

父母教育、家庭收入与子女高中阶段教育选择

汪 鲸 罗楚亮*

内容提要 本文基于中国家庭收入调查 2002 年和 2013 年的数据,分析家庭背景对子女上高中和上重点高中的影响及变动特征。2002 年至 2013 年期间,高中入学率有了大幅提高,家庭背景因素对上高中的影响在增大,家庭收入对上普通高中和重点高中的影响有轻微上升。与 2002 年相比,2013 年户口的影响在减小。优势分析结果表明,2013 年父母教育已转变为影响子女高中教育机会获得最重要的因素,农村子女上高中的概率更容易受家庭收入影响,城市父母的党员身份对子女上高中有重要作用。2002 年城乡子女高中和重点高中入学率的差异主要可由父母教育和家庭收入差异解释,2013 年解释程度进一步上升。男女入学率性别差距主要可由户口差异解释,其解释程度在下降。

关键词 家庭背景 高中入学 城乡差距

一 引言

随着居民收入差距的持续扩大,其原因与结果也越来越引起人们的关注,其中教育不平等就是一个非常重要的方面。一些研究表明,教育对于收入差距具有重要的解释作用。同时,收入差距的不平等也可能对子女教育具有重要影响。因此,教育不平等可能成为收入不平等动态累计的重要中介环节。在对教育不平等的讨论中,无论是学术研究还是政策重点,义务教育和高等教育这两个阶段相对引起了更多的关注,如义务教育机会均等化和高等教育机会的公平性等。基于以下几个方面的原因,高中可能是一个值得关注的阶段。

* 汪鲸,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:201831030002@mail.bnu.edu.cn;罗楚亮,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:luochl@bnu.edu.cn。

首先，高中阶段可能具有更强的选择性。在义务教育阶段，一方面存在着相关法律法规的约束，以保障适龄儿童必须接受相应的教育；另一方面，这一年龄段人群无论是生理上还是法律上都不能参与劳动力市场。在九年义务教育阶段以前，大多数人群可能仍处在劳动法规所禁止雇佣的“童工”之列。这意味着义务教育阶段总体上“机会成本”是非常低的。根据目前的相关制度规定，是否接受高中阶段教育已经不具有强制性，并且相应年龄段的人群通常也已经可以合法地参与劳动力市场。劳动力市场上非技术工人、农民工的工资水平构成高中阶段教育的机会成本。这就意味着是否接受高中阶段教育在更大程度上取决于家庭的教育选择。

其次，高中教育是义务教育和高等教育的过渡阶段，高中期间的学业准备通过高考决定能否上大学和上什么样的大学，在学生的学业生涯中起着重要作用。而是否参与高等教育影响到年轻人未来的就业能力和收入，将进一步导致社会收入差距的扩大。这意味着高中阶段的教育收益可能具有比较大的不确定性，反过来这也显示了高中阶段教育选择的重要性。吴愈晓（2013a，2013b）的研究显示，重点高中毕业生进入非重点大学和重点大学的几率是非重点高中毕业生的2.8倍。

最后，高中阶段教育存在着比较严重的不平衡性。更为严重的是，经济发展相对落后地区（省份），内部的不平衡性也就越严重（郭丛斌、王家齐，2018）。高中教育的不平衡一方面体现了义务教育阶段教育质量发展不平衡，另一方面也成为随后阶段教育和收入不平衡的重要基础。

如果教育具有选择性，家庭背景可能就会具有重要的影响。已有研究表明，父母教育、家庭收入等构成子女教育机会获得的重要因素。李煜（2007）将父母教育影响子女入学的因素归为3类：教育期望、文化资本和人力资本，其中教育程度高的父母会对子女教育有更高的期望，更重视子女教育，其鼓励和督促会提高子女学习动力进而取得较好成绩。高明华（2013）基于调查数据的研究发现，父母期望对学生成绩的确产生了强有力的自证预言效应，农民工对孩子的学业表现和努力程度有错误和较低的估计，这种感知和信念经由自证过程导致孩子的表现与他们的期望相一致。文化资本的传导机制是家庭较好的文化氛围会对子女产生潜移默化的影响，使其自主学习更多知识。人力资本的机制则指父母对孩子学习上的帮助能力，包括学习上的辅导、答疑、学习方法和技巧的改进等。此外，教育水平高的父母其收入往往也较高，教育水平可以通过父母收入来影响子女高中入学。一方面受教育水平高的父母更有可能进入劳动力市场参加工作并获得收入，父母在职场的工作表现也会给子女带来榜样作用；另一方面，加入劳动力市场意味着陪伴子女的时间减少，给子女学习带来负向作用。杨娟和何婷婷（2015）使

用中国家庭收入调查 2002 年数据,将“文革”作为父亲教育年限的工具变量,发现父亲教育年限增加一年,子女上大学的可能性增加 6.92%。林莞娟和张戈(2015)使用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据,将延长中小学年限的学制改革作为父母教育年限的工具变量,发现父母教育年限分别每增加 1 年,子女教育年限相应增加 0.36 年和 0.59 年。

家庭收入是制约教育获得的关键因素,主要通过父母人力资本投资能力、风险承受能力、教育投资的信贷约束影响子女教育获得。收入高的父母具有更大的人力资本投资能力,包括小学初中阶段通过买房择校等途径为子女选择更优质的义务教育,让子女参加课外辅导与培训,送子女进入收费高、质量好的私校等;收入低的父母经济风险的承受能力较低,面临着更大的失业可能与收入波动,送子女上学对家庭来说机会成本更大。此外,信贷约束制约了低收入家庭的教育投资与决策,即使教育回报率与大学学历溢价上升,低收入家庭可能也会因为无力支付教育成本而放弃接受高等教育(续继、宗庆庆,2016)。研究显示,贫困家庭对子女教育的早期投入较少,使其在义务教育阶段的人力资本存量较低,高等教育参与率较低,最终导致收入差距的扩大及收入在代际间的固化。杨娟等(2015)指出,不同收入水平家庭的孩子初始能力差距不大,贫困家庭由于经济约束对子女义务教育阶段投入较少导致其高等教育参与率较低。

父母职业和党员身份反映了父母的社会地位,社会地位高的父母可以通过地位优势或关系网络为子女提供更好的教育资源。比如“文革”时期政策更倾向工农阶级,其子女在教育机会上更有优势,但改革后期管理阶层子女的高等教育入学机会有了明显的上升,很有可能是其权力和关系网优势转化为了子女的教育资源优势(李煜,2007)。空间上的教育资源分配不均也是教育获得机会差异的重要因素。城市和农村存在明显的教育资源分割,城乡之间存在明显的师资差距,农村整体师资质量远低于城市地区,此外城市相比于农村还有大量的课外补习和培训机会,造成了教育资源配置地区上的不平等(杨娟、杨钰,2017)。李春玲(2014a、2014b)对 80 后群体的教育机会获得进行了研究,发现尽管教育机会数量逐渐增长,但城乡教育差距加剧,优质教育资源分配不均衡等问题依然存在。此外,城市地区不同社区拥有的教育资源不一样,中国采取的就近入学政策使资源丰富的家庭通过买房或租房进行择校,进一步加剧了以教育资源为依据的聚居和群分现象(丁维莉、陆铭,2005)。以上因素对不同教育阶段和教育质量机会获得的影响得到了一系列经验上的支持(李春玲,2003;刘精明,2008;吴愈晓,2013a,2013b;李永友、王焱,2016)。

