

高等教育扩张缩小城乡教育差距了吗*

周均旭^{1,2} 常登宇¹

摘要: 本文利用中国家庭收入调查数据, 构建个体户口性质与高等教育扩张强度的交互效应模型。实证检验结果显示, 高等教育扩张能够缩小城乡教育差距, 并且该结论在经过各种稳健性检验后依然成立。而高等教育扩张对城乡教育差距缩小的影响, 主要是通过“托底”和“扩中”的作用途径来实现的, 即可以通过降低农村居民最高学历为初中及以下的概率和提升其最高学历为高中的概率来缩小城乡教育差距, 但是, 高等教育扩张对大专及以上学历阶段的城乡教育差距的影响并不显著, 农村居民在高等教育中的不利地位并未获得显著改善。异质性分析结果显示, 高等教育扩张缩小了独生子女群体的城乡教育差距, 而对于非独生子女, 高等教育扩张仅在高等教育资源不丰富省份中对男性群体城乡教育差距的缩小具有显著影响, 这体现家庭教育投资的“资源稀释”与“男性偏好”的特点。

关键词: 高等教育扩张 城乡教育差距 受教育年限

中图分类号: G40-054; G649.2 **文献标识码:** A

一、引言

城乡发展不平衡是中国经济社会发展的重要特征事实, 教育水平落差更是其中的突出表现。教育水平对收入分配具有重要影响, 收入分配差距又会作用于个体投资人力资本的意愿, 如此循环往复, 将导致城乡差距进一步扩大(杨俊等, 2008; Zimmerman, 2019)。在教育事业发展过程中, 如何平衡城乡教育差距是关系到社会和谐发展的重大问题。改革开放以来, 中国高等教育规模持续扩张, 招生人数从1977年的27.3万人增长到2022年的1014.5万人^①, 增加了36.16倍, 年均增长率高达约8.37%, 高等教育在较短时间内实现了由精英化迈入大众化再到普及化的变迁。目前, 中国已建成世界上最大规模的高等教育体系, 接受高等教育的人口达到2.4亿^②。但就教育公平而言, 高等教育扩张是否能够

*本文系国家社会科学基金重点项目“西部地区公共人力资本投资的效益及对策研究”(编号: 17AGL023)、广西研究生教育创新计划资助项目“广西科技政策落地状况调查与对策研究”(编号: YCSW2023118)和广西大学应用经济学学科交叉科研项目“广西融入新发展格局的现状、优势与对策研究”(编号: 2023JJJXA10)的阶段性成果。本文通讯作者: 常登宇。

^①资料来源: 国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^②资料来源: 《我国接受高等教育人口达2.4亿》, <http://edu.people.com.cn/n1/2022/0521/c1006-32426599.html>。

缩小城乡教育差距、促进城乡教育公平？探究这一问题对中国高等教育的高质量发展具有重要意义。

在教育扩张的背景下，已有研究围绕教育扩张与教育公平的讨论主要有两大思想阵营。一种观点认为，教育提供了“公平竞争”的阶梯，教育规模的扩张将会促使教育不平等程度降低。例如，工业化理论认为，随着工业化水平的提高，产业结构的变化导致劳动力市场对受过良好教育和技能娴熟人才的需求迅速增长；劳动力市场供求关系的作用将取代个人家庭背景等先天因素对教育的非均衡影响，教育机会的竞争会更更多地取决于个体自身，因而，教育规模的扩张可以使弱势群体更多地受益（Treiman, 1970）。然而，另一种观点却认为，教育的不平等程度并不会因教育规模的扩张而改变，教育配额的增加不仅反映了产业结构变化的相关需求，也反映了优势群体的需求，对技能劳动者需求的增加并不一定会减少家庭背景对教育的影响，相反，它更可能导致具有经济和社会资本优势的家庭对教育的垄断。例如，Bourdieu and Passeron（1990）提出“文化再生产”理论，认为学校是“文化再生产”的场域，优势家庭可以通过将其经济和社会资本转化为文化资本，以提升子女的受教育程度。基于“文化再生产”理论，Raftery and Hout（1993）和 Lucas（2001）先后提出最大化维持不平等（maximally maintained inequality，简称 MMI）和有效维持不平等（effectively maintained inequality，简称 EMI）两个重要的理论假说：MMI 假说认为，无论增加多少教育机会，只要优势群体未达到教育饱和，阶层之间的教育机会不平等就会维持不变；EMI 假说甚至进一步指出，即使在其他所有条件平等的情况下，优势家庭也更善于利用教育结构来提高其地位，例如进入更好的大学、获得更好的教育机会等。

尽管 MMI 假说和 EMI 假说得到了许多经验研究的支持，但其观点却略显绝对。在许多西方国家，教育扩张很大程度上是由需求驱动的，更多缘于个体想要赶上现代化的进程、得到更好的工作职位。但教育扩张也可能是由供给侧推动的，例如国家政策主导下的扩张行为（Wu et al., 2020）。中国的教育扩张正是中央决策、地方推动的过程，扩张的规模和速度也是前所未有的。但是，相比于基础教育扩张更强调普惠性和政府的筹资责任，中国高等教育扩张则是以更为“市场化”的方式进行的（罗楚亮和刘晓霞，2018）。对于教育扩张能否促进教育公平，已有研究对基础教育扩张的评价多为正面观点（陈斌开等，2021；彭骏和赵西亮，2022），而对高等教育扩张的评价则多持负面观点（Guo et al., 2019；屈廖健等，2021）。在城乡教育机会获得上，屈廖健等（2021）采用 Logistic 回归模型考察高等教育扩张对各群体总体及不同层次群体高等教育机会获得情况的影响时发现，高等教育扩张并未缓解城乡之间高等教育机会获得的不平等，城镇群体仍占据一定优势地位。方超和黄斌（2021）也指出，高等教育扩张在机会分配上更多地向城镇居民倾斜，体现“精英导向型”的特征。此外，还有研究发现，高等教育扩张对父母高学历家庭及城镇家庭的教育代际流动促进效应更加显著（罗楚亮和刘晓霞，2018；Guo et al., 2019），对底层家庭及农村等经济欠发达地区代际向上流动的促进效应则较为有限（张楠和迟景明，2022）。而初帅和孟凡强（2017）使用模糊断点回归方法的研究发现，高校扩招政策的实施使农村居民的平均受教育年限提高了 0.59 年左右，使城镇居民的平均受教育年限提高了 0.85 年左右，城乡教育差距反而进一步拉大。

综合来看，当前相关研究主要有以下几点不足：其一，少有研究将高等教育扩张与城乡教育差距联系起来。在高等教育扩张是否影响城乡教育差距这一问题上，初帅和孟凡强（2017）虽然分析了高

等教育扩张分别对城镇居民和农村居民受教育年限的影响，然而还存在以下不足：一方面，其使用的是分组回归方法，分组回归允许控制变量对因变量具有各不相同的影响，但控制变量之间亦有可能存在组间差异（江艇，2022），高等教育扩张对城乡教育差距的影响并不能简单地通过将分组回归的结果相减得出。另一方面，初帅和孟凡强（2017）的目的是估计教育回报率，其在文中提到，由于高校扩招政策并没有直接通过法律形式规定下来，不具有“强制性”，并且高校扩招力度逐年增加，不同群体受到的影响具有异质性，因而选择使用模糊断点回归设计。而这一方法的缺点在于，若个体不能精确地被区分是否接受政策的影响，估计结果就会出现偏误。其二，现有研究多将高等教育扩张作为虚拟变量进行处理。例如，方超和黄斌（2021）、张楠和迟景明（2022）把1999年之后受到高校扩招影响的样本赋值为1，否则赋值为0，这一方法的优点是简单明了、可操作性强，但缺点在于“非此即彼”的度量方式过于绝对。中国高校在1999年之前的大部分年份实际上已经有了一定程度的扩招，尽管扩招规模较小，但其影响并不能被忽视。1977—1998年，高等教育招生规模由27.3万人增加到108.4万人^①，21年间约增加了3倍。如果简单以1999年为界对个体受到的影响进行划分并作为虚拟变量处理，难以准确度量高等教育具体的扩张强度对城乡教育差距的影响，也会导致根据研究结论所得出的政策建议缺乏针对性。其三，有关高等教育扩张对城乡各方面影响的文献普遍对样本的“选择性迁移”缺乏足够的重视。例如，初帅和孟凡强（2017）在城乡居民划分上，主要以城乡不同数据集作为划分标准；屈廖健等（2021）则根据被调查者目前的户口登记状况设定户口变量。由于城镇化快速发展，个体受教育水平与其迁移意愿呈正相关关系（邢春冰，2014），农村地区受教育水平较高的群体往往会通过升学、参军等途径突破原有户籍限制，通过“选择性迁移”进入城市体系，导致留在农村群体中的更多是受教育水平偏低的个体，从而可能影响到实证结果的准确性（赵西亮，2017）。研究城乡教育差距，还需要结合初始户口性质划分城乡样本。

