



北大教育经济研究（电子季刊）  
Economics of Education Research (Beida)  
北京大学教育经济研究所主办  
Institute of Economics of Education, Peking

第 11 卷  
第 2 期  
(总第 39 期)

主编：闵维方；副主编：丁小浩 岳昌君；

编辑：孙冰玉

## 移民学生同伴效应对本地学生成绩的影响——基于北京市三所公办初中的追踪调查

朱琼 杨钊 张恺惟

**摘要：** 在针对流动人口子女“以流入地政府管理为主、以公办学校接受为主”的政策引导下，大量义务教育阶段的移民学生进入公办学校就读，北京市公办义务教育学校中的学生构成发生显著变化。本文利用北京市三所公办初中 2008-2009 学年三次标准化测试成绩和丰富的个人、家庭背景信息，通过教育生产函数的增值模型和固定效应模型，发现总体上，班级移民学生比例和移民学生的平均成绩均会对本地学生成绩的提高有显著的正影响，但父亲受教育程度在高中及以下的移民学生会对本地学生产生消极的同伴效应。并且，当班级移民平均成绩与班级平均成绩相差较大时，移民学生的平均成绩不利于本地学生平均成绩的提高。此外，移民学生的同伴效应对处于期初学习能力和家庭收入分布两端的学生影响程度更高。

**关键词：** 移民，同伴效应，融合政策

## 引言

20 世纪 80 年代以来,伴随着中国市场化 and 城镇化的步伐,地区之间的人口流动加快,据第六次人口普查统计,2010 年北京市常住外来人口数量为 704.5 万人,占当年常住人口的 35.9%,与 2000 年第五次全国人口普查相比,外省市来京人员增加 447.7 万人,平均每年增加 44.8 万人,年平均增长率为 10.6%<sup>1</sup>,从而导致大量移民学生<sup>2</sup>在京接受义务教育。2001 年国务院发布“以流入地政府管理为主、以公办学校接受为主”的“两为主”政策后,北京公立学校接受移民学生的比例逐步提高。据北京市教委统计,截至 2011 年秋,北京市义务教育阶段移民学生约有 47.8 万人,70%就读于公办学校,占当年义务教育阶段学生数的 34.5%,可见,北京市公立义务教育学校的学生构成正在发生显著变化。但是,政策实施过程中频繁遭遇阻力,本地学生家长纷纷质疑接收移民学生的公办学校的教学质量会下降,移民学生的大量进入会影响本地学生的成绩。这一效应是否真实存在?学生构成的变化是否会影响学校教育效率?都是本文尝试回答的重要问题。

国内关于移民学生在流入地接受义务教育问题的研究,已经由最初的入学机会问题,逐步向教育过程扩展(王晓燕,2010),主要从社会学、心理学、教育学角度对移民学生的学校适应和社会融合状况进行研究,包括开展流动儿童适应状况调查(吕绍青、张守礼,2001;郭良春,2005;刘杨,2008),分析影响流动儿童与城市社会融合的因素(周皓、章宁,2003;王毅杰,2010)、关注不同类型学校中流动人口子女的状况(王晓燕,2010)。上述研究成果对了解移民学生接受教育的基本情况、促进移民学生学校适应性和城市融合、改善移民学生受教育质量有一定的意义。但尚未有文献从教育经济学的角度探讨大量移民学生进入公办学校引起的学生构成变化对学生学业成就产生的影响。从教育生产函数的角度出发,移民学生对公办学校学生结构的冲击可以解释为同伴投入的变化。同伴投入会对学生学业成绩产生显著影响已经在国内外诸多研究中得到证实。而本文的目的正是检验北京市公办初中移民学生如何通过同伴效应影响本地学生学习成绩,从而进一步探讨移民群体的异质性对本地学生学业表现的影响。

本文使用北京市三所公办初中提供的丰富的学生、家长和学校信息,通过增值模型和面板数据的固定效应模型解决同伴效应研究中普遍遇到的自我挑选偏差、同时性偏差、损耗偏差等问题,研究了班级移民学生的比例和班级移民学生的平均成绩对本地学生个体成绩的影响。

<sup>1</sup> 数据来源:《北京市 2010 年第六次全国人口普查主要数据情况》

[http://www.bjstats.gov.cn/rkpc\\_6/pcsj/201105/t20110506\\_201581.htm](http://www.bjstats.gov.cn/rkpc_6/pcsj/201105/t20110506_201581.htm)

<sup>2</sup> 本文将文献及政策文件中使用的随迁子女、流动儿童、外来人口子女、流动人口子女等表示父母非京籍的学生统称为“移民学生”。在后文的分析中,移民学生定义为父母双方均无北京户口的学生。

响, 并从以下方面进行了扩展分析: (1) 移民群体内部的异质性及其产生的同伴效应的差异性; (2) 不同能力分布和家庭收入水平的本地学生接受的移民学生同伴效应有何不同; (3) 移民学生成绩与班级平均成绩的差异程度对本地学生成绩的影响。研究发现班级移民学生比例增加会提高本地学生个体成绩, 班级移民学生平均成绩的提高有利于本地学生个体成绩的提高。父亲受教育程度在大学本科以上的移民学生同伴效应为正, 而父亲受教育程度在高中及以下的移民学生的平均成绩与本地学生成绩负相关。高能力的本地学生和处于家庭收入分布两端的本地学生受到的移民同伴效应影响的程度更高。最后, 移民学生平均成绩与班级平均成绩差异程度越高, 对本地学生成绩的影响越不利。

## 一、文献综述

同伴效应的研究源起于科曼报告 (Coleman et al., 1966) 中引入了同伴投入对学生成绩和学校表现的影响。此后, 大量教育生产函数的研究证实同伴关系与家庭社会经济背景和学校投入一样, 是决定个体成绩的主要因素之一。同伴效应研究与本文相关的研究问题包括两部分: 一是对美国 1954 年实施种族融合政策 (Brown v. Board of education) 导致的学生种族构成变化通过同伴效应对学生学业成就产生的影响进行评估; 二是全球化背景下, 跨国界迁移中移民学生对本地学生产生的同伴效应。

虽然问题性质不同, 但我国随迁子女的研究可以在研究方法上类比美国种族融合政策影响的评估。Hoxby (2000) 有关同伴种族构成对学生成绩影响的研究是最早也是最为典型的代表。她使用德克萨斯州公立学校 1990 到 1991 学年到 1998 到 1999 学年三到六年级的数据进行研究, 发现同一年级的种族构成在不同时期的差异性变动与任何跟学生成绩相关的变量没有关系, 从而可以得到种族构成变动对学生成绩影响的无偏估计, 结果显示黑人比例对班级阅读和数学成绩具有显著的反向作用, 而亚洲人比例的增加则有利于提高英裔美人的学习成绩; 种族内部的相互影响大于种族间的影响。Angrist and Lang (2004) 对波士顿的反隔离政策 Metco 计划进行了政策评估, 运用班级规模的限制为工具变量, 研究发现参加计划的非白人比例对当地同伴没有产生显著的不利影响。Card and Rothstein (2007) 利用 1998-2001 年高中毕业班数据, 发现在隔离程度 (以学校白人比例与黑人比例之差衡量) 越高的城市, 黑人与白人之间 SAT 分数的差距越大, 并且社区隔离程度对黑人与白人 SAT 成绩差距有显著负作用, 但学校的隔离程度对其作用不显著。Cooley (2007) 的研究发现反隔离政策中班级种族的多样性有利于种族间成绩差距的缩小。然而参加反隔离政策的学校如果对学生按能力分班,

