人口流动与县域高中发展

郭小琳　黄子彬　杨　宇　张子哲　赵　楠*

内容提要　县域高中发展困境是区域发展不平衡在教育领域的直接体现。本文利用全国县级教育财政微观行政数据，借助Bartik形式的政策冲击变量，使用户籍政策放宽的外生冲击，考察人口流动对于县域高中发展的影响。我们发现，潜在人口流入地的户籍放宽减少了流出地县中经费支出和收入。机制检验表明，劳动力区域间再配置与地方财政收支变化是县中经费收支变化的重要原因。进一步分析发现，县中经费收支变化也导致了师资和生源流失，师生流失一方面是潜在人口流入地户籍放宽促进人口流动的直接结果，另一方面也是财政差距拉大导致教育质量相对下降的后果。本文表明，城镇化进程中，政府应适当保护人口流出地教育机会，更好地推动教育公平，实现共同富裕。

关 键 词　户籍政策　人口流动　县域高中

一　引言

富民之道，教育为要。普通高中教育水平是衡量地方基础教育发展水平的重要标尺，对于提升地区人力资本质量、缩小城乡和区域教育发展差距、推进教育强国建

*　郭小琳：西南财经大学中国西部经济研究院；黄子彬：上海财经大学商学院；杨宇：北京大学光华管理学院；张子哲（通讯作者）：北京大学国家发展研究院　北京市海淀区蔚秀园路承泽园校区　100871；赵楠：北京师范大学统计学院。电子信箱：guoxl@swufe.edu.cn（郭小琳）；huangzibin@mail.shufe.edu.cn（黄子彬）；alanyang@gsm.pku.edu.cn（杨宇）；zhangzizhe@mail.bnu.edu.cn（张子哲）；zhaonan@bnu.edu.cn（赵楠）。本文作者按姓氏字母顺序排序。

作者感谢国家社会科学基金后期资助一般项目（22FTJB001）、国家自然科学基金青年项目（72203009）、国家自然科学基金青年项目（72403152）和四川省哲学社会科学基金马克思主义理论研究和建设工程项目（SCJJ23MGC12）的资助。感谢匿名评审专家的宝贵建议，文责自负。

设具有关键支撑作用。据《中国县域统计年鉴》数据显示，截至2021年底，县域普通高中（以下简称“县中”）的在校生规模和学校数量占全国普通高中总数近半①。然而，近几年来，县中发展困境问题引起了社会的广泛关注，县中办学条件差、优质生源和师资持续流失的问题屡见于报端和公众视野。县中问题之所以重要，一方面，县域作为国家治理的基本单元，是新型城镇化战略的重要支撑，而县域高中实际发挥着城乡教育发展和社会代际流动的枢纽作用；另一方面是因为县域高中数量和在校生规模庞大，县中发展水平不仅直接影响县域基础教育生态，还对区域间教育资源公平配置，甚至县域未来的稳定发展都有重要影响（北京师范大学“全国《县中计划》项目监测”课题组，2023）。2022年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》，提出要“全面改善县域普通高中办学条件”。振兴县中教育成为国家和社会高度重视的议题。

县中发展与城镇化存在密切关联。在新型城镇化推进的背景下，人口流动的目的地由初期的“乡镇”和“县城”转向城市中心的市辖区（洪银兴和陈雯，2023）。在这一过程中，城市内部的中心城区因行政或区位优势，对所辖县域的人口、资源和产业产生很强的吸引力，造成县域人口的长期外流。而在“以县为主”的经费体制下，县域教育资源也容易被中心城区吸附而走向衰落（陈先哲和曾晓，2023）。我们根据2010年第六次全国人口普查数据中的常住人口和户籍人口相对数量将全国所有地级市分为人口净流入和净流出两类，而后进一步区分每类地区内的市辖区和县，2007–2015年流出地县域与流入地县域在普通高中教育财政上的相对变动情况见图1。由图1可见，无论是生均教育经费总收入还是总支出，流出地县中的教育财政水平与流入地的差距不断拉大，其中流出地县域与流入地市辖区的分化差距最大。可见，人口流动与区域间教育收入具有明显关联，人口流出地县域高中与人口流入地市辖区高中的财政差距随着城镇化程度的提高在不断扩大。在以城市扩容为主的城镇化过程中，人口除了会向市辖区集中外，也会在区域间形成由小城市向大城市、由欠发达地区向发达地区流动的基本趋势。近年来，户籍制度改革不断深化带来的落户政策放宽实际上加速了劳动力向大城市的流动（程郁等，2022；蔡昉，2023）。短期内，在人口集中流入地公共服务供给能力有限的情况下（夏怡然和陆铭，2015），欠发达地区的人口并非完全有意愿或能力迁移到大城市。在“以县为主”的教育经费体制下，城镇化进程

① 根据《中国县域统计年鉴（2022）》，截至2021年底，全国共有普通高中1.46万所，在校生2605.03万人；县、县级市举办的普通高中0.72万所，在校生1307.84万人。

很可能造成欠发达地区，特别是欠发达县域的人口流失和税收下降，使得县域教育系统面临财源流失和支出不足的问题，进一步导致未迁移人口承受了人口流动的负外部性影响。

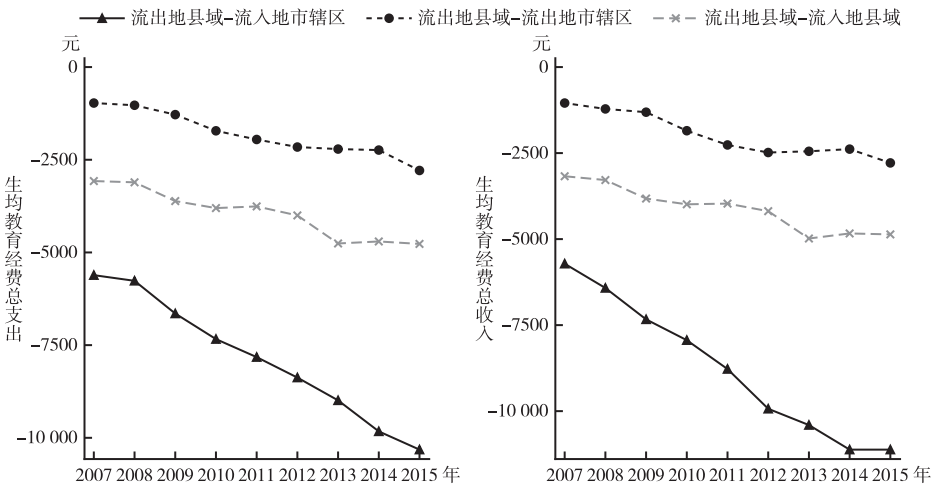

图1　2007–2015年人口净流出地县域与净流入地县域普通高中教育财政差距

说明：数据来源于“中国教育经费统计数据库”，纵轴是2010年不变价。

本文以影响人口流动的重要制度性因素——户籍政策放宽作为外生冲击，从县域教育财政的视角出发，定量分析了城镇化背景下的人口流动增加对欠发达地区县域高中教育发展状况的影响。我们首先构建了一个简单的单期人口流动理论模型，将户籍政策对县域间人口流动的影响和教育财政状况变化纳入模型当中。基于该理论模型，本文推导出经验分析时使用的估计方程。参考Borusyak *et al.*（2022）的研究，我们利用落户政策的年度变化构建了Bartik形式的政策冲击变量①，表示一个地区受到的（除本地外）其他地区落户政策变化冲击带来的人口外流影响。其中，Bartik变量的偏移（shift）部分为不同年份间人口流入地的落户政策变化。对于份额（share）部分，本文使用的权重为在基期（2000年）人口流出地前往各人口流入地的人口迁移数量占流出地总户籍人口的比重。我们利用构建的Bartik变量表达县域面临的人口外

① Bartik变量最早由Bartik（1991）提出，基本形式由偏移和份额两部分构成，基本思想是利用地区初始的产业结构（份额）来预测该地区由于全国性冲击（偏移）而可能产生的变化。Borusyak *et al.*（2022）证明了Bartik形式的偏移–份额变量的偏移部分若外生，则偏移–份额形成的Bartik形式变量也外生。

流冲击，分析了人口流动对县域高中教育财政、师资和生源三方面的影响。

使用全国县级教育财政行政数据，本文发现，流入地户籍政策每放松一个标准差，将导致流出地普通高中的生均财政支出显著下降0.66%，并且这一下降主要是由四五线城市[①]县中的生均财政支出下降带来的。具体而言，流入地户籍政策放宽一个标准差，将导致四五线城市县域普通高中的生均财政支出显著下降1.22%，而一二三线城市的县域普通高中并不会受到较大影响。通过进一步细分财政收入和支出项目发现，生均支出的下降主要体现在学校运转经费支出的下降上，其重要原因是学校经费的收入减少，而不是经费使用效率提高。流入地的落户政策放松，将导致流出地劳动年龄人口流出增加，本地经常性财政收入降低，政府给予县域高中的生均财政拨款也显著下降。

我们进一步利用2000至2015年全国人口普查微观数据发现，流入地的户籍政策放宽，也将导致县域高中高学历教师和生源的流失。一般而言，城镇化进程的推进首先可能让部分欠发达地区的劳动力和县域中学的教师和学生外流，而人口的外流将导致流出地的财政能力减弱。在“以县为主”的教育经费体制下，县域高中缺乏稳定的财政支持，经费支出乏力，教学质量下降，促使更多教师、学生及学生家长外流，最终导致县域高中深陷发展困境。本文结果表明，流入地的户籍政策放宽使得流出地县域普通高中收支减少，拉大了与人口流入地特别是市辖区高中的差距。因此，在户籍制度改革深化的过程中，政府应当适当注重对欠发达地区县域高中给予财政经费上的支持，保障留在人口流出地县中学生的受教育机会和质量。

