

随迁还是留守：异地入学门槛对农村流动 人口子女的影响

王 茹 胡竞尹 徐 舒 张吉鹏*

摘 要：在新型城镇化和城乡融合发展的背景下，经济可持续发展亟须提高农村家庭人力资本积累质量，解决流动人口子女入学问题。本文构建了流动人口子女义务教育入学门槛指数。研究发现，入学门槛显著增加了流动人口学龄子女留守概率，能解释留守概率区域差异的 9.2%。入学门槛对于流入一、二线城市，流入地住房或教育价格更高，母亲受教育程度低的流动子女和女孩更为不利。积分制入学缓解了房价的不利影响；2014 年以来的户籍改革降低了留守概率。

关键词：留守儿童；异地入学政策；积分制入学

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.06

一、引 言

留守儿童问题是同时关系到我国经济增长和收入分配的重要问题。一方面，农村留守儿童的受教育水平直接影响到我国未来劳动力的人力资本积累，进而对经济增长水平和增长质量都有不可忽视的作用；另一方面，留守导致城乡人力资本差距扩大，在长期不利于城乡收入差距的下降，也容易在农村地区造成贫困的代际传递。^①

当前我国已经形成了规模庞大的农村留守儿童群体。2015 年我国农村有 4 051 万留守儿童，占全国儿童总数的 15%，同时占全部农村儿童的 29.4%。这意味着每 10 名农村儿童中就有 3 名是留守儿童。^② 农村留守儿童群体的产生，与我国城乡分割的户籍管理体制，以及差异化的公共服务供给机制密切相关（陶然和周敏慧，2012）。长期以来，我国在义务教育阶段实行以户籍为基础的“就近入学”政策。对于流动人口来说，如果其学龄子女无法满足在流入地入学的条件，只能返回户籍地接受教育，致使入学限制成为决定子女是否留守的重要因素之一（徐晓新和张秀兰，2016；吴愈晓和黄超，2016）。2018 年，我国农村户籍学龄儿童中，留守比例高达 51%^③，该数值远超过农村户籍儿童

* 王茹，西南财经大学财政税务学院；胡竞尹、徐舒，西南财经大学经济学院；张吉鹏：山东大学经济学院。
通信作者及地址：徐舒，四川成都温江柳台大道 555 号，611130；电话：18828058076；E-mail: xushu@swufe.edu.cn。
本研究获国家自然科学基金面上项目（72173099、71773095）、中央高校基本科研业务费专项基金（JBK1805007）、招商局慈善基金会、中国人口福利基金会青年学者资助计划资助。

① 现有文献已经证实，留守对农村儿童的成长有多方面的不利影响，如教育获得（陶然和周敏慧，2012；李云森，2013；李庆海等，2014；Zhang et al., 2014）、身体健康（李强和臧文斌，2010；田旭等，2017）、心理健康（吕绍清，2006；叶敬忠等，2006）等。

② 联合国儿童基金会《2015 年中国儿童人口状况》。

③ 数据来源：《2018 年全国教育事业统计公报》。

29.4%的整体留守比例。

由此引申出的一个重要问题是：在当前户籍制度约束下，义务教育阶段的异地入学限制究竟在多大程度上造成了农村流动人口学龄子女的留守，又如何量化其具体影响？对这一问题的回答，一方面有利于从制度层面推动公共教育服务均等化，降低农村留守儿童数量，进而提升我国人力资本积累水平；另一方面，由于子女入学也会反过来作用于父母的流动决策（吴贾和张俊森，2020；张吉鹏等，2020），这一视角也有助于理解异地入学政策在劳动力区域流动与配置机制中的作用。

在实证上准确估计异地入学限制对流动人口子女留守的影响，要解决三个方面的困难。首先，需要一个统一指标量化不同地区流动人口子女入学的难易程度，而当前各地出台的相关政策存在很大差异，缺乏统一的标准；其次，流动务工人员很可能在选择务工城市时就将子女异地入学难度考虑在内，这一典型的样本选择问题会造成估计偏误；最后，各地区出台的异地入学政策会受到当地产业结构、对流动人口劳动力需求等因素的影响，这一内生性问题也会导致普通最小二乘回归系数的偏误。

本文对上述实证难点提出有针对性的解决方案。我们首先搜集整理了2013—2016年152个城市义务教育异地入学的具体政策，量化形成入学门槛指数；其次，结合国家卫生和计划生育委员会（以下简称卫计委，现为国家卫生健康委员会）流动人口动态监测调查数据（CMDS），采用Dahl（2002）的方法纠正了样本选择偏误；最后，通过连续双重差分（DID）的实证设计，克服了入学门槛指标的内生性。实证结果显示，入学门槛指数每单位的上升会使得流动人口学龄子女留守概率增加约2.8%，异地入学政策差异能解释学龄儿童留守概率区域差异的9.2%。进一步的分析表明，一、二线城市入学门槛产生的限制更大，原因在于流入地住房和教育价格强化了这一影响。而“积分制入学”的实施，通过将多样化的家庭因素引入积分规则，缓解了高房价的不利影响。此外，入学限制对母亲受教育程度较低家庭的子女更为不利，并且相较于女孩，男孩留守概率受入学限制影响的弹性更大。

本文的贡献体现在以下三个方面：首先，本文首次构建了量化统一的异地入学门槛指数，综合反映了流动人口子女在异地接受义务教育的难易程度，也提供了对我国义务教育阶段公共教育服务均等化的衡量。其次，文章采用双重差分模型，准确估计了异地入学政策对农村流动人口子女留守概率的影响，首次量化了留守现象背后的制度诱因，是对现有留守儿童领域文献的重要补充。最后，文章对异地入学政策在地区与家庭特征方面的异质性影响进行了广泛讨论，为全面理解各地留守比例的差异提供了重要的地区与家庭层面的解释。^①

文章余下部分安排如下：在第二部分梳理相关文献；第三部分介绍入学门槛指数；第四部分说明数据及描述统计；第五部分汇报并阐释基准实证结果；第六部分进行异质性分析与机制探讨；第七部分总结全文。

^① 吴贾和张俊森（2020）一定程度上探讨了异地入学政策对留守的影响，本文在指标构造和研究视角上与之相区别并互为补充。在指标构造方面，其只利用了要求是否超过“三证”，本文既提取了是否要求各类证件的离散信息，也提取了市场要求连续信息；在研究视角方面，其更多关注对父母迁移的影响，本文集中关注留守与随迁，并在具体政策措施、政策的异质性影响层面提供更多启示。

