

我国农村留守儿童的溢出效应：基于非认知能力的研究视角

[作者信息]

吴莞生 (Guansheng Wu), 湖南大学经济管理研究中心, 博士研究生; 长沙市岳麓区石佳冲路 109 号, 邮政编码: 410082; 电话: 13249754371; 电子信箱: guansheng_wu@163.com。

吴 贾 (Jia Wu), 山东大学商学院, 教授; 山东省威海市文化西路 180 号, 邮政编码: 264209; 电话: 15626058656; 电子信箱: jwu@sdu.edu.cn。

文章所属专业委员会领域: 劳动经济学

[致谢]

本文感谢国家自然科学基金面上项目 (72073051) 和广东省自然科学基金面上项目 (2021A1515012304) 的资助。文责作者自负。

我国农村留守儿童的溢出效应：基于非认知能力的研究视角

内容提要 伴随农村劳动力涌入城市，留守儿童问题备受社会关注。本文通过构建一个理论模型研究了留守儿童对同伴溢出效应。采用 CEPS 数据研究发现留守儿童比重提高 10% 显著降低了同班普通儿童非认知能力 0.13–0.20 个标准差，且该效果主要源于男性留守儿童且对家庭经济地位较高的普通儿童产生更大负面影响。这意味着在没有考虑溢出效应时，父母外出对农村留守儿童的消极影响被低估。机制分析表明，教师投入降低以及班级氛围变差是重要的影响渠道。本文结论对于关爱农村留守儿童、缩小城乡人力资本差距、助力乡村振兴具有重要意义。

关键词 留守儿童，溢出效应，非认知能力，乡村振兴

Spillover Effects of Left-behind Children in Rural China: From the Perspective of Non-cognitive Skills

Abstract: With the migration of rural people to cities, there is growing concern for the left-behind children. Using a theoretical framework and CEPS data, we find that a 10% increase in the proportion of left-behind children lowers non-left-behind students' non-cognitive skills by 0.13–0.20 standard deviations. This negative effect is more pronounced among male left-behind children and to those from higher socioeconomic status families. These results suggest that previous studies which do not consider spillover effects may underestimate the negative impacts of parental migration on left-behind children. The main factors contributing to this effect are the reduced inputs of teachers and a deterioration of the classroom atmosphere. Our findings have significant policy implications for caring for left-behind children, narrowing human capital gaps between urban and rural people, and rural revitalization.

Keywords: left-behind children, spillover effects, non-cognitive skills, rural revitalization

JEL codes: J24, J20, J13

一、引言

近年来,随着我国城镇化进程的加快,大量农村劳动力涌入城市,为了能够让子女获得更优质的教育资源,越来越多的外出务工者选择携带子女随迁(Sa, 2004),但是受制于户籍制度等因素,许多流动儿童无法进入本地公立学校就读。虽然部分城市允许随迁子女就读于本地公立学校,但是这些家庭往往需要提供居住证、工作证明、社保证明和接种证明等各种证明材料,或者需要支付昂贵的借读费。这导致了部分子女被迫留守农村,使得农村地区出现了大量留守儿童(吴贾和张俊森, 2020; 陈媛媛和傅伟, 2023; 王海宁和陈媛媛, 2023)¹。在教育“双减”之后,学校再次成为教育的主阵地,是儿童人力资本塑造的一个重要微观生态系统(Gong等, 2018; Lu和Song, 2020; Huang等, 2021; 梁超和王素素, 2020; 吴贾等, 2020; 史耀疆等, 2022)。然而,受限于城乡学校教育质量的差距,农村儿童往往无法与城市儿童享有同等的教育资源,这导致其人力资本积累相对缓慢(Chen等, 2020)。然而,乡村振兴的关键在于人才振兴(宋弘等, 2022; 亢延锟等, 2023)²。关注留守儿童问题,促进农村人力资本积累尤为重要。研究表明,留守儿童学习成绩更低,更为重要的是,留守儿童存在更多心理问题而更容易出现扰乱纪律甚至危害社会的行为,这均与他们非认知能力损伤有明显的相关性(Zhang等, 2014; Wu和Zhang, 2017; 田旭等, 2018)。根据Heckman等(2006)提出的新人力资本理论,相比认知能力,非认知能力会更加直接影响儿童未来劳动生产率、工资报酬、贫富差距与失业等问题(Heineck和Anger, 2010; Gensowski, 2018; 王春超和张承纱, 2019)。同时,研究表明,儿童时期是人力资本积累的敏感期(Cunha等, 2008; Attanasio, 2015; Chen等, 2022),这一阶段非认知能力的可塑性很强(Borghans等, 2008; Heckman等, 2010)。习近平总书记在二十大报告中更是强调了“青年强,则国家强”。因此,我们应对农村留守儿童非认知能力发展给予更多的关注,助力乡村振兴。

除了自身长短期人力资本损失外,留守儿童较低的非认知能力还会产生怎样的影响?中国古语讲“近朱者赤,近墨者黑”,由于中国广泛采取的集体教育模式导致班级内密切的社会交互(social interaction),更容易产生同群效应(peer effects)³。因此,一个自然的问题是留守儿童自身较低的人力资本是否会影响其他非留守儿童?目前有学者对留守儿童认知能力的外溢性进行了研究,发现普通儿童的学习成绩在同班留守儿童数量增加的时候会更低(陈媛媛等, 2021; Huang, 2021)。但遗憾的是,学界鲜有文献涉及留守儿童对其他儿童非认知能力的外溢性影响。研究这一问题的重要性在于两点:一方面,学界认为儿童非认知能力会受到同伴的影响(Jackson, 2019; Huang和Zhu, 2020; Cai等, 2022; Xu等, 2022; 王春超和钟锦鹏, 2018)。另一方面,由于缺乏父母的陪伴,留守儿童在心理和行为等方面存在的问题相比学习成绩方面的问题更为明显,因此,他们对其他儿童非认知能力的外溢效应更值得关注。理解这一效应将为关爱农村留守儿童、改善课堂管理和促进农村儿童人力资本积累提供理论和依据。

就本文作者所知,涉及相关问题的研究仅有Feng等(2022),本文在三个方面与其有所区别。第一, Feng等(2022)采用四川省绵竹市4-6年级小学生样本的调查数据研究了留守儿童非认知能力的外溢性。由于样本限定在某一城市,他们的研究结论是否在其它地区成立,是否具有全国外推性仍然需要讨论。第二,本文关注了中学阶段留守儿童的溢出效应。中学阶段是儿童生理与心理快速发展的关键时期,也是儿童开始出现逆反心理的阶段。这一

¹ 据《中国农村教育发展报告 2020—2022》数据显示, 2021 年全国义务教育阶段农村留守儿童 1,199.20 万人, 据《中国留守儿童 2021 年数据统计图》显示, 2022 年全国农村留守儿童数量为 902 万人。尽管降幅明显, 但是我国农村留守儿童规模依旧庞大, 留守儿童问题十分严峻。

² 2021 年 2 月, 中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于加快推进乡村人才振兴的意见》明确指出要坚持把乡村人力资本开发放在首要位置, 大力培养本土人才。

³ 同群效应指的是个体行为人会组成同伴群体圈子, 其中某一个体的表现会受到其同伴表现的影响。

阶段中儿童非认知能力的塑造可能与小学阶段非常不同。Heckman 等（2010）和 Borghans 等（2008）认为非认知能力可塑性在中学阶段更强。最后，Feng 等（2022）所发现的留守儿童对同伴非认知能力发展的影响机制尚不明确。上述问题为本文深入地研究提供了较大的拓展空间。

本文正是在这样的背景下重点关注了两个问题：农村地区留守儿童是否对其同伴非认知能力存在溢出效应？如果该溢出效应存在的话，那么其潜在作用机理是什么？本文首先构建了一个人力资本形成的理论模型，研究了班级留守儿童比重的提高如何影响其同班同学的人力资本发展（本文以非认知能力测度人力资本）。模型预测班级留守儿童的同群效应可能通过班级氛围、教师投入以及父母投入这三条潜在渠道发挥作用，当班级留守儿童比重提高引起的上述某一因素降低且影响效果较大时，不利于同班非留守儿童的人力资本积累。

本文进一步利用中国教育追踪调查（China Education Panel Survey，简称 CEPS）2013–2014 学年调查数据对理论模型进行了实证检验。本文的研究将面临两个关键挑战：第一，留守儿童相对非留守儿童的学业表现和性格特征等方面都会较差（Bai 等，2018；李云森，2013；李庆海等，2014；田旭等，2018），很可能被分到同一个班级，从而产生学生质量排序（*sorting*）和自选择（*self-selection*）问题，干扰本文因果识别；第二，儿童本身和其同伴的表现同时被决定，无法区分儿童自身对其同伴影响和同伴对儿童个体影响的因果关系，即产生反射性问题（Manski，1993）。本文将重点解决以上两方面的挑战。首先，本文不仅控制了儿童历史表现信息（学前是否上过幼儿园、小学阶段是否跳级、基准非认知能力），而且还选择了随机分班样本，从而避免了教师与儿童质量排序、自选择问题。其次，我们检验了反射性问题中相关效应的影响。具体地，（1）基于随机分班样本，我们剔除了家长要求分配其孩子到特定班级样本，或者随机删除 2 所学校并进行 1,000 次回归，以此检验相关效应中的相关群体因素对本文结果的影响；（2）本文在实证分析中控制了学校年级固定效应与一系列班级特征；（3）我们还将来自相同学校年级的 2 个班级所有学生随机分成与原来班级人数相同的 2 个班级，进行 1,000 次回归并比较基准回归系数，以此排除相关效应中的共同环境因素对基准结果的影响。最后，我们还检验了反射性问题中外生效应影响。具体地，第一，我们在主回归基础上进一步控制了班级同伴男孩平均比例、班级同伴独生子女平均比例、班级同伴平均学业成绩、班级同伴父亲/母亲平均受教育年限以及班级同伴平均家庭经济状况，以此来排除可观测特征导致的外生效应对留守儿童同群效应的影响；第二，我们还采用 Oster（2019）方法检验了遗漏变量问题，以此排除不可观测相关特征导致的外生效应问题。综上所述，本文可以一致估计班级留守同伴对同班非留守儿童非认知能力的溢出效应。

本文研究结论可以总结为以下三点：首先，班级留守儿童的增加显著降低了以“大五（Big Five）”人格测度的同班非留守儿童各项非认知能力。具体地，在非留守儿童样本中，同班同学中留守儿童比重提高 10%，儿童严谨性、亲和性、外倾性、开放度和情绪稳定性将显著降低 0.20、0.15、0.16、0.13 和 0.15 个标准差。其次，本文从班级氛围、教师与父母投入三个方面分析上述结果的可能原因和机制。结果表明，班主任工作投入降低以及班级氛围变差是班级留守同伴降低非留守儿童非认知表现的重要原因。最后，本文异质性分析表明，留守儿童的同群效应对高社会经济地位家庭和小规模班级内非留守儿童的认知表现影响更大，且同群效应主要源于男性留守同伴群体中。

本文创新点可归纳为以下三点：首先，现有文献仍聚焦父母外出对留守儿童精神及身体健康、教育等因素的影响，鲜有文献涉及中国农村地区留守儿童对其同伴非认知能力的溢出效应问题，关于其中作用机理的全面剖析更为缺乏，本文的分析在一定程度上丰富了留守同伴与儿童非认知能力关系的研究；其次，本文扩展了一个人力资本生产理论模型，基于同群效应视角预测了班级留守儿童如何影响其同班同学的非认知表现，并解释了可能的影响渠

道；最后，本文基于全国代表性数据，关注初中儿童群体，这增强了研究发现的外推性，且拓展了对童年中后期阶段的研究文献。

本文余下部分安排如下：第二部分为理论模型；第三部分为计量模型与数据描述；第四部分为实证分析；第五部分是异质性分析和稳健性检验；最后是本文结论与政策建议。

二、理论模型

借鉴 Blume 等（2015）和 Gu（2023）的框架⁴，本部分将构建一个理论模型说明农村中学的班级留守儿童比例提高时，同班内非留守儿童人力资本的变化。我们假设班级中有 n 个儿童（ $n \geq 2$ ），并且假设儿童 i 知晓班级内留守同伴比例后，最大化自身效用。

假设儿童个体效用函数取决于其所获得人力资本的效用以及实现个体人力资本的概率：

$$U = u(k_{it}) \cdot \pi(f(\overline{peer}_{-it}), g(\overline{peer}_{-it}), h(\overline{peer}_{-it}), k_{it}, k_{i0}, X_{it}, v_{it}), \quad (1)$$

其中， $u(\cdot)$ 是儿童目标人力资本 k_{it} 递增的效用函数； $\pi(\cdot)$ 表示实现这一人力资本的概率，它主要取决于儿童所在的班级氛围 $f(\cdot)$ 、教师投入 $g(\cdot)$ 、父母投入 $h(\cdot)$ 、个体人力资本 k_{it} 、初始人力资本（即初始禀赋） k_{i0} ⁵、可观测特征 X_{it} （如儿童个体、家庭背景特征、教师质量等因素）与不可观测特征 v_{it} （如学校质量、教学氛围、治校理念等）。预期效用 U 是一个凹函数，其性质为 $\partial U / \partial k_{it} > 0$ 和 $\partial^2 U / \partial k_{it}^2 < 0$ 。 \overline{peer}_{-it} 为班级内留守儿童的比例， $\overline{peer}_{-it} \equiv$

$\frac{1}{n-1} \sum_{j \neq i} LFT_{jt}$ ，其中 LFT_{jt} 表示儿童 j 是否为留守儿童， n 表示班级人数。班级氛围、教师投入与父母投入均取决于儿童所在班级的留守同伴结构 \overline{peer}_{-it} 。此外， $\pi(\cdot)$ 随目标人力资本 k_{it} 递减，但随班级氛围 $f(\cdot)$ 、教师投入 $g(\cdot)$ 、父母投入 $h(\cdot)$ 和儿童初始人力资本 k_{i0} 递增。

假设儿童实现个体效用的成本取决于儿童所在的班级氛围 $f(\cdot)$ 、教师投入 $g(\cdot)$ 、父母投入 $h(\cdot)$ 、个体人力资本 k_{it} 、初始人力资本 k_{i0} 和班级留守儿童比例 \overline{peer}_{-it} ，成本函数如下：

$$C = C[f(\overline{peer}_{-it}), g(\overline{peer}_{-it}), h(\overline{peer}_{-it}), k_{it}, k_{i0}, \overline{peer}_{-it}], \quad (2)$$

其中，成本函数 $C(\cdot)$ 可看作一个人力资本投资的凸函数。其满足三条性质：第一， $\partial C(\cdot) / \partial k_{it} > 0$ ，即，人力资本投资成本随个体人力资本 k_{it} 递增，因为想要获得更高的人力资本水平需要额外付出更多的努力；第二， $\partial C(\cdot) / \partial k_{i0} < 0$ ，因为拥有更高初始人力资本水平 k_{i0} 的儿童在人力资本投资方面更有效率，因此额外投入成本也更低；第三， $\partial C(\cdot) / \partial f(\cdot) < 0$ 、 $\partial C(\cdot) / \partial g(\cdot) < 0$ 、 $\partial C(\cdot) / \partial h(\cdot) < 0$ 。原因是班级氛围、教师投入和父母投入可看作人力资本的已有要素投入，倘若已有要素投入增加，则人力资本的成本下降。

为了简化求解模型，假设儿童实现个体人力资本的概率 $\pi(\cdot)$ 符合线性形式⁶：

$$\pi(\cdot) = \pi_1 f(\overline{peer}_{-it}) + \pi_2 g(\overline{peer}_{-it}) + \pi_3 h(\overline{peer}_{-it}) - \pi_4 k_{it} + \pi_5 k_{i0} + X_{it} \beta + v_{it}, \quad (3)$$

其中， $\pi_1, \dots, \pi_5 > 0$ 。成本函数 $C(\cdot)$ 符合线性形式：

$$C(\cdot) = -c_1 f(\overline{peer}_{-it}) - c_2 g(\overline{peer}_{-it}) - c_3 h(\overline{peer}_{-it}) - c_4 k_{i0} + c_5 \overline{peer}_{-it} + c_6 k_{it}^2 + c_7 \overline{peer}_{-it} k_{it}, \quad (4)$$

其中， $c_1, \dots, c_7 > 0$ 。进一步假设 $u(\cdot)$ 、 $f(\cdot)$ 、 $g(\cdot)$ 和 $h(\cdot)$ 的边际效应不变，即， $u(k_{it}) = \alpha \cdot k_{it}$ （其中， $\alpha > 0$ ，表明目标人力资本越高，效用水平越高）。 $f(\cdot) = \delta \cdot \overline{peer}_{-it}$ ； $g(\cdot) = \eta \cdot \overline{peer}_{-it}$ ； $h(\cdot) = \lambda \cdot \overline{peer}_{-it}$ 。 δ 、 η 和 λ 的符号暂不确定，下文将分析它们共同决定了留守儿童同群效应的影响方向。

