

# 扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业

邢春冰 李实\*

**摘要** 本文利用2000年和2005年的大样本数据,考察了始于1999年的大学扩招对不同人群的高等教育机会和大学毕业生就业的影响。通过比较扩招之前和之后参加高考的两个年龄组的特征发现,扩招使东部地区、城镇家庭受益更多,而少数民族的女性、农村地区、西部地区受益较少。本文进一步利用双重差分模型研究发现,扩招使大学毕业生的失业率显著提高9个百分点左右,其中有50%左右是大学毕业生的平均能力下降所致。

**关键词** 大学扩招,教育机会,大学生就业

## 一、引言

改革开放以来,高等教育改革是我国教育体制改革的重要内容。早期的高等教育改革主要集中在高校的归属以及管理体制等方面。在此期间,高校的招生规模不断增加,但幅度很小。1999年,我国政府做出了扩大高等学校招生规模的决定,并在随后几年连续扩招,扩招的规模之大是空前的,因此亦被很多人形容为扩招“大跃进”。高校扩招提高了人们接受高等教育的机会,使高等教育从精英教育向大众教育转型;但同时也伴随着一系列问题,如学费上涨、高校教育资源紧张等。随着受扩招影响的大学生进入劳动力市场,大学毕业生就业困难也成为当今社会的主要问题之一。本文主要关注两个方面的问题:(1)扩招如何影响不同人群接受高等教育的机会?(2)扩招是否造成了大学毕业生就业困难,影响程度有多大?在研究方法上,我们采取了前后比较(Before-After)和双重差分(DID)两种策略。

我们首先利用2005年1%人口抽样调查数据考察了扩招政策对教育机会的影响。通过比较受扩招影响和未受影响的两个年龄组,我们发现扩招使人们上大学的概率显著增加,但是对上大专的概率没有显著影响。考虑到扩招

\* 北京师范大学经济与工商管理学院、收入分配与贫困研究中心。通信作者及地址:邢春冰,北京市新街口外大街19号北京师范大学经济与工商管理学院,100875;电话:(010)58807847;E-mail: xingchunbing@gmail.com。作者感谢中山大学袁海峰博士对本文的评论,同时感谢匿名审稿人的建设性意见。本研究得到了福特基金会、国家社会科学重大项目(“收入分配制度改革与社会公平”)以及北京师范大学劳动经济学创新群体项目的资助,在此一并致谢。文责自负。

政策的“自然实验”性质,我们在“局部处置效应”(LATE)(Imbens and Angrist, 1994)这一概念框架下考察了扩招政策受益者的相对特征。证据显示,就上大学的机会而言,不同人群没有均等地从扩招政策中受益:东部地区、城镇家庭受益更多,而少数民族的女性、农村地区、西部地区则受益较少。由于后者的家庭收入较低,本文的结果与 Wang *et al.* (2007)的研究是一致的。他们的研究表明,学费上涨以及政府补贴降低使得人们上大学面临更多的融资限制。

接下来,我们考察了扩招对大学毕业生就业的影响,基本策略仍然是比较受扩招影响和未受影响的两个组别大学毕业生的就业情况。由于年龄对年轻人就业的影响不容忽视,我们利用了2000年的人口普查数据中相同年龄段的大学毕业生样本作为控制组。研究结果表明,在控制了年龄差异之后,扩招使大学毕业生的失业率提高约9个百分点。由于扩招使更多高中毕业生有机会接受高等教育,扩招后大学毕业生的平均能力降低。为了分离出这一变化对就业水平的影响,我们利用大学毕业生在同龄的高中以上学历的人口中的比例作为其平均能力的代理变量。控制此变量之后,扩招对大学毕业生失业率的影响降低了一半左右。我们还考虑了不同年份和不同地区的人均GDP水平、经济增长速度、第三产业比重、对外开放程度等因素,以此来控制劳动力市场需求变化对就业的影响。

现有文献中与本文最相关的是吴要武和赵泉(2010)的研究。他们的研究表明扩招政策使劳动参与率下降,失业率上升,小时工资下降。不过他们没有分析扩招政策对哪些群体的影响更大,也没有考虑扩招后大学毕业生的组成变化(即平均能力降低),其识别策略也不同于本文(见实证部分的讨论)。在另外一项研究中, Li *et al.* (2011)将1999年看做我国高等教育转型中的一个重要年份,分析了我国高等教育规模不断扩大的国际影响,不过他们没有考察扩招对我国劳动力市场的影响。除此之外,现有的文献主要集中在估计大学教育的回报率上(如 Zhang *et al.*, 2005; 李雪松和赫克曼, 2004; Wang *et al.*, 2007; 袁诚和张磊, 2009等),很少从实证角度考察大学扩招对劳动力市场的影响。需要指出的是,始于1999年的大学扩招为我们研究大学教育的工资回报提供了很好的机会。<sup>1</sup>但是在2005年的数据中,很多受扩招影响的样本要么仍然在校读书、要么没有工资收入,本文因此而放弃了利用这一政策变化来考察个人教育回报率。

本文的结构安排如下:第二部分介绍高校扩招的背景和本文的数据;第三部分考察扩招政策对于人们教育决策的影响,并重点分析扩招政策受益者的相对特征;第四部分考察扩招对大学毕业生就业的影响;最后总结全文。

<sup>1</sup> 利用教育体制本身的变化来考察教育回报率的研究可以参考 Angrist and Krueger(1991)、Duflo(2001)、Meng and Gregory(2007)以及孙志军和杜育红(2009)等。

## 二、背景和数据

### （一）高等教育体制改革与大学扩招

改革开放以来，我国的高等教育规模一直在不断扩大：1978年到1998年，普通高等教育招生规模从40万人增加到108万人，在校生规模从86万人增加到341万人。但是，1998年以前高校招生规模的增长与始于1999年的扩招相比，不免相形见绌。为了缓解就业压力，刺激有效需求，提高人力资本水平以适应社会经济发展的需要，我国政府在1999年决定高等教育扩招53.1万人，其数量相当于1998年招生规模的一半左右。1999年之后，我国高等教育的招生规模不断大幅增加。到2005年，普通高校（全日制）的招生规模已达到504万人，是1998年的4.7倍。<sup>2</sup>

伴随着高校扩招，高等教育的学费制度也发生了变化。《中国教育改革和发展纲要》（国务院，1993）指出，“高等教育是非义务教育，学生上大学原则上均应缴费”。此后，高等学校的学费不断上涨。相关研究指出，我国的大学学费1995年为每人每年800元左右，到2004年已涨到5000元（杨东平，2006）。“十五”期间我国的子女教育费用在居民总消费中排在了第一位（中国青少年研究中心，2007）。这就意味着伴随着大学扩招，一些家庭将面临更加严重的融资约束问题（Wang *et al.*，2007），从而使扩招政策更有利于富裕地区和富裕家庭。

在管理体制方面，高等教育改革逐步确立了中央与省（自治区、直辖市）分级管理、分级负责的制度。省级政府在一定的前提条件下有权决定地方高校的招生规模和专业设置（国家教委，1995）。这意味着地方政府将在高校扩招的过程中拥有很大的教育决策权，在招生名额上向本省考生倾斜。这导致那些教育资源丰富的省份的考生更有可能因为扩招政策而获得上大学的机会。

最后，高等教育改革也打破了毕业生由国家“统一分配”的制度，取而代之的是“供需见面”、“双向选择”的就业机制。随着大学毕业生数量迅速增加，他们的就业压力也随之增加。

### （二）数据描述

本文使用的数据来自于2000年全国人口普查数据和2005年全国1%人口抽样调查数据。我们使用的是它们各自的一个随机样本，进行数据处理之前的样本量分别为1180110和2585481。由于扩招政策主要影响高等教育，我们只保留高中及以上教育水平的样本，并将年龄限定在22—35岁。我们为每

<sup>2</sup> 数据来源：《中国统计年鉴（2006）》。

个样本计算了其“理论”上考大学的时间：如果假设6岁上小学，18岁上大学，2000年数据中上述年龄段样本考大学的时间是1983—1996年，不受扩招政策影响；而2005年样本考大学的时间是1988—2001年，既有受扩招政策影响的样本，也有未受影响的样本。

表1给出了样本的简单描述统计：2000年，样本的平均年龄为28.4岁；女性占45%，少数民族比例不到7%，东部地区的样本占45%。样本中拥有大专以上学历的样本为33%左右，其中大学专科、大学本科及以上学历分别占22%和10%。2005年，样本的平均年龄以及少数民族的比例没有大的变化，但是女性的比例和东部地区样本的比例均有所提高。同时，有更多的样本拥有大专以上学历，其中具有大学本科及以上学历的样本比例由2000年的10%增加到了16%。