本文根据中国家庭收入调查 2002 年和 2013 年的城乡数据,考察父母教育和家庭收入等家庭背景因素对高中入学机会的影响。第二部分给出本文所使用数据的描述性特

征；第三部分简要介绍本文的回归模型和基本思路方法；第四部分以子女高中就学情况为被解释变量，分别讨论了全部样本、分城乡和分性别的回归结果；第五部分讨论了高中就学行为各影响因素的相对贡献；第六部分给出了城乡和性别间高中入学率差异的 Oaxaca 分解；第七部分是全文的总结。

二 数据描述

（一）样本总体特征

本文数据来源于中国收入分配课题组 2002 年和 2013 年的全国住户调查。2002 年调查数据包括城镇和农村两个部分，其中城镇样本覆盖 12 个省份，农村样本覆盖 22 个省份。2013 年数据中城镇和农村样本均来自于相同的 14 个省份。尽管两个年份数据的覆盖省份有所差异，但都覆盖东中西部经济发展水平不同的地区。各年份全部样本数量如表 1（A）部分所示。

本文主要关注高中阶段的入学情况，为了避免过长的时间跨度所造成的时期差异，同时保证足够的样本数量，本文将样本年龄限定在 16 岁至 25 岁的人群。本文将 household 成员中的子女作为样本，将 household 成员中父母信息与子女信息进行匹配，剔除了单亲家庭以及子女与父母年龄相差 15 岁以内或 45 岁以上的样本，以及子女高中信息或父母教育水平缺失的样本。经过筛选后，本文所使用的样本数量及其基本特征如表 1（B）部分所示。2002 年最终的样本个数为 8930 个，其中男性占了 54.34%，城市样本占了 24.89%。2013 年的样本个数为 6744 个，其中男性占了 57.86%，城市样本占了 24.07%。从家庭的人均收入（对数）来看，城市家庭明显高于农村家庭。

本文样本中，2002 年高中入学率为 45.18%，重点高中入学率为 17.40%。2013 年高中入学率为 66.34%，重点高中入学率为 28.25%。从受教育程度的分布来看，本人小学及初中的人群份额从 2002 年到 2013 年期间有较大幅度的下降，而高中的比率从 2002 年的 33.47% 上升到 2013 年的 35.95%，大专及以上学历的比率上升更快，从 11.81% 上升至 30.39%。这也表明，16 岁至 25 岁人群的受教育程度在这一期间有较大幅度的改善。这种教育扩张过程总体上与宏观统计数据所显示的趋势是相似的。根据历年《中国教育统计年鉴》，高中阶段和高等教育的毛入学率都在不断上升，如图 1 所示。15 周岁至 17 周岁高中阶段毛入学率从 2002 年的 42.80% 上升至 2013 年的 86.00%，18 周岁至 22 周岁高等教育毛入学率从 2002 年的 15.00% 上升至 2013 年的 34.50%。

教育扩张同时发生在城市和农村人群。无论是城市还是农村人群中，大专及以上学历的

人群比率都增加了20个百分点左右,城市从2002年的32.70%上升至2013年的51.48%,农村则相应地从4.93%上升至23.92%。所不同的是,最终受教育程度为高中阶段的人群比率变化特征在城乡之间有所不同。从2002年到2013年期间,城镇中这一比率是下降的,从55.86%下降至37.85%,降低了18个百分点;而农村这一比率则上升了9个百分点。

表1 主要描述性统计信息

	2002年			2013年		
	合计	城市	农村	合计	城市	农村
(A)全部样本						
省份数	22	12	22	14	14	14
住户数	16035	6548	11340	17164	6025	13238
个人数	58597	17228	41238	58952	14050	43915
(B)本文样本(16岁至25岁人群)						
个人数	8930	2223	6703	6744	1623	5068
男性(%)	54.34	51.01	55.47	57.86	54.65	58.90
平均年龄(岁)	19.85	20.04	19.79	20.75	20.56	20.82
平均家庭人均收入(对数)	7.94	8.74	7.68	9.24	9.92	9.01
本人小学及以下(%)	8.17	0.95	10.56	3.41	0.68	4.30
本人初中(%)	46.55	10.49	58.47	30.24	9.99	36.77
本人高中(%)	33.47	55.86	26.05	35.95	37.85	35.01
本人大专及以上学历(%)	11.81	32.70	4.93	30.39	51.48	23.92
父亲小学及以下(%)	26.03	5.10	32.97	23.03	6.28	28.33
父亲初中(%)	43.39	37.08	45.47	51.68	35.06	57.18
父亲高中(%)	24.46	36.04	20.65	17.63	31.24	13.14
父亲大专及以上学历(%)	6.12	21.79	0.91	7.67	27.42	1.34
母亲小学及以下(%)	49.35	8.46	62.95	38.46	11.40	47.36
母亲初中(%)	30.25	36.83	28.04	44.10	39.49	45.42
母亲高中(%)	17.00	42.05	8.68	12.65	31.18	6.65
母亲大专及以上学历(%)	3.40	12.65	0.33	4.79	17.93	0.57

资料来源:根据中国家庭收入调查2002年和2013年城乡数据计算得到。

表1也给出了相应的父母教育程度分布,比较父母与子女的教育程度分布,可以发现子女教育分布中,低教育程度的人群比率要低于父母,而高教育程度的人群比率则要相对更高,如父母小学及以下的比率要远高于子女,而大专及以上学历的比率要远低于子女,这也表明了教育程度的代际扩张。当然,在2002年到2013年期间,父母受教育程度的改善程度也要相对小得多,因为他们自身无法直接从这一时期的教育扩张中提高教育程度,父亲受教育程度大专以上的人群比率从2002年的6.12%上升到

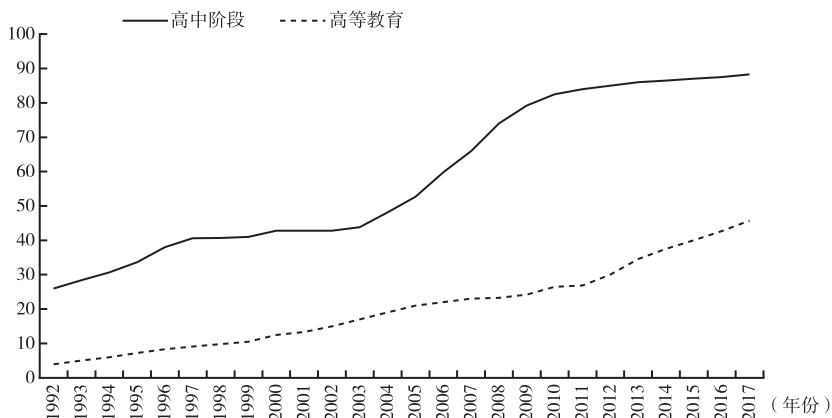


图1 高中阶段与高等教育毛入学率

资料来源：根据历年《中国教育统计年鉴》整理得到。

7.67%，只增加了1.55个百分点，远低于子女教育程度的改善幅度。从父母教育程度的比较来看，父亲受教育程度要高于母亲。如2002年中，母亲受教育程度为小学及以下的占49.35%，而父亲中这一比率为26.03%。从城乡比较来看，不难理解，城市子女的父母受教育程度要高于农村。

