

迁移、男孩偏好与教育机会

孙 妍 林树明 邢春冰^{*}

摘要 本文使用 2005 年 1% 人口抽样调查数据，考察了城镇地区的入学限制和农村家庭的男孩偏好如何影响不同性别儿童在城镇地区的教育机会。研究发现，学龄前流动儿童与留守儿童中的男孩比例没有显著差别；但是到了小学学龄阶段，前者中的男孩比例显著高于后者。本文采用双重差分模型估计了农村家庭在携带子女随迁决策上的性别差异。结果表明，由于城镇地区的入学限制，性别偏好降低了小学学龄段女童随父母迁移的概率。

关键词 迁移，男孩偏好，教育机会

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.04.09

一、引 言

由于历史、文化、制度等原因，一些国家（如中国和印度）存在较强的男孩偏好。这种偏好不仅导致了选择性堕胎和性别比失衡，也使女性在人力资本（如健康和教育）投资方面落后于男性。然而，近些年来，很多发展中国家的女性在社会地位、人力资本水平以及劳动参与等方面的表现大幅度提升。¹一些研究则表明，伴随着社会经济的发展和城市化，男孩偏好会持续减弱（Chung and Das Gupta, 2007）。那么，在中国这样一个经历着高速增长和快速城市化的国家，男孩偏好是否仍然存在？如果存在，其造成了怎样的影响？

本文从教育机会的角度考察农村居民在迁移过程中的男孩偏好，即迁移家庭是否更倾向于带男孩到城镇地区接受义务教育。出于教育投资的考虑，流动人口将子女带在身边接受义务教育有诸多好处。首先，中国城镇地区的教育资源通常优于农村地区。其次，父母的监督和陪伴对于儿童的学业和成

* 孙妍、邢春冰，北京师范大学经济与工商管理学院与中国收入分配研究院；林树明，巴克内尔大学与北京师范大学中国收入分配研究院。通信作者及地址：邢春冰，北京市海淀区新街口外大街 19 号，100875；电话：(010) 58804087；E-mail：xincb@bnu.edu.cn。林树明和邢春冰感谢国家自然科学基金国际交流合作项目（71461137007）的资助；邢春冰感谢国家自然科学基金面上项目“区域产业政策对劳动力市场的影响研究”（71773009）的资助。作者感谢 2017 年中国青年经济学家联谊会、中国劳动经济学家论坛第七次季会（2017）上各位学者及两位匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

¹ 以我国为例，2010 年的人口普查数据显示，20—30 岁的年轻人中，拥有大专及以上学历的女性相对数量已经与男性相同。

长也至关重要。但是，由于中国的户籍限制，很多农村家庭选择将子女或部分子女留在老家。如果迁移家庭在携带子女共同迁移的决策中存在性别偏好，这将会导致不同性别儿童的教育机会差异。

改革开放以来，中国经历了世界上最大规模的人口流动。2017 年，中国流动人口的规模已经达到 2.86 亿，其中外出农民工的数量为 1.7 亿（国家统计局，2018）。由于户籍制度的制约，流动人口在安排其子女在就业地入学方面往往面临很高的成本，很多流动人口选择不将子女带在身边，导致了大量的留守儿童（那些父母迁移但是自身不迁移的儿童）²；不过，在允许农村流动儿童进入公立或私立学校上学的地方，越来越多的农村儿童迁移到城镇地区。据估计，2010 年我国 0—17 岁农村流动儿童规模达到了 2 877 万（全国妇联课题组，2013）。流动儿童与留守儿童共存的现象使我们可以通过对比两者的性别构成来研究农村居民迁移过程中的男孩偏好，探究户籍制度如何与性别偏好共同作用影响社会福利。

本文使用 2005 年 1% 人口抽样调查数据，考察了分性别、不同年龄段农村儿童的迁移概率。为了考察城镇地区的入学限制如何影响迁移家庭是否携带子女随迁的决策，我们以迁移家庭中的儿童为分析对象，重点关注了学龄前和学龄阶段儿童迁移概率的性别差异。实证结果表明，学龄前儿童的迁移概率并没有显著的性别差异；然而进入小学学龄段后，不仅农村儿童随父母迁移的概率显著下降，而且男孩随迁的概率开始显著高于女孩。这一差异在跨省迁移和多子女家庭中表现得更为明显。这些结果既反映出城镇地区的入学限制对农村儿童随父母迁移的负面影响，也表明迁移家庭在面临较高的入学成本时倾向于对男孩做更多的教育投资。我们通过实证分析排除了其他一些可能的解释，包括不同年龄段儿童性格的性别差异和与婚姻有关的动机。

本文的主要贡献在于通过实证分析，表明中国农村居民的男孩偏好影响了迁移家庭是否带子女随迁的决策，主要体现在学龄儿童随父母迁移进而到城镇地区接受教育的机会的性别差异。同时，也说明了户籍制度带来的公共服务（子女入学）上的歧视加重了男孩偏好对女性福利的负面影响。换言之，对于存在男孩偏好的社会，这种偏好所带来的福利影响在很大程度上取决于一系列的社会制度安排。此外，本文强调了男孩偏好将导致教育机会的性别差异。当子女的教育成为农村居民迁移过程中的重要决定因素时（Liu and Xing, 2016），男孩偏好也就表现在迁移的过程中。

论文的结构安排如下：第二部分回顾了相关文献；第三部分是性别偏好影响教育机会的理论分析；第四部分介绍数据与基本事实；第五、六两部分

² 根据 2013 年全国妇联发布的《我国农村留守儿童、城乡流动儿童状况研究报告》，我国留守儿童的数量约有 6 100 万。

考察学龄前与小学学龄儿童流动中的性别偏好，并讨论其中的作用机制；第七部分是结论。

二、文献综述

很多发展中国家都存在男孩偏好，这种偏好深深地影响着个人和家庭在生育、子女人力资本投资、储蓄等各个方面选择，也影响着夫妻双方（特别是妻子）在家庭中的相对地位和福利。大量的研究指出，基于男孩偏好的选择性流产导致了数千万的女性消失（missing women）（Sen, 1989; Sen, 1992; Qian, 2008），由此带来的较高的男孩比率又进一步影响到婚姻市场，进而影响到家庭的储蓄和生育行为（Edlund, 1999; 乔晓春, 2004; 韦艳等, 2005; Wei and Zhang, 2011）。很多发展中国家的女性也因为生育子女的性别而受到不同的对待（吴晓瑜和李力行, 2011）。