则不利于黑人成绩的提高。Hanushek (2009) 使用覆盖 3000 所 Texas 公立小学的大样本面板数据, 通过固定效应模型发现学校黑人比例对黑人数学成绩有负作用, 而对白人数学成绩影响不显著。种族同伴构成可能对学生产生的积极影响是政策制定者实施反隔离或融合教育政策的有利依据, 但有关评价反隔离政策对教育成就作用的研究, 并没有得出一致的结论。

伴随着全球范围内国际间迁移活动的日渐频繁, 由于移民学生在语言、文化、家庭背景等方面与本地学生之间存在较大差异, 近年来, 上述种族构成的同伴效应的研究思路被应用于跨国移民的同伴效应研究中, 研究者使用 OECD 的 PISA 数据发现移民学生比例对本地学生的影响也并不一致。如 Jensen and Rasmussen (2008) 采用丹麦 2001/2005 年的 PISA 数据和行政管理数据, 发现总体上, 所在学校移民比例较高的学生 PISA 阅读和数学分数较低。Brunello and Rocco (2011) 使用 2000 年-2009 年间的四次 PISA 数据进行跨国分析, 结果显示一国的移民学生比例对本国中学生 PISA 分数有显著但微小的负作用。相反, Nordin (2013) 在瑞典发现移民比例的变化对学生成绩的整体上无显著影响。上述研究考察的均是移民学生比例的短期影响, Gould et al. (2009) 则考察了前苏联解体后向以色列大规模移民事件的长期影响, 发现小学 5 年级时的移民学生比例提高会增加他们本地同伴高中时的辍学率和降低大学入学考试的通过率。除了移民学生的比例会对学生成绩产生影响外, Entorf and Lauk (2008) 使用 OECD 国家的 PISA 数据, 直接考察了移民同伴和本地同伴平均分数分别对移民学生和本地学生 PISA 分数的影响, 从而识别了本地-本地、移民-移民以及本地-移民之间的同伴效应。同样, 曹妍 (2012) 利用 PISA2006 年和 2009 年混合截面数据, 采用香港移民年级中的构成比例和该年级其他学科的平均测试成绩作为移民平均成绩的工具变量, 发现了大陆移民学生对香港本地学生积极的同伴效应。以上研究说明, 有必要区分移民学生比例和移民学生平均分数对本地学生成绩带来的不同影响, 前者反映同伴构成的变化, 往往作为同伴投入的代理变量, 而对后者的系数估计才是移民学生产生的同伴效应。

此外, 移民学生的同伴效应被证实存在异质性和非线性特征。首先, 移民比例对本地学生的影响程度高于对移民学生的影响程度 (Jensen and Rasmussen, 2008; Brunello and Rocco, 2011); 其次, 移民比例对劣势家庭社会经济背景的本地学生影响更强 (Gould et al., 2009); 再次, 成绩分布处在较低水平的本地学生受到的移民同伴效应的影响最为明显 (曹妍, 2012); 最后, 相比高移民比例, 低移民比例时移民比例对本地学生学业成就的影响更强 (Gould et al., 2009)

综上, 研究者尚未对种族或跨国移民的同伴效应达成共识, 主要原因在于不同文献对同

伴效应估计中内生性问题的解决方法和效果不同。参考 Manski (1993, 1995, 2000) 提出的社会交互研究中存在的方法论问题, 移民同伴效应研究面临的潜在威胁包括: (1) 自我挑选偏差。同伴中的移民学生比例很可能是内生于政策或个体及家庭不可观测的特征。(2) 同伴行为和同伴特点的同步性。来自于移民学生行为 (如学习成绩) 的影响往往与其相关特征 (如家庭收入、父母职业) 对于本地学生的影响紧密联系, 难以分离两类因子的净效应。(3) 同时性偏差, 或称反射性问题, 即本地学生成绩和移民学生成绩 (比例) 是互相影响的。(4) 测量误差与损耗偏差。移民学生流动性高的特点可能造成转学或者离校的学生损耗较高, 并且能力较强或家庭背景较好的学生会选择在移民学生比例提高时转学。

针对上述问题, 文献中已使用的解决方法有: 一是将同一年级 (或同一学校) 的种族或移民学生比例在不同时期的差异性变动视为随机事件, 得到外生的学生构成变化对学生成绩的影响 (Hoxby, 2000; Nordin, 2013)。但这种方法的假定遭到质疑, 世代 (cohort) 之间的移民比例变化可能与不可观测的政策变化有关。二是利用更高层次的加总数据来避免学生在班级或学校之间存在筛选带来的自我挑选偏差。如 Brunello and Rocco (2011) 采用的移民学生比例是国家层面的加总数据, 而非学校或班级层面的数据, 以避免一国或一地区内部移民居住点选择的内生性。虽然该方法可以有效避免自我挑选问题, 但数据加总层次越高, 其识别出的同伴效应距离真实同伴越远, 其估计结果的准确性越低。三是利用工具变量法, 如使用学校所在市镇移民人口的比例作为该校移民学生比例的工具变量, 认为由于工作和家族历史, 地理区域之间的流动性是有限的, 则更大地理区域的移民比例就不直接影响学生的学业表现 (Jensen and Rasmussen, 2008)。但是不少研究者怀疑这些研究中所采纳的工具变量的有效性。还有使用同伴前期成绩和其他学科成绩作为当期同伴成绩的工具变量, 以解决同时性或测量误差问题 (曹妍, 2012)。四是利用固定效应模型, 个人层面的固定效应, 可以通过同一学生的多个观测值来控制不可观测的个人特征 (Hanushek, 2009); 而学校或者年级固定效应可用来控制不可观测的学校和年级特征 (Brunello and Rocco, 2011; Nordin, 2013)。但是该方法仅能控制个体不随时间变化的影响因素, 仍然存在外界随时间变化的因素引起的内生性问题, 并且个体因子在控制个体选择造成影响的同时, 亦吸收了同伴影响中不随时间变化的部分, 残留下来的随时变化的同伴影响可能不足以确保对同伴关系的准确估计。最后, 也是最为理想的方法是利用随机实验或者准随机实验, 如 Gould et al. (2009) 利用 1990 年代前苏联向以色列的大规模移民事件构造的自然实验, 考察了准随机的学校移民比例迅速增加对学生成绩的长期影响。这一方法可以较充分的解决移民同伴形成的内生性问题, 但真正的随

机实验和有效的自然实验非常有限。

本文将从以下方面对已有文献进行补充和发展,第一,在教育生产函数中直接控制个体、父母投入变量,由于已有文献的数据多来源于学校行政数据,缺乏对家庭亲子关系和学生学习活动的调查。而本文使用的数据来源于详细的个人和家长问卷,得以直接加入“个体当前的学习时间投入”和“父母与子女交流学习的时间投入”变量,更接近标准的教育生产函数。第二,本文不仅证实移民同伴效应的存在,并且关注移民群体内部的异质性,识别了不同类型移民群体产生的同伴效应的差异性。第三,本文进一步引入了移民平均成绩与班级平均成绩的差异程度作为自变量,观察其对个体成绩的影响,试图探究移民同伴效应发挥作用的具体机制。此外,相比国内对流动人口子女接受义务教育的已有研究,本文首次采用移民同伴效应的视角和严谨的定量方法分析了中国地区间的人口流动对学生学业成绩的影响,可以为相关政策的制定和实施提供参考。

