

高等教育机会与高中阶段教育类型的选择

邢春冰 孙妍 罗楚亮*

摘要: 本文利用 CHIP 数据和高考指标的省际差异, 考察了高等教育机会对高中阶段教育类型选择的影响。结果表明, 增加大学录取指标能降低初中毕业生的辍学率; 重点大学录取指标越多的省份, 人们就读普通高中的概率越高。在城镇组中, 重点大学录取指标与选择职业高中的概率负相关。普通高等教育对家庭的吸引力显著高于职业教育。高中阶段不同类型教育的协调发展需要充分考虑它们的回报和家庭的需求。

关键词: 人力资本投资; 大学教育机会; 高中类型选择

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.09

一、引言

教育可以提高人力资本水平, 进而影响个体的劳动力市场表现和整体经济增长。人力资本的使用效率也取决于劳动力的技能结构是否与市场需求相匹配。随着我国教育事业的发展, 进一步提高居民教育水平并优化高中阶段教育结构成为构建高质量教育体系的重要环节。结束义务教育的初中毕业生在普通高中、职业高中和辍学之间的选择, 决定着劳动力的教育水平和技能结构。家庭对不同类型教育的需求主要由家庭人力资本回报决定; 不同类型教育的供给则在很大程度上受政策影响。本文试图分析高等教育供给(指标分配)对初中毕业生教育决策的影响。

1999 年以来, 我国的大学规模快速增长, 但高等教育发展不充分不平衡的问题仍然存在。由于普通高中是多数人考大学的必经环节, 大学机会和普通高中入学率之间存在紧密联系。同时, 这一关系也受到各种因素的制约。首先, 大学机会对高中阶段教育结构的影响受制于高中阶段教育的普及程度以及普通高中和职业高中之间的互补-替代关系。如果高中阶段教育普及率低, 大学机会增多总体上会降低初中辍学率, 对职业教育影响较小; 甚或职业高中和普通高中的入学率同时上升, 两者表现出互补特征。在高中阶段教育普及程度较高的情况下, 大学机会增多可能降低选择职业教育的概率。在后一种情形中, 职业高中与普通高中之间的替代性实际上来自高等教育与职业高中之间的竞争性。其次, 大学机会对初中毕业生教育决策的影响取决于不同类型教育的相对回报。如果大学的回报低于职业教育, 大学机会增多对于普通高中入学率的影响将十分有限。再次, 普通高中的供给弹性也影响到家庭对高等教育机会的反应程度。在普通高中供给

* 邢春冰, 中国人民大学农业与农村发展学院; 孙妍, 中国劳动关系学院劳动关系与人力资源学院; 罗楚亮, 中国人民大学劳动人事学院。通信作者及地址: 罗楚亮, 北京市海淀区中关村大街 59 号, 100872; 电话: (010) 62515531; E-mail: luocl2002@163.com。感谢国家自然科学基金重大项目“劳动力要素市场化配置中的效率增进与协同推进共同富裕路径研究”(22&ZD056)、国家自然科学基金面上项目“我国劳动力市场匹配效率及其经济效应”(71973015)的资助。感谢 CHIP2018 讨论会上各位学者及两位匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

缺乏弹性的情况下，高中入学率不会因为大学机会的增多而显著提高。对普通高中的供给限制虽然会在一定程度上增加人们对职业高中的选择，但这是与不同类型教育的相对回报特征相背离的。最后，不同类型高校的入学机会对高中就学决策的影响存在异质性。因此，有必要从理论和实证两个方面来分析高等教育机会对高中阶段教育选择的影响。

近年来，技工短缺的问题日益显现，开展职业教育的呼声日渐高涨。《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010—2020年）》指出，到2020年中国要基本普及高中阶段教育¹，发展中等职业教育是其中的重要组成部分。与此相应的政策导向是“职普平衡”，即就读职业和普通高中的学生数量各占约50%。²然而近二十年来，我国就读普通高中的学生数量基本都高于职业高中。尽管2010年以前职业中学的入学人数在赶超普通高中，但此后，后者的入学率超出前者的幅度呈扩大趋势。这表明人们在普通和职业高中间的选择行为与“职普平衡”政策目标存在差异。本文的出发点是，这种差异可能与上大学机会相关。

在决定大学机会地区差异的因素中，分省定额的名额分配机制发挥着重要作用。在全国招生计划的指导下³，各省教育主管部门和高校制定自身的招生计划。省属高校在制定招生计划时，可以与其他省份协作确定跨省招生计划，但通常更多面向本地生源。中央部门所属高校的招生范围更多面向全国，但由于地方政府亦承担相当比例的教育经费以及高校服务地方经济等原因，这些高校在分数线划定和招生指标方面也存在明显的属地倾向。由于教育资源分布不均，这种分配机制导致了大学机会巨大的地区差距（乔锦忠，2007）。随着大学扩招，高等教育机会的地区差距出现了缩小趋势（杨江华，2014；曹妍和张瑞娟，2017）。国家也出台了一系列措施，如支援中西部地区协作计划和招收农村和贫困地区学生的专项计划，来平衡不同地区的高等教育机会。但是，优质高等教育机会的地区差距仍然很大，近年来甚至有上升趋势（杨江华，2014；许长青等，2018）。

在众多高考机会地区差异的讨论中，很少有研究考察地区差异对于高中阶段教育选择的影响。以往的研究多强调了家庭背景、迁移机会以及政府公共教育支出等因素的影响（杨娟等，2014；De Brauw and Giles，2017；汪鲸和罗楚亮，2019）。罗楚亮和孟昕（2016）使用相应年龄组中上大学的人群比率来衡量高考机会，发现高等教育机会导致高中入学决策城乡差异，但没有考察初中毕业生在普通高中和职业高中之间的选择。⁴

为了考察大学机会对于高中阶段教育选择的影响，本文主要利用了高考指标分配的省际差异。我国高考录取指标分配采取“分省定额”，各高校根据国家政策、社会需求及办学条件，以省份为单位分配招生指标（刘海峰和李木洲，2014）。高校在确定不同省份的招生数量时属地倾向明显，高等教育资源地区间分布不均（乔锦忠，2007）导致

¹ 根据《中国教育统计年鉴》，到2017年，我国已经有一半左右省份高中阶段（包含普通高中与职业中学）的入学率达到90%以上。

² 关于职普相当的政策可参考《教育部办公厅关于做好2021年中等职业学校招生工作的通知》（http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-04/07/content_5598132.htm，访问时间：2021年6月15日）。此外，本文中的职业高中对应中等职业教育，包括职业高中、中专和技校。

