

高校扩招与大学毕业生就业^{*}

吴要武 赵 泉

内容提要: 本文在“控制—干预”的框架内,利用双差分模型及其扩展形式,评估了1999年以来高校扩招政策对大学新毕业生劳动力市场表现的影响。尽管这个期间经济增长迅速,就业机会增多,但扩招还是导致大学新毕业生的劳动参与率下降,失业率上升,小时工资下降。

关键词: 自然试验 三次差分模型 劳动参与 失业 工资

一、引言

从1999年开始,中国以每年40万—50万人的速度扩大高校招生。高校招生人数从1998年的108万上升到2008年的607万,10年里增加了近5倍。在今天往回看,高校扩招目的有两个:(1)推迟年轻人口队列进入劳动力市场,减轻就业压力。中央政府将这个期间的就业困难归结为三个原因:新增劳动年龄人口进入市场;农村剩余劳动力进入城镇寻求非农就业;城镇下岗失业者寻求再就业(吴邦国,2002)。“三碰头”都在增加劳动力供给,而高校扩招能直接减少劳动力市场的供给数量。(2)积累人力资本,应对产业升级。虽然当时并未明确提出这个目标,但在逻辑上是成立的。劳动部门把就业压力区分为“总量矛盾”和“结构矛盾”,提高劳动者受教育水平,是解决“结构性失业”的长效办法。另一方面,政府预期,经济高速增长会持续下去,一段时间后,剩余劳动力会被耗尽,工资水平会上涨,那么,产业结构就会升级。扩大高等教育规模相当于为即将到来的产业升级提前做准备。

2003年,中国城镇就业压力开始缓解。2004年,以“民工荒”为表征的非技术劳动者短缺从沿海爆发并迅速蔓延到中西部地区。与非技术劳动者短缺相伴随的是工资水平迅速上升:农民工的月工资从2002年的大约600元,持续上升到2008年的约1700元。^①劳动密集型产业对工资非常敏感,产业升级的压力因此增大。2003—2007年,中国经济增长速度连续5年超过10%,这一方面固然需要更多的非技术劳动者,另一方面,对高校毕业生的需求也在持续增加。这意味着,高校扩招后的毕业生进入市场时,正面临着非常有利的市场环境。尽管如此,中央政府从2002年开始,就在关注大学毕业生“就业困难”了。这个现象自然引起人们的思考:今天的大学毕业生就业与扩招是怎样的关系?对这个问题的回答,需要建立在严谨规范的经验分析基础上。

这次高校扩招,可以看作一次覆盖全国的自然试验,在不长的时间内急剧增加的大学新毕业生供给,给劳动力市场带来了冲击。分别收集于扩招前后的具有全国代表性的微观数据,为评估这次

^{*} 吴要武,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100732,电子信箱:wuyw@cass.org.cn;赵泉,北京工商大学经济学院,邮政编码:100037,电子信箱:zhaq@th.itbu.edu.cn。蔡教授、张车伟教授、朱玲教授、魏众教授、朴之水教授、米建伟博士以及中国社会科学院人口与劳动经济研究所、中国社会科学院经济研究所报告会参加者为本文的改进贡献了有益意见,在此一并致谢。匿名审稿人在本文的模型设定、篇章结构和文字表述上,都贡献了重要的改进意见,在此特别致谢!作者文责自负。本文得到中国社会科学院重点课题“中国城镇非正规就业问题研究”的资助。

^① 数据来源:人力资源与社会保障部2003年以来的(50个县)历年农民工监测调查数据。

扩招的效果提供了可能。本文在一个“控制—干预”(control-treatment)框架内回答这个问题。

二、数 据

1. 数据介绍

在项目评估中, 数据结构决定模型设定, 所以, 本文先介绍数据, 再讨论模型设定。本文使用的数据包括 2000 年人口普查和 2005 年 1% 人口抽样调查微观数据, 它们可以分别对应扩招前和扩招后。数据中包含的劳动力市场指标有劳动参与和失业。收入是评价政策效果的另一个重要指标, 但 2000 年人口普查数据中没有被调查者的收入信息, 本文用劳动和社会保障部于 2002 年 12 月所做的劳动力市场抽样调查数据(66 城市)来替代。这时, 扩招后的本科生尚未毕业和进入市场, 仍可视作扩招前。

2005 年的 1% 人口抽样调查抽样方法与 66 城市调查方法非常接近。^①每个省市按照国家统计局分配的样本数量和调查原则, 组织实施抽样调查。实际调查样本大约占全国人口的 1.31%。国家统计局从这些调查样本(约 1698.6 万人)中, 按照简单随机抽样的方法抽取五分之一的样本提供给研究机构。本文使用 2005 年抽样调查数据的观测样本约为 258 万人。本文使用的 2000 年人口普查数据为长表数据的 0.95% 样本, 约 118 万人。这三组微观数据产生过程接近, 可以混合起来使用。

劳动者的市场表现受环境的影响, 为了控制这个因素, 本文将各个城市特征匹配到个体观测数据上。城市数据来自历年《中国城市统计年鉴》, 本文使用了地级市和三个直辖市的经济增长速度、发展水平(由人均 GDP 来衡量)与城市特征: 如是否是开放城市、行政级别、是否(因行政区划调整而发生人口急剧增长或减少等)。

