完成家长安排的作业时间显著增加 4.4%。我们还发现,就学生的学习态度而言,班级同学兄弟姐妹的性别构成中女性比例每提高 1 个标准差,学生迟到行为降低 0.022 个单位,经常逃课行为降低 0.010 个单位。以上结果均表明学生的努力程度和学习态度是班级同学兄弟姐妹的性别构成影响学生学习成绩、认知能力和非认知能力等学生表现的重要机制。

表 9 机制检验:学生努力程度和学习态度机制

	(1)	(2)	(3)	(5)	
	学生努力程度			学习态度	
	花在写学校 安排的作业时间	花在写家长 安排的作业时间	寒暑假期间 上补习班	学生 迟到	学生经常 逃课
班级同学兄弟姐妹性别构成(标准化)	0.057 *** (0.018)	0.044 * (0.025)	0.020 * (0.011)	-0.022 ** (0.009)	-0.010 * (0.006)
兄弟姐妹性别构成(标准化)	-0.021 (0.017)	-0.037 (0.029)	0.003 (0.010)	-0.001 (0.014)	0.003 (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
学校-年级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	6192	6280	6402	6445	6440
R ²	0.193	0.159	0.272	0.073	0.048

注:括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。与时间相关的被解释变量全部进行了对数化处理。

为了解释为什么班级同学兄弟姐妹的性别构成会影响学生的努力程度和学习态度, 本文探讨了自身的性别构成对自身勤奋的影响。我们认为, 班级同学兄弟姐妹的性别构成影响到学生的努力程度和学习态度, 可能是因为学生自身的性别构成影响到勤奋程度, 同学的这种勤奋会进一步刺激其他学生花费更多时间在学习上以及提高自己的学习态度, 从而得以提高学习成绩、认知能力和非认知能力。CEPS 数据询问了三个关于六年级期间学生勤奋的信息, “就算身体有点不舒服, 或者有其他理由可以留在家里, 我仍然会尽量去上学”“就算是不喜欢的功课, 我也会尽全力去做”“就算功课需要花好长时间才能做完, 我仍然会不断地尽力去做”。这三个变量中, 女生的平均得分都比男生高。我们在班级固定效应、学生层面和家庭层面控制变量的基础上, 探讨自身的性别构成对学生勤奋的影响^①。表 10 结果发现, 兄弟姐妹的性别构成会显著提高学生的勤奋程度^②, 符合我们的预期, 这一结果间接支持了 Lavy and Schlosser(2011)、Gong et al. (2021)、梁文艳和周晔馨(2023)的结论。

表 10 机制检验: 学生努力程度和学习态度的补充性证据

	(1)	(2)	(3)
	身体不舒服也尽量去上学	尽全力去做不喜欢的功课	尽全力去做花时间的功课
兄弟姐妹性别构成(标准化)	0.053 *** (0.012)	0.055 *** (0.010)	0.039 *** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制
班级固定效应	控制	控制	控制
N	6323	6312	6304
R ²	0.095	0.122	0.125

注: 括号内数值为聚类在班级层面的标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。控制变量是指学生层面变量(主要包括性别、年龄、是否汉族、是否为农村户口、是否留守、是否流动、健康状况、六年级语数外平均吃力程度和是否留级等变量)、家庭层面变量(主要包括父亲受教育年限、母亲受教育年限、家庭经济状况和住宅是否有自来水等变量)。

4.2 内在机制的解释力分析

在前面的潜在机制分析中, 本文发现学生的努力程度和学习态度是班级同学兄弟姐妹的性别构成影响学生表现的重要机制。为了深刻理解这一潜在机制的解释力, 本文进行解释力分析。本文参考 Heckman et al. (2013)、Gelbach(2016)的做法, 建立了以下模型, 进行解释力分析

$$M_{icgs}^j = \beta^j \text{Sibgenprop}_{cgs} + \gamma^j \text{Sibgender}_{icgs} + \theta^j X_{icgs} + \vartheta^j Z_{cgs} + \lambda_{gs}^j + \epsilon_{icgs}^j \quad (3)$$

$$Y_{icgs} = \beta_1 \text{Sibgenprop}_{cgs} + \gamma_1 \text{Sibgender}_{icgs} + \sum_j \psi^j M_{icgs}^j + \theta_1 X_{icgs} + \vartheta_1 Z_{cgs} + \lambda_{gs} + \epsilon_{icgs} \quad (4)$$