## 二、研究方法

与多数同伴效应的研究一致,本文将参考 Manski (1993)、Todd and Wolpin (2003),从一个基本的包含同伴投入的教育生产函数增值模型 (M1) 出发,再对其进行扩展。

$$M1: A_{icgs,t}^N = \alpha_{icgs} + \lambda A_{icgs,t-1}^N + \beta_1 \bar{A}_{cgs,t}^M + \beta_2 R_{cgs}^M + \beta_3 X_{icgs}^N + C_{cgs} + \eta_s + \varphi_{gs} + \varepsilon_{icgs}$$

$A_{icgs,t}^N$  为 s 学校 g 年级 c 班级中本地学生 i 的期末成绩 (学年末)。 $A_{ig,t-1}^N$  是 i 学生期初成绩 (学年初),理论上可以反映学生前期教育生产的累积产出,控制了前期累积的家庭、学校投入以及学生内在的能力。 $\bar{A}_{cgs,t}^M$  代表学生 i 所在班级中移民学生期末的平均成绩,反映了当期的移民同伴投入,其系数  $\beta_1$  即为本文所关心的移民同伴的同伴效应。 $R_{cgs}^M$  代表学生 i 所在班级移民学生的比例,反映了同伴的构成。 $X_{icgs}^N$  是本地学生 i 个人及家庭特征,包括不随时间变化的特征如:父亲受教育程度、父亲教育期望、家庭收入水平。此外,为控制个人及家庭随时间变化的投入,本文加入了当期本地学生个体平均每周学习数学的时间和父母平均每周与孩子交流学习的时间。 $C$  表示班级规模, $\eta_s$ 、 $\varphi_{gs}$  分别为学校、年级的固定效应,控制班级特征和学校、年级不随时间变化的影响因素。由于本文使用的数据缺少详细的教师信息,该模型中遗漏一些当期教师投入,而这些投入可能会与学生前期成绩相关,如教师会为前期成绩较低的学生补习,此时会导致有偏估计。因此,本文同时估计了增值模型的另一种形式:

将学生期初成绩一项移至方程左侧, 假设 $\lambda=1$ , 即假设前期投入的影响不会衰减, 得到模型 2。这一假设无疑是严格的, 因而本文将同时估计两种模型进行相互印证。此外, 为避免同时性问题, 本文也同时报告滞后模型 (M3、M4), 即使用前期移民同伴平均成绩代替当期移民同伴投入。综上, 根据采用当期或前期同伴变量以及是否假设 $\lambda=1$  两个条件可以划分四种情况, 本文采用相关数据分别进行了估计, 结果参见表 2。

$$\text{M2: } A_{icgs,t}^N - A_{icgs,t-1}^N = \alpha_{icgs} + \beta_1 \bar{A}_{icgs,t}^M + \beta_2 R_{cgs}^M + \beta_3 X_{icgs}^N + C_{cgs} + \eta_s + \varphi_{gs} + \varepsilon_{icgs}$$

$$\text{M3: } A_{icgs,t}^N = \alpha_{icgs} + \lambda A_{icgs,t-1}^N + \beta_1 \bar{A}_{icgs,t-1}^M + \beta_2 R_{cgs}^M + \beta_3 X_{icgs}^N + C_{cgs} + \eta_s + \varphi_{gs} + \varepsilon_{icgs}$$

$$\text{M4: } A_{icgs,t}^N - A_{icgs,t-1}^N = \alpha_{icgs} + \beta_1 \bar{A}_{icgs,t-1}^M + \beta_2 R_{cgs}^M + \beta_3 X_{icgs}^N + C_{cgs} + \eta_s + \varphi_{gs} + \varepsilon_{icgs}$$

由于数据的限制, 与经典的教育生产函数模型 (Todd and Wolpin, 2003; Glewwe and Lambert, 2010) 相比, 上述模型的残差项 $\varepsilon_{icgs}$  可能落入了未在模型中控制的因素包括:

首先是学校、教师随时间变化的特征, 如学校领导风格、教师工作经验、教师动机等, 而这些特征可能与学生的前期成绩相关, 从而造成回归结果的有偏。可能出现的情况有: 学校安排更优秀教师进一步拔高期初成绩高的学生, 或者安排更优秀的教师为期初成绩差的学生补课等, 因此偏误的方向难以估计。但是, 由于本文采用的数据是同一学年内的短期面板数据, 期初测试发生在学生已经分班入学后, 现实中很难再根据期初的测试成绩对教师配置及学校资源进行调整, 从而理论上属于随时间变化的诸多因素在本文数据采集的情境下更接近不随时间变化的特征, 因此使用班级、年级和学校的固定效应已经可以在很大程度上控制了教师、学校投入的影响。

其次是个人的、家庭不可观测的特征。虽然在增值模型中通过对学生前期成绩的控制得以控制学生的内在能力, 但仍可能存在不可观测的个人、家庭特征无法被全部捕捉, 这些特征可能同时影响着学校、班级选择, 从而移民同伴的形成并不是随机的, 换言之, 班级移民比例及移民学生的构成会受到学生个体、家庭、学校招生政策等不可观测因素的影响, 而这些因素同时对本地学生的成绩产生影响, 若不能在模型中加这些因素予以控制, 则会使移民同伴变量系数的估计结果有偏。实际上, 学生进入所在班级就读的过程中可能存在两次筛选的过程: 一是在学生选择学校时, 二是学校将学生分配到不同班级时。第一次筛选的过程中, 一方面可能出现高能力或家庭背景优势的本地学生选择进入低移民比例的优质学校, 低能力或家庭背景劣势的本地学生只能进入高移民比例的薄弱学校。另一方面, 优质学校只接受高

能力或家庭背景优势的移民学生, 薄弱学校门槛低, 接收大量低能力或家庭背景劣势的移民学生。现实中, 北京市要求进入公办学校就读的移民学生必须“五证”俱全, 满足这一要求的移民已经是工作稳定、有一定收入基础的移民群体。此外, 现实中存在着较好的公办学校需要移民学生缴纳高额的借读费才能进入的现象。本文使用的调查数据也部分证实了这一筛选过程的存在。如表 1 所示, 首先, 本文调查的三所学校, 学生平均成绩有显著差异, 学校 1 显著较高, 学校 2、学校 3 较低。三所学校移民比例有显著差异, 学校 1、学校 2 移民学生比例较低 (5%-9%), 学校 3 移民比例显著较高 (42%-50%)。又如表 2、表 3 所示, 三所学校移民学生构成有异质性。移民比例较高的学校 3 中父亲受教育程度以 9 年级以下为主, 家庭收入以低收入组为主; 而移民比例较低的学校 2 中父亲受教育程度以 10-12 年级为主, 而移民比例最低的学校 1 中父亲受教育程度以大学及以上为主。第二次筛选发生在学校将学生分配进入不同班级的过程中, 可能出现对学生按能力分班, 或者将本地学生与移民学生隔离分班。但如图 1 所示, 本文调查的学校中, 除学校 3 的初一年级外, 各年级内不同班级间的移民比例没有出现显著的波动, 说明并没有出现在同一学校同一年级内本地学生与移民学生的隔离分班。而各年级内不同班级间的期初平均数学成绩在 1 个标准差之内波动, 说明可能存在着部分学生按能力分班的情况, 此时教师资源的配置可能在一定程度上内生于学生能力。综上, 对于班级移民比例以及移民学生构成内生性问题的解决, 本文首先采用控制个人能力 (使用期初成绩)、个体家庭社会经济背景特征、学校、年级和班级固定效应的方法, 控制可观测特征和学校、班级不随时间变化特征对选择过程的影响。进一步, 本文将利用面板数据的优势, 使用固定效应模型 (M5), 去除个体、家庭不可观测的不随时间变化因素的影响。由于班级移民学生比例在本文数据收集期间 (一学年) 几乎未发生变化, 不适合采用固定效应模型进行分析, 因此在固定效应模型中仅针对班级移民学生的平均成绩进行分析。