男孩偏好同样表现在家庭对不同性别子女的健康和教育等人力资本投资方面。在营养和健康方面，发展中国家的男孩偏好不仅不利于女婴的存活（Ban-dyopadhyay, 2003），而且对其营养摄取、身高和其他健康状况都产生了不利的影响（Song and Burgard, 2008; 宋月萍和谭琳, 2008; Jayachandran and Kuziemko, 2011; Barcellos *et al.*, 2014; Hafeez and Quintana-Domeque, 2018）。在教育方面，父母倾向于给男孩更多关注；相比之下，父母对女孩教育的重视程度较低，导致女孩入学更晚，辍学的可能性更高（周钦和袁燕, 2014）。男孩偏好带来的教育机会不平等导致女性教育水平和劳动力参与率较低（Wang, 2005）。

男孩偏好对家庭决策的影响随着技术进步和社会经济环境的变化而变化。一些文献指出性别选择成本的下降（如超声技术的普及）导致了新生儿中女孩的比例下降（如 Chen *et al.*, 2013）。Qian (2008) 和 Almond *et al.* (2013) 则强调了经济环境的影响：Qian (2008) 的研究表明，中国农村的经济改革使得那些茶叶产地的女性收入上升，导致新生儿中女孩比例上升以及女孩教育水平的提高；Almond *et al.* (2013) 指出，改革开放初期的家庭联产承包责任制提高了农村家庭的收入，使其能够支付性别选择和抚养男孩的成本（男孩被看作是正常商品），导致了男孩比例的上升。³ 此外，郑筱婷和陆小慧 (2017) 指出，中国家庭在人力资本投资上存在明显的性别偏好，但是计划生育政策导致了大量无男性后代的家庭，减少了家庭进行性别歧视的机会，提高了女性的教育水平。

³ Qian (2008) 和 Almond *et al.* (2013) 分析的均是改革开放初期经济环境变化带来的影响，其中所涉及的因素（如经济作物价格的上升和土地改革）不大可能对本文的结果产生影响。

随着社会经济的发展，男孩偏好的影响亦有减弱的可能 (Burgess and Zhuang, 2002; Chung and Das Gupta, 2007)。一方面，城市化的进程使得传统农业社会下的男孩偏好失去存在的必要；另一方面，收入水平的提高以及政府在教育上的投资使得家庭在人力资本投资上的相对成本大幅下降。但是，由于中国存在户籍制度，流动子女入学仍然面临较高的成本。流动人口不仅需要为其子女在流入地入学支付额外的择校费用，而且往往为了照顾子女入学而在职业机会和收入方面做出牺牲。Xing and Wei (2017) 的研究表明，当流动人口将子女带在身边时，他们放弃了更高的收入和更多的工作机会。这些放弃的收入和工作机会可以被看作将子女带在身边让其在城镇地区接受教育的机会成本。

在这样的背景下，仍然有必要讨论男孩偏好对人力资本投资的影响。而且，有越来越多的研究显示，子女教育是父母迁移过程中考虑的重要因素。有研究表明，孩子随父母流动会促进他们的人力资本积累 (Resosudarmo and Suryadarma, 2011)，对他们的福利水平也有积极影响 (Xu and Xie, 2015)，且越早迁移越有利 (Yaqub, 2010)。Liu and Xing (2016) 指出，小学数量的减少提高了农村居民迁移的概率，有处于义务教育阶段适龄儿童的家庭对小学搬迁更加敏感。

本文的研究也与户籍制度的讨论密切相关。此前大量的研究表明，户籍制度的存在不仅阻碍了劳动力在地区间的流动，而且也降低了社会阶层间的流动性。例如，邢春冰和聂海峰 (2010) 通过比较户籍制度改革前后跨户籍婚姻的变化，说明户籍制度的改革增加了女性通过婚姻上升的途径。本文的研究则发现户籍制度影响了农村女童获得城镇地区教育的机会：当户籍制度在公共服务上的歧视不存在时，农村居民在迁移过程中就不会表现出明显的性别偏好 (如学龄前儿童)；而当他们面临较强的歧视时，性别偏好就会导致女童被区别对待。

最后，Edlund (1999) 和 Wei and Zhang (2011) 的研究表明，家庭会通过生育和储蓄行为对性别偏好带来的性别比失衡问题做出反应。显然，迁移行为也可能是家庭对性别比失衡做出的反应。但是，由于我们在后面的实证分析中控制了来源地的性别比，本文的结论仍然更多地指向男孩偏好对教育投资的影响。

三、性别偏好影响教育机会的理论分析

个人好恶 (taste) 和出于实际功效的考虑都会导致家庭的性别偏好 (Ben-Porath and Welch, 1976)。很多研究认为，发展中国家的男孩偏好是出

于实际功效的考虑。⁴现有的文献主要是从投资和消费两个角度来分析家庭对男孩或女孩的需求。比如，为了解释茶叶价格上升导致女孩比例上升以及教育水平的性别差距减小的结果，Qian (2008) 比较不同的理论解释：一种理论将子女看作投资品；另一种理论将子女看作消费品，而女孩则被看作是奢侈品。Almond *et al.* (2013) 则通过将男孩看作家庭消费的正常商品来解释中国的土地改革对于男孩需求的影响。在决策机制上，家庭可以被看作是一个统一的决策单元，也可以被看作是通过夫妻双方讨价还价来形成决策的集体。由于父母迁移信息缺失情况较多，本文没有考虑家庭成员之间的讨价还价，而是将家庭看作一个单元。此外，此处的人力资本投资主要是指家庭在学龄儿童正规教育上的投资。

给定教育能够提高子女收入水平，由于男孩能够为家庭贡献更多收入并且承担主要的赡养责任，家庭更愿意在男孩身上做教育投资。我们通过一个简单的人力资本投资模型 (Laing, 2011) 来说明。⁵假设：①资本市场是完全的，资金成本（用利率 r 表示，为人力资本投资的边际成本）是外生决定的；②人力资本投资 (s) 带来的收益为 $W(s)$ ， $MW(s)$ 为边际收益，随着投资数量的增多，边际收益是递减的。那么，家庭人力资本投资的最优数量由边际收益 $MW(s)$ 等于边际成本 r 的条件决定。由于实证研究中，女性的教育回报率并不比男性低，我们假定人力资本投资的边际收益不存在性别差异。但是，考虑到中国社会的具体情况，我们假定家庭在进行人力资本投资时认为女孩的边际收益 ($MW_f = (1-d) MW$) 小于男孩的边际收益 ($MW_m = MW$)，其中 d 表示对女孩的歧视（即本文的性别偏好）。那么最优时，如图 1 所示，家庭在女孩身上的人力资本投资低于男孩。