表1 简单描述统计(22—35岁、高中以上学历)

	2000年人口普查		2005年1%人口抽样调查	
	均值	标准差	均值	标准差
年龄	28.36	3.99	28.43	4.10
女性	0.446	0.497	0.483	0.500
少数民族	0.068	0.252	0.067	0.251
东部地区	0.449	0.497	0.551	0.497
独生子女		0.198	0.399	
教育水平				
高中	0.674	0.469	0.563	0.496
大学专科	0.223	0.416	0.273	0.446
大学本科及以上	0.103	0.303	0.164	0.371
样本量	61889		156417	

图1利用2005年的数据给出了每个年龄组各类教育水平的人数及其在同龄的高中及以上教育水平的样本中的比例。对于高中教育水平(图1左侧)，在1995年以前考大学——如果参加高考的话——的样本中，高中生的数量逐年下降，此后，其数量波动较大(图1-A)。如果我们考察高中水平的样本占同龄样本的比例，变化趋势就截然不同，而且平稳很多(图1-D)。总的来说，在年轻的组别当中，高中生所占的比例在逐年下降(女性尤其明显)。从1998年开始，高中毕业生的比例大幅度下降。

与高中毕业生的人数和比例变化形成鲜明对比的是大学及以上学历的样本数量和比例(图1右侧)。1998年以前，大学毕业生的数量变化缓慢：女性大学生的数量逐年增加，男性大学生的数量甚至略微下降(图1-C)。从占人口的比例来看，大学生的增长趋势也相对缓慢(图1-F)。从1999年开始，男性和女性大学生的数量都增长迅速：从绝对数量上看，1999年考大学的年龄组中，大学生的数量比1998年高出将近50%；从占人口的比例来看，1999年以后大学生的比例也显著增加。

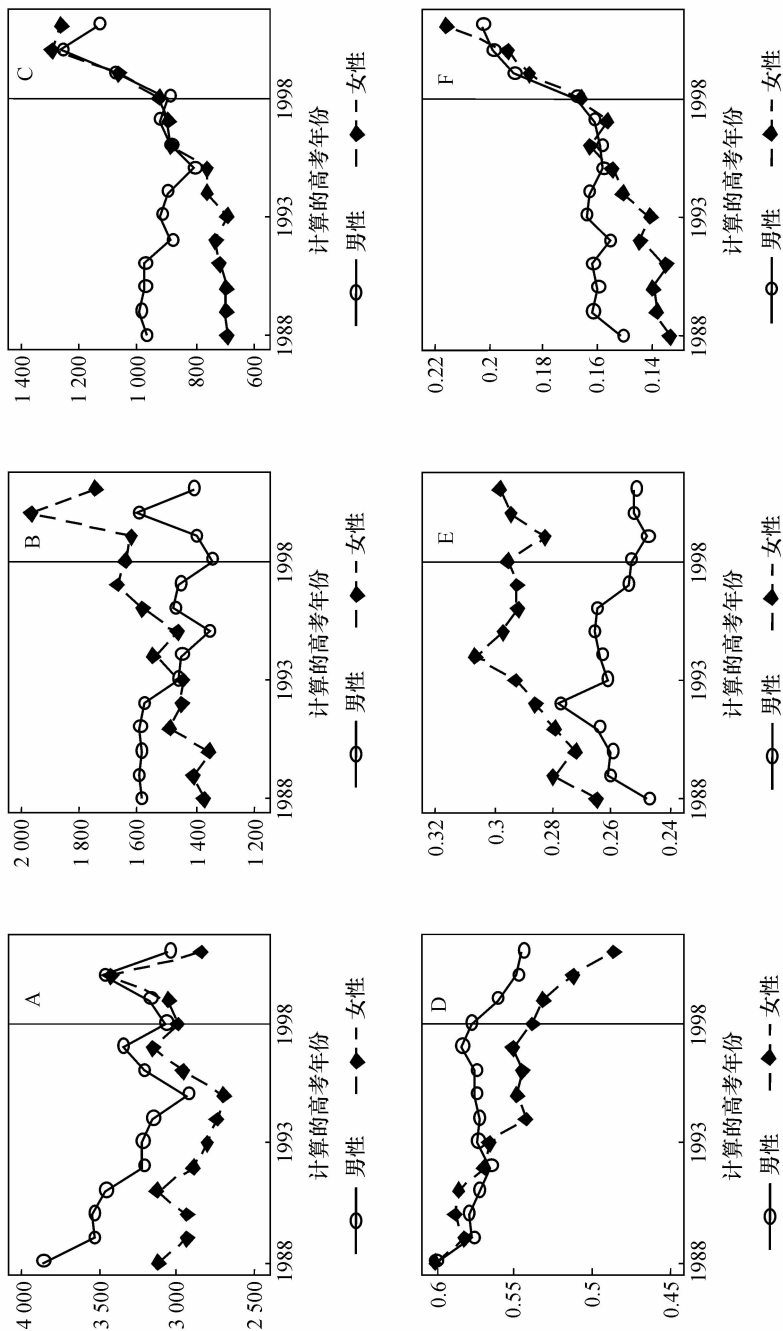


图 1 分教育水平的人数和比重(2005 年数据)

注：从左到右依次为高中、大专、大学本科以及研究生。对于每个组别，上图为该类教育水平在样本中的绝对数量，下图为该教育水平在同年龄组具有高中及以上学历的人群中的比例。

最后,图1的中间(B和E)报告了大学专科的情况。从绝对人数看,男性大学专科生的数量呈逐年下降趋势,女性则逐年上升。但在年轻组别中,不同组别大专生的数量变化较大,并没有明显上升或下降的趋势。从大专生的占比来看,不同年龄组间的变化相对平缓。在较大的年龄组中,大专生的比重随着年龄组变得年轻而不断增加,但这种趋势在较年轻的组别中停止了。比例停止增长的年份甚至早于1998年(男性自1995年始、女性则自1997年始)。因此从图形来看,大专生数量和比例的变化与扩招政策之间没有明显的关系。

### 三、高校扩招与教育机会

#### (一) 扩招与教育选择

下面我们首先利用2005年的数据,借助计量模型来考察高校扩招对不同高等教育机会的影响。我们采取了多值logit模型进行估计:

$$\Pr(I = 0 | z) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(\beta_j + \gamma_j \times \text{policy} + \delta_j \times X)}$$

$$\Pr(I = s | z) = \frac{\exp(\beta_j + \gamma_j \times \text{policy} + \delta_j \times X)}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(\beta_j + \gamma_j \times \text{policy} + \delta_j \times X)}$$

$$(s = 1, 2), \quad (1)$$

其中 $I = 0, 1, 2$ 对应高中毕业生的三种选择:中断学业、上大专或者上大学。我们将高中毕业后中断学业作为参照组。 $\text{policy}$ 代表扩招政策:对于1999年以后参加高考的样本, $\text{policy} = 1$ ,否则为0。 $X$ 则包含了地区虚拟变量和时间趋势(即考大学的年份, $T$ )。给定其他因素不变,我们可以得到扩招政策对于人们选择的影响:

$$\text{RRR} \equiv \frac{\Pr(I = s | z') / \Pr(I = 0 | z')}{\Pr(I = s | z) / \Pr(I = 0 | z)} = \exp(\gamma_s). \quad (2)$$

以 $s = 2$ 为例,扩招政策使人们选择上大学的概率与高中毕业后中断学业的概率的比率变为原来的 $\exp(\gamma_2)$ 倍。 $\gamma_s$ 大于零意味着人们选择 $s$ 的相对概率上升,否则降低。

表2的A部分给出了估计结果。首先看男性(第1—2列)。扩招使选择上大学的相对概率显著上升( $\text{RRR} = \text{EXP}(0.2) > 1$ ),但是对选择上大专的概率没有显著影响。此外,男性上大学的概率并没有显著的上升趋势。第4—5列是女性的估计结果。与男性相同,扩招政策使女性上大学的相对概率显著上升,对其选择大专没有显著影响。与男性不同的是,女性接受高等教育的机会有一个显著的上升趋势。