³ 教育部和国家发改委根据国民经济和社会发展规划以及国家教育事业发展规划初步拟定我国的高等教育招生总量，经全国人大审议确定。教育部根据各省报考人数和高校办学条件等因素，综合测算得出各省的招生计划安排建议，商国家发改委研究确定。

⁴ 都阳和杨翠芬（2014）、Lu and Zhang（2019）也强调了大学机会对于农村地区高中就学的促进作用。

各省考生高等教育入学机会存在巨大差异(罗楚亮等, 2019)。

本文的结果表明, 高考指标增加提高了普通高中入学率。伴随着大学扩招和普通高中入学率的上升, 高考指标与各省城镇人口普通高中入学率之间的关系减弱, 与农村人口普通高中入学率的关系增强。近年来, “985 工程院校”和“211 工程院校”(以下简称“985”和“211”)的录取机会对普通高中入学率的影响十分显著, 且大于普通大学。而大学机会对选择职业高中的概率影响在大学扩招刚开始时很小。随着高中阶段教育的普及, 大学(尤其是好大学)的入学机会开始对城镇地区初中毕业生选择职业中学有负向影响。

大学机会的差别影响了各省家庭高中阶段的教育决策, 这种影响在过去 20 多年发生了显著变化。增加优质高等教育资源有助于提高普通高中的入学率; 由于高等教育机会对职业教育的替代效应小于对普通高中入学率的正向影响, 增加高等教育机会可进一步提升我国居民教育水平。大学机会对普通高中入学率的显著影响也反映了普通高等教育的回报率仍远高于职业教育。降低高等教育供给约束可使高中阶段教育乃至整个教育体系的结构更适应社会经济发展需要。

本文的结构安排如下: 第二部分从理论上探讨了地区间的大学机会差别如何影响人们就读高中的决策; 第三部分利用大学指标等省级数据和 CHIP2018 年数据考察了大学机会对于普通高中就学的影响; 第四部分讨论了大学机会对职业高中入学率和初中辍学率的影响; 第五部分利用微观数据考察了不同类型教育的工资回报; 第六部分总结全文。

二、高考机会影响高中阶段就学决策的理论分析

将大学录取名额标准化为 1, 每个大学名额对应的初中毕业生数量(亦可理解为对应年龄段的人口数量)为 N , 就读普通高中的人数为 x , x 是 N 的函数。因此, 高考录取率为 $1/x$, 总体就读大学的概率为 $1/N$, 高中入学率为 x/N 。给定上述关系, 可以考察大学机会如何影响普通高中入学率⁵:

$$\frac{d(x(N)/N)}{d(1/N)} = x(N) - Nx'(N) = x(N)\left(1 - \frac{dx/x}{dN/N}\right). \quad (1)$$

当参加高考的人数相对于初中毕业生人数变化的弹性小于 1 时, 普高就学率随着大学机会的上升而上升。显然, x 是内生变量, 既取决于 N 的大小, 也取决于考生的能力分布以及随机因素。

假定上大学的收益为 R ⁶, 成本为 C , 只有在考大学的期望收益大于成本时, 初中毕业生才会读普通高中。给定 x 个考生参加高考, 每个考生最终的成绩 (s_i) 由下式决定:

$$s_i = a_i + \epsilon_i, \quad (2)$$

其中, a_i 是学生的能力, ϵ_i 是随机因素。⁷ 每个学生被录取的概率 (P_i) 为:

$$i \text{ 被录取的概率} = \Pr(a_i + \epsilon_i > a_j + \epsilon_j; \text{ 对于 } \forall j \neq i). \quad (3)$$

⁵ 令 $y = \frac{1}{N}$, $\frac{d\left(\frac{x(N)}{N}\right)}{d\left(\frac{1}{N}\right)} = \frac{d(yx(1/y))}{dy} = x(1/y) + yx'\left(\frac{1}{y}\right)\left(-\frac{1}{y^2}\right) = x\left(\frac{1}{y}\right) - \frac{1}{y}x'\left(\frac{1}{y}\right)$ 。

⁶ 在后文中给出了不同阶段教育回报率的估计, 这里只是一个简化的假设。

⁷ 模型中没有专门考虑个人努力水平, 当然个人最优努力水平也可能取决于参加高考的人数、能力分布以及其他不确定因素。

假定 ε_i 服从独立同分布的极值分布，上述概率就可以表示成 Logit 分布的形式：

$$P_i = \frac{\exp(a_i)}{\sum_{j=1}^x \exp(a_j)}. \quad (4)$$

考取大学的概率取决于考生数量 x 。均衡时，第 x 个考生即为边际考生，有：

$$P_x R = \frac{\exp(a_x)}{\sum_{j=1}^x \exp(a_j)} R = C. \quad (5)$$

下面考虑人口数量 (N) 增加一倍，但是个人能力仍然服从相同的分布时，就读普通高中学生数量的变化。一般而言，普通高中学生的数量不会以相同的比例增加——因为这会导致每个能力的考生考取大学的概率下降 50%。给定大学的收益和成本，上普通高中对于边际上的考生不是最优决策。

考生的数量是否会保持不变呢？如果增加的人口都是低能力的，他们不会改变处于高端位置的能力分布，因此不会影响高考考生数量。然而在一般情况下，人口数量增加可能并不改变能力分布的形状。当人口数量成倍增加时，各个能力上的考生大致成倍增加。此时，如果考生数量不变，边际考生 x 上大学的概率就会上升。随着人口的增加，能力高于 a_x 的考生之间的能力差异变小，边际内的考生优势变小，边际考生考取大学的概率上升。进而使得他上大学的期望收益超过成本，吸引能力稍低的考生参加高考。由于考生的数量不可能成倍增加，增加的考生的能力仍然高于初始状态下边际考生的能力。

上面的分析表明，相对于高考录取名额，人口多的省份中，竞争给定名额的考生数量也多；但是相对于人口基数而言，参与竞争的人数较少。⁸ 这一结果也表明，在实证研究中不宜使用以普通高中学生为基数的高考录取率来衡量上大学的机会。

因此，高中阶段是三种选择之间的权衡：读普通高中、读职业高中或辍学。高考指标直接影响着读普通高中的收益，是否造成普通高中和职业高中之间的替代性选择，取决于辍学率。经济发展水平较低时，高中阶段的辍学率较高，高考指标增加不一定会影响到职业高中入学率，通常会降低辍学率而提高普通高中入学率。随着高中阶段教育的普及，职业高中和普通高中之间的替代性就会增强，高考指标增加就会对职业高中产生不利影响。