结合式（1）和式（2）的最优化问题，可构建拉格朗日最优化方程： $L = \pi(\cdot)u(k_{it}) - C(\cdot)$ ，对 k_{it} 求偏导得一阶条件：

4 与 Gu（2023）的模型不同的是，本文模型将成本函数中的努力函数替换为三种类型的投入——班级氛围、教师投入和父母投入，并且这三项投入是关于班级留守儿童比重的函数，从而可以分析班级留守儿童比例的变化对其同班同学人力资本积累水平的影响。

5 假设 k_{i0} 是外生给定的，属于儿童禀赋，比如出生体重。

6 为了简化运算，本文只关注 $[0, 1]$ 的内点解。

$$\alpha(\pi_1\delta + \pi_2\eta + \pi_3\lambda) \cdot \overline{peer}_{-it} + \alpha\pi_5 k_{i0} + X_{it}\alpha\beta + \alpha v_{it} - 2(\alpha\pi_4 + c_6)k_{it} - c_7\overline{peer}_{-it} = 0, \quad (5)$$

进一步可得儿童 i 的个体人力资本生产函数：

$$k_{it} = \frac{\alpha(\pi_1\delta + \pi_2\eta + \pi_3\lambda) - c_7}{2(\alpha\pi_4 + c_6)} \cdot \overline{peer}_{-it} + \frac{\alpha\pi_5}{2(\alpha\pi_4 + c_6)} k_{i0} + X_{it} \frac{\alpha\beta}{2(\alpha\pi_4 + c_6)} + \frac{\alpha}{2(\alpha\pi_4 + c_6)} v_{it}, \quad (6)$$

我们的目标是计算留守儿童在班级内比重增加时对其他儿童人力资本的变化，即， $\frac{\partial k_{it}}{\partial \overline{peer}_{-it}}$ ，它测度了留守儿童的同群效应。

通过式 (6) 可知， $\frac{\partial k_{it}}{\partial \overline{peer}_{-it}} = \frac{\alpha(\pi_1\delta + \pi_2\eta + \pi_3\lambda) - c_7}{2(\alpha\pi_4 + c_6)}$ ，由前文可知分母为正数。因此儿童人力资本与同伴留守儿童比重的变化取决于分子的符号。

在分子中， $c_7 = \frac{\partial^2 C(\cdot)}{\partial k_{it} \partial \overline{peer}_{-it}}$ 表示儿童实现个体人力资本的边际成本随班级留守儿童数量的变化。由于成本函数 $C(\cdot)$ 凸函数的性质，该项大于 0。即，在留守儿童比例更高的情况下，个体每提高一单位目标人力资本所需付出的成本增加。这一情况符合已有文献的发现：不良同伴 (disruptive peers) 数量的增加将导致儿童实现个体人力资本需要付出更大的努力 (Huang 和 Zhu, 2020; Xu 等, 2022)。同时，已有研究也表明，留守儿童存在更多心理问题或扰乱纪律行为 (Zhang 等, 2014; Wu 和 Zhang, 2017)。

$\delta = \frac{\partial f(\cdot)}{\partial \overline{peer}_{-it}}$ 表示班级氛围随班级留守儿童数量的变化。 $\eta = \frac{\partial g(\cdot)}{\partial \overline{peer}_{-it}}$ 表示教师投入随班级留守儿童数量的变化。 $\lambda = \frac{\partial h(\cdot)}{\partial \overline{peer}_{-it}}$ 表示父母投入随班级留守儿童数量的变化。上述三项的符号尚不明确，它们共同决定了分子符号，也决定了班级内留守儿童比重增加对个体人力资本影响的机制。在本文实证部分，将对每一项的符号进行实证检验。我们有以下引理：

引理 1: 当 $\pi_1\delta + \pi_2\eta + \pi_3\lambda < 0$ 时， $\frac{\partial k_{it}}{\partial \overline{peer}_{-it}} < 0$ 。

引理 1 表明，班级内留守儿童数量引起的班级氛围、教师投入或父母投入其中的某一因素降低，且影响效果较大时，班级内留守儿童比重提高将降低儿童人力资本。引理 1 揭示了留守儿童比重影响的可能三个机制，即班级氛围的变差、教师投入或父母投入的降低。比如，若留守儿童更多从事扰乱纪律的行为，影响了班级氛围，教师需要花费更多的精力维持班级秩序，而不是帮助儿童提高成绩 (Zhang 等, 2014; Li 等, 2015; Meng 和 Yamauchi, 2017)。

进一步，令 $\gamma \equiv \frac{\alpha(\pi_1\delta + \pi_2\eta + \pi_3\lambda) - c_7}{2(\alpha\pi_4 + c_6)}$ ， $\theta \equiv \frac{\alpha\pi_5}{2(\alpha\pi_4 + c_6)}$ ， $\psi \equiv \frac{\alpha\beta}{2(\alpha\pi_4 + c_6)}$ ，以及 $u_{it} \equiv \frac{\alpha}{2(\alpha\pi_4 + c_6)} v_{it}$ ，则式 (6) 可改写为：

$$k_{it} = \gamma \cdot \overline{peer}_{-it} + \theta k_{i0} + X_{it}\psi + u_{it}, \quad (7)$$

式 (7) 表明，儿童个体人力资本水平取决于班级留守儿童比重、自身初始人力资本水平以及个体、家庭和教师特征。这也意味着班级留守儿童的同群效应可能通过三条潜在渠道发挥作用：班级氛围、教师投入以及父母投入，即如果班级氛围变差、教师和父母投入减少将导致获得个体人力资本的边际成本增加，从而不利于个体人力资本的形成。

三、计量模型与数据描述

(一) 计量模型

基于上述理论模型的逻辑基础和目前的研究方法 (Lavy 和 Sand, 2019; Golsteyn 等, 2021)，我们构建了一个参数线性均值模型 (parameter linear-in-means model)，以此识别农

农村地区留守儿童对其同伴（非留守儿童，下文统称为普通儿童）的非认知能力溢出效应：

$$Y_{icgs} = \alpha + \beta Prop LFT_{-icgs} + X'_{icgs}\theta + Z'_{cgs}\eta + \delta_{gs} + \varepsilon_{icgs}, \quad (8)$$

其中， Y_{icgs} 表示就读于 s 学校 g 年级 c 班级的儿童 i 非认知能力水平；核心解释变量 $Prop LFT_{-icgs}$ 为儿童 i 同班同学中留守儿童所占比重⁷，是测度同群效应的关键变量。 X'_{icgs} 为儿童个体与家庭特征⁸，包括年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、父亲受教育年限、母亲受教育年限和家庭经济状况等。为了避免班级样本自选择导致的相关效应，除了选取随机分班样本外，模型还进一步控制了儿童历史表现信息（学前是否上过幼儿园、小学阶段是否跳过级、基准非认知能力⁹）。为了避免相关效应中的共同环境因素，模型进一步控制了学校年级固定效应 δ_{gs} 与班级特征 Z'_{cgs} ，包括班级规模和班主任的年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号。 ε_{icgs} 为模型随机误差项。控制了学校年级固定效应后，由于教师分配的随机性（随机分班是在给定学校的同一年级内部进行的），因此我们可以获得班级留守同伴对于普通儿童非认知能力影响的因果效应，即当 $E[\varepsilon_{icgs} \cdot Prop LFT_{-icgs} | \delta_{gs}] = 0$ 条件成立时，可以得到系数 β 的一致估计¹⁰。考虑到相同班级内部儿童非认知能力可能存在相关性，本文分析中标准误均聚类（cluster）至班级层面。

（二）数据与主要变量描述

本文主要采用了中国人民大学中国调查与数据中心设计并实施的 2013–2014 学年的中国教育追踪调查数据（China Education Panel Survey，简称 CEPS）。该调查于 2013–2014 学年对 7 年级与 9 年级两个同期群进行了基线调查，并于 2014–2015 学年对原 7 年级学生进行了追访，是一项具有全国代表性的大型教育追踪调查。该调查采用了分层次、多阶段、概率与规模成比例（PPS）的抽样方式，以人口平均受教育程度和流动人口比例分层随机抽取了全国范围内 28 个县级单位（县、区、市）的 112 所学校、438 个班级共计约 2 万名学生作为调查样本，并设计了针对学生、家长、班主任、任课老师以及学校领导的问卷。

样本筛选方面，首先，由于本文致力于探讨我国农村留守同伴对普通儿童非认知能力发展的同群效应，因此我们将样本限定在了我国农村地区学校的儿童。其次，由于随机分班样本能够排除相关效应中的相关群体因素（Manski, 1993），因此本文采用随机分班这一准自然实验（quasi-natural experiment）来作为识别策略，即只保留了新生入学编排班级规则为“随机或平均分配”的学校（Zhao 和 Zhao, 2021；殷戈等，2020）。最终本文获取样本包括 14 所学校、50 个班级、2,128 个学生，其中留守儿童 351 名，普通儿童 1,771 名¹¹。

本文关注的结果变量为儿童非认知能力。我们采用了“Big Five 人格测试”测度儿童的非认知能力，包括了严谨性（conscientiousness）、亲和性（agreeableness）、外倾性（extraversion）、开放度（openness）与神经质（neuroticism）五个维度。借鉴以往文献（Gong 等，2018；Huang 等，2021；吴贾等，2023）的研究，本文基于 CEPS 问卷中相关问题构建了“Big Five”每

7 $Prop LFT_{-icgs} = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1, j \neq i}^N LFT_{icgs}$ ，即将个体所在班级的除自身以外其他同学作为同群者（Mark 和 Roberts, 2014），该定义可以使同群者在随机试验环境下避免出现较大的测量误差。本文根据联合国《儿童权利公约》的规定，我们将留守儿童定义为农村地区父母均外出的 18 岁以下儿童。稳健性分析也将使用国务院 2016 年关于留守儿童的定义，即如果儿童父母双方或其中一方不在家，该变量取 1，否则取 0。

8 附录表 A3 报告了将儿童可观测的背景特征对“Big Five”测度的非认知能力的回归结果。结果显示，儿童大部分个体、家庭与班级层面可观测的背景特征均显著影响着其不同维度的非认知能力。因此在下文分析中始终控制住这些特征变量。

9 本文将儿童基准非认知能力定义为六年级时，儿童对自己“我能够很清楚地表述自己的意见”、“我的反应能力很迅速”、“我能够很快学会新知识”以及“我对新鲜事物很好奇”四个问题的评价。我们将上述问题得分进行加总并标准化作为基础非认知能力测度。

10 我们对变量 $Prop LFT_{-icgs}$ 进行了重新缩放，即系数 β 测度的是班级同伴留守儿童比重每增加 10%，导致普通儿童结果变量改变的标准差数量（或者实现结果变量的概率）。

11 由于本文识别策略是基于相同学校年级中不同班级之间留守儿童比重的变化（variation），因此我们删除了相同学校年级中只有一个班的班级，即删除了 4 所学校中的 202 名学生。附录表 A4 对比了农村全样本与随机分班的样本特征，发现二者没有显著差异，验证了本文估计样本具有代表性。

一维度子指标(详见附录表 A1)¹²。参照 Bono 等(2016)的方法,我们先加总了“Big Five”每一维度子指标相关问题得分,再进行均值为 0,标准差为 1 的标准化处理,从而得到每一维度的非认知能力测度¹³。附录图 A1 绘制了本文构建的“Big Five”指标测度的儿童非认知能力分布图。表 1 报告了留守儿童与普通儿童主要变量的描述性统计。从儿童非认知表现与家庭背景上看(Panel A 和 Panel C),相比农村普通儿童而言,农村留守儿童的非认知表现普遍显著地相对较差,不太可能是独生子女,并且主要来自父母受教育程度低、家庭经济状况较差的低社会经济地位家庭。

表 1 主要变量描述性统计

	留守儿童			普通儿童			均值差异 (2)-(5)
	N	均值	标准差	N	均值	标准差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Panel A. 被解释变量							
严谨性	351	-0.068	1.054	1,777	0.013	0.989	-0.081
亲和性	351	-0.160	1.066	1,777	0.032	0.984	-0.192***
外倾性	351	-0.126	1.032	1,777	0.025	0.992	-0.151***
开放度	351	-0.087	0.955	1,777	0.017	1.008	-0.105*
情绪稳定性	351	-0.167	0.988	1,777	0.033	0.999	-0.200***
Panel B. 核心解释变量							
班级同伴留守儿童比例	351	0.330	0.202	1,777	0.132	0.135	0.198***
Panel C. 儿童个体、家庭特征							
年龄	341	13.393	1.303	1,735	13.815	1.300	-0.422***
性别(男=1)	351	0.439	0.497	1,777	0.489	0.500	-0.050*
户口登记地(本地=1)	351	0.943	0.232	1,777	0.903	0.296	0.040**
独生子女(是=1)	351	0.179	0.384	1,777	0.239	0.426	-0.059**
学前上过幼儿园(是=1)	350	0.717	0.451	1,768	0.736	0.441	-0.019
小学阶段跳过级(是=1)	350	0.031	0.175	1,772	0.021	0.143	0.011
基准非认知能力	351	-0.008	0.960	1,777	0.002	1.008	-0.010
父亲受教育年限	347	8.660	2.118	1,775	8.974	2.269	-0.314**
母亲受教育年限	347	8.023	2.667	1,775	8.220	2.757	-0.197
家庭经济状况(中等及以上)	342	0.772	0.420	1,706	0.817	0.387	-0.045*

注: N 表示样本量。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

那么农村留守同伴是否会损害普通儿童非认知能力发展?为了更直观地展示二者之间的关系,我们做了以下的残差分析。具体来看,我们分别将被解释变量和核心解释变量对学校年级固定效应回归,得到残差。图 1 绘制了二者的残差关系图。可以看出,它们具有明显负相关关系。但二者是否存在因果关系,仍需进一步通过计量模型检验。

12 本文将所有负向得分指标进行了正向化处理,其数值越大表明儿童非认知表现更好。

13 我们也检验了本文构建的“Big Five”指标的可靠性。首先,我们检验了“Big Five”指标与学业成绩的相关性(附录表 A2),结果显示,儿童的学业成绩与严谨性相关性最高(0.42),与情绪稳定性相关性最低(仅 0.03),这与已有研究一致(Kautz 等,2014)。其次,我们将非认知能力综合指标对学业成绩回归,发现非认知能力显著促进了学业成绩的提高,且估计系数(0.237)与已有文献(王春超和林俊杰,2021)接近。这表明本文所构建的“Big Five”指标具有一定的可靠性。

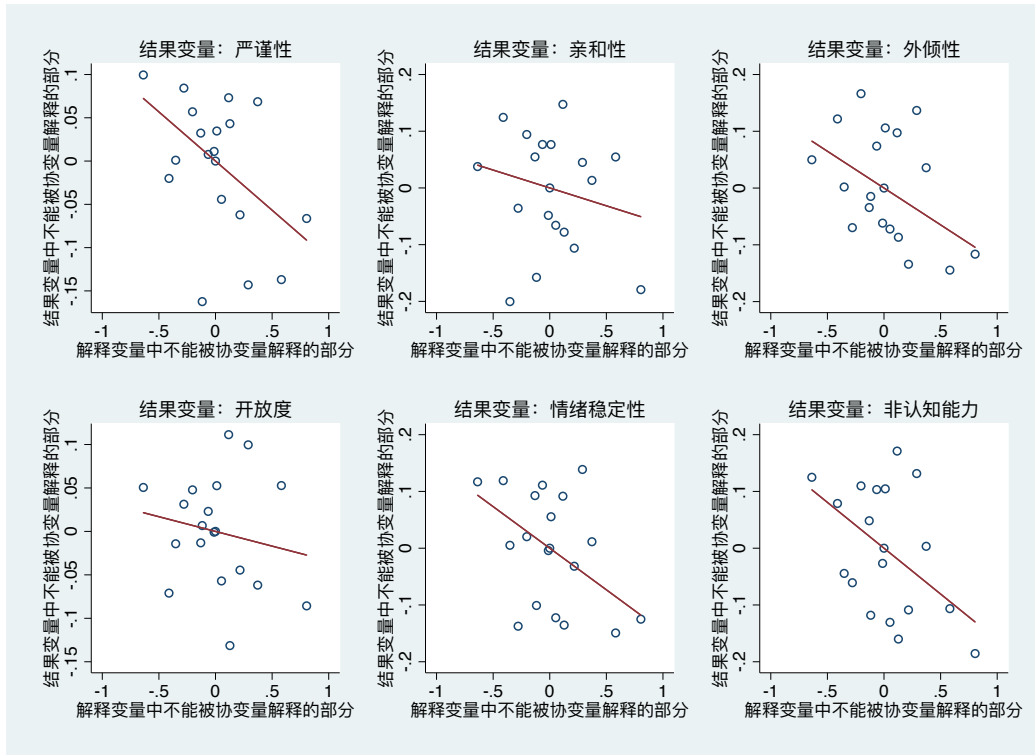


图1 结果变量和解释变量的残差关系图

(三) 班级留守儿童比例：有效性检验与随机性检验

本文因果效应的识别主要取决于两个问题的解答，分别为班级留守儿童比例的有效性以及随机分班样本的可靠性。因此，我们进行了以下几项检验工作。

第一，为了回答有效性问题，我们需要确保相同学校年级中的不同班级之间留守儿童比例具有充分的差异。对此，我们绘制了班级留守儿童比例（或班级留守儿童数量）在全样本中的分布（图2的Panel A和Panel C），可见，该变量在全样本中分布较广，标准差为0.165。图2的Panel B绘制了该变量对学校年级固定效应回归之后的残差分布图，标准差为0.035，减少了约79%。这说明不同学校年级间差异是主要变动的组成部分。此外，我们还进一步刻画了相同学校年级的两个不同班级之间留守儿童比例差异分布（图2的Panel D）。上述三个分布图均验证了相同学校年级中的不同班级之间留守儿童比例是具有充分差异的。

