

迁移政策对农村人力资本投资的影响

——来自中国户籍改革的证据

王丽莉 吴京燕*

内容提要 本文将2001–2015年城市户籍改革与早期移民网络相结合，构建了外生于农村人口流出地的迁移机会指标，利用人口普查微观样本，估计了迁移政策对农村人力资本投资的影响，并基于农村固定观察点数据探索内在机制。结果显示，乡城迁移机会增加对农村人口的高中入学率具有显著负向影响。内在机制包括两方面：第一，其他家庭成员流出促使农村青少年更多参与家庭生产，对教育投资产生挤出效应；第二，外出务工回报率提高，继续接受教育的机会成本上升，农村青少年自身选择在初中毕业后外出务工而放弃接受高中教育。研究表明，相关政策需要提升预期教育回报率，缓解人口迁移对农村教育投资的负面影响，从而为实施乡村振兴战略提供坚实的人力资本之基。

关键词 户籍改革 移民网络 农村人力资本

一 引言

在中国工业化和城镇化的进程中，全面进行户籍改革是促进乡城人口迁移的重要举措（孙文凯等，2011；张车伟等，2022）。随着户籍限制逐步放开，中国的迁移成本迅速下降，在2001–2015年间下降约45%（Hao et al., 2020）。2021年，中国外出农

* 王丽莉，南开大学经济学院，电子邮箱：wanglili@nankai.edu.cn；吴京燕，南开大学经济学院，电子邮箱：2120202703@mail.nankai.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金青年项目“新型城镇化背景下户籍制度改革与劳动力空间配置效率研究”（批准号：20CJL033）的资助。

民工总量高达 1.72 亿人，其中进城农民工为 1.33 亿人^①，这表明迁徙异地就业规模巨大，以往的“乡土中国”正日益向“迁徙中国”转变。乡城迁移使农村人口获得更多非农就业机会，对农村收入、消费和投资具有重要影响（李实，1999；Kinnan et al., 2018）。然而，乡城迁移对农村人力资本投资并非单向的积极影响，其通过改变农村教育投资的成本和收益，对农村教育投资决策产生多维影响。随着农村教育在乡村振兴和共同富裕战略中的作用日益凸显，探究乡城人口迁移对农村教育投资的影响具有重要的理论和政策含义。

学术界针对乡城人口迁移对农村人力资本投资影响的研究集中于两类文献。一类文献关注乡城人口迁移对农村留守儿童教育的影响。在城乡二元结构下，外出务工人员难以在流入地解决子女受教育的问题，只能将子女留在农村。留守儿童教育因而受到正反两方面影响：一方面，父母照顾、辅导和监督缺失，对子女教育产生不利影响；另一方面，父母务工收入提高，并通过汇款方式转移给留守家庭，有利于缓解信贷约束，增加子女教育投资。在实证研究中，胡枫和李善同（2009）、陶然和周敏慧（2012）、Meng & Yamauchi（2017）等发现，移民汇款的正向效应难以抵消父母角色缺失的负面效应，父母外出务工对留守儿童教育产生显著负面影响。

这支文献为分析农村留守儿童教育提供了经验证据，但由于反向因果关系等内生性问题，较准确的因果效应评估仍是研究中的一大难点。具体来说，首先，一些文献通过对比留守儿童和非留守儿童的受教育状况识别父母外出务工的影响，但父母是否外出务工决策本身可能与子女受教育状况相关，导致两者存在反向因果关系。其次，一些文献仅衡量了人口迁移对外出务工家庭自身的影响，忽略了对农村本地家庭的溢出效应。人口流出会改变农村本地家庭的就业机会、收入和教育回报率，进而影响其教育投资动机，遗漏该溢出效应将不利于识别人口迁移对农村教育投资的净影响。

另一类文献利用贸易、汇率、迁移等外生政策冲击识别其引致的乡城人口迁移对农村教育投资的影响。张川川（2015）、Cai et al.（2021）、Pan & Leight（2021）等关注贸易政策的冲击，发现中国出口扩张对农村适龄人口的高中入学率具有显著负面影响。这是因为出口扩张带来了城市就业增长，导致农村初中毕业生中断学业并迁移到城市就业的比重上升。de Brauw & Giles（2017）将中国农村地区的身份证发行政策作为外生冲击，考察乡城迁移机会对农村教育投资的影响。他们指出，身份证便于农村流动

^① 来自国家统计局《2021 年农民工监测调查报告》，参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202204/t20220429_1830126.html。

人口在城市登记为临时居民，农村地区在身份证发行时间上的差异能够反映迁移成本的变化。当乡城迁移成本下降后，农村适龄人口外出务工和参与本地劳动力市场的概率上升，接受高中教育的概率下降。然而，该研究以农村人口流出地的政策为基础，可能存在遗漏变量等内生性问题。例如，农村身份证发行时间可能与本地经济社会条件以及地方政府政策相关，而这些本地特征变量会影响人口受教育决策，导致身份证发行时间对于人口受教育决策而言并非完全外生，从而干扰识别结果。

为解决现有文献中的内生性问题，本文将人口流入地的户籍改革政策作为对农村人口流出地的外生冲击，识别乡城迁移对农村教育投资的影响。人口流入地的户籍改革进程独立于人口流出地的经济社会变量，因此满足识别的外生性条件（Kinnan et al., 2018）。乡城人口迁移往往依赖社会关系网络（Card, 2001），早期移民聚集地的户籍改革对农村潜在移民具有更大拉力。由于早期移民关系网不同，各地区农村人口受到不同程度的迁移政策冲击。本文将2001-2015年城市户籍改革与早期乡城移民网络相结合，构建外生于农村人口流出地的迁移机会指标，进而利用人口普查微观样本中跨地区和出生队列的变异进行双重差分（DID）估计（Chen et al., 2020）。研究发现，乡城迁移机会对农村人口的高中入学率具有显著负向影响。在排除地区产业结构、公共教育投入、义务教育政策和大学扩招政策的影响后，该实证结果仍保持稳健。

