

流动儿童和本地儿童之间的 同伴效应：孰轻孰重？

陈媛媛 董彩婷 朱彬妍*

摘 要 本文运用“中国教育追踪调查”数据，考察本地儿童和流动儿童在班级内部的同伴效应。研究发现：在班级内部本地儿童的同伴效应占主导作用，当本地同伴的平均成绩增加一个标准差时，本地儿童的成绩增加 0.54 个标准差，流动儿童的成绩增加 0.65 个标准差；而本地儿童受流动儿童同伴成绩的影响仅为 0.15 个标准差，流动儿童受流动儿童同伴的影响不显著。同伴效应的影响主要与班级内流动儿童的比例、学生的交流频率以及任课老师的教学方式有关。

关键词 本地儿童，流动儿童，同伴效应

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.02.07

一、引 言

随着中国改革开放和城市化进程的推进，流动人口数量快速增长，全国流动人口规模 2015 年达 2.47 亿。在北京、上海、广州、深圳等一线大城市，流动人口占当地常住居民的四成以上。与此同时，2015 年中国 17 岁以下流动儿童规模达 3 426 万人，留守儿童规模达 6 877 万人（杨东平，2016；吕利丹等，2018）。如何解决流动人口子女的教育问题对我国原有的以户籍制度为基础的教育体系提出了巨大的挑战。由于义务教育阶段教育经费由区（县）级政府按照当地户籍人口进行分配，且教育经费不能随儿童流转，2001 年之前，没有本地户口的流动儿童不能享受免费的义务教育，只有极少数的流动儿童通过缴纳借读费等方式进入公办学校就读。2001 年，中央政府颁布《国务院关于基础教育改革与发展的决定》，确立了流动儿童接受义务教育“两为主”的原则，要求以流入地政府为主，以公办学校为主来解决流动儿童的教育问

* 陈媛媛，上海财经大学高等研究院，数理经济学教育部重点实验室；董彩婷，上海财经大学经济学院博士生；朱彬妍，加拿大滑铁卢大学（University of Waterloo）硕士生。通信作者及地址：陈媛媛，上海财经大学高等研究院，数理经济学教育部重点实验室，200433；电话：(021) 65903121；E-mail: yychen@mail.shufe.edu.cn。陈媛媛感谢国家自然科学基金面上项目（71773074）、国家自然科学基金重点项目（72034006）、上海宋庆龄基金会（鲁家贤、高文英专项基金）的资助，感谢匿名审稿人提出的宝贵建议，文责自负。

题。逐渐地,流入地城市的学校开始制定招收流动儿童的相关政策。尽管各个城市之间存在较大差异,但总体上,流动儿童进入城市公办学校的比例上升得很快。2014年国务院教育委员会的报告显示,在城市注册的流动儿童约1 250万人,其中79.5%在公办学校就读(徐晓新和张秀兰,2016)。

流动儿童进入公办学校就读面临的一个主要矛盾是,许多本地儿童家长担心流动儿童会对本地儿童造成负面影响,并导致公办学校教学质量下降,部分家长倾向于把孩子转入流动儿童比例较少的学校就读(Chen and Feng, 2019)。在以往的文献中,大部分研究直接关注班内流动儿童的比例对于本地儿童成绩的影响,且未达成一致结论,如Wang *et al.* (2018)发现流动儿童比例对本地儿童语文成绩有正向影响,对本地儿童的数学和英语成绩没有显著影响;Chen and Feng (2019)发现流动儿童比例对本地儿童没有影响;而Hu (2018)发现流动儿童比例对本地儿童有负面影响。同时,这一支文献几乎没有直接研究两类儿童间的同伴效应。

本文利用同伴效应的模型,运用“中国教育追踪调查”(CEPS)2013—2014学年东部城市随机分班的学校样本中七年级和九年级的数据,分析本地儿童和流动儿童在班级内部的互动影响,即同伴效应,并进一步探究影响同伴效应的机制。实证研究发现:(1)本地儿童与流动儿童之间的同伴效应是同向的,且本地儿童对本地儿童和对流动儿童的同伴效应都占主导作用。该结论在控制了外生效应、相关效应和一系列稳健性检验后仍保持稳健。(2)关于同伴效应的影响机制,两个群体之间同伴效应的大小与班内流动儿童比例相关。同时,当同学之间交流越频繁时,本地儿童的主导作用越大,而任课老师互动式的教学方法则会增加两个学生群体之间的交互影响。(3)异质性分析结果显示,成绩越好的学生受本地儿童影响越大,成绩越差的学生受流动儿童影响越大。

二、文献回顾

目前关于同伴效应的文献,主要分为以下三类:

(一) 同伴效应的识别

Manski (1993)最早提出同伴效应的识别问题,他指出当研究者试图推断某一群体的平均行为是否会影响这个群体中的个体行为时,需注意反射性问题。分析班级学生的同伴效应时,反射性问题是指学生本身和其同伴的表现或成绩同时被决定,此时就不能区别学生本身对其同伴影响和同伴对学生本身影响的因果关系。Manski (1993)把同一群体中不同个体倾向于表现相似的反射性问题细分为三个方面:内生效应(endogenous effects)、外生效应(exogenous/contextual effects)和相关效应(correlated effects)。内生效应是指在某种程度上个体行为倾向随着群体行为的变化而同步变化,也是大多数

文献和本文想要估计的同伴效应；外生效应是指在某种程度上个体行为倾向随着群体的外在特征的变化而同步变化；相关效应是指在某种程度上个体行为倾向随着其所归属的相似群体和相似环境的变化而同步变化。相关效应可以进一步分为两类，一是相关群体因素，如相似的学生会被分到相同的班级，也就是我们通常所指的“人以群分”，或者实证研究中所指的样本自选择问题；二是共同环境因素，即同一个群体所处的环境相同，如：学校质量、班级氛围、教师质量等。

Manski (1993) 提出了线性模型中识别同伴效应的两个主要挑战。第一，很难把相关效应从内生效应和外生效应中剥离出来。已有的研究主要从四个方面来解决这个问题，一是使用随机分组数据，这可以排除相关群体因素引起的相关效应（如 Zimmerman, 2003）；二是使用工具变量方法消除共同环境因素引起的相关效应（如曹妍, 2013; Li *et al.*, 2013）；三是通过对结构模型施加排除性约束（如 Ma *et al.*, 2018）；四是通过假设相关效应不随时间变化，并使用面板数据的固定效应模型消除共同环境因素引起的相关效应（如 Feng and Li, 2016）。第二，即使在假设不存在相关效应的情况下，线性期望模型中的内生效应期望与外生效应期望会产生完全共线性，无法从外生效应中识别出内生效应。实证研究解决这个问题的方式很多，比如通过假设仅有外生效应或者内生效应中的一个效应存在（如 Entorf and Lauk, 2008），或是通过假设个体存在的某些特征不会引起外生效应（如 Ioannides and Zabel, 2003）。