（二）高中学校类型

2002年和2013年两次调查中，对于受教育程度在高中及以上的人群，都询问了他们的高中类型，即是否为重点高中以及重点中学的层级，如表2所示。从学校类型分布来看，城乡重点和非重点的比重有较大差异，这不仅表现在城市学生中进入重点中学学习的比率相对较高，2002年和2013年城市中重点中学的比率分别比农村高出8个和5个百分点，也表现在农村学生更为主要地集中在县级重点中学，农村职高等类型比重高于城市。

在重点与非重点中学之间，高等教育机会无疑存在着比较大的差异性，重点中学接受高等教育的机会要远远高于非重点中学。从2002年到2013年期间，农村非重点中学的高等教育机会从16.35%上升至39.90%，增加了24个百分点左右，重点中学则从43.19%上升至74.08%，增加了近31个百分点。城镇也类似，所不同的是，城镇非重点中学的高等教育机会上升了将近19个百分点，重点中学的高等教育机会增加了11个百分点。从不同层级的“重点”来看，层级越高的重点中学，高等教育机会越高。这在2013年中表现得更为明显。2013年中专中技职高的高等教育机会在40%以下，重点中学的高等教育机会在70%以上，全国或省级重点中学的高等教育机会则在90%以上。

表2 高中学校类型与高等教育机会 (20岁至30岁, %)

	学校类型分布				高等教育机会			
	2002年		2013年		2002年		2013年	
	农村	城市	农村	城市	农村	城市	农村	城市
全国或省级重点中学		10.50	4.30	5.41		83.44	91.07	96.55
地区级重点中学		21.77	9.83	22.31		80.51	75.78	88.86
县级及其他重点中学		5.84	26.60	18.09		52.38	70.71	84.48
非重点中学		33.45	32.36	32.94		57.38	51.48	73.21
中专中技职高		26.15	21.46	16.53		25.53	19.32	38.35
其他学校		2.29	5.45	4.72		54.55	52.11	73.68
非重点中学	69.75	61.89	59.27	54.19	16.35	43.82	39.90	62.62
重点中学	30.25	38.11	40.73	45.81	43.19	77.01	74.08	88.04

注：“高等教育机会”给出的是曾就读于该类中学的人群中上大学的人群比重(%)；最后两行重点与非重点的区分是将县级及其他重点中学以上的都归结为重点中学，而其他类型的学校都归结为非重点中学。

资料来源：根据中国家庭收入调查2002年和2013年城乡数据计算得到。

(三) 父母教育程度与子女教育程度的相关性

为了研究家庭背景与子女高中入学的关系，表3描述了本文样本中父母教育与子女高中入学的关联性。随着父母学历提高，子女上高中和上重点高中的比率逐渐提高。父母受教育程度在大专及以上，子女上高中的比率在90%左右；而父亲或母亲教育程度为小学及以下的，子女上高中的比率在2002年为23.5%或27.4%，到2013年也不到一半。城市和农村存在较大差距。在父母教育程度相同的分组中，城市上高中的概率比农村高出近20至60个百分点。

表3 父母教育程度与子女高中入学状况 (%)

	子女上高中						子女上重点高中					
	总体		城市		农村		总体		城市		农村	
	2002年	2013年	2002年	2013年	2002年	2013年	2002年	2013年	2002年	2013年	2002年	2013年
父亲教育程度												
小学及以下	23.5	46.8	81.4	67.7	20.5	45.1	7.7	15.4	23.9	11.8	6.9	15.5
初中	43.6	64.8	85.5	83.5	32.3	61.2	13.6	25.4	26.8	29.9	10.1	24.6
高中	60.0	83.5	88.5	94.1	43.6	75.4	25.5	38.5	39.1	47.3	17.7	31.8
大专及以上	88.6	96.1	91.7	96.4	63.9	94.1	52.6	62.7	56.5	63.8	19.7	57.4
母亲教育程度												
小学及以下	27.4	49.7	85.6	73.0	24.8	47.8	9.2	18.2	27.1	22.2	8.4	17.8
初中	52.4	70.6	84.7	86.9	38.2	66.2	17.5	27.4	28.9	32.6	12.5	26.2
高中	75.0	90.7	89.2	94.1	52.0	85.5	33.4	48.1	41.0	52.6	21.2	40.9
大专及以上	90.4	96.9	92.9	96.9	59.1	100.0	56.1	64.7	58.4	65.3	27.3	65.5

资料来源：根据中国家庭收入调查2002年和2013年城乡数据计算得到。

相比于 2002 年，2013 年的整体入学率都有了提高，特别是农村的高中入学率增幅较明显。父母初中以下学历的农村样本中，子女的入学率是 2002 年的两倍左右，上重点高中的比率在父母各个学历水平上都比 2002 年增加了近一倍，反映出国家对农村地区基础教育扶持的政策效果。但整体上，城市上高中和重点高中的概率依旧高于农村，且子女上高中和上重点高中的概率随着父母教育水平的上升而上升。此外，由图 2 可知，高中入学率随着收入水平的提高而提高。从 2002 年到 2013 年各组的入学率都有所增长，低收入分组的高中入学率上升幅度最大，上升了一倍左右。

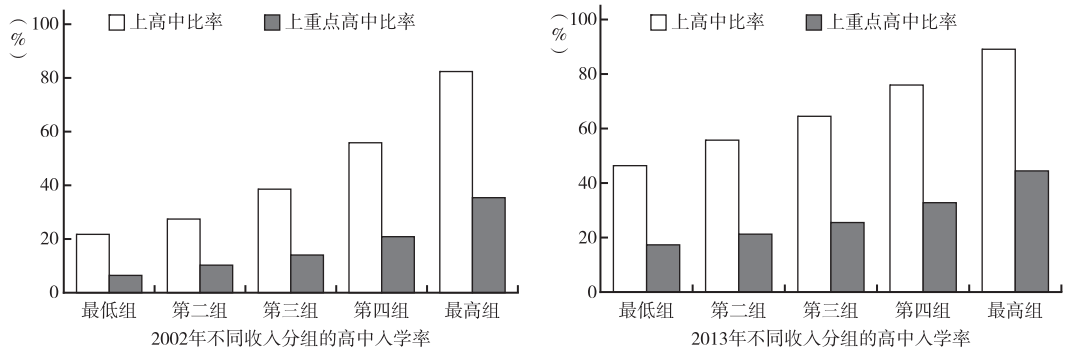


图 2 家庭收入与高中类型

资料来源：根据中国家庭收入调查 2002 年和 2013 年城乡数据计算得到。

三 回归模型与分解分析方法

(一) 基本回归模型

本文以 logit 模型来拟合高中教育选择的影响因素。如果以 p_i 为子女上高中或上重点高中 ($High = 1$) 的概率，本文的回归模型可以表示为：

$$p_i = Pr(High = 1 | X) = \Lambda(X\beta) = \Lambda(\alpha + \delta PEDU_i + \gamma Z_i + u_i) \quad (1)$$

其中， $\Lambda(X\beta) = \exp(X\beta) / (1 + \exp(X\beta))$ ； $PEDU_i$ 为父母教育程度； Z_i 为家庭其他特征或相关控制变量，如家庭收入、父母职业、父母党员身份、出生时母亲年龄及其平方、健康状况、性别、户口、年龄等； u_i 为随机扰动项。相关影响因素对于上高中的边际效应 $\partial p_i / \partial x_j$ 分别为 $\Lambda(X\beta) (1 - \Lambda(X\beta)) \beta_j$ 。