从宏观上看，户籍制度的改革尤其是落户门槛的放开为人口流入地提供了更多劳动力资源和高素质人才，有助于提升全国的人力资本配置效率，对长期经济发展具有显著的促进作用（Tombe and Zhu，2019；吴贾和张俊森，2020；Huang and Zhang，2023）。与此同时，相关入学升学政策的优化也为流动人口的随迁子女提供了更多在流入地接受更高质量教育的可能性，为家庭迁移提供了更大的长期收益（陈媛媛等，2024）。对流出地来说，人口外流有助于释放部分资源压力，为经济转型升级提供契机。在明确人口流动和户籍政策放宽积极意义的基础之上，本文的结果强调在这一过程中流出地尤其是欠发达地区可能面临短期的过渡性挑战。人口流动和空间再配置并非一蹴而就，在户籍制度改革深化的过程中，县域教育财政和留在人口流出地县

① 参照张吉鹏和卢冲（2019）的城市级别的划分标准，按2015年城区常住人口规模将城市划分为500万人以上城市（一线）、300~500万人城市（二线）、100~300万人城市（三线）、50~100万人城市（四线）、50万人以下城市和建制镇（五线）。

中学生的受教育机会和质量应当得到保障。这不仅有助于在短期内平衡区域间教育资源的配置差距,从长期视角看,可确保流出地能够通过教育发展实现持续的经济转型与社会进步,从而最终实现全国范围内的整体协同发展。

本文的研究贡献主要体现在如下四个方面:第一,本文量化分析了县中困境成因。当前,县域高中发展问题引发了社会和学界的广泛热议,尽管部分社会学、教育学学者关注到城镇化进程对于县域教育发展的潜在影响,但是已有研究尚未给出明确的因果分析证据(陈先哲和曾晓,2023;林小英,2023;杨华和雷望红,2023)。本文通过构建Bartik形式的政策冲击,利用县级层面的教育财政数据,考察了户籍制度改革对于县域高中发展的影响,为导致县中困境的一个潜在的重要成因提供了较为严谨的因果推断证据,为未来进一步推进户籍制度改革、振兴县中和推进城镇化建设提供重要的经验证据。第二,本文补充了人口流动对于教育影响的相关研究。已有研究主要关注了流动儿童在流入地的教育质量和教育机会(Chen and Feng,2013;Wang *et al.*,2017;Chen *et al.*,2019;吴贾和张俊森,2020;徐舒等,2023),留守儿童与父母分离带来的学习成绩与心理健康影响等问题(Antman,2012;He *et al.*,2012;Zhang *et al.*,2014;Huang *et al.*,2024)。但是目前尚未有研究量化分析城镇化进程中人口流动对于流出地整体教育质量的影响。本文基于微观数据,发现人口流失将导致流出地财政能力减弱,教育财政支出减少,从而拉大了人口流出地与人口流入地的教育质量差距,可能造成教师与学生进一步流失。第三,拓展了户籍制度改革影响后果的相关研究。现有文献讨论了户籍制度改革对劳动力流动(Tombe and Zhu,2019;Ma and Tang,2020;Tian,2022)、企业创新与效率(Wang *et al.*,2021)、家庭教育、消费、储蓄与公共福利等方面的影响(Vendryes,2011;Wen *et al.*,2021;高跃光等,2021;Sieg *et al.*,2023),但是尚无文献分析人口流入地的户籍制度改革对教育资源空间配置的影响。本文分析了户籍制度改革对县中发展的影响,并进一步考察其机制和潜在后果,丰富了人口流入地户籍制度改革对教育资源配置影响的研究。第四,拓展了教育不平等问题的相关研究。以往学者主要考察了各种形式的教育机会不平等,例如高考录取名额分配(Li *et al.*,2015;郑若玲,2001;Yang,2024)、低社会经济地位家庭子女的教育可得性等问题(李煜,2006;吴愈晓,2013;唐俊超,2015;Golley and Kong,2018;周子焜等,2023),本文在教育资源空间不平等的视角下,补充了县域普通高中教育经费影响因素和县中困境影响后果的相关研究。此外,在数据层面,以往研究更多的是采用全国或省层面的总量指标来度量普通高中教育经费水平(王善迈等,1998;乔宝云等,2005;陈斌开等,2010),本文通过更细致的县级教育财政数据更加直接地考察了户籍

制度改革对于县域高中发展的影响。

本文余下的结构安排为：第二部分为简单理论模型；第三部分介绍本文使用的模型、数据和变量；第四部分检验人口流动对于县域高中教育财政的影响；第五部分进行机制探讨，并从生源和师资情况出发对人口流动的影响结果进行进一步讨论；第六部分总结全文并提出政策建议。

二　简单理论模型

为考察人口流动对于县域高中发展的影响，本节构建了一个单期人口流动模型，以刻画流入地落户政策放松对于流出地学校财政状况的影响，并获得经验分析需要的回归方程。

标记i为个体，j为个体户籍所在地（迁移流出地），r为迁移流入地，R_{-j}为除j以外所有的其他地区组成的集合。E_j为j地区的高中教育经费，其受当地财政税收影响，假设与当地常住人口数量正相关。人口规模的扩张可以提高教育生均财政经费的潜在原因有以下两点：首先，教育收入受益于规模经济（Andrews *et al.*，2002；王伟同和魏胜广，2016；张翕和陆铭，2022）。在人口更多的城市，分摊建设和维护学校固定成本的家庭更多。其次，劳动力的集聚有助于提升当地人均产出，增加地方税收收入，进而推动地方政府加大教育方面的财政收入（Combes and Gobillon，2015；Duranton and Puga，2020）。这种现象被称为财政的外部性效应，已有研究对于上述机制已进行了较为充分的讨论。因此，我们将高中教育经费E_j写为：

$$\log E_j = \psi_{0j} + \psi_1 \frac{-\sum_{r\in R_{-j}} mig_{jr} + Inmig_j}{pop_j} \tag{1}$$

其中，ψ_{0j}表示j地区高中的基础财政能力。等式右侧第二项表示当地人口流入流出对教育财政的影响。pop_j表示j地区期初的户籍人口总数。mig_{jr}表示从j地区向r地区外迁的人口数量。通过加总j以外的所有可能的人口流入目的地，我们可以得到户籍地j所有向外迁移流动人口的总量$\sum_{r\in R_{-j}} mig_{jr}$。而$Inmig_j$则表示流入$j$地区的所有外来人口总数。因此，(1)式等式右侧第二项给出了j地区的人口净流入比例。随着这个地区的净流入人口增多，该地的教育财政能力能够获得提升。反之，人口数量的下降将降低流出地的公共财政能力，从而降低教育经费收入。在经验分析部分，我们将利用生均教育经费支出与收入来衡量学校的财政状况。

个体i根据不同地区的落户难度、宜居度(包括工资、住房、气候及其他要素)以及其他不可观测的偏好来做出自己的迁移决策。户籍所在地为j,生活在r地区的个体i的效用函数可写作如下形式:

$$\chi_r - \left(\bar{g} - g_r\left(hk_r\right)\right) + \varepsilon_{ir}^{*} \tag{2}$$

其中,χ_r表示生活在r地的宜居度。$\bar{g}$表示跨地区迁移带来的效用损失。hk_r表示在流入地r落户的户籍放开程度,越大代表落户越容易。给定hk_r,$\left(\bar{g} - g_r\left(hk_r\right)\right)$衡量向$r$地迁移的成本①,其中$g_r'(\cdot) > 0$,即流入地的户籍管制越放松,迁移成本越小。$\varepsilon_{ir}$表示不可观测的个体地域偏好,并服从第一类极值分布(type-I extreme value distribution)。根据第一类极值分布的基本性质,在每个个体选择最优的迁移地$r \in R$时,我们可以推导出从地区j迁移到另一个地区r的人口占地区j户籍人口的比例(Train,2009):

$$\frac{mig_{jr}}{pop_j} = \frac{exp\left(\chi_r - \bar{g} + g_r\left(hk_r\right)\right)}{\sum_{r' \in R} exp\left(\chi_{r'} - \bar{g} + g_{r'}\left(hk_{r'}\right)\right)} = \alpha_j exp\left(\chi_r - \bar{g} + g_r\left(hk_r\right)\right) \tag{3}$$

式(3)中的$\alpha_j exp\left(\chi_r - \bar{g} + g_r\left(hk_r\right)\right)$表示Logit模型中的迁移概率计算式的分母仅是$j$层面的一个常数,故使用$\alpha_j$加以简化替代。相应地,可以利用以下式子得到$j$地区的流入人口占地区$j$户籍人口的比例(此时$r$表示$j$地区以外的其他地区):

$$\begin{aligned} \frac{Inmig_j}{pop_j} &= \left[\sum_{r \in R_{-j}} \left(\frac{exp\left(\chi_j - \bar{g} + g_j\left(hk_j\right)\right)}{\sum_{r' \in R} exp\left(\chi_{r'} - \bar{g} + g_{r'}\left(hk_{r'}\right)\right)}\right) pop_r\right] \Big/ pop_j \\ &= \left[\sum_{r \in R_{-j}} \alpha_r' exp\left(\chi_j - \bar{g} + g_j\left(hk_j\right)\right)\right] \Big/ pop_j \end{aligned} \tag{4}$$

