

# 学校群体构成对流动儿童数学学业成就的影响： 一项多水平分析<sup>\*</sup>

张云运<sup>1</sup> 骆方<sup>2</sup> 董奇<sup>3</sup> 刘方琳<sup>4</sup>

(1. 北京师范大学中国基础教育质量监测协同创新中心, 北京 100875; 2. 北京师范大学心理学院, 北京 100875; 3. 北京师范大学认识神经科学与学习国家重点实验室, 北京 100875; 4. 北京体育大学运动人体科学学院, 北京 100875)

**摘要:** 学校群体构成是影响儿童学业成就的重要环境变量, 并对流动儿童具有不同于本地儿童的特殊效应。本研究数据来自“中国儿童青少年心理发育特征调查”项目建立的数据库, 被试是我国发达地区 32 个区县 141 所学校的 4960 名 2-6 年级儿童, 流动儿童所占比例为 14.5%。结果发现: (1) 无论流动儿童还是本地儿童, 学校社会经济地位越高, 儿童的数学学业成就越好; 学校流动儿童比例对儿童的数学学业成就没有影响; (2) 学校社会经济地位越高, 短期流动儿童相对于本地儿童的数学学业劣势越大; (3) 学校流动儿童比例越高, 长期流动儿童相对于本地儿童的数学学业劣势越小。

**关键词:** 学校群体构成; 流动儿童; 学校社会经济地位; 学校流动儿童比例; 数学学业成就

**分类号:** G442

## 1 问题提出

同伴群体是儿童发展的重要影响源, 心理学研究通常比较重视儿童所直接接触同伴产生的影响, 认为与同伴直接相处的经历是儿童发展的重要情境 (Berndt, 1992), 但是对于学校的群体构成特征如何影响儿童发展这一问题则关注不多。同伴群体构成 (peer group composition) 一般指同伴群体在某类社会特征上的构成分布 (Bryk, Lee, & Smith, 1990)。学校中同伴群体的不同背景和特征构成了稳定的结构, 是产生差异化学校环境的客观基础, 能对身在其中的儿童产生潜移默化的重要影响。这种群体结构特征对儿童发展的影响也被称为构成效应 (composition effect)。随着我国流动儿童在流入地就学的政策逐步落实, 流动儿童与本地儿童就读同一学校的情况越来越普遍, 学校中儿童所处的同伴环境变得更加复杂和多样。流动儿童进入流入地学校就读的现象, 影响了儿童能直接接触到什么样的同伴, 重塑了大多数学校的同伴群体构成。学校群体构成特征会如何影响儿童发展, 这种影响对于流动儿童和本地儿童是否相

同, 是值得深入探索的重要问题。

### 1.1 学校社会经济地位与儿童学业成就

学校社会经济地位是影响儿童学业成就的典型学校群体构成指标 (Jencks & Mayer, 1990)。研究证实, 学校社会经济地位能够正向预测儿童个体学业成就, 在控制了儿童个体家庭背景的作用后, 进入高社会经济地位学校的儿童, 仍比进入低社会经济地位学校的儿童学业表现好 (Strand, 1997; Driesen, 2002; Dumay & Dupriez, 2008)。研究进一步发现, 学校社会经济地位对儿童发展的效应表现出明显的国别差异。PISA 项目 (Program for International Student Assessment) 2009 年的测试结果 (OECD, 2010) 显示, 在主要的经济合作与发展组织 (Organization for Economic Co-operation and Development, OECD) 国家, 控制了学生的家庭社会经济地位后, 学校社会经济地位对学生学业表现的影响要远远大于学生个人的社会经济背景的影响。尤其是在日本、德国、比利时等国, 进入社会经济地位一般的学校的学生, 与进入高社会经济地位学校的学生相比, 成绩得分差距超过了 50 分, 相当于一年多的

<sup>\*</sup> 基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目“多元环境交互背景下学校群体隔离对流动儿童学校适应的影响” (14YJC190026); 中央高校基本科研业务专项资金项目 (SKZZX2013093); 国家科技基础性工作专项重点项目 (2006FY110400)。

通讯作者: 骆方, Email: luof@bnu.edu.cn

教育水平。不仅如此,学校社会经济地位对学业成就的影响还存在亚群体差异,例如,研究发现学校社会经济地位对于非裔儿童学业成就的影响比对白人儿童的影响更大(Jencks & Mayer, 1990)。

### 1.2 学校群体多样性与儿童学业成就

学校群体多样性也是学校群体构成的重要指标,一般用学校中某类特殊群体比例来代表。具体选择何种群体比例,则因不同国家和地区的人口特征和类型而定。例如,对于移民学生多的学校,常用学校中某类移民儿童比例来代表;我国香港地区接受大陆学生的学校,在考察学校群体多样性时采用学校中大陆学生比例来代表;而像美国这样关心黑人与白人差异的国家,则会考察学校中非裔儿童比例。研究发现,尽管学校社会经济地位与学校群体多样性存在相关,但是在控制了学校社会经济地位后,学校特殊群体比例对于儿童学业成就仍有独立的效应(Roscigno, 1998; Van Ewijk & Sleegers, 2010),但是这种影响效应的方向和大小,不同研究结果存在不一致。Schnepf (2007) 使用 PISA 项目数据考察了 10 个国家的移民儿童和本土儿童的学业成就,结果发现,学校中移民儿童比例对儿童个体学业成就的关系既可能是正向、负向,也可能不相关。美国对于学校中非裔儿童比例的研究则发现,在控制学校社会经济地位、学校氛围、学校安全等重要影响因素后,儿童进入非裔儿童比例高的学校,其学业表现更差(Hopson, Lee, & Tang, 2014)。学校非裔儿童比例越高,非裔儿童的学业成就越低,而且这种负向的效应大于对其他少数民族儿童和白人儿童的影响(Hanushek, Kain, & Rivkin, 2002; Van Ewijk, & Sleegers, 2010)。而对于我国香港地区的研究则发现,香港学校中大陆儿童的比例是一个积极因素,有利于提高香港儿童的学业成就水平(曹妍, 2013)。在我国大陆地区,随着人口流动常态化,学校接受流动儿童的政策不断落实,本地儿童与流动儿童同校就读的情况越来越多,使得学校呈现出一定的群体多样化特征。流动儿童进入流入地上学,尤其是在发达程度高的大城市就学,往往在教材、学习进度、知识结构、普通话等等各方面有难以适应的地方(吴锦艳, 2006),而且流动时间越短的流动儿童,适应情况越差(申继亮,王兴华, 2006)。学校中流动儿童比例可能是重要的学校群体构成指标,值得进一步研究。