第二，为了验证本文选取随机分班样本的可靠性，我们进行了一系列的随机性检验¹⁴。首先，我们参照了以往文献（Marmaros和Sacerdote，2006；Gong等，2018，2021）的做法，对主要变量和儿童分班前背景特征进行了平衡性检验（balance test）。表2报告了该检验结果。具体来讲，第1-2列中，我们将班级同伴留守儿童比例作为因变量对儿童背景特征进行回归。第3-4列中，我们分别构建了班级同伴留守儿童比例前1%和前10%的虚拟变量，并将这两个虚拟变量作为因变量对儿童背景特征进行回归。第1列OLS估计结果显示，大部分系数都是较大、显著的，而且联合显著性检验的F值也是显著的，这可能反映了不同学校或年级之间的差异性。第2-4列进一步控制了学校年级固定效应，结果表明，所有系数均较小、不显著，且联合显著性检验的F值也不显著。这说明了在相同学校年级中，班级同伴留

¹⁴ 附录表A5报告了参照Guryan等（2009）的做法检验班级构成随机性的回归结果。具体地，控制了学校年级固定效应，我们将儿童留守状态对班级同伴留守儿童比例回归。结果显示，在控制了年级层面留守儿童比例（leave-me-out）来纠正儿童自身留守状态与班级同伴留守儿童比例之间的机械负相关偏差后，班级同伴留守儿童比例系数变得不显著了。这说明了在纠正偏差后儿童自身留守状态与班级同伴留守儿童比例并不存在显著的相关性，表明了相同学校年级内部班级构成是随机的。附录表A6同时报告了将儿童每个背景特征作为因变量对班级同伴留守儿童比例进行回归的结果，也得出一致的结论。

留守儿童比例与儿童个体、家庭背景特征不相关¹⁵。

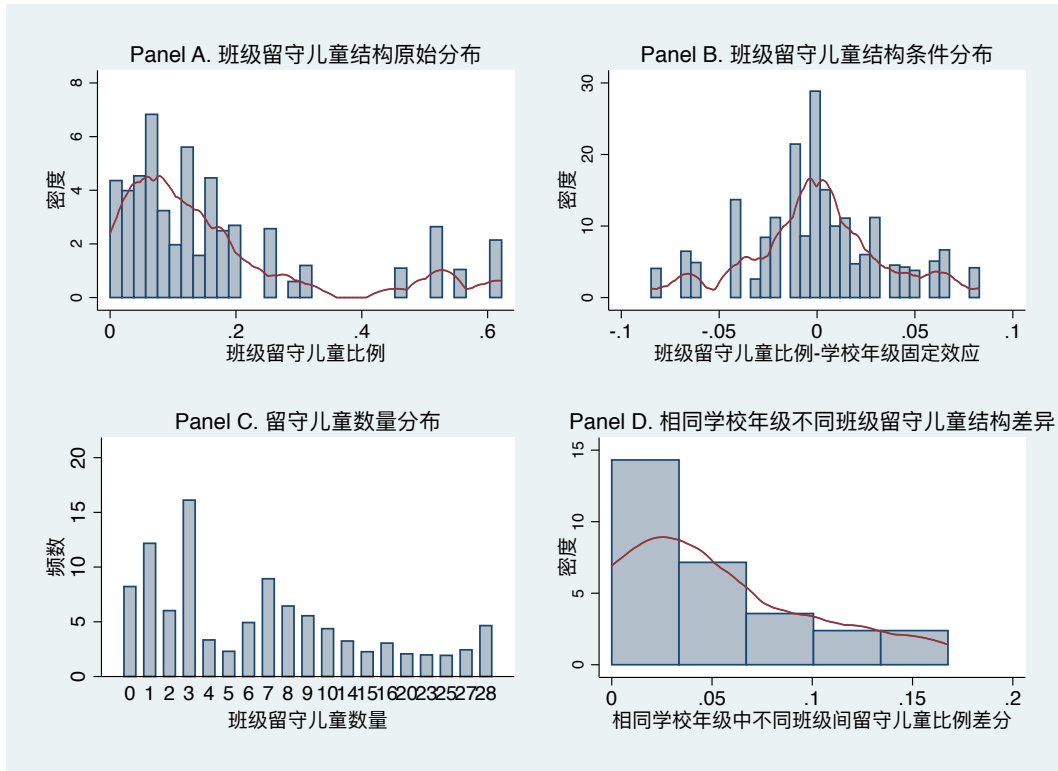


图2 班级留守儿童比例（或数量）分布图

其次，本文进行了两项蒙特卡洛（Monte Carlo）模拟来检验随机性。第一，本文借鉴了Ohinata和van Ours（2013）以及Wang等（2018）的做法检验了相同学校年级中的留守儿童是否被随机分配到两个不同班级。具体地，保持相同学校年级的留守儿童数量、班级规模均与实际数据一致，我们将所在年级的儿童重新随机分配到两个不同班级中；然后，重新计算每个班级的留守儿童数量，以及相同学校年级内部两个班级之间留守儿童数量之差；接着，重复执行上述模拟1,000次；最后，在相同学校年级中，我们将模拟所得的两个班级之间留守儿童数量之差分布情况与实际分布情况进行对比。如果班级间留守儿童的分配是随机的，那么这两项分布应不存在显著差异。图3的Panel A刻画了相应的分布图（附录表A7报告了具体结果）。可见，直观对比与Fisher精确检验均表明模拟分布与实际分布之间不存在显著差异，从而验证了相同学校年级内部班级间留守儿童分配具有随机性。第二，在上述模拟随机分配情况下，我们继续重新计算了班级留守儿童比例，以及该变量的标准差，然后将模拟所得的班级留守儿童比例标准差分布与实际分布情况对比。图3的Panel B刻画了相应的分布图。可见，模拟后该变量标准差的均值为0.16552，这与实际数据中该变量的标准差（0.16545）是非常接近的，从而再次验证了儿童分班的随机性。

最后，尽管在相同学校年级中的班级构成是随机的，但是学校也可能根据班内儿童背景特征选择不同特征的教师带班，换言之，教育资源的分配可能存在非随机性问题（Ohinata和van Ours, 2013; Wang和Zhu, 2021; Huang和Zhu, 2020）。因此，我们采用了两种方法进一步检验了教师分配的随机性。第一，本文将班级留守儿童比例对班级特征变量回归，同时控制学校年级固定效应。附录表A8报告的结果显示，无论是否控制班级学生的平均家庭背景特征，绝大部分的估计系数都是不显著的，并且联合显著性检验的F值也不显著。第

¹⁵ 受限于数据，我们无法控制所有潜在的混杂因素（confounding factors）。然而，本文采用的准随机分配（quasi-random assignment）样本有助于缓解遗漏变量偏误问题，从而使得本文估计尽可能获得因果效应。

二，本文将班级每个背景特征作为因变量对班级留守儿童比例进行回归，附录表 A9 报告的结果表明，控制学校年级固定效应后，所有估计系数均不显著。总的来看，这两项检验都一致说明了班级留守儿童比例与班级特征均不相关，从而验证了教师资源分配的随机性。

表 2 学生平衡性检验结果

	OLS 估计		固定效应估计	
	班级同伴留守 儿童比例	班级同伴留 守儿童比例	班级同伴留守 儿童比例前 1% 虚拟变量	班级同伴留守 儿童比例前 10%虚拟变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄	-0.285** (0.123)	0.025 (0.016)	0.014 (0.008)	0.011 (0.008)
性别 (男=1)	0.124* (0.067)	-0.002 (0.011)	-0.003 (0.004)	0.006 (0.005)
户口登记地 (本地=1)	0.878*** (0.178)	-0.006 (0.024)	0.010 (0.010)	-0.012 (0.009)
独生子女 (是=1)	-0.530*** (0.137)	0.018 (0.017)	0.000 (0.003)	0.007 (0.005)
学前上过幼儿园 (是=1)	-0.093 (0.109)	0.007 (0.016)	0.008 (0.008)	0.001 (0.001)
小学阶段跳过级 (是=1)	0.375 (0.319)	-0.006 (0.039)	-0.015 (0.013)	-0.004 (0.004)
基准非认知能力	0.002 (0.058)	0.008 (0.007)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.001)
父亲受教育年限	-0.029 (0.026)	0.001 (0.003)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)
母亲受教育年限	-0.044* (0.025)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
家庭经济条件 (中等及以上)	-0.320** (0.128)	0.002 (0.018)	-0.014 (0.008)	-0.008 (0.006)
学校年级固定效应	否	是	是	是
F 统计量	4.59	1.12	0.56	0.31
P 值	0.00	0.36	0.84	0.98
观测数	1,983	1,983	1,983	1,983

注：第 3 列定义一个虚拟变量，当班级同伴留守儿童比例在 99%分位点及以上时，取值为 1，否则为 0；第 4 列定义一个虚拟变量，当班级同伴留守儿童比例在 90%分位点及以上时，取值为 1，否则为 0。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

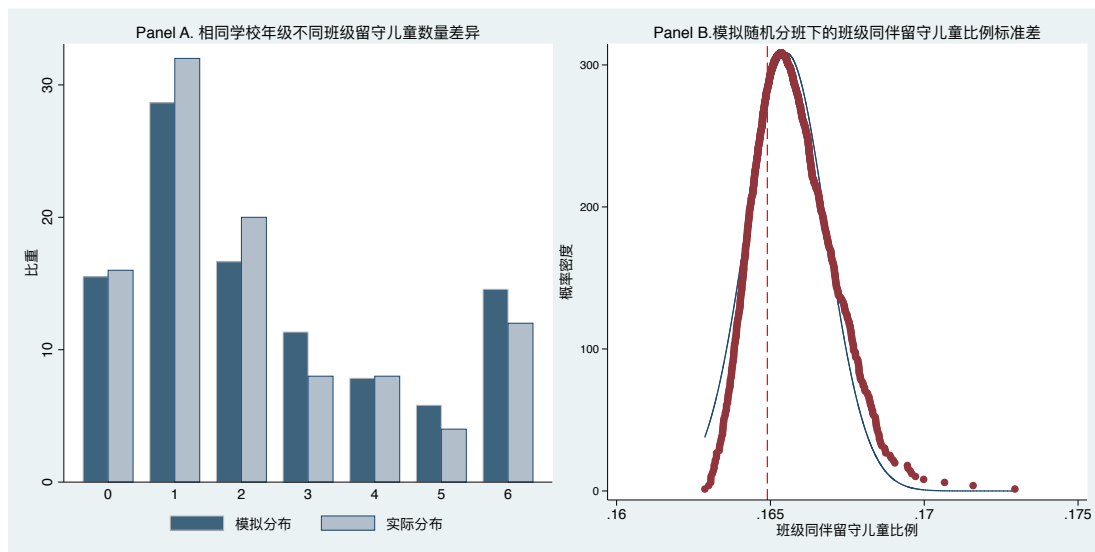


图 3 蒙特卡洛模拟随机分班后的分布图

注：Panel B 图中的垂线为实际数据中班级留守同伴比例的标准差；蓝色线表示模拟数据中班级同伴留守儿童比例标准差分布。

四、实证分析

(一) 基准结果

表 3 报告了基于式 (1) 的估计结果。首先, Panel A 报告了基于农村地区学校采取随机分班儿童样本的回归结果, 我们发现农村班级留守同伴对普通儿童的非认知能力产生了负向的溢出效应。第 1 列表明, 当农村班级留守同伴比例每提高 10 个百分点时, 普通儿童的严谨性将显著降低 0.202 个标准差 (s.e.=0.045)。由于严谨性与儿童学习成绩密切相关 (Kautz 等, 2014), 因此, 这说明农村地区当班级内部留守儿童比例增加时, 将不利于其同伴学业发展, 这与王海宁和陈媛媛 (2023) 的发现一致: 班级中留守儿童比重的提高将对其同伴的教育产生负的外部性。第 2-3 列结果显示, 农村班级留守同伴比重提高 10 个百分点分别降低了普通儿童的亲和性与外倾性 0.152 (s.e.=0.090) 和 0.155 (s.e.=0.063) 个标准差。亲和性与外倾性主要测度了儿童的社交能力, 这表明较高的班级留守儿童比重不利于普通儿童改善人际交往水平以及增加对社会的融入。第 4 列表明, 较高的班级留守儿童比重显著降低了普通儿童的开放度。开放度较低的儿童创新能力不足, 更难以适应新环境。第 5 列表明, 班级留守儿童比重的提高显著降低了其同伴的情绪稳定性, 而变得情绪波动大且易受外界环境影响。这也与已有文献中发现班级留守儿童比重增加会损害其同伴心理健康的结论相符 (Wang 和 Zhu, 2021)。因此, 上述结果意味着在一个 40 人的班级内, 每增加 1 个留守儿童 (即班级留守儿童比重增加 2.5%) 将导致普通儿童严谨性、亲和性、外倾性、开放度和情绪稳定性分别降低 0.051 (0.202/10×2.5)、0.038 (0.152/10×2.5)、0.039 (0.155/10×2.5)、0.033 (0.131/10×2.5) 和 0.039 (0.154/10×2.5) 个标准差。总体来看, 农村留守同伴的增加将损害普通儿童非认知能力的发展¹⁶。

其次, 一个很自然的问题是: 如果我们采用非随机分班样本来估计的话, 是否会导致结果估计偏误? 为了解答该问题, Panel B 报告了这些学校采取非随机分班儿童样本的回归结果。结果显示, 绝大部分估计系数都是较小且不显著的 (除了严谨性仅为 10% 显著性水平)。诚然, 如果我们将随机分班与非随机分班样本都纳入分析的话, 那么班级中留守儿童的同群效应将会被低估。因此, 本文研究都是基于随机分班样本展开的。

表 3 基准回归结果

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 农村地区学校采取随机分班儿童样本					
班级同伴留守儿童比例	-0.202*** (0.045)	-0.152* (0.090)	-0.155** (0.063)	-0.131*** (0.048)	-0.154*** (0.050)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.098	0.066	0.107	0.063	0.062
Panel B. 农村地区学校采取非随机分班儿童样本					
班级同伴留守儿童比例	-0.068* (0.034)	-0.009 (0.049)	0.025 (0.027)	-0.040 (0.054)	0.021 (0.024)
观测数	896	896	896	896	896
R ²	0.090	0.112	0.156	0.065	0.079
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注: 初中儿童的个体特征变量 (年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力); 家庭特征变量 (父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭); 班级特征变量 (班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号; 班级规模)。括号里的数值为聚类稳健标准误, 在班级层面上聚类。*、**、*** 分别为 10%、5% 和 1% 显著水平。

¹⁶ 本文分析对象为普通儿童, 这可以较好地地区分班级内溢出效应的“发起者”与“接受者” (Bietenbeck, 2020), 从而有助于避免在计算除自身以外其他同学平均值时出现目标儿童与其同伴特征之间的机械性相关 (Angrist, 2014; Carrell 等, 2018), 因此本文基准回归没有包括留守儿童样本。此外, 附录表 A10 也报告了纳入留守儿童样本的回归结果, 仍然可以得到一致结论。