(二) 解释变量的相对重要性

由于父母教育程度和收入、职业具有很强的相关性，这些变量都对被解释变量有影

响，也就是变量之间会存在多重共线性问题，可能会使部分变量的解释能力被低估。为了更准确地刻画各家庭背景因素对子女上高中的相对重要性，本文引入 Budescu (1993) 提出的优势分析 (dominance analysis) 方法予以补充。在线性回归模型中，对于任何两个变量 x_i 、 x_j ，令 x_h 代表剩下的 $n-2$ 个解释变量构成的子集，如果 $R_{Y, x_i, x_h}^2 \geq R_{Y, x_j, x_h}^2$ 对于任何可能的 x_h 都成立，那么称 x_i 占优于 x_j 。Azen & Budescu (2003) 将优势分析方法扩展到了一般优势 (general dominance analysis) 分析方法，具体为计算当 x_i 加进由剩余解释变量构成的所有子模型中时，对模型拟合度 (R^2) 的增量求平均计算出 x_i 的总平均贡献，如果 x_i 的总平均贡献大于 x_j 的总平均贡献，则称 x_i 一般占优于 x_j 。例如在三个解释变量 x_1 、 x_2 、 x_3 构成的回归模型中，各变量对子模型拟合度的贡献如表 4 所示，其中 R_i 、 R_{ij} 、 R_{ijk} 分别表示 R_{Y, x_i}^2 、 $R_{Y, x_i x_j}^2$ 、 $R_{Y, x_i x_j x_k}^2$ ， r_{ij} 表示将 x_i 加入 Y 与 x_j 的回归方程时 R^2 的增量， r_{ijk} 表示将 x_i 加入 Y 与 x_j 、 x_k 的回归方程时 R^2 的增量， \bar{r}_{ij} 表示在含有 j 个解释变量的回归模型中加入 x_i 后获得增量的平均值。根据一般优势分析方法得出 x_i 的总平均贡献为 $(\Delta i0 + \Delta i1 + \Delta i2)/3$ 。

表 4 优势分析基本思路

子模型	R^2	额外贡献		
		x_1	x_2	x_3
K=0, 平均增量		$\Delta 10 = R_1$	$\Delta 20 = R_2$	$\Delta 30 = R_3$
x_1	R_1		r_{21}	r_{31}
x_2	R_2	r_{12}		r_{32}
x_3	R_3	r_{13}	r_{23}	
K=1, 平均增量		$\Delta 11 = (r_{12} + r_{13})/2$	$\Delta 21 = (r_{21} + r_{23})/2$	$\Delta 31 = (r_{31} + r_{32})/2$
$x_1 x_2$	R_{12}			r_{312}
$x_1 x_3$	R_{13}		r_{213}	
$x_2 x_3$	R_{23}	r_{123}		
K=2, 平均增量		$\Delta 12 = r_{123}$	$\Delta 22 = r_{213}$	$\Delta 32 = r_{312}$
$x_1 x_2 x_3$	R_{123}			
总平均贡献		$(\Delta 10 + \Delta 11 + \Delta 12)/3$	$(\Delta 20 + \Delta 21 + \Delta 22)/3$	$(\Delta 30 + \Delta 31 + \Delta 32)/3$

资料来源：作者计算得到。

该方法可以比较模型中每个解释变量对 Y 的预测能力。Azen & Traxel (2009) 将一般优势分析方法的应用扩展到了 Logit 回归模型中，使用 McFadden (1974) 提出的 R_M^2 来衡量模型的拟合度， $R_M^2 = \frac{\ln(L_0) - \ln(L_M)}{\ln(L_0)}$ ， $\ln(L_0)$ 为仅包含截距项的模型的对数似然函数估计值， $\ln(L_M)$ 表示被估计模型的对数似然函数值。 R_M^2 是 0 和 1 之间的单调函数，随着解释变量的增加该值是非递减的，跟线性回归模型中的 R^2 在概念和数

学方法上都非常接近。本文基于此方法计算子女高中入学影响因素的相对重要性，作为对回归分析的补充。

（三）Oaxaca 分解的扩展形式

本文采用 Fairlie (2006) 扩展的 Blinder-Oaxaca 方法，对城乡之间、不同性别之间的高中入学率差异进行分解分析。对于线性函数，基于回归函数 $\hat{Y} = X\hat{\beta}$ ，Blinder-Oaxaca 分解的基本形式为：

$$\bar{Y}^w - \bar{Y}^b = [(\bar{X}^w - \bar{X}^b)\hat{\beta}^w] + [\bar{X}^b(\hat{\beta}^w - \hat{\beta}^b)] \quad (2)$$

其中 \bar{Y}^i 代表 i 组被解释变量 Y 的均值， \bar{X}^i 代表 i 组解释变量 X 的均值， $\hat{\beta}^i$ 是 i 组的估计系数， $i = w, b$ 表示两个人群组。该方程适用于被解释变量为连续变量的线性回归，将其扩展到非线性模型的基本形式为：

$$\bar{Y}^w - \bar{Y}^b = \left[\sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^w)}{N^w} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^w)}{N^b} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^w)}{N^b} - \sum_{i=1}^{N^b} \frac{F(X_i^b \hat{\beta}^b)}{N^b} \right] \quad (3)$$

其中 \bar{Y}^i 是 i 组二元变量 Y 的平均概率， F 是 logistic 分布的累积分布函数，上式右边第一项代表组间 Y 差异由变量 X 差异解释的部分，又称禀赋效应，第二项代表不能观测的禀赋效应，本文针对禀赋效应进行了分析。为了刻画各个自变量的组间差别对两组间 Y 差距的贡献，Fairlie (2006) 首先假设 $N^b = N^w$ 并且两组间的观测值一一对应，解释变量 X_i 的贡献可以表示为：

$$\frac{1}{N^b} \sum_{i=1}^{N^b} F(\hat{a}^* + X_{1i}^w \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^w \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{a}^* + X_{1i}^b \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^b \hat{\beta}_2^*) \quad (4)$$

其中 $\hat{\beta}^*$ 是两组样本数据混合 logit 回归产生的系数。由于实际应用中两组样本数据量很少一样，为了解决这个问题，首先根据混合数据的回归系数得出 Y 的预测值 \hat{Y}_i ，然后从数据量大的 w 样本中（假设 $N^b < N^w$ ）随机抽取 N^b 个样本，然后将这个子样本和 b 样本分别根据 \hat{Y}_i 进行排序并建立一一对应关系，即可应用 (4) 式进行计算。将每次抽取计算所得的分解结果取平均，即可近似地代表整个 w 样本的结果。

四 回归结果及其讨论

（一）全部样本回归结果

表 5 给出了城乡合并的全样本估计结果，被解释变量分别包括“是否上高中”和

“是否上重点高中”。解释变量选择中分别考虑了只包含父母教育程度和加入其他家庭、个人特征的情形。从回归的 pseudo R2 来看，父母教育程度通常都具有比较高的解释作用，而所增加的变量对于“是否上高中”和“是否上重点高中”的解释程度的增量贡献并不高。如在“是否上高中”的回归中，所增加的控制变量导致 2002 年 pseudo R2 上升 0.079，2013 年则只有 0.050；在“是否上重点高中”的回归结果中，所增加的控制变量对 pseudo R2 的增量贡献在 2002 年仅为 0.024，2013 年仅为 0.017。