（二）移民学生与本国学生或不同种族学生之间的同伴效应

国外关于移民学生与本国学生同伴效应的文献中，研究移民学生对本国学生是否产生负面影响的结论并不一致。一部分研究发现移民学生对本国学生成绩没有影响，甚至有正面的影响（Cortes, 2006; Schneeweis, 2015; 曹妍, 2013）。相反地，也有部分研究发现移民学生对本国学生有负面影响（Jensen and Rasmussen, 2011; Gould *et al.*, 2009）。另一部分文献是研究不同种族学生之间的同伴效应，但关于黑人学生比例对白人学生的影响也没有一致结论（Hoxby, 2000; Angrist and Lang, 2004）。

与本文研究最相关的文献是 Entorf and Lauk (2008) 基于 OECD 国家 PISA 测试成绩，分析不同国家教育制度下本地学生和移民学生间同伴效应的研究。该研究发现无论对移民学生还是本地学生，本地学生的影响都占主导作用。然而，我国流动儿童在入学方面面临着户籍的政策限制，因此尽管国外相关研究为我们提供了很好的研究思路与参照模型，但其结论不能照搬到中国。

（三）中国流动儿童与本地儿童差异和同伴效应

关于我国流动儿童教育问题的研究文献较为丰富。早期文献大多使用描述性的定性研究，且普遍认为，在户籍制度下，流动儿童面临进入公办学校

难、教育费用高、教育状况较差、部分不能进入公办学校的流动儿童只能进入教学质量差的农民工子弟学校等问题(段成荣和梁宏, 2004; 徐晓新和张秀兰, 2016)。近期文献着眼于通过实证研究分析流动儿童与本地儿童两者之间的差异, 大部分研究发现流动儿童比本地儿童在认知能力和非认知能力方面都更差(周皓和巫锡炜, 2008; Chen and Feng, 2019)。

目前关于本地儿童和流动儿童之间同伴效应的文献, 主要是研究班内流动儿童比例与本地儿童学业表现之间的关系, 但是并没有得到一致结论。Chen and Feng (2019) 借助2010、2012年收集的上海地区11所公办学校四、五年级学生数据, 发现班内流动儿童比例的高低不会影响本地学生的数学成绩。Hu (2018) 基于CEPS数据研究发现, 班内流动儿童的比例增加对本地儿童语数英成绩有显著的负面影响; Wang *et al.* (2018) 使用同样的数据却发现班内流动儿童比例对本地儿童语文成绩有显著的正向影响, 对数学和英语成绩没有显著影响。这两篇文章使用相同的数据, 却得出截然相反的结论。

综上所述, 已有研究无论是关于移民学生对本国学生的影响, 还是中国流动儿童比例对本地儿童的影响都没有达成一致的结论。本文将不直接讨论班内流动儿童比例对本地儿童成绩的影响, 而是从同伴效应的角度来分析本地儿童与流动儿童之间的互动影响, 并且进一步探究影响同伴效应的机制。

三、计量模型和数据描述

(一) 计量模型

本文将样本分为流动儿童和本地儿童两类, 分别估计班内其他本地儿童和流动儿童的平均成绩对被解释个体成绩的影响。在控制个体、家庭以及学校特征后, 其他同伴平均成绩前面的系数为估计的同伴效应, 具体模型设定如下:

$$Y_{ic,s}^m = \gamma_m^m \times \frac{1}{C_m - 1} \sum_{j=1}^{C_m-1} Y_{jms} + \gamma_n^m \times \frac{1}{C_n} \sum_{p=1}^{C_n} Y_{pms} + \beta^m X_{ic,s} + \delta^m R_C + \alpha_s + \epsilon_{ic,s}^m, \quad (1)$$

$$Y_{ic,s}^n = \gamma_n^n \times \frac{1}{C_n - 1} \sum_{j=1}^{C_n-1} Y_{jns} + \gamma_m^n \times \frac{1}{C_m} \sum_{q=1}^{C_m} Y_{qms} + \beta^n X_{ic,s} + \delta^n R_C + \alpha_s + \epsilon_{ic,s}^n, \quad (2)$$

其中 $Y_{ic,s}^m$ 表示来自 s 学校 c 班级的流动儿童 i 的认知成绩; $Y_{ic,s}^n$ 表示来自 s 学校 c 班级的本地儿童 i 的认知成绩。在模型 (1) 中, $\frac{1}{C_m - 1} \sum_{j=1}^{C_m-1} Y_{jms}$ 表示班内除流动儿童 i 外其他流动儿童的平均认知成绩, $\frac{1}{C_n} \sum_{p=1}^{C_n} Y_{pms}$ 表示班内本地儿童的平均认知成绩。回归系数 γ_m^m 、 γ_n^m 分别表示当班内其他流动儿童、本地儿童同伴的认知成绩增加一个标准差时, 流动儿童 i 认知成绩的变化程度, 即同

伴效应。首先，由于认知成绩等不仅受同伴影响，也与学生的个人、家庭、班级与学校的特征有关，因此回归模型中控制了学生特征和家庭背景变量 $X_{ic,s}$ 。其次，为了尽可能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 α_s 和班级的特征 R_c 。另外，鉴于我们选取的是随机分班的样本数据，所以可以排除相关群体因素引起的相关效应，即不存在相关效应中的样本自选择问题。还有，考虑到班级内部学生成绩的相关性，我们使用班级层面的聚类标准差。最后， $\epsilon_{ic,s}^m$ 为误差项。类似地，方程（2）的研究对象为本地儿童，其模型设定与方程（1）相似。

（二）数据描述

本文使用“中国教育追踪调查”（CEPS）2013—2014 学年七年级和九年级的数据。该调查在全国范围内随机抽取 28 个县（区），每个县（区）抽取 4 所学校，每个学校在七、九年级各抽取 2 个班级，共包括 112 所学校、438 个班、约 19 487 名学生作为调查样本。调查内容包括学生问卷、家长问卷、班主任任课老师以及学校层面的问卷。为保证学校之间成绩的可比性，本文使用了全国统一的标准化认知能力测试成绩作为基准回归的因变量。

样本筛选方面，首先，根据 Manski（1993）的理论，只有随机分班的样本才能剔除相关效应中的相关群体因素，因此本文筛选出了新生入学时随机分班，并且之后没有重新分班，也没有按照任何科目成绩分班的学校样本；其次，由于本文主要研究的是城市中的流动儿童，样本剔除了农村学校的样本；再次，因为不同地区间流动儿童的差异较大，东部地区较为发达且往往是主要的人口流入地，伴随流动儿童增多，东部地区对于流动儿童的升学或者中考高考的限制更严格（吴霓和朱富言，2014），并且东部发达地区的本地家长对于流动儿童进入公办学校的抵制情绪更为强烈（Chen and Feng, 2019），所以本文只选取了东部地区样本；最后，考虑到本文要研究本地儿童与流动儿童之间的相互影响，我们删除了班内流动儿童比例为 0 和 1 的样本，以及农民工学校的样本，因为本地儿童基本上不会进入这些学校就读。最终有效的回归样本中包括 42 所学校、121 个班级、4 644 个学生，其中流动儿童 1 210 名，本地儿童 3 434 名。¹