鉴于此，本文借助中国家庭收入调查（Chinese household income project，简称CHIP）数据，在现有研究基础上进一步考察高等教育扩张对城乡教育差距的影响，可能的边际贡献在于：第一，在研究视角上，现有研究多关注高等教育扩张对高等教育机会获得的影响，少有研究从城乡教育差距的角度考察高等教育扩张的影响。本文以城乡居民个体受教育年限为代理变量，拟从城乡教育差距角度分析高等教育扩张的影响，为教育扩张与教育公平相关研究提供了新的视角。第二，在研究方法上，本文通过构建交互效应模型估计高等教育扩张对城乡教育差距的影响，一方面，能够使所构建模型具备随地区和时间变化的特征，在一定程度上避免内生性问题；另一方面，交互效应模型内含双重差分思想，能够有效提高估计结果的准确性（江艇，2022）。第三，在研究样本上，本文充分考虑中国城乡二元结构的特殊性，通过把“农转非”（农业户口转非农业户口）样本按识别策略分类后将一部分“农转非”样本重新纳入农村群体，缓解“选择性迁移”所导致的估计偏误。

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

二、理论分析与研究假说

20 世纪后半叶是全球高等教育扩张的时代，几乎每个国家的高等教育都在一定程度上进行了扩张。高等教育扩张提供了更多的教育机会，客观上缓解了高等教育的供需矛盾，直接或间接地促进了人力资本积累（张翕和陆铭，2019）。已有文献分析了高等教育扩张对受教育年限的影响。例如，张建华和万千（2018）研究发现，受到高等教育扩张影响的个体平均受教育年限会增加 0.86 年。《中国人力资本报告 2022》也显示，城镇劳动力人口和农村劳动力人口平均受教育年限分别从 1985 年的 8.23 年和 5.47 年上升到 2020 年的 11.57 年和 9.19 年^①。在现代社会发展过程中，受教育水平提升能够促进个体未来经济优势的形成（Zimmerman，2019），而更多的教育机会被提供，农村群体可能会随之获得比过去更多的受教育机会，从而有助于打破“受教育水平落差—投资意愿降低—城乡差距加大”的循环。因此，本文将从以下两个方面论述高等教育扩张缩小城乡教育差距的逻辑。

（一）个体教育选择与家庭投资意愿

个体进行下一阶段求学的决策是基于“成本—收益”角度考量的。中国的城乡二元结构有其特殊性，户口因素在很大程度上影响着个体的受教育水平与收入水平。尽管对受教育水平的提升都有着同样的渴望，但农村家庭受限于家庭经济背景，普遍难以承担教育投资转化为沉没成本的升学失败风险。Breen and Goldthorpe（1997）基于“经济人假设”和“理性选择理论”解释了家庭是否为子女继续接受教育进行投资的决策会受到教育成本、预期收益与升学风险等因素的共同影响。在中国高等教育扩张的背景下，经济社会的发展和教育规模的扩张带来了教育成本和升学风险的相对降低。同时，中国城乡居民又对高等教育持有极大的热情，普遍选择子女教育作为最重要的储蓄目的之一。因此，高等教育扩张相对满足了家庭教育投资需求，也能够促进家庭教育投资意愿。而根据 Mare（1980）所提出的“教育转换模型”，随着受教育阶段的提升，家庭背景对个体教育选择的影响式微。但这一理论忽略了个体的能力和动机。借鉴邵宜航和徐菁（2017）的思路，本文引入个体能力和高等教育扩张因素，论述高等教育扩张对个体教育选择与家庭投资意愿的影响。

先简单假设个体能力在 $[0, 1]$ 区间均匀分布，如果个体选择直接进入劳动力市场，则收入为 w_0 ，收入效应为 $U_1 = \ln w_0$ ，如果选择继续接受教育，则未来收入为 w_1 。但受教育机会的获得不仅取决于个体能力 a_i ，同时还需要承担由升学风险所带来的机会成本 τ_i ，并受到个体家庭经济社会背景 h_i 和教育扩张强度 ξ 的影响。因此，受教育机会获得的总成本为 $C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi)$ 。当受教育机会数量较少时，由于升学存在风险，个体需要承担更多机会成本，即 $\partial C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi) / \partial \tau_i > 0$ ；而随着教育扩张强度的增加，个体受教育机会获得所需付出的各项成本会相应减小，即 $\partial C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi) / \partial \xi < 0$ ；但普遍拥有更好经济社会背景的城镇家庭可以通过更多的家庭教育投资，提高受教育机会获得的概率，即 $\partial C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi) / \partial h_i < 0$ ；而个体能力越高，获得受教育机会所需承担的各项成本就越低，即 $\partial C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi) / \partial a_i < 0$ 。此时，如果能力为 a_i 的个体选择接受教育，则其接受教育后的收入效应

^①资料来源：《中国人力资本报告 2022》，https://humancapital.cufe.edu.cn/rlzbzsm/zgrlzbzsm2022/zgrlzbzsbqgw_zw_.htm。

为 $U_2 = \ln w_1 - C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi)$ 。

为了方便分析, 进一步假设 $C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi) = \tau_i / (a_i h_i^\mu \xi^\alpha)$, $\tau_i > 0$, $\mu > 0$, $\alpha > 0$ 。根据文凭主义理论, 受教育水平越高的个体也会得到越多的收入, 因此, 假定 $w_1 > w_0 > 0$ 。当讨论能力为 a_i 、家庭背景为 h_i 的个体如何进行教育选择时, 显然, 若 $U_1 < U_2$, 则继续接受教育是理性的选择; 反之, 若 $U_1 > U_2$, 则直接进入劳动力市场的选择优于继续接受教育。因此, 可以在 $U_1 = U_2$ 时确定一个能力节点 a_i^* , 在该能力节点上两种选择效应相等。由 $\ln w_0 = \ln w_1 - \tau_i / (a_i h_i^\mu \xi^\alpha)$ 可得:

$$a_i^* = \frac{1}{\ln(w_1/w_0)} \tau_i h_i^{-\mu} \xi^{-\alpha} \quad (1)$$

当个体能力 $a_i > a_i^*$ 时, $U_2 - U_1 = \ln(w_1/w_0) - C_i(a_i, \tau_i, h_i, \xi) > \ln(w_1/w_0) - C_i(a_i^*, \tau_i, h_i, \xi) = 0$, 此时个体会选择继续接受教育; 当 $a_i < a_i^*$ 时, 个体会选择直接进入劳动力市场。而是否接受教育的能力节点 a_i^* 与家庭背景有关, 家庭背景会影响个体接受教育的选择:

$$\frac{\partial a_i^*}{\partial h_i} = -\frac{\mu}{\ln(w_1/w_0)} \tau_i h_i^{-\mu-1} \xi^{-\alpha} < 0 \quad (2)$$

显然, 当家庭背景更好时, 能力节点 a_i^* 更低, 即优势家庭对接受教育的能力要求低于劣势家庭。再生产理论认为, 优势家庭可以将经济资本转化为子女的文化资本, 能够通过给予子女更优质的受教育条件来弥补子女能力方面的差距 (Bourdieu and Passeron, 1990)。因此, 在高等教育大幅扩张之前, 受教育机会的获得会呈现城乡不平等现象: 城镇家庭一般会为了维护自身地位, 选择继续为子女接受教育投资; 农村家庭子女可能因为经济约束而难以承担教育成本, 往往会放弃继续接受教育而进入劳动力市场 (邹薇和马占利, 2019)。

进一步, 将 (2) 式对教育扩张强度 ξ 求导:

$$\frac{\partial^2 a_i^*}{\partial \xi \partial h_i} = \frac{\mu \alpha}{\ln(w_1/w_0)} \tau_i h_i^{-\mu-1} \xi^{-\alpha-1} > 0 \quad (3)$$

结合 (2) 式和 (3) 式可知, 优势家庭背景可以降低个体接受教育的能力节点, 但随着高等教育的扩张, 家庭背景对个体教育选择的影响式微。理论上, 个体接受高等教育的概率可由能力节点取值决定, 家庭背景为 h_i 的任意个体, 其接受教育的概率为 $p_i = 1 - a_i^*(\xi, h_i)$, 根据 (2) 式和 (3) 式, 可以明确得出 $\partial p_i / \partial h_i = -\partial a_i^* / \partial h_i > 0$ 。这意味着, 不同背景家庭间的教育获得确实存在不平等, 但这一不平等程度会随着高等教育扩张的推进而得到缓解。