其中,α_r'表示r层面的一个常数。这个常数与r地区总人口正相关,而与拥有r地区户籍带来的总体效用水平负相关。在计算分子时,首先将r地区户籍人口向j地区迁移的概率乘以r地区的总人口数,然后在r层面对j以外的所有地区进行加总,由此得到j地区来自所有除j地区外其他地区流入的人口总数。随后,将式(3)和式(4)代入教育经费计算式(1),重组变形后得到:

$$\log E_j = \psi_{0j} - \psi_1 \sum_{r \in R_{-j}} \alpha_j exp\left(\chi_r - \bar{g} + g_r\left(hk_r\right)\right) + \frac{\psi_1}{pop_j} \sum_{r \in R_{-j}} \alpha_r' exp\left(\chi_j - \bar{g} + g_j\left(hk_j\right)\right) \tag{5}$$

在零点附近对式(5)中的指数函数做一阶泰勒近似,可以得到:

① 若$r = j$,则不存在迁移成本。

$$\log E_j \approx \psi_{0j} - \psi_1 \sum_{r\in R_{-j}} \alpha_j\left(\chi_r - \bar{g} + g_r\left(hk_r\right)\right) + \frac{\psi_1}{pop_j}\sum_{r\in R_{-j}} \alpha_r'\left(\chi_j - \bar{g} + g_j\left(hk_j\right)\right)$$

$$= \left(\psi_{0j} - \psi_1 \sum_{r\in R_{-j}} \alpha_j\left(\chi_r - \bar{g}\right) + \frac{\psi_1\left(\chi_j - \bar{g}\right)\sum_{r\in R_{-j}} \alpha_r'}{pop_j}\right)$$

$$- \psi_1 \alpha_j \sum_{r\in R_{-j}} g_r\left(hk_r\right) + \frac{\psi_1 \sum_{r\in R_{-j}} \alpha_r'}{pop_j} g_j\left(hk_j\right)$$

将每一项前的系数进行整合并用φ代替，可化简为：

$$\log E_j = \varphi_{0j} - \varphi_{1j}\sum_{r\in R_{-j}} g_r\left(hk_r\right) + \varphi_{2j} g_j\left(hk_j\right) \tag{6}$$

根据式(6)，给定其他条件一致，如果hk_r较大而hk_j较小(r地区落户政策较j地区更为宽松)，则相对于流入人口，更多的人将会从j地流出，因此式(6)将流出地高中教育财政状况与人口流动及背后的驱动因素——各地落户政策联系起来。后文的经验分析将以该式为基础展开。

三　分析策略

(一)回归模型

下面我们在(6)式的基础上推导出用于经验分析的回归模型。在式(6)中，由于代表j与r两地间的迁移成本$g(\cdot)$的绝对值难以用数据直接测度，为便于进行回归分析，我们将表达式(6)进行差分以得到所有变量的跨期变化量。对每一个样本年份t，做如下一阶差分得到：

$$\begin{aligned}&\log E_{jt} - \log E_{j,t-1} = \\ &\left(\varphi_{0jt} - \varphi_{0j,t-1}\right) - \varphi_{1j}\sum_{r\in R_{-j}}\left[g_r\left(hk_{rt}\right) - g_r\left(hk_{r,t-1}\right)\right] + \varphi_{2j}\left[g_j\left(hk_{jt}\right) - g_j\left(hk_{j,t-1}\right)\right]\end{aligned} \tag{7}$$

式(7)中$\varphi_{1j}\sum_{r\in R_{-j}}\left[g_r\left(hk_{rt}\right) - g_r\left(hk_{r,t-1}\right)\right]$代表的是流入地$r$的落户政策变化导致$j$地个体外迁至$r$的成本发生变化，进而引起对$j$人口外流和教育经费的影响。人口向流入地集聚的过程受多方面因素的综合影响，例如流入地有更好的就业机会和生活条件等(理论模型中的χ_r)。本文的分析策略是利用一阶差分控制这些长期存在的影响因素[①]，进

① 为控制其他不可观测且随时间变化的就业市场冲击等影响因素，我们在稳健性检验中进一步控制基于流入地的加权平均GDP和人口数，即控制每一个流出地面对潜在移民目的地的平均劳动力市场冲击。对此感兴趣的读者可访问《世界经济》网站(www.jweonline.cn)2025年第6期在线期刊中本文的补充材料附录A。后文简称见网站。

而利用一个Bartik形式的变量来构建相对外生的由流入地落户政策变动对人口流动产生的整体冲击，以近似衡量$\left[g_r\left(hk_{rt}\right)-g_r\left(hk_{r,t-1}\right)\right]$，一阶差分的设定也与现有使用偏移-份额（shift-share）设定的文献相一致（Autor *et al.*，2013；Borusyak，2022）。具体而言，我们构建的Bartik变量为：$\left(hk_{rt}-hk_{r,t-1}\right)\times\frac{mig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}}$。其中，$\left(hk_{rt}-hk_{r,t-1}\right)$为流入地$r$在$t-1$到$t$年间落户政策的变化，$\frac{mig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}}$表示在基准年份（2000年）来自户籍地$j$的人口中选择迁移去$r$地区的比例。二者的乘积表示$r$地区发生的落户政策变化对于$j$地区居民迁移决策的影响强度。例如，当北京放宽落户政策时，北京周边的河北省户籍人口的迁移决策会受到较大影响。这一方面是因为两个地区距离较近，另一方面是因为北京市内已经形成规模庞大的河北移民网络（Card，2009）。相比较而言，广东省户籍人口受到的影响就比较小。我们用Bartik形式变量近似衡量$\left[g_r\left(hk_{rt}\right)-g_r\left(hk_{r,t-1}\right)\right]$的原因主要是一方面Bartik型变量以加权平均的方式较好地衡量了不同流入地改革对特定流出地的总体影响，即历史上经济和移民联系更紧密的流出地的改革权重更大；另一方面，Bartik型变量相对外生，更不易受到内生性问题的干扰。后文将根据Borusyak（2022）的框架详细讨论该变量的外生性假设与相关的统计检验。

同理，表达式（7）中第三项$\left[g_j\left(hk_{jt}\right)-g_j\left(hk_{j,t-1}\right)\right]$，即$j$地落户政策的改变对流入$j$地人口规模的影响，可被近似衡量为：$\left(hk_{jt}-hk_{j,t-1}\right)\sum_{r\in R_{-j}}\frac{Inmig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}}$。其中$\left(hk_{jt}-hk_{j,t-1}\right)$为$j$地在$t-1$到$t$年间落户政策的变化，$\sum_{r\in R_{-j}}\frac{Inmig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}}$表示在基准年份（2000年）从各地$r\in R_{-j}$流入$j$地的人口占$j$地户籍人口的比例。

给定所构建的Bartik变量，本文的主回归方程为：

$$\begin{aligned}\Delta\log E_{jt}=&\beta_0+\beta_1\left[\sum_{r\in R_{-j}}\left(hk_{rt}-hk_{r,t-1}\right)\frac{mig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}}\right]\\&+\beta_2\left[\left(hk_{jt}-hk_{j,t-1}\right)\sum_{r\in R_{-j}}\frac{Inmig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}}\right]+\delta_j+\Gamma_t+\varepsilon_{jt}\end{aligned}\tag{8}$$

该回归式虽然采用一阶差分形式，但由式（6）至式（8）的推导可知，回归系数β_1即我们想要估计的人口流入目的地落户政策水平对流出地j的教育财政水平的平均处

理效应（公式（6）的φ_{1j}）①。因此，参考 Autor *et al.*（2013），β_1可被较为直观地解释为流入地落户政策每变动一单位，流出地高中教育财政水平如何变化。此外，δ_j和Γ_t分别代表地区和时间固定效应，ε_{jt}为误差项。回归模型的基本识别假设为户籍政策变化的随机性，即人口流入地是否放松落户限制不与这个地区的主要流动人口来源地的冲击相关。例如，北京市落户政策的变动，不会受到河北省（北京市主要流动人口来源地）的其他经济条件冲击的影响（Borusyak，2022）。本文将在稳健性检验部分更加详细地讨论并检验该识别假设。

参考 Autor *et al.*（2013）核心解释变量构造的相关设定，本文核心解释变量 Bartik 的具体计算方式为：首先，根据国家统计局的分类方法，我们将所有县级行政单位归类为市辖区和县。每一个地级市的所有市辖区组成市辖区区域，所有县和县级市组成县域；然后，把全国 N 个地级市按照地级市-区域类型分类为 2N 个地区，对于每一个人口流入地，我们利用户籍改革文本的原始数据计算出一个年度落户开放程度变化指数。利用该指数从$t-1$到t的逐期差分，即可得到 Bartik 变量的偏移部分。Bartik 变量的份额部分，权重为基期（2000 年）由人口流出地向各流入地迁移的人口数量占流出地总户籍人口的比重。本文构建的偏移-份额变量表示一个人口流出地受到的全国其他地区落户政策变化的影响。主回归模型还控制了流出地对人口迁入的落户政策限制变量和地级市-区域固定效应②。其他的控制变量包括区县人口总量、地级市 GDP、城市在岗职工平均工资、城市第三产业从业人员占比。所有控制变量均滞后一期以尽量避免后定变量的坏控制（bad control）问题，并且，除城市第三产业从业人员占比这一比例指标外，本文其他控制变量均取对数形式。对于主回归的被解释变量，本文利用中国教育经费统计数据库，获得了每一个区县级行政区高中的生均教育经费总支出与总收入，基于此测度县级层面教育财政状况的变化，所用数据时间段为 2007-2015 年。