表 1 列出了本地儿童和流动儿童主要变量的基本统计量。从学生表现上看，本地儿童的平均认知成绩、语数英成绩和六年级的学习表现都显著高于流动儿童，与其他调查数据结果一致（周皓和巫锡炜，2008；Chen and Feng, 2019）。

¹ 流动儿童在文献中也常被称为进城务工人员随迁子女、农民工子弟或者外来儿童等。本文根据以往文献的做法（如 Chen and Feng, 2019），如果学生在自我报告中填写的户口登记地为非本县（区）的定义为流动儿童。

表 1 描述性统计

变量	本地儿童		流动儿童		均值差异
	均值	标准误	均值	标准误	
学生人数	3 434		1 210		2 224
认知成绩	11.11	3.83	10.15	3.60	0.96***
语文成绩	73.23	12.67	71.57	14.27	1.65***
数学成绩	73.36	13.72	70.95	14.49	2.41***
英语成绩	72.94	14.30	69.65	13.86	3.30***
六年级表现	22.75	4.21	22.20	4.13	0.54***
六年级时数学学习吃力程度	3.06	0.95	2.91	0.97	0.14***
六年级时语文学习吃力程度	3.21	0.81	3.15	0.81	0.06**
户口类型 (农业户口=1, 非农户口=0)	0.32	0.47	0.58	0.49	-0.26***
学生性别 (男=1, 女=0)	0.52	0.50	0.53	0.50	-0.01
民族 (汉族=0, 其他=1)	0.06	0.25	0.08	0.27	-0.02**
年龄	13.33	1.13	13.26	1.21	0.07*
健康状况 (很不好=1, 很好=5)	4.18	0.86	4.16	0.89	0.01
独生子女 (是=1, 否=0)	0.63	0.48	0.39	0.49	0.24***
父亲教育程度 (高中及以上=1, 高中以下=0)	0.47	0.50	0.33	0.47	0.14***
母亲教育程度 (高中及以上=1, 高中以下=0)	0.42	0.49	0.24	0.43	0.17***
家庭经济状况 (富裕、中等=1, 困难=0)	0.91	0.28	0.86	0.34	0.05***
父母对作业考试严厉程度 (不管=1, 很严=3)	2.47	0.56	2.46	0.56	0.01
父母对学校表现严厉程度 (不管=1, 很严=3)	2.32	0.61	2.29	0.62	0.02

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。

为验证样本“随机分班”的可靠性,我们借鉴 Gong *et al.* (2018, 2019) 中平衡性检验 (balancing tests) 的方法。表 2 中分别列出了以每个背景特征或班级特征为因变量对班内流动儿童比例进行回归的系数。第 (1) 列 OLS 的结果中有不少变量是显著的,但是这可能反映的是不同学校或者不同年级之间的差异。为了检验在学校和年级内部是否随机分班,第 (2) 列控制了学校和年级的固定效应,结果显示,在相同学校和年级中,流动儿童比例与学生、家庭、老师的大部分特征都没有显著关系。在检验的 21 个变量中只有学生性别、班主任教龄和数学老师的学历这三个变量显著,并且班主任教龄和数学老师的学历这两个变量的系数符号与正选择的假设相反,因此可以排除学校分配更好的老师给本地儿童比例更高班级的可能性。²

² 个别变量在组间有显著性差异在研究同伴效应文献的随机分班平衡性检验中并不少见,如 Gong *et al.* (2018, 2019)、Wang *et al.* (2018)、Lavy *et al.* (2012)、Carrell *et al.* (2013)。

表2 班级流动儿童比例的平衡性检验

因变量	OLS		因变量	OLS	
	(1)	固定效应 (2)		(1)	固定效应 (2)
学生性别	-0.039 (0.050)	0.256** (0.100)	班主任教龄	-0.366* (0.198)	0.351* (0.183)
户口类型	-0.295* (0.171)	-0.005 (0.156)	语文老师学历	0.0784 (0.270)	0.467 (0.472)
独生子女	-0.0137 (0.156)	-0.040 (0.132)	语文老师年龄	-0.352* (0.190)	-0.200 (0.395)
六年级表现	-1.511* (0.819)	-1.737 (1.420)	语文老师教龄	-0.373** (0.165)	-0.093 (0.236)
六年级时数学	-0.568*** (0.167)	-0.446 (0.317)	数学老师学历	0.172 (0.274)	1.377*** (0.268)
学习吃力程度			数学老师年龄	-0.258 (0.198)	-0.527 (0.403)
六年级时语文	-0.180 (0.125)	-0.151 (0.334)	数学老师教龄	-0.125 (0.180)	-0.564 (0.365)
学习吃力程度			英语老师学历	0.369 (0.262)	1.082 (0.923)
父亲教育程度	-0.045 (0.125)	-0.192 (0.129)	英语老师年龄	-0.391* (0.235)	0.593 (0.537)
母亲教育程度	-0.103 (0.122)	-0.109 (0.113)	英语老师教龄	-0.056 (0.211)	-0.447 (0.331)
家庭经济状况	-0.061 (0.042)	-0.112 (0.072)			
班主任学历	-0.097 (0.228)	0.306 (0.349)			
班主任年龄	-0.235* (0.136)	0.042 (0.139)			

注：括号内为班级层面的聚类稳健性标准误；***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ （适用于后文所有表格）。

为验证样本中个别变量出现显著差异是否符合随机分班的特点，参照 Lim and Jonathan (2017) 的 Pearson's 卡方检验法，我们检验了主要变量在相同学校和年级的不同班级之间是否存在统计上的差异。如果样本是随机分班，那么检验变量在班级之间没有差异的拒绝率应接近于显著性水平。我们一共对 14 个主要变量（包括户口类型，学生性别，独生子女，流动儿童，年龄，民族，健康状况，六年级表现，六年级时数学、语文和英语三门学科的学习吃力程度，父亲教育程度，母亲教育程度，家庭经济状况）在 73 所学校×年级做了 1 022 次 Pearson's 卡方检验，发现 P 值小于 1%、5% 和 10% 的次数分别为 20 次（1.9%）、52 次（5%）和 100 次（9.8%），验证了样本符合随机分班特征。

四、研究结果

(一) 流动儿童与本地儿童之间的同伴效应：基准回归

表3汇报了模型(1)和(2)的回归结果,其中第(1)、(3)列控制了学校可观察的特征;由于学校有很多不可观测的特征(如:学校的管理模式、校长理念和学校氛围等),第(2)、(4)列控制了学校年级固定效应。我们发现,一方面,同伴效应显著的系数都为正——也就是说班级本地儿童和流动儿童之间的互动影响是同方向的,共同进退。另一方面,本地儿童主导着本地儿童与流动儿童之间的同伴效应,即本地儿童和流动儿童都受本地儿童的影响较大,受流动儿童影响较小,并且流动儿童受流动儿童的影响不显著。具体来讲,对于本地儿童,根据第(2)列的回归结果,在控制学校年级固定效应后,本地儿童受班内其他本地儿童的影响系数是0.54,也就是当班内其他本地儿童成绩提高一个标准差时,被解释的本地儿童成绩将提高0.54个标准差;而当班内其他流动儿童平均成绩提高一个标准差时,被解释的本地儿童成绩仅提高0.15个标准差。这两个系数差异的 F 检验的 P 值为0,表明本地儿童受本地儿童同伴效应的影响显著地更大。对于流动儿童,根据第(4)列的回归结果,在控制学校班级固定效应后,流动儿童受班内其他本地儿童影响系数是0.65,受其他流动儿童影响系数不显著,表明流动儿童在班级中也主要受本地儿童同伴效应的影响。