理论上，迁移政策通过改变教育投资的成本和收益，对农村适龄人口的高中入学决策产生多维影响。一方面，家庭外出务工收入增加可能对子女教育投资产生正面影响；另一方面，伴随就业回报率增加，受教育的机会成本提高，家庭生产、外出务工和本地务工三项活动都有可能替代受教育，对农村高中入学率产生负面影响。本文利用2003-2012年全国农村固定观察点微观面板数据对中间机制进行分析。研究发现，负面的替代效应大于正面的收入效应，这导致农村教育投资下降。具体而言，当迁移成本下降后，尽管农村家庭外出务工收入提高，但并没有增加对子女的教育投资；其他家庭成员流出促使农村青少年更多地参与家庭生产，对教育投资产生挤出效应；由于外出务工的回报率提高，继续受教育的机会成本上升，农村青少年倾向于选择在初中毕业后外出务工而放弃接受高中教育。本文在结论中指出，政府部门应通过提升预期教育回报率缓解迁移政策对农村人力资本投资的负面影响。

本文的边际贡献在于以下三点：第一，在识别策略上，本文将人口流入地的户籍改革政策作为外生冲击，识别迁移机会对人口流出地教育投资的影响，更好地解决了内生性问题。第二，在研究内容上，与现有文献仅关注外出务工家庭自身所受影响不同，本文将人口流出对农村本地家庭的溢出效应纳入分析，更全面地评估迁移政策对

农村教育投资的净影响。第三，在研究意义上，本文利用丰富的微观家庭和个体数据，从收入效应与替代效应两方面分析迁移政策抑制农村教育投资的中间机制，为理解农村人力资本投资决策提供了微观证据，对于缓解迁移政策的负面影响具有启发意义。本文其余部分的结构安排如下：第二部分陈述理论机制，第三部分介绍制度背景与数据，第四部分介绍模型与识别策略，第五部分展示实证结果，第六部分分析中间机制，最后一部分总结全文。

二 理论机制

（一）人力资本投资理论

根据 Becker (2009) 的经典人力资本理论，个体教育决策取决于教育投资的成本和收益。教育投资的成本既包括学杂费、书本费等直接支出，也包括推迟进入劳动力市场的收入损失，即机会成本。教育成本对教育投资决策的影响因家庭经济情况而异。当教育成本增加后，面临信贷约束的家庭更有可能减少人力资本投资（张川川，2015）。教育投资的收益为更高教育水平所带来的收入增长。由于教育回报是长期和远期的，个体在做教育投资决策时需要将未来的收入流进行贴现。教育投资的收益因而不仅取决于不同受教育程度劳动者的工资差异，还取决于贴现因子和个体预期。如果个体对潜在教育回报的预期不同，个体教育投资决策将存在差异（Jensen，2010）。预期教育回报率越高，个体进行教育投资的可能性就越大。结合本文研究，迁移政策通过改变人力资本投资的成本和收益，对农村教育投资决策产生多重影响。

（二）收入效应

农村家庭收入较低，在教育投资上往往面临信贷约束。当城市放松户籍限制后，农村人口将获得更多外出务工机会。外出务工人员将部分收入以汇款方式转移给农村家庭。随着农民工汇款增多，农村家庭的信贷约束得以缓解，从而有能力支付子女教育费用，加大对子女的教育投资（Edwards & Ureta，2003；Yang，2008）。本文将迁移政策对农村教育投资的这种正向影响定义为“收入效应”。

（三）替代效应

当乡城迁移机会增多后，农村青少年自身面临多种选择，家庭生产、外出务工和本地务工三项活动都有可能替代受教育，本文将其概括为“替代效应”。第一，家庭生产。由于家庭成员外流，子女需要承担更多家庭生产和家务劳动，学习时间的挤占对教育投资具有不利影响（胡枫、李善同，2009；McKenzie & Rapoport，2011）。第二，

外出务工。当迁移机会发生变化后，农村初中毕业生需要决定是继续接受教育还是进入劳动力市场。如果高中毕业生能从城市劳动力市场获得更多收入，预期高中教育回报率提高，农村青少年将选择继续接受教育。反之，如果初中毕业即可拥有理想的工作机会和期望收入，接受高中教育的机会成本上升，农村青少年将选择在初中毕业后直接进入劳动力市场。预期教育回报率如何变化与农村人口的信息来源密切相关。de Brauw & Giles (2017) 研究指出，农村潜在流动人口往往从早期流动人口那里获取就业信息。由于早期流动人口大多是初中学历，会迁移到初中毕业生工资率更高的城市，潜在流动人口更容易形成初中教育回报率上升的预期。因此，当迁移机会增加后，农村青少年倾向于选择在初中毕业后直接外出务工，而放弃继续接受高中教育。第三，本地务工。农村人口流出有可能对本地劳动力市场产生溢出效应。由于本地劳动供给减少，工资回报率提高，农村青少年参与本地劳动力市场的概率将上升 (Dinkelman & Mariotti, 2016)。

综上所述，迁移政策对农村高中入学率的净影响取决于替代效应与收入效应的对比。如果负向替代效应超过了正向收入效应，农村青少年的高中入学率将下降；反之，农村青少年的高中入学率将上升。

三 制度背景与数据

(一) 户籍改革与迁移机会

中国的户籍制度诞生于计划经济时期。为了缓解城市物资供需失衡的困境，政府部门于1958年出台了《中华人民共和国户口登记条例》，城乡二元户籍管理制度自此建立起来。在这一制度下，每位中国公民拥有所在行政单位的农业户口或非农业户口，居民户口类型与物资分配、就业机会及福利待遇息息相关，户口变更和地区间人口迁移由政府部门严格控制。改革开放后，伴随城市工业的发展，户籍管制开始松动，乡城人口流动逐渐增多 (Chan, 2010)。2001年，政府部门率先放松小城镇落户限制，颁布了《关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》，对办理小城镇常住户口的人员不再实行计划指标管理。2014年7月，《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》要求进一步调整户口迁移政策，“全面放开建制镇和小城市落户限制”，“有序放开中等城市落户限制”，“合理确定大城市落户条件”，“严格控制特大城市人口规模”，在大城市和特大城市建立积分落户制度。该文件明确提出，“取消农业户口与非农业户口性质区分”。