在评估高校扩招对收入的影响时, 为了使 2005 年抽样调查数据与 2002 年 66 城市数据更具可比性, 作者将 2005 年抽样调查数据中相应的 66 个城市挑出, 与 2002 年劳动力市场调查数据匹配起来。因 2005 数据的样本大于 2002 年数据, 在做回归分析时, 2002 年数据相应被赋予更大的权重。考虑到价格因素, 本文以 2002 年的小时工资作基础, 根据各省市的城镇消费者价格指数对 2005 年的小时工资进行了平减。

2. 对变量的定义

本文的观测对象是已经毕业的劳动年龄人口。我们把 1999 年及以后进入大学的毕业生视为“新毕业生”, 他们受到扩招(干预)的影响。然而, 这些调查数据中没有询问被调查者的入学时间, 作者面临一个技术性难题: 如何对“大学新毕业生”进行统计识别? 或者说, 哪些观测样本受到了高校扩招的影响? 按照中国的学制并假定 6 岁入学, 则 18 岁会高中毕业并进入大学阶段, 但现实生活中, 人们可能在 7 岁甚至更晚入学, 会在中小学期间留级、复读等。从历次人口普查数据看出, 18 岁的“在校生”大部分在高中阶段; 19 岁的“在校生”中, 高中生的比重也明显大于大学生。因此, 1999 年扩招可能影响到 1978—1982 年甚至更早出生的人口。在 2005 年数据中, 这些人口对应 23—27 岁。所以, “大学新毕业生”并没有一个准确的统计定义。

根据经验, 本文把两组观测数据中 21—25 岁的高校毕业生, 定义为“大学新毕业生”(干预组)。2005 年数据中, 这个群体会受到扩招的影响, 邻近的 26—30 岁人口可能部分受到扩招的影响。但作者预计扩招的影响会随着年龄提高而持续衰减。本文把 31—40 岁的高校毕业生定义为“大学老

^① 2002 年的 66 城市抽样调查数据的抽样方法为多阶段随机抽样(PPS), 根据城市规模和地区分布, 在全国 660 个城市中抽取 66 个城市; 在不同人口规模的城市里, 调查 800—3000 户居民。经过作者的认真清理, 发现共成功调查约 7.5 万户, 16 岁及以上有效样本 18.9 万人。

毕业生”(控制组),在2005年数据中,这个群体没有受到扩招的影响。由于大学生都是来自高中毕业生,本文把相同年龄的“高中毕业生”视为大学毕业生群体的一个“附加控制组”。

把2000年或2002年数据分别与2005年数据混合在一起,本文就拥有三组虚拟变量:

调查年份。2000年(或2002年)和2005年可以视为干预前(0)和干预后(1)。2000年,扩招后入学的大学生尚未毕业;2005年,扩招后入学的大学生已经开始进入市场。

“老毕业生”和“新毕业生”。31—40岁定义为“老毕业生”(0),21—25岁定义为“新毕业生”(1),分别为“控制组”和“干预组”。

“高中毕业生”和“大学毕业生”。高中毕业生(0)为大学毕业生(1)的“附加控制组”。

人口普查数据最接近简单随机抽样且样本巨大,抽样误差可以忽略。混合两组普查数据可视为重复截面数据,其优势为:一是接近准面板数据;二是大样本且短期限,大大降低了各种不确定性风险(Bertrand et al, 2004; Donald et al, 2007)。

3. 描述性统计信息

根据本文要研究的内容,把三组微观数据的描述性信息报告在表1中。首先,本文截取21—40岁年龄组作为分析对象,21—25岁是本文最关注的年龄组。与2000年相比,2005年21—25岁年龄组的受教育水平上升了0.36年;26—30岁年龄组上升了0.49年;31—40岁年龄组反而减少了0.08年。^①其次,作者比较了66个城市高中毕业生和本科毕业生在2002年和2005年的小时工资(对数值)。在每一个年龄组中,本科毕业生的小时工资都显著高于高中毕业生。随着年龄增长(工作经验增加),在每个受教育群体内,小时工资也都在持续提高。再次,2002年66城市调查数据的观测值虽然少于2005年数据,由于样本数量巨大,即使在21—25岁年龄组中,获得工资性收入的本科毕业生也有764人,所以,不必担心小样本带来估计偏差风险。

高校扩招的规模达到每年40万—50万人,扩招后的大学毕业生进入市场,不仅提高了年轻劳动者的受教育年限,也给劳动力市场带来冲击。2000—2005年间,本科生在21—25岁人口中的比重从1.8%—4.6%上升到4.9%—7%,大约上升了3—4个百分点,从绝对数量上看则增加了一倍

首先,本文截取21—40岁年龄组作为分析对象,21—25岁是本文最关注的年龄组。与2000年相比,2005年21—25岁年龄组的受教育水平上升了0.36年;26—30岁年龄组上升了0.49年;31—40岁年龄组反而减少了0.08年。^①其次,作者比较了66个城市高中毕业生和本科毕业生在2002年和2005年的小时工资(对数值)。在每一个年龄组中,本科毕业生的小时工资都显著高于高中毕业生。随着年龄增长(工作经验增加),在每个受教育群体内,小时工资也都在持续提高。再次,2002年66城市调查数据的观测值虽然少于2005年数据,由于样本数量巨大,即使在21—25岁年龄组中,获得工资性收入的本科毕业生也有764人,所以,不必担心小样本带来估计偏差风险。

