

高校扩招对中国农村地区高中入学决策的影响

都 阳 杨翠芬 *

内容提要 本文运用 2000 年人口普查数据和 2005 年人口抽样调查数据，将 1999 年高校扩招视为一次自然实验，运用双差分（DID）方法考查了高校扩招对中国农村地区个体高中阶段教育入学决策的影响。结果发现：高校扩招的确对中国农村地区的个体高中入学决策产生了积极的影响；在农村地区，高校扩招对个体高中入学决策的这种积极影响在不同群体内的作用机制不同，对男性、汉族、父/母亲受教育程度在高中及以上以及独生子女家庭的学生的作用更大。因此，对特定地区和人群的教育政策倾斜，将有助于提高人力资本投资的效率。

关键词 高校扩招 高中入学决策 双差分

一 引言

中国经济正面临着由中等收入阶段向高收入阶段迈进的艰巨任务。按照世界银行提出的收入水平划分标准，一个国家以购买力平价（2005 年不变价）计算的人均 GDP 水平达到 12276 美元，即可跻身高收入国家的行列。根据世界银行的计算，中国以 2005 年不变价、按购买力平价计算的人均 GDP 水平，在 2010 年已经达到 6804 美元，进入中高等收入国家行列。根据相同的方法推算，2013 年中国的人均 GDP 水平已经达到 8626 美元。如果中国经济能保持年均 6% 的增长速度，到 2020 年人均 GDP 水平将达到 13000 美元左右，达到高收入国家的水平。而从很大程度上说，人均收入水平达到高收入国家的标准，是实现中华民族伟大复兴最重要的基础。换言之，未来的五到十

* 都阳，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：duyang@cass.org.cn；杨翠芬，北京信息工程大学，电子邮箱：ycyfl00896@sina.com。

年将是中国经济建设的一个非常关键的时期。

虽然中国在过去三十余年的增长奇迹使得上述任务看起来不难完成，然而，国际经验表明，中等收入阶段的经济发展往往面临着更大的风险和挑战。这其中，经济结构和就业结构的分化、升级，对人力资本提出了更高要求。人力资本积累政策是否能顺应这一变化，将成为中等收入阶段的经济发展是否能够顺利的重要基础。

首先，随着劳动力市场供求关系出现转折性变化，普通劳动者的工资水平显著上涨，并对劳动密集型行业的发展构成挑战。特别是当劳动力成本的上升快于劳动生产率的提升时，单位劳动力成本的增长将削弱劳动密集型产业的竞争力，经济转型与升级的要求更为迫切。同时，劳动力相对于资本的相对价格提升，将引致资本对劳动的替代，而更多地使用资本，对劳动者的人力资本水平提出了更高的要求。

其次，由于生产要素价格的不断上涨，要素积累推动增长的模式越来越难以持续。能否跨越“中等收入陷阱”主要取决于生产率，尤其是全要素生产率的有效提升，而国际经验表明，正是推动经济增长的源泉的差异，决定了以全要素生产率为增长基础的东亚经济体能够顺利进入高收入阶段，而一些拉美和南亚国家则处于长期增长停滞的尴尬境地（Aiyar et al., 2013）。随着中国经济发展跨越“刘易斯转折点”（蔡昉，2010），农业与非农业部门的工资趋同日益明显，通过劳动力在部门间再配置，获取经济增长源泉的余地越来越有限，全要素生产率将更多地依赖于技术的革新和进步。如果说劳动力在部门间的再配置可以通过放松劳动力市场监管实现的话，那么后者必然引致对人力资本的需求不断增加。

再次，中等收入阶段的发展往往伴随着经济结构与就业结构的加速多元化。已有的研究表明（Cai & Du, 2013），即便在现有的技术水平下没有技术进步和升级，将第二产业的结构由劳动密集型转向资本密集型，就要求工人的平均受教育年限提升 1.3 年；而第三产业从劳动密集型转向知识和技术密集型，则需要工人的平均受教育年限提升 3.7 年。因此，随着经济的发展，对教育的需求呈加速增加的趋势。这就要求，在义务教育全面发展的基础上，继续深化其他教育阶段的改革，在提高教育投资效率的同时，提升全民的受教育水平。