其现实含义是, 高等教育规模的急剧扩张很大程度上可以改变个体的教育选择或教育预期, 其间家庭进行教育投资的意愿也会发生改变。由于优势群体原本就需要通过教育投资来保持优势地位, 家庭教育投资意愿相对稳定。但随着高等教育扩张, 对于那些急需通过教育改变家庭生存困境和自身命运的农村弱势群体来说, 会比之前更愿意为子女接受教育提供资源支持。农村群体激增的教育投资意愿势必会对城乡教育差距产生影响。因此, 高等教育扩张会促进城乡教育差距缩小。

基于以上分析,本文提出研究假说 H1:高等教育扩张能够缩小城乡教育差距。

(二) 教育扩张规模效应

教育扩张规模效应表现为不同群体受教育机会的直接增加,而农村群体则会受到更为明显的影响。一方面,高等教育扩张产生影响的阶段并非只有高等教育阶段。高等教育在扩张的同时,也间接拉动了高中教育的扩张。2001年全国普通高中招生数由1998年的359.6万人增加到558万人^①,增幅高达55.17%,初中毕业生的升学率明显提高。对于农村家庭而言,升学接受高中教育的回报不仅在于获得高中学历所带来的未来收入的提高,更在于通过读高中获得上大学的机会。宋博等(2019)发现,高等教育扩张会增加农村居民整体参与高等教育的概率。张翕和陆铭(2019)也发现,高等教育配额的增加降低了大学的准入门槛,农村青少年的高中入学率提升得比城镇更快。尽管依据MMI假说和EMI假说,农村居民受高等教育的机会在数量和质量的获得上或许难以占据优势,但在中小学教育阶段,高中教育参与率的提高意味着初中及以下学历人口的减少,这对城乡教育差距的缩小会起到促进作用。

另一方面,长期以来,由于受公共政策“城市偏好”的影响,公共教育资源在城乡之间没有得到公平的分配,大量优质的教育资源集中在城市,其结果是城乡教育严重失衡(鲍传友,2005)。在城乡发展不平衡的情况下,通常城市地区拥有更多的教育资源,包括更多的学校、更高的教育质量以及更多的受教育机会。而农村地区在各种因素的影响下,农村居民受教育水平还有待提升。但是,教育规模的扩张降低了农村居民参与高等教育的门槛,提高了农村居民接受高等教育的比例,对农村居民整体受教育水平的提升起到了促进作用。农村居民骤然增长的受教育机会,会改变该群体之前教育资源相对匮乏的局面,在城镇居民受教育程度已经达到一定水平的情况下,骤增的教育配额会更多地覆盖农村,而受教育水平有待提高的农村居民在高校扩招后的教育边际收益是递增的(石大千和张卫东,2017)。此外,李春玲(2014)的研究也表明,从城乡分割因素对升学概率的影响来看,由高级中等教育升入大学阶段,在相当长的时期里,升学概率的城乡差距并不明显,农村家庭子女在完成高中教育后,他们升入大学的概率与城镇家庭子女相差不大。

基于以上分析,本文提出研究假说:

H2a:高等教育扩张能够通过提高农村居民高中教育参与率的方式缩小城乡教育差距。

H2b:高等教育扩张能够通过提高农村居民高等教育参与率的方式缩小城乡教育差距。

三、数据、变量说明与识别策略

(一) 变量选取

1.被解释变量。作为城乡差距形成的主要传导因素之一,城乡居民受教育水平的落差既是城乡差距的结果,也是城乡差距持续存在的原因。本文将城乡居民个体受教育年限差距作为衡量城乡教育差距的代理变量,以个体受教育年限为被解释变量,并根据个体最终受教育程度对其依次赋值。

2.核心解释变量。受教育机会结构性分化主要表现在户口因素上,户口性质对个人教育获得具有

^①资料来源:国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

重大影响。非农户籍人口享有比农业户籍人口更多的受教育机会，高中阶段和大学阶段城乡受教育机会获得的平等性问题仍然没有得到根本性解决，甚至机会享有的实质性差距还在扩大（邓飞和傅文晓，2020）。本文通过构建个体户口性质与高等教育扩张强度的交互项（户口性质×高等教育扩张强度）作为核心解释变量，实证检验高等教育扩张对城乡教育差距的影响。其中，参考 Guo et al.（2019）的做法，高等教育扩张强度采用个体高考当年的招生人数与基期年（1977年）高考招生人数之比来衡量。

3.控制变量。为了进一步避免估计偏误，模型中纳入样本个体与家庭层面的控制变量。个体层面的控制变量包括：性别、民族、兄弟姐妹数、健康状况与婚姻状况等特征变量。个体性别影响着家庭教育投资偏好，兄弟姐妹数影响着家庭教育资源的分配，而父母在对教育资源进行分配时，个体健康状况也是考虑因素之一。家庭层面的控制变量包括：父亲受教育年限、母亲受教育年限、父亲职业、母亲职业、父亲年龄、母亲年龄、父亲政治面貌、母亲政治面貌与家庭人均财富。现有研究表明，父代与子代在受教育水平和职业上普遍存在代际关系，而家庭经济背景和父母社会地位也与个体教育选择的机会及成本密切相关。

（二）数据来源与描述性统计

本文借助中国家庭收入调查（CHIP）2013年和2018年两期混合截面数据进行实证分析。CHIP通过国家统计局大样本调查中的二次抽样生成样本，采取分层随机抽样的方式，调查住户的收入来源、受教育程度和家庭特征等情况，得到城镇人口、农村人口和流动人口3个群体的信息，本文主要使用城镇住户调查与农村住户调查数据。CHIP数据样本量大、数据质量高，受到国内外研究机构和学者的广泛认同。更重要的是，CHIP包含“农转非”的调查，通过识别“农转非”的样本可以缓解个体“选择性迁移”的影响，进一步满足研究城乡教育的需要。

笔者对CHIP数据处理过程如下：第一，通过唯一编码将个体父母的受教育年限、职业、政治面貌等家庭特征信息与个体信息匹配。第二，将研究样本限定为1975—1990年出生的个体，个体出生年份下限设为1975年以尽量保证样本在小学期间受到1986年《中华人民共和国义务教育法》实施的影响，上限定为1990年是为了避免2006年9月1日开始实施的九年义务教育免费政策的影响，并保证调查中能够观测到所有样本的最终受教育年限。第三，在户口性质的处理上，为了精确识别个体是在农村还是在城市接受教育，对于“农转非”的样本，通过计算个体“农转非”时的年龄，把“农转非”时年龄为6岁及以下的个体（从小学开始便在城市就读）作为城市样本，其余作为农村样本，以缓解个体“选择性迁移”的影响。用于测量核心解释变量高等教育扩张强度的各年度高考招生人数的数据来源于历年《中国教育统计年鉴》。经过数据清洗后，获得样本22135个，其中“农转非”样本2586个，按识别策略重新纳入农村群体的“农转非”样本2397个。

主要变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量	变量定义与赋值	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
个体受教育年限	未上过学=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大专=15, 本科=16, 研究生=19	22135	11.288	3.263	0.000	19.000

表1 (续)

高等教育扩张强度	个体高考当年的招生人数与基期年(1977年)高考招生人数之比	22135	12.412	7.104	3.296	22.259
户口性质	农业户口=1, 非农业户口=0	22135	0.790	0.407	0.000	1.000
性别	男=1, 女=0	22135	0.525	0.499	0.000	1.000
民族	少数民族=1, 汉族=0	22135	0.068	0.253	0.000	1.000
兄弟姐妹数	个体的兄弟姐妹数(个)	22135	2.435	1.183	1.000	12.000
健康状况	取值范围为1~5, 取值越大代表身体越健康	22135	4.310	0.728	1.000	5.000
婚姻状况	已婚=1, 未婚=0	22135	0.955	0.208	0.000	1.000
父亲受教育年限	未上过学=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大专=15, 本科=16, 研究生=19	22135	8.106	3.331	0.000	19.000
母亲受教育年限	未上过学=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大专=15, 本科=16, 研究生=19	22135	6.513	3.825	0.000	19.000
父亲职业	企事业单位=1, 其他=0	22135	0.120	0.325	0.000	1.000
母亲职业	企事业单位=1, 其他=0	22135	0.054	0.226	0.000	1.000
父亲年龄	父亲年龄(岁)	22135	60.230	7.896	39.000	99.000
母亲年龄	母亲年龄(岁)	22135	58.353	7.532	38.000	97.000
父亲政治面貌	中共党员=1, 否=0	22135	0.155	0.362	0.000	1.000
母亲政治面貌	中共党员=1, 否=0	22135	0.034	0.181	0.000	1.000
家庭人均财富 ^a	家庭人均财富(元/年)的对数	22135	22213.077	24495.410	0.000	489207.094

