

# 大学扩招政策的边际作用递减?

——基于 1999 年高校扩招政策的异质性分析

张征宇 曹思力 汪伟 朱平芳\*

**摘要:** 1999 年的高校扩招对中国人力资本积累具有深远影响。本文基于不完全信息下的个体决策模型, 从高等教育的异质回报率的角度阐述了扩招政策对人力资本积累的边际作用递减规律。实证研究发现: (1) 在平均意义上, 大学扩招对提高社会人力资本积累具有正向影响; (2) 高等教育回报率因人而异, 读大学对部分个体人力资本积累的贡献不如相应年限的工作; (3) 由于个体异质性的存在, 扩招政策的边际作用随着录取率的提高而下降。

**关键词:** 大学扩招; 政策的边际效应; 高等教育

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.04

## 一、引言

改革开放以来, 我国高等教育事业取得举世瞩目的成就。1978 年我国高等教育(大专和本科)招生 40.1 万人, 毛入学率仅为 1.55%; 1998 年我国高等教育招生 108.4 万人, 毛入学率为 9.76%。1999 年高等教育招生规模增加 51 万, 增幅达 47.3%, 而 1999 年的高校扩招拉开了此后十数年高等教育扩招的帷幕。自 2002 年至 2019 年我国高等教育招生毛入学率从 15% 升至 51.6%, 标志着我国高等教育从大众化阶段进入普及化阶段。

2019 年年末新冠疫情暴发以来, 尽管我国疫情防控成绩斐然, 但新冠疫情对经济造成的打击已无可避免。高校毕业生就业压力进一步增大, 而产业转型升级等问题对人才供给提出更高要求。为缓解毕业生就业压力, 同时为实现人力资本积累并增加高素质人才供给, 我国开始新一轮的研究生扩招。1999 年的高等教育扩招也具有相似的背景。一方面, 我国在 1996 年结束了自 1951 年以来的高校和中专毕业生毕业分配制度, 中学毕业生就业压力与日俱增; 另一方面, 国家发展所需高素质人才的缺口却不断扩大。因此, 回顾 1999 年的扩招也有助于我们理解当下研究生扩招的潜在影响。

Becker (1962) 将人力资本投资视为可以提高个体未来收入的资源投入, 其同样指

\* 张征宇, 上海财经大学经济学院; 曹思力, 上海财经大学经济学院、浙江财经大学经济学院; 汪伟, 上海财经大学公共经济与管理学院; 朱平芳, 上海社会科学院数量经济研究中心。通信作者及地址: 曹思力, 浙江省杭州市下沙高教园区学源街 18 号浙江财经大学经济学院, 310018; 电话: 15518899696; E-mail: caosili.csl@qq.com。本文研究得到国家自然科学基金面上项目(71873080、72273076)、国家自然科学基金重点项目(71833004)、阐释党的十九届六中全会精神国家社科基金重大项目“全面实施供给侧结构性改革研究”(22ZDA049)和上海财经大学创新团队支持计划的资助。在此感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 文责自负。

出，相对于有形资本的投资，人力资本投资更加容易犯错。而且越来越多的研究指出高等教育具有异质性影响（李雪松和詹姆斯·赫克曼，2004；Carneiro et al., 2011；Wang et al., 2014；Balestra and Backes-Gellner, 2017；Heckman et al., 2018）。中国家庭对高等教育投资也有高度热情。在校教育尤其是高等教育是否对所有个体的人力资本积累均有无可替代的作用？在存在个体异质性的情况下，扩招政策的影响是否也因人而异？2020年的扩招政策又能从1999年借鉴到什么？

这些问题要求我们必须全面准确地评价1999年的扩招政策。个体异质性的存在使我们不能仅仅关心扩招政策的平均影响，也要关注扩招政策的异质性影响，尤其是扩招政策的边际影响。由于录取率提高而得以上大学的个体应试能力更弱，其高等教育回报率也许就更低。那么扩招政策对我国人力资本的边际影响会随着扩招幅度的增加而下降，即扩招政策的边际效应递减。基于1999年扩招政策的特点，本文对个体选择模型进行适当的调整并提出反映政策异质性影响的参数——政策边际强度效应，并在连续性假设下，将目标参数与Heckman and Vytlacil (2005)所提出的边际处理效应（Marginal Treatment Effect, MTE）联系起来。借助该参数可以估计出不同录取率下扩招政策的边际影响。

本文研究发现由于扩招政策而得以进入高校学习的个体的高等教育平均回报率为71%，即扩招政策使得这部分群体的收入平均提升71%。但进一步的异质性分析表明，高等教育对个体人力资本积累具有显著的异质性，并且随着录取率的提高，扩招政策的边际影响逐渐变弱。在55.5%的录取率下扩招政策的边际影响为4.43%且不显著。<sup>1</sup>进一步的反事实分析表明，当录取率提升到57.0%之后，扩招政策的边际影响为-1.78%。这一结果说明1999年扩招恰好达到较为合适的政策边界，但也表明高校扩招并不总是好事。从“因材施教”的教育观念来看，并不是所有个体都适合偏向学术性的高等教育，对部分个体而言实际工作经验对其收入的提升作用更加明显。这启示我们实施扩招政策时，应注意扩招的幅度，避免过度扩招及其对人力资本积累所带来的负面效应。

本文的主要工作与发现如下：第一，基于不完全信息下的个体微观决策模型，从个体异质性的角度阐述了扩招政策对人力资本积累边际作用递减规律；第二，结合扩招政策的特点，提出刻画扩招政策边际影响的新参数——政策边际强度效应，并给出其识别、估计和推断的方法；第三，实证研究发现尽管在平均意义上大学扩招对提高社会人力资本积累具有正向影响，但由于个体异质性的存在，扩招政策的边际作用随着录取率的提高而下降。

下文的结构安排为：第二部分进行文献回顾；第三部分建立微观理论模型以及计量实证模型，并给出相应解释；第四部分介绍政策背景及所使用数据；第五部分通过实证分析说明扩招政策的影响；第六部分进行稳健性分析；第七部分进行总结。

## 二、文献回顾

长期以来，在校教育对人力资本积累的贡献得到了广泛的关注。Becker (1962) 从

<sup>1</sup> 严格来讲，该实证结果反映的是1999年前后几年扩招政策和中国高等教育的状况，但这一结果对我们理解当前中国高等教育的情况依然具有重要意义。

在职培训、学校教育、信息和健康投入等方面对人力资本投资进行了成本和收益分析。Mincer (1974) 提出 Mincer 方程来研究教育回报率。Griliches (1977) 指出 Mincer 方程存在遗漏变量问题，会使得教育回报的估计结果出现偏差。在遗漏变量问题外，个体受教育程度还存在自选择问题，因此 Angrist and Krueger (1991) 尝试使用个体出生季度作为工具变量来解决教育回报方程中的内生性问题，并且说明工具变量方法所估计的教育回报高于最小二乘法。Bound et al. (1995) 则认为出生季度作为弱工具变量会带来新的估计问题。吴要武 (2010) 以出生季度作为工具变量研究发现中国教育的年回报率为 13.9%—15.6%。

为解决受教育程度的内生性，越来越多的研究者在处理效应 (Treatment Effect) 的框架下考虑教育回报问题。OLS 和 2SLS 只能反映教育的平均回报率，处理效应模型还可以解决异质性问题。Heckman and Vytlacil (1999) 提出局部工具变量方法来解决处理效应模型中的内生性和异质性。Heckman and Vytlacil (2005) 则将结构方程、处理效应以及政策评价有机结合，并在边际处理效应的基础上将平均处理效应等参数联系起来。Carneiro et al. (2011) 运用上述方法发现美国教育回报存在异质性，部分群体的高等教育回报率甚至为负。Heckman et al. (2018) 认为能力差异的存在使得读大学并不总是一个明智的选择。李雪松和詹姆斯·赫克曼 (2004) 研究发现中国城镇居民高等教育回报率也存在异质性。Wang et al. (2014) 利用 CHIP (1988, 1995, 2002) 对扩招前中国城镇居民高等教育的异质回报率进行了深入的分析，本文与其的主要区别为：第一，本文所采用的 CHIP (2013) 数据包含扩招后的个体，并且也更加关注扩招政策的局部影响；第二，本文更加侧重于借助高等教育的异质回报率说明扩招政策的边际作用递减。