实际上，一些成功跨越“中等收入陷阱”的经济体，通过扩张高等教育以及将义务教育延伸至高中阶段，有效地实现了人力资本积累。例如，2010 年主要发达国家的高等教育入学率都在 60% 以上，其中韩国、美国甚至已经达到 90% 以上，日本、法国也都在 60% 左右，而中国仅 26%，还存在较大差距。而高中阶段的教育则更为明显。绝大多数发达经济体，已经实现了义务教育阶段的普及。特别是在中等收入阶段以后，

往往面临着高中教育普及性发展的需要。中国城市地区的高中入学率普遍较高，根据2005年1%人口抽样调查数据，城市地区平均达到87.4%，而农村地区这一比率仅为40.7%。

作为教育发展的一个重大举措，在20世纪末，中国在实现了“九年义务教育”全面普及后，开始了大规模的高等教育扩张。近几年，一些学者们的研究发现，连续多年的高校扩招的确给大学新毕业生的就业带来影响，并成为社会诟病这一政策的主要原因。扩招使得大学新毕业生的失业率上升（邢春冰、李实，2011；文东茅，2005），劳动参与率和工资率也有降低的趋势（吴要武、赵泉，2010）。

姑且不论越过高中阶段，实行高等教育的扩张是否是个恰当的战略选择。高校扩招可能产生的另一个积极影响，却在很大程度上为人们所忽视。由于高校扩招使大学入学机会增加，潜在地刺激了高中入学率的上升，提升了人力资本的水平。如果高校扩招能够对高中教育入学率产生积极影响，特别是农村地区，则有利于未来农村地区劳动力素质的进一步提升。因为在未来产业结构调整、升级中，要求进一步提高劳动力的素质，而农村劳动力是未来劳动力转移的主力军，所以提升农村劳动力素质非常关键。

本文正是将高校扩张作为一个自然实验过程，利用2000年第五次人口普查数据和2005年1%人口抽样调查数据，实证地检验高校扩张过程对高中入学决策的影响。文章的第二部分简单介绍了高校扩张政策以及用于本文分析的教育决策模型。第三部分介绍了数据和一些主要变量的描述性统计。第四部分介绍了主要的回归结果以及对回归结果的稳健性检验。第五部分对扩招影响在不同群体间的差异进行了分析。最后是政策讨论。

二 高校扩招与教育决策

高等教育的扩张始于1999年教育部出台的《面向21世纪的教育振兴计划》。该文件要求在21世纪的头十年，“高等教育规模有较大扩展”。1999年开始的高校扩招的目的主要有两个：一是随着中国经济的不断发展，产业结构的调整、升级，劳动力市场对劳动力素质提出了更高要求，通过高校扩招有助于满足这一劳动力市场需求；二是20世纪90年代中后期，国有企业改革开始，企业减员增效，当时劳动力市场就业压力非常大，通过高校扩招，可以延缓一部分年轻劳动力进入劳动力市场的时间，从而缓解当时的就业压力。

1999年，普通高校的招生人数达到159.7万人，比1998年增加了51.3万人，增长率为47.3%。而1978—1998年之间，虽然每年招生人数也有增加，但大多在3万人

左右浮动。随后，在 1999–2005 年之间，每年增加的招生人数都在 50 万人以上。虽然自 2005 年高校扩招人数逐渐下降，但至 2010 年，每年的增长数都在 20 万人以上，2011 年中国普通高校招生总规模已经达到 681 万人，如图 1 所示。