二、文献综述

与本文研究密切相关的文献主要有两支：一支是讨论影响流动人口子女随迁或留守因素的研究；另一支是对我国异地入学制度及其影响和决定因素的讨论。

已有对子女随迁或留守影响因素直接探讨的研究，大多为基于个案访谈或局部调研的定性分析（吴霓，2004；吕绍清，2006；冯帮，2007；徐晓新和张秀兰，2016）。许召元等（2008）通过问卷调查发现，“打工地学费收费太高”和“没有时间照顾子女”是农民工不愿带孩子到城市就学的最主要原因。宋锦和李实（2014）的实证结果表明户主配偶是否随迁、受教育水平等因素对于子女随迁概率存在显著影响。量化分析留守形成的制度成因的研究还十分有限。陶然等（2011）发现借读费或择校费的收取会增加流动人口子女留守概率。魏东霞和谌新民（2018）验证了城市落户门槛显著提高流动人口子女、尤其是学龄阶段子女留守的概率。柯宓和朱钢（2017）、杨娟和宁静馨（2019）对几个代表性城市进行了研究，分别发现 2006 年新《义务教育法》颁布带来的入学门槛的降低，以及北京 2012 年开始的“以教控人”的政策显著影响了农村流动人口学龄子女的留守概率。吴贾和张俊森（2020）探讨了异地入学限制对农村移民返乡和子女留守决策的影响，本文的结论与其对留守的探讨一致，但在识别策略和关注视角上不同。本文聚焦于异地入学政策的量化分析，在政策细则和异质性影响方面是对已有文献的重要补充。

在异地入学政策方面，受限于地方入学政策存在较大的地区差异性，已有研究集中在对中央政策的梳理上（方媛和姚佳胜，2020；陶圣琴，2010；徐晓新和张秀兰，2016）。尽管中央政策经历了“空白—限制—支持”的发展阶段并取得一定积极成效，但当前异地入学政策仍不足以应对我国人口流动的挑战，加剧了儿童留守、劳动力返乡、随迁儿童只能进入农民工子弟校就读等问题（Chen and Feng, 2013, 2017；段成荣等，2014；段成荣，2015；冯帅章和陈媛媛，2012；吴贾和张俊森，2020）。异地入学制度改革滞后，有着深刻的教育财政（葛新斌，2009；Liang and Chen, 2007；刘俊贵和王鑫鑫，2013；Sieg et al., 2020）、学校管理（Huang, 2020；刘泽云和郭睿，2020）、政策过程和决策体制（徐晓新和张秀兰，2016）等多方面原因。本文在地区异地入学政策的搜集量化，以及实证估计其对留守概率影响方面的工作，有利于从量化分析的视角认识我国各地区义务教育异地入学难度，评估其对留守儿童群体形成的影响，是对这一支文献的重要补充。

与现有文献相比，本文有三个方面的重要区别：一是我们搜集整理的指标直接衡量了各地针对流动人口子女的义务教育入学难易程度；二是该指标直接影响到的是大量农村户籍的流动人口^①；三是在计量方法的处理上，本文充分考虑了人口流动的样本选择问题，同时克服了入学门槛指标自身的内生性问题，估计结果更为准确可信。

^① 魏东霞和谌新民（2018）的研究着眼于落户门槛，由于大量农村户籍流动人口很难在流入地落户，因此落户政策的差异对这类人群影响甚微，而本文关注的入学门槛则会对这类群体产生直接影响。柯宓和朱钢（2017）、杨娟和宁静馨（2019）在城市代表性和具体政策上的探讨有限。

三、流动人口子女入学门槛指数

有关我国流动人口子女义务教育异地入学的宏观方针政策，总体呈现从无到有、从严格到逐渐宽松、从导向型到具体化的发展特征。主要分为四个阶段：第一阶段为 1992 年前，我国没有任何学龄子女在非户籍地入学的相关办法。第二阶段为 1992—2000 年间，明确了学龄子女在非户籍地借读的权利，提出了借读标准，但主要是提供政策导向作用，地方政府及学校拥有较大的操作弹性。第三阶段为 2001—2013 年间，“两为主”政策^①，以及取消流动人口子女学杂费和借读费等政策的实行，使得异地入学规定逐渐明晰化、具体化。第四阶段为 2014 年至今，一方面开始有序放松户籍限制，另一方面提出“两纳入”“两统一”和“钱随人走”的政策^②，大力解决异地入学所面临的财政问题，并提出推动建立以居住证为主要依据的随迁子女入学办法，简化优化入学办理流程 and 证件要求。

尽管中央政策近年来不断具体化和明晰化，但总体上依然发挥的是导向作用，地方政府在实际执行中仍然有较大的操作弹性，导致政策设计与执行之间存在较大的差距（吕绍清，2006；吴愈晓和黄超，2016；徐晓新和张秀兰，2016）。^③从这个角度来看，梳理地方异地入学政策、量化地方异地入学的实际门槛有重要的现实意义。本文通过“北大法宝”、“法律之星”、各级政府官方门户网站、各市“本地宝”网站等，搜集了 2013—2016 年我国各市（县）关于流动人口子女义务教育阶段入学的政策文件总计 984 份，提取了关于入学政策要求的 12 个指标。表 1 汇报了所提取指标的统计特征。

表 1 流动人口子女义务教育阶段入学政策条款

变量	样本量	均值	标准差
地区暂住证	984	0.49	0.499
地区居住证	984	0.39	0.487
计划生育要求	984	0.35	0.478
租、购房证明	984	0.64	0.480
务工证明	984	0.94	0.231
儿童居住证明	984	0.07	0.259
儿童出生证明	984	0.08	0.277
户籍地无监护证明	984	0.11	0.313
户籍地允许外出就读证明	984	0.14	0.347
务工时长（月）	984	9.09	12.004
社保缴纳时长（月）	984	5.86	11.546
居住时长（月）	984	10.45	12.090

注：（1）984 份政策文件包含地级市、直辖市、区县政府的政策。在之后将区县政策指标进行平均，汇总到市级层面。（2）各地区均需提供户口本、身份证，没有地区差异故不单独列出。（3）前 9 行变量“均值”代表要求提供相关证件的政策比例；最后三行变量“均值”代表对相关时长的平均要求。

① “两为主”政策，即解决流动人口子女接受义务教育问题，以流入地区政府管理为主，以全日制公办中小学为主。

② “两纳入”政策，即将农民工随迁子女义务教育纳入各级政府教育发展规划和财政保障范畴。“两统一”即统一城乡义务教育“两免一补”政策，生均公用经费基准定额。“钱随人走”指“两免一补”和生均公用经费基准定额资金随学生流动可携带。