$$M5: A_{icgs,t}^N = \alpha_{icgs} + \beta_1 \bar{A}_{icgs,t}^M + \eta_s + \varphi_{gs} + v_{cgs} + \varepsilon_{icgs}$$

### 三、 数据与样本

本文使用的数据来源于北京大学、北京师范大学和纽约大学于 2008 年-2010 年联合开展的“同伴伙伴关系和初中生表现”课题的调查数据。调查对象为北京市三所公办初中, 分别代表同一学区内的优质学校、一般学校和薄弱学校。调查学校初一和初二年级的全部 53 个班级和 2283 名学生参与了调查。该数据包含了学生的同伴关系、学业表现、家庭背景、教师和学校



校相关信息,并分别于 2008 年 9 月(学年初)、2009 年 1 月(学年中)和 2009 年 5 月(学年末)进行了三次以国际标准化测试为基础的数学测试<sup>1</sup>、学生学业与同伴关系和家长投入的问卷调查。因此,本文使用的数据是一个短期面板数据,得益于面板数据的优势,本文可以使用增值模型和固定效应模型处理同伴形成的内生性问题。遗憾的是,由于学生填写姓名时字迹不清晰,导致部分问卷无法准确合并。因此,在保证关键变量(第一次数学测试成绩、第三次数学测试成绩、学生户口)无缺失的情况下,我们对控制变量的缺失值采用多重填补(Multiple imputation)的方法(Acock, 2005)进行了填补,变量缺失情况及填补前后的变量描述统计参见表 4。本地学生和移民学生在变量缺失率方面无显著差异,说明缺失是接近随机的,满足多重填补的前提。填补后的有效容量为 1985,其中本地学生 1759 人,移民学生 226 人,总体移民学生比例为 11.4%。<sup>2</sup>本地学生第一次数学测试成绩显著高于移民学生成绩,但在第二次和第三次数学测试中,本地学生与移民学生之间无显著差异。本地学生与移民学生父亲受教育程度有显著差异,6%的本地学生父亲受教育程度在初中及以下,而 41%的移民学生父亲受教育程度在初中及以下。61%的本地学生父亲受教育程度在大专本科及以上,而移民学生中仅有 30%父亲受教育程度在大专本科及以上。类似地,本地学生与移民学生的家庭收入水平有显著差异,如 26%的本地学生来自于低收入家庭,而 40%的移民学生来自于低收入家庭。此外,本地学生父母对子女的教育期望显著高于移民学生。如 30%的本地学生的家长期望子女获得硕士学历,而仅有 18%的移民学生的家长希望子女取得硕士学位。并且各变量填补前后均值与标准差基本相同,说明填补未改变变量的分布,不会对后文的分析产生偏差。如图 3 所示,本地学生个体成绩与班级移民学生平均成绩呈正相关关系。

关于移民同伴效应研究另一个重要的考虑是损耗偏差,本地学生可能在移民学生大量进入时离开该校,并且损耗的发生是非随机的,高能力学生更倾向于离开。此外,移民学生可能由于父母工作转换和住址变更频繁在不同学校间流动。以上均可加重数据中的自我选择偏差问题。虽然本文所使用的数据采集于同一学年,面临的损耗偏差的威胁较小,但仍然有必要考察数据的损耗情况。如表 5 所示,三次测试成绩有效的学生数分别为 2161、2064、1777,说明在第二次测试时损失了有效测试成绩 97 人次,第三次测试时又损失了 287 人次。但这并不是真实的损耗(转学、退学)情况,因为考察无有效测试成绩的学生是否回答了该轮调查

<sup>1</sup> 数学能力测试以 TIMSS (Third International Mathematics and Science Study) 2003 年的数学测试框架为基础设计。数学测试考察了学生对代数、几何、概率等数学知识的综合运用能力、

<sup>2</sup> 面板数据的固定效应模型中由于使用了三次测试成绩,保证三次测试均无缺失的样本量为 。该部分分析由于差分中去除了不随时间变化的控制变量的影响,因此未采用多重填补对控制变量进行填补。

的其他问题,发现真正完全未参与第二轮调查的学生有 4 人,未参加第三轮调查的学生有 49 人,这正是真实损耗的上限,因此数据中真实的损耗偏差问题并不严重,数据的缺失主要是数据合并过程中的随机误差导致的。

#### 四、 研究发现

表 6 展示了班级移民同学的平均数学成绩以及班级移民同学的比例对个人数学成绩的影响。列 2-3 是允许个体前期投入效应衰减,即 $\lambda \neq 1$ 时的增值模型,而列 4-5 是假定前期投入的效应不发生衰减,即 $\lambda = 1$ 时的增值模型。当使用当期移民同伴平均成绩作为同伴投入的代理变量时,两种增值模型显示出类似的估计结果,班级移民学生的平均数学成绩每增加一个标准差,本地学生个人的数学成绩会显著增加 0.31-0.39 个标准差,班级移民学生比例每增加 1%,本地学生个人成绩会显著增加 2.73-3.85 个标准差。而当使用前期移民同伴的平均成绩作为同伴投入的代理变量时,班级移民学生比例对本地学生个人成绩的影响仍然一致地显著为正,但是班级移民学生的平均成绩的影响效果不一致, $\lambda \neq 1$ 时,班级移民学生的期初成绩对本地学生个人成绩的增幅有不显著的微弱的正影响,而在 $\lambda = 1$ 时,移民同伴期初平均成绩每增加 1 个标准差,本地学生个人成绩的增幅会下降 0.33 个标准差。这一结果与杨钊(2009)利用与本文相同的数据集得到的学生同伴同学的平均期初成绩每提高 1 个标准差,个人成绩相应提高 0.276 个标准差的发现有所不同,说明移民同伴产生的同伴效应相对于整体同伴有自身的特殊性。除了同伴特征,部分个人和家庭因素也对个体成绩有显著影响。如个体期初成绩每增加 1 个标准差,个体期末成绩大约相应提高 0.2 个标准差。在其他条件相同的情况下,男性成绩比女性低 0.18-0.24 个标准差。学生本学期平均每周数学学习时间越长,学生期末数学成绩越高。父母受教育程度和父母教育期望对个体成绩亦有显著影响,但影响方向在两种增值模型中方向并不一致。