### 1.3 学校群体构成影响儿童学业成就的途径

研究者认为,学校群体构成之所以能够影响儿

童个体的发展,其中一个重要的原因是学校群体构成塑造了群体内部的文化和规范,并能强化个体的身份认同,进而对儿童发展产生潜移默化的深远影响(张云运,骆方,孙铃,刘方琳, 2015)。

#### 1.3.1 群体文化效应

根据同辈同化理论(Portes & Rumbaut, 2001),同伴群体会建立起关于学习动机、态度和行为的规范与评价导向,通过共同的信念、习惯和同伴压力来塑造群体中个体对待学业的态度和行为(Brown, 1990; Caldas & Bankston, 1997; Ornstein, 1995)。儿童个体会倾向于采用学校或班级中大多数儿童的行为标准来决定自己的行为,会避免自己偏离参照群体的一般规范和标准,以免被群体所惩罚(比如被群体排斥或受欺负等)(Harris, 1998)。研究发现,在平均社会经济地位高的学校中,往往有大量学业准备良好、学习动机强的儿童,群体会建立起“追求成功的文化”,这种群体文化更支持儿童追求良好的发展,从而对全体儿童的学业发展产生积极的促进作用(Hanushek, Kain, Markman, & Rivkin, 2002; Thrupp, 1999)。反之,在社会经济地位低的学校中,学校中有大量低学业成就且缺乏动机的儿童,会营造出对学习的绝望感受(Jencks, & Mayer, 1990),形成背离学习的文化,这些低动机的儿童不仅自己学习态度消极,而且还会劝服其他儿童,告诉他们在学校学习好并不值得,并向那些追求好成绩的儿童施加压力(Driessen, 2002; Hanushek, Kain, & Rivkin, 2002; Harker & Tymms, 2004)。实证研究确实发现,在社会经济地位和学业能力低的学校里,学习成绩好的非裔儿童,会经受更大的同伴压力(Echenique & Fryer, 2007)。

#### 1.3.2 群体身份效应

在具有群体多样性的同伴群体环境下,群体成员的身份效应也对个体发展产生影响。这是因为儿童在校表现受到相同身份儿童的影响,而对于处于弱势地位的特殊群体而言更是如此。不同儿童群体在学校中的比例,一定程度上决定了某类群体所拥有的力量(power)。学校中的少数群体与主流群体存在力量不平衡(Juvonen, Nishina, & Graham, 2006),进而形成一定的隔离和不良的互动/歧视。对于处于不利地位的少数儿童而言,如果同身份儿童特别少,儿童所受到的这种身份效应压力就会特别大。如果学校中同类身份的特殊儿童人数较多,就能缓解这种身份效应(Portes & Hao, 2004),降低特殊儿童在学校中的孤立感受,进而改善他们的在校表现。国内已有研究

发现,流动儿童与城市儿童相比具有较高的歧视归因倾向(刘霞,申继亮,2009),一定程度上佐证了身份效应的存在。学校中流动儿童的比例是否有利于缓解这种对歧视的知觉,进而改善流动儿童的发展状况,是值得关注的问题。

#### 1.4 我国已有研究现状

对于我国流动儿童而言,学校群体构成对其学业表现的影响,可能既体现在学校群体文化对儿童的影响上,也有身份效应对流动儿童产生的独特影响。学校社会经济地位和学校流动儿童比例是否会对学校中儿童的学业成就产生影响,这种影响对流动儿童和本地儿童而言是否存在差异,对于不同流动时间的流动儿童的影响是否有差别,这些影响是积极的还是消极的?这些问题尚缺乏实证研究检验。当前我国关于学校群体构成对儿童学业成就影响的研究很少,主要来自人口学、教育学、经济学等领域。周皓和巫锡伟(2008)的研究发现学校社会经济地位能够正向预测儿童学业成就,但是随着学校整体社会经济地位提高,尽管儿童成绩都会提高,但是本地儿童提高的幅度高于流动儿童,也就是说流动儿童受益较小。国内一项研究发现学校流动儿童比例显著负向预测科学学业成就(李峰,韦小满,辛涛,2012),这可能意味着学校流动儿童比例高是影响儿童学业表现的不利因素。另一方面,对于学校流动儿童比例是否对于流动儿童和本地儿童的学业表现影响不同,还极少受到研究者的关注。

本研究拟从我国儿童的学校同伴群体构成这一关键因素切入,以流动儿童为核心研究对象,以本地儿童为参照群体,探讨学校群体构成对儿童学业成就的影响途径,综合考察群体文化效应和群体身份效应,以期优化流动儿童教育相关政策和学校环境创设提供实证依据和实践指导。学校群体构成选择学校社会经济地位和学校流动儿童比例这两类指标进行考察;研究对象为流动儿童,以本地儿童为参照群