为了描述户籍制度的演变过程，本文参考 Fan (2019) 的方法，利用地方政策性文件构建城市户籍改革指标。Fan (2019) 通过梳理各地级市购房、租房、就业和社保相关落户条件，对 1997 - 2010 年的城市户籍改革程度进行评分。户籍改革指数分为 0 ~ 3 共 4 个等级，指数越低代表城市落户门槛越高。其中，0 表示仅受雇于公共部门的流动人口能获得本地户籍，1 表示购买一定规模/价值以上住房的流动人口能获得本地户籍，2 表示购买任意规模/价值的住房、租用雇主的补贴性住房或在本地缴纳 5 年以上社保的流动人口能获得本地户籍，3 表示较短时期内在本地缴纳过社保的流动人口能获得本地户籍。对地级市的县和区分别进行打分，地级市加总户籍改革指数包含 0 ~ 6 共 7 个等级。

本文按照相同方法梳理地方户籍政策文件^①，将各地级市的户籍改革评分由 2010 年拓展到 2015 年。如图 1 所示，自 1990 年代末起，伴随购房、就业和社保等相关落户条件逐渐放宽，各级城市的户籍改革指数呈现出上升趋势，但不同等级城市的户籍改革进程存在差异。截至 2015 年，北京、上海等直辖市的落户门槛仍然较高，副省级城市仍存在一些落户限制，而大部分中小城市已完全放开户籍限制。

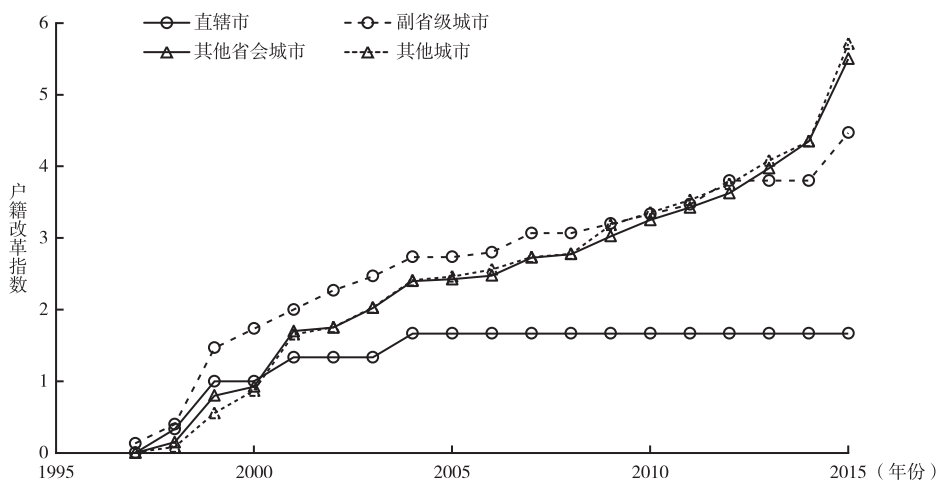


图 1 各级城市户籍改革指数

资料来源：根据 1997 - 2015 年地方政策性文件构建的城市户籍改革指标计算得到。

① 2011 - 2015 年地方政府户籍政策文件来源有两个：西南财经大学经济与管理研究院公共经济与行为研究平台、中国家庭金融调查与研究中心联合公布的户籍改革与移民研究项目资料。本文考察适用于所有流动人口的户籍政策，仅针对高学历人才的政策不影响户籍改革评分。

伴随着城市户籍改革，农村人口向城市转移的障碍减少，乡城迁移机会逐渐增多。由于迁移依赖社会关系网络，潜在移民与早期移民往往具有相似的迁移模式（Card, 2001）。当早期移民聚集地推行户籍改革后，农村潜在移民将受到更大拉力。本文将2001–2015年城市户籍改革指数与早期乡城移民网络相结合，构建反映农村人口潜在迁移机会的指标（Gai et al., 2021; Kinnan et al., 2018）。令 $h_{d,t}$ 表示地级市 d 第 t 年的城市户籍改革指数，定义地级市 o 农村人口第 t 年的乡城迁移机会指标 $m_{o,t}$ 为：

$$m_{o,t} = \sum_d s_{o,d} h_{d,t} \quad (1)$$

其中， $s_{o,d}$ 表示在地级市 o 的农村总流出人口中迁移到地级市 d 的比重，数据来源于2000年全国人口普查，反映早期（前定的）乡城移民网络。由于全国各地的户籍改革进程不同步，各地级市农村人口的迁移机会存在差异，珠三角及周边地区的乡城迁移机会明显多于其他地区。如果令 $s_{o,d}$ 表示2000年省份 o 的农村总流出人口中迁移到地级市 d 的比重， $h_{d,t}$ 同上表示地级市 d 第 t 年的户籍改革指数，按照式（1）可以计算省级迁移机会指标，此时 $m_{o,t}$ 表示省份 o 农村人口第 t 年的乡城迁移机会指标。

本文关注迁移政策对农村人口高中入学率的影响，为此需要计算其初中毕业时期的乡城迁移机会。根据《中华人民共和国义务教育法》，儿童年满6周岁或7周岁应入学接受9年义务教育，因此初中毕业生的年龄集中于15~16周岁。农村人口的高中入学决策受该年龄段内的平均迁移机会影响，如1990年出生人口的高中入学决策受2005–2006年的平均迁移机会影响。将第 c 年出生的人口定义为出生队列 c ，该出生队列人口在初中毕业年龄的平均迁移机会可表示为：

$$m_{o,c} = \sum_{t-c \in \{15,16\}} m_{o,t} / 2 \quad (2)$$

给定2001–2015年各地区农村人口的迁移机会指标 $m_{o,t}$ ，本文计算出1986–1999年出生人口在初中毕业年龄的平均迁移机会指标 $m_{o,c}$ ^①。