表3 基准回归结果

变量	本地儿童		流动儿童	
	(1)	(2)	(3)	(4)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.739*** (0.041)	0.538*** (0.072)	0.531*** (0.090)	0.654*** (0.144)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.124*** (0.030)	0.152*** (0.043)	0.227** (0.092)	-0.100 (0.123)
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
学校年级固定效应	否	是	否	是
样本数	3 434	3 434	1 210	1 210
R^2	0.323	0.328	0.303	0.329
F 检验: $x_1=x_2$	82.29	14.09	2.97	9.98
P 值: $x_1=x_2$	0.000	0.000	0.088	0.002

注:控制变量有:(1)个体特征:年龄、民族、健康状况、户口类型、性别、独生子女;(2)家庭特征:父母对作业考试严厉程度、父母对在学校表现严厉程度、父亲学历、母亲学历、家庭经济状况;(3)学校特征:学校类型、学校排名、学校位置;(4)班级特征:班主任性别、年龄、学历、经验、班级规模、班级排名。

本文的基本结论与 Entorf and Lauk (2008) 研究 OECD 国家本国学生和移民学生的同伴效应研究结果比较一致。他们估计本国学生对本国学生的同伴效应在 0.48—0.71 之间，本国学生对移民学生的同伴效应在 0.3—0.77 之间，且移民学生对本国学生和移民学生的同伴效应要显著低于本国学生对这两个群体的影响，甚至都不显著。

(二) 本地儿童与流动儿童之间的同伴效应：反射性问题

Manski (1993) 提出在识别同伴效应时会出现反射性问题，并把反射性问题分解成外生效应、内生效应和相关效应（包括相关群体因素和相关环境因素）三种效应。这一节将检验在进一步控制外生效应和相关效应的影响后，基准回归的结果是否稳健。

1. 相关群体因素

为进一步控制相关效应中的相关群体因素，表 4 把学生自评的六年级表现作为学生学习质量的预处理指标加入模型，控制了学生在进入本班级之前的差异，这时同伴效应的系数表示学生在初中阶段的成绩附加值，即进步或退步，受同伴效应影响的程度 (Andrabi *et al.*, 2011; Frattini and Meschi, 2019)。回归结果如第 (1)—(2) 列所示，在控制学生六年级成绩后，学生成绩的变化情况受同伴效应的影响仍与表 3 的基准回归结果接近。

表 4 控制相关效应中相关群体因素和外生效应的回归结果

变量	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.516*** (0.071)	0.640*** (0.141)	0.391*** (0.086)	0.666*** (0.127)	0.348*** (0.089)	0.667*** (0.131)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.172*** (0.040)	-0.114 (0.123)	0.266*** (0.055)	-0.126 (0.121)	0.297*** (0.052)	-0.114 (0.123)
六年级表现	0.013*** (0.004)	0.007 (0.006)			0.011*** (0.004)	0.008 (0.006)
同伴六年级平均表现	否	否	是	是	是	是
同伴父母平均受教育水平	否	否	否	否	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	3 244	1 140	2 951	1 119	2 951	1 119
R^2	0.321	0.320	0.326	0.327	0.323	0.312
P 值: $x_1=x_2$	0.001	0.002	0.341	0.001	0.698	0.001

2. 外生效应

为进一步控制外生效应,我们进行了如下处理:

第一,鉴于班级中其他同学在入学时的平均学习表现属于影响学生现在学习成绩的外生效应,表4中第(3)—(4)列控制班内其他本地儿童和流动儿童的六年级平均表现,这时本地儿童受本地儿童影响系数变小,受流动儿童影响系数略有增加,且系数差异变得不显著;流动儿童仍主要受本地儿童影响,受流动儿童影响不显著。

第二,由于班内其他同学的平均家庭背景特征对学生自身学习成绩的影响也属于外生效应,第(5)—(6)列加入班内其他本地儿童和流动儿童父母平均受教育水平,同伴效应结果仍不变。

第三,为检验基准回归结果是否受同伴外在特征和家庭背景等外生效应的影响,我们用六年级数学和语文学习吃力程度为因变量进行安慰剂检验(placebo tests)。理论上,如果本地儿童和流动儿童同伴效应是由于外生效应的影响导致的,那么被解释个体六年级数学和语文学习吃力程度应该与当前班内学生认知能力的平均表现相关。表5的结果排除了这种可能性,几乎所有同伴效应的系数都变得不显著,唯一一个显著的系数与基准回归的结果相反。

表5 安慰剂检验

变量	六年级数学学习吃力程度		六年级语文学习吃力程度	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.112 (0.084)	0.159 (0.105)	0.074 (0.062)	0.013 (0.075)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.003 (0.049)	-0.108 (0.080)	-0.077** (0.035)	-0.046 (0.084)
学校年级固定效应	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
样本数	3 405	1 199	3 405	1 199

3. 共同环境因素

第一,通过伪回归检验基准回归中的同伴效应是否由学校共同环境因素导致,把来自相同学校年級的每一个班级的某个学生的同班同学,随机分配给另一班级某个学生,作为其同班同学,然后使用伪同班同学的数据进行回归分析。如果估计的同伴效应是由学校共同环境导致的,那么通过随机分配同学后,同伴效应的结果仍会存在。表6第(1)—(2)列所示的伪回归结果排除了这种可能性。伪回归估计的同伴效应系数要么不显著,要么虽然显著但符号为负。

表6 控制相关效应中共同环境因素的回归结果

变量	伪回归		工具变量回归	
	本地儿童 (1)	流动儿童 (2)	本地儿童 (3)	流动儿童 (4)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	-0.415*** (0.106)	0.078 (0.128)	0.822*** (0.215)	0.608* (0.359)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	-0.056 (0.079)	-0.716*** (0.097)	0.072 (0.085)	0.270 (0.507)
学校年级固定效应	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
样本数	2 668	912	3 029	1 038
R^2			0.314	0.307
其他本地儿童平均成绩第一阶段偏 R^2			0.105	0.193
其他流动儿童平均成绩第一阶段偏 R^2			0.295	0.080
其他本地儿童平均成绩的 IV 第一阶段 F 值			69.46	46.60
其他流动儿童平均成绩的 IV 第一阶段 F 值			247.71	16.94
过度识别的 P 值			0.579	0.716
P 值: $x_1=x_2$			0.006	0.683
Durbin-Wu-Hausman			0.286	0.542