（二）数据来源

1. 教育财政数据。本文所用的教育经费数据来源于中国教育经费统计数据库。

① 具体而言，在线性条件期望函数假设下，我们可以将β_1、β_2理解成异质性处理效应φ_{1j}、φ_{2j}的平均值。

② 我们在构造 Bartik 变量的偏移部分时，并没有使用区县层面的落户指数，而是计算加总到了地级市-区域层面。原因在于：第一，对于同一个地级市而言，区和县内部可以近似看作是人口流入的同质化选择（如北京市东城区与西城区，或者上海市杨浦区与黄浦区）；第二，在 2007-2015 年绝大多数同一城市区县内部没有出现较为明显的落户政策差别的变化；第三，在回归分析中，当我们考虑区县至区县层面的人口流动时，绝大多数区县的对应值会变为零，出现典型的空间经济学中的颗粒（granular）问题（Dingel and Tintelnot，2020）。因此，为尽量避免过多的零出现在我们的人口流动矩阵中，我们将落户指数加总到了地级市-区域层面。

该数据库涵盖了历年全国各级各类教育经费数据、行政数据，包含了各级教育主体的教育经费收入、支出以及债务统计指标，是目前据作者所知最为全面的教育经济基础数据库，为深入了解中国教育财政情况提供了权威而系统的数据支持。

由于区县级层面的教育经费数据自2007年起才被完整统计，本文申请并获取了2007-2015年全国各区（县）普通高中的教育财政数据，并选取生均教育经费总支出和生均教育经费总收入作为核心被解释变量。我们利用数据中各区县普通高中历年的教育经费总收入（支出）除以当年在校学生数来获得这两个指标。在后文中，我们还依据经费来源将经费收入分为国家财政性教育经费及非财政性的民办学校举办者收入、捐赠收入、事业收入、其他收入，依据资金用途将经费支出划分为教师工资、学生资助、学校运转、设备购置、校舍建设五类子项进行详细讨论。

2. 户籍政策指数。为了测算流入地年度落户开放程度变化的户籍指数得到Bartik变量的偏移部分，本文构建了区县层面的量化户籍政策指数。我们使用的原始文本来源于北大法宝、法律之星以及各省市政府和公安部门公开发布的户籍制度改革相关文件。在对户籍政策编码的过程中，对于部分区县的缺失文本，作者通过联系档案馆和走访相关部门，与Fan（2019）和西南财经大学户籍改革与移民研究项目团队于2021年公开的120个地级市户籍制度改革文件交叉检验等方式，尽可能获取并保证原始政策文件的完整性。最终，作者共手工收集了全国、各省份和303个地级以上城市及其所辖的2800余个县级行政单位2000至2015年约2000份户籍原始文本。本文使用层次分析法来测算县域层面的户籍制度改革力度，即区县落户开放指数。层次分析法是确定指数构建中指标权重的分析方法，主要根据不同指标的相对重要性，两两比较后通过判断矩阵判断一致性，最后标准化为各个指标的具体权重。相比于投影追踪模型的测算结果，层次分析法得到的指标权重具有经济含义明确和不随时间变化等优点（孙文凯等，2020），因而更适用于本文的指标构建。具体户籍指数测算步骤如下：第一，在梳理政策文本的基础上，借助词频统计，对全国区县层面的户籍政策文本进行关键指标提炼，得出研究区间内的购房、技能、经商、就业和租房五大类一级指标；第二，通过正则表达式提取户籍政策文本包含的改革力度数据；第三，参考孙文凯等（2020）户籍开放度测算过程中的权重设定排序，进行原始数据分项指标的权重设定；最后，通过层次分析法测算区县户籍政策指数①。

在2000-2015年的户籍制度改革文件中，本文将不同区县的落户条件归纳为“购

① 具体户籍指数构建方式及其描述性统计等相关信息详见网站附录B。

房”“技能”“经商”“就业”和“租房落户”这5个一级指标，以及“购房价值”“社保年限”等16个二级指标。具体条目如图2所示。

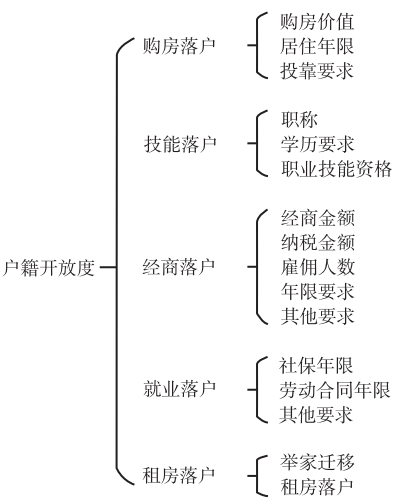

图2　户籍指数的指标设定

在层次分析法权重设定中，权重越高代表该分项越能体现户籍开放。参考孙文凯等（2020）和张吉鹏和卢冲（2019）的相关定义和介绍，本文将租房即可落户视为最能体现户籍开放的落户分类，定义为最高权重，就业落户次之，而后是经商落户，需要技能偏向和购房才能落户的权重赋值最低。为了验证使用区县户籍指数的合理性，我们进行了以下分析。首先，在稳健性检验部分，我们在相同的原始文本数据基础上，利用既有投影追踪模型构建了另一个区县户籍指数，并与正文使用的层次分析法构建的户籍指数相比较，发现结果基本一致。其次，我们将本文构建的区县层面户籍指数加权平均到地级市层面，与Fan（2019）和张吉鹏和卢冲（2019）使用的地级市层面户籍指数进行比较，验证了不同指数间的相关性（详见网站附录B）。

（三）描述性统计

表1展示了本文主要变量的描述性统计，包括回归分析的被解释变量、解释变量以及控制变量。所有变量均在县级行政单位层面加总平均计算。高中经费收支数据来源于2007–2015年区县层面教育财政数据。财政经常性收入数据等社会经济数据来源于2007–2015年各区县统计年鉴和统计局网站。跨区县人口流动、教师与生源流失相关的被解释变量数据来源于2000、2005、2010与2015年全国人口普查微观数据。由于2005年数据中缺少职业三位码，教师部分仅使用了2000、2010和2015三年的数据；有关生源流失的定义，本文参考巩阅瑄和陈涛（2022），定义县域高中生源流失比例如下：分母为户口在某县域的高中在校生总人数；分子为户口在本县域，但是常住地在市辖区的高中在校生数。解释变量落户政策冲击来源于2007–2015年户籍指数数据。

从教育财政的角度来看，高中阶段的生均教育经费总支出与总收入在不同地区间的差距较大。其中，生均总支出的均值为10 092元，标准差为7862元，生均总收入的均值为10 490元，标准差为8354元。按照用途划分，绝大部分的经费用于支付教

表1　　变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量:区县高中经费收支(元)					
生均教育经费总支出	18 705	10 091.73	7862.09	936.36	148 910.13
生均教师工资支出	18 705	5626.75	4333.14	403.47	73 762.30
生均学生资助支出	18 705	305.16	386.70	0	17 153.15
生均学校运转支出	18 705	1800.24	1490.72	21.83	24466.10
生均设备购置支出	18 705	531.92	1119.60	0	64 707.96
生均校舍建设支出	18 705	1827.65	3824.21	0	125 226.25
生均教育经费总收入	18 705	10 489.83	8353.67	1251.75	149 150.47
生均国家财政性教育经费收入	18 705	8200.02	7691.57	6.73	147 610.42
生均民办学校举办者收入	18 705	31.25	310.82	0	14 779.18
生均社会捐赠收入	18 705	50.27	342.26	0	28 763.10
生均事业收入	18 705	2055.25	1978.54	0	66 275.51
生均其他收入	18 705	153.04	642.44	0	23 895.24
被解释变量:跨区县人口流动(人)					
跨区县人口流动	7654	197.76	273.31	1	2684
跨区县劳动力年龄人口数	7654	171.60	238.81	1	2295
被解释变量:区县政府财政经常性收入					
财政经常性收入总值(千元)	17 955	948 646.73	2029 348.22	3220.00	71 312 401.00
财政经常性收入人均(元/人)	17 955	1823.72	3934.18	27.80	43 8678.38
被解释变量:教师质量					
研究生及以上学历教师占比(%)	4221	1.18	4.46	0	50
教师受教育年限(年)	4221	15.01	1.31	9	17.50
被解释变量:生源流失					
县域高中生源流失占比(%)	5239	8.6	12.1	0	1
解释变量					
落户政策冲击(标准化后)	18 705	0	1	−9.46	9.83
流入地落户政策冲击(标准化后)	18 705	0	1	−7.47	13.10
控制变量					
地区生产总值(亿元)	18 705	1994.26	2616.11	222.15	23567.70
人口规模(千人)	18 705	516.75	354.38	30.00	2536.00
第三产业从业人员占比(%)	18 705	52.46	9.67	0.63	78.41
在岗职工平均工资(元)	18 705	38 891.41	12 063.59	16674.06	103 400.41

说明:县域高中生源流失占比测算过程中由于需要对分母中县级行政单位高中在校生数为0的样本予以剔除,因而样本少于跨区县人口流动;部分区县财政经常性收入数据缺失,样本量因此略少于区县高中经费收支数据。

师薪资，其份额约占总经费支出的60%，剩余部分主要用于学校日常运转与校舍建设，少量用于支付学生的奖助学金、采购教学设备。按照来源划分，教育经费收入主要来源为国家财政性经费拨款，约占经费总收入的80%，其次为事业收入，仅有2%左右的经费来源于民办学校举办者收入、社会捐款及其他经费。从师资的角度看，教师受教育年限的均值为15年，标准差为1.31年，这意味着绝大多数的高中教师接受过高等教育。从生源的角度看，县域高中生源的流失情况在不同县域之间差距明显，县域高中生源流失比例占比的均值达8.6%。

四　人口流动对县中教育财政的影响

本节根据理论模型推导出的回归方程(8)考察了人口流动对落后地区县域高中财政支出与收入的变化情况。

(一)学校经费支出

表2展示了流入地落户政策冲击对区县级行政单位①高中财政能力变化的影响。基于上一章节中针对公式(8)的推导和设定的讨论，一阶差分模型中的回归系数可以直观地解释为水平值上的相关关系。为了进一步方便解释回归系数的大小，我们将解释变量进行了标准化处理(减去均值后除以标准差)，并将被解释变量中教育财政