（二）数据与描述性统计

本文微观人口数据来自2010年全国人口普查随机子样本。根据中国城乡划分标准，将设立居委会的地区定义为城镇，将设立村委会的地区定义为农村，保留现居地为农村的人口。在普查时点，1994年及以前出生的人口年龄不低于16周岁，已达到初中毕业年龄，可以获取其是否上高中的信息。本文保留1986–1994年出生的人口，删

① 如果调整初中毕业年龄的取值范围，重新定义乡城迁移机会指标，本文实证结论保持稳健。例如，考虑到上学早或跳级的情况，将初中毕业年龄设为14~16周岁，估计结果类似。

除初中在学样本。如果人口发生迁移，现居住地区与受教育地区可能不一致。为了排除这种情况，本文删除现居住地地级市与户籍所在地不同的流动人口样本（Chen et al., 2020）。本文获取微观个体的受教育程度、性别、民族与居住地信息。利用与户主关系变量匹配父母，进而获得父母的年龄与受教育程度信息。在删除关键变量缺失的样本后，共获得分布于 320 个地级市的 315307 个农村人口样本。作为稳健性检验，本文采用相同方法处理 2015 年全国 1% 人口抽样调查随机子样本。基于初中毕业年龄，保留 1986 - 1999 年出生的农村人口，共获得 162084 个微观个体样本。表 1 展示了关键变量的描述性统计。

在中间机制检验中，本文利用 2003 - 2012 年全国农村固定观察点微观数据分析农村家庭决策和青少年个体决策。数据库包含家庭成员构成情况表和家庭全年收支情况表。首先，本文获取家庭所在省份、人口数目、人口结构、成员外出从业情况，以及家庭外出劳动收入、文化服务支出和学杂费支出，分析农村家庭决策。利用农户代码匹配历年样本，获得 2003 - 2012 年农村家庭非平衡面板数据。其次，本文保留 15 ~ 17 岁农村个体样本，利用在学、就业和迁移信息，分析高中入学年龄人口决策。由于该数据库只含农户所在省份信息，不含地级市信息，本文匹配省级迁移机会指标进行实证研究。

本文回归分析需要控制地级市（省级）基期特征变量，包括人口平均受教育程度与经济发展水平。基期人口受教育程度由农村 1955 - 1975 年出生人口的平均高中入学率描述，来自 2010 年全国人口普查数据。基期经济发展水平由 2000 年人均国内生产总值（GDP）对数描述，来自《中国城市统计年鉴》与各省统计年鉴。此外，本文由《中国城市统计年鉴》获得 2000 年地级市非农产业 GDP 占比、人均财政教育经费支出、小学和中学师生比以及高等学校在校学生数，用于后文稳健性检验。

表 1 描述性统计

变量名	2010 年			2015 年		
	观察值数	平均值	标准差	观察值数	平均值	标准差
是否升入高中	315307	0.4036	0.4906	162084	0.5337	0.4989
性别(男=1)	315307	0.5461	0.4979	162084	0.5970	0.4905
民族(汉族=1, 2~56=各少数民族)	315307	1.9900	4.3171	162084	2.0916	4.3173
父亲年龄	315307	47.3026	5.8146	162084	49.6140	6.0526
母亲年龄	315307	45.6164	5.2530	162084	47.9731	5.6034

续表

变量名	2010 年			2015 年		
	观察值数	平均值	标准差	观察值数	平均值	标准差
父亲受教育程度	315307	2.7912	0.6812	162084	2.7801	0.7308
母亲受教育程度	315307	2.4843	0.6982	162084	2.5146	0.7317
地级市乡城迁移机会	315307	2.5976	0.7293	162084	3.0661	0.9307
地级市基期平均高中入学率	315307	0.0733	0.0341	162084	0.0733	0.0341
地级市基期人均 GDP 对数	315307	8.6540	0.6110	162084	8.6738	0.6163

注：2010 年父母受教育程度分为未上过学、小学、初中、高中、大学专科、大学本科和研究生共 7 个类别；2015 年父母受教育程度分为未上过学、小学、初中、普通高中、中职、大学专科、大学本科和研究生 8 个类别。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查、2015 年全国 1% 人口抽样调查、《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴数据计算得到。

四 模型与识别策略

(一) 基本实证模型

本文由人口普查获得不同出生年份的农村人口微观样本，利用队列 DID 方法估计乡城迁移机会对高中入学率的影响。队列 DID 方法利用跨地区和出生队列的变异来构造截面数据的倍差模型（例如，程令国、张晔，2011；Duflo，2001），即通过对比不同地区和出生队列人口在高中入学率上的差异，识别乡城迁移政策的影响。令 i 表示个体， c 表示出生队列， o 表示地级市， p 表示省份，基本实证模型为：

$$y_{i,o,c} = \beta_0 + \beta_1 m_{o,c} + \beta_2 X_{i,o,c} + \lambda_o + \mu_{p,c} + \Lambda_o \times \mu_c + \varepsilon_{i,o,c} \quad (3)$$

其中， $y_{i,o,c}$ 是虚拟变量，描述个体 i 是否高中入学。如果个体 i 高中入学， $y_{i,o,c}$ 取 1，否则取 0。 $m_{o,c}$ 表示地级市 o 队列 c 人口在初中毕业年龄面临的乡城迁移机会。 $X_{i,o,c}$ 表示个体特征变量，包括性别、民族、父亲年龄、母亲年龄、父亲受教育程度虚拟变量和母亲受教育程度虚拟变量。 λ_o 是地级市固定效应， $\mu_{p,c}$ 是省份 - 队列固定效应， $\varepsilon_{i,o,c}$ 是误差项。为了排除其他地区特征随时间变化的影响，本文进一步控制地级市基期特征变量与队列虚拟变量的交乘项 $\Lambda_o \times \mu_c$ 。