本文参考 Gelbach(2016)的做法, 计算学生的努力程度和学习态度潜在机制的解释力。这种做法较之前文献直接纳入潜在机制变量的做法, 能够得到更加精确的解释力度。在纳入学生的努力程度和学习态度之后, 本文发现学生的努力程度和学习态度一共能够

① 这一结果仅为相关性探讨, 目的是提供更多的证据。但在固定班级固定效应、学生层面和家庭层面控制变量的基础上, 仍具有一定的因果效应。

② 我们在这里也去掉了学生自己, 使用真实的兄弟姐妹性别构成进行回归, 发现结果仍然成立。

解释班级同学兄弟姐妹的性别构成影响学习成绩的100%,认知能力的4%,非认知能力的100%,其余是不能解释的部分。即本文提供的潜在机制平均至少能够解释学生表现的68%,解释力极强。

5 结论

本文基于具有全国代表性的2013—2014学年的中国教育追踪调查中随机分班样本,研究了班级同学兄弟姐妹的性别构成对学生表现的因果效应。我们发现,班级同学兄弟姐妹性别构成中女性比例增加,会显著提高学生的学习成绩、认知能力和非认知能力。具体表现为,班级同学兄弟姐妹性别构成中女性比例每提高1个标准差,学生的学习成绩提高0.035个标准差,认知能力提高0.080个标准差,非认知能力提高0.038个标准差。异质性分析表明,班级同学兄弟姐妹的性别构成对男生、家庭背景较好的学生、规模较小以及教师能力较强的班级的溢出效应较大。

本文进一步探索了其内在机制,实证检验发现,学生的努力程度和学习态度是班级同学兄弟姐妹性别构成存在正向溢出效应的潜在机制。并且,本文对这一机制进行了解释,发现学生勤奋是关键所在。同时,为了理解潜在机制的解释力度,本文进行了解释力分析,发现学生的努力程度和学习态度具有高度的解释力,能够较好地解释班级同学兄弟姐妹性别构成提高学生学习成绩、认知能力和非认知能力的内在原因。

参考文献

- 陈媛媛,董彩婷,朱彬妍. 2021. 流动儿童和本地儿童之间的同伴效应:孰轻孰重? [J]. 经济学(季刊), 21(2): 511-532.
- Chen Y Y, Dong C T, Zhu B Y. 2021. Peer effects between migrant and local children: Who dominates? [J]. *China Economic Quarterly*, 21(2): 511-532. (in Chinese)
- 李晓曼,曾湘泉. 2012. 新人力资本理论:基于能力的人力资本理论研究动态[J]. 经济学动态, (11): 120-126.
- Li X M, Zeng X Q. 2012. New human capital theory: Research trends in the ability-based human capital theory [J]. *Economic Perspectives*, (11): 120-126. (in Chinese)
- 梁文艳,周晔馨. 2023. 为何巾帼胜须眉? 非认知能力与大学生在校表现的性别差距[J]. 经济学报, 10(1): 344-374.
- Liang W Y, Zhou Y X. 2023. Why females outperform males? The role of non-cognitive ability in explaining the gender gap in college students' school performance [J]. *China Journal of Economics*, 10(1): 344-374. (in Chinese)
- 王春超,钟锦鹏. 2018. 同群效应与非认知能力:基于儿童的随机实地实验研究[J]. 经济研究, 53(12): 177-192.
- Wang C C, Zhong J P. 2018. Peer effects and non-cognitive skills: A randomized field experiment based on children [J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 177-192. (in Chinese)
- 晏正伟,王亮,刘悦茹. 2025. 同伴不良社会行为与儿童人力资本发展[J]. 人口与发展, 31(6): 151-161, 78.
- Yan Z W, Wang L, Liu Y R. 2025. Peers' bad social behavior and children's human capital development [J]. *Population and Development*, 31(6): 151-161, 78. (in Chinese)
- 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(4): 1491-1514.
- Yin G, Huang H, Huang W. 2020. The intergenerational spillover of human capital: Evidence from "parents of others" [J]. *China Economic Quarterly*, 19(4): 1491-1514. (in Chinese)