第二，除了学校层面的共同环境因素之外，同一个班级共同任课老师的特征可能会使得班级内部的同伴效应被高估。参照曹妍（2013）和 Li *et al.*（2013）等文献的做法，我们选取不直接影响被解释个体认知能力的变量作为工具变量。认知能力的测试主要包括语言阅读与计算能力测试，与班级中的语文和数学老师直接相关，与英语老师的关系不大。同时，其他同学的学校适应性、六年级时学习吃力程度和流动儿童在流入地的居住时间与他们自身的认知能力直接相关，但与被解释个体的认知成绩不直接相关，因此，我们用班级其他同学平均学校适应性、英语成绩、六年级时学习吃力程度和流动儿童在流入地的居住时间作为认知成绩的工具变量。结果如表6第（3）—（4）列所示，与基准回归结果一致。

五、稳健性检验

（一）随机分班

在随机分班的样本中不排除有些学校虽然在问卷中回答了随机分班，但

在实际操作中并不严格对学生和老师进行随机分配。为测算样本中存在非随机分班可能造成的估计偏差,我们进行了两个检验。

第一,借鉴 Gong *et al.* (2019) 的检验方法,估计非随机分班的样本(学校、班主任或任课老师只要有一方报告非随机分班的样本)中的同伴效应。表7结果显示,在非随机分班的样本中,本地儿童受本地儿童和流动儿童同伴效应影响的系数较表3有所降低,流动儿童受本地儿童影响的系数增加,受流动儿童的影响显著为负。因此,如果筛选的随机分班样本中包含非随机分班样本,本地儿童受本地儿童和流动儿童影响会被低估,流动儿童受本地儿童影响会被高估,但本地儿童在同伴效应中起主导作用的结果仍然不变。如果使用严格随机分班的样本,上文的基本结论仍然成立。

表7 非随机分班样本回归结果

变量	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.474*** (0.118)	0.894*** (0.165)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.093*** (0.035)	-0.453** (0.217)
学校年级固定效应	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是
样本数	2 803	724
R^2	0.351	0.429
P 值: $x_1=x_2$	0.006	0.000

第二,从样本中随机地删除学校,观察回归结果是否有明显变化。如果学校大部分是随机分班,那么使用其随机分班子样本的回归结果和基准回归结果不会有太大的偏离。为了保证样本的规模,每次随机删除2所学校,进行861(C_{42}^2)次回归。图1画出了随机子样本回归中本地儿童和流动儿童同伴效应系数的密度函数,虚线为基准回归的系数值,可以看出本地儿童和流动儿童同伴效应系数的量级集中在基准回归的系数值附近;本地儿童或流动儿童受本地儿童的同伴效应都显著大于受流动儿童的同伴效应,因此基准回归结果中本地儿童在同伴效应中占主导地位的结果仍然不变。

(二) 样本选择

在基准回归中,班级中流动儿童比例最高的占96%,最低的仅占1.6%,这些班级本地儿童或者流动儿童的比例很低,两个群体之间的互动有限。为

了排除比例极端的班级样本对于系数估计的影响，我们通过两种方式进行样本删除：删除班级流动儿童比例最高和最低两个班级的数据；删除班级流动儿童比例最高和最低 2% 的班级。表 8 的结果与基准回归的结果基本保持一致。

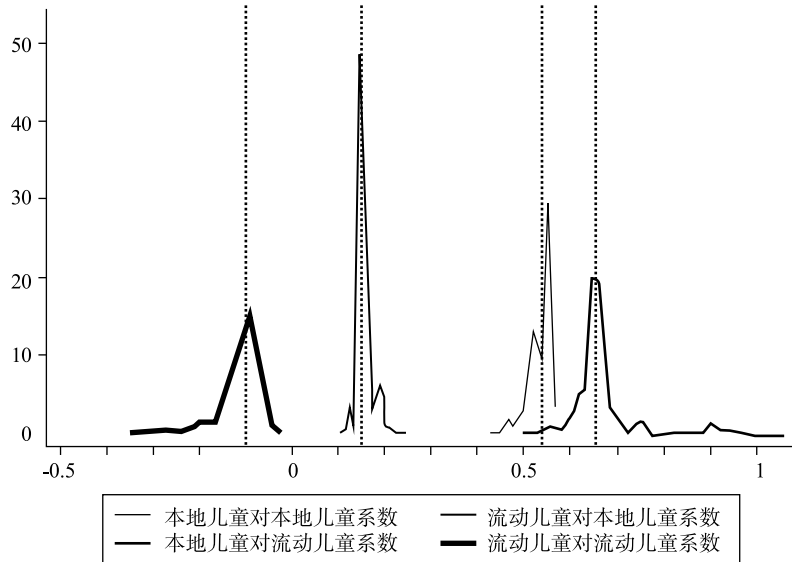


图 1 同伴效应系数密度函数图

表 8 删除流动儿童比例极端值的班级

变量	删除最低和最高的班级		删除最低和最高班级的 2%	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.499*** (0.085)	0.853*** (0.133)	0.514*** (0.083)	0.902*** (0.141)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.198*** (0.051)	-0.164 (0.127)	0.194*** (0.050)	-0.206 (0.139)
学校年级固定效应	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
样本数	3 370	1 151	3 299	1 099
R^2	0.331	0.337	0.326	0.343
P 值: $x_1=x_2$	0.018	0.000	0.011	0.000

(三) 变换流动儿童的定义

基准回归中定义的流动儿童是户籍不在本县(区)的儿童，因为他们都

面临因户籍制度限制的入学门槛和升学瓶颈。然而,流动儿童群体本身具有很大的差异性,表9将变换流动儿童的定义重新估算模型。首先,本地家长主要担心的是家庭背景较差的农村外来务工的子女对本地儿童造成不利的影响,第(1)—(2)列把流动儿童样本限制为农村户口的流动儿童,同伴效应的主要结果仍然不变。其次,有34%的流动儿童出生在城市,从小在城市生活,跟本地儿童之间的差异比较小(杨东平,2016),而新到城市的流动儿童与本地儿童差异较大,第(3)—(4)列把小学阶段(即6岁以后)来到本县(区)且目前户口登记地是外县(区)的儿童定义为流动儿童,主要结果仍与基准回归保持一致。最后,由于流动儿童的流动性比较大,中途转学进来的学生对本地儿童的影响与一直在这个班级的流动儿童的影响可能有较大差异,为排除这种异质性给同伴效应的估计带来的偏差,第(5)—(6)列删除了12岁以后才到这个城市来的流动儿童,主要结果仍然一致。

表9 变换流动儿童定义后的回归结果

变量	农村流动儿童		6岁之后迁移		12岁之前迁移	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.408*** (0.092)	0.587*** (0.134)	0.416*** (0.088)	0.539*** (0.192)	0.400*** (0.086)	0.652*** (0.130)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.205*** (0.060)	-0.168 (0.107)	0.230*** (0.064)	-0.025 (0.152)	0.259*** (0.055)	-0.117 (0.126)
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	2 906	1 137	2 780	451	3 127	1 043
R^2	0.330	0.336	0.333	0.415	0.336	0.338
P 值: $x_1=x_2$	0.145	0.000	0.166	0.060	0.288	0.001