表2　　区县级行政单位高中教育经费支出变化

被解释变量：生均教育经费总支出对数(差分)	(1)	(2)	(3)
落户政策冲击	−0.596**	−0.605**	−0.664**
	(0.262)	(0.258)	(0.283)
流出地落户政策	未控制	未控制	控制
控制变量	未控制	控制	控制
地级市−区域固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	18 705	18 705	18 705
R^2	0.043	0.043	0.043

说明：被解释变量在流出地层面；解释变量为流入地落户政策冲击；标准误聚类到地级市−区域层级；*代表p<0.1，**代表p<0.05，***代表p<0.01。如无说明，后表同。

① 狭义的县域仅包括县城，而县级行政区则是广义概念，不仅包括县和县级市，也包括地级市的市辖区等县级行政单位。

的对数值乘以100。因此，表格中的系数β可以解释为1个标准差的落户政策变化，将导致β%教育财政的变化。在添加了所有控制变量的第(3)列回归中，可以发现流入地落户政策每放松1个标准差，将导致流出地高中的生均财政支出下降0.66%。该结果在引入其他控制变量后依然稳健。

中国的市是一个行政单位，不同等级城市之间的财政能力存在差异，城市内部市辖区和县域也有差别。因而，表3进一步按城市级别分为一、二、三线城市和四、五线城市，并将市辖区和县域也进行区分，以考察人口流入地落户政策对不同等级城市和不同区县行政单位的高中财政能力的异质性影响。表3中A和B部分分别为市辖区样本和县域样本的估计结果，而第(2)(3)列对隶属于一、二、三线城市的区县和隶属于四、五线城市的区县，分别进行了回归分析①。结果显示，受到流入地落户政策负面冲击的主要是四、五线城市的县域高中。流入地落户政策每放松1个标准差，将导致四、五线县域高中的生均财政支出下降1.22%。市辖区或一、二、三线城市的区县不会受到显著的负面影响。这一发现表明，在城镇化加速的大背景下，落后地区县域高

表3　　区县级行政单位高中教育经费支出变化(按区县性质)

被解释变量:生均教育经费总支出对数(差分)	(1)全部城市	(2)一二三线	(3)四五线
Panel A:市辖区样本			
落户政策冲击	0.420 (0.637)	1.877 (1.221)	−0.244 (0.719)
样本量	4743	2424	2319
R^2	0.053	0.033	0.075
Panel B:县样本			
落户政策冲击	−0.813*** (0.312)	0.642 (0.597)	−1.217*** (0.337)
样本量	13 962	2899	11 063
R^2	0.044	0.044	0.046
流出地落户政策冲击	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
地级市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制

① 在所有分样本仅包括县或市辖区的回归中，我们将原来的地级市-区域固定效应替换为地级市固定效应，同时标准误聚类在地级市层面。

中会面临更加严峻的财政压力①。

表4将四、五线城市的县域高中学校的总支出进一步拆分为五大部分：生均教师工资支出、生均学生资助支出、生均学校运转支出、生均设备购置支出和生均校舍建设支出。我们发现人口流入地落户政策放松导致的财政支出下降显著体现为高中运转经费的下降。学校运转经费主要是指维持学校正常运转所需要购买的商品和服务支出，比如水电费、校车运营费、耗材费、学生活动费等等。这些经费在生均层面的减少，将大大影响学校的教学质量与正常运营②。生均学生资助出现了下降，但标准误过大可能存在估计不准确的情况。对于生均教师工资、设备购置则没有发现明显的负效应，可能的原因是高中教师工资与编制一般比较稳定，而设备购置多数为固定成本支出。

表4　　四五线地级市县域高中教育经费支出变化（细分支出）

被解释变量：细分的生均教育经费支出对数（差分）	（1）教师工资	（2）学生资助	（3）学校运转	（4）设备购置	（5）校舍建设
落户政策冲击	−0.0874	−1.417	−0.983*	1.375	−3.014
	（0.317）	（1.384）	（0.499）	（2.319）	（2.831）
流出地落户政策冲击	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地级市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 063	11 063	11 063	11 063	11 063
R^2	0.040	0.113	0.027	0.007	0.016

生均经费支出下降可能是由两种变化驱动的：第一，教育财政总支出下降；第二，高中学生数量上升。虽然在县中逐渐弱势的大背景下，后者不太可能是生均经费下降的主要原因，本文仍检验了人口流动对于教育经费总支出和县域高中生数的影响（详见网站附表C4）。整体上来看，本文并未发现人口流动对于高中生数变动的正向影响。相反，对于县域，尤其是四五线城市的县域高中，其学生数量甚至明显减少。

① 进一步地，我们根据2010年第六次全国人口普查数据中的常住人口和户籍人口相对数量将城市划分为净流入城市和净流出城市，进行了分组回归。结果显示，人口净流出地县的教育支出受人口流出产生显著的负向影响，而人口净流入地和人口净流出地的市辖区不会受此影响（详见网站附表C1）。此外，本文在附表中还进一步给出了全国分是否贫困地区（可能受到高校招生国家专项计划的影响）、东中西部地区的异质性分析结果（见网站附表C2、附表C3）。感谢匿名审稿人的宝贵建议。

② 近年来有关四、五线城市学校运转经费出现困难的新闻报道时有出现，如https://www.bjnews.com.cn/detail/ 1705126523169131.html；https://www.bjnews.com.cn/detail/155149914614807.html。

因此,本文认为生均教育经费收支变化主要来源于财政收支的整体减少,即地方财政收支保障的降低。

(二)学校经费收入

前述分析表明,流入地落户政策冲击导致县域高中的财政支出会相对下降,那么这种支出的相对下降是由于财政状况的恶化,还是由于更有效率的成本控制呢?本节将考察学校经费收入的变化情况。表5第(3)列回归表明,流入地落户政策每放松1个标准差,将导致流出地高中的生均财政收入下降0.68%,与相对支出下降的幅度几乎一致。这证明受到冲击的区县的高中相对支出下降的关键在于相对收入的下降。表6进一步按学校所在区县的性质考察了冲击影响的异质性①。与财政支出的证据相同,我们发现四、五线城市县域高中的经费收入受到的负向冲击最大。流入地落户政策每放松1个标准差,将导致这些高中的生均财政收入下降1.30%。与此相对,一、二、三线城市的高中受到流入地落户政策冲击的强度不大。

表5　　区县级行政单位高中教育经费收入变化

被解释变量:生均教育经费总收入对数(差分)	(1)	(2)	(3)
落户政策冲击	−0.611**	−0.617**	−0.681**
	(0.297)	(0.293)	(0.304)
流出地落户政策冲击	未控制	未控制	控制
控制变量	未控制	控制	控制
地级市-区域固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	18 705	18 705	18 705
R^2	0.042	0.043	0.043

为研究相对财政收入下降的原因,我们在表7中将四、五线地级市县域高中的生均总收入拆分为五部分:生均政府财政经费收入,生均民办学校举办者收入,生均社会捐赠,生均事业收入和生均其他收入。结果表明,县域高中教育经费收入的下降主要是由于政府财政经费收入的下降。流入地落户政策每放松1个标准差,将导致这些高中的政府财政经费收入下降1.14%。相比较而言,民办学校举办者收入、社会捐赠和事业收入都没有出现明显的下降。这也证明落后地区县域学校财政收入下降的主要原因在于政府财政经费收入的下降。

① 同上文,我们进一步在附表中给出了全国分流动人口规模、是否贫困地区、东中西部地区的异质性分析结果(见网站附表C5、C6、C7)。

表6　　区县级行政单位高中教育经费收入变化(按区县性质)

被解释变量:生均教育经费总收入对数(差分)	(1)全部城市	(2)一二三线	(3)四五线
Panel A:市辖区样本			
落户政策冲击	0.467 (0.694)	0.933 (1.764)	0.0651 (0.726)
样本量	4743	2424	2319
R^2	0.056	0.033	0.085
Panel B:县样本			
落户政策冲击	−0.851** (0.335)	0.680 (0.542)	−1.298*** (0.334)
样本量	13 962	2899	11 063
R^2	0.041	0.044	0.043
流出地落户政策冲击	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
地级市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制

表7　　四五线地级市县域高中教育经费收入变化(细分收入)

被解释变量:细分的生均教育经费收入对数(差分)	(1) 政府财政经费	(2) 民办学校举办者收入	(3) 社会捐赠	(4) 事业收入	(5) 其他收入
落户政策冲击	−1.143*** (0.397)	0.593 (1.914)	0.347 (1.914)	−0.799 (1.290)	0.951 (2.051)
流出地落户政策冲击	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地级市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 063	11 063	11 063	11 063	11 063
R^2	0.059	0.010	0.010	0.023	0.009

总体来说,通过对学校财政状况的分析我们可以发现,流入地落户政策的放松将导致流出地高中生均财政状况的相对恶化,具体表现为收入和支出的相对下降。这种冲击对于落后地区的县域高中尤为显著。县域高中的经费收入下降主要是由政府财政经费下降导致的,而支出层面的下降则主要是由生均学校运转经费下降引起的。