扩招政策对经济社会发展的影响逐渐引起学者的关注。Hanusek (2016) 指出人均受教育年限无法解释东亚与拉丁美洲在经济发展中的巨大差距，教育质量以及技能培训具有重要意义；Che and Zhang (2018) 研究发现扩招政策刺激企业进行技术调整，并促进了全要素生产率的提升。邢春冰 (2014) 分析了大学扩招对农村劳动力迁移的作用；陈斌开和张川川 (2016) 从城镇化的角度研究扩招政策，发现高校扩招促进城镇化，并推高住房价格；杨沫和王岩 (2020) 则认为扩招政策削弱了代际收入流动性。

部分文献关注扩招对大学生就业的影响。吴要武和赵泉 (2010) 分析认为扩招降低了大学新毕业生的劳动参与率以及小时工资；马光荣等 (2017) 则从供给冲击的角度解释了扩招对高等教育回报率的负面影响。邢春冰和李实 (2011)、Meng et al. (2013) 则发现能力差异会极大地影响扩招政策的最终效果，其中邢春冰和李实 (2011) 认为扩招后大学毕业生平均能力的下降导致毕业生失业增加，Meng et al. (2013) 认为能力的差异是扩招后收入不平等增加的重要原因。

扩招对我国人力资本积累的贡献和可能的不利影响尚未得到充分的研究。扩招政策提高了高等教育普及率，因此在短期内极大地提升了我国年轻劳动力的受教育水平，为我国经济发展和产业结构升级做出巨大贡献。但不同个体从中受益的情况不同，接受高等教育和参加工作的替代关系决定完成高等教育就要放弃相应年限的工作经验，而两者对个体人力资本积累的贡献因人而异。因此本文将采用不同于马光荣等 (2017) 的供给冲击视角，而从个体异质性的角度来分析扩招政策对我国人力资本积累可能存在的不利影响。

### 三、模型和方法

#### (一) 微观理论模型

一般而言，人力资本是指可以提高工人生产效率的一系列技能或特征。Becker (1962) 认为合适的在职培训、学校教育、信息和健康均有助于人力资本积累。因此在校学习并不是进行人力资本积累的唯一方式。在分工日益精细的今天以及“干中学”的普遍存在，大学教育对人力资本积累的贡献是否无可替代也存在疑问。

对于中学毕业生而言，其要在读大学和直接工作之间进行决策。而大学教育和对应年限工作经验对个体人力资本的贡献也因人而异。整个社会的人力资本由个体人力资本加总而成，政府可以调节大学的入学人数来影响社会整体人力资本积累。扩招政策即是通过这一渠道影响社会整体人力资本积累。

考虑一个具有个体异质性的人力资本投资模型。若忽略高等教育对个人偏好的影响，即高等教育只能通过收入来影响消费，进而间接影响个人效用。那么，可将个体高等教育决策简化为能否提高终身收入。则高中毕业生  $i$  的决策目标为<sup>2</sup>：

$$\max_{(I_i)} w_i(EHC_i(I_i))$$

其中  $w_i(EHC_i(I_i))$  为与预期人力资本水平  $EHC_i(I_i)$  有关的工资，不妨设  $w_i(\cdot)$  为单调递增函数。 $I_i$  为个体是否读大学的决策变量，即个体决定读大学时  $I_i=1$ ，否则  $I_i=0$ 。读大学就要放弃相应年限的工作经验以及在职培训，那么基于个体特征的预期人力资本积累水平由下式决定：

$$EHC_i(I_i)=I_i \cdot f_e(u_i)+(1-I_i) \cdot g(u_i)+\varepsilon(u_i), \quad (1)$$

其中  $u_i$  为个体特征， $f_e(u_i)$  表示读大学对人力资本的事前预期贡献， $g(u_i)$  表示参加工作对人力资本的贡献， $\varepsilon(u_i)$  表示个体高中毕业时所具有的人力资本存量。个体将根据个人特征  $u_i$  进行人力资本投资决策。因此个体  $i$  决定读大学的条件为

$$w_i(EHC_i(1)) \geq w_i(EHC_i(0)).$$

则个体  $i$  的人力资本投资决策可由下式表示：

$$I_i=\begin{cases} 1, & f_e(u_i) \geq g(u_i) \\ 0, & f_e(u_i) < g(u_i) \end{cases}.$$

而个体  $i$  能否上大学不仅取决于个人意愿，还取决于大学录取率。在不考虑个体决策的情况下，个体  $i$  是否上大学的影响方程如下。一种直观的理解是，将  $u_i$  视为应试能力或高考分数，而  $u_P$  视为给定录取率下所需应试能力或录取分数线，只有在特定的应试能力或分数线之上的个体才能读大学。

$$IS_i=\begin{cases} 1, & u_i \geq u_P \\ 0, & u_i < u_P \end{cases}.$$

不妨设个体特征  $u_i \in [\underline{u}, \bar{u}]$ ，其概率密度函数为  $h(u)$ ，则  $u_P$  与录取率  $P$  具有以下关系：

<sup>2</sup> 可以从个体终身效用最大化出发得到该式，具体见附录 A。篇幅所限，附录不在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

$$\Pr(IS_i = 1) = \Pr(u_i \geq u_p) = \int_{u_p}^{\bar{u}} h(u) du = P.$$

综合个体决策与大学录取率，个体  $i$  能否上大学由下式决定：

$$I\{College_i\} = \begin{cases} 1, & f_e(u_i) \geq g(u_i) \text{ 且 } u_i \geq u_p \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \quad (2)$$

个体的实际人力资本并不完全等价于预期人力资本，记  $f(u_i)$  为读大学对人力资本积累的事后实际贡献，则个体  $i$  的人力资本积累水平由下式决定：

$$HC_i(1\{College_i\}) = 1\{College_i\} \cdot f(u_i) + (1 - 1\{College_i\}) \cdot g(u_i) + \varepsilon(u_i). \quad (3)$$

完全信息下，高等教育的事前预期回报等于事后实际回报，即  $f_e(u_i) = f(u_i)$ 。但个人和家庭并不是根据完全信息进行决策，而  $f_e(u_i) \geq f(u_i)$  普遍存在，其原因如下：第一，传统观点中，“万般皆下品，唯有读书高”的影响深远，使得中国家庭和社会对高等教育的期望回报更高；第二，学生家长难以获取充分的信息，这导致其难以独立地对孩子的高等教育决策提供有效的建议，而受传统观念与社会舆论的影响较大；第三，“一考定终身”的考试制度下，中学生在各方压力之下全力备考，而未有充分的时间和精力去了解高等教育及专业选择问题。实际上，很多高中生是在参加高考前后去了解高等院校以及专业选择问题，因此难以准确分析读大学的成本与收益。<sup>3</sup>

个体异质性的存在使得不同个体适合不同的人力资本积累方式，即部分个体适合在学校接受教育，而部分个体适合在工作和实践中积累经验。则有如下假设：

**假设 1.1** 对于  $u \in [\underline{u}, \bar{u}]$ ,  $f_e(u_i)$ ,  $f(u)$  关于  $u$  单调递增，且  $f_e(u_i) \geq f(u_i)$ ；

**假设 1.2**  $f_e(\underline{u}) < g(\underline{u})$ ,  $f(\underline{u}) < g(\underline{u})$  且  $f(\bar{u}) > g(\bar{u})$ ；