两种增值模型下使用期初同伴变量造成不一致的原因可能是:在 $\lambda \neq 1$ 的增值模型,使用移民同伴期初的平均成绩与本地学生个人的期初成绩产生了一定的共线性,导致了回归结果的显著性降低,而在 $\lambda = 1$ 的模型中,移民同伴期初成绩的负效应实际上更多地反映了“天花板效应”,即移民同伴期初成绩较好的班级中,本地学生个人成绩增长的空间有限。因此,需

要对增值模型具体形式的选用进行更为细致地甄别。虽然采用移民同伴的期初成绩可以解决同时性问题,但由于可能存在的共线性等问题,使用移民同伴期初成绩的回归结果并不稳健,因此本文的主要结论仍将建立在同伴当期投入变量回归结果的基础上。

为进一步剔除个体、家庭不可观测特征的影响,解决自我挑选偏差问题,我们使用控制了考试时间、学校、年级和班级的固定效应模型,得到结果如表 5 所示,OLS 混合截面回归中班级移民学生的平均数学成绩每提高 1 个标准差,本地学生个体成绩相应提高 0.52 个标准差。而在固定效应模型中,移民学生的平均数学成绩每提高 1 个标准差,本地学生个体成绩相应提高 0.509 个标准差,较低于混合截面回归,简单的 OLS 回归遗漏了与本地学生成绩正相关的变量。固定效应模型中得到的积极的同伴效应印证了前述增值模型中的结论。

将本文的主要结论与已有研究的发现进行比较:一方面,本文发现的移民比例对本地学生个人成绩的正效应与已有的一些研究中移民学生比例会对本地学生学业表现产生显著负效应的结果(Jensen and Rasmussen, 2008; Gould et al., 2009; Brunello and Rocco, 2011)相反,主要原因是在中国国内地区间人口流动的背景下,移民学生并不存在国际间流动带来的语言障碍,并且许多来自农村地区的移民学生珍惜学习机会,努力程度高于本地学生,因此不同于美国背景下的黑人学生和欧洲各国间的移民学生,本文数据中第二次、第三次数学测试中移民学生的学业表现上已经不显著差于本地学生,从而移民比例的提高并没有产生显著的负影响,并且本地学生可能受益于高移民比例形成的勤奋淳朴的学习风气而提高个体的学生成绩。另一方面,班级移民学生的平均成绩对本地学生成绩有显著正影响的结果与曹妍(2012)的结果一致,说明本研究调查的北京市公办初中中本地学生在与移民学生进行了相当程度的互动,并在互动的过程中形成了一致的行动偏好和认知,移民同伴成绩的提高有利于帮助其本地同伴提高成绩。

## 五、 进一步讨论

### 1、移民学生构成的异质性与非线性效应

现实中,迁移进入北京的移民群体内部存在着较大差异,大体上可以划分为受教育程度较高,希望在北京寻找更广阔发展空间的一类和受教育程度较低来自农村或城镇的进城务工人员。以是否接受了大学及以上教育作为划分两类移民的标准,本文试图探究两类移民学生是否存在不同的同伴效应。如表 7 第 2-3 列所示,在模型 1、2 的基础上,加入了班级移民学生平均成绩和班级移民学生父亲受教育程度是否在大学及以上的交互项,结果显示:移民学

生平均父亲受教育程度在高中及以下的班级中, 移民同伴平均成绩每增加 1 个标准差, 本地学生个体成绩会相应降低 0.23-0.35 个标准差, 而在移民学生平均父亲受教育程度在大学本科及以上的班级中, 移民同伴平均成绩每增加 1 个标准差, 本地学生个体成绩会相应提高 0.68-0.73 个标准差。说明不同类型的移民同伴产生的同伴效应有显著不同。可能的原因是, 父亲受教育程度较高的移民同伴可能在公办学校中和本地学生融合得更好, 而进城务工人员子女即使进入公办学校就读, 由于文化背景差异, 不善于与本地学生形成互动关系, 甚至在班级内部形成对立的同伴群体, 从而导致负向的同伴效应。

此外, 本文还验证了移民同伴的效应的非线性 (Gould et al., 2009), 如表 7 第 4-5 列所示, 在模型 1、2 的基础上, 加入了班级移民学生平均成绩和班级移民比例高低的交互项, 回归结果未发现显著的交互作用, 说明本文使用的数据中不存在显著的非线性的移民同伴效应。

## 2、不同能力分布和家庭收入的本地学生接受移民同伴效应的异质性

如表 9 所示, 本文根据本地学生第一次数学测试的标准分的累积百分比将其分为高、中、低能力三组样本, 分别进行同模型 1、2 相同的回归, 结果发现: 班级移民学生的平均成绩对期初能力分布越高的本地学生显著的正向影响越大。然而, 班级移民学生的比例对中、低能力的本地学生的正向影响显著, 对高能力学生的影响不显著。按照本地学生家庭收入水平将本地学生划分为低、中、高收入组, 分别进行与模型 1、2 相同的回归, 结果发现: 相比中等收入组, 班级移民的平均成绩和移民比例均对分布在收入两端的低收入组和高收入组影响更大, 这与 Gould et al. (2009) 发现一致。虽然, 上述发现的同伴效应方向与现有的文献有所不同, 但都证实了处于能力分布和家庭社会经济背景分布边缘的最易受到移民同伴效应的影响, 因为他们可能是最依赖于学校教育或对教师教学管理最为敏感的学生群体。

## 3、移民学生成绩与班级平均成绩的差异程度对本地学生成绩的影响

本文使用班级移民学生的平均成绩与班级平均成绩之差的平方度量该班移民学生的质量与班级平均质量的差异程度, 如表 10 所示, 在控制了班级移民学生比例的影响后, 移民学生成绩与班级平均成绩离散程度越高, 对本地学生成绩影响就越不利, 原因可能是离散程度越高, 教师若要同时兼顾移民学生和其他学生不同的学习进度, 面临教学管理难度就越大, 从而影响教学质量, 造成对本地学生学习成绩的不利影响。因此, 移民学生的加入本身并不

会降低本地学生成绩，只有在移民学生成绩与班级平均成绩差异较大时，才会对本地学生产生不利影响。

## 六、 结论

本文利用北京市三所公立初中 2008-2009 学年三期“学生同伴关系与学业表现”的追踪调查，使用增值模型和固定效应模型，研究了班级移民学生比例和班级移民学生平均成绩对本地学生学业表现的影响。在此基础上，本文关注移民群体内部的异质性，识别了不同类型移民同伴产生的差异性同伴效应，以及移民同伴效应对处于不同能力分布和家庭收入水平的本地学生的不同影响。最后，通过考察移民学生成绩相对于班级平均成绩的差异程度对本地学生的影响，对移民同伴效应的影响机制进行了探究。

本文发现同伴的构成对个体成绩会产生重要影响，尤其是在公办学校中移民学生比例不断提高的背景下，班级移民学生比例提高对本地学生成绩有显著的正影响。班级移民学生成绩的提高亦有利于提高本地学生的成绩，该结论得到了面板数据固定效应模型的证实，但在不同的增值模型下有所不同，仍需要进一步研究。移民群体内部构成的异质性对移民同伴的作用形式有所影响，具体地，移民学生平均父亲受教育程度在大学本科以上的班级中，移民同伴效应显著为正，相反移民学生平均父亲受教育程度在高中及以下的班级中，移民同伴效应显著为负。高能力的本地学生更容易接受移民同伴的显著正影响，而中、低能力本地学生受班级移民比例的影响更强。相比中等收入家庭，来自低、高收入家庭的本地学生更容易受到移民同伴和移民比例的积极影响。作为移民同伴发挥作用的一种情况，当移民平均成绩与班级平均成绩相差较大时，移民同伴会对本地学生产生不利影响。