六、机制分析

(一) 班内流动儿童比例

表10通过两种方法估计班内流动儿童比例对本地儿童和流动儿童之间同伴效应的影响:一是通过加入同伴平均认知成绩与流动儿童比例的交乘项,如第(1)—(2)列所示,“其他本地儿童平均成绩”与“流动儿童比例”的交互项系数都显著为负,表明随着流动儿童比例的上升,本地儿童对本地儿童和流动儿童的影响都显著下降;同时,随着流动儿童比例的上升,流动儿童

对本地儿童的影响显著上升，流动儿童对流动儿童影响也上升，但变化不显著。二是通过构造哑变量，当班级流动儿童比例大于样本总体流动儿童比例均值26%时，该哑变量取值1，否则为0。³第(3)—(4)列中加入该哑变量与同伴平均认知成绩的交乘项，结果显示，当班级流动儿童比例超过样本均值时，本地儿童对本地儿童和流动儿童的影响都显著下降，流动儿童对本地儿童的影响显著上升。因此，本地儿童和流动儿童之间的同伴效应显著受流动儿童比例的影响，流动儿童比例越高，本地儿童对其他同学的同伴效应越小，流动儿童对其他同学的同伴效应越大。用标准化的语数英成绩进行类似分析，得到一致的结论。

在本文数据中，流动儿童在班级中的比例平均仅有26%，这很好地解释了基准回归中本地儿童的同伴效应占主导作用的结论。这个结论也可以从文献中得到印证，Angrist and Lang (2004)发现当将少数黑人学生送到白人学校时，白人受黑人影响较小，而Billings *et al.* (2014)发现当将白人学生放入黑人比例较多的学校时，白人受黑人负面影响比较大。Frattini and Meschi (2019)研究欧洲移民学生对本国学生的影响，也发现移民学生的同伴效应只有在他们的比例超过20%的时候才显著。

在研究班级流动儿童比例的文献中，其结论很大程度上也取决于样本中两组儿童的相对成绩。当流动儿童比同班的本地儿童成绩更差时，其比例的上升可能造成负面影响增加。在CEPS数据中，给定学校年级、学生、家庭及班级特征后，流动儿童比本地儿童认知成绩显著要低，但差异仅0.09个标准差；两组儿童数学和英语成绩差异不显著；但其语文成绩流动儿童反而更高。⁴这解释了Wang *et al.* (2018)中流动儿童比例对本地儿童语文成绩产生正向影响，对本地儿童的数学和英语成绩没有显著影响的结论。因此，简单分析流动儿童比例的影响，很容易由于选取样本的差异而得出不同的结论。

表10 班级流动儿童比例对同伴效应的影响机制

变量	流动儿童比例		流动儿童比例大于均值的哑变量	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.695*** (0.091)	1.23*** (0.206)	0.642*** (0.070)	0.893*** (0.237)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.0367 (0.047)	-0.344* (0.202)	0.092** (0.039)	-0.362* (0.186)

³ 本文样本中流动儿童的比例与全国城镇流动儿童的比例相近。2010年，在全国0—17岁的儿童中流动儿童的比例为13%，其中城镇流动儿童比例为25%。在2012年，北京、上海、广州的初中生中流动儿童比例分别为17.5%、24.6%、25.8%（杨东平，2016）。

⁴ 由于篇幅限制，这里不汇报具体结果。

(续表)

变量	流动儿童比例		流动儿童比例大于均值的哑变量	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)
流动儿童比例 (x_3)	-0.362*	0.049	-0.558***	-0.355
	(0.194)	(0.387)	(0.162)	(0.292)
其他本地儿童平均成绩 乘以流动儿童比例 ($x_1 \times x_3$)	-1.186***	-1.171***	0.439***	0.233
	(0.313)	(0.307)	(0.141)	(0.274)
其他流动儿童平均成绩 乘以流动儿童比例 ($x_2 \times x_3$)	1.013***	0.560	-0.688	0.139
	(0.282)	(0.569)	(0.809)	(1.313)
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
学校年级固定效应	是	是	是	是
样本数	3 434	1 210	3 434	1 210
R^2	0.332	0.336	0.333	0.346

(二) 学生交往与老师教学方法的影响机制

文献中发现班级环境 (Lavy *et al.*, 2012; Hu, 2018)、学生的社交频繁程度 (李长洪和林文炼, 2019) 可能会影响同伴效应的大小。表 11 将这些机制变量 X 分别与同伴的平均成绩相乘来估算同伴效应的影响机制。Panel A 汇报了班风、同学关系以及学生与同学交流的频繁程度对同伴效应的影响, 当班风越好、与同学关系越好及与同学交流更频繁时, 本地儿童对其他同学的同伴效应更大, 流动儿童对其他同学的同伴效应更小, 特别是本地儿童之间的同伴效应显著增加。这表明当学生之间互动增加时, 本地儿童起的示范作用增加。

表 11 同伴效应机制分析

Panel A: 学习生态	班风		同学关系		交流的频繁程度	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
其他本地儿童平均成绩	0.287***	0.534***	0.340**	0.448**	0.313***	0.485**
	(0.106)	(0.197)	(0.133)	(0.202)	(0.115)	(0.187)
其他流动儿童平均成绩	0.340***	0.103	0.199	-0.115	0.247**	0.00961
	(0.082)	(0.216)	(0.122)	(0.214)	(0.0946)	(0.198)

(续表)

Panel A: 学习生态	班风		同学关系		交流的频繁程度	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
其他本地儿童平均成绩×X	0.280** (0.111)	0.177 (0.169)	0.229* (0.135)	0.227 (0.200)	0.248** (0.115)	0.214 (0.167)
其他流动儿童平均成绩×X	-0.216** (0.091)	-0.277 (0.223)	-0.053 (0.128)	-0.001 (0.214)	-0.106 (0.106)	-0.144 (0.183)
X	0.059 (0.037)	0.164*** (0.060)	0.199*** (0.041)	0.311*** (0.067)	0.0678* (0.0385)	0.0636 (0.0532)
样本数	3 412	1 198	3 410	1 200	3 413	1 201
R ²	0.330	0.328	0.336	0.336	0.330	0.329
Panel B: 数学老师	使用多媒体设备		分组讨论		师生互动讨论	
教学方法	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
其他本地儿童平均成绩	0.325* (0.190)	0.595*** (0.217)	0.629*** (0.074)	0.459*** (0.138)	0.622*** (0.083)	0.490*** (0.172)
其他流动儿童平均成绩	0.169 (0.158)	-0.267 (0.308)	0.135*** (0.048)	0.067 (0.145)	0.108** (0.046)	0.064 (0.141)
其他本地儿童平均成绩×X	0.157 (0.190)	0.046 (0.220)	-0.392** (0.154)	0.720*** (0.244)	-0.087*** (0.031)	0.138* (0.071)
其他流动儿童平均成绩×X	-0.008 (0.165)	0.176 (0.323)	0.170* (0.097)	-0.544** (0.235)	0.053** (0.025)	-0.136* (0.070)
X	-0.211*** (0.064)	-0.097 (0.096)	0.039 (0.043)	-0.147* (0.077)	-0.000 (0.008)	0.020 (0.020)
样本数	3 434	1 210	3 434	1 210	3 434	1 210
R ²	0.330	0.330	0.330	0.336	0.329	0.333
学校固定效应	是	是	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是	是	是