**假设 1.3** 对于  $u \in [\underline{u}, \bar{u}]$ ,  $f'(u) > g'(u)$ 。

简便起见，不妨将  $u$  视为应试能力。则假设 1.1 意为应试能力更强个体的高等教育回报更高，并且高等教育的事前预期回报大于等于事后实际回报。另外一种解释为，应试能力强的个体所上大学更好，则高等教育对其人力资本积累的贡献就更大。倘若高考制度是合理的，这一假设比较自然。假设 1.2 则意味着并不是所有个体都适合读大学，应试能力最差的个体通过工作经验所获得的人力资本高于读大学；而应试能力最强的个体，更适合通过读大学实现人力资本积累。假设 1.3 意为随着应试能力的增强，读大学对提升人力资本积累的速度高于工作，这一假设可以保证  $f(u) - g(u)$  和  $f_e(u) - g(u)$  关于  $u$  单调递增。在假设 1.1 至假设 1.3 下，结合个体决策方程 (2)，人力资本积累方程 (3) 意味着，应试能力较强的个体，上大学的概率较高，其高等教育回报率也较高；应试能力较弱的个体，上大学的概率较低，工作对其人力资本积累的作用更大。

由假设 1.1 至假设 1.3 可知， $f_e(u) - g(u)$  在  $u \in [\underline{u}, \bar{u}]$  上有零点，不妨将零点记为  $u_e$ ，即  $f_e(u_e) - g(u_e) = 0$ 。则当  $u_e > u_p$  时， $I\{College_i\} = 1\{u_i \geq u_e\}$ ，即个体是否上大学由高等教育的预期回报决定；当  $u_e \leq u_p$  时， $I\{College_i\} = 1\{u_i \geq u_p\}$ ，即个体上大学与否由大学录取率决定。因此在一定的范围内，政府能通过改变录取率来影响个人决策。

<sup>3</sup> 个体读大学可能不仅仅为积累人力资本。例如：邢春冰（2014）和赵西亮（2017）指出高等教育会影响与户籍相关的社会福利；大学学历（而非人力资本）有助于个体找到更好的工作，即“羊皮效应”的存在（Hungerford and Solon, 1987；李锋亮等, 2009）。上述问题本质上是在讨论高等教育的“隐形收益”，高等教育的“隐形收益”会提高个体读大学的意愿，但本文主要关心高等教育的人力资本积累效应。

当  $u_e \leq u_p$  时，社会平均人力资本水平为

$$\begin{aligned} SHC &= \int_{\underline{u}}^{\bar{u}} HC \cdot h(u) du \\ &= \int_{\underline{u}}^{\bar{u}} (1 \{College_i\} \cdot f(u_i) + (1 - 1 \{College_i\}) \cdot g(u_i)) \cdot h(u) du \\ &= \int_{u_p}^{\bar{u}} f(u) h(u) du + \int_{\underline{u}}^{u_p} g(u) h(u) du + \int_{\underline{u}}^{\bar{u}} \varepsilon(u) h(u) du. \end{aligned}$$

$SHC$  关于录取率  $P$  的一阶导数为：

$$\frac{\partial SHC}{\partial P} = -(f(u_p) - g(u_p)) h(u_p) \frac{\partial u_p}{\partial P}.$$

易知  $h(u) > 0$ ，而由  $\int_{u_p}^{\bar{u}} h(u) du = P$  可知  $\frac{\partial u_p}{\partial P} = \frac{-1}{h(u_p)} < 0$ ，即  $u_p$  为  $P$  的单调递减

函数。则  $\frac{\partial SHC}{\partial P}$  的符号由  $f(u_p) - g(u_p)$  决定，即录取率对社会平均人力资本积累的边际影响由位于录取边界上个体的高等教育回报率决定。对于连续函数  $f(u)$ ,  $g(u)$ ，由假设 1.2 可知必有  $u_{p^*}$  使得  $f(u_{p^*}) - g(u_{p^*}) = 0$ 。即存在  $P^*$  满足下式：

$$-(f(u_{p^*}) - g(u_{p^*})) h(u_{p^*}) \frac{\partial u_p}{\partial P} \Big|_{P=P^*} = 0.$$

由假设 1.3 可知  $f(u) - g(u)$  关于  $u$  单调。当录取率  $P < P^*$  时， $u_p > u_{p^*}$  且  $f(u_p) - g(u_p) > 0$ ，则  $\frac{\partial SHC}{\partial P} > 0$ ，即录取率过低使得部分个体不能读大学而无法达到最优人力资本积累水平；而  $P > P^*$  时， $u_p < u_{p^*}$  且  $f(u_p) - g(u_p) < 0$ ，则  $\frac{\partial SHC}{\partial P} < 0$ ，即更加适合通过工作进行人力资本积累的个体选择读大学会造成人力资本积累的损失。

当  $u_e > u_p$  时，社会的平均人力资本水平为

$$SHC = \int_{u_e}^{\bar{u}} f(u) h(u) du + \int_{\underline{u}}^{u_e} g(u) h(u) du + \int_{\underline{u}}^{\bar{u}} \varepsilon(u) h(u) du.$$

这一情形下，录取率不会影响个体决策，因此也不会影响社会人力资本积累水平。由于我国录取率的提高能够增加入学人数，因此本文主要关心  $u_e \leq u_p$  的情形。下文将以工资度量人力资本积累量，并运用实证数据检验以上结论。

## (二) 计量实证模型

如图 1 所示，中国高等教育录取率不断走高，尤其是 1999 年扩招使得录取率出现明显的跳跃。那么是否存在扩招政策的边际效应递减定律？为回答这一问题，本文从 1999 年扩招出发引入如下实证框架。

本文在 Rubin 因果模型 (Rubin, 1974) 的框架下设定潜在因变量的生成过程：

$$Y_0 = m_0(R, X, U_0), Y_1 = m_1(R, X, U_1), \quad (4)$$

其中  $Y_0$  为中学毕业但不接受高等教育的潜在收入， $Y_1$  为大学毕业生的收入； $R$  为驱动变量，即参加高考的年份，用以控制参加高考时间对工资的影响； $X$  为控制变量，例如健康状况、工作性质等； $m_0(\cdot)$ ,  $m_1(\cdot)$  为未知函数， $U_0$ ,  $U_1$  则为影响收入的未知变量。

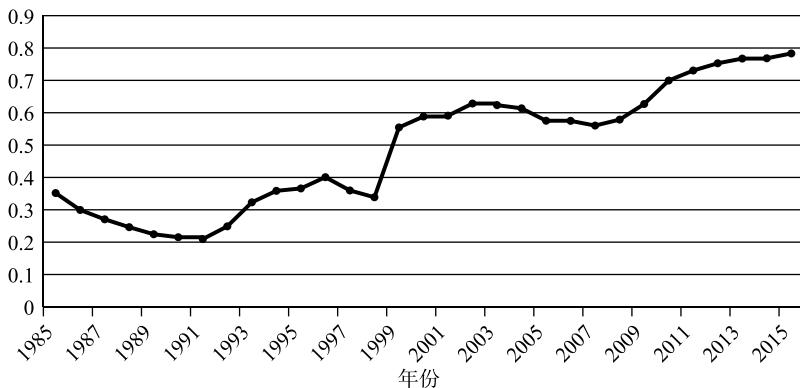


图 1 中国高等教育录取率

是否读大学用  $D$  表示, 其中  $D=1$  表示完成大学学业。其选择方程如下, 其中  $Z$  为工具变量,  $V$  为选择方程中的未知变量。

$$D=1\{p(R, X, Z) > V\}. \quad (5)$$

则个体收入为:

$$Y=DY_1+(1-D)Y_0. \quad (6)$$

Carneiro et al. (2011) 指出高等教育的边际回报率为:

$$MTE(X, p)=E[Y_1-Y_0 | X, V=p]. \quad (7)$$

该参数反映了条件于  $X, V=p$  下高等教育的平均回报率。尽管 Carneiro et al. (2011) 给出了式 (7), 并认为其反映了高等教育在  $V$  的不同分位点上的异质性表现。在本文的模型框架下, 可将  $V=p$  同高等教育录取率衔接起来, 并借此解释 1999 年扩招政策的边际影响。