本部分主要考察的是高考指标对于就读普通高中概率的影响。没有就读普通高中的学生有两个选择：辍学或者读职业高中。高考指标对于职业高中入学率的影响将取决于地区的经济发展水平和高中教育的普及程度。如果经济发展水平较低，辍学率较高，那么高考指标不一定会对职业高中入学率产生影响。但是，随着高中阶段教育的普及，职业高中日益成为普通高中之外的主要选择，高考指标就会对职业高中产生相反的影响。上述差别在城乡差异的比较中十分明显。

在实证分析中会进一步遇到下列问题。首先，本文假定高中教育资源的供给是完全有弹性的，而现实中一些地区高中教育资源供给受到约束，在高中资源存在约束时，实证分析的结果会低估意愿读高中的学生数量对大学名额变化的反应。如果高中的供给等于意愿读高中的学生数量，大学机会的效应将会更大。⁹ 其次，大学名额可能并非外生决

⁸ 当竞争者的能力更为接近时，竞争也将更为激烈 (Berger and Nieken, 2016; Baik, 1994)。

⁹ 可以假定对于 x 个想读高中的初中毕业生 (即正文中读普高的期望收益大于机会成本的人数，我们称其为意愿读高中的学生数量)，本地可以提供 $h(x)$ 个高中就学机会 (此为实际能够进入普通高中的学生数量)。由于师资、场地、资金和政策限制等原因， $h(x) < x$ 。但只要 $0 < \frac{dh/h}{dx/x} \leq 1$ ，大学名额增加同样会带来高中入学率的上升。

定的。一个地区的大学指标可能是该地区高中普及率和考生质量的结果,而非原因。我们将在实证分析部分对此进行深入讨论。最后,教育回报率(R)也可能受高中普及率的影响。本文没有讨论这种一般均衡效应,因为实证结果表明各地教育回报率与高中普及率之间没有显著的相关性。

三、大学入学机会与高中就学决策:实证分析

(一) 数据

本文使用的数据主要来自中国居民收入分配课题组2018年的城乡住户调查(CHIP2018)¹⁰。该数据涵盖东、中、西部15个省份¹¹,从国家统计局的年度家庭收入调查样本中随机抽取子样本,包含城镇和农村住户两部分样本。由于接受大学教育的农村人口可能转换户口迁移到城市,本文将城镇中16岁以后转换为非农户口的样本放回到农村样本。在对城镇样本进行分析时,删除了农村流动人口。接下来筛选16—24岁初中及以上学历样本,根据个体的受教育水平来判断其高中阶段的就学选择:最终学历为普通高中、大专、大学及以上的视为选择普通高中;职高/技校和中专学历的作为职业高中,若大专及以上学历者高中毕业学校为中专、中技、职高则视为接受了职高教育;仅为初中毕业、初中辍学、初中肄业的算作辍学。我们还使用了其他个人和家庭特征信息,包括年龄、性别、是否为独生子女以及父亲的教育水平。表1给出了相关变量的描述统计。农村和城镇样本中高中和职高就学率存在明显差异。城镇样本普通高中就学率为80.1%,明显高于农村(59.6%),而城镇地区的职高就学率为14%,低于农村的18.7%。城镇样本中独生子女的比例、父亲的教育水平都高于农村样本。

表1 主要变量的描述性统计(16—24岁)

变量	全部样本		城镇		农村	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
个体特征						
高中就学	0.684	0.465	0.801	0.399	0.596	0.491
职业高中、中专就学	0.170	0.376	0.140	0.347	0.187	0.390
年龄	20.23	2.496	20.11	2.480	20.31	2.484
性别(女性=1)	0.456	0.498	0.453	0.498	0.452	0.498
家庭特征						
独生子女	0.312	0.463	0.515	0.500	0.178	0.383

¹⁰ 由于早期数据中关于职高和普高的划分方式与2013年和2018年的不同,尤其是1995年和2007年的农村数据无法从高中教育中识别出普高和职高,所以没有使用2007年及以前的CHIP数据。此外,本文收集的“985”和“211”的录取数据只覆盖了2014—2018年,更早年份的录取率数据较难收集,难以保证数据质量。因此,也无法利用CHIP2013考察好大学(“985”“211”)入学机会对高中阶段教育决策的影响。不过,仍然可以使用2013年的数据考察所有大学的录取机会对普高(职高)入学的影响。所得结果与2018年数据的结果类似。当我们把两年数据合并,并在模型中加入时间和省份固定效应后,结果仍然类似。因此,我们在文章中没有报告2013年数据的结果。

¹¹ 包括北京、山西、内蒙古、辽宁、江苏、安徽、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南和甘肃。

(续表)

变量	全部样本		城镇		农村	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
父亲初中及以下	0.715	0.451	0.480	0.500	0.870	0.337
父亲高中	0.136	0.343	0.194	0.396	0.089	0.285
父亲职高、中专	0.041	0.197	0.070	0.255	0.022	0.146
父亲大专及以上学历	0.108	0.311	0.256	0.437	0.020	0.139

注：选取了CHIP2018年数据中16—24岁初中及以上学历样本，删除了正在读初中的样本。全部数据、城镇数据、农村数据的样本量分别为5392、1951和2984。

本文结合《中国教育统计年鉴》《中国教育考试年鉴》和新闻网站信息，分别以每个省份初中毕业生对应的大学名额、“985”名额和“211”名额，来衡量该地区的大学机会。¹²按照这种方式计算的大学机会的地区差距更大。以2018年“985”的录取机会为例：在机会最多和最少的省份中，分别有17名和91名高中生竞争一个“985”名额；如果用初中生的相对数量衡量，上述两个数字则分别为26和161。本文用每个省份的高中招生数除以初中毕业生数得到高中入学率(x/N)，用其乘以搜集到的高考录取率($1/x$)，得到一定年龄段人口读大学的概率($1/N$)。此外，中国的大学扩招使高校的录取名额以及学生的构成发生了很大的变化。本文使用1998—2000年初中毕业生对应的大学录取率来衡量扩招前的大学机会，考察对相应年龄组(35—39岁)高中就学决策的影响。使用2014—2018年初中毕业生对应的大学录取率来衡量当前的大学录取机会。¹³

本文还收集了CHIP数据中15个省份的人均GDP、城市化率以及“985”和“211”的(相对)数量，前两者主要作为控制变量，后者将作为工具变量。“985”“211”的地区分布极不平衡：以“211”为例，最多的省份(北京)有26所，很多其他省份(如广西)则只有一所；在“211”最多的省份，平均一所“211”对应2700名初中毕业生，而在“211”最少的省份，一所“211”对应130万名初中毕业生。