体,以我国发达地区小学儿童为样本群体;考虑到流动时间对流动儿童适应有重要影响,因此将流动儿童按照流动时间区分为长期流动儿童和短期流动儿童两类;学业成就以数学学业成就为考察指标。之所以选择数学而没有选择语文,是因为与语文相比,数学受家庭背景的影响更小、受到学校的影响更大(赵宁宁,樊金凤,杨贝贝,马媛,2014),更能反映因学校环境分化所带来的学业成就上的差异。考虑到已有研究发现家庭社会经济地位以及性别、家庭结构、独生子女等因素会影响儿童的学业表现,且流动儿童和本地儿童在这些指标上存在显著差异(张云运,骆方,陶沙,罗良,董奇,2015),在本研究将这些变量进行控制,以期有效分离出群体文化效应和身份效应的单独影响。研究假设为:(1)在控制家庭社会经济地位以及性别、家庭结构、独生子女等因素后,与本地儿童相比,短期、长期流动儿童的数学学业成就较差;(2)关于群体文化效应,假设学校社会经济地位、学校流动儿童比例都能够预测儿童数学学业成就。其中,学校社会经济地位是正向预测,学校流动儿童比例是负向预测;(3)关于群体身份效应,假设与本地儿童相比,短期、长期流动儿童在数学学业成就上的劣势受到学校社会经济地位和学校流动儿童比例的调节,显示出学校群体构成对流动儿童数学学业成就存在不同于本地儿童的特殊效应。

## 2 方法

### 2.1 数据来源和被试

数据来源于中国儿童青少年心理发育特征调查项目建立的数据库。数据库的具体特点见《中国6~15岁儿童青少年心理发育数据库手册》(董奇,林崇德,2011a)。被试是来自我国发达地区<sup>①</sup>32个区县141所公立学校的4960名2~6年级学生,各年级人数相当。其中,流动儿童721人,本地儿童4239人。不同类型的儿童所占比例见表1。

表1 不同类型的儿童所占比例

	性别		独生子女		完整家庭		流动时长	
	男	女	是	否	是	否	长期	短期
流动儿童	59.5%	40.5%	38.1%	61.9%	94.9%	5.1%	76.4%	23.6%
本地儿童	54.5%	45.5%	67.4%	32.6%	94.6%	5.4%	-	-

## 2.2 研究变量与工具

### 2.2.1 因变量

数学学业成就。测量工具是中国儿童青少年心理发育特征调查项目组编制的《中国儿童青少年数

① 中国儿童青少年心理发育特征调查项目依据中国人民大学2007年12月26日公布的“2007中国发展指数”,将全国31个省、直辖市、自治区(港、澳、台地区除外)划分为四大类别。发达地区指的是抽样中的第一类地区和第二类地区,具体包含北京、上海、天津、浙江、江苏、山东、辽宁、广东、吉林。

学成就测验》,该测验包含三个学段的内容(2~3 年级 4~6 年级 7~9 年级),内部一致性系数在 0.79~0.90 之间。具体测验信息可参见《中国儿童青少年心理发育标准化测验简介》(董奇,林崇德,2011b)。由于 2~6 年级的测量工具不同,本研究将学生的数学学业成就分数在年级内进行了标准化,这样能够将不同年级的分数放在一起比较分析。

### 2.2.2 水平 1 的预测变量

**家庭经济地位。**参照 Ryabov 和 Hook (2007)的合成方法,将家庭收入和父母受教育水平分别标准化后相加。家庭收入由抚养人报告,题目为“您家 2008 年的总收入(总收入是全家所有成员收入的总和。既包括工资、奖金、补贴等的税后的实际金额;也包含收获的有价值的实物,如粮食等,折合成人民币后的金额)”。收入被分为从低到高的 9 个类别供被试选择,分别是 1=3 000 元以下 2=3 001 元-6 000 元 3=6 001 元-10 000 元 4=10 001-30 000 元 5=30 001-50 000 元 6=50 001-100 000 元 7=100 001-150 000 元 8=150 001-200 000 元 9=200 001 元以上。父母受教育水平由抚养人报告。题目是“您/您配偶的受教育程度是:(1)没有上过学(2)小学(3)初中(4)高中(5)职高、技校(6)中专(7)大专-非全日制(8)大专-全日制(9)本科-非全日制(10)本科-全日制(11)研究生及以上(12)其他”。以主要抚养人及其配偶在该题目上得分更高的那个值作为父母最高受教育水平指标的原始得分,然后将原始分合成五类:1=小学及以下 2=初中 3=高中/职高 4=大专/职专 5=本科及其以上,父母受教育水平指标的得分范围是 1 至 5 分。

**家庭结构。**由抚养人报告,完整家庭编码为 1,非完整家庭编码为 0。

**儿童的人口学变量**包括儿童性别(男=1,女=0)、年级(2~6 年级)、独生子女(独生子女=1,非独生子女=0)。

**流动儿童。**由主要抚养人报告的户口性质(农业户口、非农业户口)、户口是否在现居住地、儿童在现居住地居住的时间这三个题目来判断。凡是具有农业户口、户口不在现居住地、在现居住地居住时间超过 6 个月的儿童,被界定为流动儿童。其中居住时间在 3 年以上的为长期流动儿童,3 年以及内的为短期流动儿童。