表1 描述性统计信息

	2000年	2002年	2005年
年龄组:	平均受教育年限(年,全国样本)		
21—25岁	10.71	—	11.07
26—30岁	10.16	—	10.65
31—40岁	10.01	—	9.93
	小时工资对数值(元,66城市)		
高中毕业 (21—40岁)	—	1.35 [19764]	1.66 [31065]
本科毕业 (21—40岁)	—	2.05 [5953]	2.43 [13053]
21—25岁			
高中毕业	—	1.22 [3835]	1.59 [8410]
本科毕业	—	1.88 [764]	2.22 [2750]
26—30岁			
高中毕业	—	1.34 [4560]	1.68 [7776]
本科毕业	—	2.01 [1507]	2.45 [3731]
31—40岁			
高中毕业	—	1.37 [11369]	1.72 [14879]
本科毕业	—	2.07 [3682]	2.48 [6572]

注:方括号内为观测值。

^① 2005年,31—40岁年龄组的受教育年限反而出现下降,这是乡城迁移导致的结果:本文的观测样本为城镇人口,按照城乡划分标准,乡城迁移超过6个月者,计入城镇人口。2000—2005年期间,城镇出现民工荒,迁移者的年龄开始向上推移,农村大龄劳动者大规模进入城镇。受教育水平更低的农村人口的进入使31—40岁人口的受教育年限反而低于2000年样本。

多。大专及以上学历者增幅更大,提高了6—8个百分点。形成对比的是,高中毕业生的比重稳定,在21—25岁人口中甚至在下降,见附图1。这意味着,高校扩招对受教育年限的影响在2005年数据中已清晰显现出来。扩招显著增加了大学新毕业生的市场供给,这会影响该群体的市场表现。

附表1显示,受到高校扩招影响较少的大龄人口,劳动参与率下降很少,在26—40岁年龄组中,2000—2005年,本科毕业生的劳动参与率下降了0.6—1.6个百分点;在21—25岁年龄组中,则下降了2.4—12.4个百分点。在大专及以上学历群体中,劳动参与率下降呈现同样特征,26—40岁年龄组下降了1.4—2.5个百分点,21—25岁年龄组则下降了3.2—8.9个百分点。高中毕业生的劳动参与率下降却呈现相反的特征:大龄人口的劳动参与率下降了7.8—11个百分点;21—25岁年龄组仅下降7.4—7.9个百分点。

附表2报告了不同年龄组的失业率变化。本科毕业生群体中,2000—2005年,31—40岁年龄组的失业率下降了0.2—0.8个百分点;在26—30岁年龄组中,则提高了0.01—1.34个百分点;22—25岁年龄组提高幅度最大,达到2.1—5.1个百分点。大专及以上学历群体的失业率变化与本科毕业生类似,27—40岁年龄组的失业率都在下降,22—26岁年龄组出现了上升。高中毕业生群体中,27—40岁年龄组的失业率上升了0.7—3个百分点;21—26岁年龄组中有三个队列的失业率出现显著下降,23—25岁年龄组略为上升了0.03—0.8个百分点。

描述性统计信息提供了初步的经验证据:扩招增大了高校毕业生的市场供给,也对大学新毕业生的市场表现产生了负面影响。高中毕业生的市场表现与大学毕业生呈现出相反的年龄组特征,这种差异,可能是高校扩招导致的。下面进一步检验这个判断。

三、经验分析框架

1. 经验方程的设定

本文的基本研究假设是高校扩招后进入大学的毕业生会因供给增加而有着不利的市场表现。这个结果会体现在经验数据中,通过相应的经济计量方法可以侦测出来。从上述三组虚拟变量的特征可知,调查年份和人口队列演进都可以看成严格外生的。将两组不同年份的人口普查数据混合起来,这样的数据结构支持本文采用双差分模型来估计干预效应(Esther, 2001)。把分析对象限定为大学毕业生群体,指示性变量包括调查年份(扩招前和后)和年龄队列(新毕业和老毕业),以及两个变量的交互项。可以设定一个标准的双差分经验方程:

$$y_{it}^k = \alpha + \alpha_1 d_t + \gamma^1 e^k + \gamma_1^1 e_i^k + \xi \quad (1)$$

等式左边 y 代表劳动者的市场表现——劳动参与、失业或小时工资;下标 i 代表观测个体;下标 t 代表调查年份,干预前(2000年或2002年)为0,干预后(2005年)为1;上标 k 代表毕业时间,31—40岁年龄组为“老毕业生”(控制组)——未受扩招政策的影响,定义为0,21—25岁年龄组为“新毕业生”(干预组),定义为1。 $e_i^k = d_t \times e^k$,其系数 γ_1^1 就是我们所关心的干预效应(treatment effect)。