③ 例如，北京市在 2004 年 9 月取消借读费后，部分学校以其他名义继续对流动儿童收取高额费用。

文献中通常采用主成分分析或因子分析的方法,将多个变量降维合成一个综合指标。考虑到表1的基础指标中有大量的0—1虚拟变量,直接使用传统的主成分分析法会导致信息提取不足,造成指标的较大偏误(Landgraf and Lee, 2015)。因此,我们使用非线性主成分分析法(Convex Logistic PCA)提取数据信息,并借鉴Diamond (2016)的思路,分两步构建本文的入学门槛指数。具体步骤如下:

第一步,使用Convex Logistic主成分分析法对表1中的0—1虚拟变量进行主成分提取,依据特征根大于1的原则,提取出两个主成分。这两个主成分能解释原始指标信息的87%,并且是连续指标。

第二步,将第一步提取出的两个主成分和表1中的三个连续指标一起,进行传统线性主成分分析,提取特征根大于或接近1的主成分,并根据特征根大小加权,得到本文的义务教育异地入学门槛指数(以下简称入学门槛指数)。

依照上述方法,我们最终计算得到的入学门槛指数共涵盖152个城市,其中有147个城市出现至少三期,仅5个城市出现两期或一期。不同年份所包含的城市样本较为一致,避免了不同年份代表性不一致的问题。需要说明的是:(1)吴贾和张俊森(2020)也考察了异地入学政策,本文与之相较利用到了变异性较大的连续时长变量信息,在指标构造上更为全面。(2)本文的异地入学门槛指数,无法反映政策文件以外的相关信息,例如:证件在不同城市获取难度的差异、地方政府和学校的“操作弹性”,以及包括租房成本在内的其他相关经济因素等。在后文的实证部分,我们将对这一问题进行进一步讨论。

图1展示了2013—2016年间城市入学门槛指数各年均值与标准差。从时间趋势上看,门槛指数的均值与标准差均在2014年增加,随后逐年递减,与我国2014年中央提出“两纳入”,2015年提出“两统一”和“钱随人走”的政策相一致。^①

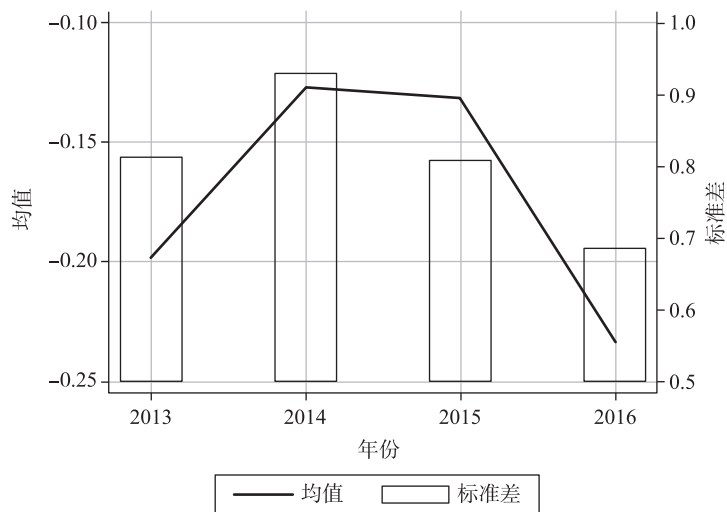


图1 2013—2016年入学门槛指数时间趋势

^① 2014年提出的“两纳入”政策,明确了流入地对随迁子女义务教育的财政职责。地方政府可能出于教育财政压力的考虑,提升了义务教育入学门槛。2015年中央提出“两统一”的要求和“钱随人走”的政策,对于义务教育财政压力有所缓解。

图2根据2013—2016年城区常住人口规模，将样本城市分为一线、二线和和其他城市分别查看入学门槛指数的时间趋势。^①可以看到，一、二线城市入学门槛的趋势有别于其他城市，尤其是一线城市的异地入学难度持续上升。原因在于，2014年开始的户籍制度改革要求严格限制特大城市人口规模^②，因此北京、上海等地区不断提高流动人口子女入学门槛，试图以教控人（杨娟和宁静馨，2019）。

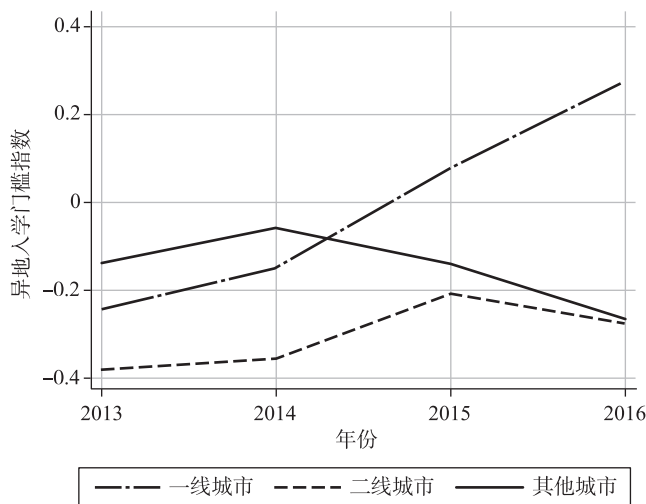


图2 2013—2016年各线城市入学门槛指数时间趋势

四、数据与描述统计

本文使用的数据主要包括构造的入学门槛指数和2013—2016年全国流动人口动态监测调查数据（以下简称监测数据），同时从《中国城市统计年鉴》和CEIC数据库提取了城市特征的相关指标。本文的数据处理以子女为观测点，根据研究目的对样本进行清理后，所得样本数量为124 782。^③所有名义变量均以2005年为基期进行了价格平减。

确定留守儿童样本是明确本文研究对象的关键，而留守儿童的定义在学界一直存在争论。^④本文借鉴吕绍清（2006）、陶然和周敏慧（2012）的做法，采取更为保守的定义，将与父母双方同时分离的儿童定义为留守儿童，并只保留父母均为农村户籍流动人口的家庭样本。^⑤图3按照年龄、性别展示了农村流动人口子女留守比例。总体而言，留守概率随年龄增长而上升，并且增长速度在5岁、11岁之后加快。样本总体留守比例为0.405，学龄子女的留守比例为0.438。

① 各线城市划分标准详见后文。

② 2013年《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》。

③ 保留父母年龄在20—60岁之间、均持有农村户籍且跨市流动，年龄在2—15岁之间的子女样本，并将样本限制在父母首次流入时间在10年以内、一个月内有就业收入、非单亲家庭范围。此外剔除了家庭月收入在200元以下或10万元以上，观测值小于100的城市样本。我们还尝试了限定最低流动年限、剔除低于地区最低工资的家庭样本，实证结果稳健。