已知大学录取率在 1999 年出现跳跃性增长, 记  $r_0=1999$ , 本文通过下式来描述该现象

$$p_+=\lim_{r \rightarrow r_0^+} \Pr(D=1 | R=r, X=x), \quad (8)$$

$$p_-=\lim_{r \rightarrow r_0^-} \Pr(D=1 | R=r, X=x), \quad (9)$$

其中  $p_+$  表示个体在 1999 年参加高考的录取率, 而  $p_-$  表示 1998 年的高考录取率。则  $\Delta p=p_+-p_-$  为扩招政策的强度, 若  $\Delta p \approx 0$  则表示政策强度接近零, 即扩招未影响个体读大学的概率;  $\Delta p \rightarrow 1-p_-$  则意味着扩招政策强度达到极致, 使得每个人都能读大学。为识别和估计出目标参数需要以下假设:

**假设 2.1** 给定  $R, X, Z, V$  的条件分布为均匀分布。

注意, 由于未对  $p(\cdot)$  的函数形式做假定, 因此假设 2.1 并不是实质性约束, 而只是一种正则化表示。若  $V$  的条件分布为  $\tilde{F}(v, r, x, z)=F_{V|R}(v | r, x, z)$ , 则令  $\tilde{F}=F_{V|R,X,Z}(v | r, x, z)$ ,  $\tilde{P}(r)=\tilde{F}(p(r, x, z), r, x, z)$ , 易知变换后的选择方程满足假设 2.1。

**假设 2.2 (连续性假设)**  $m_d(r, x, u)$  及条件密度函数  $f_{U_d|R,X,V}(u | r, x, v)$  在  $r=r_0$  处连续, 对  $d=0, 1$  均成立。

假设 2.2 为本文的核心假设, 并且有很强的现实意义。工资为劳动力市场内劳动力的均衡价格。在扩招问题中, 工资方程在  $r=r_0$  处连续意味着, 1999 年前后参加高考的

个体有着相近的均衡工资。实际上，扩招导致的供给冲击可能会对当期（1999年和2003年）的市场均衡产生重大影响，但这一影响会随着时间逐渐衰退，因此很难影响到十几年后的均衡工资水平，本文的第六部分会对此进行更详细的讨论。假设2.2的存在也预示着本文的局限性，即无法识别出市场均衡的剧烈变化对收入的影响。假设2.2同时意味着，扩招政策不会直接影响工资方程，而是通过影响个体读大学的概率来改变工资分布。

本文关心的问题为，如果扩招政策强度 $\Delta p$ 出现变化，那么个体的期望收入会发生什么变化？给定扩招前的招生强度 $p_-$ ， $\Delta p$ 的变化即为 $p_+$ 的变化，因此政策边际强度效应（Marginal Intensity Effect, MIE）的定义如下：

$$MIE(r_0^+, X, p_+) = \frac{\partial E[Y | R=r_0^+, X]}{\partial p_+}. \quad (10)$$

边际强度效应指个体期望收入关于政策强度 $p_+$ 的偏导数。而条件于 $R=1999$ 的目标参数反映了1999年政策变化的边际影响，因此可以部分排除相近年限其他政策（例如：2001年中国加入世界贸易组织）的干扰。若MIE为正且随着 $p_+$ 的增大而减小，则意味着随着扩招政策强度的增加，扩招政策对收入的促进作用逐渐减弱。若 $p_+$ 过大以至于MIE为负，则说明扩招政策强度过大以至于对部分群体的收入产生负面影响。在这种意义上可以讨论扩招政策最合适强度，即使MIE接近零的录取率 $p_+^*$ 。若扩招后录取率小于 $p_+^*$ ，则应该进一步扩招；若录取率大于 $p_+^*$ ，则说明扩招过度而降低了收入。

**定理1<sup>4</sup>** 在假设2.1至假设2.2下，有

$$\frac{\partial E[Y | R=r_0^+, X]}{\partial p_+} = E[Y_1 - Y_0 | V=p_+, R=r_0, X]. \quad (11)$$

定理1<sup>5</sup>将政策的边际强度效应和Carneiro et al. (2011)的高等教育边际回报率联系起来，则可以通过边际处理效应来估计政策的边际强度效应，也可采用类似的方法进行统计推断。直觉上讲，定理1说明政策强度略微调整的影响等于政策对那些位于参与边界个体的平均影响。以扩招政策为例，如果1999年的录取率从55%提升到56%，则整体收入的变化等于由于录取率提升1%而能上大学的那部分群体的高等教育回报。

值得注意的是， $E[Y_1 - Y_0 | V=p_+, R=r_0, X]$ 条件于 $V=p_+$ 。由选择方程(5)可知， $V$ 越大则个体上大学的概率越低，因此随着 $p_+$ 的增加 $E[Y_1 - Y_0 | V=p_+, R=r_0, X]$ 反映的是上大学概率较低个体的边际回报。如果中国的高等教育选拔机制（高考）是合理的，则通过选拔得以进入大学的个体高等教育回报率应该更高。那么不扩招就无法读大学的个体高等教育回报应低于不扩招也能读大学的个体。因此扩招政策的边际强度效应 $\frac{\partial E[Y | R=r_0^+, X]}{\partial p_+}$ 和高等教育的边际回报率 $E[Y_1 - Y_0 | V=p_+, R=r_0, X]$ 会随着 $p_+$ 的增加而下降。

边际处理效应的识别、估计和推断需要一些额外的条件，详情参见Heckman and Vytlacil (2005)以及Carneiro and Lee (2009)，本文只在附录给出识别条件。值得指出

<sup>4</sup> 定理1的证明见附录B。感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

<sup>5</sup> 此外本文也识别了录取率对Y的方差和分布的影响，可用于分析扩招政策对收入差距的影响，这部分结果见附录B。感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

的是，我们需要额外的工具变量以识别和估计个体倾向得分。为在模型设定的灵活性和估计的可行性中进行平衡，本文选择如下半参数模型进行实证分析：

$$Y_0 = \beta_0 X + f_0(R) + U_0; \quad Y_1 = \beta_1 X + f_1(R) + U_1. \quad (12)$$

## 四、政策背景和数据

### (一) 政策背景

1977 年恢复高考，此后中国高等院校逐渐扩大招生规模以培养更多高层次人才。其中高考录取率也由 1978 年的 6.6% 逐渐提升到 1998 年的 33.9%。1992 年中国共产党第十四次全国代表大会明确提出建设社会主义市场经济体制的目标。中国经济社会发展对高素质人才的需要愈发突出，而 1998 年我国大学生在校人数不过 780 万，远远不能满足人民群众接受高等教育和国家经济社会发展的需要。在此背景下，1998 年 12 月中国共产党第十五次全国代表大会通过《面向 21 世纪教育振兴行动计划》，明确提出扩大高等教育招生数。次年，高等教育招生规模增加 51 万，增幅达 47.3%，实际录取人数为 159.7 万人。高考录取率也由前一年的 33.9% 提升到 1999 年的 55.5%。由此拉开了此后十数年的高等教育扩招的序幕。

1999 年的扩招政策对于改革开放以来中国高等教育发展具有承上启下的作用。正如 Carneiro et al. (2011) 以及 Balestra and Backes-Gellner (2017) 所指出，教育具有显著的异质性影响。因此研究 1999 年扩招政策的边际影响和异质性影响对理解近二十年中国高等教育发展具有重要意义。

### (二) 数据和变量选择

第一批受扩招政策影响的个体为 1999 年参加高考的学生，这批大学生在 2003 年前后毕业。工作 5 年以上的收入更具有代表性，因此选取数据应该在 2008 年之后。经综合比较和考虑，本文最终选择采用中国家庭收入调查 (CHIP) 在 2014 年进行入户调查的数据（编号为 CHIP2013）。该数据得到国家自然科学基金资助和国家统计局的支持，由北京师范大学中国收入分配研究院联合国内外专家共同完成。