注：变量介绍：(1) 班风：我所在的班级班风良好，虚拟变量的设定为完全不同意和比较不同意为 0，比较同意和完全同意为 1；(2) 同学关系：班里大多数同学对我很友好；(3) 交流的频繁程度：我认为自己很容易与人相处，虚拟变量的设定为完全不同意和比较不同意为 0，比较同意和完全同意为 1；(4) 数学老师教学方法：您在给所调查班级教学的时候，是否采取下列教学方式？(老师授课、分组讨论、师生讨论互动)，虚拟变量的设定为从不、偶尔和有时都为 0，经常和总是都为 1。

Panel B 考察数学老师的教学方式对两个群体之间同伴效应的影响，结果显示，当老师更多地使用互动的教学方式（分组讨论和师生讨论互动）时，

两个群体之间的同伴效应增强,群体内部的同伴效应减弱。这表明教师通过互动的教学方式,缩小了本地儿童与流动儿童之间的差异,两个群体学生之间的交互影响增强。语文老师的教学方式也有类似的影响,由于篇幅限制不作汇报。

七、同伴效应的异质性

(一) 能力的异质性

表12对认知成绩进行分位数回归,并加入同伴平均成绩与流动儿童哑变量的交互项,考察两个群体在不同分位点的同伴效应差异,整体结果与基准回归一致,在所有分位数上,本地儿童的同伴效应都处于主导地位。对于本地儿童,随着分位数的上升,其受本地儿童的同伴效应影响有所增加,受流动儿童的影响逐渐减少;认知成绩差的学生受流动儿童影响更显著,该结论在很多文献中也得到印证(Burke and Sass, 2013; 曹妍, 2013; Tonello, 2016; Frattini and Meschi, 2019)。对于流动儿童,认知成绩高的学生受本地儿童影响显著,但不受流动儿童的影响;认知成绩低的学生受流动儿童的影响,但不受本地儿童的影响。

表12 分能力的本地儿童和流动儿童的异质性同伴效应

变量	q10	q25	q50	q75	q90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.413*** (0.085)	0.524*** (0.059)	0.687*** (0.067)	0.690*** (0.063)	0.698*** (0.091)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.197*** (0.070)	0.138** (0.066)	0.111* (0.064)	0.033 (0.052)	0.030 (0.060)
其他本地儿童平均成绩× 流动儿童哑变量 (x_3)	-0.221 (0.161)	-0.108 (0.082)	-0.221** (0.109)	-0.348*** (0.123)	-0.189 (0.190)
其他流动儿童平均成绩× 流动儿童哑变量 (x_4)	0.072 (0.161)	0.023 (0.115)	0.154 (0.116)	0.281* (0.161)	0.130 (0.194)
流动儿童哑变量	-0.075* (0.040)	-0.035 (0.037)	-0.056 (0.035)	-0.051 (0.041)	-0.055 (0.054)
学校年级固定效应	是	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是	是
样本数	4 644	4 644	4 644	4 644	4 644
P值: $x_1 + x_3 = 0$	0.219	0.000	0.000	0.006	0.009
P值: $x_2 + x_4 = 0$	0.075	0.070	0.002	0.036	0.368

（二）性别的异质性

表 13 分性别进行回归，结果显示，本地女生更多地受本地儿童的影响，受流动儿童的影响不显著，而本地男生受流动儿童的影响显著，该结论与 Griffith and Rask (2014) 的发现一致。这种性别的异质性在流动儿童中不明显，不论是男生还是女生都主要受本地儿童的影响，受流动儿童的影响不显著。

表 13 分性别的本地儿童和流动儿童的异质性同伴效应

变量	女生		男生	
	本地儿童	流动儿童	本地儿童	流动儿童
	(1)	(2)	(3)	(4)
其他本地儿童平均成绩 (x_1)	0.632*** (0.090)	0.679*** (0.163)	0.421*** (0.072)	0.621*** (0.173)
其他流动儿童平均成绩 (x_2)	0.0183 (0.057)	-0.007 (0.125)	0.303*** (0.042)	-0.155 (0.170)
学校年级固定效应	是	是	是	是
个体、家庭、班级特征	是	是	是	是
样本数	1 655	566	1 779	644
P 值： $x_1=x_2$	0.000	0.000	0.000	0.001

八、结 论

如何解决流动人口子女的教育问题对我国原有的以户籍制度为基础的教育体系提出了巨大的挑战。目前全国范围内有接近 80% 的流动儿童在城市的公办学校就读，许多本地儿童的家长担心流动儿童进入公办学校会对本地儿童造成负面影响。现存的大部分研究主要聚焦于直接分析流动儿童比例对于本地儿童成绩的影响，忽略了本地儿童和流动儿童之间的互动效应，且其结果很大程度上取决于研究样本中本地儿童和流动儿童的差异，且并没有达成一致性的结论。

本文使用了 CEPS 东部城市中随机分班的学校里七年级和九年级学生的样本数据，研究本地儿童和流动儿童之间的同伴效应。我们发现，首先在认知能力方面，本地儿童与流动儿童之间的同伴效应是同向的，并且本地儿童的同伴效应占主导作用，本地儿童和流动儿童受本地儿童的影响较大，本地儿童受流动儿童的影响较小，流动儿童受流动儿童的影响不显著。其次，

本地儿童和流动儿童之间同伴效应的大小与班内流动儿童比例有关,随着班内流动儿童比例的增加,流动儿童的同伴效应会增强。同学之间交流越频繁,本地儿童所起的主导作用越大,而老师增加互动的教学方式也会增加两个群体之间的交互影响。此外,异质性分析的结果显示,本地儿童中成绩越差的学生受流动儿童同伴效应的影响越大;流动儿童中成绩最好的学生受本地儿童的同伴效应影响较大,流动儿童中成绩最差的学生受流动儿童的影响较大。

本文的结论有助于缓解本地家长对流动儿童进入公办学校可能造成负面影响的焦虑。在当前政策下,由于异地中考的限制,一部分流动儿童会在初中阶段返回户籍所在地读书,流动儿童在初中阶段在校比例普遍较低,总体上对本地儿童的同伴效应影响较小。此外,流动儿童在进入学校时,存在自选择性,在相同学校内,本地儿童和流动儿童在家庭背景和学业上并不存在太大的差异,流动儿童对本地儿童不会有负面的冲击。因此,本地家长不必过于担忧,而应该积极地引导本地儿童的学习和行为向良性方向发展。学校和老师应该通过改善教学方式方法等,多管齐下促进本地儿童和流动儿童之间的融合。政府应该进一步消除流动儿童进入流入地城市公办学校的障碍,建立义务教育阶段的开放机制,让流动儿童享受平等的受教育权利。