④ 关于这一定义の詳細讨论见陶然和周敏慧（2012）。

⑤ 该定义方式也与当前国家统计局的定义口径一致。后文的稳健性检验发现，本文的实证结果不受对留守儿童定义方式的影响。

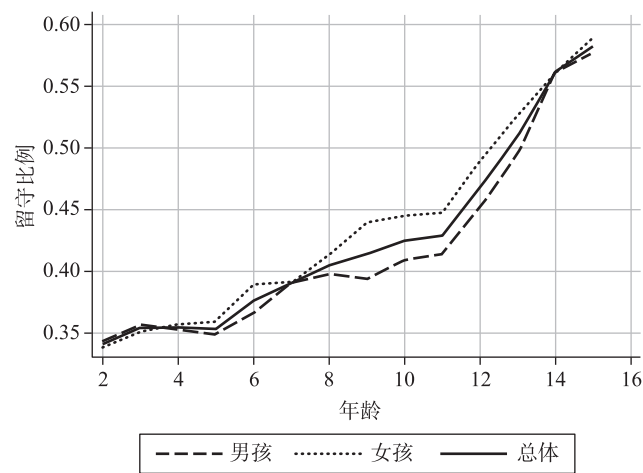


图 3 样本各年龄段男孩、女孩留守比例

表 2 为样本的描述统计。样本范围内农村流动人口子女平均年龄约为 7 岁半，6—15 岁样本占 63%，女孩比例为 44%。流入城市的总体经济发展水平较高、人口规模较大且教育资源较丰富。此外，入学门槛的标准差较大，表明样本城市的异地入学政策存在较大差异，为计量模型的参数识别提供了数据基础。

表 2 样本描述统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准差
个体、家庭特征				
<i>left_behind</i>	留守：1；随迁：0	124 782	0.405	0.491
<i>school_age</i>	到达法定入学年龄（6 岁）：1	124 782	0.626	0.484
<i>female</i>	女孩：1；男孩：0	124 782	0.444	0.500
<i>age</i>	小孩年龄	124 782	7.393	3.819
<i>age_f</i>	父亲年龄	124 782	35.00	5.638
<i>age_m</i>	母亲年龄	124 782	33.05	5.556
<i>ln_income</i>	家庭月总收入的对数	124 782	8.496	0.454
<i>num_children</i>	家庭子女个数	124 782	1.743	0.771
<i>edu_f</i> :	父亲文化程度:			
<i>primary</i>	小学及以下	124 782	0.115	0.319
<i>middle</i>	初中	124 782	0.665	0.472
<i>high</i>	高中/中专	124 782	0.183	0.387
<i>college</i>	大专及以上	124 782	0.037	0.187
<i>edu_m</i> :	母亲文化程度:			
<i>primary</i>	小学及以下	124 782	0.169	0.375
<i>middle</i>	初中	124 782	0.657	0.475
<i>high</i>	高中/中专	124 782	0.148	0.355
<i>college</i>	大专及以上	124 782	0.026	0.159

(续表)				
变量名	变量含义	样本量	均值	标准差
城市特征				
<i>score</i>	入学门槛指数	281	0.0465	1.060
<i>ln_pop</i>	市年末人口数（万人）的对数	281	6.155	0.631
<i>ln_gdp</i>	市人均生产总值（元）的对数	281	11.27	0.597
<i>ln_nums</i>	全市小学（所）的对数	281	6.100	0.797
<i>stu_tea</i>	全市小学生师比	281	18.94	2.852
<i>ln_hprice</i>	商品住宅销售价格（元）对数	281	8.710	0.620

注：表格中个体、家庭变量的统计量，均采用了流动人口监测数据提供的权重进行加权。在将入学门槛指数与监测数据进行匹配后，所得样本涵盖 281 个“城市×年”层面的观测。CMDS 每年调查的城市样本存在略微变动，对数据进行清理和匹配后所得数据覆盖的城市在不同年份上存在差异，我们在后续的回归分析中控制了“城市×年”层面的固定效应，因而这一特征对于实证分析不会造成影响。

五、实证分析

（一）实证方法

如前文所述，要准确估计入学门槛对流动人口学龄子女留守的影响，本文的实证设计需要解决两个方面的内生性问题：一是入学门槛指数本身与当地潜在经济发展水平及劳动力需求相关带来的联立性偏误；二是劳动者区域选择带来的样本选择偏差。本文先重点讨论如何消除联立性偏误；在后文的稳健性检验部分，进一步讨论样本选择偏差的纠正。

由于义务教育异地入学门槛只影响学龄子女，因此在特定城市内部，学龄和非学龄子女两个群体留守概率的差异，就提供了入学门槛影响流动人口学龄子女留守的基本信息。而上述差异中随子女年龄自然增长的部分，可以通过不同城市间的比较和控制子女年龄来消除。更重要的是，由于学龄和非学龄子女的比较是在特定时点和城市内部进行，这意味着造成联立性偏误的城市时变异质性不影响本文关键参数的识别。上述思想可以由如下连续双重差分（DID）模型表示：

$left_behind_{ict} = \lambda_0 + \gamma school_age_{ict} \times score_{ct} + X_{ict}\beta + \lambda_a + \lambda_c + \lambda_t + \lambda_{ct} + \lambda_p + \epsilon_{ict}$ ，（1）

其中下标 *i* 代表子女，*c* 代表父母当前流入的城市，*p* 代表户籍所在省份，*t* 代表受访年份，*a* 代表子女年龄。*left_behind* 为虚拟变量，当子女留守在户籍地时该变量取值为 1，随迁时取值为 0。*school_age* 是指代子女是否为学龄子女的虚拟变量。我国规定年满 6 岁的儿童需依法接受义务教育，因此当子女年龄在 6 周岁及以上时该变量取值为 1，否则为 0。流入地入学门槛指数 *score* 与是否为学龄儿童的交互项系数 γ ，是本文的关注系数，衡量了义务教育入学门槛对学龄子女留守概率的影响。^① λ_a 表示年龄固定效应，控

① 感谢匿名审稿专家的提醒。由于幼儿园阶段与义务教育阶段异地入学难度正相关，因此本文识别的是真实处理效应的下界。

制子女留守概率随年龄变化的规律; λ_c 和 λ_t 分别是城市、时间固定效应。

λ_{ct} 是模型中的关键控制变量,表示流入市不可观测的时变特征。该控制变量的引入消除了联立性偏误,保证了 DID 交互项的比较是在“城市 \times 时间”内部进行。 λ_p 表示样本户籍所在省份的固定效应。 X_{ict} 为表 2 列出的一系列控制变量。考虑到同一城市的流动人口之间存在较强相关性,本文均汇报市级聚类稳健标准误。

(二) 基准回归结果

表 3 汇报了基于估计方程(1)的回归结果。第(2)—(4)列相继加入了父母受教育程度、地区经济和教育资源特征作为控制变量。第(5)列控制了流入城市随年份变化的固定效应 λ_{ct} ,以控制流入城市不可观测的时变异质性与入学门槛的相关性。结果显示,在不同的模型设定下,本文关注的 DID 交互项的系数变化很小,回归结果非常稳健。