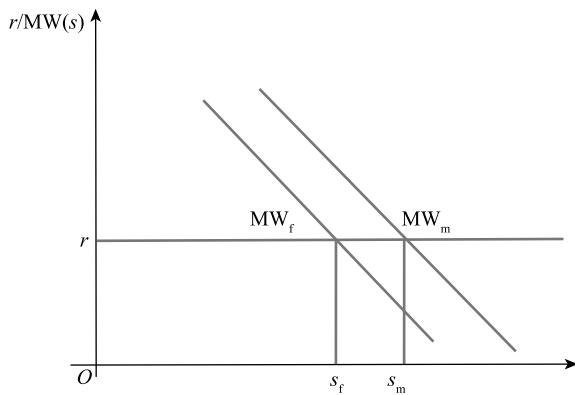


图 1 性别偏好与人力资本投资

⁴ 男性和女性在风险态度、社会偏好和竞争倾向上都存在显著的差别，这导致了男性和女性在劳动力市场上的表现差异 (Gneezy *et al.*, 2003; Niederle and Vesterlund, 2007; Croson and Gneezy, 2009)。但是，尚没有研究说明这些差异与家庭的男孩偏好有何关系。

⁵ 本文此处的分析本质上与周钦和袁燕 (2014) 的理论分析是一致的。

在本文针对义务教育阶段的分析中，因为义务教育的实施以及中国政府近些年在农村教育上的投资，农村儿童——在不迁移的情况下——在教育机会上表现不出明显的性别差异。但是，带学龄阶段的子女迁移意味着家庭在子女教育上进行更多的投资，这可能超出很多家庭的最优人力资本投资水平。由于女孩的边际收益低于男孩，家庭就更不倾向于带女孩迁移。

此外，我们也可以在一个消费者选择理论的框架下来分析性别偏好对家庭在人力资本投资上的影响 (Ben-Porath and Welch, 1976)。假设家庭在儿童和其他消费品之间分配资源以达到效用最大化。由于男孩和女孩为家庭贡献的收入不同以及承担的养老责任不同，性别偏好可以理解为养育男孩的价格低于女孩。对于两个完全相同的家庭，生育女孩的家庭效用水平会降低——因为他们要为女孩支付更高的价格，因而降低他们在其他物品上的消费。Ben-Porath and Welch (1976) 指出，生育女孩的家庭可以通过减少在女孩身上的支出来减少生育女孩给他们的效用带来的负面影响。对应到本文的研究，这就意味着流动家庭更不愿意为学龄段女孩的迁移而支付成本。

四、数据与描述性分析

本文使用 2005 年国家统计局 1% 人口抽样调查数据的五分之一随机样本，数据涵盖了全国 31 个省、自治区和直辖市的 2 585 481 个人。我们将样本限定为 0—12 岁拥有农业户口的儿童。⁶ 剔除异常值后，总样本量为 331 748，其中 0—5 岁、6—12 岁的样本量分别为 125 513 和 206 235。⁷ 表 1 从迁移状态、性别、年龄、在校状况以及兄弟姐妹情况等方面描述了 0—12 岁样本的情况。除这些变量外，数据中还包含户籍地所在市和居住地所在市的信息。

表 1 变量统计描述 (0—12 岁)

变量	全部样本 (不删除非留守儿童)		流动和留守儿童	
	均值	标准差	均值	标准差
迁移	0.075	0.264	0.136	0.343
留守	0.477	0.499	0.864	0.343

⁶ 非农户口的儿童也有随父母一同迁移的流动儿童和未随父母（双方或一方）迁移的留守儿童，但同时还有非农户口的儿童被送回农村老家由祖父母照看的可能。这使得流动儿童和留守儿童的划分更加模糊。此外，城市地区对学前教育较为重视，学龄和非学龄的划分不能很好反映教育投资的区别。最后，人们通常认为农村地区的性别偏好更为严重，大部分研究都是以农村为分析对象 [如 Qian (2008) 和 Almond *et al.* (2013)]。出于上述原因，本文没有考察非农户口的儿童。

⁷ 首先，删掉大于 12 岁的样本 2 152 917 人，剩余样本 432 564；其次，只保留农业户口的儿童样本，删掉了 100 810 个样本，剩余 331 754；最后，删除出国的 4 人以及居住地市代码异常的 2 人，最终剩余样本 331 748。

(续表)

变量	全部样本 (不删除非留守儿童)		流动和留守儿童	
	均值	标准差	均值	标准差
性别 (男性=1, 女性=0)	0.526	0.499	0.529	0.499
省内迁移	0.045	0.208	0.082	0.275
跨省迁移	0.030	0.170	0.054	0.226
是否在校	0.591	0.492	0.592	0.491
是否在校 (不包括0—5岁儿童)	0.951	0.216	0.955	0.208
年龄	6.736	3.706	6.723	3.679
独生子女家庭	0.329	0.470	0.353	0.478

注：总样本数为331 748，其中流动与留守儿童样本数为183 324。将那些离开户口登记地的儿童定义为流动儿童，将父母都迁移或一方迁移或父母一方未迁移另一方状态未知以及父母双方状态都未知而孩子不迁移的样本视为留守儿童，其中，针对父母一方不迁移另一方未知的情况，根据父母不迁移一方的婚姻状态，只将父母已婚且配偶健在的未迁移儿童归为留守儿童。

我们将流动儿童定义为那些离开户口登记地的儿童；将父母双方或一方迁移而自身未迁移的儿童定义为留守儿童。我们利用数据中反映家庭成员关系的变量（与户主的关系）来匹配孩子的父母，并根据父母的迁移状态确定其是否为留守儿童。数据中，一部分儿童父母双方或其中一方的观测是缺失的⁸，我们将这类家庭中的儿童归入留守儿童。之所以这样处理，是因为调查数据中家庭成员缺失往往是由迁移导致的。其中，对于父母双方观测均缺失的情况，至少一方迁移的概率很高；针对一方未迁移而另外一方观测缺失的情况，我们删除了未迁移父母未婚、离异、丧偶或婚姻状态缺失的样本⁹，只将父母是已婚且配偶健在的未迁移儿童归为留守儿童。表1的统计描述显示，0—12岁的农村户籍儿童中，流动儿童和留守儿童的比例分别为8%和48%。由于我们对缺失数据的处理方式，后者有被高估的可能。我们在稳健性分析中，尝试了不同的处理方式，基本结果并没有显著改变。¹⁰表1的统计描述还显示，迁移儿童中跨省迁移的比例达到了40%；而所有农村儿童中，独生子女占1/3左右。0—12岁的儿童中，在校的比例为59%；小学学龄段的儿童在校的比例为95%，这既可能是因为辍学导致的，也可能是因为一些儿童入学较晚。表1的后两列描述了流动儿童和留守儿童的样本——本文的重点分析对象。由于不同年龄段儿童面临的约束和选择不同，我们接下来重

⁸ 父母观测缺失主要是因为在样本中我们没能匹配到这部分儿童的父亲或/和母亲，但没能匹配到父母主要是由于父母迁移导致的。而对于可以与儿童匹配的父母，我们能够识别他们的迁移状态。