(二) 识别方法的有效性

本文利用式 (3) 估计乡城迁移机会对农村人口高中入学率的影响。有效识别的前提条件，是迁移机会指标 $m_{o,c}$ 与影响农村教育投资的不可观测因素 $\varepsilon_{i,o,c}$ 不相关。由于乡城迁移机会指标的变动性来自人口流入地的户籍改革，关键识别假设为人口流入地的

户籍改革对于农村人口流出地是外生的，与人口流出地的经济社会条件无关。本文借鉴 Kinnan et al.(2018) 的做法，利用地级市面板数据检验城市户籍改革的排他性。因变量为 2001 - 2015 年 282 个地级市的户籍改革指数，核心解释变量为农村人口流出地滞后一期的经济发展水平和发展速度。对于每个地级市，以迁入本地的农村流动人口数为权重，计算外地人均 GDP 及其增长率的加权平均值，作为人口流出地的经济指标。表 2 估计结果显示，人口流入地的户籍改革指数与本地经济发展水平和发展速度相关，但与人口流出地的经济发展水平和发展速度不相关。该结果意味着人口流入地的户籍改革进程对于人口流出地而言是外生的，与人口流出地的经济社会条件无关，为本文识别假设成立提供了证据。

表 2 城市户籍改革的排他性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
人口流出地人均 GDP 对数	0.2933 (0.2562)	0.2800 (0.2568)		
本地人均 GDP 对数		0.6696 *** (0.1869)		
人口流出地经济增长率			0.7826 (0.5216)	0.8173 (0.5210)
本地经济增长率				0.4378 *** (0.1234)
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观察值数	4230	4230	4230	4230
城市数	282	282	282	282
R ²	0.5612	0.5662	0.5598	0.5609

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内是聚类在地级市层面的标准误；利用省级 GDP 平减指数，将地级市人均名义 GDP 调整为 2000 年不变价格；经济增长率由相邻两年人均实际 GDP 对数之差衡量。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴数据计算得到。

五 实证结果

(一) 基本实证结果

本部分分别利用 2010 年、2015 年人口普查（抽样调查）样本对式（3）进行估计，考察城乡迁移机会对农村高中入学率的影响。表 3 展示了基本实证结果。第（1）、

(3) 列控制了个体特征变量、地级市固定效应和省份-队列固定效应, 乡城迁移机会变量的系数为负, 并且在 1% 或 5% 水平上显著不为 0。由于各地区经济文化条件有差异, 对农村人口的教育投资可能产生不同影响。第 (2)、(4) 列利用基期人均 GDP 对数和人口平均受教育程度描述地区经济文化条件, 进一步控制地级市基期特征变量与队列虚拟变量的交乘项。在排除这些地区特征的影响后, 迁移机会变量的系数无明显变化。以上实证结果表明, 乡城迁移机会对农村人口的教育投资具有显著负向影响。迁移机会指标每增加一个标准差, 农村人口的高中入学概率将降低 1.8 ~ 1.9 个百分点。

表 3 基本实证结果

	2010 年样本		2015 年样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
乡城迁移机会	-0.0254 ^{***} (0.0092)	-0.0245 ^{***} (0.0091)	-0.0238 ^{**} (0.0098)	-0.0204 ^{**} (0.0096)
个体特征变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
省份-队列固定效应	是	是	是	是
地级市基期特征 * 队列虚拟变量	否	是	否	是
观察值数	315307	315307	162084	162084
R ²	0.1687	0.1687	0.1955	0.1959

注: ***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; 括号内是聚类在地级市层面的标准误。

资料来源: 根据 2010 年全国人口普查、2015 年全国 1% 人口抽样调查、《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴数据计算得到。

(二) 稳健性检验

本部分通过改变样本筛选方法, 检验实证分析是否可靠, 实证结果汇总在表 4 面板 A 中。为了排除受教育地区并非现居地的情况, 前文删除了现居地与户籍地不同的流动人口样本。第 (1) 列利用 2010 年全国人口普查中的出生省份信息^①, 进一步删除现居地与出生地不同的样本, 以确保个体受教育地区与现居地一致。前文保留了 16 周岁及以上的非初中在学样本。由于 16 周岁人口中仍有一部分初中在学, 所选样本可能

① 2015 年全国 1% 人口抽样调查没有收集出生省份信息以及农业、非农业户口性质信息, 此处仅展示基于 2010 年样本的回归结果。使用 2015 年样本进行其他稳健性检验, 回归结果类似。

对该出生队列的高中入学情况缺乏代表性。第 (2) 列进一步删除 16 周岁样本。前文按照居住地设立村委会定义农村人口, 第 (3) 列将农业户籍人口定义为农村人口。此外, 前文实证分析基于微观个体样本, 第 (4) 列将个体信息汇总到地级市 - 出生队列层面, 将各地级市不同出生队列人口的高中入学比率作为因变量。在以上各种样本筛选方法下, 乡城迁移机会变量的系数仍显著为负, 与表 3 实证结果接近。

前文控制了地区人口受教育程度与经济发展水平的影响。在表 4 面板 B 中, 本文进一步排除其他地区特征和政策的影响, 以验证回归分析的稳健性。首先, 地区产业结构关系到就业收入和教育回报率, 会影响农村人口的高中入学决策。第 (1) 列将地级市基期产业结构定义为 2000 年非农产业 GDP 占比, 将其与队列虚拟变量的交乘项纳入回归。

其次, 地方政府公共教育投入影响学校教育质量, 会引起私人教育投资的变化。第 (2) 列进一步控制地级市基期公共教育投入与队列虚拟变量的交乘项。其中, 地级市公共教育投入由人均财政教育经费支出的对数衡量。