（二）非线性估计结果

由于上述的基准结果是根据参数线性均值模型估计所获得的，但是考虑到每增加一个留守儿童的边际影响可能不同，因此留守儿童的同群效应可能是非线性的¹⁷。鉴于此，我们进一步根据班级留守儿童比例的10%、30%、50%、70%以及90%分位点，生成留守儿童比例的5个虚拟变量，分别为：（1）10–30%分位点（含），（2）30–50%分位点（含），（3）50–70%分位点（含），（4）70–90%分位点（含），以及（5）90%分位点以上。其中，基准组为10%分位点以下样本。检验结果如图4所示。从图中可以发现，班级留守儿童比例的大部分估计系数都呈现出上升的趋势，其中，当班级中留守儿童比重高于90%分位点时，其同群效应是最大的，并且显著性水平也是最高的。这也再次说明了随着班级中留守儿童比重的提高，其产生的负向溢出效应也随之增加。

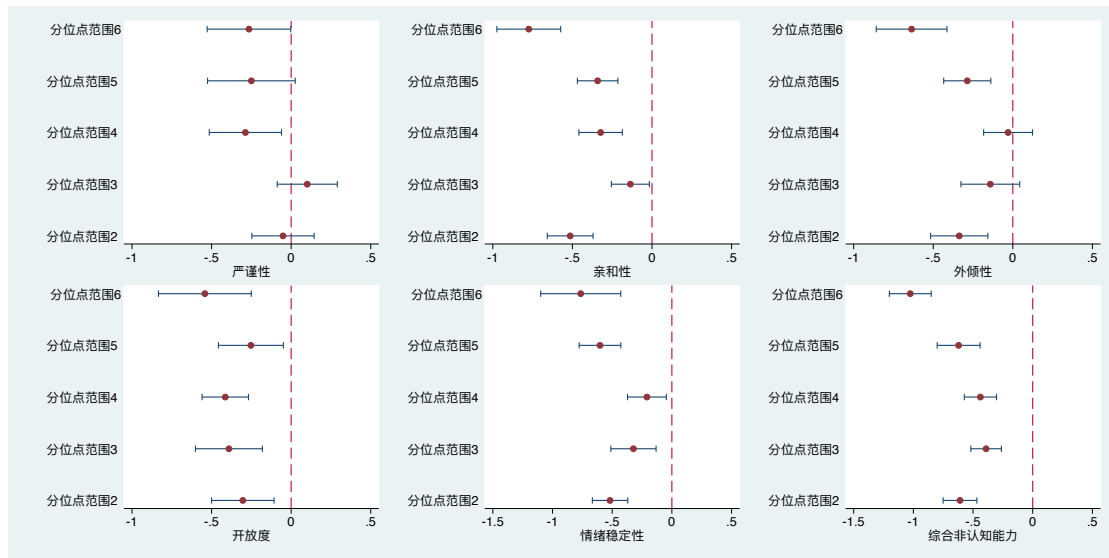


图4 非线性检验的估计系数分布图

注：分位点范围2、分位点范围3、分位点范围4、分位点范围5和分位点范围6分别表示10–30%分位点（含）、30–50%分位点（含）、50–70%分位点（含）、70–90%分位点（含），以及90%分位点以上虚拟变量。

（三）机制检验

基准结果表明，农村留守同伴的增加将损害普通儿童非认知能力的发展。由于人力资本积累不仅影响个体终生成就，并且对经济发展和创新强国建设具有重要意义，揭开班级留守同伴与儿童非认知能力关系的内在机理有助于我们对人力资本积累进行有效干预，本小节我们对可能的影响机制进行逐一检验，附录表A11报告了本文主要机制变量的描述性统计。

1. 班级氛围机制

首先，我们检验了班级氛围机制的影响。已有研究表明，不良的儿童(disruptive children)可能会扰乱课堂，使得班级氛围变差，损害了班内同学的社交，从而妨碍了同班同学非认知能力的发展(Wang和Zhu, 2021; Zhou和Wang, 2023)。而留守儿童更倾向于产生暴力、违纪、攻击和破坏等不良行为(Zhang等, 2014; Wu和Zhang, 2017)，因此我们猜测留守儿童的增加会对班级氛围产生负的外部性，导致 $\delta = \frac{\partial f(\cdot)}{\partial peer-it} < 0$ 。如果班级留守儿童比重与普通儿童非认知表现间关系是班级氛围导致的，那么留守儿童比重的提高将会使得班级班

¹⁷ 我们将“Big Five”各维度的非认知能力问题得分加总，再进行了均值为0与标准差为1的处理，构建了一个非认知能力的综合指标。

风变差¹⁸、以及普通儿童经常上网玩游戏和看电视的不良行为增加。表4的Panel A结果显示，尽管班级留守儿童比例对班风情况没有显著影响，但是该比例的提高却显著增加了普通儿童出现不良行为的概率（经常上网玩游戏/看电视的概率显著增加）。此外，考虑到留守儿童的不良行为也可能会影响班风与普通儿童自身的行为状况。鉴于此，Panel B报告了班级同伴留守儿童经常上网玩游戏或者看电视比例对班级氛围的影响结果¹⁹。结果表明，班级同伴留守儿童经常上网玩游戏或者看电视比例的提高显著增加了普通儿童自身经常上网玩游戏和看电视的不良行为。为了排除此外溢性影响的干扰，Panel C报告了进一步控制了留守儿童不良行为比重的结果。可以发现，留守儿童同群效应的估计系数较Panel A结果没有发生明显改变。总的来看，班级留守儿童比重提高时，将使得部分维度的班级氛围变得更差。

表4 班级氛围机制检验

	班级班风良好 (是=1) (1)	是否经常上网玩游戏 (是=1) (2)	是否经常看电视 (是=1) (3)
Panel A. 留守儿童外溢性影响			
班级同伴留守儿童比例	-0.032 (0.038)	0.051*** (0.015)	0.107*** (0.029)
观测数	1,655	1,655	1,655
R ²	0.093	0.085	0.081
Panel B. 留守儿童不良行为外溢性影响			
班级同伴留守儿童经常上网玩游戏或者看电视比例	-0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001** (0.000)
观测数	1,983	1,983	1,983
R ²	0.092	0.087	0.077
Panel C. 控制留守儿童不良行为外溢性影响			
班级同伴留守儿童比例	-0.059* (0.034)	0.065*** (0.016)	0.080*** (0.030)
班级同伴留守儿童经常上网玩游戏或者看电视比例	-0.001 (0.001)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
观测数	1,983	1,983	1,983
R ²	0.093	0.089	0.080
个体、家庭和班级特征	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为10%、5%和1%显著水平。

2. 教师投入机制

其次，我们来看教师投入机制的影响。许多文献已经证明，班级内部同伴结构会通过改变教师对学生的预期以及教学行为来影响学生非认知能力的发展（Gong等，2021；Cai等，2022；Li和Zhao，2022）。比如，Cai等（2022）发现，班级独生子女比例越高，会使得教师与学生的互动性越低，从而损害了学生心理健康与社交技能等非认知能力的发展。Li和Zhao（2022）发现，班级内小学阶段曾经留过级的学生比例提高将使得同班非留级学生更可

¹⁸ 学生问卷中询问了儿童是否“所在的班级班风良好”，这个问题回答选项为“1完全不同意”、“2比较不同意”、“3比较同意”和“4完全同意”。得分越高，表示儿童所在班级班风越好。我们设置了一个虚拟变量，当回答选项为4时，则取值为1，否则取值为0。

¹⁹ 在学生问卷中，儿童被问及了“上周一到上周五（上周末），你平均每天在‘上网玩游戏’（‘看电视’）课外活动时间安排”。我们计算了上周一到周日平均每天孩子“上网玩游戏”（或者“看电视”）时间。然而，《中国儿童青少年身体活动指南》指出6-17岁中国儿童青少年每日屏幕时间（包括打游戏和看电视等）应限制在2小时以内。因此，我们定义了是否存在经常上网玩游戏或看电视行为的两个虚拟变量。即如果上周一到周日平均每天上网玩游戏（看电视）的时间都大于等于2小时，则上网玩游戏（看电视）行为的虚拟变量取值为1，否则为0。并且，我们还设置了一个虚拟变量，取值为1时表示至少存在上述两种不良行为中的一种，否则取值为0。

能获得课任老师的表扬与不太可能受到班主任批评，从而改善了他们的心理健康与社交技能等非认知能力。由于留守儿童自身可能存在扰乱纪律的行为，教师需要花费更多的时间和精力处理相关事件，因此分散了他们关心班级中普通儿童的精力。因此，我们猜测留守儿童的增加将会挤占教师对普通儿童时间与精力的投入，即 $\eta = \frac{\partial g(\cdot)}{\partial peer_{-it}} < 0$ 。鉴于班主任除了关注学生的学业成绩外，还承担着整个班级大部分日常管理及德育工作，与学生、家长接触更密切，对儿童非认知表现影响更大，因此我们采用班主任投入来作为教师投入的测度。从表5中，我们可以发现班级留守儿童比例的提高显著降低了孩子喜欢班主任程度，以及班主任更可能变得缺乏责任心与耐心，更少联系学生家长 and 表扬学生²⁰。总体说明了，班级留守儿童比例的提高确实使得班主任对学生时间、精力与情感方面的投入更少。

表5 教师投入机制检验

	孩子喜欢班主任 (1)	负责 (是=1) (2)	有耐心 (是=1) (3)	联系家长 (是=1) (4)	经常表扬学生 (是=1) (5)
班级同伴留守儿童比例	-0.286*** (0.049)	-0.046*** (0.015)	-0.104*** (0.016)	-0.111*** (0.020)	-0.119*** (0.021)
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
观测数	1,608	1,655	1,655	1,611	1,655
R ²	0.129	0.073	0.096	0.120	0.120

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为10%、5%和1%显著水平。

3. 父母投入机制

如理论模型所述，班级留守儿童的数量还可能通过影响父母投入影响儿童非认知能力发展，但 $\partial h(\cdot)/\partial peer_{-it}$ 的符号尚不明确。父母会根据子女所在班级内部的同伴结构来调整其投入水平（Dizon-Ross, 2019; Cai 等, 2022），且有两种策略。第一，根据增强型投资策略可知，父母的投资决定可能与孩子同伴的认知和非认知技能呈互补关系（Adhvaryu 和 Nyshadham, 2016; Agostinelli, 2018; Özdemir, 2019）²¹。而留守儿童学业成绩和心理健康状态普遍较差，因此，班级留守儿童比重的提高可能会降低父母对子女人力资本水平的预期，从而导致父母投入降低，即 $\partial h(\cdot)/\partial peer_{-it} < 0$ 。另一方面，父母也可能会采取补偿策略（Heckman, 2018），即当班级内留守儿童比例提高时，父母增加教育投入弥补子女的人力资本损失。此时， $\partial h(\cdot)/\partial peer_{-it} > 0$ 。本文将在实证部分对以上两种情况进行验证。

表6的Panel A结果显示，班级留守儿童比例的提高并不会显著影响普通儿童父母对子女时间和精力方面的投入²²。此外，考虑到孩子们父母之间可能存在交流，会受到留守儿童

20 第一，在家长问卷中，家长被问及了“孩子喜不喜欢这所学校的班主任”，我们将该问题进行均值为0和标准差为1的标准化处理。第二，家长还被问及了“您觉得老师对这个孩子负责吗？”和“您觉得老师对这个孩子有耐心吗？”，这两个问题回答选项为“1一点也不负责（一点也没有耐心）”、“2不太负责（不太有耐心）”、“3一般”、“4比较负责（比较有耐心）”和“5非常负责（非常有耐心）”，分值越高，则表明班主任越负责和有耐心。我们定义了是否负责（耐心）的虚拟变量，即如果回答选项为4和5时，则取值为1，否则取值为0。第三，家长还被问及了“这学期以来，孩子的老师是否主动联系过您？”，回答选项为“1从来没有”、“2一次”、“3二到四次”、“4五次及以上”，我们将回答选项为2-4的取值为1，表示班主任联系家长，否则取值为0。最后，在学生问卷中，儿童被问及了是否“班主任老师经常表扬我”，该问题回答选项为“1完全不同意”、“2比较不同意”、“3比较同意”和“4完全同意”。我们设置了虚拟变量，当回答选项为3和4时，则取值为1，否则取值为0。

21 比如，Agostinelli (2018) 发现父母投资决定与孩子同伴的认知技能呈互补关系。Özdemir (2019) 发现父母对孩子的积极陪伴时间投入与孩子同伴自尊心等非认知能力水平也呈互补关系。

22 首先，学生问卷中询问了儿童是否认为“你觉得父母为你做的多吗？”，这个问题回答选项为“1一点也不多”、“2比较少”、“3不多不少”、“4比较多”和“5非常多”。当回答选项为1-3时，则取值为1，否则取值为0。其次，儿童还被问及了“你的父母在以下事情上管你严不严？——作业或考试、在学校表现、每天上学、每天几点回家、和谁交朋友、穿着打扮、上网时间、看电视的时间”，该问题回答选项为“1不管”、“2管，但不严”和“3管得很严”。我们将上述问题得分加总，得分小于中位数时取值为1，表示父母对孩子管得不严。接着，家长问卷还询问了父母“您是否主动与孩子讨论以下事情？——

父母投入情况影响，从而影响父母对其子女投入。基于此，Panel B 报告了留守同伴父母有相应投入行为比例对普通儿童父母自身投入的影响。结果显示，普通儿童父母自身投入基本未受到班级内留守同伴父母投入缺乏情况影响。为了排除此外溢性影响干扰，Panel C 报告了进一步控制了留守同伴父母有相应投入行为比例结果。可以发现，留守儿童同群效应的估计系数较 Panel A 结果没有发生明显改变，并且仍然不显著。总的来看，班级留守儿童比重提高并不会显著改变普通儿童父母对其子女时间和精力投入²³。

表 6 父母投入机制检验

	你觉得父母为你做的较少吗 (是=1) (1)	父母对孩子管得不严 (是=1) (2)	父母与孩子沟通较少 (是=1) (3)	父母积极陪伴孩子较少 (是=1) ²⁴ (4)	父母联系老师较少 (是=1) (5)
Panel A. 留守儿童比重外溢性影响					
班级同伴留守儿童比例	0.005 (0.008)	0.010 (0.011)	0.031 (0.034)	0.049 (0.030)	0.026 (0.020)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.033	0.039	0.054	0.131	0.056
Panel B. 留守儿童父母对子女投入外溢性影响					
留守同伴父母有相应行为比例	0.013 (0.018)	0.052** (0.021)	0.010 (0.043)	-0.002 (0.028)	0.030 (0.028)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.033	0.039	0.053	0.130	0.056
Panel C. 控制留守儿童父母对子女投入外溢性影响					
班级同伴留守儿童比例	0.006 (0.008)	0.011 (0.010)	0.031 (0.034)	0.049 (0.030)	0.021 (0.019)
留守同伴父母有相应行为比例	0.016 (0.017)	0.052** (0.021)	0.010 (0.044)	-0.008 (0.031)	0.020 (0.027)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.033	0.039	0.054	0.131	0.056
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

4. 解释力分析

前文我们发现班级留守儿童比重的提高会显著降低同班同学的非认知能力水平，其机制主要是由于班级氛围变差与教师投入更少，而父母投入并未受到显著影响。那么上述渠道是否能够解释班级留守儿童比重与同伴非认知表现关系呢？哪条机制起到主导作用？这里我们采用了渠道效应进行解释力分析，即在分别控制不同机制变量后，比较核心解释变量的估计系数变化幅度。

表 7 报告了班级留守儿童对其同伴非认知能力影响的机制解释力检验结果。结果显示，

学校发生的事情、孩子与朋友的关系、孩子与老师的关系、孩子的心情、孩子的心事或烦恼”，该问题回答选项为“1 从不”、“2 偶尔”、“3 经常”，我们将上述问题得分加总，得分小于中位数时取值为 1，表示父母与孩子沟通较少。然后，家长问卷还询问了父母“过去一年，陪伴子女读书、参观博物馆（动物园、科技馆等）、外出看演出（体育比赛、电影等）活动的频率”，该问题回答选项为“1 从未做过”、“2 每年一次”、“3 每个月一次”、“4 每周一次”和“5 每周一次以上”，我们同样将上述问题得分加总，得分小于中位数时取值为 1，表示父母缺少积极陪伴子女。最后，家长问卷还询问了父母“是否曾经主动联络学校老师”，这个问题回答选项为“1 从来没有”、“2 一次”、“3 二到四次”、“4 五次以上”，当回答选项为 1-3 时，则取值为 1，否则取值为 0。

²³ 考虑到部分父母可能更在意子女学习环境而要求换班，从而导致剩下学生的父母是低投入的。基于此，本文进一步将存在父母要求子女换班的班级予以剔除，附录表 A12 的结果仍然可以得到一致结论。

²⁴ 本文以“高质量”的参与式陪伴来测度父母积极陪伴子女时间，因为无参与式的陪伴是“低质量”的。研究表明，父母积极陪伴的投入对子女人力资本发展具有重要影响（Del Boca, 2014）。