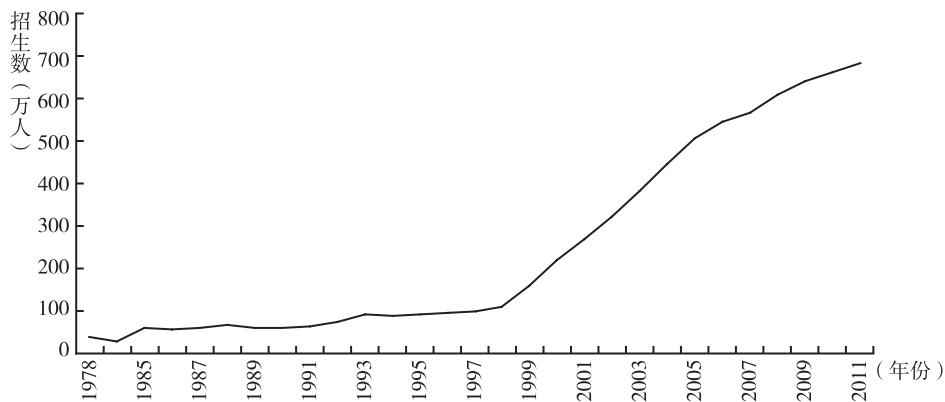


图 1 高校招生人数变化：1978–2011 年

资料来源：国家统计局（2013），《中国统计年鉴》（2012），北京：中国统计出版社。

我们将始于 1999 年的高校扩张视作一次“自然实验”，即对于在扩张政策出台前后完成高中阶段的不同队列（cohort）的人群而言，他们接受高等教育的机会不尽相同。我们将受到高校扩张影响的队列看作实验组（treatment group），而将没有受到高校扩张影响的队列看作对照组（control group），观察这两个组别在高中入学决策上是否存在差异。

由于随着时间的变化，影响教育决策的其他因素也会发生变化，因此，我们还需要控制除了高校扩张以外，其他随时间变化的因素的影响。为此，我们采用双差分模型（Difference-in-Difference, DID）估计高校扩招对高中入学决策的影响。用 $x = 1$ 和 $x = 0$ 分别代表高中入学决策受高校扩招影响的队列和未受该政策实施影响的队列。那么受高校扩招影响的队列，其高中入学概率为 $E(HS | x = 1)$ ，而未受高校扩招影响的队列的高中入学概率为 $E(HS | x = 0)$ 。

因此，受高校扩招影响，高中入学概率变化的净效应为：

$$E(HS | x = 1) - E(HS | x = 0) \quad (1)$$

同时考虑到时间动态效应，即使不实施高校扩招政策，由于其他因素随时间变化（如经济增长、高中教育投入的逐步增长等）也可能会同时对实验组和对照组中样本的高中入学概率产生影响，所以这里引入一个时间变量 t ，其中 $t = 1$ 和 $t = 0$ 分别代表高

校扩招政策实施前后的情况，即 $E(HS | t = 1)$ 代表实施高校扩招政策后的高中入学概率； $E(HS | t = 0)$ 代表没有实施高校扩招政策的高中入学概率。因此，随时间变化的高中入学概率变化为：

$$E(HS | t = 1) - E(HS | t = 0) \quad (2)$$

那么，排除时间动态效应，受高校扩招影响的高中入学概率的净效应为：

$$[E(HS | x = 1) - E(HS | x = 0)] - [E(HS | t = 1) - E(HS | t = 0)] \quad (3)$$

双重差分估计可以有效控制其他因素对高中入学决策的影响，从而可以有效识别出高校扩招政策对高中教育入学概率影响的因果效应。

本文使用 2000 年的数据中 19 岁及以上的样本作为 $t = 0$ 时（即没有实施高校扩招政策）的群体，因为这部分样本在进入高中时基本都没有受到高校扩招的影响。使用 2005 年的数据中 21 岁及以下（这部分样本在 1999 年时是 15 岁及以下）的样本作为 $t = 1$ 时（即受到高校扩招政策影响）的群体。

三 数据、变量及描述性统计

本文所用的数据主要是来自 2000 年第五次人口普查长表数据和 2005 年 1% 人口抽样调查数据。两个数据库的样本覆盖全国，可以充分代表在高等教育扩张前后相关个体的教育决策情况。而且，两次调查从问卷设计、执行方式、调查时间等方面都具有一致性，减少了度量误差对估计结果的影响。两个数据库都包含微观个体的年龄、性别、民族、受教育程度、就学状态等信息。通过父代—子代匹配可以获得其父母的受教育程度、是否独生子女等反映家庭特征的信息。