为了进一步验证 policy 的系数反映扩招政策而非时间趋势的影响，我们在表 2 的 B 部分做了一个安慰剂 (placebo) 练习。我们将 (理论上) 1999 年、2000 年和 2001 年参加高考 (policy=1) 的人群分成三组，并把 1998 年参加高考的人群也算做一个实验组，用四个虚拟变量 (yr1998—yr2001) 来表示。结果表明，yr1998 的系数均不显著，而 yr1999、yr2000 和 yr2001 的系数不仅显著，而且逐年增加。这验证了扩招始于 1999 年并且规模不断扩大的事实，同时也说明本文根据年龄计算高考年份的做法是可行的。

表 2 高校扩招对教育选择的影响

	男性			女性		
	模型 1(高中为省略组) (1)大专	模型 2 (2)大学	模型 3 (3)	模型 3(高中为省略组) (4)大专	模型 4 (5)大学	模型 4 (6)
<b>A:</b>						
T	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.022*** (0.003)	0.031*** (0.004)	0.030*** (0.004)
policy	-0.007 (0.029)	0.200*** (0.034)	0.202*** (0.034)	-0.028 (0.028)	0.152*** (0.035)	0.156*** (0.034)
R2_p	0.005		0.008	0.006		0.013
N	80 835		59 911	75 582		53 804
独立性检验	H0: 模型 1=模型 2			H0: 模型 3=模型 4		
chi2(4)	6.06			11.48		
Prob > chi2	0.1948			0.0217		
<b>B:</b>						
T	0.006* (0.003)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.023*** (0.003)	0.028*** (0.004)	0.027*** (0.004)
yr1998	-0.054 (0.039)	0.016 (0.046)	0.016 (0.046)	-0.033 (0.037)	0.011 (0.046)	0.011 (0.046)
yr1999	-0.051 (0.040)	0.163*** (0.046)	0.164*** (0.046)	-0.088** (0.039)	0.095** (0.047)	0.100** (0.047)
yr2000	-0.013 (0.041)	0.224*** (0.047)	0.225*** (0.047)	-0.032 (0.040)	0.141*** (0.048)	0.144*** (0.048)
yr2001	-0.015 (0.045)	0.250*** (0.051)	0.250*** (0.051)	0.013 (0.043)	0.277*** (0.052)	0.282*** (0.052)
R2_p	0.005		0.008	0.006		0.013
N	80 835		59 911	75 582		53 804
独立性检验	H0: 模型 1=模型 2			H0: 模型 3=模型 4		
chi2(7)	5.92			14.92		
Prob > chi2	0.549			0.037		

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著，括号中为标准误。在各列的回归中，我们都控制了地区虚拟变量和常数项。

下面我们考察不同选择之间的独立性。想象两种可能的情况：在第一种情境下，高中毕业生只在中断学业和上大学之间选择，扩招使高中毕业生中

断学业的概率下降,上大学的概率增加。第二种情境中出现了大专选项,一些高中毕业生可以选择大专而不是大学,而原打算上大专的样本也可能因为扩招政策而选择上大学。换言之,大专选项的出现可能影响到高中毕业生在学与中断学业之间的选择,也涉及不同类型高等教育之间的结构调整。为了验证这种现象是否存在,我们进行了独立性检验。其基本思路就是考察高中毕业生选择大学与选择工作的相对概率是否因为大专选项的出现而发生变化。

表2的第3列和第6列对应删除大专选项之后的估计结果。由于只剩下中断学业和上大学两个选项,此时多值logit模型变为logit模型。对于男性,上大学选项中各个变量的系数在两个模型(模型1、2)中非常接近。在表2的A和B两部分,统计检验无法拒绝独立性假设。对于女性,统计检验拒绝了两个模型中系数相等的零假设。但从估计值来看,两组模型中各个变量的系数均非常接近。因此,大专这个选项不会在很大程度上影响高中毕业生在中断学业和上大学之间的选择。一方面,这表明了扩招过程中并不存在明显的结构调整。另一方面,独立性假设成立使我们可以集中精力考察扩招政策如何影响高中毕业生在中断学业与上大学之间的选择,从而使分析变得相对简单。

## (二) 扩招政策的“受益者”分析

就上大学的机会而言,扩招政策并非平均地惠及每个人。即便没有扩招,优秀考生也可以考取大学;而对于高中阶段成绩很差的人,即便在扩招后也没有机会上大学。那么谁才是扩招政策真正的获益者?这些人所占的比重是多少?我们借助“局部处置效应”(LATE)的框架来分析这个问题。<sup>3</sup>我们以1999年为界把样本分成两部分,并用变量 $Z$ 来表示: $Z_i=1$ 表示样本参加高考的年份为1999年或1999年以后,否则 $Z_i=0$ ( $Z$ 与前面的policy含义相同)。为了使受扩招影响和不受影响的样本尽量保持一致,我们在本小节中删除了1995年以前(含1995年)参加高考的样本。此外,我们重点关注扩招对于大学本科教育水平的影响。接下来我们用虚拟变量 $D$ 来识别本科教育: $D_i=1$ 表示接受了本科教育,否则 $D_i=0$ 。为了考察扩招政策对于大学教育的影响,我们引入稍微复杂一些的符号: $D_{1i}$ 表示样本在受扩招政策影响时的教育决策, $D_{0i}$ 则表示样本不受扩招影响时的教育决策。于是,我们实际观测到的教育决策可以表示为:

$$D_i = D_{0i} + (D_{1i} - D_{0i})Z_i. \quad (3)$$

我们假定1998年以前和1999年以后参加高考的样本除了受高校扩招政策影响不同之外,个人特征是相同的。换言之,人们没有根据扩招政策而重

<sup>3</sup> 见 Angrist and Pischke(2008)、Imbens and Angrist(1994)。



新调整高考的时间，亦没有重新考虑不同类别高等教育之间的替代。还可以理解为：人们在不同政策环境下的教育决策与其实际面临的政策环境是独立的。我们可以把这个假定规范地表示为：

$$[D_{1i}, D_{0i}] \perp Z_i \quad (\text{A1: 独立性假定}).$$

此外我们还做了单调性假定：

$$D_{1i} - D_{0i} \geq 0 \quad \forall i \quad (\text{A2: 单调性假定}).$$

相对于独立性假定，单调性假定是很自然的：人们接受大学教育的概率不会因扩招而降低。这意味着我们可以把样本分为两个部分：因为扩招而改变决策的人（ $D_{1i} = 1, D_{0i} = 0$ ）和不会因扩招而改变决策的人（ $D_{1i} = 0, D_{0i} = 0$  或者  $D_{1i} = 1, D_{0i} = 1$ ），前者即“受益人群”。给定 A1 和 A2，我们可以计算“受益者”的比例（推导过程见 Angrist and Pischke, 2008）：

$$P[D_{1i} > D_{0i}] = E[D_i | Z_i = 1] - E[D_i | Z_i = 0]. \quad (4)$$

这意味着用受扩招影响人群中大学生的比例减去未受影响人群中的比例，可以得到因扩招而上大学的样本比例。这一结果也可以用  $D_i$  和  $Z_i$  做 OLS 回归得到。我们也可以计算大学生当中“受益者”的比重：

$$\begin{aligned} & P[D_{1i} > D_{0i} | D_i = 1] \\ &= \frac{P[Z_i = 1] (E[D_i | Z_i = 1] - E[D_i | Z_i = 0])}{P[D_i = 1]}. \end{aligned} \quad (5)$$

也就是在第一阶段结果的基础上乘以 1999 年以后参加高考的人所占的比例，再除以所有大学生所占的比例。

最后，我们考察了“受益者”的相对特征。为了方便，我们只考察服从 0—1 分布的特征变量。比如我们想考察少数民族是否更多地从高考政策中受益，一个简单的想法是比较“受益者”中少数民族的比例（ $P[x_{1i} = 1 | D_{1i} > D_{0i}]$ ）与所有样本中少数民族的比例（ $P[x_{1i} = 1]$ ）。如果前者低于后者，就意味着少数民族的受益程度低于总体样本。在独立性和单调性的假设下，我们有：

$$\frac{P[x_{1i} = 1 | D_{1i} > D_{0i}]}{P[x_{1i} = 1]} = \frac{E[D_i | Z_i = 1, x_{1i} = 1] - E[D_i | Z_i = 0, x_{1i} = 1]}{E[D_i | Z_i = 1] - E[D_i | Z_i = 0]}. \quad (6)$$

虽然  $P[x_{1i} = 1 | D_{1i} > D_{0i}]$  无法直接计算，但是右式中的分子分母都可以通过回归或简单的计算得到：分子是少数民族样本中“受益者”的比例，分母是所有样本中“受益者”的比例。