注: a 家庭人均财富汇报的是变量原值的统计结果; 若家庭人均财富原值为0, 则统一赋值为1后取对数。

将研究样本限定为1975—1990年出生的个体后, 样本年龄分布为23~43岁, 样本受教育水平分布与《中国人口和就业统计年鉴2022》所公布的2021年20~44岁全国就业人口受教育水平的分布基本一致(见表2)。样本涉及东部、中部和西部地区, 覆盖不同人口规模和经济发展水平的省份, 具有较好的全国代表性。

表2 样本受教育水平的省份分布情况

省份	未上过学	小学	初中	高中	大专	本科	研究生	观测值
北京市	0	5	104	253	240	315	42	959
山西省	2	73	429	245	239	183	22	1193
内蒙古自治区	1	66	258	116	108	112	23	684
辽宁省	5	62	379	149	119	175	32	921
江苏省	2	90	772	413	307	306	44	1934
安徽省	10	102	776	248	168	137	23	1464
山东省	8	52	696	369	208	208	37	1578
河南省	6	108	1139	515	305	216	42	2331
湖北省	12	147	831	446	204	188	35	1863
湖南省	5	119	708	505	250	182	14	1783
广东省	2	129	1012	591	329	272	12	2347

表2 (续)

重庆市	5	59	367	232	116	125	18	922
四川省	5	140	778	340	181	152	13	1609
云南省	17	251	536	206	121	111	8	1250
甘肃省	11	222	552	206	116	181	9	1297
观测值	91	1625	9337	4834	3011	2863	374	22135
总占比 (%)	0.411	7.341	42.182	21.839	13.603	12.934	1.690	100.00
20~44岁就业人口占比 (%)	0.400	4.938	36.885	21.951	17.993	16.014	1.819	100.00

(三) 模型设定与识别策略

中国的城乡二元结构具有特殊性。考虑到个体的户口性质有变化，将“农转非”样本按识别策略分类后将一部分“农转非”样本重新纳入农村群体，以缓解个体后续“选择性迁移”对城乡教育差距的影响。由于个体参加高考的年份不同，故所受高等教育扩张的影响强度也不同。借鉴 Li et al. (2014)、林锦鸿 (2021) 的研究，本文通过构建户口性质与高等教育扩张强度的交互效应模型实证检验高等教育扩张对城乡教育差距的影响。在控制其他影响因素的情况下，可通过区分城乡居民受教育年限的变动来识别高等教育扩张对城乡教育差距的影响。将模型具体设定为：

$$E_{ipc} = \alpha + \beta_1 H_{ipc} \times T_{ipc} + \beta_2 T_{ipc} + \beta_3 H_{ipc} + X_{ipc} \varphi + \delta_p + \lambda_c + \varepsilon_{ipc} \quad (4)$$

(4) 式中： i 表示被调查的个体， p 表示省份， c 表示出生年份； E_{ipc} 表示个体 i 的受教育年限， H_{ipc} 表示个体 i 的户口性质， T_{ipc} 表示个体 i 参加高考当年的高等教育扩张强度， $H_{ipc} \times T_{ipc}$ 表示个体 i 的户口性质与个体 i 参加高考当年的高等教育扩张强度的交互项， X_{ipc} 表示一系列个体与家庭层面的控制变量， δ_p 和 λ_c 分别表示省份固定效应和出生年份固定效应， β_1 、 β_2 、 β_3 和 φ 为待估系数， α 是常数项， ε_{ipc} 为随机扰动项。

当 (4) 式中 $H_{ipc} = 0$ 时：

$$E_{ipc} = \alpha + \beta_2 T_{ipc} + X_{ipc} \varphi + \delta_p + \lambda_c + \varepsilon_{ipc} \quad (5)$$

(5) 式中，系数 β_2 表示城镇居民受高等教育扩张影响时受教育年限的变动情况。

当 (4) 式中 $H_{ipc} = 1$ 时：

$$E_{ipc} = \alpha + (\beta_1 + \beta_2) T_{ipc} + \beta_3 + X_{ipc} \varphi + \delta_p + \lambda_c + \varepsilon_{ipc} \quad (6)$$

(6) 式中，系数 $\beta_1 + \beta_2$ 表示农村居民受高等教育扩张影响时受教育年限的变动情况。

户口性质与高等教育扩张强度的交互项系数 β_1 可表示为 $(\beta_1 + \beta_2) - \beta_2$ ， β_1 解释了城乡教育差距的大小，即识别了城镇居民与农村居民在高等教育扩张影响下受教育年限变动的组内异质性。这一差异可理解为当受到同样的高等教育扩张强度影响，农村居民受教育年限会比城镇居民增加（或减少） β_1 年。高等教育扩张对城乡教育差距的影响主要考察交互项：如果交互项系数不显著，说明高等教育扩张对城乡教育差距没有显著影响；如果交互项系数为正且在统计上显著，说明高等教育扩张可缩小

城乡教育差距；如果交互项系数为负且在统计上显著，则说明高等教育扩张会扩大城乡教育差距。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

基于(4)式的回归结果如表3所示。其中，回归1为不添加其他控制变量的回归结果，回归2为包含所有控制变量的回归结果。所有回归均控制了省份、出生年份固定效应。同时，由于残差在不同省份间可能存在差异，将标准误聚类到省份层面。

表3 高等教育扩张对城乡教育差距影响的回归结果

变量	回归1		回归2	
	系数	标准误	系数	标准误
户口性质×高等教育扩张强度	0.032***	0.006	0.028***	0.006
高等教育扩张强度	0.076***	0.010	0.053**	0.010
户口性质	-3.485***	0.153	-2.285**	0.099
性别			0.024	0.047
民族			-0.374**	0.130
兄弟姐妹数			-0.318***	0.033
健康状况			0.262***	0.056
婚姻状况			-0.284**	0.127
父亲受教育年限			0.136***	0.010
母亲受教育年限			0.117***	0.011
父亲职业			0.566***	0.089
母亲职业			0.263*	0.140
父亲年龄			-0.005	0.009
母亲年龄			0.040***	0.011
父亲政治面貌			0.326***	0.044
母亲政治面貌			0.566***	0.095
家庭人均财富			0.116***	0.015
常数项	14.630***	0.146	7.992***	0.550
省份、出生年份固定效应	已控制		已控制	
观测值	22135		22135	
调整后的R ²	0.226		0.320	

注：①表中汇报的是聚类到省份的稳健标准误；②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

由表3可以看出，加入控制变量与否并不影响核心解释变量户口性质与高等教育扩张强度的交互项系数的显著性。由回归2可知，户口性质与高等教育扩张强度的交互项系数为0.028，且在1%的水平上显著，表明高等教育扩张具有缩小城乡教育差距的作用，假说H1得到验证。核心解释变量高等教育扩张强度其系数可理解为高等教育扩张强度每提升1个单位(1977年高考招生人数为27.3万人)，

城乡教育差距缩小 0.028 年。高等教育扩张扩大了教育的受益群体，总体上改善了农村居民因城乡二元结构而在教育获得方面的相对劣势，有利于缩小城乡教育差距。尽管一些研究认为，在高等教育机会获得和教育代际流动性等方面，农村居民处于不利地位，但在受教育年限这一层面，高等教育扩张对城乡教育差距的缩小表现出积极作用。温兴祥和程超（2017）发现，受教育年限每增加 1 年，农村居民的自雇创业年经营净收入显著提高 18.6%。考虑到中国庞大的城乡人口基数，这一结果在经济上也具有显著意义。核心解释变量户口性质的系数为负，且在 1% 的水平上显著，随着控制变量的加入，其系数大小有所变动，意味着城乡教育差距可被一些个体和家庭特征因素所解释。但因户口性质不同，即使个体和家庭特征相似，城乡居民的受教育年限也会相差约 2.285 年，这也与 2020 年中国城乡劳动力人口平均受教育年限 2.38 年的差距^①比较接近。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势与安慰剂检验。本文使用的交互效应模型类似于队列双重差分法，同样需要进行平行趋势与安慰剂检验。在高等教育大幅扩张之前，城乡居民受教育年限变化是否满足平行趋势？常用的平行趋势检验方法是考察交互项系数随时间变化情况。参考陈斌开等（2021）、张楠和迟景明（2022）的做法，笔者根据研究样本的个体出生队列将 1975 年作为基准组，绘制户口性质与高等教育扩张强度交互项系数随时间变化的趋势图（见图 1）。从图 1（a）可以看出，相较于 1975 年，对于 1981 年之前出生的个体，交互项系数并未通过显著性检验，城乡居民受教育年限变化有着共同的趋势；而受到高等教育扩张的影响，对于 1981 年及之后出生的个体，交互项系数变得显著，表明高等教育扩张对缩小城乡教育差距发挥了积极作用。