本文主要考查高校扩招对初中毕业后升高中决策的影响。根据学制的安排，进入初中学习的年龄为 12 周岁，进入高中的年龄为 15 周岁。但在实际中会有“早入学”和“晚入学”的情况：在 2000 年和 2005 年的数据统计分析中发现，16 周岁中依然“在读”初中的样本分别有 31.4% 和 37%，但 19 岁样本中还在读初中的比例就很小了，分别是 1.6% 和 2%。同时“早入学”（14 周岁及以下读高中）的比例也非常小：2000 年和 2005 年的数据中分别仅有 1.6% 和 2.3%。由此可以推断，在 2005 年的数据中 21 岁及以下（这部分样本在 1999 年时是 15 岁及以下）的样本大多数在准备进入高中时，高校扩招的政策已经开始实施，他们的教育决策是否受到影响，则是我们关注的主要问题。而 25 岁及以上（1999 年时年龄在 19 岁及以上）的样本应该没有受到该

政策的影响。

基于以上分析，本文选取两个年龄组别：“年轻组别”、“年长组别”，分别作为实验组和对照组。我们选取 19~21 岁的年龄组作为“实验组”（“干预组”），这部分样本在 2000 年的数据中未受扩招影响，但是在 2005 年的数据中受到扩招影响，称为“年轻组”（记为 G1）。选取 25~27 岁的样本作为“对照组”（“控制组”），这部分样本没有受到高校扩招政策的影响，称之为“年长组”（记为 G0）。

因此，在 2005 年的数据中，17~37 岁年龄段的样本就是我们的研究对象。2005 年调查时 17~21 岁的样本在进入高中的时候应该受到高校扩招的影响，所以，我们主要观察这部分样本的高中入学率（即高中入学人口与适龄人口之比）是否有显著上升。

随着教育的不断发展，包括高中在内的各教育阶段入学率都在不断上升（郑真真，2008）。2005 年 17~37 岁样本的高中入学率从 20.4% 逐步增加到 53.69%，城市地区从 56.9% 逐步增加到 87.9%，增长了 31 个百分点；农村地区的高中入学率也相应地从 5.3% 上升至 41.8%，增长了约 37 个百分点。如果我们观察队列效应（cohort effect）的变化，则扩招对高中入学率的影响更为明显。我们用某一年龄的平均入学率减去上一年龄的入学率来反映不同队列间入学率的变化，如图 2 所示，22~37 岁年龄段的队列变化效应在 1% 左右，但 21 岁以下的样本，变化幅度明显增加。如果分城乡观察，农村地区较之城市更为明显。农村 21 岁以上样本的变化幅度在 2% 以下，而 17~19 岁样本，变化幅度均在 6% 以上。因此，高等教育的扩张，对农村地区的影响可能更为显著。这也是本文主要考察高等教育扩张对农村地区高中入学率影响的主要原因。