(三)稳健性检验

本节主要对本文主回归所使用的Bartik政策冲击变量进行平衡性与稳健性分析。

1. 平衡性检验。主回归中所用Bartik变量的构造原理是一个流出地区受到的其他人口流入地区的落户政策的整体冲击，等于这些流入地落户政策变动的加权平均。其中，权重为基准年份该流出地区在不同人口流入地的移民人数占比。根据Borusyak *et al.*（2022）的框架，在矩条件中使用的真正工具变量为Bartik变量的偏移部分，即人口流入地的落户政策变化。原始Bartik回归等价于对所有变量按份额加权平均后的流入地层面回归。因此，本文主回归的核心识别假设为，流入地的落户政策变化与其主要流动人口来源地的其他冲击无关。我们认为这个识别假设是合理的，例如北京市政府不会因为河北省的经济变化而改变自己的落户政策。为了进一步验证主要识别策略的合理性，我们在Borusyak *et al.*（2022）的框架下，为流入地层面混杂变量进行了平衡性检验。根据Xu（2022）的做法，我们将流动人口来源地层面可能存在的混杂变量（confounder）v_j[①]利用份额加权加总到流入地层面，计算出$\bar{v}_r$：

$$\bar{v}_{r,t-1}=\frac{\sum_j \frac{mig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}} v_{j,t-1}}{\sum_j \frac{mig_{jr,2000}}{pop_{j,2000}}} \tag{9}$$

然后，将该加权混杂变量作为被解释变量，对该人口流入地r的落户政策变动$(hk_{rt}-hk_{r,t-1})$做回归。所有混杂变量均为滞后一期的水平变量（非差分），以防止后定变量是“渠道”而非“混杂”的问题。如果该回归系数统计不显著，则证明人口来源地无法观测的混杂变量与人口流入地的落户政策变动无关。我们主要考察了区县层面人口规模、财政经常性收入以及地级市层面GDP，在岗职工平均工资和第三产业从业人员占比5个混杂变量，并在表8的A部分中展示了回归结果。第（1）列展示了回归的点估计系数，第（2）列展示了对应的标准误。我们发现所有的混杂变量都与落户政策变动无关，证明了识别假设的合理性。

2. 遗漏变量检验。第二组稳健性检验考察流出地层面的遗漏变量问题。对于主回归而言，一个可能影响识别的因素是某些流出地的遗漏变量（一些无法观测的经济冲击）既与流入地的落户政策变化相关，又与流出地的学校财政状况相关。为了考察是否存在这样的遗漏变量，我们采用了Oster检验的方法（Oster，2017）。该方法的核心观点在于，虽然我们无法控制观测不到的遗漏变量，但是如果在不断加入预测能力较强（能解释相当一部分被解释变量变异）的控制变量时，估计系数保持稳定，则能在一定程度

① Bartik变量的混杂变量（confounders）指的是既影响被解释变量又与偏移-份额部分相关的变量。混杂变量如果没有被控制，会导致Bartik变量与误差项相关，从而使估计存在偏误。

上说明原回归不太可能有很强的遗漏变量偏误。比较表2与表5的主回归结果可以发现，在加入控制变量前后，主要估计系数变化不大，出现较大遗漏变量偏误的可能性不高。表8的B部分展示了Oster检验的结果。该检验使用的可观测控制变量与主回归一致，包含区县人口总量、地级市层面GDP、城市在岗职工平均工资、城市第三产业从业人员占比。结果表明，Oster检验的δ值在两个不同的主回归被解释变量下均远大于门槛值1，证明遗漏变量相对于可观测控制变量来说很重要，才能使估计结果被抹平为零。同时，Oster检验的β检验置信区间不包括零值。因此，主回归结果是稳健的。

表8　　稳健性检验

A：平衡性检验：流出地层面加权混杂变量		
人口流出地层面的混杂变量	（1）点估计	（2）标准误
人口规模	−20.19	（19.07）
地区生产总值	2.447	（23.99）
在岗职工平均工资	6.353	（36.06）
第三产业从业人员占比	−0.845	（1.91）
财政经常性收入	−10.77	（39.75）
B：Oster检验		
被解释变量	生均教育经费总支出	生均教育经费总收入
Oster检验值（δ值）	3.782	2.141
Oster检验值（β检验区间）	（−0.664，−0.627）	（−0.681，−0.468）

说明：Panel A中除第三产业从业人员占比外，其他变量均取对数；Panel B中被解释变量取对数差分。

3. 反向因果讨论。主回归中的核心解释变量是流入地落户政策放宽导致流出地流出人口增多，我们需要排除这一逻辑链条存在反向因果的问题。首先，本文使用的学校层面经费数据年份为2007−2015年。在这段时间内，国家自上而下多次发文强调放开放宽中小城市的落户条件。例如，2011年《国务院办公厅关于积极稳妥推进户籍管理制度改革的通知》对设区的市和县级市分类明确了户口迁移政策调整要求。2014年，国务院进一步发文要求建制镇、小城市全面放开有合法稳定住所（含租赁）群体的落户条件，对人口流入较多的特大城市虽然有所调整，但基本要求仍然是“严格控制”。基于以上中央政策推出的脉络进行推测，本文的数据期间内，地方户籍制度改革的政策调整很多情况下是自上而下的改革要求，而不是地方政府为了让已经流入的人口能够落户而被动做的改革。其次，如果地方政府因为流动人口存量较多而被动地放松户籍限制为其落户，那么将对本文流入地户籍政策的外生性产生影响。

但是，从现实观察来看，这段时间内，人口流入最多的地区反而多为户籍改革最保守的地区（例如特大型城市）。我们绘制了以2000年（初始基期）地级市-区域层面流动人口数量对数值为横轴，2000-2015年户籍改革指数变化值为纵轴的散点图，发现两者没有呈现正相关关系①。因此，反向因果问题在本文的分析中并不严重。

4. 其他稳健性检验。我们还进行了其他有关识别策略的稳健性检验。首先，由于被解释变量数据在区县层面，我们进一步控制了区县层面固定效应的回归结果作为稳健性检验（正文主回归中我们控制了地级市-区域层面的固定效应，详见网站附表C8至C11的A部分）。结果表明，使用区县层面固定效应的回归与主回归的影响方向、系数和显著性水平均大致相同。第二，尽管我们在构建指数时采用的层次分析法更能综合体现政策文本的逻辑和具体细节（孙文凯等，2020；陈媛媛等，2024），为了避免指数测算的主观性对研究结果可能造成的偏差，我们采用文献中另一种常用的客观权重赋值的投影追踪方法（张吉鹏和卢冲，2019）对户籍指数进行了重新测算，并利用这个新的指数对主回归结果进行了稳健性检验（详见网站附表C8至C11的B部分）。结果表明，无论使用层次分析法还是投影追踪法来构建户籍指数，都不会影响我们的结论。第三，由于教育财政数据中，新疆、西藏的统计资料存在部分缺失，本文在正文中未计入上述两省份，我们纳入两省份数据进行回归，结果与主回归基本一致（详见网站附表C8至C11的C部分）。第四，撤点并校的政策变化如果与流出地城市教育经费收支减少有关，那么未考虑这一因素可能导致遗漏变量问题。我们以高中学校数量作为被解释变量，结果没有发现人口流动对高中学校数量产生了显著影响（详见网站附表C12第（1）列）。此外，我们也尝试在主回归的基础上控制了滞后三期的义务教育阶段学校数量和当地高中学校数量，结果与主回归基本一致。②

五　进一步分析

（一）机制讨论

本文的基准结果表明，城镇化推进过程中，人口流出扩大了流出地县域高中与流入地高中的财政经费差距。本节将进一步对主回归结果的机制进行检验。参考张熠等（2023）的研究，我们采用劳动力流动的相关指标以及地方财政收支作为被解释变

① 详见网站附录A图A1。此外，限于篇幅，本文在附录A中对反向因果问题进行了更为详尽的论证。

② 详见网站附表C12第（2）列和第（3）列。此外，因为撤点并校本身可能是核心自变量人口流动带来的结果，这就会导致坏的控制变量（bad control），因而本文未在主回归中加入这两项控制变量。

量，对核心解释变量进行回归，据此检验人口流入地的户籍放宽是否导致了更多的劳动力流动，以及人口流动对流出地财政收支的影响。

1. 劳动力区域间再配置。迁移的边际收益超过边际成本，就会导致劳动力流动。包含多维度要求的流入地户籍政策放宽，实际上意味着包括购房、社保、教育等一揽子商品价格的变化，从而带来迁移成本的降低。这有可能成为人口流动的“加速器”。表9第(1)列发现落户政策带来的冲击会直接加速流出地人口流出。这种流出不仅包含了总人口的流出，同时还包含了劳动年龄人口(16–65岁)的流出。表9第(2)列显示，流入地落户政策每放松1个标准差，将导致流出地劳动年龄人口迁出增加5.61%[①]。此外，流入地户籍放宽还提高了流出地的抚养比(详见网站附表C14)。

2. 地方财政收支变化。人口的流出，尤其是劳动年龄人口的流出，会降低人口流出地的经济集聚与公共服务效率，使流出地损失了劳动者可能贡献的税收和社会保障缴费，进而对财政收入产生影响。表9第(3)和(4)列结果显示，无论是人口流出地的财政经常性收入总值还是人均财政经常性收入都明显下降。

基于以上机制探索的结果，我们可以得出以下结论：学校从政府获得的财政经费收入下降的重要原因是流入地落户政策放宽导致人口流出。人口的流出一方面降低生产集聚效应，使得地方政府财政收入下降(Ahlfeldt *et al.*，2015；Duranton and Puga，2020)；另一方面增加公共产品人均固定成本(或可能改变了地方政府的教育财政支出激励)，这就产生了对生均教育公共财政收入的负外部效应。这种负外部效应迫使县域高中减少它们的生均运转经费，使得其与发达地区市辖区高中的差距进一步拉大。县级行政单位教育收入下降的另一个可能解释是地方政府的支出偏好变化。在流出移民未对家乡的税收收入做出积极贡献的同时，流出地抚养比增加，社会公共支出压力提高。这使得人口流出有可能进一步降低地方政府教育财政支出的激励，加剧财政负外部性，但是关于这一问题的检验超出了本文的研究范畴，未来值得进一步探索。总体而言，我们的研究证实了人口流出对于地方政府收入和教育财政收入带来的负面影响。