⁹ 由于我们考虑的儿童年龄较低，父母去世的概率比较低；而且总体而言，中国的离婚率也比较低。

¹⁰ 为了节省篇幅，我们没有报告这部分稳健性分析的结果。

点考察小学学龄段以下 (0—12 岁) 农村儿童迁移过程中性别与教育投资的关系。

图 2 展示了 0—12 岁不同性别农村儿童中流动儿童的占比。在学龄前阶段的农村男孩和女孩中，流动儿童的比例没有显著差别，都在 8%~10%。随着年龄的增加，流动儿童的比例随之下降。有两个特征值得注意：一方面，流动儿童的相对数量在 5 岁和 6 岁之间跳跃性地下降，这是由城镇地区对流动人口的入学限制导致的；另一方面，小学学龄段的农村女童中流动儿童的相对数量明显低于男孩，体现出农村家庭面临制度障碍时在教育投资上的性别偏好。为了更好地说明迁移过程中的性别差异，我们在图 3 中给出了流动和留守儿童中男孩的比例。在学龄前阶段，两组儿童中的性别比不存在显著的差别；而到了学龄阶段，流动儿童中的男孩比例开始显著高于留守儿童。

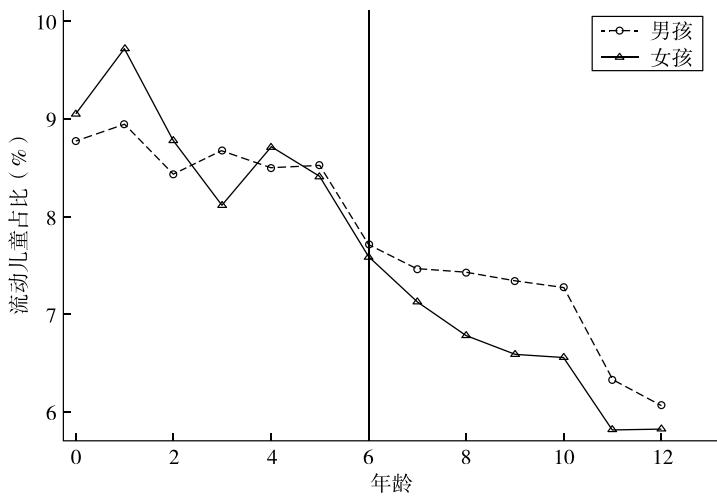


图 2 各年龄农村儿童中流动儿童百分比 (%)

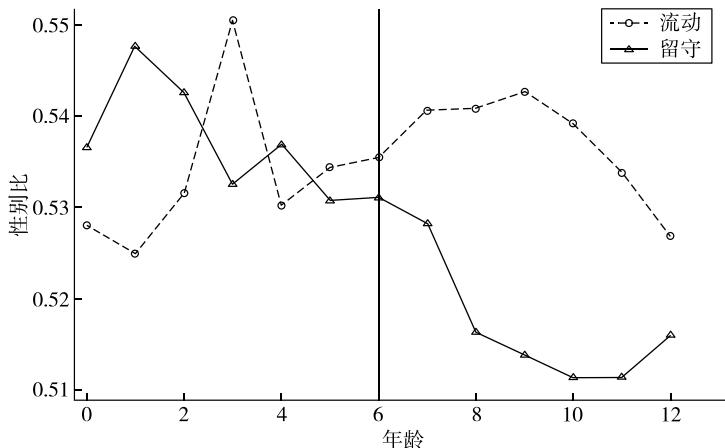


图 3 流动和留守儿童中的男孩占比

最后，为了提供更加直接的证据，图4将6—12岁的流动儿童按照其迁移原因分组，并计算了不同组别中男孩的占比以及各迁移原因所占比例。相对于其他组别，因学习培训而迁移的儿童（占总体样本的12.3%）中男孩所占比重最大（为56%）。

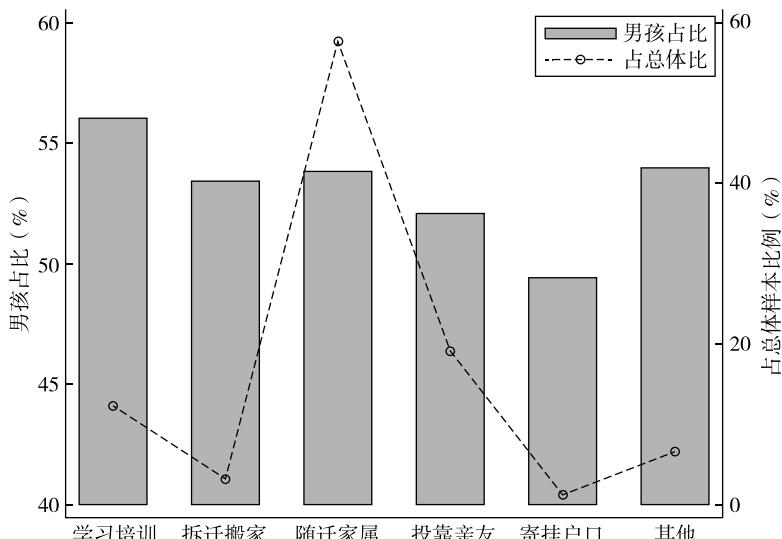


图4 不同迁移原因的流动儿童分布以及男孩占比(6—12岁)

上述描述性分析表明，在进入学龄阶段后，由于入学成本的限制，迁移的父母更有可能把男孩带在身边，而将女孩留在老家。但是，由于迁移本身还受到选择效应、家庭结构、年龄效应、流入地和流出地的社会经济特征的影响，要识别农村家庭迁移过程中在教育投资上的性别偏好，需要更加严格的计量分析。

五、模型设定及实证分析结果

(一) 模型设定

我们采用类似于双重差分的实证策略来识别农村流动人口在教育投资上的男孩偏好，研究的群体是学龄前与学龄阶段的农村儿童。我们估计了如下形式的线性概率模型(Linear Probability Model)：

$$\text{migrant}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{male}_i + \beta_2 \text{male}_i \times \text{schage}_i + \beta_3 \text{schage}_i + \gamma X_i + \mu_i, \quad (1)$$

其中，migrant是迁移虚拟变量（迁移为1，非迁移为0）；male为性别虚拟变量（男性为1，女性为0）；schage为学龄阶段虚拟变量（学龄阶段为1，学龄前阶段为0）；X为一系列的控制变量，包括儿童的年龄、是否为独生子女、户籍地和居住地虚拟变量等； μ 为误差项； β_1 、 β_2 、 β_3 分别为性别、性别与学龄段交互项及学龄段变量的系数， i 为观测个体。