本研究的发现在一定程度上可以作为对“以公办学校为主”的流动人口子女义务教育政策的一种评估。首先，研究证实了融合教育对学生学业成就及缩小群体成绩差异的积极影响，回应社会各界对接收流动人口子女会降低公办学校教育质量的质疑。根据本文的结论，通过教育资源的合理配置，本地学生在班级移民学生比例提高的过程中受到积极的同伴影响，从而提高个人成绩。其次，本研究还揭示了不同类型移民群体可能产生的差异性同伴效应，提示在未来政策的执行和教学活动的安排中重视家庭经济背景显著低于同班本地学生的移民学生，鼓励其真正实现与本地学生交流互动，避免负向同伴效应。最后，值得重视的是，得以进入城区公办学校的流动人口子女实际上属于流动人口中就业、生活相对稳定的群体，仍有大量流动人口子女分散于城市郊区的薄弱学校，因此需要谨慎推广本文的相关结论。

## 参考文献

- [1] 曹妍. (2012). 香港外来移民如何影响本地学生的学业成就? ——基于 PISA 数据的同伴效应实证研究. *2012 年中国教育经济学学术年会论文集*
- [2] 郭良春, 姚远, & 杨变云. (2005). 公立学校流动儿童少年城市适应性研究——北京市 JF 中学的个案调查. *中国青年研究*, 9, 50-55.
- [3] 韩嘉玲. (2001). 北京市流动儿童义务教育状况调查报告. *青年研究*, 8(2).
- [4] 吕绍青, & 张守礼. (2001). 流动儿童教育. *战略与管理*, 4.
- [5] 刘杨, 方晓义, 蔡蓉, 吴杨, & 张方. (2008). 流动儿童城市适应状况及过程 [J]. *北京师范大学学报*, (3).
- [6] 王晓燕. (2010). 农民工随迁子女学校适应性的比较及相关因素分析. *当代教育与文化*, 2(001), 56-62.
- [7] 杨钊. (2009). 同伴特征与初中学生成绩的多水平分析. *北京大学教育评论*, (004), 50-64.
- [8] 周皓, & 章宁. (2003). 流动儿童与社会的整合. *中国人口科学*, 4(3).
- Acocck, A. C. (2005). Working with missing values. *Journal of Marriage and Family*, 67(4), 1012-1028.
- [9] Angrist, J. D., & Lang, K. (2004). Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco Program. *The American Economic Review*, 94(5), 1613-1634.
- [10] Brunello, G., & Rocco, L. (2012). The effect of immigration on the school performance of natives: Cross country evidence using PISA test scores. *Economics of Education Review*.
- [11] Coleman, J. S. et al. (1966). *Equality of educational opportunity*.
- [12] Cooley, J. (2007). Desegregation and the achievement gap: Do diverse peers help?. *Unpublished manuscript, University of Wisconsin-Madison*.
- [13] Entorf, H., & Lauk, M. (2008). Peer effects, social multipliers and migrants at school: An international comparison. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 34(4), 633-654.
- [14] Glewwe, P. & Lambert, S. (2010). Education production function: Evidence from developing countries. In Brewer, D., & Patrick McEwan. (Eds.). *Economics of Education*. New York: Elseiver.
- [15] Gould, E. D., Lavy, V., & Daniele Paserman, M. (2009). Does immigration affect the long-term educational outcomes of natives? Quasi-experimental evidence. *The Economic Journal*, 119(540), 1243-1269.
- [16] Hoxby, C. (2000). *Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation* (No. w7867). National Bureau of Economic Research..
- [17] 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* (No. w8741). National Bureau of Economic Research.
- [18] Jensen, P., & Rasmussen, A. W. (2011). The effect of immigrant concentration in schools on native and immigrant children's reading and math skills. *Economics of Education Review*, 30(6), 1503-1515.
- [19] Manski, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The review of economic studies*, 60(3), 531-542.
- [20] Manski, C. F. (1995). *Identification problems in the social sciences*. Harvard University Press.
- [21] Manski, C. F. (2000). *Economic analysis of social interactions* (No. w7580). National Bureau of Economic Research.

- [22] Nordin, M. (2013). Immigrant school segregation in Sweden. *Population Research and Policy Review*, 1-21.
- [23] Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2003). On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, 113(485), F3-F33.

附录

表 1 分学校学生数学测试成绩与移民比例

VARIABLES	初一			初二		
	School 1	School 2	School 3	School 1	School 2	School 3
第一次数学测试	<b>22.69</b>	<b>19.38</b>	<b>18.52</b>	24.39	21.99	19.19
第二次数学测试	<b>25.44</b>	<b>20.55</b>	<b>20.45</b>	24.87	17.92	20.10
第三次数学测试	<b>25.20</b>	<b>21.58</b>	<b>22.17</b>	23.63	18.57	20.66
移民学生比例	<b>0.0507</b>	<b>0.0895</b>	<b>0.500</b>	<b>0.0569</b>	<b>0.0650</b>	<b>0.424</b>
班级规模	45.38	40.88	29.18	47.92	44.80	38.53

表 2 分学校本地学生与移民学生父亲受教育程度

年级	学校	学生类型	初中及以下	高中及中专	大学本专科	研究生及以上
初一	Sch1	migrant	17%	23%	53%	7%
		native	3%	23%	59%	17%
	Sch2	migrant	25%	43%	25%	7%
		native	10%	50%	36%	4%
	Sch3	migrant	59%	23%	17%	1%
		native	21%	47%	29%	3%
初二	Sch1	migrant	23%	23%	52%	3%
		native	2%	20%	60%	18%
	Sch2	migrant	22%	44%	30%	4%
		native	10%	49%	36%	5%
	Sch3	migrant	63%	29%	8%	0%
		native	25%	45%	24%	6%

表 3 分学校本地学生与移民学生家庭收入水平

年级	学校	学生类型	低收入	中等收入	高收入
初一	Sch1	migrant	3%	50%	47%
		native	16%	49%	35%
	Sch2	migrant	33%	59%	7%
		native	39%	50%	11%
	Sch3	migrant	59%	32%	8%
		native	47%	47%	6%
初二	Sch1	migrant	13%	43%	43%



	native	14%	52%	34%
Sch2	migrant	26%	65%	9%
	native	37%	47%	16%
Sch3	migrant	59%	29%	12%
	native	62%	25%	13%