(二) 实证结果：大学机会与普通高中就学

本小节首先考察大学指标对普通高中就学选择的影响，并特别关注精英大学(“985”和“211”)就学机会的影响。表2报告了相关回归结果，并计算了大学录取机会的标准化系数。Panel A回归考察了最近几年(2014—2018年)的大学指标对年轻组别高中入学率的影响。对于全部样本，初中毕业生对应的大学录取率每上升1个百分点，普通高中入学率会提高1个百分点(第(1)列)。控制一系列变量后，系数下降为0.005，但在10%的水平上显著(第(3)列)。根据样本数据，所有大学入学机会的标准差为5.85，这意味着大学机会增加1个标准差，高中入学率提高约3个百分点。Panel B给出了扩招刚开始时的分析结果。初中毕业生对应的大学录取率每上升1个百分点，高中入学率会提高1.1个百分点，加入一系列变量后，系数不再显著。分城乡来看，大学

¹² 本文用以高中生为基数的录取比例(录取数除以考生数)的倒数除以高中毕业生数量再乘以初中毕业生数量，来得到每一个大学名额对应的初中生数量(即理论分析部分的 N)。

¹³ 由于缺少早期的录取数据，针对“985”“211”的影响，本文只使用了2014—2018年的数据。

扩招前,录取率每增加1个标准差,城镇人口高中就学概率会增加约3.3个百分点,大学扩招后则仅增加1.8个百分点。而在农村人口中二者关系却增强。大学扩招后,虽然农村人口上普通高中的比例大幅度上升,但比例仍远低于城镇,在农村16—24岁样本中读普通高中的比例仅约为60%,城镇比例则为80%,所以伴随大学扩招,一般大学录取机会的增加仍会显著提高农村人口高中就学概率。

表2 全部大学录取机会与普通高中就学选择

	全部样本			城镇			农村		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A: 16—24岁									
全部高校录取机会 (2014—2018年均值)	0.010*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.005* (0.003)	0.009** (0.003)	0.006** (0.003)	0.003 (0.003)	0.010*** (0.002)	0.009*** (0.003)	0.007* (0.003)
Obs.	5 392	5 392	5 392	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	0.013	0.096	0.097	0.012	0.095	0.099	0.011	0.052	0.053
标准化系数	0.059	0.041	0.029	0.053	0.035	0.018	0.059	0.053	0.041
Panel B: 35—39岁									
全部高校录取机会 (1998—2000年均值)	0.011*** (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.009*** (0.002)	0.007** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.004)
Obs.	3 546	3 546	3 546	1 330	1 330	1 330	1 536	1 536	1 536
Adj. R ²	0.011	0.178	0.178	0.009	0.091	0.092	0.004	0.033	0.035
其他控制变量	否	是	是	否	是	是	否	是	是
制造业从业比重	否	否	是	否	否	是	否	否	是
标准化系数	0.060	-0.011	-0.011	0.049	0.038	0.033	0.033	-0.011	-0.011

注:删除了CHIP2018年正在读初中的样本,选取了初中及以上学历样本,定义初中、职高/技校、中专学历为0,高中及以上学历为1,若大专及以上学历者高中毕业院校为中专、中技、职高则设为0。其他控制变量包括年龄、性别、是否独生子女、父亲受教育水平、省层面的工资均值。第(2)、(3)列还控制了户口性质变量。括号内为按省聚类的稳健标准误;*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

表3报告了针对精英大学就学机会的分析结果。使用全部样本的分析结果显示,“985”“211”录取机会对高中就学存在正向影响。从系数来看,“985”录取机会的影响大于“211”。不过,“985”的招生名额远低于“211”,其省际差距的数值较低:在样本数据中,“985”和“211”录取率的标准差分别为0.522和1.454。根据估计结果,“985”录取率每增加1个标准差,高中就学概率会提高5.2个百分点;而“211”录取率每增加1个标准差,高中就学概率则会增加6.7个百分点。从解释力度上来看,“211”录取机会对上高中选择的影响更大。当控制一系列变量后(尤其是制造业从业比重),录取机会的系数变得不再显著(在10%的水平上)。Panel A第(4)列为“985”录取机会对城镇人口就学选择的影响。当不控制其他变量时,录取率的系数为0.087,每百名初中毕业生对应的“985”就学名额每增加1个,普通高中就学概率会提高约8.7个百分点。考虑“985”录取率变化范围后,各省份之间“985”录取率差异每增加1个标准差,高中就学概率差异会提高4.5个百分点。进一步控制个体特征(年龄、性别)、家庭因素(是否独生子女、父亲受教育水平)、省层面的特征(工资水平、制造业从业比

重)后,“985”录取率的系数下降。在使用“211”录取率的回归中,每百名初中毕业生对应的“211”就学名额每增加1个,普通高中就学率会提高约3个百分点。但从自变量的变化幅度看,“211”的就学机会增加1个标准差,高中就学概率差异会提高4.7个百分点,略大于“985”就学机会的影响(第(5)列)。此外,根据本文的回归结果,“985”录取率最高和最低省份(北京和河南)之间的“985”机会差距(2.67-0.65=2.02)所带来的二者高中就学率的差异约为17个百分点,而“211”的机会差距导致的高中入学率差距约为18个百分点。这些结果反映出录取机会的地区不平等对高中就学产生了重要影响。

农村样本的结果与城镇样本有所不同。“985”和“211”录取率增加,虽会提高普通高中就学概率,但由于标准误较大,系数多不显著。控制一系列变量后,系数大幅下降。这主要是由于加入制造业从业比重变量导致的,说明制造业从业人员比重与大学指标之间存在较强的相关性。由于一般制造业对学历要求较低,因此制造业从业人员比重较高的省份,对职业高中或初中毕业生的需求较高,就读普通高中的机会成本上升。制造业比重也可能是对劳动供给状况的反应,因此控制制造业状况可能导致结果被低估。

与一般的上大学机会相比,上“211”和“985”的机会对人们上高中的概率影响更大。这说明影响人们上高中决策的主要是上好大学的机会,对城镇人口而言,高质量大学的录取机会对普通高中入学率的影响更大。

表 3 “985”“211”录取机会与普通高中就学选择(16—24岁)

	全部样本			城镇			农村		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A: “985”									
“985”录取机会 (2014—2018 年均值)	0.099** (0.036)	0.034 (0.042)	-0.026 (0.044)	0.087** (0.030)	0.085*** (0.026)	0.042 (0.031)	0.069 (0.066)	0.035 (0.066)	-0.040 (0.063)
Obs.	5 392	5 392	5 392	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	0.006	0.091	0.095	0.009	0.096	0.099	0.001	0.044	0.050
标准化系数	0.052	0.018	-0.014	0.045	0.044	0.022	0.036	0.018	-0.021
Panel B: “211”									
“211”录取机会 (2014—2018 年均值)	0.046*** (0.012)	0.022 (0.015)	-0.001 (0.020)	0.033** (0.014)	0.032*** (0.008)	0.016 (0.013)	0.045* (0.023)	0.032 (0.023)	0.003 (0.027)
Obs.	5 392	5 392	5 392	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	0.010	0.092	0.095	0.011	0.097	0.098	0.005	0.046	0.050
其他控制变量	否	是	是	否	是	是	否	是	是
制造业从业比重	否	否	是	否	否	是	否	否	是
标准化系数	0.067	0.032	-0.001	0.048	0.047	0.023	0.065	0.047	0.004