再次, 自 1986 年《中华人民共和国义务教育法》颁布以来, 中国逐渐普及 9 年义务教育。各地区在义务教育质量和普及率上存在差异, 对义务教育阶段后的人力资本投资决策会产生影响。在第 (3) 列, 本文利用 2000 年小学和中学师生比衡量地级市基期义务教育资源, 将其与队列虚拟变量的交乘项纳入回归。

最后, 中国自 1999 年开始实行大学扩招政策。由于高中是考入大学的必经阶段, 大学扩招政策会影响农村人口的高中入学动机。大学招生往往偏向于本地人口, 扩招政策对高等教育资源不同的地区会产生差异化影响。为了排除大学扩招政策的影响, 第 (4) 列进一步控制地级市基期高等教育资源与队列虚拟变量的交乘项。其中, 地级市高等教育资源由高等学校在校学生数加 1 取对数衡量 (邢春冰, 2014)。在控制以上地区特征和政策的影响后, 本文实证结果仍然保持稳健。

表 4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
面板 A: 样本筛选	删除不在出生省份样本	删除 16 周岁样本	按农业户籍定义农村人口	加总到地级市 - 出生队列层面
乡城迁移机会	-0.0249 *** (0.0092)	-0.0226 ** (0.0094)	-0.0300 *** (0.0095)	-0.0270 ** (0.0121)
观察值数	314529	297751	324039	2861
R ²	0.1687	0.1604	0.1634	0.9212

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
面板 B: 排除地区特征与政策影响	地区产业结构	政府教育投入	义务教育资源	大学扩招
乡城迁移机会	-0.0265 *** (0.0099)	-0.0274 *** (0.0100)	-0.0278 *** (0.0100)	-0.0276 *** (0.0099)
观察值数	268834	268834	268834	268834
R ²	0.1615	0.1615	0.1615	0.1615
个体特征变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
省份 - 队列固定效应	是	是	是	是
地级市基期特征 * 队列虚拟变量	是	是	是	是

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内是聚类在地级市层面的标准误；本表使用 2010 年全国人口普查样本；面板 A 第 (4) 列将个体特征变量汇总到地级市 - 出生队列层面，包括男性占比、汉族占比、父亲平均年龄、母亲平均年龄、父亲不同受教育程度占比以及母亲不同受教育程度占比。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查、《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴数据计算得到。

(三) 异质性分析

教育投资决策会受到个体和家庭特征的影响，包括性别、家庭子女数量和父母受教育程度等。当迁移机会发生变化时，教育投资决策面临短期迁移收入和长期教育回报间的权衡取舍，这种权衡取舍会因个体、家庭特征而异。在表 5 中，本文考察乡城迁移机会对农村人口教育投资的异质性效应。

首先，按性别将 2010 年农村人口样本划分为男性样本和女性样本进行分组回归。结果显示，核心解释变量的系数无明显差异，表明迁移机会对不同性别人口的高中入学概率具有同等影响。其次，将样本划分为独生子女样本和非独生子女样本进行分组回归。结果显示，乡城迁移机会对独生子女的高中入学概率没有显著影响，对非独生子女的高中入学概率具有显著负向影响。与独生子女家庭相比，多子女家庭更容易受到信贷约束限制，倾向于利用子女外出务工收入缓解家庭信贷约束，而忽视教育投资的长期回报。最后，本文按父亲受教育程度进行分组估计发现，如果父亲为初中及以下学历，迁移机会将显著降低子女的高中入学概率；如果父亲为高中及以上学历，迁移机会对子女的高中入学概率没有显著影响。高学历父亲目光长远，更加重视子女教育，在子女短期迁移收入和长期教育回报之间倾向于选择后者。该结果意味着，乡城迁移机会增加可能会提高农村父代与子代教育水平的相关性，降低教育的代际流动性。

表 5 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	子女为男性	子女为女性	子女数量 = 1	子女数量 > 1	父亲初中及以下学历	父亲高中及以上学历
乡城迁移机会	-0.0234 ** (0.0118)	-0.0224 * (0.0121)	0.0059 (0.0265)	-0.0264 *** (0.0098)	-0.0300 *** (0.0095)	0.0237 (0.0224)
个体特征变量	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是
省份 - 队列固定效应	是	是	是	是	是	是
地级市基期特征 * 队列虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观察值数	172176	143131	44874	270433	281532	33775
R ²	0.1703	0.1749	0.2332	0.1468	0.1444	0.1656

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内是聚类在地级市层面的标准误；本表使用 2010 年人口普查样本。

资料来源：根据 2010 年全国人口普查、《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴数据计算得到。

六 中间机制

本文利用 2003 - 2012 年农村固定观察点微观面板数据，估计乡城迁移机会对农村家庭决策和青少年人口决策的影响，进而探讨迁移政策抑制农村教育投资的中间机制。令 i 表示微观个体（家庭或青少年个人）， t 表示年份， p 表示省份，该部分的实证模型为：

$$y_{i,p,t} = \beta_0 + \beta_1 m_{p,t-1} + \beta_2 X_{i,p,t} + \lambda_i + \mu_t + \Lambda_p \times \mu_t + \varepsilon_{i,p,t} \quad (4)$$

其中， $y_{i,p,t}$ 为个体决策变量， $m_{p,t-1}$ 为本省农村人口滞后一期的迁移机会指标， $X_{i,p,t}$ 为个体时变特征变量， λ_i 为个体固定效应， μ_t 为时间固定效应， $\Lambda_p \times \mu_t$ 为省份基期特征变量与时间虚拟变量的交乘项， $\varepsilon_{i,p,t}$ 为误差项。

（一）农村家庭决策分析

本部分基于 2003 - 2012 年农村家庭面板数据估计式（4），分析乡城迁移机会对农村家庭决策的影响。家庭决策变量 $y_{i,p,t}$ 包括家庭是否有成员外迁、家庭外出劳动收入、家庭文化服务支出以及家庭学杂费支出。家庭时变特征变量 $X_{i,p,t}$ 包括家庭人口数目、成年男性占比、儿童占比和老年人占比。省份基期特征变量 Λ_p 包括人口平均受教育程度和经济发展水平。表 6 汇总了农村家庭决策分析的基本结果。