**本地儿童。**由主要抚养人报告的户口是否在现居住地来判断。户口在现居住地的儿童被界定为本地儿童。

### 2.2.3 水平 2 的预测变量

**学校社会经济地位。**是每所学校中参与调查的儿童家庭社会经济地位的平均数。

**学校流动儿童比例。**是每所学校中参与调查的流动儿童人数占学校所有参与调查儿童的比例。

### 2.3 数据分析

用多水平线性模型考察个体层和学校层因素对于儿童学业成就的影响,分析软件为 HLM6.08。本研究使用多水平线性模型的主要原因为:(1)“中国儿童青少年学业成就数据库”的数据具有多层次结构,学生嵌套在学校中。(2)本研究的重点是确定学校变量对于不同类型儿童(尤其是流动儿童)的不同影响,多水平线性模型可以更好地解释个体层和学校层影响因素的交互作用。

## 3 结果与分析

### 3.1 描述统计与差异检验

单因素方差分析的检验发现,本地儿童、长期流动儿童和短期流动儿童在数学学业成就上存在显著差异, $F(2, 4957) = 11.702, p < 0.001$ ;进一步进行 Bonferroni 事后检验,结果显示,在数学学业成就上本地儿童与长期流动儿童没有显著差异,但是二者都显著高于短期流动儿童( $p < 0.001, p < 0.01$ )。

表 2 短期、长期流动儿童和本地儿童在数学学业成就上的差异

	数学学业成就	
	<i>M</i>	<i>SD</i>
本地儿童	0.346	0.974
长期流动儿童	0.276	0.929
短期流动儿童	-0.007	0.923

### 3.2 多水平分析

#### 3.2.1 跨级相关

首先构建不含有任何预测变量的两水平模型——零模型,作为基准模型用来检验数学学业成就是否存在校级水平的变异,跨级相关系数(inter-class correlation coefficient, ICC)等于 0.20,表明不同学校的平均学业成就存在显著差异。

随后依次构建三个模型分别探讨短期流动儿童和长期流动儿童以及这两类儿童与学校社会经济地位和学校流动儿童比例的交互作用,并计算具有显著影响作用的变量的效应值。

#### 3.2.2 短期、长期流动儿童与本地儿童在数学学业成就上的差异

在个体水平纳入性别、家庭结构、独生子女、家

庭社会经济地位等变量作为控制变量;将虚拟变量短期流动儿童、长期流动儿童放入模型。无论截距还是斜率,都允许在第二层存在随机变异。模型 1:

学生层: 数学学业成就 =  $\beta_{0j} + \beta_{1j} \times (\text{性别}) + \beta_{2j} \times (\text{家庭结构}) + \beta_{3j} \times (\text{独生子女}) + \beta_{4j} \times (\text{家庭社会经济地位}) + \beta_{5j} \times (\text{短期流动}) + \beta_{6j} \times (\text{长期流动}) + r_{ij}$

学校层:  $\beta_{mj} = \gamma_{m0} + u_{mj} \quad (m = 0-6)$

结果见表 3,家庭经济地位有显著的影响( $B = 0.087, p < 0.001$ )。家庭社会经济地位越高,儿童的数学学业成就越好。

短期流动儿童的数学学业成就与本地儿童的差异临界显著( $\gamma = -0.160, p = 0.054$ ),长期流动儿童的数学学业成就则与本地儿童没有差异( $\gamma = 0.014, p > 0.05$ )。与本地儿童相比,短期流动儿童在数学学业成就上的劣势在不同学校存在显著差异( $U = 0.129, p < 0.05$ ),长期流动儿童的这种校间差异临界显著( $U = 0.055, p = 0.062$ )。

表 3 长期、短期流动儿童及个体和家庭因素对数学学业成就的预测作用

	固定效应		随机效应	
	估计值 $\gamma$	标准误 $SE$	估计值 $U$	$\chi^2$ 值
截距	0.319***	0.0386	0.189***	325.215
性别 <sup>a</sup>	0.044 <sup>+</sup>	0.025	0.005 <sup>+</sup>	61.874
独生子女	0.051	0.034	0.026 <sup>+</sup>	59.865
家庭结构	0.036	0.049	0.012	39.688
家庭社会经济地位	0.087***	0.010	0.001 <sup>*</sup>	66.908
短期流动 <sup>b</sup>	-0.160 <sup>+</sup>	0.082	0.129 <sup>*</sup>	68.858
长期流动 <sup>c</sup>	0.014	0.053	0.055 <sup>+</sup>	61.544
学校内			0.727	

注: <sup>a</sup> 男 = 1, 女 = 0; <sup>b</sup> 短期流动 = 1, 本地 = 0; <sup>c</sup> 长期流动 = 1, 本地 = 0; <sup>+</sup> 表示  $0.05 < p < 0.1$ , <sup>\*</sup> 表示  $p < 0.05$ , <sup>\*\*</sup> 表示  $p < 0.01$ , <sup>\*\*\*</sup> 表示  $p < 0.001$ 。

### 3.2.3 学校社会经济地位和学校流动儿童比例对数学学业成就的预测作用

探讨学校社会经济地位和学校流动儿童比例对数学学业成就的预测作用。在个体水平的预测变量与模型 1 相同;在学校水平,在截距  $\beta_{0j}$  上加入学校社会经济地位和学校流动儿童比例两个预测变量。模型 2:

个体层: 数学学业成就 =  $\beta_{0j} + \beta_{1j} \times (\text{性别}) + \beta_{2j} \times (\text{家庭结构}) + \beta_{3j} \times (\text{独生子女}) + \beta_{4j} \times (\text{家庭社会经济地位}) + \beta_{5j} \times (\text{短期流动}) + \beta_{6j} \times (\text{长期流动}) + r_{ij}$