表 3 报告了“受益者”占总样本的比例及其占有所有大学生的比例。与 1996—1998 年参加高考的年龄组相比，1999—2001 年参加高考年龄组当中本

科毕业生的比例高出4%。在独立性和单调性假设成立的情况下,这个比例也是因扩招而改变决策的人(即“受益者”)占全部样本的比例(我们已经删除了高中以下的教育水平以及大专样本)。接下来,我们计算了“受益者”占所有大学生的比例。结果表明,在大学生当中,约有10%的人是因为扩招政策才上大学的。男性和女性没有太大区别。

表3 因扩招而上大学的样本(“受益者”)比例

	高中以上教育水平的样本	
	男性(1)	女性(2)
A: 96/97/98( $Z=0$ ) vs 99/00/01( $Z=1$ )		
$P[Z=1]$	0.516	0.523
$E[D Z=0]$	0.219	0.229
$E[D Z=1]$	0.264	0.280
$P[D=1]$	0.242	0.256
$P[D_{1i} > D_{0i}]$	0.044	0.051
$P[D_{1i} > D_{0i}   D=1]$	0.095	0.103
B: 97/98( $Z=0$ ) vs 99/00( $Z=1$ )		
$P[Z=1]$	0.521	0.526
$E[D Z=0]$	0.221	0.229
$E[D Z=1]$	0.260	0.267
$P[D=1]$	0.241	0.249
$P[D_{1i} > D_{0i}]$	0.040	0.038
$P[D_{1i} > D_{0i}   D=1]$	0.086	0.081
C: 98( $Z=0$ ) vs 99( $Z=1$ )		
$P[Z=1]$	0.517	0.512
$E[D Z=0]$	0.225	0.236
$E[D Z=1]$	0.254	0.258
$P[D=1]$	0.240	0.248
$P[D_{1i} > D_{0i}]$	0.029	0.022
$P[D_{1i} > D_{0i}   D=1]$	0.062	0.046

为了缩小不同年龄组样本之间的差距,我们还进一步把样本限定在了1997—2000年(B部分)以及1998—1999年(C部分)参加高考的样本。随着年龄组的减少和逐渐接近,样本中“受益者”的比例不断降低,同时大学生中“受益者”的比例也不断降低。两个可能的原因导致了这种变化。首先,大学扩招的规模从1999年至2001年逐年增加,这必然导致样本中(以及大学毕业生中)因扩招而上大学的人的比例上升。其次,我们根据实际年龄来推测高考年份存在误差,这可能导致低估“受益者”的比例,且年份越接近,低估的程度越大。

毫无疑问,扩招的“受益者”是成绩中等的高中毕业生,但他们有怎样的个人和家庭特征(即,这项政策惠及哪些人)还不得而知。下面对“受益者”特征的考察首先是对扩招政策本身的评价。其次,它将告诉我们哪些人

处在高考决策的边上面。如果我们设计另外一项与高考有关的政策并试图预测政策的效果，这里的结果将具有一定的指导意义。

我们考察了四个特征：性别、民族、是否为独生子女以及地区。表4第1列的结果表明，扩招政策的受益者当中男性比例要略低于所有样本中男性的比例（两者之比为0.94）。但是随着我们缩小样本区间，这个比例开始大于1。因此我们无法得到一致的结论。接下来，扩招是否有利于少数民族呢？对于男性，“受益者”当中少数民族所占比例要么高于总样本中少数民族的比例（A、C部分），要么与之非常接近（B部分）。然而对于女性，“受益者”当中少数民族的比例最高只是所有女性当中少数民族比例的55%。这表明少数民族的女性在扩招政策中受益较少。

表4 “受益者”的相对特征

特征(X)	男性=1	少数民族=1		独生子女=1		东部地区 <sup>a</sup> =1	
	(1)	男性 (2)	女性 (3)	男性 (4)	女性 (5)	男性 (7)	女性 (8)
A: 96/97/98(Z=0) vs 99/00/01(Z=1)							
$E[D Z=0]$	0.224	0.219	0.229	0.219	0.229	0.219	0.229
$E[D Z=1]$	0.272	0.264	0.280	0.264	0.280	0.264	0.280
$E[D Z=0, x=1]$	0.219	0.171	0.253	0.344	0.374	0.248	0.252
$E[D Z=1, x=1]$	0.264	0.232	0.281	0.420	0.469	0.294	0.316
$P[x=1 D_{1i}>D_{0i}]/P[x=1]$	0.936	1.372	0.546	1.704	1.877	1.036	1.279
B: 97/98(Z=0) vs 99/00(Z=1)							
$E[D Z=0]$	0.225	0.221	0.229	0.221	0.229	0.221	0.229
$E[D Z=1]$	0.264	0.260	0.267	0.260	0.267	0.260	0.267
$E[D Z=0, x=1]$	0.221	0.185	0.271	0.349	0.379	0.246	0.251
$E[D Z=1, x=1]$	0.260	0.223	0.241	0.405	0.445	0.284	0.296
$P[x=1 D_{1i}>D_{0i}]/P[x=1]$	1.018	0.956	-0.783	1.411	1.738	0.971	1.175
C: 98(Z=0) vs 99(Z=1)							
$E[D Z=0]$	0.231	0.225	0.236	0.225	0.236	0.225	0.236
$E[D Z=1]$	0.256	0.254	0.258	0.254	0.258	0.254	0.258
$E[D Z=0, x=1]$	0.225	0.184	0.252	0.359	0.383	0.251	0.255
$E[D Z=1, x=1]$	0.254	0.252	0.242	0.391	0.438	0.279	0.286
$P[x=1 D_{1i}>D_{0i}]/P[x=1]$	1.132	2.362	-0.426	1.098	2.484	0.974	1.386

注：<sup>a</sup>此处的地区是按照样本五年前(2000年)的常住地来划分的。

我们还考察了样本的家庭特征：是否来自独生子女家庭。结果表明，一方面，独生子女家庭中子女上大学的概率明显高于非独生子女家庭；另一方面，扩招受益者当中独生子女的比重远远大于样本中独生子女的比重，即扩招政策使独生子女家庭受益更多。通过这一结论，我们还可以推断“受益者”在城乡分布上的倾向性。由于非独生子女主要集中在农村地区，上述结果在一定程度上表明扩招政策是一项倾向于城镇地区的政策。

为了考察“受益者”的地域分布,我们将2005年样本五年前(即2000年)的常住地划分为东部和中西部地区。结果表明,扩招“受益者”中东部地区样本所占的比例要高于东部地区样本在所有样本中的比例,而且这一规律主要体现在女性样本上,男性并不明显。高等教育资源空间分布不均的不同地区的高中毕业生受扩招政策影响不同的一个重要原因。附录中表A1给出了1997年各省的人均高等院校在校生人数。很显然,不同省份间高等教育资源的差异很大。由于各地在招生时都倾向于招收本地生源,同时考虑到成本因素(如交通成本、生活习惯差异造成的成本等),不同地区高中毕业生受益于扩招政策的程度自然存在差异。

表5的结果验证了这一论断。我们在自变量中加入了扩招政策虚拟变量(policy)与教育资源变量的交互项。为了便于解释,我们以是否上大学为因变量(上大学=1/中断学业=0)估计了线性概率模型。<sup>4</sup>我们用样本2000年时所在的省份在1997年时的人均在校大学生人数(incollegepc)反映其高等教育资源。结果表明,所在省份高等教育资源的多寡与样本上大学的概率显著相关。更为重要的是,扩招政策虚拟变量与人均在校大学生数量的交互项的系数显著为正,说明扩招政策与教育资源之间有相互强化的作用:本省教育资源越多,高中毕业生越容易从扩招政策中受益。由于很多主要面向全国招生的高校集中在北京、天津和上海,我们在第2列中删除了这三个省份的样本。与预期一致,教育资源与扩招政策的交互作用变得更加明显。在第3、第4两列中,我们利用了样本2005年所在的省份的教育资源信息(仍然选择1997年时的人均在校大学生数量),所得到的结果与前两列的结果相差不大,但是劳动力的流动使得交互项的系数略有降低。

表5 高等教育资源与高校扩招(LPM)