从参数估计结果可以看出,入学门槛指数每单位的提升,会使得流动人口学龄子女的留守概率增加约 2.8%。举例来说,2014 年宁波市入学门槛(0.52)大约高出南昌市(−0.51)1 个单位。样本范围内,各城市农村流动人口学龄子女留守概率的标准差为 0.32,入学门槛指数的标准差为 1.06。根据换算,异地入学政策差异常能解释学龄儿童留守概率区域差异的 9.2%。^①

表 3 流入地入学门槛对学龄子女留守的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>score</i>	0.010 (0.023)	0.010 (0.024)	0.003 (0.026)	0.004 (0.026)	
<i>score</i> \times <i>school_age</i>	0.028*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.028*** (0.007)
父母受教育程度		控制	控制	控制	控制
城市经济特征			控制	控制	
城市教育资源特征				控制	
<i>residential city</i> \times <i>year-FE</i>					控制
<i>constant</i>	1.283*** (0.087)	1.235*** (0.089)	4.958*** (0.828)	5.843*** (1.002)	1.257*** (0.086)
样本量	124782	124782	124782	124782	124782
<i>R</i> ²	0.091	0.094	0.094	0.094	0.104

注:均控制了子女性别、民族、父母年龄、家庭子女数量、家庭收入,以及年龄、年份、户籍省、流入市的固定效应。括号内为市级聚类稳健标准误,*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平上显著。之后表格的标准误设定相同,不再赘述。

接下来我们结合政策细则,深入探讨具体要求对留守概率的影响,加深对各地入学政策的理解。同时,从具体入学要求出发的量化分析,也有助于说明基准结果的稳健性。

从入学需提交的证件来看,“三证”获取难度较低:父母的户口簿、暂住证和外来

① 计算方式:1.06 \times 0.028/0.32=0.092。

务工证明。剩下的 54% 城市则要求额外提供租购房、社保缴纳等方面的证明，增加了异地入学难度。我们将等式（1）中的 *score* 替换为是否要求“三证”以外的证明（*over3_req*）进行回归。表 4 显示，对于流入地入学要求超过“三证”的地区，农村流动人口学龄子女的留守概率显著较其他地区高 5%。

在各类证件中，居住证因与公共服务供给挂钩（张吉鹏和卢冲，2019），获取难度总体较高，尤其是在流动人口占比高、公共服务供需紧张的地区。^① 我们将流入地是否要求提供居住证（*resid_cer*）引入回归中，考察其对流动人口学龄子女的影响。表 4 第（2）列显示，对居住证的要求使流动人口学龄子女留守概率上升了 4.9%。

表 4 流入地入学政策证件要求

	要求是否多于“三证” (1)	是否要求居住证 (2)
<i>over3_req</i> × <i>school_age</i>	0.050*** (0.013)	
<i>resid_cer</i> × <i>school_age</i>		0.049*** (0.013)
样本量	124 782	124 782
<i>R</i> ²	0.104	0.104

注：未展示的控制变量及固定效应与表 3 第（5）列相同。

除了证件数量以外，入学政策还与时长要求挂钩。我们按照父母双方是否至少一方达到各类时长要求对样本进行分类，引入时长要求与 *school_age* 的交互项进行回归。^② 表 5 显示，对于未达到要求的家庭，工作和社保时长要求显著提升了子女的留守概率，对于达到要求的家庭则不存在这一限制，居住时长的回归结果不同，可能是因为居住时长的认证较难核实，并且部分城市明确提出严格执行工作时长和社保缴纳时长要求。

表 5 流入地入学各类时长要求

	工作时长要求		社保时长要求		居住时长要求	
	未达到 (1)	达到 (2)	未达到 (3)	达到 (4)	未达到 (5)	达到 (6)
<i>wlength</i> × <i>school_age</i>	0.034* (0.018)	0.014 (0.009)				
<i>slength</i> × <i>school_age</i>			0.047*** (0.017)	0.010 (0.007)		
<i>rlength</i> × <i>school_age</i>					0.048 (0.030)	0.010 (0.017)
样本量	10 915	113 867	7 712	117 070	7 712	117 070
<i>R</i> ²	0.120	0.098	0.118	0.098	0.116	0.098

注：未展示的控制变量及固定效应与表 3 第（5）列相同。

① 顾海英等（2011）对上海市外来农民工进行抽样调查，发现外来农民工的在读子女中只有 22% 左右在上海就读，其中一个重要的原因在于居住证的限制。

② 因为入学政策往往要求父母双方中一方达到要求即可。

上述分析表明,各城市的入学政策细则显著影响流动人口学龄子女的留守概率。由于我们利用主成分分析法提取的入学门槛指数,有利于提取各项要求中的有效信息,全面衡量异地入学难易程度,因此本文在之后以 *score* 指标为基准来进行进一步的稳健性与异质性分析。

(三) 稳健性分析

1. 平行趋势检验

双重差分模型的基本假设有两点:一是政策外生,二是政策组与控制组要满足平行发展趋势。如前文所述,地区入学政策不会因子女年龄而存在差异,同时在控制了地区时变特征 λ_{ct} 的情况下,联立性偏误得以消除,因此本文的入学门槛指标可以认为是外生的。在本文的环境下,要说明满足平行趋势,需要证明在达到入学年龄以前,流动人口子女的留守概率在年龄上的变动,和所在地区入学的难易程度没有关系。通过在等式(1)中引入年龄虚拟变量与入学门槛指数的交互项,可以检验平行趋势假定是否满足。回归设定如下:

$$left_behind_{ict} = \alpha_0 + \gamma_a age_{ict} \times score_{ct} + X_{ict} \beta + \lambda_a + \lambda_c + \lambda_t + \lambda_{ct} + \lambda_p + \epsilon_{ict}, \quad (2)$$

其中 *age* 为 2—15 岁一系列年龄虚拟变量,其余变量设定与等式(1)一致。图 5 展示了根据式(2)估计的以 6 岁样本为基准组的系数 γ_a 。结果显示,在 6 岁之前,年龄虚拟变量与入学门槛指数的交互项系数显著小于 0,表明入学门槛指数对学龄前子女留守概率的影响显著小于学龄子女。当子女达到学龄后,入学门槛指数的影响显著提升。但在 6 岁之后,入学限制对 7—15 岁子女留守概率的影响与 6 岁子女没有显著差异,因此可以满足平行趋势假定。