① 需要注意的是，由于流入地落户政策放宽可能直接导致流动人口在流入地城市的落户难度降低，这部分跨区县的流动人口就未被包含在本文的跨区县流动人口之中，可能造成机制分析结果的低估。我们在网站附表C13中给出了“跨区县外出人口加跨省份落户人口”作为因变量的稳健性检验，结果发现加入落户人口后显著性不变，系数更大。

表9　　地方劳动力和区县财政经常性收入变化

被解释变量（对数取差分）	（1）跨区县外出人口数	（2）跨区县外出劳动年龄人口数	（3）区县政府财政经常性收入总值	（4）人均区县政府财政经常性收入
落户政策冲击	6.106**	5.605**	−1.169**	−1.141**
	（2.645）	（2.431）	（0.472）	（0.486）
流出地落户政策冲击	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
地级市−区域固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	7654	7654	17 955	17 955
R^2	0.782	0.802	0.056	0.058

说明：跨区县外出人口和劳动年龄人口数据来源于2000、2005、2010与2015年全国人口普查微观数据；区县政府财政经常性收入数据来源于2007−2015年区县教育财政数据。

（二）县中影响的其他表现

在机制讨论中，我们发现人口流动对流出地财政产生了负面影响。这可能导致留在相对落后地区的人口进一步发生迁移，使得人口流出地的教育资源更加恶化。除了教育财政能力降低外，本节进一步分析了人口流出地的两个与其相伴而生的现象，县域中学教师质量变化与学生的流失。他们既是县中衰落的原因，也是县中衰落的结果。城镇化进程中教师、学生和其他劳动力的离开削弱了县中的财政，降低了县中的教育质量，然后进一步推动更多的教师与学生离开，最终形成了县中塌陷的恶性循环。

1. 教师流失。流入地的落户政策除了会通过公共财政负外部效应影响落后地区县域高中，也可能通过吸引高技能青年教师迁移导致县域高中的师资力量相对受到削弱。我们使用了2000、2010和2015年全国人口普查微观数据，并定义中学教师为“在人口普查的职业问卷中选择初中、高中、中专、职业中学、技工学校和其他中等教育的人”。之所以没有将2005年数据纳入分析样本，是因为当年普查数据缺乏三位数职业代码资料。为了方便解释因果效应强度，我们同样将解释变量进行了标准化处理（减去均值后除以标准差），并将第一个被解释变量（研究生以上比例）的数值乘以100。表10第（1）（2）列的结果显示，流入地落户政策每放松1个标准差，将导致流出地中学教师研究生以上比例下降0.18个百分点，平均受教育年限下降0.08年。根据描述性统计（表1）中的均值，流入地落户政策每放松1个标准差，将导致流出地中学教师研究生以上比例下降14.83%，平均受教育年限下降0.53%。由于普查数据的限制和教师这一群体具有一定的落户便利性，本文未进一步探究教师质量变化的细

节。但是，无论是高学历教师不愿前往落后地区县域，还是县中优质教师资源流失，都是县域高中发展负向影响的直接证据。

2. 学生流失。表10第(3)列表明，流入地落户政策每放松1个标准差，将导致流出地县域高中生源流失比例上升0.61个百分点。表C15按照县域所属地级市性质分别回归(见网站)，发现流入地落户政策冲击主要是影响四、五线地级市所属县域，与财政情况和教师流动分析的结论一致。流入地落户政策每放松1个标准差，将导致四、五线地级市县域高中生源流失比例上升0.74个百分点。上述结果表明，县域高中在城镇化的进程中会受到巨大的挑战。一方面，很多学生会跟随父母一同外出，前往迁移目的地上学；另一方面，人口流失带来的财政支持力度的下降、教师资源的流失，将导致教育质量下滑，进而进一步使得学生不愿意留在人口流出地的高中上学。在没有针对性政策干预的情况下，这样的恶性循环可能会使得县中塌陷现象愈加严重。

表10　　区县级行政单位教师质量和学生流动

被解释变量(均取差分)	(1) 研究生以上比例	(2) 平均受教育年限	(3) 县域高中生源流失比例
落户政策冲击	−0.175* (0.099)	−0.076* (0.039)	0.614** (0.308)
本地落户政策冲击	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
地级市-区域固定效应	控制	控制	未控制
地级市固定效应	未控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	4221	4221	5238
R^2	0.131	0.117	0.331

说明：第(1)和(2)列标准误聚类到地级市-区域层面，第(3)列标准误聚类到地级市层面。

六　结论和启示

户籍制度的改革和人口流动是推动经济社会发展的重要动力。从总体和长期视角来看，人口流动优化了劳动力和资源的配置效率，促进了全国范围内人力资本的合理流动与积累。落户门槛的放宽为流入地带来了充足的高素质劳动力，增强了城市经济活力和创新能力，相关的政策优化也逐步为随迁子女提供更多在流入地接受高质量教育的机会。在这一城镇化进程当中，本文关注人口流出地特别是县域地区在

高中教育发展上面临的短期挑战。人口流动使得流出地劳动力和税基减少，导致地方财政能力削弱。在“以县为主”的教育经费体制下，县域高中教育的资源配置和发展在转型期间可能面临一些困难。

本文采用县级教育财政数据，利用人口流入地户籍政策变化的外生冲击，构建了一个Bartik形式的政策冲击变量，用以识别人口流动对县域高中发展的因果影响。本文发现，人口流入地的户籍政策放宽降低了流出地县域高中经费支出和收入，拉大了县域与市辖区高中的财政差距，从而降低了县域学校相对教育质量。进一步研究发现，人口流失引起学校财政差距的相对扩大，也伴随着所在县域学生生源流失与教师资源流失。解决县中发展问题的长期手段是进一步放宽流入地户籍制度，为流入地流动人口子女在流入地提供相对公平的受教育机会，提高其受教育质量。而在短期内，在大城市公共资源有限、扩容尚需时间的情况下，为实现区域间教育资源优质均衡发展，我们必须重视并解决人口流出地和流入地教育质量差距扩大的问题。本文研究为理解城镇化进程中的县域高中教育供给质量、实现更高质量的教育公平和区域教育协调发展提供了重要的理论和经验证据，所得结论具有如下政策含义：

第一，在顶层设计中，可将县中纳入地级市甚至更高级别政府的统筹管理范围，提升县中的管辖级别。由于教育的规模效应，人口流出地的县级政府压缩教育成本的行为，其实在一定程度上是提升经济效率和理性决策的结果。但是，正如本文发现，县中困境的成因和潜在的生源教师流失后果，都不仅仅是县域本身导致和独自面临的，这就要求在目前“以县为主”的教育投入体制难以很好地统筹县中振兴重任的现实情况下，积极探索建立以地级市为主的办学管理体制，以地级市统筹谋划市域内县中和城区普通高中发展。部分中小城市，尤其是欠发达地区的县域教育，甚至可以考虑由省级财政进行统筹。

第二，深化户籍制度改革，完善人口流出地县域城镇化的政策保障。从长期角度考虑，解决人口流动带来的教育空间不平等的关键政策是放松落户限制，对流入地的流动人口开放公立学校，促进人口自由流动，使更多人享受到常住地优质的基础教育资源。但是在短期之中，人口流入地可能无法及时提供足够的学位。因此，在户籍制度改革深化过程中，需要关注完善人口流出地的政策保障措施，通过上级政府转移支付等配套政策安排，减少人口流出地和人口流入地面临的经济发展和公共服务差距，让欠发达地区的受教育群体能够获得与发达地区较为平等的受教育机会，缓解人口流出带来的短期不利影响。

值得一提的是，近年来，为了改善县中办学条件，有关部门已经出台了例如“面向

农村贫困地区定向招生专项计划(2012)”、“教育领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案(2019)”“调控违规跨区域掐尖招生(2021)”“中西部欠发达地区优秀教师定向培养计划(2021)”的行动方案,在减少生源流失、补充优秀教师资源等方面支持县中发展,且已经取得了阶段性的进展。相关政策的效果和影响值得未来进一步研究。

参考文献:

北京师范大学“全国《县中计划》项目监测”课题组(2023):《县中振兴面临的时代挑战与路径优化——基于〈“十四五”县域普通高中发展提升行动计划〉实施进展调研的发现与思考》,《中国基础教育》第4期。

蔡昉(2023):《户籍制度改革的效应、方向和路径》,《经济研究》第10期。

陈斌开、张鹏飞、杨汝岱(2010):《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。

陈先哲、曾晓(2023):《嵌入城镇化进程的县域普通高中的塌陷与振兴——基于东中西5省6县的调查》,《教育研究》第8期。

陈媛媛、邹月晴、宋扬(2024):《异地中考门槛与流动人口子女的留守》,《经济学(季刊)》第1期。

程郁、赵俊超、殷浩栋、伍振军、孙成龙、揭梦吟(2022):《分层次推进农民工市民化——破解“愿落不能落、能落不愿落”的两难困境》,《管理世界》第4期。

高跃光、冯晨、唐雅(2021):《户籍的代际关联、“农转非”与长期人力资本》,《世界经济》第11期。

巩阅瑄、陈涛(2022):《县中发展困境下的义务教育阶段家庭择校——兼论“县中振兴”的路径思考》,《北京大学教育评论》第4期。

洪银兴、陈雯(2023):《由城镇化转向新型城市化:中国式现代化征程中的探索》,《经济研究》第6期。

李煜(2006):《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)》,《中国社会科学》第4期。

林小英(2023):《县中的孩子》,上海:上海人民出版社。

乔宝云、范剑勇、冯兴元(2005):《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》第6期。

孙文凯、赵忠、单爽、刘问鼎(2020):《中国劳动力市场化指数构建与检验》,《经济学(季刊)》第4期。

唐俊超(2015):《输在起跑线——再议中国社会的教育不平等(1978-2008)》,《社会学研究》第3期。

王善迈、杜育红、刘远新(1998):《我国教育发展不平衡的实证分析》,《教育研究》第6期。

王伟同、魏胜广(2016):《人口向小城市集聚更节约公共成本吗》,《财贸经济》第6期。

吴贾、张俊森(2020):《随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给》,《经济研究》第11期。