从包含全部变量的回归结果中可以看出，父母教育程度在子女是否接受高中教育的边际效应都是显著为正，这意味着相对于参照组（父母教育程度分别为初中以下）人群，父母受教育程度较高则子女上高中的可能性也会越大。并且，父母教育程度对于子女是否接受高中教育的边际效应在 2002 年至 2013 年期间有所增加，这也意味着父母受教育程度越高，子女接受高中阶段教育的可能性在进一步上升。相对于参照组，父亲教育水平为初中的群体上高中的概率在 2002 年会高出 6 个百分点，2013 年上升到 6.8 个百分点；父亲教育程度为高中的，这一优势从 2002 年的 12.4 个百分点扩大到了 2013 年的 16.9 个百分点；父亲教育程度为大专及以上学历时，这种差异从 10.1 个百分点扩大到了 23.6 个百分点。母亲教育程度对于子女上高中的影响方式也类似。在“是否上重点高中”的回归结果中，父母受教育程度的边际效应也都是显著为正，并且数值上也呈现出上升的特征。如父亲为大专以上的，子女上重点高中的可能性在 2002 年比参照组（父亲教育为小学及以下）高出 11.1 个百分点，而 2013 年则上升到了 21.8 个百分点。因此，父母教育程度在子女教育中所起的作用在逐渐增强，即便控制了其他作用机制的情形下依然如此。

表 5 全样本高中入学率的影响因素（边际效应）

	是否上高中		是否上高中		是否上重点高中		是否上重点高中	
	2002 年	2013 年	2002 年	2013 年	2002 年	2013 年	2002 年	2013 年
父亲初中	0.100 *** (7.662)	0.084 *** (5.436)	0.063 *** (5.348)	0.068 *** (4.689)	0.036 *** (3.731)	0.073 *** (5.126)	0.021 * (1.955)	0.071 *** (4.854)
父亲高中	0.196 *** (12.452)	0.213 *** (10.936)	0.124 *** (8.223)	0.169 *** (8.702)	0.112 *** (9.046)	0.149 *** (7.578)	0.075 *** (5.633)	0.128 *** (6.241)
父亲大专及以上	0.361 *** (12.246)	0.318 *** (11.632)	0.101 *** (2.925)	0.236 *** (6.430)	0.234 *** (9.789)	0.285 *** (8.710)	0.111 *** (4.936)	0.218 *** (6.176)
母亲初中	0.150 *** (12.125)	0.143 *** (10.299)	0.078 *** (6.597)	0.088 *** (6.672)	0.056 *** (5.951)	0.060 *** (4.658)	0.029 *** (2.842)	0.045 *** (3.343)

续表

	是否上高中		是否上高中		是否上重点高中		是否上重点高中	
	2002 年	2013 年	2002 年	2013 年	2002 年	2013 年	2002 年	2013 年
母亲高中	0.297 *** (18.695)	0.289 *** (14.731)	0.129 *** (7.507)	0.183 *** (8.036)	0.147 *** (11.195)	0.203 *** (9.069)	0.075 *** (5.339)	0.149 *** (6.362)
母亲大专及以上学历	0.412 *** (11.338)	0.335 *** (9.981)	0.147 *** (3.012)	0.168 *** (2.860)	0.253 *** (8.249)	0.266 *** (6.851)	0.128 *** (4.516)	0.172 *** (4.239)
家庭人均收入对数			0.082 *** (9.643)	0.084 *** (10.964)			0.042 *** (5.627)	0.044 *** (5.490)
父亲专业技术人员			0.062 * (1.956)	-0.014 (-0.602)			0.025 (1.468)	0.010 (0.520)
父亲机关事业单位负责人			0.065 *** (3.825)	-0.020 (-0.576)			0.024 * (1.852)	0.040 (1.307)
母亲专业技术人员			-0.072 ** (-2.166)	0.095 *** (2.906)			-0.023 (-1.422)	0.022 (0.867)
母亲机关事业单位负责人			0.085 * (1.854)	0.086 * (1.833)			0.039 (1.473)	0.038 (0.906)
父母之一为党员			0.043 *** (3.853)	0.054 *** (3.074)			0.027 *** (3.123)	0.056 *** (3.849)
城市户口			0.279 *** (18.596)	0.126 *** (7.181)			0.081 *** (6.769)	0.006 (0.413)
男性			0.011 (1.289)	-0.107 *** (-10.139)			0.017 ** (2.293)	-0.067 *** (-6.373)
自评健康			0.233 *** (3.843)	0.324 *** (5.312)			0.163 *** (2.909)	0.342 *** (3.585)
子女年龄			0.008 *** (4.582)	-0.006 *** (-3.321)			-0.003 ** (-2.122)	-0.002 (-1.261)
出生时母亲年龄			0.027 *** (3.062)	0.005 (0.431)			0.012 (1.484)	-0.010 (-0.925)
出生时母亲年龄平方/100			-0.041 *** (-2.589)	-0.010 (-0.492)			-0.020 (-1.343)	0.020 (0.994)
样本数	8905	6744	8693	6583	8912	6744	8699	6583
Pseudo R2	0.189	0.127	0.268	0.177	0.126	0.084	0.150	0.101
对数似然值	-4969.44	-3761.75	-4372.07	-3458.72	-3594.26	-3678.19	-3386.65	-3533.57
正确预测百分比(%)	71.73	69.59	76.08	72.09	83.27	73.96	83.71	74.37

注：括号内为 z 统计量；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

资料来源：根据中国家庭收入调查 2002 年和 2013 年城乡数据计算得到。

家庭收入对子女上高中、上重点高中也都有显著的正向影响。这意味着家庭收入越高，子女上高中、上重点高中的可能性也越高。值得欣慰的是，这一边际效应在两个年份中没有明显的扩大，而且在重点高中入学中，收入的边际效应相对较低。这与重点高中通常会具有更为严格的选拔要求有关，而这种选拔通常是基于考试成绩，可能在一定程度上制约了家庭收入的影响。

父母职业对子女上高中和上重点高中的影响不确定。2002 年父亲为专业技术人员和机关事业单位负责人的样本比参照组（其他）子女高中入学率高 6 个百分点以上，但 2013 年这一效应变为不显著。2002 年母亲为专业技术人员相比于参照组子女高中入学率低 7 个百分点左右，母亲为机关事业单位负责人的样本则高 8 个百分点以上，2013 年这两组样本的系数都转变为正。在“是否上重点高中”的回归结果中，除了 2002 年父亲职业为机关事业单位负责人的样本外，父母职业类型的相关变量均不显著。父母是党员对上高中和上重点高中都有显著的正向影响，并且其边际效应略有上升，对于“是否上高中”和“是否上重点高中”可能性的边际影响分别上升了 1 个、3 个百分点左右。

户口对上高中的概率影响显著，城市户口人群会比农村户口上高中的概率在 2002 年高出 0.279，上重点高中的概率高出 0.081。在这一期间，城乡之间的差距有较为明显的缩小。2013 年的回归结果显示，“是否上高中”的边际效应下降至 0.126，而在“是否上重点高中”的边际效应中变得不显著。

在全部样本的回归结果中，2002 年男性在上重点高中上存在性别优势，但 2013 年对应的边际效应都显著为负，也就是男性比女性上高中、上重点高中的可能性都在下降。

健康状况的边际效应显著为正，并且有较大幅度的上升。健康状况良好的子女，有更大可能接受高中、重点高中教育，而且这一相对优势在两个年份间是在进一步扩大的。就是否上高中而言，健康状况良好的，其可能性在 2002 年要高出 23.3 个百分点，2013 年进一步上升至 32.4 个百分点；在是否上重点高中的边际效应中，健康状况的边际效应上升幅度更大。