相较于基准回归结果 (Panel A), Panel B 控制了班级氛围机制变量后, 关键变量的估计系数有一定的下降。从解释力度来看, 班级氛围机制分别能够解释普通儿童严谨性、亲和性、外倾性、开放度以及情绪稳定性差异的 9.4%、23%、21.9%、15.3% 和 12.3%。Panel C 结果表明, 在加入教师投入机制变量后, 表示班级留守儿童比例变量的系数大小都出现了明显的下降。从解释力度来看, 教师投入分别能够解释普通儿童严谨性、亲和性、外倾性、开放度以及情绪稳定性差异的 23.8%、78.9%、67.1%、55.0% 和 19.5%。Panel D 的父母投入机制检验结果表明, 表示班级留守儿童比重的变量系数几乎没有太大变化。Panel E 表明, 在控制了所有影响机制后, 关键变量的估计系数相比基准回归大约减小了 27.2%–86.2%。综合来看, 教师投入是影响班级中留守儿童比例与普通儿童非认知表现关系的重要原因, 而班级氛围机制所产生的影响仅次于教师投入机制。

表 7 影响机制解释力

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 原回归 (不控制任何机制)					
班级同伴留守儿童比例	-0.202*** (0.045)	-0.152* (0.090)	-0.155** (0.063)	-0.131*** (0.048)	-0.154*** (0.050)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.098	0.066	0.106	0.063	0.062
Panel B. 控制班级氛围机制					
班级同伴留守儿童比例	-0.183*** (0.048)	-0.117 (0.071)	-0.121** (0.050)	-0.111** (0.045)	-0.135** (0.053)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.114	0.205	0.181	0.070	0.070
Panel C. 控制教师投入机制					
班级同伴留守儿童比例	-0.154*** (0.048)	-0.032 (0.071)	-0.051 (0.056)	-0.059 (0.045)	-0.124** (0.054)
观测数	1,591	1,591	1,591	1,591	1,591
R ²	0.156	0.139	0.184	0.091	0.091
Panel D. 控制父母投入机制					
班级同伴留守儿童比例	-0.195*** (0.042)	-0.138 (0.088)	-0.144** (0.063)	-0.118** (0.049)	-0.146*** (0.052)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.126	0.080	0.126	0.124	0.069
Panel E. 控制上述所有机制					
班级同伴留守儿童比例	-0.147*** (0.047)	-0.021 (0.057)	-0.039 (0.050)	-0.043 (0.045)	-0.110* (0.056)
观测数	1,591	1,591	1,591	1,591	1,591
R ²	0.168	0.251	0.236	0.108	0.100
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注: 初中儿童的个体特征变量 (年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳级、基准非认知能力); 家庭特征变量 (父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭); 班级特征变量 (班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号; 班级规模)。括号里的数值为聚类稳健标准误, 在班级层面上聚类。*、**、*** 分别为 10%、5% 和 1% 显著水平。

五、异质性分析和稳健性检验

(一) 异质性分析

1. 普通儿童的家庭社会经济地位

班级留守儿童比重对其同班同学非认知能力的影响可能对于不同社会经济地位 (socioeconomic status, 简称 SES) 家庭的孩子有所差异。借鉴吴贾等 (2023) 的做法, 本文结合父母亲学历与家庭经济状况定义社会经济地位, 即将父亲或母亲最高受教育年限大于等于 9 年且收入为中等及以上的家庭定义为高 SES 家庭。表 8 报告了对不同 SES 家庭样

本的估计结果。结果显示，留守儿童的同群效应显著降低了高 SES 家庭普通儿童的非认知能力，而对低 SES 家庭子女非认知表现的影响总体上不显著（除了严谨性）。检验子样本估计系数相等的 t 检验表明，留守儿童同群效应对高 SES 家庭普通儿童的亲和性、开放度与情绪稳定性的影响高于低 SES 家庭的儿童。上述两个指标在一定程度上均与社交行为相关²⁵，因此，本文结果表明，班级更高比重的留守儿童将不利于改善同班高 SES 家庭普通儿童人际交往水平，降低了他们的亲社会行为与新环境的适应能力，并且使得他们变得情绪更容易波动。该结果与现有研究发现来自社会经济地位更高家庭的儿童更容易受到那些同一个班级中不良同伴（disrupted peers）的影响结论相符（Lavy 等，2012；Carrell 等，2018；王海宁和陈媛媛，2023）。

表 8 关于家庭经济地位的异质性分析

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 高 SES 家庭					
班级同伴留守儿童比例	-0.151*	-0.161***	-0.147**	-0.213***	-0.221***
	(0.077)	(0.045)	(0.055)	(0.071)	(0.079)
观测数	1,204	1,204	1,204	1,204	1,204
R ²	0.105	0.084	0.118	0.075	0.056
Panel B. 低 SES 家庭					
班级同伴留守儿童比例	-0.355***	-0.080	-0.148	0.019	-0.027
	(0.067)	(0.219)	(0.143)	(0.092)	(0.099)
观测数	451	451	451	451	451
R ²	0.155	0.143	0.139	0.153	0.153
高 SES 家庭=低 SES 家庭: t 检验 p 值					
班级同伴留守儿童比例	0.11	0.09	0.99	0.06	0.08
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

2. 班级规模

留守儿童同群效应对处于不同班级规模的同班同学的影响可能不同。已有研究表明，同学之间的交流互动频次会随班级规模的增加而减少（Wang 等，2018；王海宁和陈媛媛，2023），班级规模的缩小能够显著改善学生的亲社会行为，促进学生部分非认知能力发展（Finn 等，2003）。在以上情况下，小规模班级中同群效应的负向影响可能会更大。基于此，本文将儿童总人数在 40 人及以下的班级定义为小规模班级（Angrist 和 Lavy，1999；Wang 和 Zhu，2021）。表 9 报告了不同班级规模中同群效应的回归结果。结果显示，留守儿童同群效应对小规模班级内儿童各项非认知能力的负向影响大于规模较大班级的儿童（检验不同规模班级两个子样本估计系数相等的 p 检验值较小）。这与以往研究发现国际移民学生对本国学生、外地学生对本地学生的同群效应在小规模班级内影响更大的结论相一致（Lavy 和 Schlosser，2011；Wang 等，2018）。

²⁵ 亲和性体现了友好、善解人意、考虑他人利益，亲和性更高的人倾向于帮助他人。开放度测度了儿童对新环境的适应，开放度高的人更容易适应新环境。情绪稳定性则主要测度了儿童的情绪波动情况。

表 9 关于班级规模的异质性分析

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 40 人以上					
班级同伴留守儿童比例	-0.205*** (0.055)	-0.149 (0.116)	-0.089 (0.059)	-0.158*** (0.051)	-0.089* (0.050)
观测数	1,142	1,142	1,142	1,142	1,142
R ²	0.072	0.046	0.098	0.064	0.067
Panel B. 40 人及以下					
班级同伴留守儿童比例	-2.406*** (0.185)	-1.426*** (0.163)	-2.610*** (0.183)	-0.982** (0.397)	-0.818*** (0.235)
观测数	513	513	513	513	513
R ²	0.204	0.130	0.142	0.089	0.082
40 人以上=40 人及以下: <i>t</i> 检验 <i>p</i> 值					
班级同伴留守儿童比例	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

3. 留守儿童的性别

研究表明，男孩相比女孩在青少年时期会经历不同的心理转变（Buchanan 等，2016），更容易出现吸烟、逃学等违纪行为（Chi 和 Cui，2020），以及不满于外界时更容易表现出攻击行为和敌意（罗贵明，2008）。因此，我们进一步探讨了留守儿童的同群效应是否因留守儿童性别不同而有所不同。表 10 报告了基于不同性别留守儿童的同群效应估计结果。结果显示，男性留守同伴对普通儿童严谨性、外倾性和开放度的影响显著大于女性留守同伴（检验子样本估计系数相等的 *t* 检验均具有较小的 *p* 值）。总体而言，留守儿童同群效应的负面影响主要源于男性留守儿童。

表 10 关于留守儿童性别的异质性分析

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 男性留守儿童					
班级同伴男性留守儿童比例	-0.204*** (0.056)	-0.157** (0.064)	-0.271*** (0.068)	-0.169** (0.076)	-0.164*** (0.043)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.097	0.065	0.110	0.064	0.061
Panel B. 女性留守儿童					
班级同伴女性留守儿童比例	-0.055 (0.077)	-0.038 (0.085)	0.082 (0.067)	0.005 (0.052)	-0.034 (0.073)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.094	0.064	0.105	0.062	0.060
男性留守儿童=女性留守儿童: <i>t</i> 检验 <i>p</i> 值					
班级同伴留守儿童比例	0.08	0.17	0.00	0.04	0.11
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

4. 普通儿童的性别

留守儿童同群效应对于不同性别儿童非认知能力的影响是否有所差异？一方面，女孩可能与父母交流更多，其受到班级留守儿童同群效应的负面影响可能相对较小。另一方面，女孩相较于男孩的情绪识别能力更强，其部分非认知能力对外界的反应更为敏感（Hall，

1990)。附录表 A13 对不同性别的普通儿童样本进行异质性分析。结果显示，尽管留守儿童的同群效应对女性普通儿童非认知能力的负向影响程度相比男孩而言更大，但是检验两个子样本估计系数相等的 p 检验值大于 0.1，因此，本文并未发现显著的性别异质性证据。

（二）稳健性检验

在研究同群效应时，反射性问题（reflection problem）将会干扰本文因果识别。反射性问题是指出儿童本身与其同伴的表现同时被决定，此时无法区分儿童自身对其同伴影响和同伴对儿童个体影响的因果关系。Manski（1993）将该问题分解为三种效应：内生效应、外生效应与相关效应（包括相关群体因素和共同环境因素）。这部分我们将检验外生效应与相关效应对本文结果的影响。

1. 反射性问题：相关群体因素

相关群体因素是指背景特征相似的学生会被分配到同一个班级，即潜在的样本自选择问题。为了解决该问题，本文不仅采用了随机分班样本来避免自选择导致的估计偏差，并且还控制了儿童历史表现信息，包括了学前是否上过幼儿园、小学阶段是否跳过级、基准非认知能力。因此这一节我们将再次检验随机分班样本的可靠性。

首先，考虑到部分家长可能不满意随机分班，而要求将其孩子分配到特定班级或由特定教师教授。因此，我们将即使学校采取随机分班政策，但是家长仍然要求子女换班的班级予以剔除。附录表 A14 报告了估计结果。我们发现所得结果依然与基准回归结果保持一致，从而验证了本文主结果的稳健性。

其次，考虑到即使部分学校在问卷中回答了随机分班，但是在实际操作中并没有严格遵循该规则而存在误报的情况，从而导致估计结果偏误。对此，借鉴 Gong 等（2018）的做法，我们通过随机删除样本中的学校来观察回归结果是否发生明显改变，如果样本构成主要为随机分班样本，那么该估计系数的分布与基准回归结果不会出现较大偏离。为了保证足够的样本量，本文每次从样本中随机删除 2 所学校，然后进行 1,000 次回归。附录图 A2 的 Panel A 绘制了相应的系数分布图。可以发现，随机删除样本后的回归系数基本集中在主回归系数值附近。这表明即使总样本涵盖了非随机分班的学校，依然不影响本文的估计结果。

2. 反射性问题：外生效应

本文因果识别所面临的另一个重要挑战是：可观测相关特征导致的外生效应问题。即，同伴的外生背景特征对儿童个体非认知表现的影响。换句话说，儿童非认知表现可能与班级中同伴家庭背景等外在特征相关，比如同伴父母受教育程度（殷戈等，2020）。而且，儿童留守状态也可能与其家庭背景特征相关，从而导致估计偏误。如果上述情况为真，那么本文估计的同群效应很可能源于班级同伴可观测人口学特征的影响。为了排除这一问题，借鉴 Bietenbeck（2020）的做法，本文进一步控制了班级同伴男孩平均比例、班级同伴独生子女平均比例、班级同伴平均学业成绩、班级同伴父亲/母亲平均受教育年限以及班级同伴平均家庭经济状况的平均家庭背景特征。表 11 报告了相应的估计结果。结果显示，留守儿童的同群效应依然稳健。

然而，我们仍然可能面临不可观测相关特征导致的外生效应问题。比如，父母教育理念、亲子关系等不可观测变量可能同时影响儿童留守状态与儿童非认知表现，从而仍然会导致估计系数偏误。我们采用了 Oster（2019）做法对模型遗漏变量进行 R_{max} 检验。该方法的基本思想是如果加入控制变量提高了模型解释力 R^2 ，但没有大幅改变估计系数，则表明模型倾向于不受遗漏变量问题影响。Oster（2019）设定了 R_{max}^2 和 $\delta = 1: R_{max}^2$ 为真实模型拟合优度； δ 为可观测与不可观测变量的选择比例²⁶。计算偏误调整后（bias-adjusted）的处理效应 β^* ：

²⁶ 假设真实模型为： $y = \beta_1 X + \phi Z_1 + Z_2 + \varepsilon$ ，其中 X 为关注变量， Z_1 为可观测变量， Z_2 为不可观测变量，假设 Z_1 和 Z_2 正交，则 $\delta = \frac{cov(Z_1, X) / var(Z_1)}{cov(Z_2, X) / var(Z_2)}$ ，即可观测及不可观测变量的选择比例。

(1) 当 $\delta = 1$ 时, $[\beta^*, \beta]$ 不包括 0 值; (2) 当 $\beta = 0, R_{max}^2 = 1.3R^2$ 时, δ 值大于 1, 则说明模型不存在遗漏变量。表 12 报告了 Oster (2019) 方法的检验结果。借鉴 Bellows 和 Miguel (2009), 以及 Oster (2019), 本文设定了 $R_{max}^2 = R_1^2 + (R_1^2 - R_0^2)$ 以及 $R_{max}^2 = 1.3R^2$ ²⁷。结果表明, 估计真实系数 $\beta^* [R_{max}^2, \delta = 1]$ 的符号方向与第 2 列保持一致, $[\beta^*, \beta]$ 不包括 0 值, 且 δ 值大于 1, 这说明不可观测相关特征对本文同群效应估计的影响是非常有限的。

表 11 控制同伴可观测相关特征导致的外生效应

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
班级同伴留守儿童比例	-0.241*** (0.047)	-0.186*** (0.067)	-0.199*** (0.050)	-0.173*** (0.041)	-0.152*** (0.048)
班级同伴男孩平均比例	是	是	是	是	是
班级同伴独生子女平均比例	是	是	是	是	是
班级同伴平均学业成绩	是	是	是	是	是
班级同伴父亲平均受教育年限	是	是	是	是	是
班级同伴母亲平均受教育年限	是	是	是	是	是
班级同伴来自中等及以上收入家庭的平均比例	是	是	是	是	是
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
观测数	1,615	1,615	1,615	1,615	1,615
R^2	0.102	0.080	0.119	0.067	0.062

注: 初中儿童的个体特征变量(年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力); 家庭特征变量(父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭); 班级特征变量(班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号; 班级规模)。括号里的数值为聚类稳健标准误, 在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 12 排除不可观测相关特征导致的外生效应——遗漏变量检验

		基准效应估计 系数 β/R_0^2	控制效应估计 系数 β/R_1^2	偏误调整 beta: $R_{max}^2 = R_1^2 + (R_1^2 - R_0^2)$ β^*	偏误调整 beta: $R_{max}^2 = 1.3R_1^2$ β^*	$\beta = 0, R_{max}^2 = 1.3R_1^2$ δ
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
严谨性	班级同伴留守儿童比例	-0.180*** (0.091)	-0.202*** (0.098)	-0.150	-0.169	2.471
亲和性	班级同伴留守儿童比例	-0.118* (0.065)	-0.151* (0.066)	-0.117	-0.133	3.132
外倾性	班级同伴留守儿童比例	-0.144*** (0.102)	-0.155*** (0.107)	-0.155	-0.178	2.342
开放度	班级同伴留守儿童比例	-0.101** (0.060)	-0.131*** (0.063)	-0.116	-0.130	3.193
情绪稳定性	班级同伴留守儿童比例	-0.111** (0.060)	-0.154*** (0.062)	-0.114	-0.129	3.235

注: 根据附录表 A3 结果可知部分特征变量显著影响了儿童非认知能力, 因此基准效应估计中仅包含上述显著影响儿童非认知能力的部分变量(年龄、性别、学前是否跳过级、基准非认知能力、是否中高收入家庭; 班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、班级规模)以及学校年级固定效应。控制效应估计中控制了本文选取的所有控制变量, 包含初中儿童的个体特征变量(年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力); 家庭特征变量(父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭); 班级特征变量(班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号; 班级规模), 以及学校年级固定效应。括号里的数值为 R^2 。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