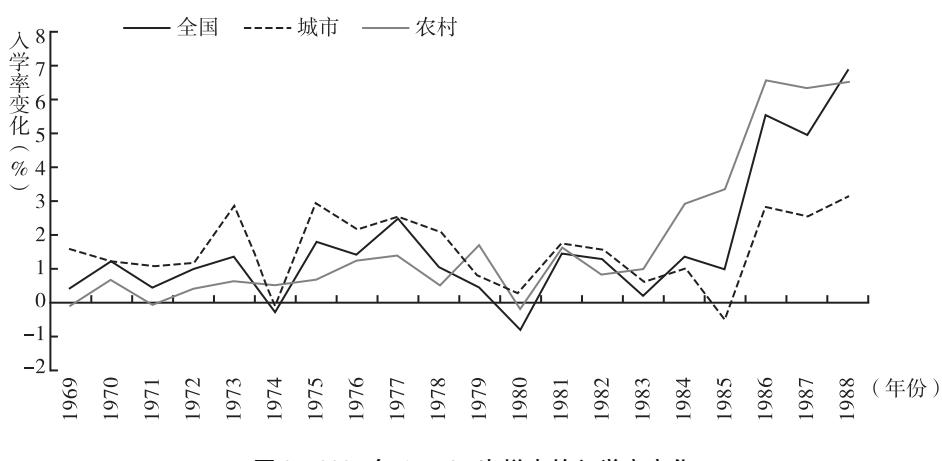


图 2 2005 年 17~37 岁样本的入学率变化

资料来源：根据 2005 年人口抽样调查数据计算得到。

四 模型及估计结果

(一) 估计模型

本文运用双差分模型（DID）估计高校扩招是否会对农村地区适龄人口的高中入学决策产生积极的影响。具体经验估计方程如下：

$$HS = \alpha + \beta_1 age_{19-21} + \beta_2 year_{2005} + \beta_3 age_{19-21} * year_{2005} + \gamma X + \xi \quad (4)$$

其中，被解释变量 HS 为是否进入高中，读高中则 $HS = 1$ ；反之 $HS = 0$ 。 age_{19-21} 度量样本是否在 19~21 岁之间，“是”则记为 1，即实验组，反之则记为 0（对照组）。其系数 β_1 表示教育决策的队列效应如果存在，则该系数在统计上显著区别于 0，如果高校扩张对高中入学决策有正的影响，该系数的符号应该为正。

如果是 2005 年样本，则 $year_{2005} = 1$ ，反之为 0。系数 β_2 表示同一年龄段在不同年份教育决策的差异。由于入学率从总体上看随着时间变化而增加，所以，预期 β_2 应该也为正。

交互项 $age_{19-21} * year_{2005}$ 的系数 β_3 为双重差分统计量，即高校扩招政策在实验组与对照组之间所产生的净影响。 β_3 是本文重点关注的参数量，如果 β_3 为正，且处于统计显著水平，则表明高校扩招的确对高中教育决策产生了积极的影响。

X 为一组可能影响高中教育决策的其他控制变量，包括性别、民族、父母的受教育年限以及是否独生子女等。同时，由于教育供给随着经济发展水平的不均衡可能存在地区间的差异，因此，我们加入省虚拟变量，以控制与地区特征相关的影响因素。 ξ 是随机干扰项。我们用表 1 描述几个主要参数之间的关系。

表 1 高校扩招对高中教育决策影响的净效应

	2000 年(I)	2005 年(II)	II - I
对照组①	$E[HS = 1 age_{19-21} = 0, year_{2005} = 0] = \alpha$	$E[HS = 1 age_{19-21} = 0, year_{2005} = 1] = \alpha + \beta_2$	β_2
实验组②	$E[HS = 1 age_{19-21} = 1, year_{2005} = 0] = \alpha + \beta_1$	$E[HS = 1 age_{19-21} = 1, year_{2005} = 1] = \alpha + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\beta_2 + \beta_3$
② - ①	β_1	$\beta_1 + \beta_3$	β_3

(二) 估计结果

表 2 给出了双差分模型的估计结果，其中第一列是全部样本的估计结果，第二列

是农村样本，第三列是城市样本。如前所述，19~21 岁组为受到高校扩张政策影响的实验组，25~27 岁组为对照组。我们关心的最主要的估计参数是 β_3 。

表 2 高校扩招对高中入学决策的影响（双差分模型）

	(1) 全部	(2) 农村	(3) 城市
β_1	0.176 *** (10.34)	0.252 *** (11.32)	0.0836 ** (2.93)
β_2	0.236 *** (10.74)	0.257 *** (8.82)	0.206 *** (5.86)
β_3	0.0528 * (2.05)	0.112 *** (3.44)	-0.193 *** (-4.25)
性别	-0.0551 *** (-4.48)	0.0451 ** (3.03)	-0.265 *** (-11.68)
民族	0.132 *** (5.31)	0.178 *** (5.92)	0.0611 (1.32)
户口性质	-1.345 *** (-93.83)	— —	— —
独生子女	0.214 *** (14.72)	0.149 *** (7.78)	0.311 *** (13.09)
父亲教育程度	0.0928 *** (37.77)	0.0800 *** (25.65)	0.108 *** (26.38)
母亲教育程度	0.0455 *** (20.82)	0.0368 *** (13.83)	0.0639 *** (16.33)
省虚拟变量	有	有	有
常数项	-0.283 *** (-3.94)	-1.605 *** (-16.30)	-0.353 *** (-3.33)
观察值数	69302	51498	17804