（二）城乡差异

表 6 给出了家庭背景对城乡高中入学率影响的边际效应差异。由 2002 年的结果可知，城市父母教育对于上重点高中才有显著影响。在农村，父母教育无论对上高中还是上重点高中都有显著影响。人均家庭收入对城乡子女上高中和上重点高中都有显著影响，对农村子女上高中的边际影响大于城市。在农村，男性上高中和上重点高中的概率更大；在城市，女性上高中更有优势。

2013 年，无论城市还是农村，父母教育对上高中和上重点高中的影响都显著，且不同

父母教育水平下子女入学率的差异整体上呈扩大趋势。在农村父母教育对高中入学率的影响整体上大于城市，但在上重点高中上，父亲的影响在城市更大，母亲的影响在农村更大。在城市，家庭收入对子女上高中和上重点高中的影响不显著，但在农村，家庭收入的影响不仅显著，而且程度随时间在增大。这说明在农村经济条件仍然是制约子女上高中的因素。在城市，父母为党员对子女上高中和上重点高中的影响大于农村，且这种影响随时间在增大。

表 6 家庭背景影响高中入学率的城乡差异（边际效应）

	是否上高中		是否上高中		是否上重点高中		是否上重点高中	
	2002 年		2013 年		2002 年		2013 年	
	城市	农村	城市	农村	城市	农村	城市	农村
父亲初中	0.019 (0.554)	0.064 *** (4.804)	0.041 (1.067)	0.081 *** (4.742)	0.040 (0.869)	0.013 (1.453)	0.168 *** (2.982)	0.065 *** (4.489)
父亲高中	0.038 (1.085)	0.142 *** (7.978)	0.102 *** (2.614)	0.195 *** (8.106)	0.116 ** (2.456)	0.064 *** (5.024)	0.261 *** (4.320)	0.106 *** (4.687)
父亲大专及以上学历	0.037 (0.915)	0.196 *** (2.827)	0.111 ** (2.567)	0.363 *** (6.481)	0.215 *** (3.938)	-0.007 (-0.206)	0.306 *** (4.464)	0.269 *** (4.011)
母亲初中	0.000 (0.001)	0.083 *** (6.058)	0.054 ** (2.097)	0.097 *** (6.146)	0.009 (0.215)	0.022 ** (2.412)	0.036 (0.799)	0.041 *** (3.014)
母亲高中	0.041 (1.378)	0.148 *** (6.714)	0.074 ** (2.569)	0.238 *** (7.779)	0.079 * (1.841)	0.062 *** (4.013)	0.131 ** (2.537)	0.149 *** (5.043)
母亲大专及以上学历	0.055 (1.467)	0.166 (1.458)	0.074 * (1.934)	0.000 (.)	0.161 *** (2.902)	0.143 (1.595)	0.156 ** (2.497)	0.245 ** (2.358)
家庭人均收入对数	0.060 *** (3.879)	0.086 *** (8.419)	0.015 (1.340)	0.103 *** (10.707)	0.043 * (1.924)	0.038 *** (5.274)	0.025 (1.223)	0.046 *** (5.296)
父亲专业技术人员	-0.009 (-0.393)	0.185 *** (3.512)	0.008 (0.318)	-0.029 (-0.970)	0.022 (0.697)	0.060 (1.583)	0.073 ** (1.994)	-0.022 (-0.951)
父亲机关事业单位负责人	0.014 (0.569)	0.080 *** (3.778)	0.012 (0.376)	-0.035 (-0.773)	0.027 (0.869)	0.020 (1.466)	0.100 ** (1.978)	0.017 (0.435)
母亲专业技术人员	-0.053 * (-1.824)	0.027 (0.213)	0.017 (0.669)	0.146 *** (3.236)	-0.042 (-1.311)	0.083 (0.891)	0.029 (0.746)	0.007 (0.164)
母亲机关事业单位负责人	0.017 (0.416)	0.115 * (1.825)	-0.039 (-0.767)	0.146 ** (2.403)	0.097 * (1.731)	-0.009 (-0.299)	-0.109 * (-1.858)	0.161 *** (2.660)
父母之一为党员	0.023 (1.486)	0.045 *** (3.219)	0.069 *** (3.196)	0.047 ** (2.067)	0.056 ** (2.508)	0.018 * (1.880)	0.123 *** (4.480)	0.025 (1.364)
样本数	2111	6582	1588	4966	2111	6588	1588	4995
Pseudo R2	0.119	0.107	0.194	0.112	0.085	0.071	0.122	0.063
对数似然值	-690.46	-3626.53	-427.18	-2988.29	-1276.92	-2079.15	-956.72	-2553.83
正确预测百分比(%)	87.83	72.44	90.11	66.39	66.18	89.24	67.82	76.88

注：括号内为 z 统计量；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；其他个体特征变量的估计结果未列出，包括性别、健康状况、年龄以及出生时母亲年龄。

资料来源：根据中国家庭收入调查 2002 年和 2013 年城乡数据计算得到。

(三) 性别差异

分性别来看(如表7所示),2002年,在上高中上女性相对于男性更容易受母亲教育程度的影响。家庭收入对男性上高中和上重点高中的影响大于女性。户口对女性的影响程度大于男性。2013年总体上男性在上高中上相比于女性受父母教育的影响更大。在上重点高中上,女性受母亲教育程度影响更大。人均家庭收入转变为对女性上高中和上重点高中的影响大于男性,户口为对男性上高中的影响程度更大。

表7 家庭背景影响高中入学率的性别差异(边际效应)

	是否上高中		是否上高中		是否上重点高中		是否上重点高中	
	2002年		2013年		2002年		2013年	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
父亲初中	0.072*** (4.398)	0.048*** (2.818)	0.067*** (3.364)	0.063*** (3.009)	0.023 (1.605)	0.017 (1.052)	0.072*** (4.002)	0.064*** (2.626)
父亲高中	0.147*** (6.950)	0.093*** (4.394)	0.189*** (7.125)	0.137*** (4.768)	0.081*** (4.407)	0.069*** (3.634)	0.139*** (5.411)	0.104*** (3.119)
父亲大专及以上学历	0.091** (1.995)	0.116** (2.164)	0.239*** (4.621)	0.244*** (5.765)	0.106*** (3.436)	0.113*** (3.470)	0.212*** (4.671)	0.229*** (4.110)
母亲初中	0.052*** (3.226)	0.109*** (6.294)	0.091*** (5.089)	0.081*** (4.251)	0.017 (1.211)	0.043*** (2.907)	0.023 (1.409)	0.077*** (3.529)
母亲高中	0.103*** (4.453)	0.155*** (6.039)	0.201*** (6.522)	0.164*** (4.960)	0.060*** (3.178)	0.089*** (4.405)	0.101*** (3.487)	0.220*** (5.760)
母亲大专及以上学历	0.124* (1.903)	0.182** (2.440)	0.198*** (2.660)	0.112 (1.127)	0.139*** (3.364)	0.132*** (3.176)	0.150*** (2.926)	0.202*** (3.081)
家庭人均收入对数	0.086*** (7.463)	0.079*** (6.138)	0.081*** (7.843)	0.085*** (7.310)	0.055*** (5.734)	0.025** (2.181)	0.030*** (2.993)	0.065*** (4.764)
父亲专业技术人员	0.160*** (3.331)	-0.038 (-1.032)	-0.021 (-0.665)	-0.007 (-0.216)	0.051* (1.901)	0.002 (0.077)	0.014 (0.558)	-0.004 (-0.134)
父亲机关事业单位负责人	0.077*** (3.388)	0.050** (1.973)	-0.024 (-0.512)	-0.025 (-0.489)	0.035** (1.963)	0.012 (0.650)	-0.026 (-0.719)	0.139*** (2.719)
母亲专业技术人员	-0.037 (-0.714)	-0.103** (-2.517)	0.084* (1.851)	0.110** (2.472)	0.007 (0.270)	-0.052*** (-2.643)	0.030 (0.928)	0.008 (0.186)
母亲机关事业单位负责人	0.097* (1.708)	0.083 (1.052)	0.168*** (2.600)	0.012 (0.183)	0.069* (1.767)	0.010 (0.286)	0.101* (1.680)	-0.048 (-0.870)
父母之一为党员	0.045*** (2.989)	0.040** (2.465)	0.025 (1.050)	0.093*** (3.434)	0.020* (1.664)	0.036*** (2.775)	0.061*** (3.256)	0.045* (1.953)