本文选取高中、职高和中专毕业生作为未完成高等教育的个体，选取大专和本科毕业生作为完成高等教育的个体。将个体 18 岁时所在年份视为参加高考的年份，为使个体收入具有代表性，本文选取在 1985—2005 年间参加高考的个体。核心被解释变量为个体工资性年收入（或经营净年收入）的对数值。

通过翻阅现有文献，本文最终选择性别，户口类型，是否在政府、事业单位或国企工作，婚姻状况，是否为少数民族，是否入党，健康状况，家庭资产规模（万元），父母受教育状况（父或母完成初中教育）作为控制变量。

兄弟姐妹个数将会影响家庭在个人教育上的支出，进而影响个体读大学的概率，因此，参考 Taber (2001) 选择兄弟姐妹个数作为工具变量。个体高考所在地的工资水平反映了当地的经济发展水平，会影响个人中小学教育的质量，进而会影响个体升学的概率；此外，Cameron and Taber (2004) 指出个人直接就业的收入是读大学的机会成本，

因此也会影响个体读大学的概率。综合以上两点，选择参加高考时户口所在地职工平均年工资作为工具变量（以1985年为基数）。通过对数据的预处理，最终得到5575个样本，样本的描述性统计见附录D。

## 五、实证结果及分析

### （一）扩招政策的平均影响

断点回归设计是以断点为工具变量去估计政策变量的局部平均处理效应。<sup>6</sup>考虑到扩招政策使得高等教育录取率在1999年前后出现不连续的变化，因此可以用断点回归设计的方法估计高等教育的平均回报率。在Angrist et al. (1996)的框架下，以1999年扩招为工具变量，其估计结果反映的是服从者（compliers）的平均高等教育回报率。表1为断点回归的估计结果，从表1中可知扩招政策服从者的高等教育平均回报率为71%。该结果说明，在平均意义上1999年扩招政策对受扩招政策影响的群体（由于扩招而得以上大学的群体）的收入具有显著的提升作用。但依此认定进一步扩招依然能够提高居民整体收入就会存在政策误判的风险。

表1 模糊断点回归结果

窗宽（年）	2	3	4	5
高等教育回报	0.8491***	0.7196***	0.7114***	0.7105***
标准误	0.1964	0.1331	0.1183	0.1085
控制变量	是	是	是	是

注：“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下通过检验。

中国的高等教育回报也很可能因人而异，仅仅从平均意义上评价政策无助于我们全面准确地理解政策背后的含义。事实上，在本文的模型框架下，断点回归的结果为政策边际强度效益的某种平均。

$$FRD = \int_{p_-}^{p_+} \frac{\partial E[Y | R = r_0^+]}{\partial p} f_p(p) dp = \int_{p_-}^{p_+} E[Y_1 - Y_0 | V = p, R = r_0] f_p(p) dp. \quad (13)^7$$

如式(13)所示，升学概率位于 $[p_-, p_+]$ 之间的群体即为扩招政策的服从者，而模糊断点回归即为这部分群体的平均高等教育回报率。式(13)的一个更深刻的含义在于，如果高等教育存在显著的异质性，而不同工具变量对应不同的服从者，那么采用不同工具变量所估计出的局部平均处理效应将会不同，因此高等教育回报率会由于工具变量的选择而存在差异。

### （二）政策边际强度效应

为全面准确地理解扩招政策的作用，不能仅仅关注扩招政策的平均影响，还必须关

<sup>6</sup> 关于RDD和LATE之间关系更深入的讨论参见Hahn et al. (2001)和Lee and Lemieux (2010)。

<sup>7</sup> 其中 $f_p(p)$ 为 $P$ 的概率密度函数。

注扩招政策的异质性影响。在存在较大异质性的情况下，将个体所受政策影响近似为政策的平均影响，就会导致政策误判。对于扩招政策而言，如果政策的边际影响为正，即位于录取边界个体的高等教育回报率为正，那么使该个体接受高等教育对社会人力资本具有正面意义；反之，政策的边际影响为负，则该个体高等教育回报率为负，就应该让该个体直接进入劳动力市场。因此，若 55.5% 的录取率下，扩招政策的边际影响为正说明继续扩招将有助于提升整体收入，扩招政策的边际影响为负则说明扩招过度，扩招政策的边际影响接近零则说明达到合适的政策强度。

已知 1999 年高考录取率为 55.5%，因此在 55.5% 的录取率下政策的边际效应是评价 1999 年扩招政策的重要参数。通过上一小节给定实证模型可计算出 55.5% 的录取率下政策的边际强度效应为 0.0443。<sup>8</sup> 该参数具有两层含义，其一，在 55.5% 录取率下略微提高（降低）1% 的录取率将使得整体收入提高（降低）约 0.0443%；其二，对于在 1999 年大学录取线附近的群体，其高等教育回报率为 0.0443，即完成高等教育可使其收入提高 4.43%。而根据 Carneiro and Lee (2009) 可计算该参数标准误为 0.1529，则该参数在任何常用的置信水平下均不显著。该结果说明 1999 年扩招政策的边际影响比较微弱。

得益于倾向得分的灵活变化，本文可以进行适当的反事实分析，并估计出不同录取率下的政策边际强度效应以及高等教育的边际回报率。首先关注 55.5% 录取率附近的政策边际强度效应。如表 2 所示，55.0% 录取率下政策边际强度效应为 0.0604，56.0% 录取率下政策边际强度效应为 0.0256。而在 57.0% 的录取率下政策的边际强度效应为 -0.0178，即扩招政策对收入的边际影响变为负值。位于 57% 录取边界的个体，高等教育对其收入的提升作用或许不如参加工作所获工作经验。

1998 年高考录取率为 33.9%，而 34.0% 录取率下政策的边际强度效应为 0.7713，即位于 33.9% 录取边界的个体，高等教育回报率约为 77.13%。这一结果说明，在 1998 年录取率的基础上提高高等教育录取率对促进我国人力资本积累具有重要意义。随着录取率的提高，政策边际强度效应逐渐减弱，45.0% 录取率下政策边际强度效应为 0.4544，达到 48% 的录取率后政策边际强度效应衰减为 0.3133，并在 5% 的显著性水平下不显著，50.0% 的录取率下政策边际强度效应为 0.2272。

表 2 扩招政策的边际强度效应

录取率	33.5%	34.0%	40.0%	45.0%	48.0%
MIE	0.7894	0.7713	0.7593	0.4544	0.3133
标准误	0.1822	0.1824	0.1854	0.1751	0.1656
录取率	50.0%	55.0%	55.5%	56.0%	57.0%
MIE	0.2272	0.0604	0.0443	0.0256	-0.0178
标准误	0.1603	0.1530	0.1529	0.1527	0.1527

表 2 给出部分录取率下政策边际强度效应的具体数值，从中可以发现扩招政策的边际强度效应随着录取率的提升而下降的趋势。为更直观地展示这种现象，图 2 给出不同

<sup>8</sup> 控制变量的取值会影响估计结果，本文将各控制变量均值下的估计结果视为基准结果，即  $X = \bar{x}$ ，其中  $\bar{x}$  为控制变量的均值。1999 年的扩招政策的影响非常广泛，作用机制也十分复杂，选择代表性个体是为得到可信结论而做的简化。本文也展示了不同控制变量取值下的估计结果，并不改变基本结论。

录取率下政策边际强度效应的曲线，其中虚线为参数 95% 的置信区间。显然，随着录取率的提升扩招政策的边际强度效应逐步下降，并在 48.0% 的录取率下变得不显著，在 57.0% 的录取率下变为负值。这也反映出，随着录取率的提升高等教育的边际回报率逐渐下降，即扩招政策的边际效应递减定律。