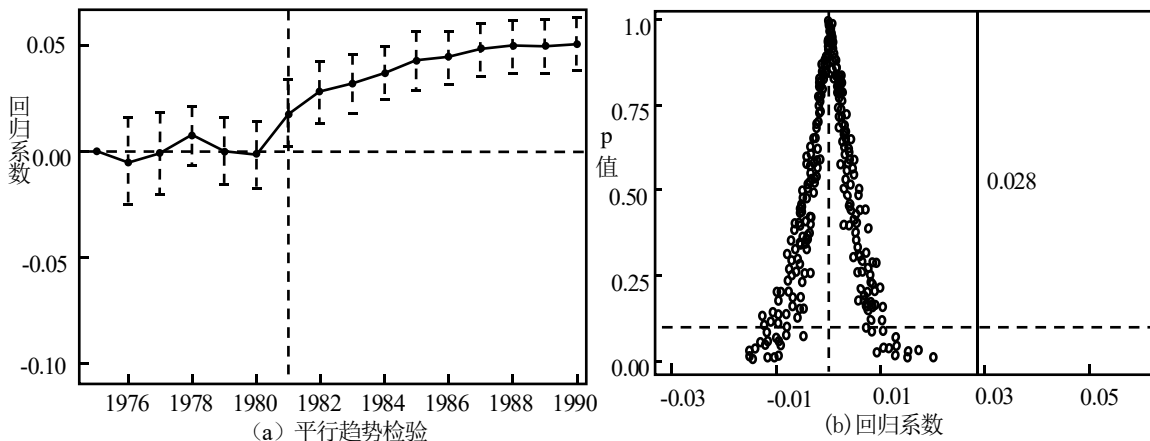


图 1 平行趋势与安慰剂检验

注：图 1（a）中横轴表示个体出生年份，纵轴表示户口性质与高等教育扩张强度交互项系数及 95% 的置信区间；图 1（b）中横轴表示户口性质与高等教育扩张强度交互项系数，纵轴表示交互项系数的显著性水平。

与此同时，交互项系数也应该反映高等教育扩张所导致的城乡教育差距，而非同时期其他事件的影响。参考 Tang et al.（2020）、陈斌开等（2021）的做法，笔者使用随机置换实验进行安慰剂检验。

^①资料来源：《中国人力资本报告 2022》，https://humancapital.cufe.edu.cn/rlzbzsm/zgrlzbzsm2022/zgrlzbzsbqgw_zw_.htm。

随机置换实验作为一种安慰剂检验^①方法，有助于辨别回归结果是具有统计学意义的还是随机产生的（Tang et al., 2020）。具体地，重新为个体随机分配某一年的高等教育扩张强度来对核心解释变量赋值，基于（4）式重新估计，重复上述过程 500 次。如果城乡教育差距的缩小是由于受其他外生冲击干扰，那么，随机置换实验也将得到与基准回归相似的结果。反之，如果二者差异很大，就说明高等教育扩张确实影响了城乡教育差距。安慰剂检验得到的户口性质与高等教育扩张强度交互项系数分布如图 1（b）所示。在图 1（b）中，交互项系数集中在 0 值附近，服从正态分布，且回归系数明显异于基准回归得到的交互项系数 0.028。这说明，除了高等教育扩张外，即使存在其他外生冲击，这些外生冲击对城乡教育差距的影响也极为有限。

2.内生性处理。高等教育扩张与经济社会发展的关系相对密切，拥有更多高校和经济更加发达省份的高校扩招率往往更高，从而可能造成估计偏误（Li et al., 2014）。尽管通过控制省份和出生年份固定效应、在回归时采用聚类稳健标准误可以尽量降低遗漏变量导致的偏差，但模型仍可能存在其他内生性问题。为此，参考 Guo et al.（2019）的做法，笔者将个体受高校扩招政策影响的年数作为核心解释变量高等教育扩张强度的工具变量。自 1977 年恢复高考以来，各省高校招生人数和招生率呈上升趋势，而 1999 年是高校扩招政策实施的起始年份，个体高考时间越靠后，其高考当年的高等教育扩张强度也就越大。所选工具变量满足相关性约束，而高考时间对于个体能力和家庭特征等因素基本外生，满足工具变量的排他性约束。

假设核心解释变量高等教育扩张强度是内生的，故其与户口性质的交互项（户口性质×高等教育扩张强度）也是内生的。此时，如果个体受高校扩招政策影响的年数是高等教育扩张强度的有效工具变量，则其与户口性质的交互项（户口性质×受高校扩招政策影响的年数）也是高等教育扩张强度与户口性质交互项的有效工具变量，同样满足相关性和排他性约束。本文还对工具变量进行了不可识别检验和弱工具变量检验，如表 4 所示，检验结果在 1%的水平上拒绝了“工具变量识别不足”原假设，即工具变量是可识别的；第一阶段估计的 F 检验值远大于 10，表明不存在弱工具变量问题，所选工具变量具备一定的合理性。

表 4 高等教育扩张对城乡教育差距影响的内生性处理：基于工具变量法的回归结果

变量	第一阶段				第二阶段	
	高等教育扩张强度		户口性质×高等教育扩张强度		个体受教育年限	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
户口性质×高等教育扩张强度					0.033***	0.006
高等教育扩张强度					0.034***	0.009
户口性质	0.055	0.035	4.675***	0.030	-2.339***	0.107

^①安慰剂检验的核心是通过虚构受政策影响的样本的方法鉴别由其他随机外生冲击产生影响的可能，使对政策效应的识别更为可信。在本文中，如果真实的回归系数与安慰剂检验结果相同或没有显著差异，则意味着，即使不受高等教育扩张的影响，城乡教育差距也会缩小，说明基准回归结果很有可能是受到其他随机性因素的影响。

表 4 (续)

户口性质×受高校扩招政策影响的年数	-0.013**	0.006	2.120***	0.006		
受高校扩招政策影响的年数	2.047***	0.007	-0.069**	0.005		
常数项	7.378***	0.198	2.067***	0.191	8.474***	0.580
控制变量	已控制		已控制		已控制	
省份、出生年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	22135		22135		22135	
调整后的R ²	0.979		0.987		0.319	
Kleibergen-Paap rk LM统计量			9.636***			
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量			491.247			

注：①表中汇报的是聚类到省份的稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

由表 4 可知，采用工具变量回归得到的户口性质与高等教育扩张强度交互项系数为 0.033，略高于基准回归得到的交互项系数 0.028。这可能是由于个体受高校扩招政策影响的年数与内生核心解释变量即高等教育扩张强度具有强相关性，也意味着工具变量能够更有效地捕捉到这一内生核心解释变量的变化。而采用工具变量回归得到的结果与基准回归结果较为接近，佐证了基准回归结果的稳健性。

3.基于倾向得分匹配的稳健性检验。使用交互效应模型可能存在的另一个问题是，城乡居民户口性质虽然可视为是随机的，但城乡居民拥有不同的社会背景，而城乡居民是否具有可比性也会对回归结果产生影响。为进一步提升城镇居民与农村居民的可比性，降低估计偏误，笔者通过倾向得分匹配方法进行稳健性检验。使用倾向得分匹配方法需要先通过“平衡性检验”和“共同支撑检验”以保证匹配质量。使用卡尺内最近邻匹配(k=2)对样本匹配后的结果如图 2 所示。其中，平衡性检验结果如图 2 (a) 所示，可以发现，匹配后控制变量的标准化偏差显著减小，这表明匹配结果能较好地平衡城镇居民与农村居民两组样本的控制变量分布；共同支撑检验结果如图 2 (b) 所示，绝大多数样本支持共同支撑假设，大多数观测值在共同取值范围内。