在扩展模型里,引入高中毕业生群体。2000—2005年期间,中国经济高速增长,就业机会增加,大学新毕业生也面临更多的就业岗位:技术结构一定时,高校毕业生和中学毕业生在劳动力市场上为互补品,会随着产出扩大而同时增长。本文在使用双差分估计时,首先假定,如果没有高校扩招的影响,大学新毕业生的就业环境不会恶化,因为对大学毕业生的市场需求与高中毕业生是一致的。相对于大学老毕业生,新毕业生可能受经济环境的影响更大,而这个时期的经济环境对大学新毕业生是有利的。^①如果大学新毕业生的市场表现实际上出现了恶化,如劳动参与率下降,失业率

^① 如果说2005年的大学新毕业生面临着比2000年更好的市场环境——就业机会多,市场环境对新大学毕业生的影响大于老毕业生,那么,用双差分模型估计出来的干预效应就可能低估扩招对大学新毕业生市场表现的不利影响。

上升等,则可以推断,这是由大学新毕业生供给增加过多导致的。

模型里的高中毕业生并不是大学毕业生“完美的”附加控制组:同一个人口队列中,哪些高中生可以考上大学并不是随机决定的。但增加不完美的控制组,却能够改进估计结果,有望得到相对更加完美的干预效应(Murray, 2006)。可以预期,在每个人口队列中,上大学选择性偏差的方向都是一致的。比如智商高、更健康、更努力、家庭条件好的高中生更可能考取大学。那么,可以假定干预前上大学者(更早的人口出生队列)与干预后上大学者(更晚的人口出生队列)的无法观测特征是相同的,都在某个人口队列的最高分位组。使用差分估计,可以把这个同方向的选择性偏差消除或减轻。因此,三次差分应该是一个有效改进。

数据结构特征决定了本文的第二个经验方程(Meyer, 1995):

$$y_i^k = \alpha + \alpha_1 d_i + \alpha^1 d^j + \gamma^1 e^k + \alpha^1 d_i^j + \gamma_1^1 e_i^k + \alpha^{11} d^k + \beta d_i^k + \epsilon_i^k \quad (2)$$

上标 j 代表受教育程度,大学或大专定义为 1,高中为 0;将三个指示性变量两两形成交互项,即 d_i^j 、 e_i^k 、 d_i^k ,分别衡量了某种偏干预效应。三个指示性变量的交互项 d_i^k 的系数 β ,是本文所关心的干预效应:高校扩招对大学新毕业生市场表现产生的影响。其估计结果就是 $\beta = (\bar{y}_{i1}^k - \bar{y}_{i0}^k) - (\bar{y}_i^k - \bar{y}_i^{0k}) - (\bar{y}_i^1 - \bar{y}_i^0)$ 。当被解释变量为劳动参与和失业时,为虚拟变量,本文采用线性概率模型,对个人的选择作分析。

2. 模型扩展——额外回归因子

影响大学新毕业生市场表现的因素,除新毕业生供给的冲击性增加外,劳动力市场的需求因素也会影响其市场表现。在模型中使用额外的解释变量,不仅能减少误差项的方差,改进估计效率,还能部分控制劳动力市场的需求因素。地区经济发展不平衡是中国经济的特征,以户籍为代表的制度性分割,使大学新毕业生流动受到限制,因此,新毕业生所在城市的地区经济特征,可以作为需求和制度的代理变量引入模型。

本文把各城市最近 10 年来(1995—2005 年)的实际增长速度、期初发展水平(以 1995 年的人均 GDP 对数值来衡量)、城市特征(是否在 1990 年以前开放)、竞争性部门从业者在非农就业者中的比重等,与微观数据匹配起来并作为控制劳动力市场需求的解释变量。可以推测,经济增长速度快、发展水平高的地区,最先面临产业升级,会创造更多技术岗位提供给大学新毕业生;竞争性部门从业者更多的地区,市场发育进程早,开始提供“体面就业”岗位,预期会更好地解决大学新毕业生的就业问题。

3. 识别

出生队列决定了谁会受到扩招的影响。我们推断,2005 年数据中的 21—25 岁年龄组受到了高校扩招的影响,但 26 岁、27 岁甚至更大的年龄组中,也会有人在 1999 年甚至以后升入大学。当测量误差在观测性数据中难以避免的时候,本文选择 21—25 岁年龄组作为干预组合理吗?一个可行的识别策略是观测年龄增大与市场表现之间的关系。我们预期,随着年龄增大,受扩招的影响变得越来越小,他们的市场表现与控制组之间的差异会逐渐消失。经验显示,20 岁以后升入大学的可能性会下降,1999 年的 20 岁在 2005 年对应着 26 岁,因此,扩招产生的干预效应会在 26 岁以上的年龄组逐渐缩小并趋于消失;24 岁以后升入大学的可能性极小,在 2005 年数据中对应着 30 岁。我们将 21—30 岁年龄组作为目标干预组——其中“26—30 岁”年龄组是附加干预组,观察各个年龄组的市场表现及其变化。

本文将大学毕业生区分为本科毕业和专科毕业两个次级组。2000 年普查数据显示,44.5% 的专科毕业生为“成人教育”学历;本科毕业生中,成人学历只有 17.5%,随着高校扩招这个比重还会

下降。^①成人高等教育和普通高等教育存在显著的质量差别,把两类高校毕业生分开处理是“准确区分”的需要。

为了观察扩招对每一个年龄组(21—30岁)的影响,将经验方程(1)扩展为:

$$y_{it}^k = \alpha + \alpha_1 d_t + \gamma^1 e^k + \sum_{c=21}^{30} \gamma_1^1 e_c^k + X \delta + \epsilon_{it}^k \quad (3)$$