学校层:  $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times (\text{学校社会经济地位}) + \gamma_{02} \times (\text{学校流动儿童比例}) + u_{0j}$

$$\beta_{mj} = \gamma_{m0} + u_{mj} \quad (m = 1-6)$$

结果见表 4。学校社会经济地位显著正向预测数学学业成就( $\gamma = -0.274, p < 0.001$ ),这说明无论对于流动儿童还是本地儿童,学校社会经济地位越高,儿童数学学业成就表现越好。而且,学校社会经济地位的效应值非常大( $ES = 0.51$ ),这说明学校社会经济地位能够解释数学学业成就校间差异的 51%。学校流动儿童比例不能预测儿童的数学学业成就。

表 4 学校社会经济地位及学校流动儿童比例对数学学业成就的预测作用

	固定效应 $\gamma$		随机效应 $U$	
	估计值 $\gamma$	标准误 $SE$	估计值 $U$	$\chi^2$ 值
截距	0.131**	0.046	0.091***	208.148
性别 <sup>a</sup>	0.043 <sup>+</sup>	0.025	0.005 <sup>+</sup>	61.951
独生子女	0.064 <sup>+</sup>	0.034	0.031 <sup>+</sup>	60.592
家庭结构	0.040	0.049	0.009	39.743
家庭社会经济地位	0.088***	0.010	0.001 <sup>*</sup>	67.142
短期流动 <sup>b</sup>	-0.146 <sup>+</sup>	0.082	0.117 <sup>*</sup>	68.864
长期流动 <sup>c</sup>	-0.003	0.053	0.054 <sup>+</sup>	62.049
学校社会经济地位	0.274***	0.027		
学校流动儿童比例 <sup>d</sup>	0.250	0.214		
学校内			0.727	

注: <sup>a</sup> 男 = 1, 女 = 0; <sup>b</sup> 短期流动 = 1, 本地 = 0; <sup>c</sup> 长期流动 = 1, 本地 = 0; <sup>d</sup> 学校流动儿童比例进行了自然对数转换; <sup>+</sup> 表示  $0.05 < p < 0.1$ , <sup>\*</sup> 表示  $p < 0.05$ , <sup>\*\*</sup> 表示  $p < 0.01$ , <sup>\*\*\*</sup> 表示  $p < 0.001$ 。

### 3.2.4 学校社会经济地位及学校流动儿童比例对流动儿童数学学业成就的调节作用

探讨学校社会经济地位及学校流动儿童比例对短期和长期流动儿童数学学业成就的调节作用。在模型 2 的基础上,在短期和长期流动儿童的斜率项上加入学校社会经济地位和学校流动儿童比例两个预测变量。模型 3:

个体层: 数学学业成就 =  $\beta_{0j} + \beta_{1j} \times (\text{性别}) + \beta_{2j} \times (\text{家庭结构}) + \beta_{3j} \times (\text{独生子女}) + \beta_{4j} \times (\text{家庭社会经济地位}) + \beta_{5j} \times (\text{短期流动}) + \beta_{6j} \times (\text{长期流动}) + r_{ij}$

学校层:  $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times (\text{学校社会经济地位}) + \gamma_{02} \times (\text{学校流动儿童比例}) + u_{0j}$

$$\beta_{mj} = \gamma_{m0} + u_{mj} \quad (m = 1-4)$$

$\beta_{5j} = \gamma_{50} + \gamma_{51} \times (\text{学校社会经济地位}) + \gamma_{52} \times (\text{学校流动儿童比例}) + u_{5j}$

$\beta_{6j} = \gamma_{60} + \gamma_{61} \times (\text{学校社会经济地位}) + \gamma_{62} \times (\text{学校流动儿童比例}) + u_{6j}$

结果见表 5,学校社会经济地位与短期流动儿童对数学学业成就存在显著的交互作用( $\gamma = -0.226, p < 0.05$ ),即短期流动儿童对数学学业成就

的预测作用受到学校社会经济地位的调节,其效应值(ES)为0.15,说明学校社会经济地位能够解释这种预测作用的校间差异的15%。这意味着,与本地儿童相比,短期流动儿童在数学学业成就上的劣势,会随学校社会经济地位的提高而增大。同时,学校流动儿童比例与长期流动儿童对数学学业成就存在显著的交互作用( $\gamma = -0.832, p < 0.05$ ),即长期流动儿童的数学学业成就受到学校流动儿童比例的调

节。其效应值(ES)为0.11,说明学校流动儿童比例能够解释这种预测作用的校间差异的11%。与本地儿童相比,学校流动儿童比例的提高,有利于缓解长期流动儿童与本地儿童在数学学业成就上的差距。此外,学校社会经济地位与长期流动儿童对数学学业成就的调节效应不显著;学校流动儿童比例与短期流动儿童对数学学业成就的调节效应也不显著。

表5 学校社会经济地位及学校流动儿童比例对流动儿童学业成就的调节作用

	固定效应 B		随机效应 U	
	估计值 $\gamma$	标准误 SE	估计值 U	$\chi^2$ 值
截距	0.125 **	0.046	0.091 ***	210.306
性别 <sup>a</sup>	0.045 +	0.025	0.008 +	62.008
独生子女	0.063 +	0.034	0.031 +	60.656
家庭结构	0.038	0.050	0.007	39.800
家庭社会经济地位	0.088 ***	0.010	0.001 *	67.209
短期流动 <sup>b</sup>	-0.033	0.151	0.094 *	66.247
长期流动 <sup>c</sup>	-0.169	0.105	0.051	53.351
学校社会经济地位	0.273 ***	0.027		
学校流动儿童比例 <sup>d</sup>	0.304	0.219		
短期流动 × 学校社会经济地位	-0.226 *	0.108		
短期流动 × 学校流动儿童比例	-0.071	0.495		
长期流动 × 学校社会经济地位	-0.041	0.053		
长期流动 × 学校流动儿童比例	0.832 *	0.404		
学校内			0.726	