- Anger S, Schnitzlein D D. 2017. Cognitive skills, non-cognitive skills, and family background: evidence from sibling correlations[J]. *Journal of Population Economics*, 30(2): 591-620.
- Burgess S, Rawal S, Taylor E S. 2023. Teachers' use of class time and student achievement[J]. *Economics of Education Review*, 94: 102405.
- Feld J, Zölitz U. 2017. Understanding peer effects: On the nature, estimation, and channels of peer effects[J]. *Journal of Labor Economics*, 35(2): 387-428.
- Gelbach J B. 2016. When do covariates matter? And which ones, and how much? [J]. *Journal of Labor Economics*, 34(2): 509-543.
- Getik D, Meier A N. 2022. Peer gender and mental health[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 197: 643-659.
- Golsteyn B H H, Non A, Zölitz U. 2021. The impact of peer personality on academic achievement[J]. *Journal of Political Economy*, 129(4): 1052-1099.
- 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.
- Gong J, Lu Y, Song H. 2021. Gender peer effects on students' academic and noncognitive outcomes: evidence and mechanisms[J]. *Journal of Human Resources*, 56(3): 686-710.
- Heckman J, Pinto R, Savelyev P. 2013. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes[J]. *American Economic Review*, 103(6): 2052-2086.
- Heckman J J, Stixrud J, Urzua S. 2006. The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior[J]. *Journal of Labor Economics*, 24(3): 411-482.
- Hill A J. 2015. The girl next door: The effect of opposite gender friends on high school achievement[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(3): 147-177.
- Hu F. 2015. Do girl peers improve your academic performance? [J]. *Economics Letters*, 137: 54-58.
- Huang B, Zhu R. 2020. Peer effects of low-ability students in the classroom: evidence from China's middle schools[J]. *Journal of Population Economics*, 33(4): 1343-1380.
- Lavy V, Schlosser A. 2011. Mechanisms and impacts of gender peer effects at school[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(2): 1-33.
- Lei X Y, Shen Y, Smith J P, et al. 2017. Sibling gender composition's effect on education: Evidence from China[J]. *Journal of Population Economics*, 30(2): 569-590.
- Lu F W, Anderson M L. 2015. Peer effects in microenvironments: The benefits of homogeneous classroom groups[J]. *Journal of Labor Economics*, 33(1): 91-122.
- Manski C F. 1993. Identification of endogenous social effects: The reflection problem[J]. *The Review of Economic Studies*, 60(3): 531-542.
- Oster E. 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.
- Xu D, Zhang Q, Zhou X H. 2022. The impact of low-ability peers on cognitive and noncognitive outcomes: Random assignment evidence on the effects and operating channels[J]. *Journal of Human Resources*, 57(2): 555-596.
- Zhou W N, Wang S. 2023. Early childhood health shocks, classroom environment, and social-emotional outcomes[J]. *Journal of Health Economics*, 87: 102698.

Gender Composition, Spillover Effects and Students' Outcomes: Evidence from Classmates' Siblings

Zhengwei Yan¹ Bing Li²

(1. School of Economics, Central University of Finance and Economics;

2. Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Abstract This paper uses data from the random classroom assignment sample of the China Education Panel Survey to examine the spillover effects of classmates' siblings' gender composition on students' outcomes. We find that a higher proportion of female siblings among classmates is associated with significant improvements in students' academic performance, cognitive skills, and non-cognitive skills. These results remain robust after accounting for potential reflection problems and omitted variable concerns. We further explore the underlying mechanisms and show that students' effort and learning attitudes serve as key mechanisms through which the gender composition of classmates' siblings generates spillover effects, with student diligence playing a particularly central role. In addition, explanatory power analyses indicate that students' effort and learning attitudes account for a substantial share of the observed effects. This study provides a new perspective for understanding the impact of gender composition on human capital accumulation.

JEL Classification I20, I21