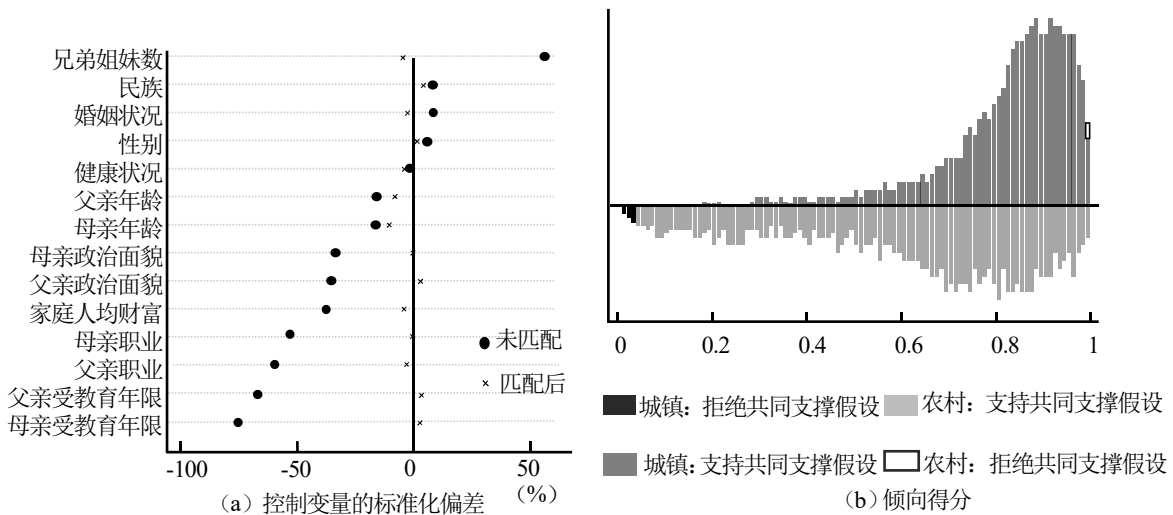


图 2 平衡性检验与共同支撑检验结果

表5 回归1~回归4分别为使用匹配成功样本、满足共同支撑假设样本进行回归,以及使用加权回归和频数加权回归方法进行估计的结果。由表5中基于倾向得分匹配得到的回归结果可知,户口性质与高等教育扩张强度交互项系数为正且在统计上显著,采用倾向得分匹配方法估计得到的各项回归结果与基准回归结果基本一致,表明基准回归结果具有稳健性。

表5 高等教育扩张对城乡教育差距影响的稳健性检验:基于倾向得分匹配的回归结果

变量	卡尺内最近邻匹配(k=2)							
	回归1 匹配成功样本		回归2 满足共同支撑假设样本		回归3 加权回归样本		回归4 频数加权回归样本	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
户口性质×高等教育 扩张强度	0.033***	0.006	0.029***	0.006	0.042***	0.015	0.037***	0.009
高等教育扩张强度	0.046***	0.010	0.053***	0.010	0.036	0.028	0.042*	0.021
户口性质	-2.194***	0.104	-2.287***	0.099	-2.088***	0.207	-2.244***	0.139
常数项	6.809***	0.655	8.003***	0.555	7.081***	1.330	9.250***	1.222
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
省份、出生年份固定 效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	8226		22110		8226		39671	
调整后的R ²	0.279		0.318		0.132		0.150	

注:①表中汇报的是聚类到省份的稳健标准误;②***和*分别表示1%和10%的显著性水平。

4. 替换样本与被解释变量。为进一步验证高等教育扩张对城乡教育差距具有缩小作用,可以通过替换样本与被解释变量的方式进行稳健性检验。如果采用上述方法得到的回归结果仍然与基准回归结果基本一致,则可以验证基准回归结果的稳健性。

尽管前文中将研究样本限定为1975—1990年出生的个体,基本保证了调查中能够观测到所有样本的最终受教育程度,但根据个体最终受教育程度进行赋值,若是样本存在肄业或辍学的情况,例如存在个体读过高中未毕业但被处理成其受教育程度为高中的情况,就会导致对个体受教育年限的测度有所偏误。CHIP问卷中提供了关于个体受教育年数这一更加直接的问题,笔者将被解释变量替换为“个体受教育水平”(通过调查得到的个体受教育年数加以衡量)对样本进行回归,进一步开展稳健性检验^①。由表6回归1可知,替换被解释变量后回归得到的户口性质与高等教育扩张强度交互项系数略小。这主要是由于将被解释变量替换为“个体受教育水平”后,排除了肄业或辍学等个体受教育年限干扰因素的影响。

为了排除基准回归结果受《中华人民共和国义务教育法》实施影响的可能,笔者将受教育年限小于9年的样本一律赋值为9年,即假设所有样本都完成了九年义务教育。由表6回归2可知,重新对被解释变量个体受教育年限赋值后回归得到的户口性质与高等教育扩张强度交互项系数略小,可能的

^①感谢匿名审稿专家的宝贵建议,促使本文进一步增加该稳健性检验,使得本文的结论更为可靠。

原因是城乡间初中及小学的参与率差距这一因素被忽略了。

笔者通过将样本中的农村群体替换为农村外出务工群体来检验样本代表性问题。由表6回归3可知，替换样本回归得到的户口性质与高等教育扩张强度交互项系数依然为正且在统计上显著，说明样本具有良好的代表性。替换样本后回归得到的交互项系数为0.038，略高于基准回归得到的交互项系数0.028。主要原因是，将农村群体替换为农村外出务工群体的同时，也排除了“农转非”样本，这会导致城乡教育差距增大，故交互项系数出现上升。表6回归1~回归3的各项回归结果与基准回归结果相对一致，也进一步验证了高等教育扩张能够缩小城乡教育差距的结论具有稳健性。

表6 高等教育扩张对城乡教育差距影响的稳健性检验：替换样本与被解释变量的回归结果

变量	回归1		回归2		回归3	
	个体受教育水平		个体受教育年限		个体受教育年限	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
户口性质×高等教育扩张强度	0.026***	0.008	0.023***	0.006	0.038***	0.011
高等教育扩张强度	0.066***	0.012	-0.051***	0.010	0.037***	0.011
户口性质	-2.350***	0.121	-2.214***	0.098	-3.173***	0.157
常数项	7.785***	0.634	10.390***	0.633	9.293***	0.486
控制变量	已控制		已控制		已控制	
省份、出生年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	22135		22135		11123	
调整后的R ²	0.320		0.298		0.458	

注：①表中汇报的是聚类到省份的稳健标准误；②***表示1%的显著性水平。

五、进一步分析

（一）分受教育程度的异质性分析

高等教育扩张所影响的并非只有高等教育阶段，根据个体最终受教育程度构建初中及以下（初中及以下=1，其他=0）、高中（高中=1，其他=0）、大专及以上（大专及以上=1，其他=0）3个虚拟变量，并分别作为被解释变量进行回归。这样，分样本回归不仅可以通过替换被解释变量验证前文结论的稳健性，还可揭示高等教育扩张对不同受教育阶段的影响。由于被解释变量为二分类变量，分别采用线性概率模型（LPM）与Probit模型进行回归，得到回归结果如表7所示。

由表7回归1~回归3的LPM回归结果可知，相较于城镇居民，高等教育扩张显著降低了农村居民最高学历为初中及以下的概率，并显著提高了农村居民最高学历为高中的概率，但高等教育扩张对大专及以上学历阶段城乡间教育差距的影响并不显著。表7回归4~回归6的Probit回归结果同样验证了上述结论。因此，假说H2a得到验证，但假说H2b并不成立。教育事业发展的结构性问题仍不可忽视。

这表明，高等教育扩张对城乡教育差距的缩小存在“托底”和“扩中”两种作用途径，即可以通过降低农村居民最高学历为初中及以下的概率和提升其最高学历为高中的概率来缩小城乡教育差距。然而，尽管城乡教育差距因高等教育扩张得到缩小，但在高等教育资源的获得上城乡差距依然明显，

高等教育扩张并未显著改善农村居民在高等教育获得方面的不利地位。这一结论与邢春冰（2014）的研究结论较为相似，但由于本文的研究样本排除了样本接受高等教育后可能发生户口迁移的情况，在基于最高学历为大专及以上样本数据所展开的回归中，户口性质与高等教育扩张强度的交互项系数在统计上并不显著。《中国人力资本报告 2022》的数据也证实了这一结论：从 2020 年全国劳动力的分布情况看，在高中及以上受教育程度的人口中，城镇劳动力人口占比为 56.45%，农村劳动力人口占比为 22.02%；但在大专及以上受教育程度的人口中，城镇劳动力人口占比为 32.97%，而农村劳动力人口占比仅为 5.74%^①。高等教育城乡生源比重失衡始终是严峻的现实问题。