注: <sup>a</sup> 男 = 1, 女 = 0; <sup>b</sup> 短期流动 = 1, 本地儿童 = 0; <sup>c</sup> 长期流动 = 1, 本地儿童 = 0; <sup>d</sup> 学校流动儿童比例进行了自然对数转换; + 表示  $0.05 < p < 0.1$ , \* 表示  $p < 0.05$ , \*\* 表示  $p < 0.01$ , \*\*\* 表示  $p < 0.001$ 。

在多水平分析的框架下,参照 Preacher, Curran, & Bauer (2006) 的建议进行简单斜率检验<sup>①</sup>。发现对于低经济社会地位学校,短期流动儿童与本地儿童在数学学业成就上没有显著差异( $b = 0.089, t = 0.502, p > 0.05$ );对于高经济社会地位学校,短期流动儿童与本地儿童在数学学业成就上存在显著差异( $b = -0.430, t = -2.095, p < 0.05$ ),短期流动儿童的数学学业成就显著低于本地儿童。见图1。

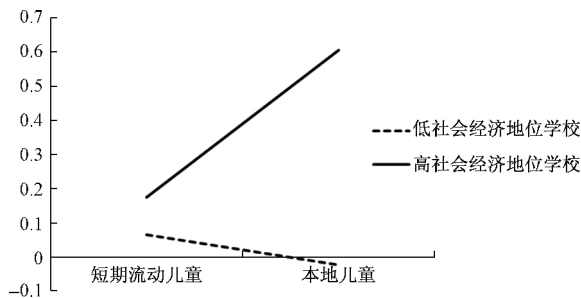


图1 学校社会经济地位高低水平下短期流动儿童与本地儿童在数学学业成就上的差异

进行简单斜率检验,发现对于低流动儿童比例

学校,长期流动儿童与本地儿童的数学学业成就得分差异临界显著( $b = -0.190, t = -1.666, p = 0.098$ ),长期流动儿童得分低于本地儿童;对于高流动儿童比例学校,长期流动儿童与本地儿童的数学学业成就没有显著差异( $b = 0.065, t = 1.037, p > 0.05$ )。见图2。

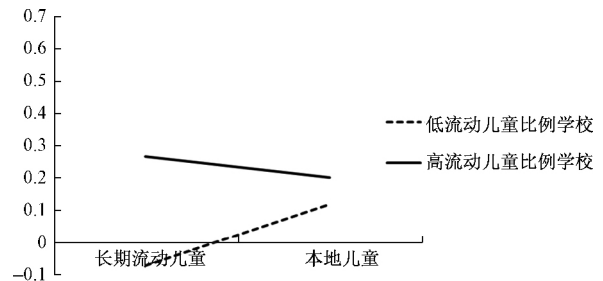


图2 学校流动儿童比例高低水平下长期流动儿童与本地儿童在数学学业成就上的差异

## 4 讨论

### 4.1 学校社会经济地位对流动儿童数学学业成就的影响

① 分析程序见 <http://www.quantpsy.org>。

本研究发现,学校社会经济地位影响儿童的数学学业成就。这与国际上研究结果一致。在高社会经济地位学校,儿童个体的学业成就更优,体现出群体文化效应对个体行为的塑造作用。这说明,学校社会经济地位也是影响我国儿童学业成就的重要因素。学校社会经济地位本质上是由学校中全体学生的家庭社会经济地位水平来决定的,生源的家庭背景至关重要。我国是区域与城乡发展不均衡的国家,家庭社会经济地位具有明显的城乡和区域分化,因而位于城市地区和农村地区的学校在学校社会经济地位上差距明显。这种生源构成上的分化,也是一种城乡教育不均衡的体现,是影响城乡教育差距的因素。在生源配置中,应使区域中不同家庭背景的儿童尽可能均衡地配置到各个学校中,这可能是促进学校均衡和教育均衡的有效措施之一。

本研究发现,学校社会经济地位对于流动儿童的数学学业成就存在有别于本地儿童的特殊影响(图 1)。这种影响表现为对于短期流动儿童来说,随着就读学校社会经济地位的提高,虽然短期流动儿童学业成就也会提高,但是提高程度比本地儿童小。这意味着,短期流动儿童虽然自身也在进步,但是在社会经济地位越高的学校,越会面临更大的相对劣势,造成其更大的心理压力和特殊感。这一结果与国内已有一项研究(周皓,巫锡伟,2008)相似。这可能是因为短期流动儿童面临更多适应问题,比如普通话、行为习惯与本地儿童存在差异,在学习英语、课堂讨论和举手发言方面存在困难等(鲍传友,刘畅,2015),这些阶段性的困难妨碍了短期流动儿童的在校表现和进步的幅度。

#### 4.2 学校流动儿童比例对流动儿童数学学业成就的影响

本研究发现,学校流动儿童比例并不影响儿童的数学学业成就,这似乎与人们的“直觉观念”相反。曾守锺(2008)调查了上海市本地家长如何看待外来儿童来本地就读的态度,结果表明,近半数的家长认为,如果其子女就读的学校招收过多的流动儿童,将会给自己的孩子带来不良影响,在条件允许的情况下会尽量避免让子女在该校继续就读。但本研究发现,在控制性别、家庭结构、独生子女、家庭社会经济地位影响后,学校流动儿童比例对儿童学业成就并无影响,与已有研究(李峰,韦小满,辛涛,2012)结论不一致。这种不一致可能是因为在学业学科和被试年龄段选择上存在差异造成的;也有可能是一种可能是本研究控制了更多影响数学成就的个体背