注:删除了CHIP2018年正在读初中的样本,选取了初中及以上学历样本,定义初中、职高/技校、中专学历为0,高中及以上学历为1,若大专及以上学历者高中毕业院校为中专、中技、职高则设为0。其他控制变量包括年龄、性别、是否独生子女、父亲受教育水平、省层面的工资均值。第(2)、(3)列还控制了户口性质变量。括号内为按省聚类的稳健标准误;*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

(三) 内生性问题

前面的分析中把大学录取名额看作是一个外生给定的变量,这符合我国“分省定额”的录取制度。然而,大学在确定各省的招生名额和分数线时,可能会考虑各地的考生数量和生源质量等因素。比如,北京的录取率高可能是由于其经济发展水平和初高中的教育质量较高。换言之,高中入学率高很可能不是高等教育机会多的结果,而是它的原因。相应的,一些省份较低的教育质量降低了初中毕业生的能力分布,只有能力高的考生才参与竞争(就读普高)。同时,这些考生的平均能力也可能低于其他省份高中生的平均质量,进而导致较低的高考录取率。而如果一个高校的目标是使每个省份被录取考生的平均能力相同,它的策略应该是提高高能力省份的录取率。

表4以两种方式回应了上述问题。一方面,进一步控制了不同地区的社会经济发展状况,包括人均GDP和城市化率。另一方面,用每名初中毕业生对应的本省“211”或“985”的数量作为被这类大学录取概率的工具变量。一个地区是否拥有这类大学以及这些大学的数量多是由历史因素决定的。尽管招生数可能根据高中学生质量而定,但是这些学校的数量不能对一个地方的高中学校和学生数量的变化做出反应。¹⁴表4报告了相关的结果,其中Panel A和Panel B分别考察了“211”和“985”录取机会地区差异的影响,前4列、后4列分别为城镇和农村地区的结果。第(1)、(5)列为控制年龄、性别、是否独生子女、父亲受教育水平、省级的工资均值的OLS估计结果。大学机会对高中就学的影响为正。第(2)、(6)列控制了2016年各省人均GDP的自然对数和城市化率,它们对高中入学率的影响较小;控制这两个变量后,大学机会对普通高中入学率的影响反而略有上升。

表4 加入更多控制变量和采用工具变量考察大学录取率对高中入学率的影响(16—24岁)

	城镇				农村			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A:	OLS		IV=ln(生均 “211”数量)		OLS		IV=ln(生均 “211”数量)	
			删除北京				删除北京	
“211”录取机会	0.032*** (0.008)	0.035*** (0.010)	0.047*** (0.010)	0.077*** (0.021)	0.032 (0.023)	0.050** (0.018)	-0.003 (0.040)	-0.016 (0.048)
ln(人均GDP)		-0.106* (0.056)	-0.093* (0.055)	-0.148*** (0.056)		0.022 (0.094)	-0.007 (0.106)	0.015 (0.101)
城市化率		-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)		-0.007 (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.004 (0.005)

¹⁴ 由于在回归中只有一个工具变量,我们无法进行过度识别检验。但是,我们的证据表明,我国各省好大学数量的决定有着很强的外生性。同时,尽管好大学的录取人数和各省的人口规模有着显著的正相关关系,但并没有仅仅因为学校数量和高中生数量的增加而增加相对的录取机会。

(续表)

	城镇				农村			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Kleibergen-Paap rk			17.175	30.583			10.679	18.147
Wald F								
Obs.	1 951	1 951	1 951	1 856	2 894	2 894	2 894	2 860
Adj. R^2	0.097	0.099	0.098	0.101	0.046	0.049	0.044	0.043
Panel B:	OLS		IV=ln(生均 “985”数量) 删除北京		OLS		IV=ln(生均 “985”数量) 删除北京	
“985”录取机会	0.085*** (0.026)	0.100** (0.034)	0.130*** (0.020)	0.068 (0.065)	0.035 (0.066)	0.082 (0.056)	0.065 (0.050)	-0.029 (0.125)
ln(人均GDP)		-0.087 (0.070)	-0.009 (0.059)	-0.012 (0.055)		0.042 (0.122)	-0.036 (0.095)	-0.033 (0.085)
城市化率		-0.001 (0.003)	-0.005*** (0.002)	-0.003 (0.002)		-0.006 (0.006)	-0.006 (0.005)	-0.004 (0.005)
Kleibergen-Paap rk			470.240	6.185			104.268	5.941
Wald F								
Obs.	1 951	1 951	1 472	1 377	2 894	2 894	1 990	1 956
Adj. R^2	0.096	0.098	0.098	0.098	0.044	0.046	0.042	0.041

注：同表 2 城镇和农村组的注解。

表 4 的第 (3)、(7) 列使用各省“211”(Panel A) 或“985”(Panel B) 的初中毕业生生均数量的对数作为大学机会的工具变量。¹⁵ 由于“211”和“985”是历史相对悠久的大学，是否拥有这些大学以及这些大学的数量与一个省份的考生质量关系很弱——特别是在控制了 GDP 水平和城市化率之后。工具变量的估计结果表明，在城镇地区，相对于 OLS 的结果，大学的录取机会对高中入学率的影响更大了。其中，“211”录取机会对高中入学率的影响从 0.035 上升到了 0.047；“985”录取机会的影响则从 0.100 上升到了 0.130。在农村样本中，“211”录取机会的影响从 0.050 下降为 -0.003，“985”录取机会的影响从 0.082 下降为 0.065，但估计结果都不显著。针对“985”的研究，需要指出的是，工具变量的分析只是使用了拥有“985”的省份。这是因为有很多省份没有“985”。¹⁶ 为了考察结果是否是由北京市与其他省市间的差别主导的，在第 (4)、(8) 列删除了北京市。城镇地区的结果在“211”的研究中增强了，而农村样本的系数都为负，

¹⁵ 之所以采用对数形式，是由大学录取机会和大学相对数量的关系决定的。相对于直接使用大学的相对数量，采用对数形式时，第一阶段的 R^2 更高。本文也尝试了线性形式，工具变量估计系数的显著性会降低。但是对结论没有大的影响。