	所在地信息			
	五年前(2000年)所在省份		2005年所在省份	
	(1)	(2)	(3)	(4)
policy	-0.035** (0.017)	-0.225*** (0.036)	-0.003 (0.018)	-0.181*** (0.033)
incollegepc	0.116*** (0.007)	0.062*** (0.014)	0.116*** (0.007)	0.060*** (0.014)
incollegepc×policy	0.018*** (0.005)	0.081*** (0.011)	0.010** (0.005)	0.069*** (0.011)
R2_p	0.050	0.007	0.043	0.010
N	113 715	94 248	113 715	97 658

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%的水平上显著,括号中为稳健标准误。incollegepc为2000年或2005年所在省份1997年时的人均在校大学生数量。回归中控制了性别、所在省份1997年的人均GDP水平、省份虚拟变量、时间趋势和常数项。第2列和第4列删除了北京、天津和上海的样本。

<sup>4</sup> 如果估计非线性模型(probit或logit),会使得交互项的解释相对复杂(Ai and Norton,2003)。

本节的结果表明，高校扩招不是一项平均惠及不同特征样本的政策：少数民族、中西部地区、非独生子女家庭（农村地区）的获益相对少于汉族、东部地区以及独生子女家庭（城镇地区）。这既是教育资源在地区间分配不均的结果，也可能是学费上涨导致贫困家庭融资约束的结果（Wang *et al.*，2007）。

#### 四、扩招对大学毕业生就业的影响

为了考察扩招的就业效应，我们进一步删除了在校学生、丧失劳动能力或者从事家务劳动的样本<sup>5</sup>，并将“上周末从事任何工作”的样本定义为失业样本。图2给出了2000年人口普查数据和2005年1%人口抽样调查数据中22—35岁的高中毕业生（A）、大专毕业生（B）和大学毕业生（C）的失业率水平。即使是未受扩招影响的样本（如2000年的样本），其失业率也随年龄的增长显著降低，而且失业率下降主要集中在22—27岁。换言之，很小的年龄差异对于大学毕业生就业的影响也不容忽视，单纯利用前后比较的方法考察扩招的就业效应不再合适。不过，从图2也可以看出，对于未受扩招影响的教育组或年龄组，2000年和2005年的曲线基本是平行的。以大学毕业生为例（C图）：那些未受扩招影响的样本（25—35岁）的失业率水平基本重合；但是对于更年轻的样本（22—24岁），2005年受扩招影响的样本的失业率水平明显高于2000年数据中未受扩招影响的同龄样本。我们更有理由相信这两者之间的差异是大学扩招导致的。

接下来，我们利用2000年和2005年的数据，采用一个双重差分策略来识别扩招政策对大学毕业生失业率的影响。具体的模型如下：

$$\text{unemploy} = \alpha + \beta_1 \text{age}_{22-24} + \beta_2 \text{year}_{2005} + \beta_3 \text{age}_{22-24} \times \text{year}_{2005} + \gamma X + \epsilon. \quad (7)$$

其中 *unemploy* 是代表样本是否失业的虚拟变量（我们因此而使用了线性概率模型），*age*<sub>22-24</sub> 是代表样本年龄是否在22—24岁之间的虚拟变量（对于2005年的样本，这个变量与第三节中的变量 *policy* 是一致的）；*year*<sub>2005</sub> 用来表示观测是否来自2005年的样本；*X* 是其他控制变量，包括性别（*male*）、民族（*han*）、年龄（*age*）及其平方（*age*<sup>2</sup>）、省份、年龄及其平方与省份虚拟变量的交互项、样本所在省份的人均GDP（*gdppc*）、GDP增长速度（*gdpg*）、第三产业占GDP比重（*tertiaryshare*）以及进出口额与GDP之比（*tradegdp*），其中后四个变量主要是为了控制需求变动对失业率的影响； $\epsilon$  是扰动项。

<sup>5</sup> 这部分样本的存在并不影响前面的分析。因为在前面的分析中，我们只是关注扩招政策对于上大学机会的影响，与一个人是否完成大学教育没有关系。

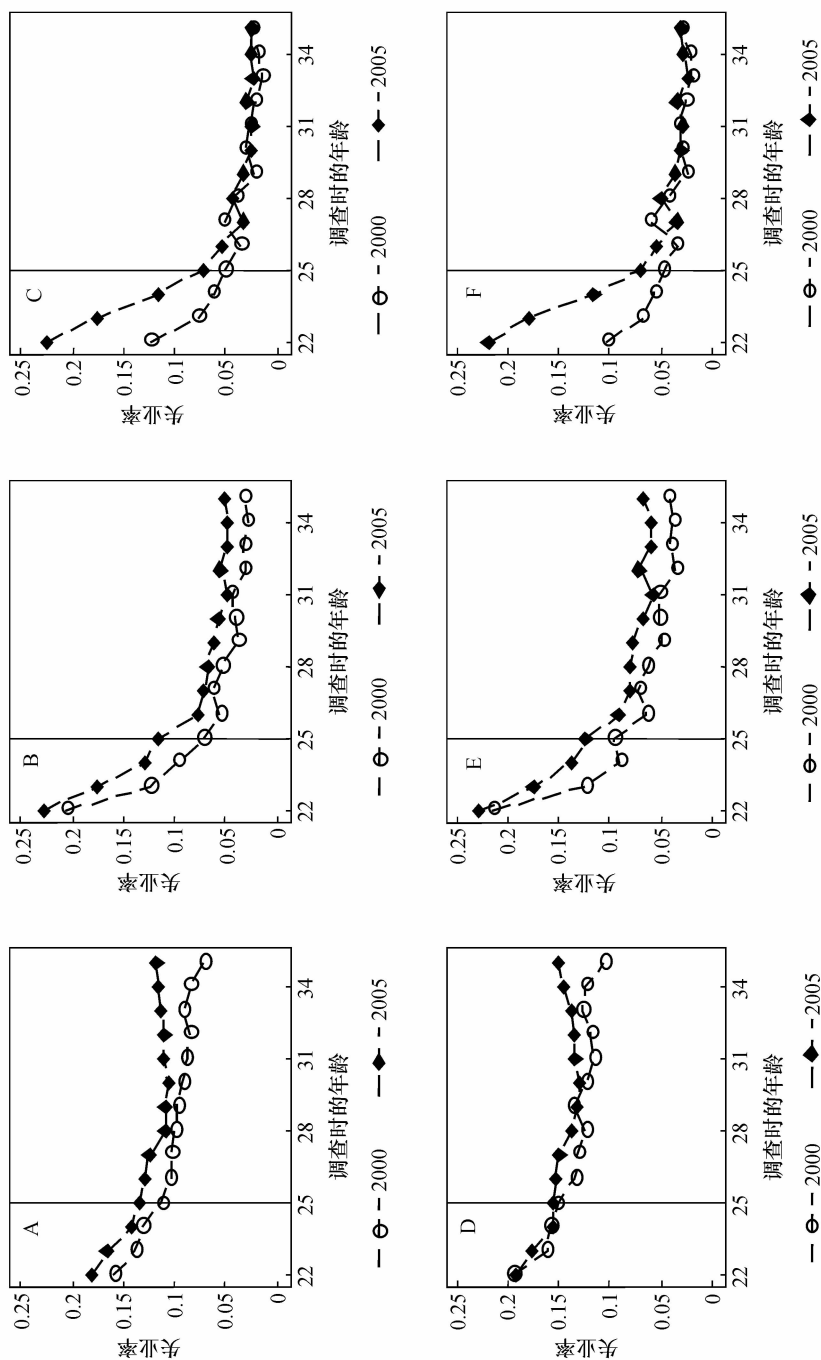


图2 2000年和2005年不同年龄段的失业率水平

注:从左到右依次为高中、大专、大学本科以及研究生。对于每个组别,上图(A,B,C)为全国样本,下图(D,E,F)为城市样本。

表6说明了这个简单的双重差分模型的工作原理（为简单起见，没有考虑控制变量X）： $\beta_1$ 代表失业率的年龄差异，它通过2000年的样本（ $\text{year}_{2005}=1$ ）计算得到； $\beta_2$ 代表的是不同时间点上的失业率差异，它通过年老组别（ $\text{age}_{22-24}=0$ ）在两个年份之间失业率的差异得到。在控制了年龄差异和时间趋势后，交互项的系数 $\beta_3$ 就代表了扩招对大学毕业生失业率的影响。本文的双重差分与吴要武和赵泉（2010）的做法不同。为了更好地控制年轻组别失业率的时间趋势，我们使用了接近年轻组别的样本作为控制组：首先将年老组别限定在25—35岁，并在随后的稳健性检验阶段将其限定在25—30岁。吴要武和赵泉（2010）则将年轻和年老组别的年龄限定在21—25岁和31—40岁。