其中, c 为年龄队列, X 为城市特征向量。

表2报告了扩招对本科毕业生的干预效应,模型中包括了“经济增长”等城市层面的控制性变量。左边窗框的样本仅限于本科毕业生群体。首先,扩招的干预效应从人口年龄组变化中清晰显示出来。在21—25岁组中,对劳动参与的干预效应(下降了)1.1%—12.2%,随年龄上升而递减,统计上非常显著;在26—30岁组中,干预效应迅速接近于0且变得不显著。结果与预期相一致。对失业的影响不如劳动参与那样清晰,但在22—25岁组中,干预效应为(提高了)2.5%—4.7%,统计上非常显著;在26—30岁组中,干预效应迅速缩小,由于样本巨大,把统计显著水平设定为1%,则28—30岁组都是不显著的。把21—25岁组和26—30岁组作为两个次级群组,则21—25岁组的两个干预效应分别为-3.5%(劳动参与)和3.8%(失业);26—30岁组中,两个对应的干预效应分别为0和0.9%。^②远低于受到扩招影响的人口组。结果与预期也基本一致。

右边窗框报告了三次差分模型估计的干预效应——分年龄组观察 β 值,观测对象为“本科毕业生和高中毕业生”。尽管增加了高中毕业生作为附加控制组,干预效应与双差分结果非常接近:在21—25岁各组中,对劳动参与的干预效应为-1.3%至-11.2%,随年龄上升而持续下降,这个次级组的平均干预效应为-2.8%;在26—30岁各组中,对劳动参与的干预效应都非常接近于0,且统计上不显著,这个次级群组的平均干预效应为-0.1%,统计上不显著。结果与预期相一致。对失业的干预效应显示,21岁组的干预效应为负值但不显著,^③在22—25岁组,干预效应为2.5%—6.3%,这个次级组的平均干预效应为5%;在26—30岁组中,26—27岁两个组的干预效应分别为2.5%和1.3%,统计上显著,28—30岁组的干预效应为0.3%—1%,但统计上不显著,26—30岁这个次级组的平均干预效应为1.1%。从两个群组的系数大小看出,干预效应随年龄增加而衰减,这个结果也与预期相一致。

识别的有效性——证伪检验(falsification test)。^④

为了检验识别的有效性,说明是高校扩招影响了干预组的市场表现,本文构建一个证伪检验:将31—40岁组划分为31—35岁和36—40岁两组,将31—35岁组作为“控制组”,将36—40岁组作为“人为干预组”(artificial treatment group),计算高校扩招带来的“干预效应”。由于36—40岁组不可能受到高校扩招的影响,显然,“干预效应”也就不会真地存在。左边窗格的结果显示,对劳动参与和失业的系数都接近0且不显著;右边窗格的两个系数都不到1%,但统计上显著,这可能是测量误差和生命周期等导致的。

表2的结果证实本文的识别策略是有效的:高校扩招显著影响了受干预群体(21—25岁组)的

① 可以预期,高校扩招会使那些原本无法迈过高考门槛的“成教生”,越来越多地进入普通高校。从日益减少的生源可以看出成人高等教育的萎缩。

② 由于样本巨大,即使一个微小的变异,也能被捕获(capture),所以,26—30岁组的失业率提高了0.9%,可能是由于测量误差,也可能是由于26—27岁组中确实有人受到扩招的影响。因此,本文谨慎地把31—40岁组设为控制组。

③ 在测量对失业的影响时,21岁组的干预效应为异常值,作者推测有两个原因:第一,样本过少,21岁的本科毕业生在2000年和2005年样本中分别只有37和185个观测值;第二,在中国的学制下,21岁能够本科毕业生者很少,可能存在异质性。在分年龄组作“识别”时,可以舍弃这个队列的结果,但在对年龄分组时,应该保留,2005年数据中,21岁的本科毕业生肯定是高校扩招后入学的。

④ 由于中国的本科毕业生受成人教育的干扰较少,数据质量更高,用本科生群体作证伪检验的结果更可信。

市场表现,对未受干预群体的市场表现几乎没有影响。

表2 对干预效应的检验(1):本科毕业生

年龄组(岁)	年份×毕业时间(γ_1^j)				年份×毕业时间×是否本科(β)			
	劳动参与		失业		劳动参与		失业	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
21	-0.122	0.021	-0.056	0.028	-0.112	0.021	-0.014	0.028
22	-0.069	0.008	0.047	0.012	-0.062	0.008	0.063	0.012
23	-0.050	0.005	0.055	0.007	-0.041	0.005	0.061	0.007
24	-0.028	0.003	0.043	0.005	-0.023	0.004	0.048	0.006
25	-0.011	0.003	0.025	0.004	-0.013	0.004	0.025	0.005
26	-0.004	0.003	0.018	0.003	-0.009	0.004	0.025	0.004
27	-0.001	0.003	0.011	0.003	-0.001	0.004	0.013	0.004
28	0.001	0.003	0.005	0.003	0.002	0.004	0.003	0.004
29	0.000	0.003	0.005	0.003	0.000	0.004	0.010	0.004
30	0.005	0.003	0.004	0.002	0.004	0.004	0.003	0.004
21—25	-0.035	0.002	0.038	0.003	-0.028	0.003	0.050	0.003
26—30	0.000	0.001	0.009	0.001	-0.001	0.002	0.011	0.002
36—40*	-0.002	0.002	0.000	0.002	-0.006	0.002	0.009	0.002