¹⁶ 不使用“985”相对数量的对数可以避免这个问题，系数有所减小，但对结论没有大的影响。

在10%的水平上不显著。¹⁷因此,尽管存在各高校根据生源数量和质量来确定录取名额的可能,但是这远不是决定各地高等教育机会的主要因素,也没有改变大学机会影响各地区家庭高中入学决策的估计结果。

四、大学名额对职业高中入学率和初中辍学率的影响

下面考察大学名额与职业高中入学率的关系。当采用1998—2000年各省以初中生为基数计算的大学机会回归时,可以发现一般大学录取率与就读职业高中之间不存在显著的相关关系(表5 Panel B)。在对近期的研究中,也得到了类似的结果(表5 Panel A)。

表5 全部大学录取机会与职业高中就学选择

	全部样本			城镇			农村		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A: 16—24岁									
全部大学录取机会 (2014—2018年均值)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.003)
Obs.	5 392	5 392	5 392	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	0.001	0.017	0.018	0.002	0.033	0.037	-0.000	0.005	0.005
标准化系数	-0.012	-0.012	0.000	-0.018	-0.012	0.006	-0.006	-0.018	-0.012
Panel B: 35—39岁									
全部大学录取机会 (1998—2000年均值)	0.002 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.004)	0.001 (0.004)	-0.000 (0.003)	0.004 (0.005)	-0.000 (0.004)	-0.001 (0.003)
Obs.	3 546	3 546	3 546	1 330	1 330	1 330	1 536	1 536	1 536
Adj. R ²	0.001	0.030	0.033	0.001	0.007	0.012	0.004	0.018	0.030
其他控制变量	否	是	是	否	是	是	否	是	是
制造业从业比重变量	否	否	是	否	否	是	否	否	是
标准化系数	0.011	0.000	-0.005	-0.016	0.005	0.000	0.022	0.000	-0.005

注:定义职高/技校、中专学历为1,若大专及以上学历者高中毕业院校为中专、中技、职高则也设为1,其他为0。其他同表2。

接下来考察精英大学就学机会的影响。对于城镇人口,“211”“985”录取率越高,就读职业高中的概率越低,在控制制造业从业比重后,录取率系数绝对值下降,且不再显著(见表6的第(4)—(6)列)。这与高中就学的回归结果是相反的,好大学的就学机会减弱了职高就学倾向,普通高中和职高表现出竞争关系。如果仅关注大学录取率的系数,会得到对人们就读职业高中的概率影响较大的是更高质量大学(如“985”)就学机会的结论。然而如果考察录取率标准差的变化所带来的高中就学率的变化,会得到不

¹⁷ 使用两阶段最小二乘法估计时,一阶段的结果都表明初中毕业生生均“211”“985”数量的对数分别与“211”“985”录取率存在显著的正相关关系。

同的结论，在每组的最后一行，报告了录取机会的标准化系数。“211”录取率每增加 1 个标准差，职业高中就学率会减少 2.3 个百分点，略高于“985”的影响（1.7 个百分点）。对比表 5 中一般大学录取机会的结果，一定程度上说明了，人们仍然希望通过上好大学来提高自身的社会经济状况。此外，录取率的系数绝对值小于好大学的就学机会对普通高中的影响。这反映出“985”“211”就学机会对普通高中和职业高中入学的影响并不是完全负相关的。好大学机会的增加虽然会通过增加普通高中的入学率而降低职业高中的入学率，但不是完全替代的。对于农村样本（第（7）—（9）列），“211”就学机会对上职高的影响基本都不显著，而且有些系数符号为正。“985”就学机会则对农村人口职高就学存在显著的正向影响。由于农村教育资源落后于城镇，农村人口读好大学很难，进入“985”“211”的机会较小，上普通高中和职业高中并不是相互竞争的。当考察全部样本时，多数情况下并不显著。

表 6 “985”“211”录取机会与职业高中入学率（16—24 岁）

	全部样本			城镇			农村		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A: “985”									
“985”录取机会 (2014—2018 年均值)	-0.001 (0.022)	0.008 (0.029)	0.050* (0.026)	-0.030* (0.015)	-0.033 (0.022)	0.009 (0.025)	0.060* (0.033)	0.049 (0.038)	0.092** (0.038)
Obs.	5 392	5 392	5 392	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	-0.000	0.017	0.020	0.001	0.034	0.037	0.002	0.006	0.009
标准化系数	-0.001	0.004	0.026	-0.016	-0.017	0.005	0.031	0.026	0.048
Panel B: “211”									
“211”录取机会 (2014—2018 年均值)	-0.011 (0.007)	-0.010 (0.008)	0.004 (0.013)	-0.014* (0.007)	-0.016** (0.006)	-0.001 (0.009)	0.003 (0.014)	-0.004 (0.015)	0.008 (0.019)
Obs.	5 392	5 392	5 392	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	0.001	0.017	0.018	0.002	0.035	0.037	-0.000	0.005	0.005
其他控制变量	否	是	是	否	是	是	否	是	是
制造业从业比重	否	否	是	否	否	是	否	否	是
标准化系数	-0.016	-0.015	0.006	-0.020	-0.023	-0.001	0.004	-0.006	0.012

注：定义职高/技校、中专学历为 1，若大专及以上学历者高中毕业院校为中专、中技、职高则也设为 1，其他为 0。其他同表 2。

对于初中毕业生，除了就读普高和职高外，还可能辍学。表 7 报告了以辍学为因变量（初中辍学、肄业、毕业后工作均定义为辍学）的结果。¹⁸无论是所有的大学机会还是好大学机会，都倾向于降低辍学的概率。当我们以所有大学的机会为自变量时，无论是是否考虑更多的控制变量，都是农村的效应大于城市。而对于好大学的录取机会，在不控

¹⁸ 也尝试了不同的筛选样本和定义辍学的方式：只保留初中毕业的样本，其中没有继续求学的定义为初中辍学，结果与表 7 非常接近。

制其他变量的情况下,仍然是农村地区的影响更大。但是在控制了一系列变量后,农村地区的系数大小变得和城市地区较为接近,同时前者不再显著。

总之,增加大学机会能够增加普高入学率、降低辍学率,但是对降低职高的入学率的影响较小。

表7 大学录取机会与初中辍学

	城镇			农村		
	全部大学	“211”	“985”	全部大学	“211”	“985”
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 不控制其他变量						
大学录取机会(2014—2018年均值)	-0.006**	-0.019**	-0.057**	-0.009***	-0.047***	-0.128**
	(0.002)	(0.007)	(0.020)	(0.002)	(0.012)	(0.044)
控制变量	否	否	否	否	否	否
Obs.	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	0.014	0.010	0.012	0.012	0.008	0.009
标准化系数	-0.035	-0.028	-0.030	-0.053	-0.068	-0.067
Panel B: 控制其他变量						
大学录取机会(2014—2018年均值)	-0.004*	-0.015**	-0.051***	-0.005***	-0.012	-0.053
	(0.002)	(0.006)	(0.014)	(0.002)	(0.013)	(0.040)
省内制造业从业比重	0.001	0.000	0.000	0.002	0.004	0.003
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
Obs.	1 951	1 951	1 951	2 894	2 894	2 894
Adj. R ²	0.071	0.069	0.071	0.082	0.080	0.081
标准化系数	-0.023	-0.022	-0.027	-0.029	-0.017	-0.028