表6 双重差分策略

	2000年样本(I)	2005年样本(II)	II-I
年老组别 ①	$E[\text{unemploy}=1 \mid \text{age}_{22-24}=0, \text{year}_{2005}=0]=\alpha$	$E[\text{unemploy}=1 \mid \text{age}_{22-24}=0, \text{year}_{2005}=1]=\alpha+\beta_2$	$\beta_2$
年轻组别 ②	$E[\text{unemploy}=1 \mid \text{age}_{22-24}=1, \text{year}_{2005}=0]=\alpha+\beta_1$	$E[\text{unemploy}=1 \mid \text{age}_{22-24}=1, \text{year}_{2005}=1]=\alpha+\beta_1+\beta_2+\beta_3$	$\beta_2+\beta_3$
②-①	$\beta_1$	$\beta_1+\beta_3$	$\beta_3$

表7第1列给出了关于失业率的估计结果。从年龄和年份的交互项系数来看，扩招政策使大学毕业生的失业率显著增加了0.088。除此之外，年份虚拟变量的系数并不显著，这主要是因为我们控制了需求因素。年龄虚拟变量的系数为-0.33，在5%的水平上显著，这与图2所显示的并不符合，其主要原因是我们还控制了年龄（连续变量）和年龄的平方。需求因素方面，人均GDP水平、GDP增长速度、第三产业比重以及进出口与GDP之比都使失业率下降，但前三个变量并不显著，只有贸易变量在1%的水平上显著。

需要指出的是，高考扩招在增加大学毕业生供给的同时，也改变了大学毕业生的构成。我们假定每个年龄段所有高中以上学历者的能力服从相同的分布，高考的功能是从每个年龄组中筛选能力较高者。扩招降低了对能力的要求，使扩招后大学毕业生的平均能力下降（Meng *et al.*, 2010）。由图2可以看出，2000年低能力者（高中毕业生，A图）的失业率水平要高于高能力者（大学毕业生，C图）。因此，表7第1列中扩招导致大学毕业生失业率增加很可能是平均能力下降的结果，即一些本来没有机会读大学的高中毕业生因为扩招而获得读大学的机会，而这部分人的失业率本身就比较高。

为了控制能力因素，我们为每个年龄组计算了大学以上学历者（不含大专）占有高中以上学历者（不含大专）的比例，用collegeshare表示。根据上述关于能力分布的假定，该比例越高，大学生的平均能力越低。表7第2列中，我们将这个变量放入回归方程当中，其系数显著为正，表明大学毕业生的平均能力越低，失业的概率越高。在控制了平均能力后，扩招对大学毕业生失业概率的影响降低了48%：交互项的系数由0.088变为0.046。这表

明扩招导致的大学毕业生失业率上升中有一部分是能力变化导致的:如果没有扩招政策,它将以另外一种形式——高中毕业生的失业——而存在。不过,即使控制了能力的因素,扩招对大学毕业生失业概率的影响(-0.046,在1%水平上显著)仍不容忽视。实际上,图2中2005年年轻组别大学生的失业率水平已经高于相同年龄组高中毕业生的失业率,表明前者的失业率水平不可能完全由平均能力下降来解释。

表7 大学扩招对大学毕业生就业的影响(双重差分模型)

	失业 (是=1/否则=0)		依靠家庭成员供养 (是=1/否则=0)		毕业后未工作 (是=1/否则=0)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>A: 城乡样本</b>						
age <sub>22-24</sub> × year <sub>2005</sub>	0.088*** (0.013)	0.046*** (0.017)	0.086*** (0.012)	0.039** (0.016)	0.314*** (0.084)	0.399*** (0.119)
year <sub>2005</sub>	0.027 (0.020)	-0.020 (0.022)	0.007 (0.017)	-0.045** (0.019)	-0.049 (0.230)	0.080 (0.262)
age <sub>22-24</sub>	-0.033** (0.013)	-0.014 (0.014)	-0.034*** (0.012)	-0.013 (0.013)	-0.300*** (0.093)	-0.349*** (0.106)
male	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	0.046** (0.022)	0.045** (0.022)
han	-0.000 (0.006)	-0.000 (0.006)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.012 (0.049)	-0.007 (0.049)
gdpgr	-0.080 (0.182)	-0.076 (0.182)	-0.184 (0.155)	-0.181 (0.155)	-3.504** (1.730)	-3.599** (1.719)
gdppc	-0.019 (0.034)	-0.016 (0.034)	0.021 (0.028)	0.025 (0.028)	0.195 (0.392)	0.172 (0.393)
tertiaryshare	-0.124 (0.088)	-0.128 (0.088)	-0.094 (0.076)	-0.098 (0.076)	0.157 (1.124)	0.197 (1.130)
tradegdp	-0.053*** (0.017)	-0.055*** (0.017)	-0.042*** (0.014)	-0.044*** (0.014)	0.023 (0.205)	0.021 (0.205)
collegeshare		0.888*** (0.206)		0.987*** (0.188)		-2.078 (1.973)
R-squared	0.062	0.063	0.075	0.076	0.355	0.355
N	27 205	27 205	27 205	27 205	1 465	1 465
<b>B: 城市样本(同时删除了30岁以上的样本)</b>						
age <sub>22-24</sub> × year <sub>2005</sub>	0.096*** (0.015)	0.077*** (0.022)	0.092*** (0.014)	0.073*** (0.021)	0.288*** (0.109)	0.249 (0.175)
year <sub>2005</sub>	0.063* (0.033)	0.029 (0.040)	0.017 (0.028)	-0.018 (0.034)	-0.130 (0.320)	-0.226 (0.493)
age <sub>22-24</sub>	-0.066*** (0.017)	-0.056*** (0.019)	-0.068*** (0.016)	-0.057*** (0.018)	-0.247** (0.117)	-0.225 (0.138)
collegeshare		0.524 (0.408)		0.536 (0.375)		1.283 (4.738)
R-squared	0.062	0.062	0.072	0.072	0.237	0.236
N	14 005	14 005	14 005	14 005	1 044	1 044

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;各列回归中均控制了年龄、年龄的平方以及它们与省份虚拟变量的交互项;A和B的回归中控制的变量相同;括号中为稳健标准误。



除了考察劳动力是否工作外，我们还考察了扩招对样本依靠家庭成员供养（即主要收入来源来自家庭其他成员）的概率的影响。在附录图 A1 中，我们给出了 2000 年和 2005 年不同教育水平不同年龄依靠家庭成员供养的比例，其变化特征与图 2 非常接近。表 7 的第 3 列和第 4 列中，我们将表示样本是否依靠家庭供养的虚拟变量作为因变量，其结果与以失业作为因变量时非常接近：不考虑能力因素时，扩招使依靠家庭成员供养的概率增加 0.086；控制能力变量使扩招的效应下降了 55%。

对于失业的样本，有两种情况：毕业后未工作或者失去原有工作。附录图 A2 给出了 2000 年和 2005 年失业样本中每个年龄段“毕业后未工作”的比例。对于高中和大专样本，两个年份“毕业后未工作”的比例基本平行或者重合。但是对于大学毕业生，受扩招影响的年龄组“毕业后未工作”的比例远高于 2000 年数据中的同龄组。不过由于样本量较小，后者的变化并不稳定。表 7 的第 5 和第 6 列中，我们生成一个表示是否“毕业后未工作”的虚拟变量，并以此为因变量估计双重差分模型。结果表明，对于失业的样本，扩招使其“毕业即失业”的概率提高了约 0.31。控制能力因素之后，扩招的影响由 0.31 增至 0.4，但是能力因素的系数并不显著。

作为稳健性检验，我们将样本进一步限定在城市地区（不包括镇）并删除了大于 30 岁的样本。图 2、附录图 A1 和附录图 A2 的 D、E、F 描述了样本失业、依靠家庭供养以及毕业未工作的情况；表 7 的 B 部分给出了双重差分的估计结果。总体而言，大学扩招对城市地区大学毕业生失业的概率影响更大，这符合很多大学毕业生留在城市找工作的事实。控制能力的因素之后，扩招对就业压力的影响有所减弱，但是减弱的程度较小，而且能力代理变量本身的系数也有所降低而且不显著。