景和家庭社会经济地位变量,避免了这些因素带来对学校流动儿童比例这一变量影响效应的高估。该研究发现提示我们,需要谨慎理解学校中流动儿童数量所带来的影响,不能盲目地把学业不良与学校中流动儿童的数量挂钩,应避免对流动儿童的社会污名和消极刻板印象。

本研究发现学校流动儿童比例对于长期流动儿童的数学学业成就是一种保护因素(图 2),随着学校流动儿童比例升高,长期流动儿童相对于本地儿童的学业劣势呈现缩小的趋势。这一结果符合身份效应理论,随着学校中相同身份儿童的增多,流动儿童的“特殊感”减少,有利于长期流动儿童的学业表现。已有研究(石燕,周建芳,2012)对于公办学校流动儿童和本地儿童的交往情况也印证了类似发现:学校流动儿童数量低于半数的学校中,流动儿童的人际交往状况在很多方面差于本地儿童;而在流动儿童比例超过半数的学校,流动儿童与非流动儿童的人际交往状况差异明显减少。因此,学校应该创设更加宽容、平等的环境,减少流动儿童的身份效应,这将有利于流动儿童和本地儿童更好地融合,促进流动儿童的良好发展。

#### 4.3 流动时间对学校群体构成与数学学业成就关系的影响

本研究发现,在控制个体和家庭背景因素后,短期流动儿童的数学学业成就与本地儿童的差异临界显著;而长期流动儿童的学业成就则与本地儿童没有显著差异。这说明流动本身的消极效应有一种不断递减的趋势。随着流动时间增加,流动儿童的适应可能越来越好。从这个意义上说,流动更应该被视为一种过程或状态,而不能被固化为一种群体类型。鲍传友和刘畅(2015)对北京市公立小学流动儿童的研究也不支持以往在流动儿童研究方面得出的一些负面结论。他们发现流动儿童并非缺乏自信、胆怯、逃避学校生活等,大多数流动儿童身上有很多的积极品质。

本研究发现,学校群体构成对流动儿童数学学业成就的影响,会因儿童流动时间而产生区别。随着流动时间增加,学校社会经济地位对于流动儿童数学学业成就的调节效应会逐渐消失;随着流动时间增加,学校流动儿童比例对流动儿童数学学业表现的重要性增强,从没有作用变成有积极作用。这也进一步揭示了流动本身作为一种适应的过程,在不同的流动阶段,儿童适应所需的支持条件不同。不同流动时间儿童与学校同伴群体构成存在“最佳

匹配”。对于流动时间短的儿童,进入学校社会经济地位高的学校虽然也会受益,但是可能面临更大的同伴比较压力,不利于流动儿童的适应。因此,对于流动时间短的儿童,可能不宜盲目追求进入比自身社会经济地位高很多的本地儿童为主的学校;同时学校应在流动儿童一入学就为其提供专门的支持帮助计划,创设宽松、包容的学校氛围帮助其尽快适应。而对于流动时间长的儿童,有同身份儿童的陪伴变得重要。城市学校应以更加开放的态度接纳流动儿童入学,这有利于降低流动儿童在校的特殊感,促进流动儿童更好发展。