注：括号中为 t 检验值，* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

资料来源：根据 2000 年人口普查数据和 2005 年人口抽样调查数据计算得到。

估计结果表明，高等教育的扩张的确对高中入学决策产生了积极的影响。从表 2 第一列看， β_3 的符号为正，且处于统计显著水平。从系数值看，在控制其他因素后，高校扩招使当时的高中入学率提升了约 5.3 个百分点。同时，我们看到 β_1 和 β_2 的符号也符合我们的理论预期。

我们还注意到，相对于城市地区而言，高校扩招对农村地区适龄人口的高中教育决策有着更明显的影响。第 2 列的结果显示，如果只对农村的样本进行回归，我们得

到的 β_3 系数更大，也处于更高的统计显著水平。在其他因素都不变的情况下，高等教育的扩张使得农村地区适龄人口的高中入学率上升了 11.2 个百分点。扩招对农村地区的高中入学决策有更大、更积极的影响可能是由于城乡之间的高中入学率原本有较大的差异。即便是在扩招政策实施之前，城市的高中入学率已经达到比较高的水平，因此，扩招政策的影响不甚明显。

(三) 稳健性检验

我们将对照组扩展到其他年龄段以观察估计结果是否稳健，在此，“年长组别”选择 28~30 岁的样本，2000 年的样本为对照组（记为 0），2005 年为实验组（记为 1）。2005 年数据中，28~30 岁年龄组的样本在 1999 年时是 22~24 岁，这部分样本在进入高中时一定不会受到高校扩招的影响。所以，依据前述理论，如果将两组对照组（25~27 岁和 28~30 岁，都没有受到高校扩招的影响）进行双差分（DID）估计，估计的结果中 β_3 应该接近零，且不显著。

表 3 是稳健型检验的估计结果，其中第（1）、（2）、（3）列分别表示全国、农村和城市地区样本的估计结果。从三个模型的估计结果看： $age_{25-27} * year_{2005}$ 的系数 β_3 在全国、农村和城市地区分别是 0.0274、0.0265 和 0.0310，比较接近于零，并且均不显著，这说明 β_3 符合预期，即：高校扩招在 25~27 岁和 28~30 岁年龄段中都没有产生干预效应。因此，这一结果可以说明本文关于高校扩招对农村高中入学概率影响的估计结果是稳健的。

表 3 高校扩招对高中入学概率影响的稳健性检验

	(1) 全部	(2) 农村	(3) 城市
β_1	0.0506 * (2.28)	0.0268 (0.88)	0.0843 * (2.55)
β_2	0.174 *** (6.22)	0.183 *** (4.80)	0.145 *** (3.49)
β_3	0.0274 (0.80)	0.0265 (0.59)	0.0310 (0.59)
性别	-0.137 *** (-7.10)	-0.0811 ** (-2.97)	-0.193 *** (-6.92)
民族	0.0456 (1.33)	0.128 ** (2.85)	-0.0141 (-0.26)
户口性质	-1.399 *** (-77.46)	— —	— —
独生子女	0.109 *** (5.76)	0.0281 (1.04)	0.174 *** (6.34)

续表

	(1)全部	(2)农村	(3)城市
父亲教育程度	0.103 *** (32.54)	0.0846 *** (18.33)	0.114 *** (25.97)
母亲教育程度	0.0488 *** (16.72)	0.0278 *** (6.95)	0.0704 *** (16.38)
省虚拟变量	有	有	有
常数项	-0.384 *** (-4.38)	-1.833 *** (-13.37)	-0.454 *** (-3.70)
观察值数	39356	26811	12545