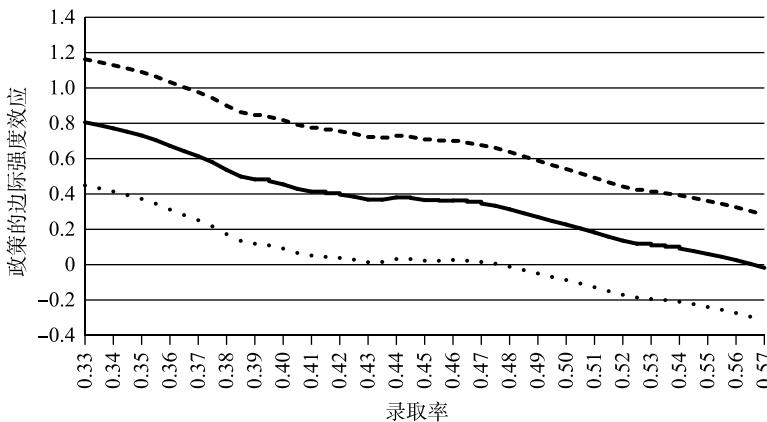


图 2 扩招政策的边际强度效应曲线

基于图 2 的实证结果，本文可以从个人收入的角度回答 1999 年的高等教育扩招是否过度的问题。已知 55.5% 的录取率下扩招政策的边际强度效应为 4.43%，且在任何常见的显著性水平均不显著。这一结果说明 1999 年的扩招政策达到合适的政策边界，即进一步扩招对居民收入的影响十分微弱，甚至可能为负。

以上为各控制变量取样本均值的情况下估计结果，我们可以通过改变控制变量  $X$  的取值来进一步观察不同群体的政策边际强度效应曲线。从附表 F1 可知，中学毕业生女性收入比男性低 32.52%，而大学毕业生女性比男性低 25.02%。<sup>9</sup> 因此高等教育可以缩小男女性之间的收入差距，则女性的高等教育回报率会略微高于男性，那么不同录取率下女性从扩招政策中的获益较男性更多。图 3 给出不同录取率下，男女性的扩招政策边际强度效应。结果表明，男性从扩招政策中收益率略低于女性，并且随着录取率的提高，扩招政策对两者收入的正向影响逐渐下降。

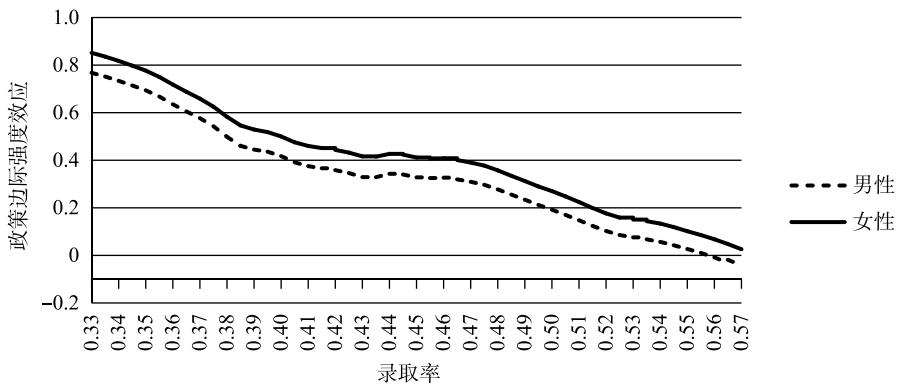


图 3 不同性别下的政策边际强度效应曲线

<sup>9</sup> 篇幅所限，附录不在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

附表 F1 说明农村户籍人口收入低于城镇户籍人口，并且对于中学毕业生而言，农村户籍人口收入比城镇户籍人口低 18.02%；而对于大学毕业生而言，该数值为 7.49%。因此农村户籍人口可以通过高等教育缩小与城镇户籍人口的收入差距，即高等教育对于缩小城乡收入差距也有重要意义。这一现象反映在扩招政策上，即为不同录取率下农村户籍人口从扩招政策中收益要高于城镇户籍人口。图 4 给出不同户籍群体的政策边际强度效应曲线。显然，农村户籍人口从扩招政策中受益较大，但随着录取率的提高，扩招政策的边际影响依然表现出逐渐下降的趋势。<sup>10</sup>

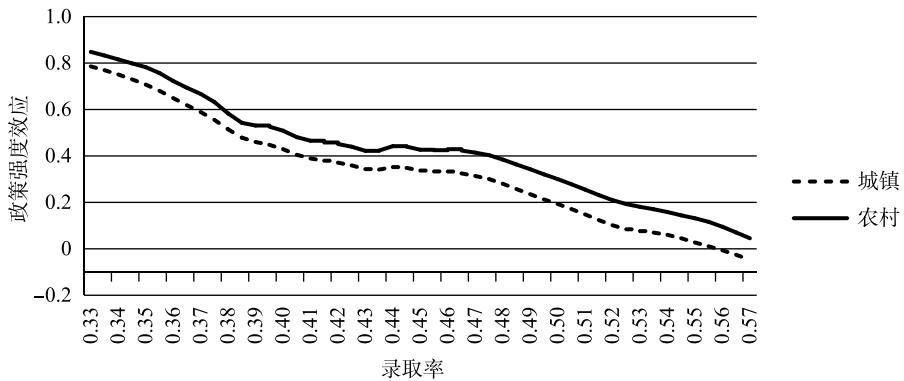


图 4 不同户籍下的政策边际强度效应曲线

综合以上结果可知，随着录取率的提高，1999 年扩招政策的边际效应逐渐下降，并且高等教育的边际回报率也随着录取率的提高而下降。这一现象可能由两种因素导致。其一，随着录取率的提高，进入大学的生源质量出现下降，尤其是对于那些不扩招就无法上大学的群体而言，高等教育对其收入的提升作用不如工作经验。其二，不同录取边界上个体所接受高等教育的质量有差异。位于录取线边界的个体所接受高等教育的质量较低，因此该部分个体的高等教育回报率低于远远高于录取线的个体，因此扩招政策的边际影响逐渐下降。可惜的是，本文无法将这些因素一一分离并识别出来。

## 六、稳健性分析

### (一) 连续性假设

1999 年高等教育招生规模扩大 51 万人，会直接造成当年进入劳动力市场的中学毕业生人数下降 51 万人，而 2003 年进入劳动力市场的大学毕业生增加 51 万人。国家统计局数据显示，1999 年的高中毕业生人数为 731.8 万，2003 年大学毕业生人数为 187.7 万人，所以扩招会增加 2003 年毕业生的就业压力并降低当年的工资。倘若这一劳动供给冲击使得 1999 年前后参加高考的学生处于不同的市场均衡之中，尤其是使得大学毕业生的工资出现断崖式下降，就会违背假设 2.2。

然而这一供给冲击是否在十几年后依然产生作用是存疑的。首先在统一的劳动力市场中，2002 年毕业大学生和 2003 年毕业大学生存在替代关系；而且，中国经济在同期

<sup>10</sup> 综合图 3 和图 4，可以发现高等教育能够改善出生条件（禀赋）所导致的收入劣势，这可能也是中国家庭高等教育投资热情高的原因。

处于快速增长阶段，并且技能偏向性技术进步（徐舒，2010；Che and Zhang, 2018）也会增加对大学毕业生的需求。因此1999年扩招会在短期内具有较大影响，而是否存在长期效应还需进一步检验。

基于CHIP2013的截面数据，显然不同年份参加高考的个体有着不同的工作经验，因此参加高考的年份会影响工资水平。令 $R=2013-year_{\text{高考}}$ 及 $T=1\{\text{year}_{\text{高考}} \geq 1999\}$ ，倘若扩招导致大学毕业生收入出现断崖式下降，那么对于在1999年左右参加高考的个体而言 $R$ 和 $T$ 的交互项 $RT=R \times T$ 应该显著为负。表3给出 $RT$ 对高中毕业生、大学毕业生及其两者总体收入的影响，从中可以看出 $RT$ 对三类收入的影响均不显著。因此可以认为个体工资方程并没有因扩招而突变，即假设2.2成立。