## 5 结论

(1) 学校社会经济地位正向预测儿童数学学业成就,且效应较大;学校流动儿童比例不能预测儿童的数学学业成就。

(2) 短期流动儿童对数学学业成就的预测作用受到学校社会经济地位的调节;与本地儿童相比,随着学校社会经济地位的提高,短期流动儿童的数学学业劣势增大。

(3) 长期流动儿童与数学学业成就的关系受到学校流动儿童比例的调节。与本地儿童相比,随着学校流动儿童比例的提高,长期流动儿童的数学学业劣势缩小。

## 参考文献:

- Berndt, T. J. (1992). Friendship and friends' influence in adolescence. *Current Directions in Psychological Science*, 1, 156-159.
- Brown, B. B. (1990). Peer groups and peer cultures. In S. S. Feldman and G. R. Elliott (Eds.), *At the threshold: The developing adolescent* (pp. 171-196). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bryk, A., Lee, V., & Smith, J. (1990). High school organization and its effects on teachers and students: An interpretive summary of the research. *Choice and control in American education*, 1, 135-226.
- Caldas, S. J., & Bankston, C. (1997). Effect of school population socioeconomic status on individual academic achievement. *The Journal of Educational Research*, 90(5), 269-277.
- Driessen, G. (2002). School composition and achievement in primary education: A large-scale multilevel approach. *Studies in Educational Evaluation*, 28(4), 347-368.
- Dumay, X., & Dupriez, V. (2008). Does the school composition effect matter? Evidence from Belgian data. *British Journal of Educational Studies*, 56, 440-477.
- Hanushek, E. A., Kain, J. F., & Rivkin, S. G. (2002). New evidence about Brown v. Board of Education: The complex effects of school racial composition on achievement. *Journal of Labor Economics*, 27(3), 349-83.
- Harris, J. R. (1998). The nurture assumption: Why children turn out the way they do. *Adolescence*, 33, 960-960.
- Hopson, L. M., Lee, E., & Tang, N. (2014). A multi-level analysis of school racial composition and ecological correlates of academic success. *Children and Youth Services Review*, 44, 126-134.
- Jencks, C., & Mayer, S. E. (1990). The social consequences of growing up in a poor neighborhood. In M. G. H. McGeary & E. L. Lawrence (eds), *Inner city poverty in the United States*. National Academy Press, Washington DC, pp. 111-186.
- Juvonen, J., Nishina, A., & Graham, S. (2006). Ethnic diversity and perceptions of safety in urban middle schools. *Psychological Science*, 17, 393-400.
- OECD. (2010). *PISA 2009 Results: Executive Summary*. Paris: OECD.
- Ornstein, A. C. (1995). *Strategies for effective teaching*. WCB/McGraw-Hill.
- Portes, A., & Hao, L. (2004). The schooling of children of immigrants: Contextual effects on the educational attainment of the second generation. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 101(33), 11920-11927.
- Portes, A., & Rumbaut, R. G. (2001). *Legacies: The Story of the Immigrant Second Generation*. New York: Russell Sage Foundation.
- Preacher, K. J., Curran, P. J., & Bauer, D. J. (2006). Computational tools for probing interactions in multiple linear regression, multi-level modeling, and latent curve analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 31(3), 437-448.
- Roscigno, V. J. (1998). Race and the reproduction of educational disadvantage. *Social Forces*, 76(3), 1033-1061.
- Ryabov, I. K., & Van Hook, J. (2007). School segregation and academic achievement among Hispanic children. *Social Science Research*, 36(2), 767-788.
- Schnepf, S. V. (2007). Immigrants' educational disadvantage: an examination across ten countries and three surveys. *Journal of Population Economics*, 20(3), 527-545.
- Strand, S. (1997). Pupil progress during Key Stage 1: a value added analysis of school effects. *British Educational Research Journal*, 23, 471-487.
- Thrupp, M. (1999). Schools making a difference: let's be realistic! : school mix, school effectiveness, and the social limits of reform.
- Buckingham, Van Ewijk, R., & Slegers, P. (2010). The effect of peer socioeconomic status on student achievement: A meta-analysis. *Educational Research Review*, 5(2), 134-150.
- 鲍传友, 刘畅. (2015). 小学流动儿童的文化适应状况及其改进——以北京市公办小学为例. *教育科学研究*, 3, 27-31.
- 曹妍. (2013). 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*, 4, 47-55.
- 董奇, 林崇德. (2011a). 中国 6~15 岁儿童青少年心理发育数据库手册. 北京: 科学出版社.
- 董奇, 林崇德. (2011b). 中国儿童青少年心理发育标准化测验简介. 北京: 科学出版社.
- 李峰, 韦小满, 辛涛. (2012). 乡城移民学生的入学机会排斥分



- 析—以科学学业成绩为例. *基础教育*, 4, 85-90.
- 刘霞, 申继亮. (2009). 流动儿童的歧视归因倾向及其对情感的影响. *中国心理卫生杂志*, 23(8), 599-608.
- 申继亮, 王兴华. (2006). 流动对儿童意味着什么: 对一项心理学研究的再思考. *教育探究*, 2, 5-10.
- 石燕, 周建芳. (2012). 公办学校中流动儿童的人际关系现状研究. *中国城市化进程的社会心理研究*. 北京: 社会科学文献出版社.
- 吴锦艳. (2006). 老师眼中的学困生—对一个民工子弟小学学生的个案分析. *文教资料*, 32, 90-92.
- 赵必华. (2013). 影响学生学业成绩的家庭与学校因素分析. *教育研究*, 3, 88-97.
- 赵宁宁, 樊金凤, 杨贝贝, 马媛. (2014). 小学生家庭经济背景对语、数学业成就预测效应比较. *教育科学*, 30(3), 69-74.
- 张云运, 骆方, 陶沙, 罗良, 董奇. (2015). 家庭社会经济地位与父母教育投资对流动儿童学业成就的影响. *心理科学*, 38(1), 19-26.
- 张云运, 骆方, 孙铃, 刘方琳. (2015). 同伴群体构成对儿童发展的影响及启示. *北京师范大学学报(社会科学版)*, 249(3), 59-70.
- 周皓, 巫锡伟. (2008). 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*, 32(4), 22-32.
- 曾守铨. (2008). 教师对流动儿童入读公办学校的态度研究. *教育导刊*, 7, 24-26.

## Effect of School Composition on Migrant Children's Mathematics Academic Achievement in China

ZHANG Yunyun<sup>1</sup> LUO Fang<sup>2</sup> Dong Qi<sup>3</sup> LIU Fanglin<sup>4</sup>

(1. Collaborative Innovation Center of Assessment toward Basic Education Quality, Beijing Normal University Beijing 100875;

2. School of Psychology, Beijing Normal University Beijing 100875; 3. Beijing Normal University

State Key Laboratory for Cognitive Neuroscience and Learning Beijing 100875;

4. College of Kinetics, Beijing Sport University Beijing 100084)

**Abstract:** This study examined the effect of school composition on mathematics academic achievement on migrant children and native children in mainland China. Two school composition indicators, school-SES and school proportion of migrant children were investigated. Data were from 4960 elementary students (including 14.5% migrant children) in grades 2 to 6 of 32 developed counties. The results showed: 1) school-SES positively influences mathematics academic achievement, while the effect of school proportion of migrant children was not significant; 2) school-SES moderated the migration effect on short-term migrant children's mathematics academic achievement. Compared with native children, the academic disadvantage of short-term migrant children in high SES school were worse than in low SES schools; 3) School proportion of migrant children buffered the migration effect on long-term migrant children's mathematics academic achievement. The academic disadvantage of long-term migrant children decreased in school with more migrant peers.

**Key words:** school composition; migrant children; school-SES; school proportion of migrant children; mathematics academic achievement