最后，在附录表 A2 中，我们把大专毕业生和大学以上学历的毕业生放在一起考虑。在考虑能力因素之前，扩招使大专以上学历毕业生的失业率、依靠家庭供养的比例以及毕业即失业的概率上升。但是考虑能力因素（大专以上学历者占有高中以上学历者的比重）之后，扩招的影响显著降低，甚至为负。这说明扩招对就业的影响主要集中在大学及以上学历者。

## 五、总结与讨论

始于 1999 年的高校扩招是我国高等教育在转型和发展过程中的重要内容。本文以此为对象，首先利用 2005 年 1% 人口调查数据，考察了扩招对于人们教育决策的影响。结果表明，扩招使上大学的概率显著提高。就上大学的机会而言，因扩招而受益的人群主要集中在东部地区、城镇地区；少数民族女性、欠发达地区和贫困家庭受益较少。那些教育资源丰富省份的考生因扩招而受益的程度要显著高于其他地区。两个可能的原因导致了这样的结果。

首先,扩招过程伴随着学费等学习成本的上升。因此,尽管大学降低了能力(分数)的门槛,却提高了资金的门槛。这使得贫困地区、贫困家庭在扩招的过程中受益较少。这也从另外一个方面反映出,高等教育的奖助学金制度还有待完善。其次,我国高等教育体制改革赋予地方政府相当大的教育决策权,加上不同地区的教育资源差异,这使得不同省份的考生无法平等地从扩招政策中受益。因此,要促进高等教育的机会公平,需要进一步提高对贫困地区、贫困家庭的扶持力度,同时需要合理地分配高等教育资源。

我们还同时利用2000年和2005年的数据,考察了扩招对大学毕业生就业选择的影响。结果表明,扩招使得大学毕业生失业的概率显著提高,但其中有一部分是扩招之后大学毕业生的平均能力降低导致的。总体来看,大学扩招确实对我国大学毕业生的就业市场造成了很大的压力。本文的结果也为促进大学毕业生就业提供了一些思路。我们发现,在经济发达特别是对外开放程度高的省份大学毕业生的就业率显著高于其他省份,说明促进大学毕业生在这些地区就业可以有效缓解大学生就业困难的问题。

需要指出的是,本文所评价的是扩招对于大学毕业生劳动力市场结果的短期影响。在长期,这些失业的大学毕业生很可能会进入劳动力市场,然后经历一个工资上涨的过程。至于扩招是否对工资水平产生影响,影响的程度有多大,我们打算单独对其进行分析。此外,我们重点分析了扩招对大学毕业生群体的就业的影响,没有深入探讨扩招对于社会整体失业水平的影响。这也是需要进一步研究的内容。

## 附录

表 A1 1997 年各省每万人中的在校大学生人数

省份	人数	省份	人数	省份	人数	省份	人数
北京	171	上海	113	湖北	36	云南	15
天津	82	江苏	37	湖南	24	西藏	14
河北	22	浙江	25	广东	26	陕西	41
山西	24	安徽	17	广西	17	甘肃	21
内蒙古	18	福建	26	海南	18	青海	17
辽宁	48	江西	22	重庆	27	宁夏	21
吉林	45	山东	20	四川	18	新疆	27
黑龙江	33	河南	16	贵州	12		

数据来源:《中国统计年鉴(1998)》。

表 A2 大学扩招对大学毕业生和大专毕业生就业的影响(双重差分模型)

	失业 (是=1/否则=0)		依靠家庭成员供养 (是=1/否则=0)		毕业后未工作 (是=1/否则=0)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<b>A: 城乡样本</b>					
age <sub>22-24</sub> × year <sub>2005</sub>	0.043*** (0.007)	-0.018* (0.011)	0.043*** (0.007)	-0.026*** (0.010)	0.057* (0.032)	0.117** (0.053)
year <sub>2005</sub>	0.018 (0.013)	-0.080*** (0.018)	0.022* (0.012)	-0.087*** (0.016)	-0.020 (0.097)	0.080 (0.119)
age <sub>22-24</sub>	-0.009 (0.008)	0.029*** (0.008)	-0.008 (0.007)	0.033*** (0.008)	-0.038 (0.039)	-0.084 (0.051)
male	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	0.078*** (0.011)	0.078*** (0.011)
han	0.008** (0.004)	0.008** (0.004)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)	-0.073*** (0.025)	-0.073*** (0.024)
gdpg	-0.049 (0.121)	-0.039 (0.121)	-0.001 (0.104)	0.010 (0.104)	-0.438 (0.910)	-0.430 (0.910)
gdppc	-0.001 (0.023)	-0.001 (0.023)	-0.005 (0.020)	-0.006 (0.020)	0.103 (0.168)	0.096 (0.169)
tertiaryshare	-0.026 (0.059)	-0.024 (0.059)	-0.007 (0.053)	-0.005 (0.053)	-0.159 (0.480)	-0.161 (0.480)
tradegdp	-0.026** (0.011)	-0.027** (0.011)	-0.021** (0.010)	-0.022** (0.010)	0.004 (0.096)	0.003 (0.096)
collegeshare		1.002*** (0.127)		1.118*** (0.118)		-0.964 (0.665)
R-squared	0.045	0.046	0.055	0.056	0.352	0.352
N	80 016	80 016	80 016	80 016	5 675	5 675
<b>B: 城市样本(同时删除了30岁以上的样本)</b>						
age <sub>22-24</sub> × year <sub>2005</sub>	0.054*** (0.009)	0.005 (0.017)	0.049*** (0.009)	-0.001 (0.016)	0.062 (0.043)	0.007 (0.095)
year <sub>2005</sub>	0.004 (0.023)	-0.087** (0.035)	0.008 (0.020)	-0.085*** (0.032)	-0.043 (0.132)	-0.144 (0.200)
age <sub>22-24</sub>	-0.053*** (0.011)	-0.011 (0.015)	-0.050*** (0.010)	-0.007 (0.014)	-0.020 (0.050)	0.029 (0.091)
collegeshare		0.879*** (0.260)		0.900*** (0.241)		0.933 (1.404)
R-squared	0.045	0.045	0.051	0.051	0.252	0.252
N	36 308	36 308	36 308	36 308	3 472	3 472

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;各列回归中均控制了年龄、年龄的平方以及它们与省份虚拟变量的交互项;A和B的回归中控制的变量相同;括号中为稳健标准误。