3. 反射性问题: 共同环境因素

共同环境因素是指同一群体中成员由于面临相同的环境因素, 比如相同的学校环境、学习氛围和师资质量等, 从而在行为与思想上呈现出趋同性。在同群效应的测度中, 如果忽视了该因素的潜在影响, 那么会将共同环境因素混淆为同群效应, 从而导致同群效应的高估。

²⁷ R_1^2 表示纳入了所有控制变量与学校年级固定效应模型所得 R^2 ; R_0^2 表示纳入部分控制变量及学校年级固定效应模型(即约束方程)所得的 R^2 。

为了排除该因素影响,首先,我们在本文的实证分析中控制了学校年级固定效应以及班级特征(包括教师个人特征和班级规模),以此控制可观测因素导致的相关效应影响。其次,我们通过反事实模拟来考察班级层面的不可观测因素所导致的共同环境因素是否会对基准回归中的同群效应估计结果产生影响。具体地,我们将来自相同学校年级的2个班级所有学生随机分成与原来班级人数相同的2个班级,由此班级中的每个学生都会被随机分配到一个同学,然后使用伪同班同学样本进行回归,重复执行上述操作1,000次。如果伪回归后的同群效应系数分布与基准回归系数接近且显著的话,那么这表明前文所估计的同群效应是由学校共同环境导致的。附录图A2的Panel B绘制了反事实检验的系数分布图。可见,基于伪回归的同群效应系数呈正态分布于0值附近,且在本文基准回归系数附近发生的概率很小,属于小概率事件。因此,排除了本文估计的同群效应是由学校共同环境导致的可能性。

4. 考虑“近墨者黑”影响:同班好朋友的同群效应

中国古语讲“近朱者赤,近墨者黑”,由于班级内部关系密切的同伴社会交互更强,更容易产生同群效应,因此,如果与普通儿童同班的好朋友恰好和本文定义的留守儿童重合,那么基准回归估计的正是与该儿童同班的好朋友同群效应,而非留守儿童的溢出效应。为了解决这一问题,我们进一步控制了儿童很多好朋友是否存在不良行为虚拟变量²⁸。附录表A15报告了具体结果。结果表明,即使考虑了“同班好朋友的同群效应”影响,我们依然得到一致结论。

5. 样本调整

下面,我们对不同样本进行检验。第一,在基准回归中,班级留守儿童比例最高的为63.6%,但最低的为0(占比8.60%)。由于班级中留守儿童比重过低的话,留守儿童与普通儿童之间的互动程度将会降低,因此,为了排除留守儿童比例极端值的班级样本对于估计系数的干扰,我们仅保留班级留守儿童比例为5-95%分位点的样本。第二,考虑到部分儿童可能会遇到重新分班的情况,因此借鉴Gong等(2018, 2021)做法,我们进一步只保留了本学期开学后无重新分班并且所在年级不按成绩分班的样本。第三,考虑到如果儿童存在中途转校的话,那么也会影响班级留守儿童比例,因此我们对这部分样本予以剔除,重新估计了留守儿童的同群效应。第四,考虑到父母不在家可能是由于父母离异或者父母任何一方去世所导致的,因此,我们进一步删除了父母离异和父母任何一方去世的样本。由于只在2014-2015学年的调查问卷中询问了儿童父母婚姻和在世状态,因此,我们考察了七年级时班级留守儿童比重对八年级时普通儿童非认知能力的外溢性影响。第五,家长间交流可能会改变家长对其子女留守决策的选择,从而间接影响本人是否留守农村。因此,本文参照李长洪和林文炼(2019)做法,使用不认识其他儿童家长的样本²⁹,重新计算了班级内留守儿童比例并进行回归。附录表A16的结果显示,重新估计的同群效应与基准回归结果基本一致。

6. 测度方式调整

首先,我们更换了儿童非认知能力测度方式。充分考虑到各问题影响权重的差异性,从而提高测量准确性,因此,本文采用了因子分析法(principal components analysis,简称PCA)调整各问题的权重,重新构建了“Big Five”指标。附录表A17的Panel A报告了具体结果。

其次,参照Ohinata和van Ours(2013)以及Bietenbeck(2020)的做法,我们重新定义了本文的核心解释变量。区别于基准回归所采用的比重,这里我们构建了一个虚拟变量,即班级中是否至少存在一个留守儿童,如果存在取值为1,反之为0。我们以此作为式(1)的核心解释变量,测度班级留守儿童的同群效应。附录表A17的Panel B报告了替换核心解

²⁸ 此处不良行为具体如下:逃课、旷课、逃学;违反校纪被批评、处分;打架;抽烟、喝酒;经常上网吧、游戏厅等;谈恋爱。我们定义一个虚拟变量,即如果很多同班好朋友存在上述任何一种行为的,取值为1,否则为0。

²⁹ 家长问卷中询问了家长“您认识与孩子常在一起的朋友的家长吗?”,该问题回答选项为“1不认识”、“2认识一部分”和“3全部认识”。由于仅有25%儿童家长不认识与孩子常在一起朋友的家长,因此在计算班级留守儿童比例时,可能面临班级样本较少的挑战,导致估计偏误。考虑到1个儿童家长很难通过影响孩子留守状态来影响班内其他儿童的留守状态,所以我们也保留了班级内有5位及以上不认识其他儿童家长的样本。

释变量后的回归结果。

然后,为了进一步解决 Manski (1993) 提出的反射性问题,避免普通儿童的非认知能力与同期同群效应之间的同时性问题,我们将式(6)中的核心解释变量采用滞后项(即七年级班级留守儿童比例)来测度,被解释变量采用八年级时普通儿童的非认知能力指标衡量,考察了七年级时班级留守儿童比重对八年级时普通儿童非认知能力的外溢性影响。附录表 A17 的 Panel C 报告了具体结果。

接着,我们重新定义了留守儿童。参考以往文献(Wang 和 Zhu, 2021; 陈媛媛等, 2023; 王海宁和陈媛媛, 2023)的做法,我们将只要父母双方或其中一方不在家的儿童定义为留守儿童,重新计算了班级留守同伴的比例,并考察了其对同伴非认知表现的外溢性影响。附录表 A17 的 Panel D 报告了相应的回归结果。

最后,考虑到班级中留守儿童比重可能会影响其同班同学非认知表现测试题回答的概率,如果班级留守儿童比重提高,其同学可能更不愿意回答测试题,那么会使我们的估计结果存在偏误。因此,我们检验了班级留守儿童比重是否会对其同班同学完成测试题的可能性。具体地,我们先根据儿童“Big Five”每个维度非认知能力问题是否存在缺失值构建了虚拟变量,若该维度指标存在缺失值时,则取值为 1, 否则为 0。然后,我们分别用新生成的虚拟变量对儿童个体、家庭和班级特征、以及学校年级固定效应进行回归。附录表 A17 的 Panel E 报告了样本损失检验结果³⁰。

上述 Panels A-D 结果一致表明,班级留守同伴比重的提高仍然显著降低了其同班同学的非认知能力,与本文基准结果相一致。并且,Panel E 结果显示,班级留守同伴比重并不会影响儿童个体的答题情况,即不会导致样本损失。

7. 多重假设检验

由于本文分析了班级留守儿童对同班普通儿童多个维度非认知能力的影响,因此这将导致本文估计结果面临多重假设检验的挑战。在传统假设检验中,我们主要通过计算 p 值来判断单个检验的显著性水平或 I 型错误率(即错误拒绝原假设的概率)。然而,当基于同一套数据进行多次统计检验时,I 型错误率将随着检验次数的增加而大大增加,从而增加了出现“虚假”显著性的风险。为了解决这一问题,我们采用了 Romano 和 Wolf (2005, 2016) 提出的多重假设检验来计算校正后的 p 值。附录表 A18 报告了具体结果。结果显示,当我们控制了整体的 I 型错误率后,班级留守儿童比重仍然显著降低了同班普通儿童的非认知表现(第 3 列)。这些结果也为本文估计结果的有效性和稳健性提供了进一步的支持。

六、结论与政策建议

近年来,大量农村劳动力涌入城市导致了留守儿童规模大幅上升,留守儿童问题也备受社会各界的广泛关注。同时,儿童时期被视为人格塑造的关键时期(Heckman 等, 2010),也是最易受到同伴影响的时期。现有文献主要聚焦于直接分析父母外出对留守儿童健康、教育等因素的影响,忽略了留守儿童对同班同学非认知能力发展产生的溢出效应。阐述这一问题与潜在机制对于理解关爱农村留守儿童以及乡村振兴具有重要现实意义。

本文从理论模型出发,对农村地区学校班级内部留守儿童对其同伴非认知能力的溢出效应与可能的影响机制进行了理论预测。本文接着结合 CEPS 2013-2014 学年的随机分班样本数据对理论模型的预测进行了验证。我们发现,在农村学校的非留守儿童样本中,班级内留守儿童比重每提高 10% 显著降低了同班非留守儿童“Big Five”测度的非认知能力 0.13-0.20 个标准差。进一步机制分析发现,班主任工作投入降低以及班级氛围变差是班级留守同伴降低非留守儿童非认知表现的重要原因。异质性分析表明,留守儿童的同群效应对高社会经济地位家庭和小规模班级内非留守儿童的非认知表现影响更大,且同群效应主要

30 在本文样本中,儿童对其非认知表现测试题的完成率介于 93.8-99.8% 之间。

源于男性留守同伴群体中。

本文结论具有较强的政策含义。首先，流入地城市应进一步深化户籍制度改革，保障流动人口教育、医疗和住房等方面的权益，尤其解决好流动儿童入学问题。现阶段，不仅需要进一步扩大城市公办学校的办学规模和降低流动儿童的入学门槛，而且还需要加强对民办农民工子弟学校的扶持与监管，以此保障随迁子女平等享有受教育权利，畅通升学渠道，鼓励留守儿童跟随父母一起流入到城市接受义务教育，从而减少农村留守儿童规模。其次，进一步促进农村基本公共教育服务均等化，加强农村寄宿制学校建设，有效缓解留守儿童父母陪伴缺位与监管不足等问题。接着，学校应重视在班级内部构筑良好的同伴关系，教师可以进行不同的座位编排，合理分配座位，并加强对留守儿童的心理疏导，从而改善课堂环境，减弱留守儿童消极的外溢性影响。最后，班主任应尽可能增强班级内留守儿童与非留守儿童之间的交流互动，通过适度增加班集体活动来促进学生之间的社会交往，以尽可能消除留守儿童对同伴非认知表现的负外部性。相信这些措施在我国乡村振兴的大背景下，农村儿童人力资本将获得大幅度的提升，进而缩小城乡人力资本差距，推动我国经济社会的高质量发展。

参考文献

- [1]. 陈媛媛、董彩婷、朱彬妍，“流动儿童和本地儿童之间的同伴效应：孰轻孰重？”，《经济学（季刊）》，2021年第2期，第511-532页。
- [2]. 陈媛媛、傅伟，“特大城市人口调控政策、入学门槛与儿童留守”，《经济学（季刊）》，2023年第1期，第91-107页。
- [3]. 亢延锬、侯嘉奕、陈斌开，“教育基础设施、人力资本与共同富裕”，《世界经济》，2023年第7期，第140-164页。
- [4]. 李长洪、林文炼，“‘近墨者黑’：负向情绪会传染吗？——基于‘班级’社交网络视角”，《经济学（季刊）》，2019年第2期，第597-616页。
- [5]. 李庆海、孙瑞博、李锐，“农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析”，《中国农村经济》，2014年第10期，第4-20页。
- [6]. 李云森，“自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究”，《经济学（季刊）》，2013年第12期，第1027-1050页。
- [7]. 梁超、王素素，“教育公共品配置调整对人力资本的影响——基于撤点并校的研究”，《经济研究》，2020年第9期，第138-154页。
- [8]. 罗贵明，“父母教养方式、自尊水平与大学生攻击行为的关系研究”，《中国临床心理学杂志》，2008年第2期，第198-199页。
- [9]. 史耀疆、王楠、常芳，“课外读物对农村儿童人力资本的影响：一个随机干预实验研究”，《世界经济》，2022年第5期，第162-184页。
- [10]. 宋弘、罗吉罡、黄炜，“教育扶贫与人力资本积累：事实、机制与政策含义”，《世界经济》，2022年第10期，第3-27页。
- [11]. 田旭、黄莹莹、钟力、王辉，“中国农村留守儿童营养状况分析”，《经济学（季刊）》，2018年第1期，第247-276页。
- [12]. 王春超、林俊杰，“农村儿童认知能力与非认知能力发展关系研究”，《武汉大学学报（哲学社会科学版）》，2021年第3期，第143-158页。
- [13]. 王春超、张承纱，“非认知能力与工资性收入”，《世界经济》，2019年第3期，第143-167页。
- [14]. 王春超、钟锦鹏，“同群效应与非认知能力——基于儿童的随机实地实验研究”，《经济研究》，2018年第12期，第177-192页。
- [15]. 王海宁、陈媛媛，“农村留守儿童的教育外部性——基于同伴效应视角”，《统计研究》，2023年第4期，第98-109页。
- [16]. 吴贾、刘姝、周翔，“空间距离和朋友网络的同群效应：来自小学随机实验的证据”，《世界经济》，2020年第8期，第75-99页。
- [17]. 吴贾、张俊森，“随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给”，《经济研究》，2020年第11期，第138-155页。
- [18]. 吴贾、张宇霞、吴莞生，“父母子女信息摩擦对儿童非认知能力发展的影响”，《世界经济》，2023年第1期，第146-169页。
- [19]. 殷戈、黄海、黄炜，“人力资本的代际外溢性——来自‘别人家的父母’的证据”，《经济学（季刊）》，2020年第4期，第1491-1514页。
- [20]. Adhvaryu, A., and A. Nyshadham, “Endowments at Birth and Parents’ Investments in Children”, *The*