表 7 分受教育程度的异质性分析回归结果

变量	LPM回归			Probit回归		
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
	初中及以下	高中	大专及以上	初中及以下	高中	大专及以上
户口性质×高等教育 扩张强度	-0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.012** (0.005)	0.027*** (0.003)	0.005 (0.003)
高等教育扩张强度	-0.004** (0.002)	-0.007*** (0.002)	0.011*** (0.002)	-0.004 (0.005)	-0.022*** (0.005)	0.052*** (0.010)
户口性质	0.357*** (0.023)	-0.119*** (0.026)	-0.239*** (0.012)	0.881*** (0.065)	-0.401*** (0.088)	-0.811*** (0.039)
常数项	0.752*** (0.105)	0.298*** (0.071)	-0.049 (0.051)	0.184 (0.180)	-0.534** (0.258)	-3.042*** (0.436)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份、出生年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	22135	22135	22135	22135	22135	22135
调整后的R ² 或伪R ²	0.247	0.0190	0.240	0.138	0.021	0.212

注：①括号内是聚类到省份的稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

（二）分高等教育资源与个体人口学特征的异质性分析

由于中国高等院校布局失衡较为严重，特别是重点院校的分布过于集中在少数地区，不同省份的高等教育资源存在显著差异。而高等教育资源越丰富的省份，居民也更容易接受教育（张建华和万千，2018）。参考张建华和万千（2018）的研究，笔者对各省根据大学竞争力排名进行教育资源分组，将排名位列前 10 的省份作为高等教育资源丰富省份，其余作为高等教育资源不丰富省份^②。考虑到农村家庭在个体教育选择与家庭投资意愿上，是否独生子女与性别因素也是关键性影响因素，笔者在对各省样本根据高等教育资源分组的同时，还将样本细分为独生子女与非独生子女，并进一步按性别分组回归。参考连玉君等（2010）的方法，笔者使用“经验 p 值”表示组间系数差异的显著性。分高等教

^①资料来源：《中国人力资本报告 2022》，https://humancapital.cufe.edu.cn/rlzbzxm/zgrlzbzxm2022/zgrlzbzsbqgw_zw_.htm。

^②在本文的研究样本中，高等教育资源丰富省份包括北京市、辽宁省、江苏省、山东省、湖北省、广东省、四川省；高等教育资源不丰富省份包括山西省、安徽省、河南省、湖南省、重庆市、云南省、甘肃省、内蒙古自治区。

育资源与个体人口学特征的异质性分析回归结果如表 8 所示。

表 8 分高等教育资源与个体人口学特征的异质性分析回归结果

变量	高等教育资源丰富省份				高等教育资源不丰富省份			
	独生子女		非独生子女		独生子女		非独生子女	
	回归1 男性	回归2 女性	回归3 男性	回归4 女性	回归5 男性	回归6 女性	回归7 男性	回归8 女性
户口性质×高等 教育扩张强度	0.0361** (0.018)	0.0620*** (0.023)	0.010 (0.016)	0.012 (0.015)	0.058** (0.025)	0.091*** (0.032)	0.045*** (0.016)	0.018 (0.015)
高等教育扩张 强度	0.012 (0.032)	0.027 (0.040)	0.081*** (0.020)	0.055*** (0.019)	0.046 (0.042)	0.021 (0.054)	0.051** (0.020)	0.069*** (0.020)
户口性质	-2.117*** (0.289)	-2.517*** (0.383)	-2.030*** (0.220)	-2.294*** (0.215)	-2.430*** (0.452)	-2.930*** (0.569)	-2.339*** (0.227)	-2.313*** (0.213)
常数项	8.865*** (1.538)	11.640*** (1.817)	5.506*** (0.900)	10.650*** (0.871)	4.050* (2.116)	7.558*** (2.062)	4.897*** (0.800)	8.355*** (0.863)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份、出生年份	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应								
观测值	1737	1079	4103	4292	898	604	4887	4535
调整后的R ²	0.336	0.411	0.451	0.277	0.357	0.463	0.217	0.274
经验p值	0.189		0.460		0.209		0.095*	

注：①经验 p 值使用费舍尔组合检验，通过自助抽样 1000 次得到，表中汇报的经验 p 值检验的是男性与女性组间交互项系数差异的显著性；②括号内是聚类到省份的稳健标准误；③***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

可以看到，虽然不同省份的高等教育资源存在差异，但高等教育扩张对城乡间独生子女教育差距的缩小均表现出显著正向影响。然而，对于非独生子女，高等教育扩张仅在高等教育资源不丰富省份中对男性群体城乡教育差距的缩小具有显著正向影响。高等教育扩张对城乡教育差距的影响存在异质性，可以从区域教育获得上的“供需矛盾”与家庭教育投资的“资源稀释”和“男性偏好”等方面来加以解释。

高等教育资源丰富省份在高等教育扩张前后均具有较高的高考录取率，城乡之间教育获得的“供需矛盾”相对缓和，而对于高等教育资源不丰富省份，普遍存在城乡教育差距较大的现象。根据《中国人力资本报告 2022》，2020 年西藏自治区和青海省的城乡劳动力人口受教育年限差值高达 4.47 年和 3.55 年，而江苏省和广东省的城乡劳动力人口受教育年限差值只有 1.9 年和 1.54 年^①。由表 8 回归 1~回归 8 中核心解释变量户口性质的系数也可以看出，高等教育资源丰富省份的城乡教育差距普遍小于高等教育资源不丰富省份。高等教育资源不丰富省份城乡受教育水平间的落差更大，而高等教育扩张对高等教育资源不丰富省份城乡教育差距的改善作用也更为明显。类似结论在彭骏和赵西亮（2022）的研究中也得出过，他们发现高等教育扩张更有利于高等教育资源不丰富省份中农村家庭以

^①资料来源：《中国人力资本报告 2022》，https://humancapital.cufe.edu.cn/rlzbzxm/zgrlzbzxm2022/zgrlzbzsbqgw_zw_.htm。

及农村中低收入家庭教育代际流动性的提高。

高等教育扩张的影响在独生子女群体与非独生子女群体、男性群体与女性群体之间具有异质性。根据 Blake (1981) 提出的资源稀释理论, 兄弟姐妹数量越多, 每位子女分到的资源越少。相比于独生子女, 在家庭教育资源有限的情况下, 非独生子女被分配到的教育资源较少, 而这种教育的资源稀释效应对女性的影响更大 (郑筱婷和陆小慧, 2018)。尽管高考招生制度在一定程度上保障了城乡之间的教育公平, 但对于条件有限的农村家庭而言, 子女的教育成本仍可能构成较重的经济负担。虽然农村家庭往往也会为子女接受教育尽力提供资源支持, 但由于农村地区受父权制文化的影响更大, 重男轻女的传统性别观念更加根深蒂固, 农村家庭倾向于更多地将受教育机会或教育资源提供给男性, 女性更容易辍学 (吴愈晓, 2012)。并且, 张永丽等 (2018) 发现, 贫困地区农村女性受教育水平对子女接受高中和大学阶段教育的影响更为显著。因此, 教育获得的性别不平等还会对农村人力资本的积累产生不利影响。

此外, 表 8 中经验 p 值的检验结果显示, 只有在高等教育资源不丰富省份的非独生子女群体中, 男性与女性组间交互项系数差异的检验结果才在 10% 的水平上拒绝“估计系数不存在差异”的原假设, 其他各组的组间交互项系数差异在统计上均不显著。由表 8 回归 7 和回归 8 可知, 男性与女性组间交互项系数差值为 0.027, 而这一差异是显著的, 这进一步说明, 在高等教育资源不丰富省份中, 非独生子女群体在教育获得上受到明显的“男性偏好”的影响。

六、结论与启示

(一) 主要结论

借助 CHIP 数据, 本文将城乡居民个体受教育年限差距作为衡量城乡教育差距的代理变量, 通过构建个体户口性质与高等教育扩张强度的交互效应模型, 实证检验了高等教育扩张对城乡教育差距的影响, 并揭示了其作用途径与异质性特征。研究发现: 第一, 高等教育扩张能够缩小城乡教育差距, 并且该结论在经过各种稳健性检验后依然成立。第二, 高等教育扩张对城乡教育差距的缩小作用, 主要是通过“托底”和“扩中”的作用途径来实现的, 即可以通过降低农村居民最高学历为初中及以下的概率和提升其最高学历为高中的概率来缩小城乡教育差距, 但高等教育扩张对大专及以上学历的城乡教育差距的影响并不显著, “寒门难出贵子”现象仍然严峻, 农村居民在高等教育中的不利地位还有待改善。第三, 异质性分析显示, 高等教育扩张缩小了独生子女群体的城乡教育差距, 而对于非独生子女, 高等教育扩张仅在高等教育资源不丰富省份中对男性群体城乡教育差距的缩小具有显著影响, 这体现家庭教育投资的“资源稀释”与“男性偏好”的特点。