续表

	是否上高中		是否上高中		是否上重点高中		是否上重点高中	
	2002 年		2013 年		2002 年		2013 年	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
样本数	4730	3963	3808	2775	4733	3966	3808	2775
Pseudo R2	0.254	0.301	0.170	0.176	0.148	0.167	0.101	0.104
对数似然值	-2423.69	-1906.50	-2107.07	-1326.21	-1874.87	-1487.57	-1934.49	-1574.23
正确预测百分比(%)	75.39	76.61	70.93	75.71	83.54	83.99	76.81	71.93

注：括号内为 z 统计量；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；其他个体特征变量的估计结果未列出，包括户口、健康状况、年龄以及出生时母亲年龄。

资料来源：根据中国国家家庭收入调查 2002 年和 2013 年城乡数据计算得到。

五 家庭背景相对重要性的优势分析

按照 Azen & Traxel (2009) 的优势分析 (dominance analysis) 思路，表 8 列出了优势分析结果中各变量对子女上高中预测能力排在前三位的影响因素。总体上看，2002 年上高中的影响因素按重要程度分依次是户口、家庭收入和父母教育程度。2013 年的次序转变为父母教育、家庭收入和户口，父母教育上升为最重要的影响因素，户口的相对重要性有所降低，这可能跟近年来农村教育更加得到重视有关。在对子女上重点高中的影响上，父母教育在 2002 年和 2013 年都是最重要的因素，这与 Logit 回归模型的结论相一致，父母教育对上高中和上重点高中的影响并没有缩小的趋势。

表 8 高中入学影响因素的相对重要性

	是否上高中					
	2002 年			2013 年		
	总体	城市	农村	总体	城市	农村
第一重要	户口 (0.090)	年龄 (0.031)	父母教育 (0.033)	父母教育 (0.062)	父母教育 (0.063)	父母教育 (0.043)
第二重要	家庭收入 (0.060)	家庭收入 (0.031)	家庭收入 (0.025)	家庭收入 (0.039)	自评健康 (0.024)	家庭收入 (0.027)
第三重要	父母教育 (0.059)	出生时母亲年龄 (0.012)	父母职业 (0.009)	户口 (0.030)	父母党员 (0.023)	性别 (0.013)
整体拟合度	0.249	0.101	0.078	0.165	0.167	0.097

续表

	是否上重点高中					
	2002年			2013年		
	总体	城市	农村	总体	城市	农村
第一重要	父母教育 (0.045)	父母教育 (0.034)	父母教育 (0.023)	父母教育 (0.041)	父母教育 (0.054)	父母教育 (0.025)
第二重要	户口 (0.034)	父母职业 (0.012)	家庭收入 (0.012)	家庭收入 (0.016)	父母党员 (0.024)	家庭收入 (0.010)
第三重要	家庭收入 (0.026)	父母党员 (0.008)	父母职业 (0.005)	父母党员 (0.010)	父母职业 (0.012)	性别 (0.007)
整体拟合度	0.1341	0.065	0.050	0.090	0.106	0.050

注：括号中为每个变量的总平均贡献。

资料来源：根据中国家庭收入调查2002年和2013年城乡数据计算得到。

分城乡来看，在城市，与Logit回归结果一致，2013年父母教育和党员身份对子女上高中的影响能力有所上升，家庭收入的重要性下降；在上重点高中上，父母教育两年都是第一重要的因素。第二重要是父母职业和党员，2013年党员的重要性有所上升。父母党籍和职业反映了父母的社会地位，说明城市中父母社会地位带来的关系网络或社会资源对子女高中入学有重要影响。在农村，父母教育和家庭收入对上高中和上重点高中一直都是最重要的因素。由Logit回归结果可知在农村家庭收入的影响在增大，在城市影响在减小。说明在高中入学上，农村由于缺乏社会资源，更多地倾向于通过家庭收入来使子女获得更好的高中教育机会。而在城市，收入已经不再成为制约高中教育机会获得的因素，城市家庭间的竞争已转变为社会资源上的竞争。

六 家庭背景对高中入学率城乡差距和性别差距的Oaxaca分解

2002年子女高中入学率的城乡差距为-0.57，其中城乡间父母教育和家庭收入差距解释了大部分的组间差距，贡献比例分别为21.82%和19.09%。省份因素和父母党员差别解释了小部分的组间差距，贡献比例分别为6.67%和2.85%。2013年对子女高中入学城乡差距解释程度最大的依然是城乡间父母教育和家庭收入差异，解释份额分别为41.62%和23.37%，解释程度比2002年都提高了，特别是城乡父母教育程度差异带来的子女高中入学率差异比2002年提高了近一倍，这与logit回归结果相吻合，即父母教育和家庭收入对子女高中入学的影响在两年间是变大的。城乡间子女重点高中入

学率差异也主要由城乡间父母教育程度和家庭收入差异解释。相比于上普通高中，城乡父母教育差异对重点高中入学率差异的解释程度在 2002 年和 2013 年都更大，分别为 31.29% 和 67.04%。

2002 年男孩女孩间户口差异对高中入学率差距的贡献最大，达到 292.83%。由样本数据可知，女孩城市户口比例为 26.73%，男孩为 23.37%。对男女高中入学率差距影响较大的其次为父母教育程度和省份特征差异，贡献分别达 133.02% 和 72.32%。2013 年各解释变量对高中入学率性别差异解释程度明显下降，为 9.49%，其中其他个体特征差异贡献相对较大，为 4.42%，其次为户口（2.47%）和父母教育（1.77%）。2002 年男孩女孩重点高中入学率组间差距为 -0.0094，2013 年转变为 0.0760，也即性别优势由男孩转变为女孩。2002 年对男女间重点高中入学率差距贡献最大的是户口性质和父母教育差异，贡献比例分别为 -41.81% 和 -22.72%。2013 年贡献最大的因素是父母教育和其他个体特征，分别为 6.43% 和 2.72%，这与前文结论即户口对子女高中入学影响程度下降相吻合。