- Economics Journal*, 2016, 126(593), 781–820.
- [21]. Agostinelli, F., “Investing in Children’s Skill: An Equilibrium Analysis of Social Interactions and Parental Investments”, PhD thesis, W.P. Carey School of Business, Arizona State University.
 - [22]. Angrist, J. D., “The Perils of Peer Effects”, *Labour Economics*, 2014, 30, 98–108.
 - [23]. Angrist, J. D., and V. Lavy, “Using Maimonides’ Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement”, *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114, 533–575.
 - [24]. Attanasio, O. P., “The Determinants of Human Capital Formation during the Early Years of Life: Theory, Measurement, and Policies”, *Journal of the European Economic Association*, 2015, 13(6), 949–997.
 - [25]. Bai, Y., L. Zhang, C. Liu, Y. Shi, D. Mo, and S. Rozelle, “Effect of Parental Migration on the Academic Performance of Left Behind Children in North Western China”, *The Journal of Development Studies*, 2018, 54, 1154–1170.
 - [26]. Bellows, J., and E. Miguel, “War and Local Collective Action in Sierra Leone”, *Journal of Public Economics*, 2009, 93(11–12), 1144–1157.
 - [27]. Bietenbeck, J., “The long-term impacts of low-achieving childhood peers: Evidence from Project STAR”, *Journal of the European Economic Association*, 2020, 18, 392–426.
 - [28]. Blume, L. E., W. A. Brock, S. N. Durlauf, and R. Jayaraman, “Linear Social Interactions Models”, *Journal of Political Economy*, 2015, 123(2), 444–496.
 - [29]. Bono, E. D., F. Marco, K. Yvonne, and S. Amanda, “Early Maternal Time Investment and Early Child Outcomes”, *The Economic Journal*, 2016, 126(10), 96–135.
 - [30]. Borghans, L., A. Duckworth, J. J. Heckman, B. ter Weel, “The Economics and Psychology of Personality Traits”, *Journal of Human Resources*, 2008, 43(4), 972–1059.
 - [31]. Buchanan, T., A. Mcfarlane, and A. Das, “A Counterfactual Analysis of the Gender Gap in Parenting Time: Explained and Unexplained Variances at Different Stages of Parenting”, *Journal of Comparative Family Studies*, 2016, 47(2), 193–219.
 - [32]. Cai, X., Q. Fan, and C. Yuan, “The Impact of Only Child Peers on Students’ Cognitive and Non-cognitive Outcomes”, *Labour Economics*, 2022, 78, 102231.
 - [33]. Carrell, S. E., M. Hoekstra, and E. Kuka, “The Long-run Effects of Disruptive Peers”, *American Economic Review*, 2018, 108(11), 3377–3415.
 - [34]. Chen, Y. J., L. Li, and Y. Xiao, “Early-life Exposure to Tap Water and the Development of Cognitive Skills”, *Journal of Human Resources*, 2022, 57(6), 2113–2149.
 - [35]. Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. Zhou, “Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 2020, 110(11), 3393–3430.
 - [36]. Chi, X. L., and X. M. Cui, “Externalizing Problem Behaviors among Adolescents in a Southern City of China: Gender Differences in Prevalence and Correlates”, *Children and Youth Services Review*, 2020, 119, 105632.
 - [37]. Cunha, F., and J. J. Heckman, “Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Non-cognitive Skill Formation”, *Journal of Human Resources*, 2008, 43(4), 738–782.
 - [38]. Del Boca, D., F. Christopher, and W. Matthew, “Household Choices and Child Development”, *Review of Economic Studies*, 2014, 81(1), 137–185.
 - [39]. Dizon-Ross, R., “Parents’ Beliefs about their Children’s Academic Ability: Implications for Educational Investments”, *American Economic Review*, 2019, 109 (8), 2728–2765.
 - [40]. Feng, S., J. H. Kim, and Z. Yang, “Effects of Childhood Peers on Personality Skills”, *IZA Working Papers*, No.14952, 2022.
 - [41]. Finn, J. D., G. M. Pannozzo, and C. M. Achilles, “The ‘Why’s’ of Class Size: Student Behavior in Small Classes”, *Review of Educational Research*, 2003, 73(3), 321–368.
 - [42]. Gensowski, M., “Personality, IQ, and Lifetime Earnings”, *Labour Economics*, 2018, 51, 170–183.
 - [43]. Golsteyn, B., A. Non, and U. Zo”litz, “The Impact of Peer Personality on Academic Achievement”, *Journal of Political Economy*, 2021, 129(4), 1052–1099.
 - [44]. Gong, J., Y. Lu, H. Song, “The Effect of Teacher Gender on Students’ Academic and Noncognitive Outcomes”, *Journal of Labor Economics*, 2018, 36(3), 743–778.
 - [45]. Gong, J., Y. Lu, H. Song, “Gender Peer Effects on Students’ Academic and Noncognitive Outcomes: Evidence and Mechanism”, *Journal of Human Resources*, 2021, 9, 18–38.
 - [46]. Gu, X., “Classmates and Friends Matter! Peer Effects on Cognitive Ability Formation”, *China Economic Review*, 2023, 79, 101910.
 - [47]. Guryan, J., K. Kroft, and M. J. Notowidigdo, “Peer Effects in the Workplace: Evidence from Random Groupings in Professional Golf Tournaments”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2009, 1, 34–68.
 - [48]. Hall, J. A., “Nonverbal Sex Differences: Communication Accuracy and Expressive Style”, The Johns Hopkins University Press, 1990.
 - [49]. Heckman, J. J., “Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children”, *Science*, 2006, 312(5782), 1900–1902.
 - [50]. Heckman, J. J., J. E. Humphries, and G. Veramendi, “Returns to Education: The Causal Effects of Education on Earnings, Health and Smoking”, *Journal of Political Economy*, 2018, 126:S1, S197–S246.
 - [51]. Heckman, J. J., J. Stixrud, and S. Urzua, “The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior”, *Journal of Labor Economics*, 2006, 24(3), 411–482.
 - [52]. Heckman, J. J., S. H. Moon, R. Pinto, P. A. Savelyev, and A. Yavitz, “The Rate of Return to the High Scope Perry Preschool Program”, *Journal of Public Economics*, 2010, 94(1–2), 114–128.
 - [53]. Heineck, G., and S. Anger, “The Returns to Cognitive Abilities and Personality Traits in Germany”, *Labour*

- Economics*, 2010, 17(3), 535–546.
- [54]. Huang, B., and R. Zhu, “Peer Effects of Low-Ability Students in the Classroom: Evidence from China’s Middle Schools”, *Journal of Population Economics*, 2020, 33(4), 1343–1380.
- [55]. Huang, W., T. Li, Y. Pan, and J. Ren, “Teacher Characteristics and Student Performance: Evidence from Random Teacher-student Assignments in China”, IZA Discussion Papers, 2021.
- [56]. Jackson, M. O., “The Friendship Paradox and Systematic Biases in Perceptions and Social Norms”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2), 777–818.
- [57]. Kautz, T., J. J. Heckman, R. Diris, B. ter Weel, and L. Borghans, “Fostering and Measuring Skills: Improving Cognitive and Non-cognitive Skills to Promote Lifetime Success”, *OECD Education Working Papers*, No.110, 2014.
- [58]. Lavy, V., and A. Schlosser, “Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3, 1–33.
- [59]. Lavy, V., and E. Sand, “The Effect of Social Networks on Students’ Academic and Non-Cognitive Behavioural Outcomes: Evidence from Conditional Random Assignment of Friends in School”, *Economic Journal*, 2019, 129(2), 439–480.
- [60]. Lavy, V., M. D. Paserman, and A. Schlosser, “Inside the Black Box of Ability Peer Effects: Evidence from Variation in the Proportion of Low Achievers in the Classroom”, *The Economic Journal*, 2012, 122(559), 208–237.
- [61]. Li, L., and Z. Zhao, “Does a ‘Bad Apple’ Spoil the Bunch? The Impact of Low-achieving Students on Non-cognitive Outcomes”, *China Economic Review*, 2022, 76, 101875.
- [62]. Li, Q., G. Liu, and W. Zang. “The Health of Left-behind Children in Rural China”, *China Economic Review*, 2015, 36, 367–376.
- [63]. Lu, Y., and H. Song, “The Effect of Educational Technology on College Students’ Labor Market Performance”, *Journal of Population Economics*, 2020, 33(3), 1101–1126.
- [64]. Manski, C. F., “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, *The Review of Economic Studies*, 1993, 60, 531–542.
- [65]. Mark, T. L., and M. R. Roberts, “Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy”, *Journal of Finance*, 2014, 69(1), 139–178.
- [66]. Marmaros, D., and B. Sacerdote, “How Do Friendships Form?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(1), 79–119.
- [67]. Meng, X., and C. Yamauchi, “Children of Migrants: The Cumulative Impact of Parental Migration on Children’s Education and Health Outcomes in China”, *Demography*, 2017, 54(5), 1677–1714.
- [68]. Ohinata, A., and J. C. Van Ours, “How Immigrant Children Affect the Academic Achievement of Native Dutch Children”, *The Economic Journal*, 2013, 123, F308–F331.
- [69]. Oster, E., “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2019, 37(2), 187–204.
- [70]. Özdemir, Y. “Parental Investment and Peer Effects in Cognitive and Non-Cognitive Skills”, Unpublished Manuscript, University of Mannheim, 2019.
- [71]. Romano, J. P., and M. Wolf, “Stepwise Multiple Testing as Formalized Data Snooping”, *Econometrica*, 2005, 73(4), 1237–1282.
- [72]. Romano, J. P., and M. Wolf, “Efficient Computation of Adjusted P-values for Resampling-based Stepdown Multiple Testing”, *Statistics and Probability Letters*, 2016, 113, 38–40.
- [73]. Sa, Z., “A Case Study of Rural-urban Migrant Children’s Education Barriers in China, In: American Sociological Association Annual Meeting”, San Francisco, CA, 2004.
- [74]. Wang, H., and R. Zhu, “Social Spillovers of China’s left-behind Children in the Classroom”, *Labour Economics*, 2021, 69, 101958.
- [75]. Wang, H., Z. Cheng, and R. Smyth, “Do Migrant Students Affect Local Students’ Academic Achievements in Urban China?”, *Economics of Education Review*, 2018, 63, 64–77.
- [76]. Wu, J., and J. S. Zhang, “Effect of Parental Absence on Child Development in Rural China”, *Asian Economic Policy Review*, 2017, 12(1), 117–134.
- [77]. Xu, D., Q. Zhang, and X. Zhou, “The Impact of Low-ability Peers on Cognitive and Noncognitive Outcomes: Random Assignment Evidence on the Effects and Operating Channels”, *Journal of Human Resources*, 2022, 57(2), 555–596.
- [78]. Zhang, H. L., J. R. Behrman, C. F. Fan, X. D. Wei, and J. S. Zhang, “Does Parental Absence Reduce Cognitive Achievements? Evidence from Rural China”, *Journal of Development Economics*, 2014, 111, 181–195.
- [79]. Zhao, L., and Z. Zhao, “Disruptive Peers in the Classroom and Students’ Academic Outcomes: Evidence and Mechanisms”, *Labour Economics*, 2021, 68, 101954.
- [80]. Zhou, W., and S. Wang, “Early Childhood Health Shocks, Classroom Environment, and Social-Emotional Outcomes”, *Journal of Health Economics*, 2023, 87, 102698.

附录

表 A1 “Big Five”测度的儿童非认知力量表

“大五”人格	主要特征	CEPS 问卷具体问题
严谨性	体现个体努力程度和责任心。该数值越高，表明被试者做事越高效、责任心越强和越努力。	1.我经常迟到* 2.我经常逃课* 3.这个孩子的学习态度如何
亲和性	体现个体亲社会程度。该数值越高，表明被试者越亲切友好，容易与人合作。	1.班里大多数同学对我很友好 2.我对这个学校的人感到亲近
外倾性	体现个体社交能力与社会融入度。该数值越高，表明被试者越善于交际、充满活力、积极向上。	1.我经常参加学校或班级组织的活动 2.我在这个学校里感到很无聊* 3.我希望能去另外一个学校*
开放度	体现个体创造力、好奇心等特质。该数值越高，表明被试者越容易接受新理念、突破传统。	1.能够很清楚地表述自己的意见 2.反应能力很迅速 3.能够很快学会新知识 4.对新鲜事物很好奇
情绪稳定性*	体现个体情绪自我调节能力。该数值越高，表明被试者越沉着冷静，抗压能力越强。	1.在过去的七天内，你感到沮丧频率 2.在过去的七天内，你感到抑郁频率 3.在过去的七天内，你感到不快乐频率 4.在过去的七天内，你感到生活没意思频率 5.在过去的七天内，你感到悲伤频率

注：其中*表示反向得分指标。

表 A2 非认知能力与学业成绩 spearman 相关系数矩阵

	平均成绩	严谨性	亲和性	外倾性	开放度	情绪稳定性
平均成绩	1					
严谨性	0.4161***	1				
亲和性	0.1856***	0.1951***	1			
外倾性	0.1916***	0.2606***	0.4947***	1		
开放度	0.1983***	0.3035***	0.1473***	0.1543***	1	
情绪稳定性	0.0305	0.1018***	0.1942***	0.2682***	0.0882***	1

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 A3 儿童非认知能力对其可观测特征回归结果

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
年龄	-0.094** (0.038)	-0.082* (0.045)	-0.087** (0.037)	-0.051 (0.031)	-0.033 (0.031)
性别 (男=1)	-0.319*** (0.049)	-0.112** (0.050)	-0.080 (0.053)	-0.044 (0.050)	0.143** (0.056)
户口登记地 (本地=1)	-0.218 (0.132)	0.045 (0.123)	-0.139 (0.087)	-0.116 (0.106)	0.023 (0.095)
独生子女 (是=1)	-0.030 (0.074)	0.035 (0.077)	0.063 (0.063)	-0.038 (0.060)	-0.068 (0.074)
学前上过幼儿园 (是=1)	-0.051 (0.061)	0.019 (0.051)	-0.029 (0.061)	0.028 (0.061)	0.058 (0.072)
小学阶段跳级 (是=1)	-0.490*** (0.151)	0.006 (0.220)	0.060 (0.158)	-0.064 (0.164)	0.080 (0.216)
基准非认知能力	0.106*** (0.035)	0.117*** (0.032)	0.139*** (0.030)	0.122*** (0.030)	-0.045 (0.033)
父亲受教育年限	0.006 (0.013)	0.000 (0.012)	-0.007 (0.014)	0.005 (0.014)	0.002 (0.015)
母亲受教育年限	0.016 (0.011)	-0.003 (0.012)	0.009 (0.009)	0.014 (0.008)	0.006 (0.010)
家庭经济条件 (中等及以上)	0.082 (0.074)	0.076 (0.069)	0.088 (0.062)	0.007 (0.068)	0.189*** (0.061)
班主任年龄	0.003 (0.007)	-0.005 (0.008)	-0.007 (0.006)	-0.018*** (0.007)	-0.008 (0.007)
班主任性别 (男=1)	0.145** (0.062)	-0.103 (0.115)	-0.039 (0.062)	-0.034 (0.077)	-0.094 (0.097)
班主任受教育年限	0.048 (0.032)	-0.067* (0.036)	-0.020 (0.023)	-0.094*** (0.034)	-0.053 (0.043)
班主任享有政府补贴 (是=1)	-0.060 (0.119)	0.038 (0.136)	-0.152 (0.103)	0.306*** (0.058)	-0.129 (0.085)
班主任教授主科目 (是=1)	0.118 (0.083)	0.006 (0.102)	0.163* (0.086)	0.006 (0.100)	-0.101 (0.108)
班主任获得过优秀教师称号 (是=1)	0.031 (0.055)	-0.028 (0.100)	0.042 (0.082)	-0.022 (0.048)	-0.059 (0.088)
班级规模	-0.010 (0.007)	0.005 (0.015)	0.017* (0.010)	0.018** (0.008)	0.016 (0.011)
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
F 统计量	8.45	2.40	4.07	5.57	3.70
P 值	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.094	0.063	0.104	0.062	0.060

注：*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A4 随机样本与全样本描述性统计

	随机分班样本 (1)	农村全样本 (2)
Panel A. 学校特征		
所在区县数量 (个)	12	15
学校数量 (所)	14	21
所属行政级别		
直辖市/省会城市市区	26.50%	23.81%
地级市市区	4.65%	9.52%
县、县级市	68.84%	66.67%
学校在本县 (区) 排名		
中等及以下	36.75%	33.33%
中上	63.25%	66.66%
Panel B. 班级特征		
班级数量 (个)	50	82
班主任特征		
班主任年龄	34.26	35.44
班主任性别 (男=1)	36.56%	39.02%
班主任受教育年限	15.45	15.48
班主任享有政府补贴 (是=1)	14.14%	17.50%
班主任教授主科目 (是=1)	89.61%	89.02%
班主任获得过优秀教师称号 (是=1)	56.25%	52.44%
Panel C. 儿童个体、家庭特征		
年龄	13.75	13.92
性别 (男=1)	48.07%	49.02%
户口登记地 (本地=1)	90.98%	90.76%
独生子女 (是=1)	22.89%	23.42%
学前上过幼儿园 (是=1)	73.32%	74.61%
小学阶段跳级 (是=1)	2.26%	2.16%
父亲受教育年限	8.92	8.89
母亲受教育年限	8.19	8.17
家庭经济状况 (中等及以上)	80.96%	80.54%

注：数据为 CEPS 2013-2014 学年的调查数据。本文将新生入学编排班级规则为“随机或平均分配”的学校定义为随机分班样本。由于本文识别策略是基于相同学校年级中不同班级之间留守儿童比重的变化 (variation)，因此我们删除了相同学校年级中只有一个班的班级。

表 A5 班级构成随机性检验结果：Guryan 等 (2009)

	留守状态	
	(1)	(2)
同班同伴留守儿童比例	-0.098*** (0.036)	-0.001 (0.001)
同年级同伴留守儿童比例		-978.577*** (9.970)
学校年级固定效应	是	是
R^2	0.198	0.998
观测数	2,128	2,128

注：括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A6 学生平衡性检验结果 2

	年龄	性别	户口登记地	独生子女	学前上过幼儿园	小学阶段跳级	基准非认知能力	父亲受教育年限	母亲受教育年限	家庭经济条件
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Panel A. 未控制学校年级固定效应										
班级同伴留守儿童比例	-0.178** (0.087)	-0.004 (0.006)	0.030*** (0.009)	-0.042*** (0.011)	-0.016** (0.008)	0.003 (0.003)	-0.010 (0.021)	-0.095** (0.045)	-0.154*** (0.056)	-0.027*** (0.007)
学校年级固定效应	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否
R ²	0.050	0.000	0.030	0.027	0.003	0.001	0.000	0.005	0.009	0.013
Panel B. 控制学校年级固定效应										
班级同伴留守儿童比例	0.113 (0.071)	0.013 (0.026)	-0.006 (0.011)	0.028 (0.018)	-0.007 (0.019)	-0.002 (0.006)	0.064 (0.055)	0.023 (0.117)	0.091 (0.084)	0.003 (0.018)
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.674	0.016	0.247	0.199	0.093	0.027	0.033	0.078	0.125	0.100
观测数	2,076	2,128	2,128	2,128	2,118	2,122	2,128	2,122	2,122	2,048

注：括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A7 相同学校年级两个班级之间留守儿童数量差异占比 (%)

留守儿童数量差异	模拟样本	实际样本
	(1)	(2)
0	15.46	16
1	28.99	32
2	16.94	20
3	11.28	8
4	7.48	8
5	5.42	4
6+	10.72	12
学校数量	50	50