注:筛选了16—24岁初中及以上学历样本,删除了正在读初中的样本。将初中辍学、肄业、毕业且不继续就学定义为辍学。其他控制变量包括年龄、性别、是否独生子女、父亲受教育水平、省层面的工资均值。括号内为按省聚类的稳健标准误;*、**和***分别代表在10%、5%和1%上的显著性水平。

五、普通高中与职业中学的回报率

前面的分析表明,大学机会增加会显著提高普通高中入学率,同时会降低职业高中入学率和辍学率。那么,个体就读普通高中和职业高中的回报到底有多高呢?本部分考察两者的经济回报。¹⁹显然,人们选择普通高中主要是为了获得高等教育回报。为了综合考虑普通高中的回报,本文把所有普通高中毕业生样本——包括高中、大专、大学和研

¹⁹ 大量的实证研究表明,我国的教育回报率在20世纪90年代经历了显著的上涨(Liu et al., 2010; Meng et al., 2013; Li et al., 2018)。即便在大学毕业生数量显著增加的情况下,教育的回报率仍然维持在较高水平。

究生毕业生——归为一类。²⁰ 回归得到的相当于就读普通高中的总体期望回报（就读高中后各种可能情况的加权平均）。

表 8 的 Panel A 保留了初中及以上学历的样本，将初中作为参照组，估计了职业教育和普通高中对年工资对数的影响。结果表明，除了 1995 年，各年份中普通高中的回报率都显著高于职业高中；而且普通高中的优势在持续上升。2018 年，就读普通高中的平均工资要比职业高中高出 0.123（=0.399-0.276）个自然对数值，而在 2002 年该差异仅为 0.063。²¹

Panel A 的结果并不意味着普通高中本身能够带来高于职业高中的回报。实际上，前者的回报主要来自大专和大学教育带来的回报。表 8 的 Panel B 给出了不同教育阶段的回归结果。结果表明，就读普通高中的回报要显著低于职业中学，这与文献中所发现的普通高中回报率低的结果是一致的（李实和丁赛，2003；颜敏，2012；陈伟和乌尼日其其格，2016）。但是，高等教育的回报率要远高于职业高中的回报率。²² 这说明从期望收益的角度来说，就读普通高中能带来更高回报。

表 8 普通高中和职业学校的回报率

	1995 年	2002 年	2007 年	2013 年	2018 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A:					
职业学校	0.250*** (0.021)	0.515*** (0.036)	0.229*** (0.027)	0.291*** (0.027)	0.276*** (0.026)
普高及以上	0.222*** (0.016)	0.578*** (0.027)	0.393*** (0.033)	0.406*** (0.030)	0.399*** (0.031)
Obs.	10 392	9 934	6 166	8 525	14 926
Adj. R^2	0.263	0.176	0.217	0.152	0.131
Panel B:					
高中	0.116*** (0.021)	0.330*** (0.027)	0.131*** (0.032)	0.176*** (0.026)	0.111*** (0.021)
职业学校	0.250*** (0.021)	0.504*** (0.035)	0.268*** (0.023)	0.244*** (0.030)	0.195*** (0.028)
大专	0.308*** (0.024)	0.748*** (0.031)	0.467*** (0.031)	0.406*** (0.031)	0.362*** (0.028)

²⁰ 若大专及以上学历者高中毕业院校为中专、中技、职高，则将其归入职业高中样本。

²¹ 有研究表明通识教育的初始回报低于职业教育，但随着年龄增加，回报将会高于职业教育（Hanushek et al., 2017）。

²² 好大学的教育回报更高，使用 CHIP 数据的城镇地区具有高等教育学历的样本估计得到，在 2013 年和 2018 年，“211”（相对非“211”）所带来的收益分别为 0.224 和 0.332 个自然对数值（约为 25% 和 39%）。“985”毕业生的收入在 2013 年和 2018 年分别比非“985”高出 30% 和 57%。

(续表)

	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
大学及以上	0.380*** (0.022)	0.987*** (0.024)	0.735*** (0.047)	0.665*** (0.049)	0.703*** (0.044)
Obs.	10 392	9 826	6 166	8 525	14 926
Adj. R ²	0.278	0.226	0.292	0.194	0.183

注：使用的是CHIP城镇样本（由于2007年及以前的农村数据很难从高中教育程度中识别出职高和普高，所以此部分研究中我们只使用了城镇样本），年龄为22—54岁，删除了小学及以下学历人口以及在校学生和未工作的样本，进行OLS估计。在1995年数据中将教育程度为中专、中技、职高定义为职高，将高中定义为普高。2002年调查中将职高归入了高中教育程度，所以我们根据高中毕业学校类型是否为中专、职高、中技来识别接受的高中教育是否为职高，将中专、高中且毕业学校为中专、职高、中技定义为职高，将其他高中教育程度的样本归为普高。在2007年数据中，将中专教育程度、教育年级代码涉及职高、技校的归为职高，将高中教育程度且教育年级代码为普高的归为普高。在2013、2018年数据中将职高、技校、中专定义为职高，将高中定义为普高。因变量是年收入的自然对数。回归中，教育水平的省略组为初中，此外还控制了常数项、性别、年龄和省份虚拟变量。括号内为按省聚类的稳健标准误；***代表1%的水平上显著。

六、总 结

我国的教育事业在过去二十多年取得了巨大进步。大学扩招使我国的高等教育规模快速扩张，高中阶段教育也接近基本普及。²³但无论是在高等教育还是高中阶段教育，都存在发展不充分不平衡的问题。针对高中阶段的教育，家庭对于普通高中的需求高于对职业高中的需求。而在政策制定层面，近些年则在大力提倡和支持职业教育，要求地方招生过程中尽量做到“职普平衡”就是一个具体表现。