下面，我们对因变量 (migrant) 和与之相关的问题做一些简单的讨论。首先，虽然这个变量描述了个体 (即儿童) 的迁移状态，但是绝大多数 0—12 岁的儿童都是与父母共同迁移。因此，针对 $migrant=1$ 的情况，我们可以将其理解为父母在迁移时将子女带在身边，而 $migrant=0$ 则对应留守儿童。为了使模型中性别虚拟变量 (male) 更能捕捉家庭迁移过程中的性别偏好，我们将样本限定在迁移家庭中的儿童，即流动儿童和留守儿童。如此限定样本还可以在一定程度上解决家庭迁移的选择性问题：如果拥有男孩的家庭更倾向于迁移，或者迁移家庭多来自男女性别比高的地区，也会导致总体人群中男孩迁移比例较高，但这并非是家庭迁移过程中表现出来的性别偏好。

此外，迁移对于不同年龄段的儿童具有不同的意义，这对本文的实证策略非常关键。对于学龄前儿童，父母主要是为了照顾他们并与他们共同生活而将其带在身边；而对于学龄儿童，除了上述考虑外，将子女带在身边还意味着安排子女在居住地入学——这既是义务教育制度的规定，也符合家庭自身的利益。¹¹ 因此，对于学龄儿童，父母所表现出来的不仅是一般的性别偏好，还有其在子女教育投资上的性别偏好。正是出于这个考虑，我们在模型中加入了学龄段 (schage) 虚拟变量及其与性别虚拟变量的交互项 ($male \times schage$)。前者的系数反映了城镇地区的入学限制对流动儿童数量的影响——因为只有处于学龄阶段的儿童流动时才会受到迁入地入学政策的制约，而学龄前儿童不会受此影响。后者的系数则反映了在这样的约束条件下迁移家庭在子女教育投资上的性别偏好。

为了更好地理解本文的识别策略，我们先令式 (1) 中 $schage=0$ ，模型就变为 $migrant=\beta_0+\beta_1 male+\gamma X+\mu$ 。此时相当于仅考虑学龄前的样本，系数 β_1 反映了不包含教育投资 (指正规义务教育) 动机的性别偏好。而当我们仅考虑学龄段样本 (即令 $schage=1$) 时，式 (1) 的模型变为 $migrant=\beta_0+\beta_3+(\beta_1+\beta_2) male+\gamma X+\mu$ 。此时，性别的系数则同时包括了一般的性别偏好和教育投资上的性别偏好。我们正是通过比较两组不同样本性别偏好的差异 $[(\beta_1+\beta_2)-\beta_1]$ 来识别人口流动过程中家庭在教育投资上的性别偏好， β_2 则刚好是式 (1) 中交互项的系数。

本文的实证策略也面临一些挑战。首先，学龄儿童与学龄前儿童年龄不同，他们与父母迁移的倾向亦有差异。由于我们使用的是一个横截面数据，不同年龄的儿童属于不同的出生组，他们的性别比例也会有所不同。为了消除这些可能对估计结果的影响，我们控制了儿童的年龄。但是由于年龄与学龄段虚拟变量相关性很强，我们没有控制年龄和性别的交互项。其次，不同年龄组和地区的儿童拥有的兄弟姐妹数量可能存在差异，而是否有兄弟姐妹很可能会影响父母带子女迁移的决策，为此，我们控制了是否为独生子女变

¹¹ 6—12 岁的儿童中也存在少量没有上学的样本，回归中是否考虑这部分样本对结果的影响很小。

量。此外，我们控制了儿童的户籍所在地——因为户籍地的很多因素（如经济发展水平和婚姻市场状况）可能会影响家庭的迁移决策，同时也与家庭中拥有男孩的概率有关。最后，由于居住地的特征——如产业结构——也会影响家庭迁移决策和流动儿童的性别选择，我们控制了居住地虚拟变量。不过，由于居住地本身就是选择的结果，而且移民在选择居住地点时，子女的教育机会是一个重要的考虑因素，控制居住地倾向于使我们的结果低估男孩偏好在教育投资上的影响。

（二）基本回归结果

表2报告了使用农村流动与留守儿童样本的回归结果。第(1)列为不控制其他变量时的回归结果。性别变量的系数并不显著，表明在不控制教育投资动机的情况下($schage=0$)，家庭迁移过程中没有表现出性别偏好。进入学龄阶段后，农村儿童迁移的概率下降，其中女童迁移的概率（相对于学龄前）显著下降了3.9个百分点；性别与学龄段交互项的系数则表明，男童迁移概率下降的幅度要显著低于女童1.2个百分点——正如图2所示，进入学龄段后不管男孩还是女孩，流动的数量都减少，而女孩减少得更多。这是本文的核心结果之一，它表明迁入地对流动儿童的入学限制显著降低了农村家庭与子女一同迁移的概率，女孩在这一过程中所受的影响更大，这是农村家庭的男孩偏好在教育投资上的反映。¹²

表2 农村家庭迁移中的性别偏好（0—12岁儿童，LPM）

		因变量=迁移（是=1/否=0）				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
male		-0.004	-0.004	-0.003	-0.004	-0.004**
		(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.002)
schage		-0.039***	-0.011***	-0.005	-0.006	-0.004
		(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)
male×schage		0.012**	0.012***	0.005	0.007**	0.003
		(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
年龄		否	是	是	是	是
独生子女		否	否	是	是	是
户籍所在市		否	否	否	是	是
居住地所在市		否	否	否	否	是

¹² 将学龄儿童由小学阶段扩展至初中阶段，交互项的系数变化很小，反映出迁移家庭在子女教育投资上的男孩偏好表现在整个义务教育阶段。由于篇幅的限制，我们没有报告这部分结果。

(续表)

	因变量=迁移 (是=1/否=0)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
观测值	183 324	183 324	183 324	183 324	183 324
Adjusted R^2	0.002	0.003	0.008	0.046	0.432

注：male, schage, male×schage 分别代表性别（男孩=1、女孩=0）、学龄段以及两者的交互项（下同）。括号内为异方差稳健标准误，*** 代表 $p < 0.01$ 、** 代表 $p < 0.05$ 、* 代表 $p < 0.1$ 。

在第（2）列中，我们通过控制个体年龄排除了不同出生组性别比差异的影响。由于年龄组与学龄段高度相关，学龄段的系数绝对值大幅下降，但性别与学龄段交互项的系数及其显著性都没有变化。第（3）列进一步控制了独生子女状况，交互项系数变为 0.005，且不再显著，反映出是否有兄弟姐妹可能对父母带子女迁移的选择有一定影响。但是，在控制了户籍所在市虚拟变量后〔第（4）列〕，交互项系数有所增加且在 5% 的水平上显著。这意味着独生子女的比例存在地区差异，一旦控制这种差异，农村家庭在带子女迁移和教育投资的决策上仍然受男孩偏好的影响。此外，其他户籍地的因素（如性别比例和经济发展状况）也不能解释农村居民更倾向于带学龄段的男童迁移的事实。最后，第（5）列进一步控制了居住地所在市虚拟变量，交互项的系数降低且不再显著。这说明居住地的特征会影响家庭的迁移和教育投资决策。如果在具有教育优势的地区，学龄段流动儿童中男孩比例更高，控制居住地虚拟变量就会使模型中交互项的系数降低，这与本文强调的教育投资上的男孩偏好导致家庭倾向于带学龄段男孩迁移的机制是一致的。此时，交互项系数本身就低估了性别偏好的影响——因为居住地虚拟变量解释了其中的相当一部分影响。因此，我们在后面的分析中不再报告控制居住地的估计结果。¹³