第（1）列的因变量为描述家庭成员是否外出务工的虚拟变量，核心解释变量的系

数显著为正。该结果表明，本文利用人口流入地户籍改革所构建的指标能够反映潜在迁移机会，潜在迁移机会的增加带来了实际迁移概率的上升。在第（2）列中，因变量为家庭成员外出务工收入的对数。估计结果显示，当乡城迁移机会增加后，农村家庭由外出务工获得的收入显著提高。最后两列分别以家庭文化服务支出对数、家庭学杂费支出对数为因变量，核心解释变量的系数均不显著，表示迁移机会对农村家庭的文化教育支出没有产生显著影响。以上收入支出分析表明，伴随城市户籍改革，尽管农村家庭的外出务工收入逐渐增加，但外出务工收入并没有应用于子女教育投资。因此，乡城迁移机会并没有通过收入效应对农村教育投资产生积极影响。

表 6 家庭决策分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭成员外出务工	家庭成员外出务工收入对数	家庭文化服务支出对数	家庭学杂费支出对数
乡城迁移机会	0.0351 ** (0.0161)	0.3238 * (0.1818)	0.1123 (0.1708)	-0.0407 (0.1093)
家庭特征变量	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份基期特征 * 时间虚拟变量	是	是	是	是
观察值数	161370	161370	161370	161370
家庭数	25446	25446	25446	25446
R ²	0.0461	0.0399	0.0526	0.0714

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内是聚类在省份层面的标准误；第（1）列因变量当家庭有成员外出务工时取 1，否则取 0；后（3）列因变量为收入/支出变量加 1 后再取对数。

资料来源：根据 2003 - 2012 年全国农村固定观察点微观数据和各省统计年鉴数据计算得到。

（二）农村青少年人口决策分析

本部分利用 2003 - 2012 年农村固定观察点 15 ~ 17 岁个体面板数据，分析乡城迁移机会对农村青少年人口决策的影响。农村青少年人口的行为决策 $y_{i,p,t}$ 包括是否上学、是否外出务工、是否本地务工以及是否参与家庭生产。个体时变特征变量 $X_{i,p,t}$ 包括受教育程度、健康状况以及家庭人口数目和结构^①。省份基期特征变量 A_p 同上。

表 7 实证结果显示，乡城迁移机会对农村青少年上学的概率具有显著负向影响，

① 家庭人口结构定义同上，包括成年男性占比、儿童占比和老年人占比。

对外出务工和参与家庭生产的概率具有显著正向影响，但对农村青少年本地务工的概率没有显著影响。当迁移政策发生变化后，农村青少年决定继续接受教育还是参与劳动力市场，取决于预期教育回报率的变化。受早期乡城移民关系网络影响，农村人口更容易形成初中教育回报率上升的预期，选择在初中毕业后外出务工的可能性因而增大。此外，由于其他家庭成员外迁，一部分农村青少年需要承担更多家庭生产和家务劳动。尽管农村人口流出，青少年在本地的工作机会并没有增加，这可能与农村剩余劳动力较多有关。综合来看，当乡城迁移机会增加后，由于外出务工和家庭生产的回报提高，继续接受教育的机会成本上升，农村青少年高中入学的概率下降。迁移机会主要通过替代效应对农村教育投资产生负向影响。

表 7 农村青少年人口决策分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	上学	外出务工	本地务工	家庭生产
乡城迁移机会	-0.0447 ** (0.0189)	0.0391 ** (0.0154)	-0.0174 (0.0313)	0.0333 * (0.0184)
个体特征变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份基期特征 * 时间虚拟变量	是	是	是	是
观察值数	23608	23608	23608	23608
个体数	13193	13193	13193	13193
R ²	0.0999	0.0883	0.0135	0.0176

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内是聚类在省份层面的标准误。
资料来源：根据 2003 - 2012 年全国农村固定观察点微观数据和各省统计年鉴数据计算得到。

七 结论与启示

伴随着城市户籍改革与迁移成本下降，农村教育投资的成本和收益发生变化，农村适龄人口的高中入学率受到影响。本文将 2001 - 2015 年城市户籍改革与早期移民网络相结合，构建外生于农村人口流出地的迁移机会指标，研究乡城迁移政策对农村高中教育投资的影响。

首先，本文基于人口普查不同出生年份的农村人口样本进行队列 DID 估计，发现乡城迁移机会对农村人口的高中入学率具有显著负面作用。在排除地区产业结构、公

共教育投入、义务教育政策以及大学扩招政策的影响后，该实证结果仍保持稳健。其次，本文利用农村固定观察点微观面板数据进行中间机制检验，结果显示，乡城迁移政策主要通过负向替代效应对农村教育投资产生抑制作用。当迁移成本下降后，由于外出务工和家庭生产的预期回报率提高，继续接受教育的机会成本上升，农村青少年倾向于选择在初中毕业后外出务工或从事家庭生产，从而放弃接受高中教育。

本文结论对于缓解迁移政策对农村教育投资的负面影响具有启发意义。农村初中毕业生选择继续接受教育还是进入劳动力市场，取决于预期教育回报率的变化。现有研究发现，中国高中教育回报率偏低，对于农村地区尤其如此（赵西亮，2017）。在城乡二元体制下，农村流动人口很难进入城市正规部门就业，大多从事教育回报率偏低的蓝领职业（蔡昉等，2001）。尽管大学教育的回报率比较高，但由于教育资源匮乏、教育质量偏低等原因，农村人口考入大学的机会很少，对高中教育投资的激励作用不足。此外，农村人口信息来源相对有限，对真实教育回报率缺乏了解。农村潜在流动人口主要从初中学历的早期流动人口群体中获取就业信息。当迁移机会增多后，他们更容易形成初中教育回报率上升的预期，导致高中入学率下降。综上所述，政府部门应通过减少流动人口就业障碍、改善农村教育质量及拓宽就业信息渠道等多项举措，提升农村人口的预期教育回报率，从而缓解日益宽松的迁移政策对农村人力资本投资的抑制作用。