表 4 主要变量多重填补前、后描述统计

变量	本地学生			移民学生			T-test
	填补前		填补后	填补前		填补后	H <sub>0</sub> :N=M
	缺失率	均值 /SD	均值	缺失率	均值	均值 /SD	T (P-value)
第一次数学测试	0%	22.25 (4.878)	22.25 (4.878)	0%	20.74 (4.579)	20.74 (4.579)	4.39 (0.000)
第二次数学测试	9%	22.84 (6.939)	22.58 (6.994)	9%	22.29 (6.591)	21.79 (6.715)	1.05 (0.295)
第三次数学测试	0%	18.82 (10.452)	18.82 (10.452)	0%	17.81 (10.90)	17.81 (10.899)	1.37 (0.171)
男性	5%	0.49 (0.500)	0.49 (0.500)	5%	0.48 (0.501)	0.47 (0.500)	0.45 (0.650)
个体平均学习数学的时间 (小时)	19%	10.78 (29.510)	10.48 (26.517)	19%	10.03 (12.93)	9.71 (12.021)	0.3313 (0.741)
父母平均每周与孩子学习 交流时间 (小时)	15%	3.68 (3.062)	3.72 (3.329)	15%	3.32 (2.977)	3.30 (2.932)	1.4988 (0.000)
父亲教育水平 (初中及以下)		0.06 (0.244)	0.06 (0.242)		0.41 (0.493)	0.41 (0.493)	-16.8703 (0.000)
父亲教育水平 (中专及高中)		0.33 (0.469)	0.33 (0.470)		0.29 (0.455)	0.28 (0.452)	1.0868 (0.277)
父亲教育水平 (大学本专科)	7%	0.49 (0.500)	0.49 (0.500)	4%	0.27 (0.446)	0.28 (0.449)	6.0616 (0.000)
父亲教育水平 (研究生及以上)		0.12 (0.326)	0.12 (0.326)		0.03 (0.163)	0.03 (0.161)	4.196 (0.000)
低收入家庭		0.26 (0.439)	0.26 (0.437)		0.40 (0.491)	0.40 (0.491)	-4.3779 (0.000)
中等收入家庭	6%	0.49 (0.500)	0.49 (0.500)	6%	0.42 (0.494)	0.42 (0.495)	1.96 (0.050)
高等收入家庭		0.25 (0.434)	0.25 (0.435)		0.18 (0.387)	0.18 (0.383)	2.2647 (0.024)
父母对子女的教育期望	5%	0.15	0.15	4%	0.24	0.23	-3.365

(高中至普通大学本科)	(0.355)	(0.357)	(0.425)	(0.422)	(0.001)
父母对子女的教育期望 (重点大学本科)	0.33 (0.470)	0.33 (0.470)	0.37 (0.484)	0.38 (0.487)	-1.2164 (0.224)
父母对子女的教育期望 (硕士)	0.30 (0.460)	0.30 (0.458)	0.18 (0.382)	0.17 (0.379)	3.9381 (0.000)
父母对子女的教育期望 (博士)	0.22 (0.413)	0.22 (0.416)	0.22 (0.413)	0.22 (0.413)	0.0469 (0.963)
有效样本量	1392	1759	178	226	

注: 最后一列为填补前各变量本地学生与移民学生之间是否有显著差异的 T 检验, 报告 T 值, 括号中为 P 值。

表 5 数据损耗情况

	学年初	学年中	学年末
测试成绩有效的学生数	2161	2064	1777
本次测试成绩缺失人数		97	287
真实损耗		4	49

注: 真实损耗指既缺失测试成绩, 同时缺失该轮调查其他变量的学生

表 6 移民同伴效应增值模型基本回归结果

VARIABLES	$\lambda \neq 1$		$\lambda = 1$	
	同伴当期	同伴前期	同伴当期	同伴前期
个人期初数学成绩	0.203*** (0.0266)	0.214*** (0.0294)	- -	- -
班级移民学生平均数学成绩	0.385*** (0.0399)	0.0324 (0.0374)	0.310*** (0.0529)	-0.329*** (0.0473)
班级移民学生比例	2.726*** (0.566)	2.204*** (0.578)	3.853*** (0.731)	3.396*** (0.702)
男性	-0.187*** (0.0499)	-0.185*** (0.0522)	-0.238*** (0.0637)	-0.220*** (0.0640)
父亲受教育程度 (中专及高中)	0.0604 (0.0918)	0.0687 (0.0952)	-0.0480 (0.120)	-0.0538 (0.122)
父亲受教育程度 (大专及本科)	-0.0989 (0.0975)	-0.0896 (0.102)	-0.245** (0.123)	-0.228* (0.126)
父亲受教育程度 (研究生及以上)	-0.0257 (0.125)	-0.0287 (0.133)	-0.286* (0.158)	-0.256 (0.163)
家庭收入水平 (低收入)	0.0656 (0.0591)	0.0698 (0.0604)	-0.00744 (0.0730)	0.0181 (0.0728)

家庭收入水平	0.0128	0.0103	0.0257	0.0594
(高收入)	(0.0647)	(0.0682)	(0.0831)	(0.0836)
父母教育期望	0.148**	0.150**	-0.188**	-0.157*
(重点大学本科)	(0.0735)	(0.0725)	(0.0881)	(0.0873)
父母教育期望	0.185**	0.186**	-0.310***	-0.273***
(硕士)	(0.0803)	(0.0810)	(0.0982)	(0.0974)
父母教育期望	0.244***	0.255***	-0.355***	-0.295***
(博士)	(0.0857)	(0.0874)	(0.101)	(0.102)
学生本学期数学学习时	0.00150**	0.00134**	0.00133	0.00146*
间 (小时/每周)	(0.000669)	(0.000662)	(0.000934)	(0.000872)
父母本学期交流学习的	-0.0168*	-0.0142	0.00148	-7.39e-06
时间 (小时/每周)	(0.00946)	(0.00956)	(0.0118)	(0.0115)
班级规模	0.00476	0.0140	-0.0315**	-0.00860
	(0.00978)	(0.00985)	(0.0123)	(0.0113)
中等学校	0.233***	0.278***	0.458***	0.347***
	(0.0804)	(0.0822)	(0.0987)	(0.0990)
薄弱学校	-0.715**	-0.405	-1.447***	-1.121***
	(0.326)	(0.339)	(0.412)	(0.406)
年级固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	-0.532	-0.797*	1.430***	0.545
	(0.433)	(0.435)	(0.538)	(0.494)
观测值	1,521	1,521	1,521	1,521

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表 7 移民同伴效应个体固定效应模型回归结果

VARIABLES	本地学生个体数学成绩	
	Pooled	FE
班级移民学生平均	0.520***	0.509***
数学成绩	(0.0373)	(0.0371)
时间	Y	Y
学校	Y	Y
年级	Y	Y
班级	Y	Y
常数项	-0.359	-0.000827
	(0.231)	(0.0107)
观测值	2,873	2,873
调整后R <sup>2</sup>	0.401	0.159
ID个数		1,566

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

注: 由于固定效应模型未使用原数据中有缺失值的

控制变量, 因此回归中使用的是未经填补的数据

表 8 不同类型移民学生的同伴效应与移民同伴效应的非线性

VARIABLES	移民平均父亲受教育程度 *移民平均成绩		移民平均成绩 *移民比例	
	$\lambda \neq 1$	$\lambda = 1$	$\lambda \neq 1$	$\lambda = 1$
班级移民学生平均成绩	-0.230*** (0.0661)	-0.346*** (0.0824)	0.380*** (0.0402)	0.306*** (0.0538)
班级移民学生比例	2.959*** (0.552)	4.064*** (0.709)	2.756*** (0.560)	3.879*** (0.730)
交互项	0.962*** (0.0773)	1.029*** (0.100)	0.214 (0.200)	0.142 (0.265)
观察值	1,494	1,494	1,521	1,521