（三）异质性分析

与省内迁移相比，跨省迁移会使家庭面临更强的制度约束和更高的成本。这主要是由于户籍登记需要明确地区，同时，教育等公共服务又与户籍人口挂钩，地方政府往往没有激励为外来人口的子女提供教育。因此，在跨省迁移中家庭更可能表现出在教育投资上的男孩偏好。下面，我们将流动儿童区分为跨省迁移和省内迁移，分别比较他们与留守儿童的性别差异。

表 3 报告了回归的结果。在跨省迁移与留守儿童的估计中，学龄段的系数为 -0.034 [第（1）列]，表明学龄段儿童（相对于学龄前）跨省迁移的概率显著降低；而学龄段与性别的交互项系数显著为正，表明跨省迁移中存在

¹³ 我们也做了控制居住地的相关回归，所得交互项系数会减小，都存在低估男孩偏好的现象。

父母对子女教育投资的男孩偏好。控制年龄、兄弟姐妹情况以及户籍地后，学龄段的影响变小（这主要是控制年龄导致的），但是交互项的系数变化很小。作为对比，在省内迁移与留守儿童的估计中，在控制了是否为独生子女、年龄和户籍地等变量后，交互项的系数显著下降且不再显著。与此同时，第(1)和第(2)列中学龄段的系数绝对值大于后两列。这说明跨省迁移中流动家庭在子女入学上面临更强的约束。因此，表3的结果表明，在较强的约束条件下，男孩偏好表现得更加明显。

表3 跨省、省内迁移与学龄儿童流动中的男孩偏好

变量	跨省迁移 vs. 留守		省内迁移 vs. 留守	
	(1)	(2)	(3)	(4)
male	-0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.004 * (0.002)	-0.003 (0.002)
schage	-0.034*** (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.012*** (0.002)	-0.002 (0.003)
male×schage	0.007*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.007** (0.003)	0.002 (0.003)
年龄	否	是	否	是
户籍所在市	否	是	否	是
独生子女	否	是	否	是
观测值	168 239	168 239	173 463	173 463
Adjusted R ²	0.004	0.067	0.000	0.046

注：括号内为异方差稳健标准误，***代表 $p < 0.01$ 、**代表 $p < 0.05$ 、*代表 $p < 0.1$ 。

为了研究具有不同子女数量的流动家庭在子女教育投资上的性别偏好差异，本文基于流动与留守儿童样本，根据这些样本的兄弟姐妹情况做了分组回归。表4报告了使用不同家庭结构样本的回归结果。当只考虑独生子女时，交互项的系数在0.01左右，而且在统计上并不显著。对于非独生子女样本，为了确保家庭中的孩子都是儿童，我们将母亲的年龄限制为20—37岁（这样做主要是为了排除有些儿童的兄弟姐妹年龄较大的情况）。在控制了年龄和户籍地后，回归得到的交互项系数显著为正，学龄段（相较于学龄前）男孩跟随父母迁移的概率比女孩高出1.6个百分点。进一步将样本限制为有男有女的多孩家庭，我们发现学龄段变量以及交互项对迁移均有较大的影响〔第(5)、(6)列〕。特别是，在控制了年龄和户籍地后，学龄段（与学龄前相比）男孩迁移的概率比女孩高3.2个百分点。这说明，有男有女两孩及以上家庭中男孩偏好表现得更加明显。

表 4 兄弟姐妹情况与学龄儿童流动中的男孩偏好

变量	独生子女		非独生子女		有男有女两孩及以上	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
male	-0.005 (0.004)	-0.006 (0.004)	0.002 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.013 (0.008)	-0.022*** (0.008)
schage	-0.023*** (0.005)	-0.006 (0.007)	-0.015** (0.006)	-0.022*** (0.009)	-0.030*** (0.007)	-0.038*** (0.010)
male×schage	0.010 (0.006)	0.008 (0.006)	0.006 (0.008)	0.016** (0.008)	0.021** (0.010)	0.032*** (0.010)
年龄	否	是	否	是	否	是
户籍所在市	否	是	否	是	否	是
观测值	64 787	64 787	39 372	39 372	27 081	27 081
Adjusted R ²	0.001	0.045	0.000	0.074	0.001	0.078

注：在最后四列的回归中，将母亲年龄限制为 20—37 岁，以确保孩子都是儿童，括号内为异方差稳健标准误。*** 代表 $p < 0.01$ 、** 代表 $p < 0.05$ 、* 代表 $p < 0.1$ 。

六、对结果的其他解释

本部分中，我们将给出进一步的证据说明，学龄儿童中男孩更倾向于迁移的事实不是由于儿童性格的性别差异，或是父母更希望与学龄男孩培养感情，又或是婚姻动机等因素导致的。首先，针对流动儿童中男孩比例相对较高的事实，有一种可能的解释是：男孩相对女孩更加调皮，父母不在身边对其学业产生的不良影响更大，因此在进入学龄阶段后被迁移的父母带在身边。另一种解释是：与女孩相比，父母更希望与学龄男孩培养感情，故而将男孩带在身边。为了考察这两种可能性，我们删除了父母都迁移的儿童样本，使分析样本中的留守儿童也有父亲或母亲陪伴，在一定程度上排除了父母更希望与学龄男孩培养感情或男孩更加调皮而带男孩迁移的影响。

表 5 报告了相应的回归结果，性别与学龄段交互项的系数与表 2 相比略有下降 [第 (1)、(2) 列]，在控制了独生子女变量后，交互项系数不再显著 [第 (3) 列]。考虑到家庭结构的影响，我们进一步将样本限定为有男有女的多孩家庭 [第 (4) 列]，所得结果显示，在只有父母一方迁移的情况下，在有男有女的多孩家庭中，学龄男孩更倾向于迁移的结果仍成立。我们在最后一列考察了跨省迁移的情况，也得到了相似的结论。这些结果表明，男孩更