表3 连续性假设的检验

被解释变量	高中毕业生收入	大学毕业生收入	总体收入
$RT$	-0.0010 (0.0050)	-0.0014 (0.0036)	-0.0004 (0.0031)
$R$	0.0577*** (0.0206)	0.0517*** (0.0157)	0.0488*** (0.0131)
$R^2$	-0.0015*** (0.0005)	-0.0012*** (0.0004)	-0.0013*** (0.0003)
控制变量	是	是	是
Adj. $R^2$	0.1093	0.1038	0.0917
样本量	2 793	2 782	5 575

注：<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup>和<sup>\*\*\*</sup>分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下通过检验。

前文给出不同录取率下 $E[Y_1 - Y_0 | V = p_+, R = 1999, X, Z]$ 的估计结果，倘若扩招的供给冲击使得1999年前后参加高考的个体处于不同的市场均衡，那么 $E[Y_1 - Y_0 | V = p_+, R < 1999, X, Z]$ 和 $E[Y_1 - Y_0 | V = p_+, R > 1999, X, Z]$ 的估计结果会有较大差异。图5给出 $R = 1996, 1999$ 和 $2002$ 下边际处理效应的估计结果，从中可以看出边际处理效应的估计结果对 $R$ 的变化并不敏感。因此假设2.2是成立的，上述估计结果也是稳健的。

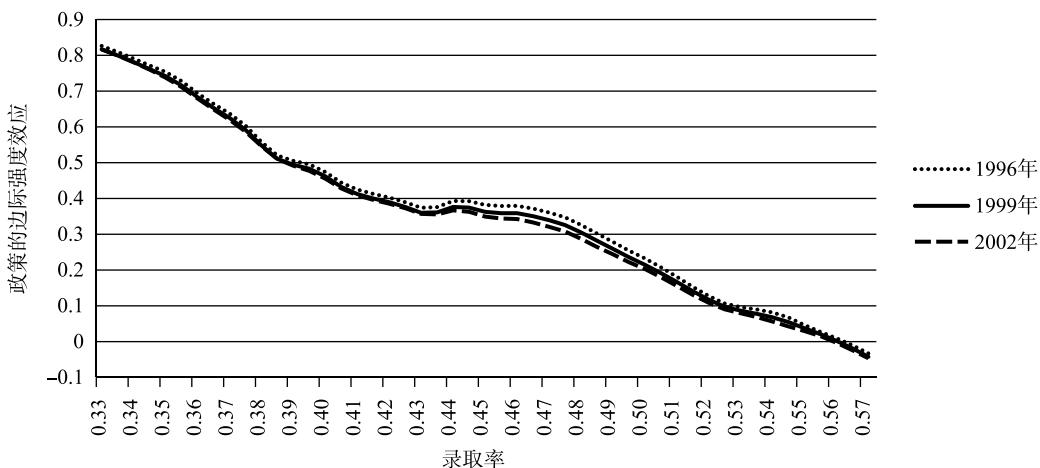


图5 不同年份的边际强度效应曲线

## (二) 调整工作经验

严格意义上讲，应该采用个体终身的收入来衡量其人力资本积累量，因此本文度量个体收入的方式存在误差。但由于个体终身收入数据的不可得性，本文根据已有数据对个体收入关于工作经验做出相应调整，并给出不同工作年限下扩招政策边际强度效应的估计结果。

具体做法为：针对高中毕业生样本，将收入对经验、经验平方及其他控制变量做回归可得经验和经验平方项前的系数，基于该系数估计其在不同工作年限下的收入；而大学毕业生根据类似的方法得到其不同工作年限下的收入。然后基于调整后的收入估计扩招政策的边际强度效应。

根据工作经验调整后，边际强度效应曲线如图 6 所示。其中“10 年工作经验”曲线表示，基于毕业 10 年大学生收入和毕业 14 年高中生收入所估计的扩招政策边际强度曲线，其余各曲线高中生样本工作经验均比大学生多 4 年。从图 6 可以看出，10 年和 15 年工作经验下的扩招政策边际强度曲线和基准结果非常接近，而随着工作经验的增加边际强度曲线向上平移。但各个曲线均支持随着录取率的提高，扩招政策的边际影响逐渐下降这一结论。

本文还做了如下稳健性分析。第一，由于不同省份之间经济发展水平、高等教育资源数量以及高考录取率之间存在差异，因此扩招政策的影响可能会存在地区差异。本文在基础模型中加入地区虚拟变量以控制地区差异。第二，另外通过参加高考年份的虚拟变量来控制时间趋势。第三，借鉴 Belloni et al. (2012) 的思想来进一步放松对模型设定的约束。由于篇幅所限，如上稳健性结果均在附录展示。

综合上述，尽管在不同的设定下扩招政策的边际强度效应的大小有所不同，但其随着录取率的上升而下降的趋势均得到保持。因此由于个体异质性的存在，高等教育回报率因人而异，而扩招政策的边际影响随着录取率的上升而下降的结果是稳健的。

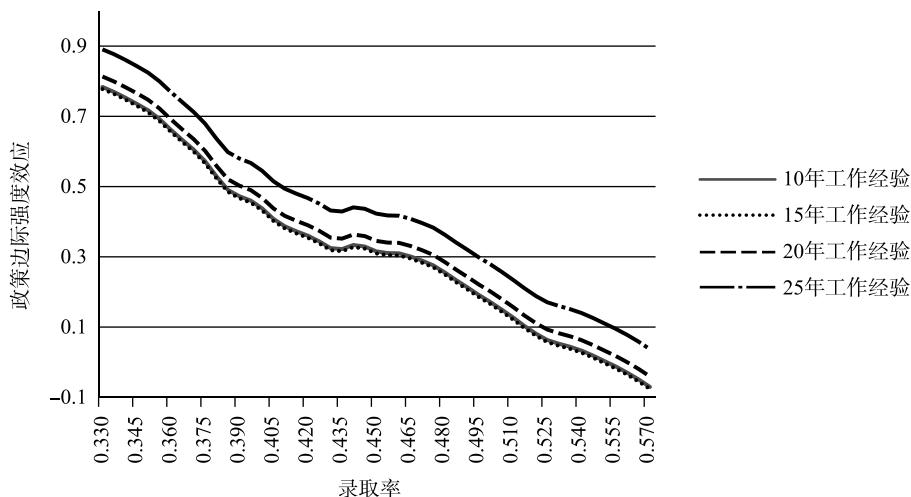


图 6 不同工作年限下的政策边际强度效应曲线

## 七、结论与启示

本文从个体异质性的视角研究了扩招政策对我国人力资本积累的异质性影响。从平均意义上来看，1999年扩招对我国人力资本积累具有积极意义。但由于个体异质性的存在，读大学并不总是个体人力资本积累的最优方式。本文的实证研究也发现，扩招政策的边际影响随着录取率的提高而下降，在某些特定的录取率下甚至为负。因此，进一步提高大学录取率已经难以促进我国的人力资本积累。而对广大家长和考生而言，上大学并不总会带来更高的人力资本回报，因此接受高等教育并非通向成功的唯一选择。

2019年年末以来，受新冠疫情的影响，大学毕业生的就业压力加大，研究生扩招又成为社会焦点问题。本文的研究结论对本轮研究生扩招政策的设计具有重要启示。本文认为，本轮研究生扩招和1999年的大学生扩招具有相似的影响机制。从政府的扩招政策设计来看，应科学制定扩招的幅度，避免过度扩招对人力资本积累与教育回报的负面效应。对大学毕业生而言，学校教育和工作经验对人力资本积累的增长的替代关系依然存在，应根据个人情况理性分析研究生教育投资的成本和收益，不宜盲目跟进。