参考文献：

- 蔡昉、都阳、王美艳（2001），《户籍制度与劳动力市场保护》，《经济研究》第12期，第41-49页。
- 程令国、张晔（2011），《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗？——对我国居民高储蓄率的一个新解释》，《经济研究》第8期，第119-132页。
- 胡枫、李善同（2009），《父母外出务工对农村留守儿童教育的影响——基于5城市农民工调查的实证分析》，《管理世界》第2期，第67-74页。
- 李实（1999），《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》，《中国社会科学》第2期，第16-33页。
- 孙文凯、白重恩、谢沛初（2011），《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》，《经济研究》第1期，第28-41页。

- 陶然、周敏慧 (2012), 《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》第 8 期, 第 68 - 77 页。
- 邢春冰 (2014), 《教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 207 - 232 页。
- 张川川 (2015), 《“中等教育陷阱”? ——出口扩张、就业增长与个体教育决策》, 《经济研究》第 12 期, 第 115 - 127 页。
- 张车伟、赵文、李冰冰 (2022), 《农民工现象及其经济学逻辑》, 《经济研究》第 3 期, 第 9 - 20 页。
- 赵西亮 (2017), 《教育、户籍转换与城乡教育收益率差异》, 《经济研究》第 12 期, 第 164 - 178 页。
- Becker, Gary (2009). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Cai, Shu, Xinzheng Shi & Zhufeng Xu (2021). Migration Networks, Export Shocks, and Human Capital Acquisition: Evidence from China. <https://ssrn.com/abstract=3768859>.
- Card, David (2001). Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration. *Journal of Labor Economics*, 19 (1), 22 - 64.
- Chan, Kam Wing (2010). The Household Registration System and Migrant Labor in China: Notes on a Debate. *Population and Development Review*, 36 (2), 357 - 364.
- Chen, Yi, Ziyang Fan, Xiaomin Gu & Li-An Zhou (2020). Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China. *The American Economic Review*, 110 (11), 3393 - 3430.
- de Brauw, Alan & John Giles (2017). Migrant Opportunity and the Educational Attainment of Youth in Rural China. *Journal of Human Resources*, 52 (1), 272 - 311.
- Dinkelman, Taryn & Martine Mariotti (2016). The Long-run Effects of Labor Migration on Human Capital Formation in Communities of Origin. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8 (4), 1 - 35.
- Duflo, Esther (2001). Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment. *The American Economic Review*, 91 (4), 795 - 813.
- Edwards, Alejandra & Manuelita Ureta (2003). International Migration, Remittances, and

- Schooling: Evidence from El Salvador. *Journal of Development Economics*, 72 (2), 429 – 461.
- Fan, Jingting (2019). Internal Geography, Labor Mobility, and the Distributional Impacts of Trade. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11 (3), 252 – 288.
- Gai, Qingen, Naijia Guo, Bingjing Li, Qinghua Shi & Xiaodong Zhu (2021). Migration Costs, Sorting, and the Agricultural Productivity Gap. *Department of Economics at University of Toronto Working Paper*, No. 693.
- Hao, Tongtong, Ruiqi Sun, Trevor Tombe & Xiaodong Zhu (2020). The Effect of Migration Policy on Growth, Structural Change, and Regional Inequality in China. *Journal of Monetary Economics*, 113, 112 – 134.
- Jensen, Robert (2010). The (Perceived) Returns to Education and the Demand for Schooling. *Quarterly Journal of Economics*, 125 (2), 515 – 548.
- Kinnan, Cynthia, Shing-Yi Wang & Yongxiang Wang (2018). Access to Migration for Rural Households. *American Economic Journal: Applied Economics*, 10 (4), 79 – 119.
- McKenzie, David & Hillel Rapoport (2011). Can Migration Reduce Educational Attainment? Evidence from Mexico. *Journal of Population Economics*, 24 (4), 1331 – 1358.
- Meng, Xin & Chikako Yamauchi (2017). Children of Migrants: The Cumulative Impact of Parental Migration on Children's Education and Health Outcomes in China. *Demography*, 54 (5), 1677 – 1714.
- Pan, Yao & Jessica Leight (2021). Educational Responses to Migration-augmented Export Shocks: Evidence from China. *IIEP Working Paper*, No. 2021 – 14.
- Yang, Dean (2008). International Migration, Remittances and Household Investment: Evidence from Philippine Migrants' Exchange Rate Shocks. *The Economic Journal*, 118 (528), 591 – 630.

The Impact of Migration Policies on Rural Human Capital Investment: Evidence from *Hukou* Reforms in China

Wang Lili & Wu Jingyan

(School of Economics, Nankai University)

Abstract: This paper constructs a migration opportunity index exogenous to rural areas by combining urban *Hukou* reforms in 2001 – 2015 with earlier migration networks, and then studies the impact of migration policy changes on rural human capital investment using population census microdata. The paper also explores the mechanism based on data collected in fixed rural observation spots. Results show that increases in migration opportunities have a significantly negative effect on rural population's high school enrollment. Mechanism analyses find two channels. First, the outflow of family members induces more rural youths to participate in household production, thus crowding out education investment. The other one is that, rural youths prefer to become migrants themselves after graduating from junior high school, since the opportunity costs of continuing senior high school or further education are higher as the return to migration rises. This paper suggests that relevant policies should aim at improving the expected return to education and alleviating the negative impact of migration on education investment in rural areas, so as to build a talent pool for the implementation of rural revitalization strategies.

Keywords: *Hukou* reform, migration networks, rural human capital

JEL Classification: I25, I26, J61

(责任编辑: 西 贝)