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

注: 省略了控制变量的汇报, 控制变量同表4

表 9 移民同伴效应的异质性

VARIABLES	移民学生平均成绩		移民学生比例		样本量
	$\lambda \neq 1$	$\lambda = 1$	$\lambda \neq 1$	$\lambda = 1$	
<i>按本地学生期初数学测试分组</i>					
低能力	0.193*** (0.0737)	0.195** (0.0862)	3.172*** (0.862)	3.300*** (0.924)	560
中等能力	0.398*** (0.0695)	0.389*** (0.0756)	3.166*** (0.905)	3.315*** (0.961)	541
高能力	0.576*** (0.0672)	0.545*** (0.0715)	1.335 (2.054)	2.768 (2.105)	420
<i>按本地学生家庭收入水平分组</i>					
低收入	0.378*** (0.0849)	0.322*** (0.108)	1.894* (0.991)	4.150*** (1.316)	420
中等收入	0.315*** (0.0576)	0.239*** (0.0769)	3.180*** (0.782)	3.070*** (1.003)	732
高收入	0.487*** (0.0732)	0.410*** (0.106)	3.403** (1.425)	5.081*** (1.959)	369

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

注: 省略了控制变量的汇报, 控制变量同表4

表 10 移民学生平均成绩与班级平均成绩差异对本地学生成绩影响的回归结果

VARIABLES	$\lambda \neq 1$		$\lambda = 1$	
	同伴当期	同伴前期	同伴当期	同伴前期
个人期初数学成绩	0.196*** (0.0269)	0.268*** (0.0266)	- -	- -
班级移民学生成绩与平均成绩的差异程度	-0.201*** (0.0237)	0.605*** (0.0769)	-0.121*** (0.0304)	1.100*** (0.0979)
班级移民学生比例	1.153** (0.586)	4.257*** (0.665)	2.803*** (0.753)	6.998*** (0.783)
观测值	1,521	1,521	1,521	1,521

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

注：省略了控制变量的汇报，控制变量同表4

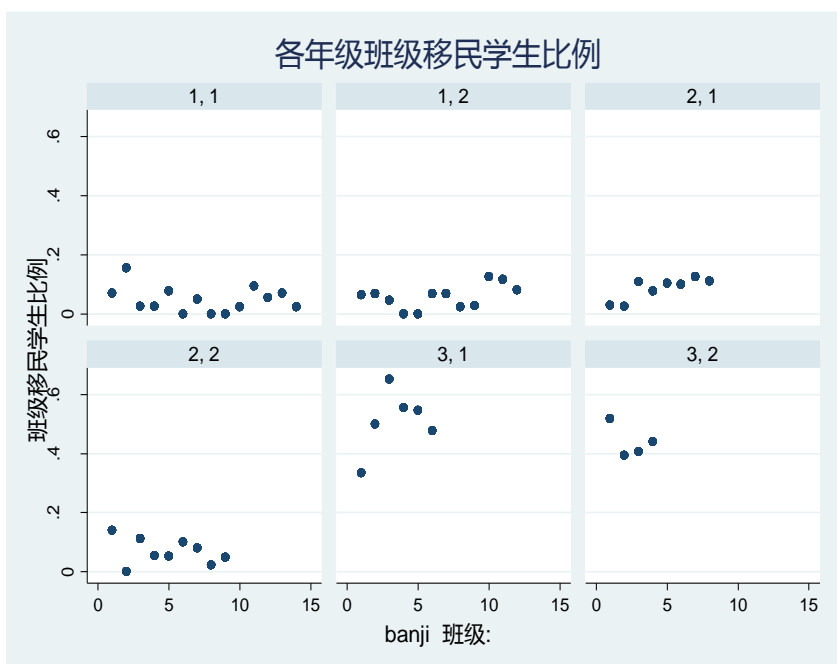


图 1 各年级班级移民学生比例

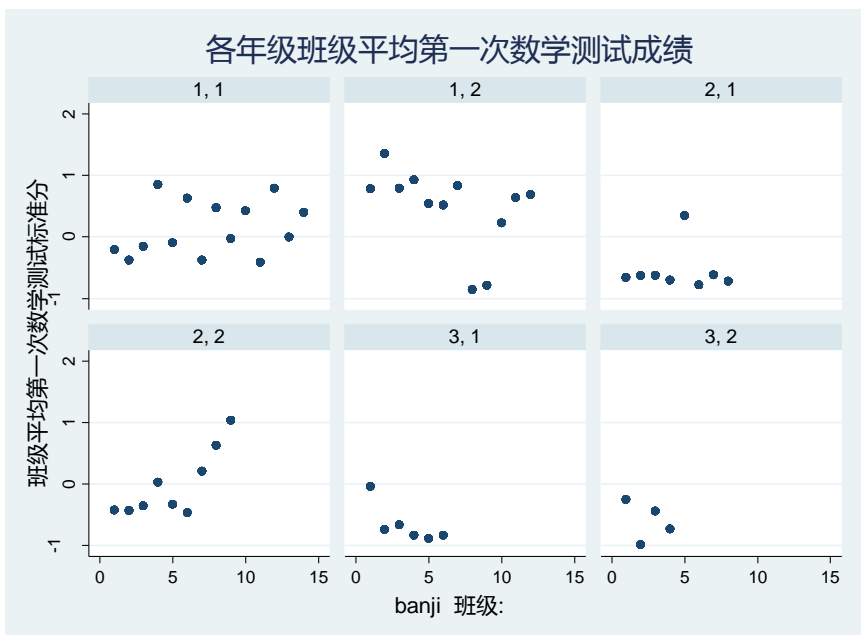


图 2 各年级班级平均第一次数学测试成绩

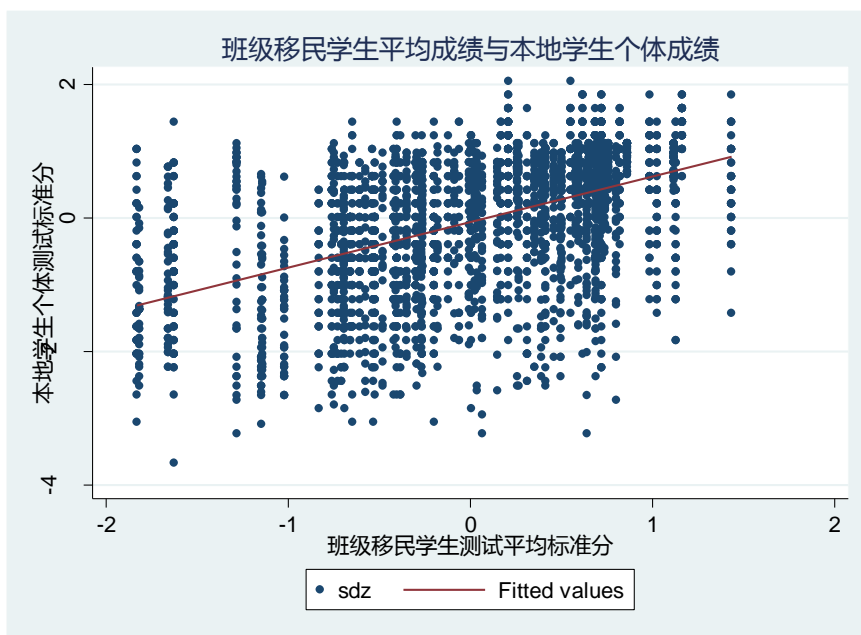


图 3 班级移民学生平均成绩与本地学生个体成绩 (使用混合截面数据)