吴愈晓(2013):《中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)》,《中国社会科学》第3期。

夏怡然、陆铭(2015):《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验证据》,《管理世界》第10期。

徐舒、王茹、胡竞尹、张吉鹏(2023):《随迁还是留守:异地入学门槛对农村流动人口子女的影响》,《经济学(季刊)》第6期。

杨华、雷望红(2023):《县乡的孩子》,北京:中国人民大学出版社。

张吉鹏、卢冲(2019):《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》,《经济学(季刊)》第4期。

张翕、陆铭(2022):《新人口形势下的公共教育供给》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第10期。

张熠、陶旭辉、韩雨晴(2023):《人口流动与最优社会保障区域协调模式》,《经济研究》第2期。

郑若玲(2001):《考试公平与区域公平:高考录取中的两难选择》,《高等教育研究》第7期。

周子焜、雷晓燕、沈艳(2023):《教育减负、家庭教育支出与教育公平》,《经济学(季刊)》第3期。

Ahlfeldt, G. M.; Redding, S. J.; Sturm, D. M. and Wolf, N. "The Economics of Density: Evidence From the Berlin Wall." *Econometrica*, 2015, 83(6), pp. 2127–2189.

Andrews, M.; Duncombe, W. and Yinger, J. "Revisiting Economies of Size in American Education: Are We Any Closer to a Consensus?" *Economics of Education Review*, 2002, 21(3), pp. 245–262.

Antman, F. M. "Gender, Educational Attainment, and the Impact of Parental Migration on Children Left Behind." *Journal of Population Economics*, 2012, 25(4), pp. 1187–1214.

Autor, D. H.; Dorn, D. and Hanson, G. H. "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States." *The American Economic Review*, 2013, 103(6), pp. 2121–2168.

Bartik, Timothy J. "Who Benefits from State and Local Economic Development Policies? " Kalamazoo: W.E. *Upjohn Institute for Employment Research*, 1991.

Borusyak, K.; Hull, P. and Jaravel, X. "Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs." *Review of Economic Studies*, 2022, 89(1), pp. 181–213.

Chen, Y. and Feng, S. "Access to Public Schools and the Education of Migrant Children in China." *China Economic Review*, 2013, 26, pp. 75–88.

Chen, Y.; Feng, S. and Han, Y. "Research on the Education of Migrant Children in China: A Review of the Literature." *Frontiers of Economics in China*, 2019, 14(2), pp. 168–202.

Combes, P. P. and Gobillon, L. "The Empirics of Agglomeration Economies." *Handbook of Regional and Urban Economics*. Amsterdam: Elsevier, 2015, pp. 247–348.

Dingel, J. and Tintelnot, F. "Spatial Economics for Granular Settings." *NBER Working Paper*, No. 27287, 2020.

Duranton, G. and Puga, D. "The Economics of Urban Density." *Journal of Economic Perspectives*, 2020, 34(3), pp. 3–26.

Fan, J. "Internal Geography, Labor Mobility, and the Distributional Impacts of Trade." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11(3), pp. 252–288.

Golley, J. and Kong, S. T. "Inequality of Opportunity in China's Educational Outcomes." *China Economic Review*, 2018, 51, pp. 116–128.

He, B.; Fan, J.; Liu, N.; Li, H.; Wang, Y.; Williams, J. and Wong, K. "Depression Risk of 'Left-behind Children' in Rural China." *Psychiatry Research*, 2012, 200(2–3), pp. 306–312.

Huang, Z.; Jiang, X. and Sun, A. "Fertility and Delayed Migration: How Son Preference Protects Young Girls against Mother–Child Separation." *Journal of Development Economics*, 2024, 166, 103191.

Huang, Z. and Zhang, J. "School Restrictions, Migration, and Peer Effects: A Spatial Equilibrium Analysis of Children's Human Capital in China." *SSRN Working Paper,* 2023.

Li, H.; Loyalka, P.; Rozelle, S.; Wu, B. and Xie, J. “Unequal Access to College in China: How Far Have Poor, Rural Students Been Left Behind?” *The China Quarterly*, 2015, 221, pp. 185–207.

Ma, L. and Tang, Y. “Geography, Trade, and Internal Migration in China.” *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, 103181.

Oster, E. “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence.” *Journal of Business & Economic Statistics*, 2017, 37(2), pp. 187–204.

Sieg, H.; Yoon, C. and Zhang, J. “The Impact of Local Fiscal and Migration Policies on Human Capital Accumulation and Inequality in China.” *International Economic Review*, 2023, 64(1), pp. 57–93.

Tian, Y. “International Trade Liberalization and Domestic Institutional Reform: Effects of WTO Accession on Chinese Internal Migration Policy.” *Review of Economics and Statistics*, 2022, pp. 1–45.

Tombe, T. and Zhu, X. “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China.” *The American Economic Review*, 2019, 109(5), pp. 1843–1872.

Train, K. E. *Discrete Choice Methods with Simulation.* Cambridge：Cambridge University Press, 2009.

Vendryes, T. “Migration Constraints and Development: Hukou and Capital Accumulation in China.” *China Economic Review*, 2011, 22(4), pp. 669–692.

Wang, F.; Milner, C. and Scheffel, J. “Labour Market Reform and Firm-Level Employment Adjustment: Evidence from the Hukou Reform in China.” *Journal of Development Economics*, 2021, 149, 102584.

Wang, X.; Luo, R.; Zhang, L. and Rozelle, S. “The Education Gap of China’s Migrant Children and Rural Counterparts.” *The Journal of Development Studies*, 2017, 53(11), pp. 1865–1881.

Wen, L.; Paudel, K. P.; Chen, Y. and He, Q. “Urban Segregation and Consumption Inequality: Does Hukou Conversion Matter in China?” *Review of Development Economics*, 2021, 25(4), pp. 2298–2322.

Xu, C. “Reshaping Global Trade: The Immediate and Long-Run Effects of Bank Failures.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2022, 137(4), pp. 2107–2161.

Yang, Y. “On the Spatial Allocation of College Seats: Human Capital Production and the Distribution of Skilled Labor.” *SSRN Working Paper*, 120498, 2024.

Zhang, H.; Behrman, J. R.; Fan, C. S.; Wei, X. and Zhang, J. “Does Parental Absence Reduce Cognitive Achievements? Evidence from Rural China.” *Journal of Development Economics*, 2014, 111, pp. 181–195.

Population Migration and the Development of Rural High Schools

Guo Xiaolin; Huang Zibin; Yang Yu; Zhang Zizhe; Zhao Nan

Abstract: The reform of China’s household registration (hukou) system plays a pivotal role in shaping urbanisation, significantly contributing to the acceleration of urbanization and the reallocation of public resources – particularly in education. Against this backdrop of deepening urbanisation,

achieving balanced educational resource distribution and fostering high-quality education have become imperative. These goals are critical not only for advancing educational equity and optimising financial allocations but also for ensuring sustainable development of rural high schools and narrowing regional disparities in education quality. This paper utilizes nationwide micro-level administrative data on education finance and exogenous changes in Hukou policies to examine the impact of migration on the development of rural high schools. Results demonstrate that relaxed hukou restrictions in destination cities reduce both expenditures and revenues for county-level schools in outflow areas. These financial adjustments stem primarily from interregional labour reallocation and constrained local fiscal budgets. Further analysis reveals that deteriorating school finances trigger a loss of local teachers and students – a dual consequence of outmigration (directly driven by hukou liberalisation) and declining educational quality (amplified by fiscal disparities). This dynamic traps rural schools in a self-perpetuating cycle of educational disadvantage.

This study makes three key contributions to the literature. First, it provides the first quantitative analysis of the challenges facing rural high schools. By using the exogenous policy shock of hukou liberalisation policies and employing a Bartik-style variable to identify causal effects. Second, this paper supplements the literature on the impact of migration on educational outcomes. We find that population outflow weakens the fiscal capacity of outflow areas, reduces educational expenditure, and widens the educational quality gap between outflow and inflow areas. Third, this study extends the research on hukou reform consequences beyond firm- and household-level analyses to reveal systemic impacts on educational resource allocation. Methodologically, the use of detailed county-level education finance and administrative data offers novel insights into how resource disparities perpetuate the challenges confronting rural high schools.

This study's findings suggest a dual-path approach to addressing rural high education challenges. In the long term, comprehensive hukou system liberalisation in urban receiving areas remains crucial for ensuring equitable educational access for migrant children. However, given current fiscal constraints in destination regions, policy priorities should focus on mitigating the growing educational quality divide between sending and receiving areas. The analysis provides robust theoretical and empirical foundations for: (i) understanding rural education quality during rapid urbanisation, (ii) formulating strategies for enhanced educational equity, and (iii) guiding sustainable development of county-level education systems.

Key words: hukou policy, population mobility, rural high school

JEL codes: I22, O15, O18

（截稿：2025年2月　责任编辑：宋志刚）