加调皮或是父母为了与学龄男孩培养感情而带其随迁的机制并不能解释小学学龄儿童流动中男孩比例更高的事实。

其次，农村家庭更倾向于带男孩迁移有可能是因为婚姻市场的考虑。Wei and Zhang (2011) 的研究表明，性别偏好带来农村地区的性别比失衡导致男性在婚姻市场上面临竞争压力，有男孩的农村家庭通过储蓄和购房来增强在婚姻市场上的竞争力。同样的，家庭带男孩迁移到城镇地区接受教育也可能对婚姻市场上竞争的反应。

如果婚姻市场的竞争主要来自移民的来源地（假设这些人的婚姻对象都来自户籍所在地），那么我们在表2中的结果即可说明，户籍地的特征无法解释农村家庭迁移中的男孩偏好。表6报告了不控制和控制户籍所在地性别比(sexratio)的具体结果：是否控制来源地的性别比对结果没有显著影响。进一步考察有男有女的多孩家庭与跨省迁移，也得到了一致的结论。当然，如果婚姻市场的范围超出户籍所在地的区域，这里的结果便不能排除婚姻的动机。

表5 子女随迁与性别偏好和教育机会（删除父母都迁移的样本）

变量	全部			有男女两孩及 以上家庭	跨省 vs. 留守
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
male	-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.011** (0.006)	-0.004** (0.002)
schage	-0.024*** (0.003)	-0.015*** (0.004)	-0.011*** (0.004)	-0.023*** (0.007)	-0.009*** (0.003)
male×schage	0.009** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.014** (0.007)	0.005** (0.002)
年龄	否	是	是	是	是
独生子女	否	否	是	—	是
户籍所在市	否	是	是	是	是
观测值	111 710	111 710	111 710	23 174	106 195
Adjusted R ²	0.001	0.030	0.033	0.035	0.047

注：在表2样本的基础上，删除了父母双方都迁移（包括父母状态都未知）的样本，排除了孩子性格差异以及父母更希望和学龄男孩培养感情的影响。在第(4)列中，将母亲年龄限制为20—37岁，以确保孩子都是儿童。括号内为异方差稳健标准误，***代表 $p < 0.01$ 、**代表 $p < 0.05$ 、*代表 $p < 0.1$ 。

表 6 排除户籍地性别比影响的迁移性别偏好

变量	因变量 = 迁移 (是 = 1/否 = 0)				
	全部			有男有女两孩及以上家庭	跨省 vs. 留守
	(1)	(2)	(3)		
male	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.024*** (0.008)	-0.003 (0.002)
schage	-0.039*** (0.002)	-0.007* (0.004)	-0.006* (0.004)	-0.042*** (0.011)	-0.005** (0.003)
male×schage	0.012*** (0.003)	0.007* (0.003)	0.006* (0.003)	0.033*** (0.010)	0.005** (0.002)
sexratio			0.143*** (0.039)	-0.090 (0.121)	0.248*** (0.027)
年龄	否	是	是	是	是
独生子女	否	是	是	—	是
户籍地所在省	否	是	是	是	是
观测值	183 324	183 324	183 324	27 081	168 239
Adjusted R ²	0.002	0.026	0.027	0.037	0.046

注：(1) sexratio 为户籍所在市 0—17 岁儿童的性别比。(2) 在第 (4) 列中，我们将母亲年龄限制为 20—37 岁，以确保孩子都是儿童。(3) 括号内为异方差稳健标准误，*** 代表 $p < 0.01$ 、** 代表 $p < 0.05$ 、* 代表 $p < 0.1$ 。

七、结 论

中国正在经历快速的城市化，城乡移民的数量巨大。由于户籍和教育财政安排等制度原因，流动人口在安排其子女在就业地入学时往往面临较高的成本。这些成本既可能是直接的（如择校费），也可能是间接的——比如家庭为了照顾子女入学而放弃一些好的工作机会（Xing and Wei, 2017）。这使得农村家庭在携带子女迁移时表现出比较明显的性别偏好，即义务教育学龄阶段的女童迁移概率要低于男童。我们通过利用一个类似于双重差分的模型，估计了性别偏好对迁移概率的影响。这种影响实际上反映了家庭在子女教育投资上的性别差异。结果表明，性别偏好使相应学龄阶段的女童迁移概率下降了 1 个百分点左右。如果假定义务教育阶段流动儿童和留守儿童数量为 4 000 万（这很可能是一个保守的数字），本文的估计结果意味着全国有 20 万的农村女童因为性别偏好而没有随父母迁移到城镇地区。而如果不考虑性别差异，

本文的结果也意味着流入地的入学限制很可能导致了大约 160 万左右的农村儿童没有随父母迁移。

女孩的发展问题不仅与个体福利紧密相连，也与后代成长息息相关（Hobcraft, 1993）。无论从个人层面还是家庭、社会发展层面来考虑，都应更多地关注女孩的成长。虽然中国在性别平等上取得了令人瞩目的成绩，女性的教育水平不断提高，但本文的研究表明，不利的制度安排会阻碍女性福利的提升。特别是，家庭在面临较强约束的情况下，性别偏好将更加不利于女性的发展。近年来，一些城市采取限制更多人口流入的政策（熊丙奇，2016），就可能对女孩产生更多不利影响。

流动儿童中过高的男孩比例也可能对男孩和女孩的成长都构成不利影响。有研究表明，当班级中男生人数更多时，男生与女生在数学上的表现都会更差（Hoxby, 2000）。女孩比例的上升会减弱课堂干扰，改善学生间、师生间关系，减轻老师的疲劳，对课堂环境有积极影响，进而可改善男生与女生的认知表现（Lavy and Schlosser, 2011），且女生能从更高的同龄女生比例中获益更多（Black *et al.*, 2013）。由于我国很多地方的流动儿童集中在农民工学校，流动儿童中较高的男孩比例将使其所在班级的男生比例上升，进而对其学业产生不良的影响。

本文的结果表明，增加流入地的教育公共服务有利于流动人口带子女一起迁移，可以对提高其子女的人力资本水平和减少农村家庭人力资本投资上的性别差异起到促进作用。

参 考 文 献

- [1] Almond, D. , H. Li, and S. Zhang, “Land Reform and Sex Selection in China”, NBER Working Paper, 2013, No. 19153.
- [2] Bandyopadhyay, M. , “Missing Girls and Son Preference in Rural India: Looking beyond Popular Myth”, *Health Care for Women International*, 2003, 24 (10), 910-926.
- [3] Barcellos, S. H. , L. S. Carvalho, and A. Lleras-Muney, “Child Gender and Parental Investments in India: Are Boys and Girls Treated Differently?”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2014, 6 (1), 157-189.
- [4] Ben-Porath, Y. , and F. Welch, “Do Sex Preference Really Matter?”, *Quarterly Journal of Economics*, 1976, 90 (2), 285-307.
- [5] Black, S. E. , P. J. Devereux, and K. G. Salvanes, “Under Pressure? The Effect of Peers on Outcomes of Young Adults”, *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (1), 119-153.
- [6] Burgess, R. , and J. Z. Zhuang, “Modernization and Son Preference in People’s Republic of China”, ERD Working Paper, 2002, NO. 20.
- [7] Chen, Y. , H. Li, and L. Meng, “Prenatal Sex Selection and Missing Girls in China: Evidence