表 9 高中入学率城乡差距与性别差距的 Oaxaca 分解

	是否上高中				是否上重点高中			
	2002 年		2013 年		2002 年		2013 年	
	城乡	性别	城乡	性别	城乡	性别	城乡	性别
父母教育	-0.1244 (21.82)	0.0047 (133.02)	-0.1271 (41.62)	0.0021 (1.77)	-0.0835 (31.29)	0.0021 (-22.72)	-0.1368 (67.04)	0.0049 (6.43)
家庭收入	-0.1088 (19.09)	0.0003 (7.65)	-0.0713 (23.37)	-0.0018 (-1.47)	-0.0469 (17.55)	0.0007 (-7.38)	-0.0433 (21.23)	-0.0002 (-0.25)
父母职业	-0.0094 (1.65)	-0.0007 (-19.32)	-0.0073 (2.38)	0.0004 (0.36)	-0.0050 (1.86)	0.0000 (0.09)	-0.0079 (3.87)	0.0008 (1.06)
父母党员	-0.0163 (2.85)	0.0000 (0.17)	-0.0075 (2.47)	0.0009 (0.72)	-0.0093 (3.50)	0.0002 (-2.60)	-0.0144 (7.04)	0.0014 (1.87)
城市户口		0.0102 (292.83)		0.0029 (2.47)		0.0039 (-41.81)		0.0002 (0.30)
其他个体特征	-0.0113 (1.97)	-0.0020 (-57.67)	-0.0088 (2.88)	0.0053 (4.42)	-0.0014 (0.53)	0.0010 (-10.66)	-0.0035 (1.72)	0.0021 (2.72)
省份	-0.0380 (6.67)	0.0025 (72.32)	-0.0130 (4.25)	0.0014 (1.21)	0.0081 (-3.02)	-0.0005 (5.72)	0.0093 (-4.54)	-0.0010 (-1.34)

续表

	是否上高中				是否上重点高中			
	2002年		2013年		2002年		2013年	
	城乡	性别	城乡	性别	城乡	性别	城乡	性别
可解释部分	-0.3080 (54.04)	0.0149 (425.71)	-0.2351 (77.01)	0.0113 (9.49)	-0.1380 (51.69)	0.0075 (-79.79)	-0.1970 (96.52)	0.0083 (10.92)
组间差距	-0.5700	0.0035	-0.3053	0.1191	-0.2670	-0.0094	-0.2041	0.0760

注：表中报告的是分解系数，括号内是各类变量对总体差距的解释份额（%）；“城乡差距”是以农村高中入学率减去城市高中入学率，“性别差距”是以女性高中入学率减去男性高中入学率。

资料来源：根据中国家庭收入调查2002年和2013年城乡数据计算得到。

七 总结

随着义务教育的普及和中学教育经费的增加，中国的高中入学率已从2002年的42%左右上升至2013年的85%以上。随着高中教育的普及，教育资源在不同人群间分布是否平衡？家庭背景是否还构成高中入学的制约因素？本文结合中国家庭收入调查2002年和2013年的数据，通过logit回归和优势分析，发现父母教育程度和党员身份两年间对子女上高中和上重点高中的影响都在增大，家庭收入的影响也没有明显下降，户口的影响程度有所下降，可能跟这段期间内国家对农村地区的教育扶持政策有关。父母教育在2013年转变为影响子女进入高中和重点高中最重要的因素，此外农村子女高中入学更容易受家庭收入的影响，且影响程度在增大；城市子女的高中入学虽然在2013年已不受家庭收入的影响，但父母是党员身份的影响程度在增大，说明农村的高中入学竞争主要体现在家庭收入上，而城市家庭间的竞争已转变为社会资源上的竞争。2002年城乡子女高中和重点高中入学率的差异主要可由父母教育和家庭收入差异解释，2013年其解释程度有了进一步提高。2002年男孩女孩间的户口和父母教育程度差异对其高中入学率差异解释份额最大，2013年其解释程度有了明显下降，重点高中入学率差异也类似。

参考文献：

丁维莉、陆铭（2005），《教育的公平与效率是鱼和熊掌吗？——基础教育财政的一般均衡分析》，《中国社会科学》第6期，第47-57页。

- 高明华 (2013), 《教育不平等的身心机制及干预策略——以农民工子女为例》, 《中国社会科学》第4期, 第60-80页。
- 郭丛斌、王家齐 (2018), 《我国精英大学生源究竟是何方——以A大学和B大学2013级生源为例》, 《教育研究》第12期, 第99-108页。
- 李春玲 (2003), 《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响 (1940-2001)》, 《中国社会科学》第3期, 第86-98页。
- 李春玲 (2014a), 《“80后”的教育经历与机会不平等》, 《中国社会科学》第4期, 第66-77页。
- 李春玲 (2014b), 《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。
- 李永友、王焱 (2016), 《优质高等教育享有机会公平性研究——基于浙江高校的调查分析》, 《财贸经济》第1期, 第48-60页。
- 李煜 (2007), 《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3期, 第97-109页。
- 林莞娟、张戈 (2015), 《教育的代际流动：来自中国学制改革的证据》, 《北京师范大学学报 (社会科学版)》第2期, 第118-129页。
- 刘精明 (2008), 《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》, 《中国社会科学》第5期, 第101-116页。
- 吴愈晓 (2013a), 《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, 第4-21页。
- 吴愈晓 (2013b), 《教育分流体制与中国的教育分层 (1978-2008)》, 《社会学研究》第4期, 第179-202页。
- 续继、宗庆庆 (2016), 《转型期中国居民家庭收入与子女高等教育机会——基于家庭收入结构外生变化事实》, 《世界经济文汇》第6期, 第24-41页。
- 杨娟、何婷婷 (2015), 《教育的代际流动性》, 《世界经济文汇》第3期, 第32-42页。
- 杨娟、赖德胜、邱牧远 (2015), 《如何通过教育缓解收入不平等?》, 《经济研究》第9期, 第86-99页。
- 杨娟、杨钰 (2017), 《教育代际流动的城乡差异分析》, 《教育经济评论》第6期, 第65-82页。
- Azen, Razia & David Budescu (2003). The Dominance Analysis Approach for Comparing Predictors in Multiple Regression. *Psychological Methods*, 8 (2), 129-148.

- Azen, Razia & Nicole Traxel (2009). Using Dominance Analysis to Determine Predictor Importance in Logistic Regression. *Journal of Educational & Behavioral Statistics*, 34 (3), 319 – 347.
- Budescu, David (1993). Dominance Analysis: A New Approach to the Problem of Relative Importance of Predictors in Multiple Regression. *Psychological Bulletin*, 114 (3), 542 – 551.
- Fairlie, Robert (2006). An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Journal of economic and social measurement*, 30 (4), 305 – 316.
- McFadden, Daniel (1974). The Measurement of Urban Travel Demand. *Journal of Public Economics*, 3 (4), 303 – 328.

Parental Education, Family Income and Children's High School Admission

Wang Jing & Luo Chuliang

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: Based on survey data from China Household Income Project (CHIP) in 2002 and 2013, this paper analyzes the effects of family background on children's admission to ordinary high schools and key high schools. From 2002 to 2013, the overall enrolment rate of high schools increased significantly, and the effects of family background on children's high school admission also increased. Specifically, the impact of family income on entering ordinary high schools or key high schools has increased slightly. However, compared with 2002, the impact of Hukou status has decreased. The results of dominance analysis show that in 2013 parental education has become the most important factor on children's high school admission. For rural children, their high school opportunity is strongly affected by family income, while for urban children, parental social status (including Party membership) plays an important role. In 2002, the rural-urban differences in attending ordinary high schools and key high schools can be explained primarily by parents' education and family income, and their explanatory power has increased further in 2013. The gender gap in enrolment rate can be explained mainly by Hukou, but the degree of explanation is declining.

Keywords: family background, high school enrolment, urban-rural gap

JEL Classification: H40, I24, J24

(责任编辑: 周晓光)