* 这里的控制组为31—35岁组。

尽管“专科毕业生”群体存在更大的测量误差,本文仍按同样的技术路径,检验受到扩招影响和没有受到扩招影响的人口组的市场表现。结果报告在表3中,模型设定同表2。

表3 对干预效应的检验(2):专科毕业生

年龄组(岁)	年份×毕业时间(γ_1^j)				年份×毕业时间×是否本科(β)			
	劳动参与		失业		劳动参与		失业	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
21	-0.053	0.006	-0.051	0.010	-0.047	0.007	-0.011	0.010
22	-0.033	0.004	-0.006	0.007	-0.028	0.005	0.010	0.007
23	-0.021	0.003	0.008	0.005	-0.015	0.004	0.014	0.006
24	-0.009	0.003	0.015	0.004	-0.006	0.004	0.020	0.005
25	-0.009	0.003	0.008	0.003	-0.011	0.004	0.008	0.005
26	-0.005	0.003	0.004	0.003	-0.009	0.004	0.011	0.004
27	-0.002	0.003	0.000	0.003	-0.002	0.004	0.001	0.004
28	-0.006	0.003	0.003	0.003	-0.004	0.004	0.002	0.004
29	-0.011	0.003	-0.002	0.003	-0.011	0.004	0.003	0.004
30	-0.004	0.002	0.000	0.003	-0.006	0.004	-0.001	0.004
21—25	-0.021	0.002	0.004	0.002	-0.016	0.002	0.017	0.003
26—30	-0.006	0.001	0.001	0.001	-0.006	0.002	0.003	0.002

左边窗格报告了双差分模型估计的干预效应。在只观察专科毕业生群体时,扩招对劳动参与的干预效应在21—25岁组中均为负值,约在-1%至-5%之间,统计上非常显著;在26—30岁组中,系数下降到-0.2%至-1.1%,只有29岁在1%水平上显著。解读扩招的干预效应时,不仅要关注统计显著性,还要关注系数的大小。把21—25岁组视为一个群体,这时,扩招的平均干预效应为-2.1%;在26—30岁次级组中为-0.6%。对失业的影响不显著,在21—25岁组中,只有24岁

和 25 岁组显著, 其系数分别为 1.5% 和 0.8%。在 26—30 岁组中, 都不显著异于 0。

右边窗格报告了三次差分模型估计的干预效应。扩招对 21—25 岁组劳动参与的干预效应为 -0.6% 到 -4.7%, 平均干预效应为 -1.6%; 在 26—30 岁组中, 大多数组的干预效应不显著, 对这个次级组劳动参与的平均干预效应为 -0.6%, 约是 21—25 岁组的三分之一。分年龄组看, 对失业的干预效应大多不显著, 把 21—25 岁和 26—30 岁分为两个次级组, 干预效应分别为 1.7% 和 0.3%, 后者在统计上不显著。

将高校扩招对不同年龄队列的本科毕业生和专科毕业生的干预效应结合起来, 可以得出结论: 那些受到高校扩招影响的年轻组, 市场表现与我们的预期一致且显著异于受影响较少或没有受影响的大龄组。因此, 本文的经验识别策略是有效的。

四、回归分析的结果及解释

(一) 2000—2005 年的市场结果: 劳动参与和失业

我们先观察本科毕业生的市场表现, 这既是本文最关注的对象, 其数据质量也更高。干预组为 21—25 岁组; 控制组为 31—40 岁组。市场结果分别为劳动参与和失业, 双差分结果按照传统的表达方式报告在表 4 中。

劳动参与: 2000—2005 年, 31—40 岁的本科毕业生劳动参与率从 98.8% 下降到 97.7%, 下降了 1.1 个百分点; 21—25 岁的本科毕业生从 97.4% 下降到 92.6%, 下降了 4.8 个百分点。双差分后, 新毕业生的劳动参与率下降了约 3.7 个百分点。失业: 2000—2005 年, 31—40 岁的本科毕业生失业率由 1.6% 下降到 1.1%, 下降了约 0.5 个百分点; 21—25 岁本科毕业生的失业率则从 6.1% 上升到 9.4%, 上升了约 3.3 个百分点。双差分后, 新毕业生的失业率净增加了 3.8 个百分点。2005 年城镇总体失业率为 5.2%, 比 2000 年的 8.3% 下降了 3.1 个百分点。本科新毕业生的失业率反而上升了 3.3 个百分点, 这是完全逆于经济形势的。

表 4 本科毕业生的市场表现(DID)