在高中阶段教育接近普及的背景下，职业高中与普通高中之间存在一定的竞争关系。这背后实际上是普通高等教育和职业教育之间的竞争。人们在存在高等教育机会以及自身能力允许的情况下，仍然会选择普通高中参加高考，说明普通高等教育的回报率显著高于职业教育。高等教育机会大幅增加实际上也提高了普通高中的期望回报率，人们将根据两者回报率的相对比较来做出职普教育选择。合理的职普结构应当使两类教育的回报率大体相当，而不是人为限定两者的比例结构。这也意味着提高职业高中就读比重从根本上有赖于职业高中教育质量及其回报率的提高。相关政策应保持一定的灵活性，允许地方政府根据自身实际情况制定适宜的招生计划。另一方面，近些年来大学机会对普通高中和职业高中的影响刚好相反，但它对前者的影响要大于后者。因此，增加大学（尤其是优质大学）的机会仍然是提高高中阶段总体入学率的有效途径。如果普通高中的供给更有弹性，增加大学机会对高中入学率的积极影响会更大。

高考制度对于中国家庭的人力资本投资仍起着指挥棒的作用。当高考招生制度带来地区间大学机会的差距时，也带来了高中就读决策的差距。本文从理论和实证两个方面

²³ 2019年我国初中毕业生数为14 540 936人，高中阶段教育招生人数为13 901 270（已去除成人中专497 336人），为初中毕业生数量的95.6%（《中国统计年鉴2020》，表21-2）。

分析了上述影响,说明了当一个地区的高考机会相对较少时,竞争单个大学名额的高中生数量会增加,但增加幅度小于其对应的人口基数。大学机会少的地区普通高中入学率也低。这对于测度和理解高考机会的地区差距具有重要意义。

本文的分析还表明,优质高等教育资源(如“211”“985”)的地区分布已经成为影响不同地区高中教育决策的重要力量。因此,未来的政策制定应着重考虑优质高等教育资源的区域平衡。可能的政策选项包括现有优质高校更为均衡的分配其录取名额,资助优质教育资源较为欠缺的地区发展高等教育以及鼓励地方政府进行优质高等教育资源的投资。其中第一个政策选项(均衡配置现有优质高等教育机会)对于提升高中入学率的影响相对较小——它在增加一个地方的高中入学率的同时减少另外一些地区的高中入学率。相比之下,资助和鼓励地方政府发展优质高等教育的方案既可以促进公平也可以提升高中入学率。虽然需要更多的投入,但它既可以促进公平也可以提高效率,因而也会得到更多的支持。

参 考 文 献

- [1] Baik, K. H., “Effort Levels in Contests with Two Asymmetric Players”, *Southern Economic Journal*, 1994, 61 (2), 367-378.
- [2] Berger, J., and P. Nieken, “Heterogeneous Contestants and the Intensity of Tournaments: An Empirical Investigation”, *Journal of Sports Economics*, 2016, 17 (7), 631-660.
- [3] 曹妍、张瑞娟,“我国高等教育入学机会及其地区差异:2007—2015年”,《教育发展研究》,2017年第1期,第25—35页。
- [4] 陈伟、乌尼日其其格,“职业教育与普通高中教育收入回报之差异”,《社会》,2016年第2期,第167—190页。
- [5] De Brauw, A., and J. Giles, “Migrant Opportunity and the Educational Attainment of Youth in Rural China”, *The Journal of Human Resources*, 2017, 52 (1), 272-311.
- [6] 都阳、杨翠芬,“高校扩招对中国农村地区高中入学决策的影响”,《劳动经济研究》,2014年第2期,第3—15页。
- [7] Hanushek, E. A., G. Schwerdt, L. Woessmann, and L. Zhang, “General Education, Vocational Education, and Labor-Market Outcomes over the Lifecycle”, *The Journal of Human Resources*, 2017, 52 (1), 48-87.
- [8] 李实、丁赛,“中国城镇教育收益率的长期变动趋势”,《中国社会科学》,2003年第6期,第58—72页。
- [9] Li, S., S. S. Wu, and C. B. Xing, “Education Development and Wage Inequality in Urban China”, *Asian Economic Papers*, 2018, 17 (2), 140-151.
- [10] 刘海峰、李木洲,“高考分省定额制的形成与调整”,《教育研究》,2014年第6期,第73—80页。
- [11] Liu, X. J., A. Park, and Y. H. Zhao, “Explaining Rising Returns to Education in Urban China in the 1990s”, IZA Discussion Paper, 2010, No. 4872.
- [12] Lu, M., and X. Zhang, “Towards an Intelligent Country: China’s Higher Education Expansion and Rural Children’s Senior High School Participation”, *Economic Systems*, 2019, 43 (2), 1-14.
- [13] 罗楚亮、孟昕,“高等教育机会不均与高中入学决策的城乡差异”,《教育经济评论》,2016年第1期,第90—111页。
- [14] 罗楚亮、赵国昌、刘盼,“我国城镇高等教育机会的省际差异与省内差异”,《经济社会体制比较》,2019年第1期,第156—167页。
- [15] 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.
- [16] 乔锦忠,“优质高等教育入学机会分布的区域差异”,《北京师范大学学报(社会科学版)》,2007年第1期,第23—28页。

- [17] 汪鲸、罗楚亮,“父母教育、家庭收入与子女高中阶段教育选择”,《劳动经济研究》,2019年第4期,第32—52页。
- [18] 许长青、梅国帅、周丽萍,“教育公平与重点高校招生名额分配——基于国内39所‘985’高校招生计划的实证研究”,《教育与经济》,2018年第2期,第10—17页。
- [19] 颜敏,“技能高中还是普通高中?——中国农村学生的教育选择”,《中国农村经济》,2012年第9期,第37—49页。
- [20] 杨江华,“我国高等教育入学机会的区域差异及其变迁”,《高等教育研究》,2014年第12期,第27—34页。
- [21] 杨娟、赖德胜、秦瑞·史努莉,“什么因素阻碍了农村学生接受高中教育”,《北京大学教育评论》,2014年第1期,第138—155页。

Higher Education Opportunity and the Choice of Vocational vs. Academic High School

XING Chunbing LUO Chuliang*

(Renmin University of China)

SUN Yan

(China University of Labor Relations)

Abstract: This research uses CHIP data of 2018 to examine the impact of higher education opportunities on the middle school graduates' choice between academic and vocational high schools. The findings indicate that a higher university quota at the provincial level increases the likelihood of middle school graduates choosing an academic high school, and the probability of choosing a vocational high school is negatively correlated with college opportunities. These results suggest that spatial differences in higher education opportunities significantly influence the type of human capital investment at the high school stage in China.

Keywords: human capital investment; higher education opportunity; the choice of vocational vs. academic high school

JEL Classification: J24, I28, I21

* Corresponding Author: Luo Chuliang, School of Labor and Human Resources of Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-10-62515531; E-mail: luocl2002@163.com.