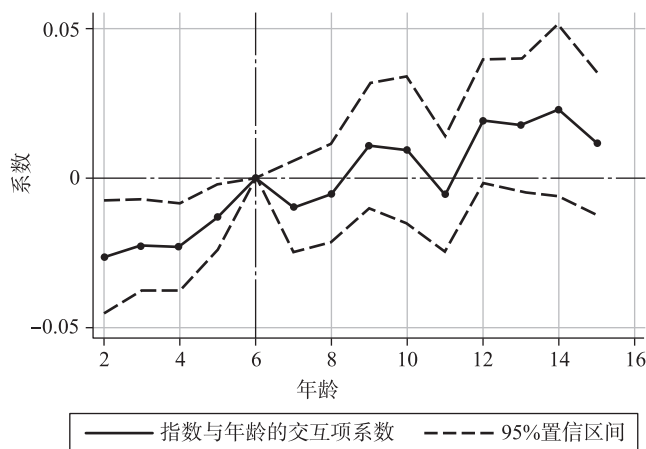


图 4 平行趋势检验

2. 纠正样本选择偏误

影响本文结论可信度的另一个因素是样本选择偏差。当父母预期到流入市的异地入学门槛过高,子女无法接受到良好教育时,可能会改变流动地区。在此情况下,OLS 估计的是内延边界(intensive margin)效应,而忽略了外延边界(extensive margin)的影响,此时估计得到的数值可以认为是入学门槛对学龄儿童留守作用的下界。我们采用 Dahl (2002) 的方法克服该样本选择偏误:利用非参数手段估计出不同特征家庭选择外出务工,以及选择不同务工流入地的概率(*pr*),并通过在回归等式(1)中控制该概率

的多项式来修正样本选择偏误。

我们使用 2010 年和 2015 年人口普查数据，以及 CMDS 数据计算 pr 以纠正样本选择偏误。表 6 前两列显示，交互项系数略高于基准回归结果，概率项系数显著，存在一定的样本选择问题。根据上述分析，在克服样本选择偏误后，交互项系数会有所增大。但总体而言，系数差距较小，表明估计结果非常稳健。在之后的实证分析中，我们均将样本选择偏误（根据人口普查数据计算流动概率）考虑在内，汇报修正后的结果。

表 6 克服样本选择偏误、改变留守定义和处理组年龄段的回归结果

变量	克服样本选择偏误 (人口普查)	克服样本选择偏误 (CMDS)	以与父母一方 分离定义留守	处理组年龄段 为 6—12 岁
	(1)	(2)	(3)	(4)
$score \times school_age$	0.029*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.027*** (0.007)	0.028*** (0.007)
pr	-0.403** (0.180)	-3.136*** (0.663)	-0.514*** (0.161)	-0.358** (0.168)
pr^2	1.169** (0.547)	66.144*** (14.680)	1.456** (0.568)	0.961* (0.516)
pr^3	-1.082** (0.509)	-282.985*** (73.228)	-1.315** (0.606)	-0.882* (0.468)
样本量	124 782	124 782	138 675	107 130
R^2	0.104	0.105	0.112	0.092

注：未展示的控制变量及固定效应与表 3 第（5）列相同。

3. 改变留守定义和处理组年龄段

由于对留守儿童的定义尚存在争议，我们将与父母当中一方分离的子女也定义为留守儿童进行再估计。根据表 6 第（3）列，此时入学门槛的影响略低于基准结果。原因在于如果父母当中仅一方流动，出于照料成本、入学等因素的考虑，子女几乎都会留守在户籍地，另一方流入地的异地入学政策影响减弱。^①

基准回归样本涵盖了义务教育阶段的小学及初中。严格来说，以户籍为主要依据的“就近入学”政策被公立小学普遍采用，但初中通常会通过特长生入学等其他途径招收学区之外的学生（冯皓和陆铭，2010）。我们将样本限制在 2—12 岁，即排除了年龄在初中阶段的样本，重新估计了式（1）。表 6 第（4）列显示，交互项系数与前两列差异很小，表明估计几乎不受处理组年龄段定义的影响。

六、异质性分析

我们基于以下思路进行异质性分析：首先，我国 2014 年加快户籍改革使得大部分

^① 样本数据显示，对于父母仅一方流动的家庭，子女留守比例达 93.4%；对于父母双方流动的家庭，子女留守比例为 42.5%。

城市的落户限制降低,部分流动人口子女得以转化为本地儿童,为本文的识别提供了准自然实验环境;其次,我们考察住房价格、教育成本等重要城市特征,以及近年来最重要的制度创新——“积分制入学”的影响;最后,我们关注家庭特征方面的异质性,以提供更多维度的讨论并与现有文献呼应。

(一) 户籍改革

基于式(1),我们将入学门槛指数替换为标识2014年户籍改革前后(*hk_reform*)的虚拟变量。考虑到改革的时滞性和入学时间的安排,2015年及之后样本的*hk_reform*取值为1,否则为0。表7第(1)列显示,在户籍改革后,学龄儿童相对于学龄前儿童的留守概率有所降低。并且后两列显示,一、二线城市这一趋势并不明显,因为此次户籍改革要求严格控制超大城市的人口规模,城市落户门槛没有降低(张吉鹏和卢冲,2019)。第(4)、(5)列分别展示了户改前后入学门槛指数的影响。无论是从二次交互项系数大小还是显著性上,户改之后均有所降低。因此,借助户籍改革这一自然实验,本文侧面验证了义务教育阶段异地入学难度对农村流动人口子女留守概率的影响。

表 7 户籍改革与入学限制

	总样本	一、二线城市	其他城市	户籍改革前	户籍改革后
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>hk_reform</i> × <i>school_age</i>	−0.024*	−0.022	−0.031**		
	(0.014)	(0.019)	(0.015)		
<i>score</i> × <i>school_age</i>				0.029***	0.023*
				(0.010)	(0.012)
样本量	124 782	85 853	38 929	68 246	56 536
<i>R</i> ²	0.104	0.106	0.104	0.100	0.115

注:未展示的控制变量及固定效应与表6第(1)列相同。

(二) 流入市特征

我们按照城区常住人口规模进行城市级别的划分^①,并引入其三次交互项。表8的第(1)列显示,异地入学门槛对一、二线城市流动人口子女留守概率的影响,显著高于其他城市。作为流动人口主要聚集地的一、二线城市,异地入学门槛对农村流动人口子女随迁的限制更大,突出了当前一、二线城市异地入学政策改革的必要性。

造成上述异质性影响的重要因素包括流入地的居住和教育成本。表8第(2)–(5)列显示,流入地的住房(*ln_hprice*)和教育价格(*e_price*)强化了入学门槛指数对留守的影响,在食物和衣服价格方面则没有体现出显著的异质性。在第(6)列,我们将样本按照收入从低到高分分为3组,引入其三次交互项回归发现,异地入学限制对低收入家庭的影响更高,一定程度上验证了流动人口因流入地住房和教育成本较高而选择让子