	劳动参与			失业		
	2000 年	2005 年	差异	2000 年	2005 年	差异
老毕业生	0.9881 (0.0006)	0.9774 (0.0005)	0.0107 (0.0008)	0.0157 (0.0007)	0.0108 (0.0004)	0.0048 (0.0008)
新毕业生	0.9737 (0.0016)	0.9261 (0.0014)	0.0475 (0.0021)	0.0611 (0.0024)	0.0940 (0.0016)	-0.0329 (0.0029)
差异	0.0145 (0.0017)	0.0513 (0.0015)	-0.0368 (0.0022)	-0.0454 (0.0025)	-0.0832 (0.0017)	0.0377 (0.0023)

接着考察“本科毕业生”和“专科毕业生”两个次级组的市场表现。为了得到更准确的估计结果, 模型中引入控制性解释变量。结果报告在表 5 中。为便于扩展模型和容纳更多信息, 下文只报告回归分析结果。

左边窗格提供了本科毕业生的双差分结果。增加省份控制变量后, 高校扩招使本科新毕业生的劳动参与率下降了 2.1 个百分点, 失业率则提高了 5.3 个百分点, 统计上非常显著。模型中进一步增加“性别”和“民族”等变量后, 对劳动参与的效应为 -1.3%, 对失业的影响几乎没有变化。

右边窗格报告了专科毕业生群体的双差分结果, 控制性变量与本科毕业生群体一致。扩招对劳动参与的干预效应为下降 2.3 个百分点; 对失业的干预效应为上升 2.1 个百分点。都在统计上显著。模型中增加了“性别”和“民族”后, 干预效应没有显著变化。

从这个初步估计结果看, 扩招使本科新毕业生和专科新毕业生的劳动参与率显著下降, 但扩招

似乎更严重地影响了本科新毕业生,这表现为失业率更大幅度地上升。

表5 大学毕业生的市场表现变化—DID(1)

	本科毕业				专科毕业			
	劳动参与 (1)	失业 (2)	劳动参与 (3)	失业 (4)	劳动参与 (1)	失业 (2)	劳动参与 (3)	失业 (4)
年份	-0.028	-0.023	-0.028	-0.023	-0.028	-0.023	-0.028	-0.023
(d_i)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
新毕业	0.036	-0.008	0.034	-0.009	0.031	0.046	0.039	0.043
(e^k)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
新毕业* 年份	-0.021	0.053	-0.013	0.051	-0.023	0.021	-0.021	0.021
(e^l)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
观测值	197205	180790	188794	173066	208212	191016	43631	41043
R ²	0.0096	0.0094	0.0418	0.012	0.010	0.0136	0.0131	0.0279

注:模型(1)、(2)的控制性变量为省份虚拟;模型(3)、(4)进一步增加了“性别”和“民族”。

下面把本专科毕业生群体合并作为“大学毕业生”,双差分回归结果报告在表6中。

模型(1)显示,年份与新毕业交互项的系数为-0.022,即扩招导致大学新毕业生劳动参与率下降了2.2个百分点。模型(2)显示,年份与新毕业的交互项系数为0.027,扩招导致大学新毕业生的失业率提高了2.7个百分点。在这两个模型里,两个指示性变量的系数(main effects)都非常显著。

模型(3)和(4)增加了“性别”与“民族”作控制变量,三个解释变量的系数和显著性没有变化。模型(5)和(6)进一步增加了所在城市的增长速度(1995—2005年)、期初发展水平(1995年人均GDP的对数值)、竞争性部门从业者在非农从业人员中的比重、1990年以前是否为开放城市、1995—2005年期间是否因行政区划调整出现人口急剧变化等控制变量,这些变量的系数都在1%水平上统计显著,出于简洁未在此报告其结果。本文所关注的三个解释变量的系数大小和显著性几乎没有任何变化。这意味着回归结果是稳健的。

表6 大学毕业生的市场表现变化—DID(2)

	劳动参与 (1)	失业 (2)	劳动参与 (3)	失业 (4)	劳动参与 (5)	失业 (6)
年份	-0.028	-0.022	-0.028	-0.022	-0.028	-0.023
(d_i)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0006)
新毕业	0.032	0.033	0.038	0.032	0.038	0.031
(e^k)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
新毕业* 年份	-0.022	0.027	-0.019	0.027	-0.019	0.027
(e^l)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
观测值	217206	199441	217206	199441	208170	191146
R ²	0.0103	0.0131	0.0378	0.0144	0.0382	0.0147

注:模型(1)、(2)的控制性变量为省份虚拟;模型(3)、(4)进一步增加了“性别”和“民族”;模型(5)、(6)则进一步增加了城市特征变量。括号内为稳健标准差,下同。

下面讨论模型中增加“高中毕业生”时,高校扩招对大学新毕业生的影响。沿着既定的技术路线,首先观察“本科毕业生与高中毕业生”混合样本,高中毕业生可视为附加控制组。三次差分估计结果报告在表7中。

从模型(1)和(2)看出,三个指示性变量交互项的系数分别为-0.029和0.051,高校扩招使本科新毕业生的劳动参与率下降了2.9个百分点,使失业率上升了5.1个百分点,与双差分结果几乎无差异(见表5)。当模型中增加了性别和民族时,干预效应相对于基础方程没有任何变化。进一步增加城市特征等控制性变量,干预效应的大小和显著性也都没有发生明显变化。在本科毕业生和

高中毕业生群体中, 三次差分模型对干预效应的估计结果是稳健的。

表 7 劳动力市场参与决策(样本: 高中毕业生和本科毕业生) —DDD(1)