注：括号中为 t 检验值，* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

资料来源：根据 2000 年人口普查数据和 2005 年人口抽样调查数据计算得到。

（四）有效性分析

内部有效性主要强调因果效应的统计推断对研究的总体是有效的。在本文中，对内部有效性的影响可能主要是异质性偏差，即用 25~27 岁年龄组作为 19~21 岁年龄组的对照组，可能两个年龄组会在整体特征上存在差异，从而影响估计结果的内部有效性。而在经验估计过程中，通过双差分策略可以消除实验组和对照组之间那些不随时间变化的异质性偏差。并且，我们发现不断加入额外的控制变量后，我们所关心的参数 β_3 值几乎没有影响，这说明经验估计是有效的，同时通过稳健性检验发现经验估计结果也是稳健的。

外部有效性是指将经验估计结果和结论进行一般化的推广可能会存在的问题。对于自然实验过程而获得的数据，一般情况下外部有效性不会存在很大威胁。本文使用的 2000 年人口普查数据以及 2005 年 1% 人口抽样调查数据本身就是覆盖全国的数据，且样本量足够大，具有很强的代表性，因此，不存在截面因素对外部有效性产生的影响。

五 扩招影响在不同群体间的差异

上述经验分析结果表明，高校扩招的确对农村地区适龄人口的高中入学决策产生了积极影响。接下来，我们进一步考察高校扩招的这种积极影响对不同群体是否有不同的作用。为了分析这一问题，在基本的回归模型中分别引入了 $age_{19-21} * year_{2005}$ 与不同群体的交互项。由于高校扩招仅对农村地区适龄人口的高中入学决策产生影响，所以本节的分析都是基于农村地区样本，结果如表 4 所示。

表4 高校扩招对不同群体高中教育决策的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_1	0.285 *** (15.00)	0.235 *** (11.41)	0.296 *** (17.55)	0.294 *** (17.32)
β_2	0.320 *** (16.64)	0.227 *** (8.88)	0.327 *** (20.45)	0.327 *** (20.15)
交互项_性别	0.0552 * (2.02)	—	—	—
交互项_民族	—	0.169 *** (5.68)	—	—
交互项_父亲教育	—	—	0.0939 * (2.56)	—
交互项_母亲教育	—	—	0.192 ** (3.28)	—
交互项_独生子女	—	—	—	0.161 ** (3.22)
常数项	-1.627 *** (-16.54)	-1.527 *** (-15.30)	-1.614 *** (-16.43)	-1.641 *** (-16.80)
观察值数	51498	51498	51498	51498

注：(1) 括号中为t检验值，* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001；(2) 表中所有模型都对个体特征、家庭特征以及省虚拟变量等加以控制，因篇幅原因，在此没有一一列出。

资料来源：根据2000年人口普查数据和2005年人口抽样调查数据计算得到。

第（1）列引入了 $age_{19-21} * year_{2005}$ 与性别的交互项。交互项的系数为正且显著，说明高校扩招对农村地区个体高中入学决策的积极影响对男孩作用更明显，其边际效应高出女孩 5.52 个百分点，这很有可能是与在农村地区，性别差异所导致的教育机会不公现象依然比较明显有关（杨菊华，2011）。

第（2）列引入了 $age_{19-21} * year_{2005}$ 与孩子“民族”的交互项。交互项的系数显著为正，说明高校扩招对个体高中入学决策的积极影响对汉族的学生影响更大。这很可能与高校扩招受益群体中少数民族的获益相对少于汉族有关（邢春冰、李实，2011）。

第（3）列引入了 $age_{19-21} * year_{2005}$ 与“父母是否接受过高中以上教育”的交互项。结果发现两者的系数都显著为正，而且母亲教育交互项系数更大更显著。因此，高校扩招对父、母亲受教育程度在高中及以上的孩子的积极影响大于父母亲受教育程度在高中以下的孩子，而且对母亲受教育程度在高中及以上的孩子影响更大。

第（4）列引入了 $age_{19-21} * year_{2005}$ 与是否独生子女的交互项，发现该交互项系数显著为正。这说明高校扩招对于高中入学决策的积极影响对独生子女的影响更大。这