参考文献

- [1] Andrabi, T., J. Das, A. I. Khwaja, and T. Zajonc, "Do Value-Added Estimates Add Value? Accounting for Learning Dynamics", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3 (3), 29-54.
- [2] Angrist, J. D., and K. Lang, "Does School Integration Generate Peer Effects? Evidence from Boston's Metco Program", *American Economic Review*, 2004, 94 (5), 1613-1634.
- [3] Billings, S., D. Deming, and J. Rockoff, "School Segregation, Educational Attainment, and Crime: Evidence from the End of Busing in Charlotte-Mecklenburg", *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (1), 435-476.
- [4] Burke, M. A., and T. R. Sass, "Classroom Peer Effects and Student Achievement", *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (1), 51-82.
- [5] 曹妍, "大陆移民学生如何影响香港本地学生的学业成就?——基于 PISA 数据的同伴效应实证研究", 《教育与经济》, 2013 年第 4 期, 第 47—55 页。
- [6] Carrell, S. E., B. I. Sacerdote, and J. E. West, "From Natural Variation to Optimal Policy? The Importance of Endogenous Peer Group Formation", *Econometrica*, 2013, 81 (3), 855-882.
- [7] Chen, Y., and S. Feng, "The Education of Migrant Children in China's Urban Public Elementary Schools: Evidence from Shanghai", *China Economic Review*, 2019, 54, 390-402.
- [8] Cortes, K. E., "The Effects of Age at Arrival and Enclave Schools on the Academic Performance of Immigrant Children", *Economics of Education Review*, 2006, 25 (2), 121-132.
- [9] 段成荣、梁宏, "我国流动儿童状况", 《人口研究》, 2004 年第 1 期, 第 53—59 页。
- [10] Entorf, H., and M. Lauk, "Peer Effects, Social Multipliers and Migrants at School: An International Comparison", *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 2008, 34 (4), 633-654.

- [11] Feng, H., and J. Li, "Head Teachers, Peer Effects, and Student Achievement", *China Economic Review*, 2016, 41, 268-283.
- [12] Frattini, T., and E. Meschi, "The Effect of Immigrant Peers in Vocational Schools", *European Economic Review*, 2019, 113, 1-22.
- [13] Gong, J., Y. Lu, and H. Song, "The Effect of Teacher Gender on Students Academic and Noncognitive Outcomes", *Journal of Labor Economics*, 2018, 36 (3), 743-778.
- [14] Gong, J., Y. Lu, and H. Song, "Gender Peer Effects on Students' Academic and Noncognitive Outcomes: Evidence and Mechanism", *Journal of Human Resources*, 2019, 9, 18-38.
- [15] Gould, E. D., V. Lavy, and M. D. Paserman, "Does Immigration Affect the Long-Term Educational Outcomes of Natives? Quasi-Experimental Evidence", *The Economic Journal*, 2009, 119, 1243-1269.
- [16] Griffith, A. L., and K. N. Rask, "Peer Effects in Higher Education: A Look at Heterogeneous Impacts", *Economics of Education Review*, 2014, 39, 65-77.
- [17] Hoxby, C., "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation", *The Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115 (4), 1239-1285.
- [18] Hu, F., "Migrant Peers in the Classroom: Is the Academic Performance of Local Students Negatively Affected?", *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46, 582-597.
- [19] Ioannides, Y., and A. Zabel, "Neighborhood Effects and Housing Demand", *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18 (5), 563-584.
- [20] Jensen, P., and A. W. Rasmussen, "The Effect of Immigrant Concentration in Schools on Native and Immigrant Children's Reading and Math Skills", *Economics of Education Review*, 2011, 30 (6), 1503-1515.
- [21] Lavy, V., M. D. Paserman, and S. Analia, "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.
- [22] Li, Q., W. Zang, and L. An, "Peer Effects and School Dropout in Rural China", *China Economic Review*, 2013, 27, 238-248.
- [23] Lim, J., and M. Jonathan, "The Impact of Teacher-Student Gender Matches: Random Assignment Evidence from South Korea", *Journal of Human Resources*, 2017, 52, 4979-4997.
- [24] 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18卷第2期, 第597—616页。
- [25] 吕利丹、阎芳、段成荣、程梦瑶, "新世纪以来我国儿童人口变动基本事实和发展挑战", 《人口研究》, 2018年第3期, 第65—78页。
- [26] Ma, Y., X. Hou, J. Huang, W. Wang, Y. Li, X. Zhou, and X. Du, "Educational Inequality and Achievement Disparity: An Empirical Study of Migrant Children in China", *Children and Youth Services Review*, 2018, 87, 145-153.
- [27] Manski, C. F., "Identification of Endogenous Social Interactions: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, 1993, 60 (3), 531-42.
- [28] Schneeweis, N., "Immigrant Concentration in Schools: Consequences for Native and Migrant Students", *Labour Economics*, 2015, 35 (8), 63-76.
- [29] Tonello, M., "Peer Effects of Non-native Students on Natives' Educational Outcomes: Mechanisms and Evidence", *Empirical Economics*, 2016, 51 (1), 383-414.
- [30] 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.

- [31] 吴霓、朱富言, “流动人口随迁子女在流入地升学考试政策分析”, 《教育研究》, 2014 年第 4 期, 第 43—52 页。
- [32] 徐晓新、张秀兰, “将家庭视角纳入公共政策——基于流动儿童义务教育政策演进的分析”, 《中国社会科学》, 2016 年第 6 期, 第 151—169 页。
- [33] 杨东平, 《中国流动儿童教育发展报告》。北京: 社会科学文献出版社, 2016 年。
- [34] 周皓、巫锡炜, “流动儿童的教育绩效及其影响因素: 多层线性模型分析”, 《人口研究》, 2008 年第 4 期, 第 22—32 页。
- [35] Zimmerman, D., “Peer Effects in Academic Outcomes: Evidence from a Natural Experiment”, *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85 (1), 9-23.

Peer Effects Between Migrant and Local Children: Who Dominates?

YUANYUAN CHEN* CAITING DONG
(*Shanghai University of Finance and Economics*)

BINYAN ZHU
(*University of Waterloo*)

Abstract We use the China Education Panel Survey data to analyze peer effects between migrant and local children. We find that peer effects from local children dominate. As the average test score of local peers increases by one standard deviation (s. d.), the test score of local children increases by 0.54 s. d., and that of migrant children increases by 0.65 s. d.; while peer effects from migrant children to local children is only 0.15 s. d. and peer effects among migrant children are not significant. We find that the magnitude of peer effects is influenced by class ratio of migrant children, the frequency of student interactions and the teaching methods.

Keywords migrant children, local children, peer effects

JEL Classification I20, I21, J16

* Corresponding Author: Yuanyuan Chen, Institute for Advanced Research, Key Laboratory of Mathematical Economics of Ministry of Education, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China; Tel: 86-21-65903121; E-mail: yychen@mail.shufe.edu.cn.