① 我们按照城区常住人口数量将城市划分为一、二线和其他城市(张吉鹏和卢冲,2019)。其中一线城市包含“北上广深”,二线城市主要是省会城市、东部地区经济强市或经济发达地区的区域性中心城市。

女留守的机制。^①

在流动人口子女义务教育问题上，“积分制入学”被认为是“两为主”政策实施以来最重要的制度创新。流动人口子女根据积分排序由高到低派发学位，地方政府自主设定积分规则。一个重要特征是，地方政府往往将父母受教育程度等综合因素纳入积分规则（王毅杰和卢楠，2019），一定程度上缓解了住房产权在学位派发中的绝对优势（有房产的家庭子女先于租房家庭子女派发学位，“租住不同权”）。我们将流入地是否实行积分入学（*point_acc*）、住房价格与是否达到学龄的三次交互项引入式（1）进行回归。表 8 最后一列显示，三次交互项系数显著为负，表明积分制入学通过更灵活的制度安排，降低了高房价对流动人口学龄子女留守的不利影响。

表 8 流入市特征的异质性分析

	城市 级别 (1)	住房 价格 (2)	食物 价格 (3)	衣服 价格 (4)	教育 价格 (5)	收入 分组 (6)	积分 入学 (7)
$1^{st} city_tier \times score \times school_age$	0.037*** (0.014)						
$2^{nd} city_tier \times score \times school_age$	0.037*** (0.013)						
$\ln_hprice \times score \times school_age$		0.053*** (0.010)					
$f_price \times score \times school_age$			0.001 (0.002)				
$c_price \times score \times school_age$				0.001 (0.002)			
$e_price \times score \times school_age$					0.001* (0.001)		
$2_{nd}incg \times score \times school_age$						-0.017** (0.008)	
$3_{nd}incg \times score \times school_age$						-0.020** (0.009)	
$\ln_hprice \times point_acc \times school_age$							-0.102*** (0.021)
样本量	124 782	124 782	83 146	83 146	83 146	124 782	124 782
R^2	0.105	0.105	0.109	0.109	0.109	0.106	0.105

注：（1）未展示的控制变量和固定效应在表 6 第（1）列基础上，增加了相应的二次交互项。（2）食物、衣服、教育价格指数来源于《中国价格统计年鉴》，由于只包含 36 个大中城市，因此第（3）—（5）列样本量减少。

（三）父母受教育程度与子女性别

我们在式（1）的基础上，引入父母是否拥有高中及以上学历（*highsch_f*，*highsch_m*）

① 关于影响机制的更多分析留存备案。

的三次交互项，探讨入学政策在父母受教育程度上的异质性影响。表 9 显示，母亲如果拥有高中及以上学历，会显著降低异地入学政策对子女随迁的限制，可能由于母亲在家庭分工中承担了更多家庭事务（Kleven et al., 2019）。受教育程度高的母亲对子女教育更为关心，也具备辅导子女的能力，会更倾向于将子女带在身边而非留守。

表 9 的后两列对男孩、女孩样本分别进行回归估计。结果表明，入学门槛对男孩的限制大于女孩。这意味着，当入学门槛降低时，男孩留守比例下降的幅度大于女孩（柯宓和朱钢，2017）。这一现象可能是源于我国“重男轻女”的性别偏好，家庭更倾向于将男孩带在身边，因此男孩留守概率对入学门槛的弹性更大。^①

表 9 父母受教育程度与子女性别异质性分析

	父母受教育程度	男孩样本	女孩样本
	(1)	(2)	(3)
$highsch_f \times score \times school_age$	-0.005 (0.013)		
$highsch_m \times score \times school_age$	-0.020** (0.010)		
$score \times school_age$		0.031*** (0.008)	0.027*** (0.008)
样本量	124 782	69 347	55 435
R^2	0.104	0.109	0.105

注：未展示的控制变量和固定效应在表 6 第（1）列基础上，增加了相应的二次交互项。

七、结 论

降低农村留守儿童比例、扭转农村儿童群体弱势地位，既关系到我国人力资本积累升级与经济发展，也关系到城乡收入差距的改善和农村贫困代际传递陷阱的破除。本文首次搜集量化了 2013—2016 年各城市义务教育阶段的异地入学政策，结合卫计委流动人口动态监测数据，估计了异地入学难易程度对农村流动人口学龄子女留守概率的影响，从制度层面对各地农村流动人口子女留守比例的差异提供了重要的解释。

研究结果表明，义务教育阶段异地入学限制，对流动人口学龄子女的留守概率具有显著正向影响，异地入学政策差异常能解释学龄儿童留守概率区域差异的 9.2%。深入分析表明，一、二线城市入学限制产生的影响更强；流入地住房和教育价格强化了入学限制对学龄儿童留守的影响，而“积分制入学”的实施通过将父母学历等因素引入积分规则缓解了住房价格的不利影响。

本文的研究结论意味着当前各地区实行的异地入学限制，阻碍了农村儿童向城市流动，增加了其被迫留守的概率。在户籍改革不断推进的同时，如何优化公共资源供给格局，以简化甚至去除地区入学政策细则中的居住证、社保缴纳时长等要求，是推动

① 根据图 3，女孩的留守比例几乎平均高于男孩，并且这一差异在达到学龄后更大。该实证结果也意味着农村女孩更难以从入学限制降低的改革中获益。

教育制度改革、解决农村留守儿童问题的重要议题。同时,为低收入家庭提供住房补贴,推动包含积分入学在内的教育制度创新,通过政策设计加强对受教育程度低的家庭以及女孩的关注,有利于推动公共教育资源均等化,进而逐步降低留守儿童比例,在长期实现教育公平以及城乡人力资本的均衡、高质量发展。