也很可能是因为高校扩招使得农村地区非独生子女家庭获益相对较少（邢春冰、李实，2011），也有可能是因为贫困、家庭融资约束造成的。

六 主要结论与政策建议

本文运用 2000 年第五次人口普查数据和 2005 年 1% 人口抽样调查数据，将 1999 年高校扩招视为一次自然实验，在“干预—控制”理论框架下，运用双差分（DID）方法考查了高校扩招对个体高中阶段教育入学决策的影响，结果发现：第一，高校扩招的确对个体的高中入学决策产生了积极的影响，特别是在农村地区这种积极的影响更大；第二，在农村地区，高校扩招对高中入学决策的积极影响在不同群体内的作用机制不同，对男性、汉族、父母亲受教育程度在高中及以上以及来自于独生子女家庭的学生的影响比对女性、少数民族、父母亲受教育程度在高中以下以及来自于非独生子女家庭的学生更明显。因此，在未来高等教育进入稳步发展的时期，需要采取更加精准的措施，促进高等教育机会的均等。

从更长远的意义上说，实现高等教育的机会均等化将有利于农村劳动力接受高中教育，有利于提升这部分劳动力的素质，从而提升其在劳动力市场中的竞争力，改善其收入分配的现状。同时，农村地区个体受教育年限的增加、劳动力素质的提升也为产业结构的成功升级奠定坚实的基础。

中国在 2000 年实现了基本普及九年制义务教育的目标，但迄今尚未将高中教育列为义务教育。高中教育是一个重要的教育阶段和教育环节，它衔接着初中教育和高等教育，直接关系到一个国家的教育水平和教育质量。世界各国和各地区政府都十分重视高中教育。随着中国产业结构的升级和刘易斯转折点的到来，对劳动力素质的要求也在不断提高。对中国而言，大力发展高中教育，实现高中教育的普及，也成为势在必行的任务。不仅如此，中国有很多贫困家庭，尤其是农村地区的贫困家庭，他们没有能力供孩子上高中。如果不将高中教育纳入义务教育范畴，会有很多家庭因为没有经济能力，而使孩子丧失接受高中教育的机会，并进而失去接受高等教育的机会。

参考文献：

蔡昉(2010)，《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》，《经济研究》第 4 期，第 4 -

13 页。

文东茅 (2005), 《我国高校扩招对毕业生就业影响的实证分析》, 《高等教育研究》第 4 期, 第 25 – 30 页。

吴要武、赵泉 (2010), 《高校扩招与大学毕业生就业》, 《经济研究》第 9 期, 第 93 – 108 页。

邢春冰、李实 (2011), 《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》, 《经济学 (季刊)》第 4 期, 第 1201 – 1205 页。

杨菊华 (2011), 《父母流动、家庭资源与高中教育机会》, 《学海》第 2 期, 第 19 – 33 页。

Aiyar, Shekhar, Duval Romain, Damien Puy, Yiqun Wu & Longmei Zhang (2013). Growth Slowdown and the Middle Income trap. *The IMF Working Paper*.

Cai, Fang & Yang Du (2013). The Changing Demand for Human Capital at the New Stage of Economic Development in China, In Wendy Dobson (ed.), *Human Capital Formation and Economic Growth in Asia and the Pacific*. London and New York:Routledge, pp. 103 – 120.

The Impacts of Expansion of Higher Education on High School Enrollment in Rural China

Du Yang¹ & Yang Cuifen²

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences¹;
Beijing Information Technological University²)

Abstract: Taking advantage of the micro level data from the Fifth Census in 2000 and the 1 percent Population Sampling Survey in 2005, this paper examines the impacts of expansion of higher education on the enrollment of high school in rural China by using the methodology of difference in difference. The empirical results indicate that the expansion of higher education did have positive influence on high school enrollment in rural China. However, there is heterogeneity in the impacts across different groups of people in terms of individual characteristics. Higher magnitude is found for male students from one child family with Han nationality and better education for parents. Therefore, more specifically targeting those regions and groups would improve the efficiency of education investment.

Keywords: expansion of higher education, high school enrollment, difference in difference

JEL Classification: I25, J24, J48

(责任编辑: 周晓光)