注：我们进行了 Fisher 精确检验，没有发现这些分布存在显著差异。

表 A8 班主任随机分配检验结果 1

	班级留守儿童比例	
	(1)	(2)
班主任年龄	0.251 (0.336)	0.256 (0.365)
班主任性别	4.951 (3.742)	4.996 (5.118)
班主任受教育年限	7.297 (5.723)	6.840 (5.525)
班主任享有政府补贴	3.793 (5.570)	4.300 (6.874)
班主任教授主科目	-6.513 (4.578)	-7.102 (4.965)
班主任获得过优秀教师称号	1.164 (1.474)	1.093 (2.101)
班级规模	-0.693 (0.442)	-0.747* (0.348)
学生父亲平均受教育年限		-0.785 (4.352)
学生母亲平均受教育年限		0.903 (3.618)
班级学生平均家庭经济状况		0.079 (0.336)
学校年级固定效应	是	是
<i>F</i> 统计量	0.67	0.61
<i>P</i> 值	0.69	0.78
观测数	50	50
<i>R</i> ²	0.967	0.968

注：括号里的数值为聚类稳健标准误，在学校层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A9 班主任随机分配检验结果 2

	年龄	性别	受教育年限	享有政府补贴	教授主科目	获得过优秀教师称号	班级规模
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A. 未控制学校年级固定效应							
班级留守儿童比例	-0.047 (0.042)	0.011*** (0.004)	-0.010** (0.005)	-0.005** (0.002)	0.003** (0.002)	0.003 (0.004)	0.176** (0.072)
学校年级固定效应	否	否	否	否	否	否	否
R ²	0.019	0.136	0.038	0.048	0.030	0.012	0.058
Panel B. 控制学校年级固定效应							
班级留守儿童比例	0.149 (0.137)	0.004 (0.012)	-0.014 (0.019)	0.012 (0.008)	0.005 (0.014)	-0.014 (0.017)	-0.046 (0.105)
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.671	0.633	0.524	0.600	0.435	0.523	0.969
观测数	50	50	50	50	50	50	50

注：括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A10 进一步纳入留守儿童样本的回归结果

	严谨性	亲和性	外倾性	开放度	情绪稳定性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
同伴留守儿童比例	-0.146*** (0.049)	-0.143* (0.076)	-0.156*** (0.044)	-0.041 (0.041)	-0.127** (0.061)
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
观测数	1,983	1,983	1,983	1,983	1,983
R ²	0.095	0.070	0.107	0.070	0.054

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A11 影响机制涉及变量描述性统计

	留守儿童比例高于中位数			留守儿童比例低于中位数		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
班级班风良好（是=1）	870	0.360	0.413	907	0.390	0.412
是否经常上网玩游戏（是=1）	870	0.156	0.363	907	0.212	0.409
是否经常看电视（是=1）	870	0.305	0.461	907	0.304	0.460
孩子喜欢班主任	852	-0.140	1.063	870	0.137	0.914
班主任负责（是=1）	870	0.769	0.422	907	0.817	0.387
班主任有耐心（是=1）	870	0.706	0.456	907	0.792	0.406
班主任经常联系家长（是=1）	851	0.470	0.499	872	0.618	0.486
班主任经常表扬学生（是=1）	870	0.383	0.486	907	0.505	0.500
你觉得父母为你做的较少吗（是=1）	870	0.034	0.183	907	0.035	0.185
父母对孩子管得不严（是=1）	870	0.162	0.369	907	0.186	0.390
父母与孩子沟通较少（是=1）	870	0.256	0.437	907	0.230	0.421
父母陪伴孩子较少（是=1）	870	0.779	0.415	907	0.631	0.483
父母联系老师较少（是=1）	870	0.891	0.312	907	0.846	0.361

注：此处选取了随机分班且为普通儿童的样本。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A12 父母投入机制检验——剔除存在父母要求换班的班级样本

	你觉得父母为你做的较少吗 (是=1) (1)	父母对孩子管得不严 (是=1) (2)	父母与孩子沟通较少 (是=1) (3)	父母陪伴孩子较少 (是=1) (4)	父母联系老师较少 (是=1) (5)
Panel A. 留守儿童比重外溢性影响					
班级同伴留守儿童比例	0.009 (0.008)	0.002 (0.013)	0.031 (0.044)	0.052 (0.034)	0.012 (0.018)
观测数	1,447	1,447	1,447	1,447	1,447
R ²	0.035	0.033	0.051	0.140	0.050
Panel B. 留守儿童父母对子女投入外溢性影响					
留守同伴父母有相应行为比例	0.006 (0.017)	0.047* (0.025)	-0.020 (0.038)	0.025 (0.026)	-0.006 (0.018)
观测数	1,447	1,447	1,447	1,447	1,447
R ²	0.035	0.033	0.051	0.139	0.050
Panel C. 控制留守儿童父母对子女投入外溢性影响					
班级同伴留守儿童比例	0.010 (0.007)	0.003 (0.011)	0.031 (0.045)	0.055 (0.034)	0.013 (0.018)
留守同伴父母有相应行为比例	0.012 (0.016)	0.047* (0.025)	-0.019 (0.039)	0.039* (0.020)	-0.013 (0.016)
观测数	1,447	1,447	1,447	1,447	1,447
R ²	0.035	0.033	0.051	0.140	0.050
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A13 关于普通儿童性别的异质性分析

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 男孩					
班级同伴留守儿童比例	-0.214*** (0.067)	-0.094 (0.117)	-0.059 (0.099)	-0.116 (0.073)	-0.138 (0.084)
观测数	781	781	781	781	781
R ²	0.119	0.075	0.120	0.100	0.088
Panel B. 女孩					
班级同伴留守儿童比例	-0.167*** (0.055)	-0.177* (0.096)	-0.183** (0.078)	-0.151** (0.067)	-0.152** (0.063)
观测数	874	874	874	874	874
R ²	0.091	0.100	0.156	0.069	0.094
男孩=女孩：t 检验 p 值					
班级同伴留守儿童比例	0.54	0.49	0.30	0.66	0.89
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A14 剔除存在父母要求换班的班级样本回归结果

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
班级同伴留守儿童比例	-0.182*** (0.045)	-0.118 (0.087)	-0.124** (0.053)	-0.136*** (0.047)	-0.117** (0.049)
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
观测数	1,447	1,447	1,447	1,447	1,447
R ²	0.081	0.058	0.098	0.057	0.059

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A15 控制同班好朋友的同群效应结果

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
班级同伴留守儿童比例	-0.203*** (0.043)	-0.152* (0.091)	-0.156** (0.064)	-0.131*** (0.048)	-0.155*** (0.050)
很多同班好朋友存在不良行为	-0.668*** (0.128)	-0.193* (0.107)	-0.496*** (0.102)	-0.087 (0.122)	-0.409** (0.155)
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.125	0.068	0.121	0.064	0.071

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A16 不同样本调整检验

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 保留留守儿童比例为 5-95%分位点的班级					
班级同伴留守儿童比例	-0.190*** (0.047)	-0.167* (0.098)	-0.139** (0.067)	-0.142*** (0.052)	-0.133** (0.055)
观测数	1,623	1,623	1,623	1,623	1,623
R ²	0.098	0.068	0.104	0.062	0.059
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
Panel B. 保留无重新分班且所在年级不按成绩分班样本					
班级同伴留守儿童比例	-0.243*** (0.075)	-0.309*** (0.067)	-0.227** (0.094)	-0.158* (0.092)	-0.849*** (0.124)
观测数	707	707	707	707	707
R ²	0.123	0.105	0.110	0.085	0.079
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
Panel C. 删除所在年级存在中途转校样本					
班级同伴留守儿童比例	-0.176*** (0.039)	-0.160* (0.093)	-0.180*** (0.064)	-0.133** (0.051)	-0.173*** (0.054)
观测数	1,594	1,594	1,594	1,594	1,594
R ²	0.099	0.065	0.110	0.063	0.063
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
Panel D. 删除父母离异和父母任何一方去世的样本					
七年级班级同伴留守儿童比例	-0.178*** (0.038)	-0.235*** (0.054)	-0.270*** (0.028)	-0.139** (0.061)	-0.157*** (0.054)
观测数	444	444	444	444	444
R ²	0.168	0.195	0.133	0.184	0.053
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校固定效应	是	是	是	是	是
Panel E. 保留不认识其他家长的样本					
班级同伴留守儿童比例	-0.270*** (0.068)	-0.114 (0.127)	-0.179* (0.092)	-0.207*** (0.065)	-0.127** (0.050)
观测数	1,061	1,061	1,061	1,061	1,061
R ²	0.077	0.059	0.099	0.056	0.068
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A17 测度方式调整检验

	严谨性 (1)	亲和性 (2)	外倾性 (3)	开放度 (4)	情绪稳定性 (5)
Panel A. 被解释变量因子分析					
班级同伴留守儿童比例	-0.223*** (0.031)	-0.105 (0.075)	-0.099** (0.040)	-0.139** (0.054)	-0.089** (0.038)
观测数	1,615	1,620	1,623	1,534	1,595
R ²	0.070	0.069	0.085	0.148	0.068
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
Panel B. 核心解释变量重新定义 1					
班级是否至少有一个留守儿童	-0.336*** (0.052)	-0.445*** (0.064)	-0.308*** (0.105)	-0.215*** (0.079)	-0.633*** (0.089)
观测数	1,615	1,620	1,623	1,534	1,595
R ²	0.067	0.072	0.086	0.146	0.076
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
Panel C. 核心解释变量重新定义 2					
七年级班级同伴留守儿童比例	-0.194*** (0.030)	-0.159*** (0.049)	-0.150*** (0.022)	-0.203*** (0.059)	-0.153*** (0.041)
观测数	486	486	486	486	486
R ²	0.167	0.157	0.125	0.165	0.047
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校固定效应	是	是	是	是	是
Panel D. 留守儿童重新定义：父母至少一方外出					
班级同伴留守儿童比例	-0.102** (0.050)	-0.065 (0.047)	-0.117*** (0.034)	-0.123*** (0.041)	-0.088* (0.047)
观测数	1,352	1,352	1,352	1,352	1,352
R ²	0.105	0.082	0.110	0.076	0.066
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
Panel E. 样本损失检验					
班级同伴留守儿童比例	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.017 (0.019)	0.024 (0.016)
观测数	1,655	1,655	1,655	1,655	1,655
R ²	0.072	0.051	0.049	0.044	0.106
个体、家庭和班级特征	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。括号里的数值为聚类稳健标准误，在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

表 A18 多重假设检验校正 *p* 值结果

	基准回归系数 (1)	校正前 <i>p</i> 值 (2)	Romano-Wolf 校正后 <i>p</i> 值 (3)
严谨性	-0.202	0.000	0.027
亲和性	-0.152	0.097	0.091
外倾性	-0.155	0.017	0.090
开放度	-0.131	0.009	0.091
情绪稳定性	-0.154	0.003	0.091
个体、家庭和班级特征	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是

注：初中儿童的个体特征变量（年龄、性别、户口登记地、是否独生子女、学前是否上过幼儿园、学前是否跳过级、基准非认知能力）；家庭特征变量（父亲受教育年限、母亲受教育年限、是否中高收入家庭）；班级特征变量（班主任年龄、性别、受教育年限、是否享有政府补贴、是否教授主科目、是否获得过优秀教师称号；班级规模）。第 1-2 列在班级层面上聚类。*、**、***分别为 10%、5%和 1%显著水平。

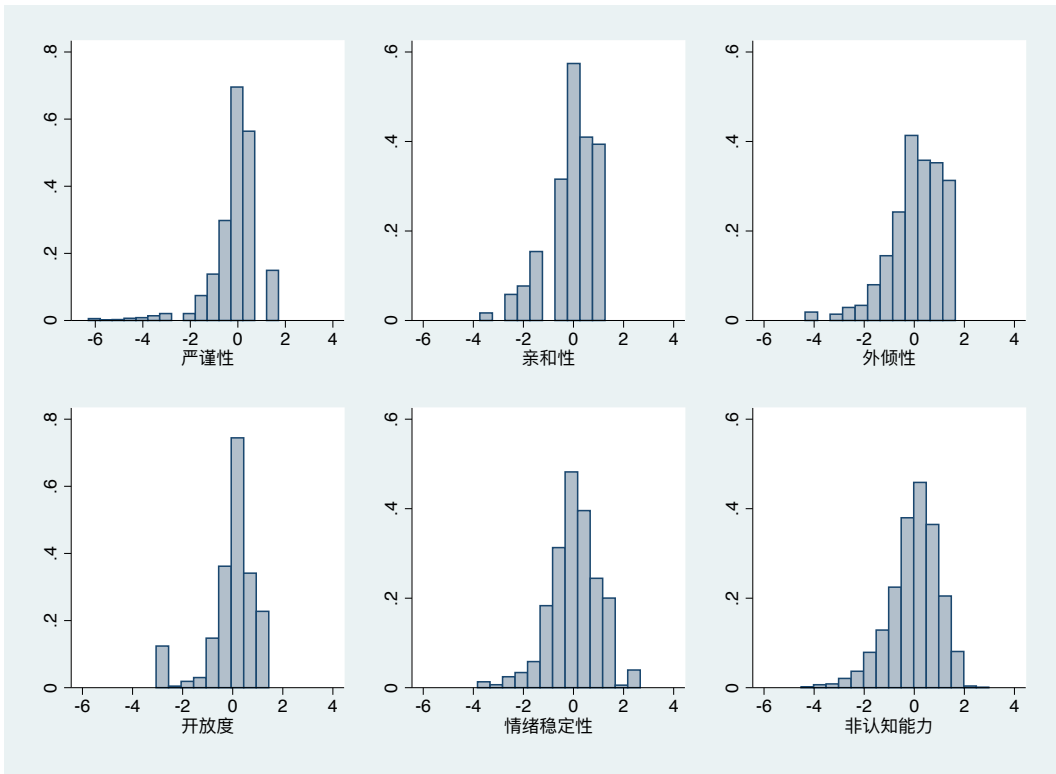


图 A1 “Big Five” 测度的儿童非认知能力分布图

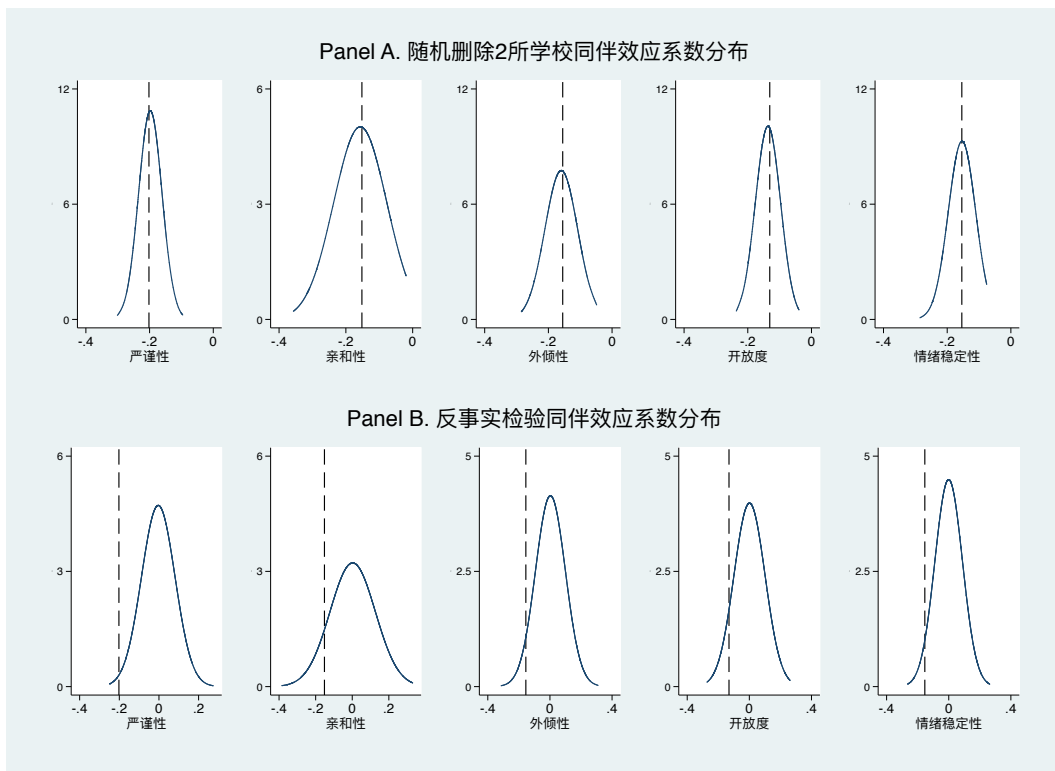


图 A2 随机删除学校与反事实检验的同群效应系数分布图

注：图中垂线表示基准回归系数值；曲线为随机删除学校或反事实检验的系数分布。