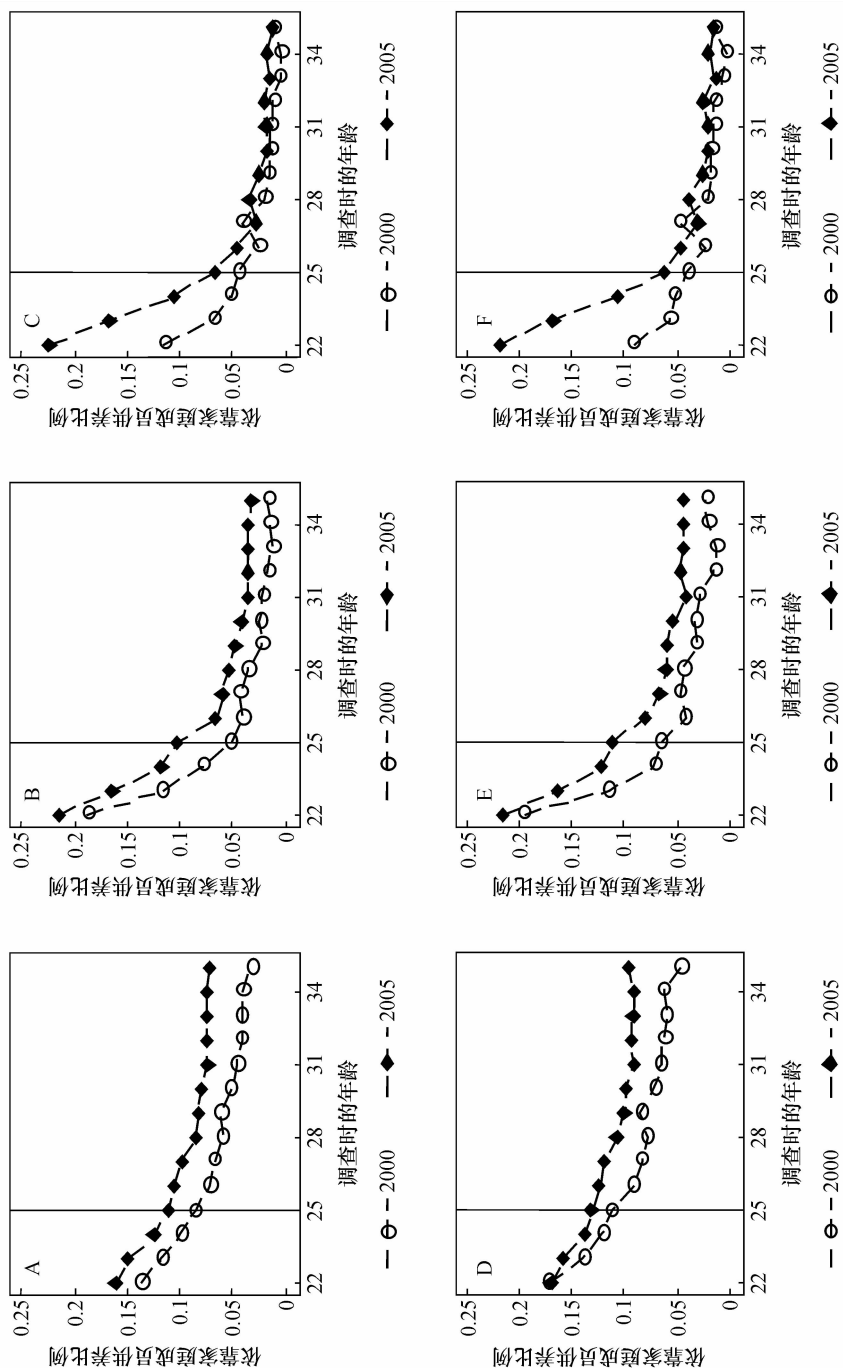


图 A1 2000 年和 2005 年不同年龄段中依靠家庭其他成员供养的比例  
注：从左到右依次为高中、大专、大学本科以及研究生。对于每个组别，上图(A,B,C)为全国样本，下图(D,E,F)为城市样本。

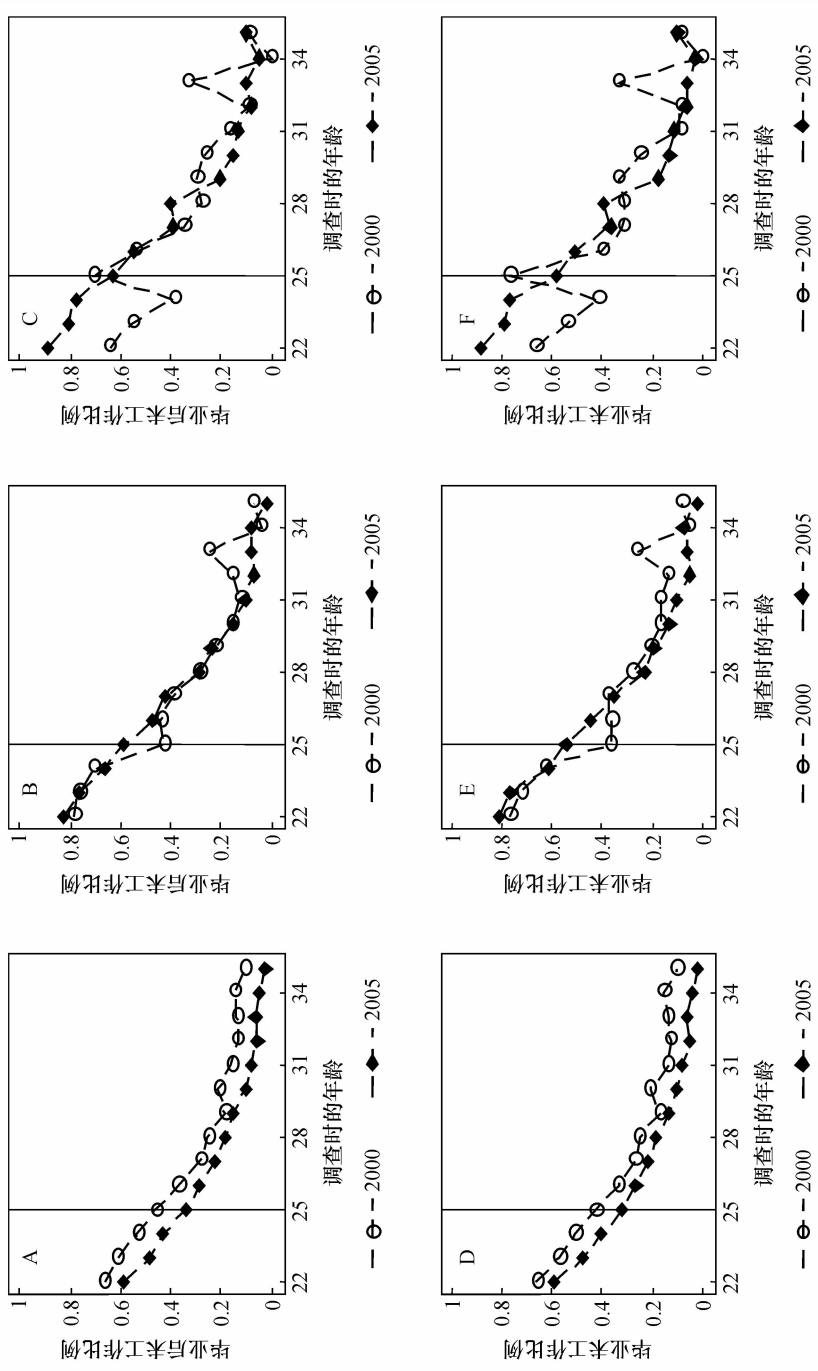


图 A2 2000 年和 2005 年不同年龄段失业人口中毕业后未工作的比例

注：从左到右依次为高中、大专、大学本科以及研究生。对于每个组别，上图(A、B、C)为全国样本，下图(D、E、F)为城市样本。

## 参考文献

- [1] Ai, C., and E. Norton, "Interaction Terms in Logit and Probit Models", *Economics Letters*, 2003, 80 (1), 123—129.
- [2] Angrist, J., and J. Pischke, *The Mostly Harmless Econometrics*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2008.
- [3] Angrist, J., and A. Krueger, "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(4), 979—1014.
- [4] Duflo, E., "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, 2001, 91(4), 795—813.
- [5] 国家教委,《关于深化高等教育体制改革的若干意见》,1995年。
- [6] 国务院,《中国教育改革和发展纲要》,1993年。
- [7] Imbens, G., and J. Angrist, "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 1994, 62(2), 467—475.
- [8] 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页。
- [9] Li, Y., J. Whalley, S. Zhang, and X. Zhao, "The Higher Educational Transformation of China and its Global Implications", *The World Economy*, 2001, 34(4), 516—545.
- [10] Meng, X., and R. Gregory, "Exploring the Impact of Interrupted Education on Earnings: The Educational Cost of the Chinese Cultural Revolution", IZA Discussion Paper No. 2548, 2007.
- [11] Meng, X., K. Shen, and X. Sen, "Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988—2007", IZA Discussion Paper No. 4919, 2010.
- [12] 孙志军、杜育红,“学制改革对农村居民教育水平和收入水平的影响:来自广西融安县的调查”,《中国人口科学》,2009年第4期,第102—112页。
- [13] Wang, X., B. Fleisher, H. Li, and S. Li, "Access to Higher Education and Inequality: The Chinese Experiment", IZA Discussion Papers 2823, 2007.
- [14] 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。
- [15] 杨东平,《中国教育的转型与发展》。北京:社会科学文献出版社,2006年。
- [16] 袁诚、张磊,“对低收入家庭子女大学收益的观察:一个教育收益异质性观点”,《经济研究》,2009年第5期,第42—51页。
- [17] Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, "Economic Returns to Schooling in Urban China: 1988 to 2001", *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4), 730—752.
- [18] 中国青少年研究中心,《“十五”期间中国青年发展状况及“十一五”期间中国青年发展趋势研究报告》,2007年。

## Higher Education Expansion, Education Opportunity, and Unemployment of College Graduates

CHUNBING XING SHI LI  
(Beijing Normal University)

**Abstract** Using two large datasets in 2000 and 2005, we investigate how China's higher education expansion initiated in 1999 affects education opportunities of different groups of graduates and to what extent it has affected unemployment of college graduates. We find that minority female, those from central-western regions and from rural areas benefit relatively less from the expansion compared to their urban, eastern counterparts. Using a difference in difference strategy, we find that the expansion increases unemployment of new college graduates, and half of the increase was due to the decrease in average ability after the expansion.

**JEL Classification** I23, J21, J24