(二) 政策启示

本文的研究结论肯定了高等教育扩张对缩小城乡教育差距的积极作用, 并从“托底”和“扩中”的作用途径揭示了高等教育扩张缩小城乡教育差距的实现机制, 可得到以下政策启示:

第一, 加大对农村地区义务教育和高中教育的支持, 为农村地区的人力资本积累提供保障。高等教育的扩张能够提升农村家庭教育投资意愿, 具有“托底”和“扩中”的积极作用。因此, 要通过优

化农村地区教育资源配置, 加强师资队伍建设和提升管理效率, 实现相对公平的高质量的教育发展, 让更多农村家庭的子女有机会和有意愿接受高质量的基础教育, 避免教育不公平的累积效应。

第二, 优化高等教育资源的区域均衡配置, 增加农村家庭接受优质高等教育的机会。在高等教育资源获得方面, 城乡差距依然明显。在当前中国人口老龄化加速的背景下, 应充分发挥农村地区丰富的人口资源优势, 加大对中西部地区人口较多而教育资源相对匮乏省份的高等教育投资和帮扶力度, 促进区域与城乡高等教育一体化协调发展。

第三, 降低农村家庭在接受教育方面的经济压力, 是缩小城乡教育差距、促进性别平等的有效途径。高等教育扩张对促进教育的性别平等也发挥着一定作用, 但对于多子女家庭的影响较为有限。农村家庭囿于区域教育资源与经济压力, 在教育投资上仍存在“男性偏好”, 农村女性在教育获得方面处于相对劣势。因此, 应着重解决农村地区和教育资源相对匮乏地区的教育成本负担问题, 构建更加完善的助学贷款绿色通道, 让家庭资本不足的群体能够通过公共投入的增加弥补家庭资源欠缺的劣势。

参考文献

1. 鲍传友, 2005: 《中国城乡义务教育差距的政策审视》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》第3期, 第16-24页。
2. 陈斌开、张淑娟、申广军, 2021: 《义务教育能提高代际流动性吗?》, 《金融研究》第6期, 第76-94页。
3. 初帅、孟凡强, 2017: 《高校扩招与教育回报率的城乡差异——基于断点回归的设计》, 《南方经济》第10期, 第16-35页。
4. 邓飞、傅文晓, 2020: 《新中国70年教育不平等的演变轨迹实证研究——基于CGSS同期群数据的历史考察》, 《教育与经济》第2期, 第37-48页、第59页。
5. 方超、黄斌, 2021: 《高校扩招政策与城乡转移劳动力的教育收益率——基于模糊断点设计的工具变量估计》, 《中国高教研究》第6期, 第44-50页。
6. 江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
7. 李春玲, 2014: 《教育不平等的年代变化趋势(1940—2010)——对城乡教育机会不平等的再考察》, 《社会学研究》第2期, 第65-89页、第243页。
8. 连玉君、彭方平、苏治, 2010: 《融资约束与流动性管理行为》, 《金融研究》第10期, 第158-171页。
9. 林锦鸿, 2021: 《免费义务教育政策与城乡教育差距》, 《中国农村观察》第3期, 第128-144页。
10. 罗楚亮、刘晓霞, 2018: 《教育扩张与教育的代际流动性》, 《中国社会科学》第2期, 第121-140页、第207页。
11. 彭骏、赵西亮, 2022: 《教育扩张与城乡居民家庭教育代际流动性》, 《经济学动态》第5期, 第91-109页。
12. 屈廖健、邵剑耀、傅添, 2021: 《谁在高校扩招中获益最多?——高等教育机会获得的群体差异及影响因素研究》, 《高校教育管理》第3期, 第70-82页。
13. 邵宜航、徐菁, 2017: 《高等教育扩张与教育机会不平等演变》, 《经济学动态》第12期, 第73-85页。
14. 石大千、张卫东, 2017: 《高校扩招缩小了城乡收入差距吗?》, 《教育与经济》第5期, 第37-47页、第60页。
15. 宋博、刘华、王琳, 2019: 《高校扩招、阶层分化与农户高等教育投资决策——基于CGSS数据的分析》, 《教育学术月刊》第12期, 第101-108页。

- 16.温兴祥,程超,2017:《教育有助于提高农村居民的创业收益吗?——基于CHIP农村住户调查数据的三阶段估计》,《中国农村经济》第9期,第80-96页。
- 17.吴愈晓,2012:《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》,《社会》第4期,第112-137页。
- 18.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。
- 19.杨俊、黄潇、李晓羽,2008:《教育不平等与收入分配差距:中国的实证分析》,《管理世界》第1期,第38-47页、第187页。
- 20.张建华、万千,2018:《高校扩招与教育代际传递》,《世界经济》第4期,第168-192页。
- 21.张楠、迟景明,2022:《高校扩招促进代际流动了吗》,《湖南师范大学教育科学学报》第3期,第68-78页、第96页。
- 22.张翕、陆铭,2019:《提高回报 激发需求——改善中国农村教育的空间政治经济学》,《学术月刊》第4期,第54-64页。
- 23.张永丽、李青原、郭世慧,2018:《贫困地区农村教育收益率的性别差异——基于PSM模型的计量分析》,《中国农村经济》第9期,第110-130页。
- 24.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。
- 25.郑筱婷、陆小慧,2018:《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)》第1期,第277-298页。
- 26.邹薇、马占利,2019:《家庭背景、代际传递与教育不平等》,《中国工业经济》第2期,第80-98页。
- 27.Blake, J., 1981, "Family Size and the Quality of Children", *Demography*, Vol.18: 421-442.
- 28.Bourdieu, P., and J. Passeron, 1990, *Reproduction in Education, Society and Culture*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 47, 228-231.
- 29.Breen, R., and H. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory", *Rationality and Society*, 9 (3): 275-305.
- 30.Guo, Y., Y. Song, and Q. Chen, 2019, "Impacts of Education Policies on Intergenerational Education Mobility in China", *China Economic Review*, Vol.55: 124-142.
- 31.Li, S., J. Whalley, and C. Xing, 2014, "China's Higher Education Expansion and Unemployment of College Graduates", *China Economic Review*, Vol.30: 567-582.
- 32.Lucas, S., 2001, "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects", *American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-1690.
- 33.Mare, R., 1980, "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association*, 75(370): 295-305.
- 34.Raftery, A., and M. Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75", *Sociology of Education*, 66(1): 41-62.
- 35.Tang, C., L. Zhao, and Z. Zhao, 2020, "Does Free Education Help Combat Child Labor? The Effect of a Free Compulsory Education Reform in Rural China", *Journal of Population Economics*, 33(2): 601-631.

36. Treiman, D., 1970, "Industrialization and Social Stratification", *Sociological Inquiry*, 40(2): 207-234.
37. Wu, L., K. Yan, and Y. Zhang, 2020, "Higher Education Expansion and Inequality in Educational Opportunities in China", *Higher Education*, Vol.80: 549-570.
38. Zimmerman, S., 2019, "Elite Colleges and Upward Mobility to Top Jobs and Top Incomes", *American Economic Review*, 109(1): 1-47.

(作者单位: ¹ 广西大学公共管理学院;

² 广西大学中国边疆经济研究院)

(责任编辑: 王 藻)

Does Higher Education Expansion Narrow the Urban-Rural Education Gap?

ZHOU Junxu CHANG Dengyu

Abstract: Based on the Chinese Household Income Project (CHIP) data, this paper constructs an interactive model between the type of individual household registration and the expansion intensity of higher education. We find that the expansion of higher education narrows the urban-rural education gap, and this conclusion still holds after a variety of robustness tests. The narrowing effect is mainly through mechanisms of "supporting the bottom" and "expanding the middle", i.e. reducing the probability that rural residents' highest education level is junior high school or below and raising the probability that their highest educational level is senior high school. However, the expansion of higher education has no significant effect on the urban-rural education gap in terms of junior college degree and above, and the disadvantage of rural residents in higher education has not been improved. The heterogeneity analysis shows that the expansion of higher education has reduced the urban-rural education gap for the one-child group. However, for non-one-child group, only in the provinces where higher education resources are insufficient and for males has the expansion a significant impact on narrowing the urban-rural education gap, reflecting the characteristics of "resource dilution" and "male preference" of family education investment.

Keywords: Higher Education Expansion; Urban-Rural Education Gap; Years of Education