本文的研究还存在诸多扩展空间。首先，我国不同地区之间教育资源状况差异较大，因此扩招政策的影响可能存在地区差异。尽管本文对这一问题进行了一些探讨（见附录），但分析仍然比较粗糙，通过更细致的数据分析不同地区的高等教育回报率以及扩招政策的差异性影响是值得拓展的方向。其次，新时代下，我国高质量发展对高素质人才培养提出了新的要求，高等教育扩张将是一个长期的动态过程，在不同时点上，扩招政策对高等教育投资回报率的影响可能有所不同，因此进一步讨论中国高等教育回报率的动态变化有助于我们更深入地理解我国扩招政策的影响。更重要的是，我国高等教育扩张与技术进步同步发生，那么长期来看高等教育扩招极有可能改变了我国劳动力市场的均衡状态。<sup>11</sup>在“人口红利”已经消失的当下，我国整体教育水平的提高是否带来“人才红利”或“创新红利”？而深入讨论扩招政策的一般均衡效应将有助于回答以上问题。

## 参 考 文 献

- [1] Angrist, J., G. Imbens, and D. Rubin, “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables”, *Journal of the American Statistical Association*, 1996, 91 (434), 444-455.
- [2] Angrist, J., and A. Krueger, “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106 (4), 979-1014.
- [3] Balestra, S., and U. Backes-Gellner, “Heterogeneous Returns to Education over the Wage Distribution: Who Profits the Most?”, *Labour Economics*, 2017, 44 (1), 89-105.
- [4] Becker, G., “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis”, *Journal of Political Economy*, 1962, 70 (5, pt. 2), 9-49.
- [5] Belloni, A., D. Chen, V. Chernozhukov, and C. Hansen, “Sparse Models and Methods for Optimal Instruments with an Application to Eminent Domain”, *Econometrica*, 2012, 80 (6), 2369-2429.

<sup>11</sup> 本文基于连续性假设2.2研究了扩招政策的局部影响，因此避免了市场均衡改变对高等教育收益率的影响。

- [6] Bound, J., D. Jaeger, and R. Baker, "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, 1995, 90 (430), 443-450.
- [7] Cameron, S., and C. Taber, "Estimation of Educational Borrowing Constraints Using Returns to Schooling", *Journal of Political Economy*, 2004, 112 (1), 132-182.
- [8] Carneiro, P., J. Heckman, and E. J. Vytlacil, "Estimating Marginal Returns to Education", *American Economic Review*, 2011, 101 (6), 2754-2781.
- [9] Carneiro, P., and S. Lee, "Estimating Distributions of Potential Outcomes Using Local Instrumental Variables with an Application to Changes in College Enrollment and Wage Inequality", *Journal of Econometrics*, 2009, 149 (2), 191-208.
- [10] Che, Y., and L. Zhang, "Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China's Higher Education Expansion in the Late 1990s", *The Economic Journal*, 2018, 128 (614), 2282-2320.
- [11] 陈斌开、张川川, "人力资本和中国城市住房价格",《中国社会科学》, 2016年第5期, 第43—64+205页。
- [12] Chernozhukov, V., and C. Hansen, "An IV Model of Quantile Treatment Effects", *Econometrica*, 2005, 73 (1), 245-262.
- [13] Griliches, Z., "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 1997, 45 (1), 1-22.
- [14] Hahn, J., P. Todd, and W. Van der Klaauw, "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design", *Econometrica*, 2001, 69 (1), 201-209.
- [15] Hanushek, E., and L. Woessmann, "Knowledge Capital, Growth, and the East Asian Miracle", *Science*, 2016, 351 (6271), 344-345.
- [16] Heckman J., J. Humphries, and G. Veramendi, "Returns to Education: The Causal Effects of Education on Earnings, Health, and Smoking", *Journal of Political Economics*, 2018, 126 (1), S197-S246.
- [17] Heckman, J., and E. Vytlacil, "Local Instrumental Variables and Latent Variable Models for Identifying an Bounding Treatment Effects", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 1999, 96 (8), 4730-4734.
- [18] Heckman, J., and E. Vytlacil, "Structural Equations, Treatment Effects and Econometric Policy Evaluation", *Econometrica*, 2005, 73 (3), 669-738.
- [19] Hungerford, T., and G. Solon, "Sheepskin Effects in the Returns to Education", *The Review of Economics and Statistics*, 1987, 69 (1), 175-177.
- [20] Lee, D., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48 (1), 281-355.
- [21] 李峰亮、岳昌君、侯龙龙, "过度教育与教育的信号功能",《经济学》(季刊), 2009年第2期, 第569—582页。
- [22] 李雪松、詹姆斯·赫克曼, "选择偏差、比较优势与教育的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究",《经济研究》, 2004年第4期, 第91—99+116页。
- [23] 马光荣、纪洋、徐建炜, "大学扩招如何影响高等教育溢价?",《管理世界》, 2017年第8期, 第52—63页。
- [24] Meng, X., K. Shen, and S. Xue, "Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988-2009", *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (1), 227-244.
- [25] Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. New York: NBER Books, 1974.
- [26] Robinson, P. M., "Root-N-Consistent Semiparametric Regression", *Econometrica*, 1988, 56 (4), 931-954.
- [27] Rubin, D., "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies", *Journal of Educational Psychology*, 1974, 66 (5), 688-701.
- [28] Taber, C., "The Rising College Premium in the Eighties: Return to College or Return to Unobserved Ability?", *Review of Economic Studies*, 2001, 68 (3), 665-691.
- [29] Wang, X., B. Fleisher, H. Li, and S. Li, "Access to College and Heterogeneous Returns to Education in China", *Economics of Education Review*, 2014, 42, 397-418.

- [30] 吴要武，“寻找阿基米德的‘杠杆’——‘出生季度’是个弱工具变量吗？”，《经济学》（季刊），2010年第2期，第661—686页。
- [31] 吴要武、赵泉，“高校扩招与大学毕业生就业”，《经济研究》，2010年第9期，第93—108页。
- [32] 邢春冰，“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），2014年第1期，第207—232页。
- [33] 邢春冰、李实，“扩招‘大跃进’、教育机会与大学毕业生就业”，《经济学》（季刊），2011年第4期，第1187—1208页。
- [34] 徐舒，“技术进步、教育收益与收入不平等”，《经济研究》，2010年第9期，第79—92+108页。
- [35] 杨沫、王岩，“中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究”，《管理世界》，2020年第3期，第60—76页。
- [36] 赵西亮，“教育、户籍转换与城乡教育收益率差异”，《经济研究》，2017年第12期，第164—178页。

## Does the Marginal Effect of University Enrollment Expansion Policy Decrease? —Heterogeneity Analysis Based on the China's Higher Education Expansion in 1999

ZHANG Zhengyu WANG Wei

(Shanghai University of Finance and Economics)

CAO Sili\*

(Shanghai University of Finance and Economics;

Zhejiang University of Finance and Economics)

ZHU Pingfang

(Shanghai Academy of Social Sciences)

**Abstract:** The Higher Education Expansion in 1999 has an important impact on the human capital accumulation of China. Based on the individual decision-making model under incomplete information, we expound the law of diminishing marginal effect of expansion policy on human capital accumulation based on heterogeneous return of higher education. The empirical study reveals that: (1) on average, the expansion policy has a positive impact on human capital; (2) the higher education returns varies from person to person, and may be negative for some individuals; (3) the marginal effect of expansion policy decreases with the increase of admission rate.

**Keywords:** university enrollment expansion; marginal effect of policy; higher education

**JEL Classification:** H52, I28, C51

\* Corresponding Author: Cao Sili, School of Economics, Zhejiang University of Finance and Economics, No. 18 Xueyuan street, Hangzhou, Zhejiang 310018, China; Tel: 86-15518899696; E-mail: caosili.csl@qq.com.