- from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound”, *Journal of Human Resources*, 2013, 48 (1), 36-70.
- [8] Chung, W. , and M. Das Gupta, “The Decline of Son Preference in South Korea: The Roles of Development and Public Policy”, *Population and Development Review*, 2007, 33 (4), 757-783.
- [9] Croson, R. , and U. Gneezy, “Gender Differences in Preferences”, *Journal of Economic Literature*, 2009, 47 (2), 448-474.
- [10] Edlund, L. , “Son Preference, Sex ratios, and Marriage Patterns”, *Journal of Political Economy*, 1999, 107 (6), 1275-1304.
- [11] Gneezy, U. , M. Niederle, and A. Rustichini, “Performance in Competitive Environments: Gender Differences”, *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (3), 1049-1074.
- [12] 国家统计局, “2017 年农民工监测调查报告”, 国家统计局官网, 2018 年 4 月 27 日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html.
- [13] Hafeez, N. , and C. Quintana-Domeque, “Son Preference and Gender-Biased Breastfeeding in Pakistan”, *Economic Development and Cultural Change*, 2018, 66 (2), 179-215.
- [14] Hobcraft, J. , “Women’s Education, Child Welfare and Child Survival: A Review of the Evidence”, *Health Transition Review*, 1993, 3 (2), 159-175.
- [15] Hoxby, C. , “Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation”, NBER Working Paper, 2000, NO. 7867.
- [16] Jayachandran, S. , and I. Kuziemko, “Why Do Mothers Breastfeed Girls Less than Boys? Evidence and Implications for Child Health in India”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (3), 1485-1538.
- [17] Laing, D. , *Labor Economics: Introduction to Classic and the New Labor Economics*. W. W. Norton & Company Press, 2011.
- [18] Lavy, V. , and A. Schlosser, “Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3 (2), 1-33.
- [19] Liu, J. , and C. B. Xing, “Migrate for Education: An Unintended Effect of School District Combination in Rural China”, *China Economic Review*, 2016, 40, 192-206.
- [20] Niederle, M. , and L. Vesterlund, “Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete too Much?”, *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122 (3), 1067-1101.
- [21] Qian, N. , “Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance”, *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (3), 1251-1285.
- [22] 乔晓春, “性别偏好、性别选择与出生性别比”,《中国人口科学》, 2004 年第 1 期, 第 14—22 页。
- [23] 全国妇联课题组, “我国农村留守儿童、城乡流动儿童状况研究报告”, 中国经济网, 2013 年 5 月 10 日, http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/201305/10/t20130510_24368366.shtml, 访问时间: 2019 年 8 月 10 日。
- [24] Resosudarmo, B. , and D. Suryadarma, “The Effect of Childhood Migration on Human Capital Accumulation: Evidence from Rural-Urban Migrants in Indonesia”, ANU Working Papers in Trade and Development, 2011, No. 2011/02.
- [25] Sen, A. , “Women’s Survival as a Development Problem”, *Bulletin of the American Academy of Arts and Sciences*, 1989, 43 (2), 14-29.
- [26] Sen, A. , “Missing Women”, *British Medical Journal*, 1992, 304 (6827), 587-588.

- [27] Song, S. , and S. A. Burgard, "Does Son Preference Influence Children's Growth in Height? A Comparative Study of Chinese and Filipino Children", *Population Studies*, 2008, 62 (3), 305-320.
- [28] 宋月萍、谭琳,“男孩偏好与儿童健康的性别差异:基于农村计划生育政策环境的考察”,《人口研究》,2008年第3期,第67—74页。
- [29] Wang, W. , "Son Preference and Educational Opportunities of Children in China—I Wish You Were a Boy!", *Gender Issues*, 2005, 22 (2), 3-30.
- [30] Wei, S. J. , and X. B. Zhang, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China", *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (3), 511-564.
- [31] 韦艳、李树苗、费尔德曼,“中国农村的男孩偏好与人工流产”,《中国人口科学》,2005年第2期,第12—21页。
- [32] 吴晓瑜、李力行,“母以子贵:性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据”,《经济学》(季刊),2011年第10卷第3期,第869—886页。
- [33] 邢春冰、聂海峰,“城里小伙儿遇到农村姑娘:婴儿户口、户籍改革与跨户籍通婚”,《世界经济文汇》,2010年第4期,第1—18页。
- [34] Xing, C. B. , and Y. H. Wei, "Does Migrating with Children Influence Migrants' Occupation Choice and Income?", *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22 (1), 156-172.
- [35] 熊丙奇,“‘以教育控人’让教育公平蒙上阴影”,人民网,2016年10月25日,<http://opinion.people.com.cn/n1/2016/1025/c1003-28804304.html>。
- [36] Xu, H. W. , and Y. Xie, "The Causal Effects of Rural-to-Urban Migration on Children's Well-being in China", *European Sociological Review*, 2015, 31 (4), 502-519.
- [37] Yaquib, S. , "Does Age-at-Migration in Childhood Affect Migrant Socioeconomic Achievements In Adulthood?", MPRA Paper, 2010, No. 27935.
- [38] 郑筱婷、陆小慧,“有兄弟对女性是好消息吗?——家庭人力资本投资中的性别歧视研究”,《经济学》(季刊),2017年第17卷第1期,第277—298页。
- [39] 周钦、袁燕,“家庭基础教育投入决策‘男孩偏好’的理论与实证研究”,《人口学刊》,2014年第3期,第14—24页。

Migration, Son Preference, and Educational Opportunity

YAN SUN CHUNBING XING*

(*Beijing Normal University*)

CARL LIN

(*Bucknell University*)

Abstract We use the 2005 1% Chinese Population Survey data to study how school enrollment restrictions in urban areas combined with son preference affect the educational opportunity of children from rural migrant households. Our results show that although there is no distinct difference in the boy-to-girl ratio between migrant and left-behind children of preschool age, the ratio becomes significantly higher for migrant children than that of those left-behind at primary school age. Our difference-in-differences estimates indicate that high costs of education in urban cities result in a lower probability of migration for girls relative to boys among migrant households.

Key Words migration, son preference, educational opportunity

JEL Classification J13, J16, J61

* Corresponding Author: Chunbing Xing, Business School of Beijing Normal University, NO.19 Xinjiekouwai Street, Haidian District, Beijing, 100875, China; Tel: 86-10-58804087; E-mail: xingchb@bnu.edu.cn.