参考文献

- [1] Chen, Y., and S. Feng, "Access to Public Schools and The Education of Migrant Children in China", *China Economic Review*, 2013, 26, 75-88.
- [2] Chen, Y., and S. Feng, "Quality of Migrant Schools in China: Evidence from a Longitudinal Study in Shanghai", *Journal of Population Economics*, 2017, 30, 1007-1034.
- [3] Dahl, G. B. "Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets", *Econometrica*, 2002, 70 (6), 2367-2420.
- [4] Diamond, R., "The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980-2000", *American Economic Review*, 2016, 106 (3), 479-524.
- [5] 段成荣, "我国流动和留守儿童的几个基本问题", 《中国农业大学学报(社会科学版)》, 2015年第32卷第1期, 第46—50页。
- [6] 段成荣、吕利丹、王宗萍, "城市化背景下农村留守儿童的家庭教育与学校教育", 《北大教育评论》, 2014年第12卷第3期, 第13—29页。
- [7] 方媛、姚佳胜, "我国流动儿童教育政策变迁逻辑及未来展望", 《当代教育科学》, 2020年第1期, 第77—82页。
- [8] 冯帮, "我国农民工子女教育问题产生的北京分析", 《江西教育科研》, 2007年第4期, 第52—54页。
- [9] 冯皓、陆铭, "通过买房而择校: 教育影响房价的经验证据与政策含义", 《世界经济》, 2010年第12期, 第89—103页。
- [10] 冯帅章、陈媛媛, "学校类型与流动儿童的教育——来自上海的经验证据", 《经济学》(季刊), 2012年第11卷第4期, 第1455—1476页。
- [11] 葛新斌, "'两为主'政策中的政府投入责任探析", 《教育发展研究》, 2009年第2期, 第1—5页。
- [12] 顾海英、史清华、程英、单文豪, "现阶段'新二元结构'问题缓解的制度与政策——基于上海外来农民工的调研", 《管理世界》, 2011年第11期, 第55—65页。
- [13] Huang, Z., "Peer Effects, Parental Migration and Children's Human Capital: A Spatial Equilibrium Analysis in China", 2020, *Working Paper*.
- [14] 柯宓、朱钢, "城市公办学校就读门槛降低对农民工子女随迁的影响——基于样本城市自然实验的分析", 《经济问题》, 2017年第4期, 第50—56页。
- [15] Kleven, H., C. Landais, and J. E. Sogaard, "Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11 (4), 181-209.
- [16] Landgraf, A. J., and Y. Lee, "Dimensionality Reduction for Binary Data through the Projection of Natural Parameters", 2015, *Working Paper*.
- [17] Liang, Z., and Y. Chen, "The Educational Consequences of Migration for Children in China", *Social Science Research*, 2007, 36 (1), 28-47.
- [18] 李强、臧文斌, "父母外出对留守儿童健康的影响", 《经济学》(季刊), 2010年第10卷第1期, 第341—360页。
- [19] 李庆海、孙瑞博、李锐, "农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析", 《中国农村经济》, 2014年第10期, 第4—20页。
- [20] 李云森, "自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究", 《经济学》(季刊), 2013年第12卷第3期, 第1027—1050页。

- [21] 刘俊贵、王鑫鑫,“农民工随迁子女义务教育经费保障问题及对策研究”,《教育研究》,2013年第34卷第9期,第72—77页。
- [22] 刘泽云、郭睿,“流动儿童对本地儿童学习成绩的影响——基于CEPS数据的分析”,《北京大学教育评论》,2020年第18卷第4期,第71—102页。
- [23] 吕绍清,“农村儿童:留守生活的挑战——150个访谈个案分析报告”,《中国农村经济》,2006年第1期,第49—56页。
- [24] Sieg, H., C. Yoon, and J. Zhang, “The Impact of Local Fiscal and Migration Policies on Human Capital Accumulation and Inequality in China”, *International Economic Review*, 2023, 64 (1), 57-93.
- [25] 宋锦、李实,“农民工子女随迁决策的影响因素分析”,《中国农村经济》,2014年第10期,第48—61页。
- [26] 陶然、孔德华、曹广忠,“流动还是留守:中国农村流动人口子女就学地选择与影响因素考察”,《中国农村经济》,2011年第6期,第37—44页。
- [27] 陶然、周敏慧,“父母外出务工与农村留守儿童学习成绩——基于安徽、江西两省调查实证分析的新发现与政策含义”,《管理世界》,2012年第8期,第68—77页。
- [28] 陶圣琴,“政府在农民工子女义务教育中的责任”,《现代教育管理》,2010年第6期,第18—21页。
- [29] 田旭、黄莹莹、钟力、王辉,“中国农村留守儿童营养状况分析”,《经济学》(季刊),2017年第17卷第1期,第247—275页。
- [30] 王毅杰、卢楠,“随迁子女积分入学政策研究——基于珠三角、长三角地区11个城市的分析”,《江苏社会科学》,2019年第1期,第69—79页。
- [31] 魏东霞、湛新民,“落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于2014年全国流动人口监测数据的实证研究”,《经济学》(季刊),2018年第17卷第2期,第549—577页。
- [32] 吴贾、张俊森,“随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给”,《经济研究》,2020年第11期,第138—155页。
- [33] 吴霓,“农村留守儿童问题调研报告”,《教育研究》,2004年第10期,第15—18页。
- [34] 吴愈晓、黄超,“基础教育中的学校阶层分割与学生教育期望”,《中国社会科学》,2016年第4期,第111—134页。
- [35] 邢春冰、贾淑艳、李实,“教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响”,《经济研究》,2013年第11期,第114—126页。
- [36] 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—207页。
- [37] 许召元、高颖、任婧玲,“农民工子女就学地点选择的影响因素分析”,《中国农村观察》,2008年第6期,第12—20页。
- [38] 杨娟、宁静馨,“以教控人是否有效?——基于北京、上海两地抬高随迁子女入学门槛政策的比较分析”,《教育与经济》,2019年第1期,第65—74页。
- [39] 叶敬忠、王伊欢、张克云、陆继霞,“父母外出务工对留守儿童生活的影响”,《中国农村经济》,2006年第1期,第57—65页。
- [40] Zhang, H., J. R. Behrman, C. S. Fan, X. Wei, and J. Zhang, “Does Parental Absence Reduce Cognitive Achievements? Evidence from Rural China”, *Journal of Development Economics*, 2014, 111, 181-195.
- [41] 张吉鹏、卢冲,“户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析”,《经济学》(季刊),2019年第18卷第4期,第1509—1530页。
- [42] 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勐,“城市落户门槛与劳动力回流”,《经济研究》,2020年第7期,第175—190页。

Moving Together or Leaving Behind: The Impact of School Enrollment Policy on the Children of Rural Migrants

WANG Ru HU Jingyin XU Shu*

(Southwestern University of Finance and Economics)

ZHANG Jipeng

(Shandong University)

Abstract: In the context of urban-rural integration, economic development requires removing barriers to schooling of migrant children. We construct a School Enrollment Restriction Index (SERI) based on policies and find the differences in SERI can explain 9.2 percent of the regional differences. Such an effect is more salient among children whose parents are moving to first- and second-tier cities or cities with higher housing and educational cost, and whose mothers have lower education. Decrease of SERI benefits boys more. The point enrollment system alleviates the impact of housing cost and the 2014 Hukou reform reduces the probability of being left-behind.

Keywords: left-behind children; school enrollment policy; point enrollment system

JEL Classification: R23, J61, I28

* Corresponding Author: Xu Shu, School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, No. 555 Liutai Avenue, Wenjiang District, Chengdu, Sichuan 611130, China; Tel: 86-18828058076; E-mail: xushu@swufe.edu.cn.