	劳动参与	失业	劳动参与	失业	劳动参与	失业	劳动参与	失业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年份	- 0.051	- 0.020	- 0.052	- 0.020	- 0.051	- 0.021	- 0.052	- 0.021
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
本科毕业	0.075	- 0.075	0.059	- 0.072	0.074	- 0.075	0.058	- 0.072
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
新毕业	0.019	0.060	0.022	0.059	0.019	0.059	0.022	0.058
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
本科毕业* 年份	0.039	0.014	0.048	0.013	0.038	0.015	0.048	0.013
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
新毕业* 本科毕业	- 0.037	- 0.014	- 0.029	- 0.015	- 0.037	- 0.013	- 0.029	- 0.014
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
新毕业* 年份	- 0.009	- 0.015	- 0.009	- 0.015	- 0.009	- 0.014	- 0.008	- 0.014
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
年份* 新毕业* 本科毕业	- 0.029	0.051	- 0.029	0.051	- 0.028	0.050	- 0.029	0.050
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
观测值	198893	179357	198893	179357	191308	172625	191308	172625
R ²	0.0268	0.0266	0.0565	0.0276	0.0273	0.0273	0.0568	0.0283

注释: (1)、(2) 为基础方程, 控制性变量为省份虚拟; (3)、(4) 增加了性别与民族; (5)、(6) 在(1)、(2) 的基础上增加了城市特征向量(增长速度, 初始发展水平, 是否开放城市, 人口变化, 竞争性部门就业比例等); (7)、(8) 在(5)、(6) 基础上增加“性别”和“民族”。表 8—9 模型设定与表 7 同。

表 8 报告了专科毕业生与高中毕业生群体的结果。从模型(1) 看出, 三个指示性变量的交互项系数为- 0.016, 即扩招使大专新毕业生的劳动参与下降了 1.6%。比起双差分结果(下降 2.3%), 干预效应略有下降。模型(2) 显示, 三个指示性变量交互项的系数为 0.018, 即扩招导致专科新毕业生的失业率上升了 1.8%, 与双差分结果(2.1%) 较为接近。

模型(3) 和(4) 增加了控制性变量性别和民族, 这时, 估计结果与模型(1)、(2) 没有显著差异。进一步增加城市特征变量(见模型(5) —(8)), 三个指示性变量交互项的系数仍然是一致的。这意味着, 专科毕业生和高中毕业生群体中, 三次差分模型的估计结果是稳健的。

由于被解释变量是一样的, 可以比较表 7 和表 8 的模型(1) 和模型(2) 结果, 与大专新毕业生相比, 本科新毕业生的劳动参与率多下降 1.3 个百分点, 失业率多提高 3.3 个百分点。高校扩招对本科新毕业生的不利影响大于专科新毕业生。

把专科和本科毕业生者合并为“大学毕业生”, 仍把“高中毕业生”作为附加控制组, 表 9 报告了三次差分模型估计的结果。高校扩招使大学新毕业生的劳动参与率降低了约 2.1 个百分点, 失业率提高了约 2.5 个百分点。增加控制性解释变量既没有改变三个指示性变量的交互项系数(干预效应), 也没有改变其他变量的系数(主效应和偏干预效应)。这说明干预效应在不同的观测样本和不同的模型扩展形式中都是稳定的。

至此, 可以得出清晰的结论: 高校扩招显著影响了大学新毕业生, 使以劳动参与和失业为特征的市场表现恶化。

表8 劳动力市场参与决策(样本:高中毕业生和大专毕业生) —DDD(2)

	劳动参与	失业	劳动参与	失业	劳动参与	失业	劳动参与	失业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年份	- 0.051	- 0.020	- 0.052	- 0.020	- 0.051	- 0.021	- 0.052	- 0.021
(d_i)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
大专毕业	0.068	- 0.062	0.061	- 0.061	0.068	- 0.062	0.061	- 0.062
(d^j)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
新毕业生	0.019	0.060	0.022	0.059	0.019	0.059	0.022	0.058
(e^k)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
大专* 年份	0.024	0.017	0.030	0.016	0.022	0.018	0.029	0.017
(d_l)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
新毕业* 大专毕业	- 0.035	0.027	- 0.026	0.025	- 0.035	0.027	- 0.026	0.026
(d^m)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
新毕业* 年份	- 0.009	- 0.015	- 0.009	- 0.015	- 0.008	- 0.014	- 0.008	- 0.014
(e_n)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
年份* 新毕业* 大专毕业生	- 0.016	0.018	- 0.019	0.019	- 0.016	0.017	- 0.019	0.018
(d_o)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
观测值	231933	210283	231933	210283	222300	201601	222300	201601
R^2	0.0258	0.026	0.0526	0.0267	0.0259	0.0263	0.0527	0.027

表9 劳动力市场参与决策(样本:高中毕业生和本专科毕业生) —DDD(3)

	劳动参与	失业	劳动参与	失业	劳动参与	失业	劳动参与	失业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年份	- 0.051	- 0.020	- 0.052	- 0.020	- 0.051	- 0.021	- 0.052	- 0.021
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
大学毕业	0.070	- 0.066	0.062	- 0.065	0.070	- 0.066	0.062	- 0.065
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
新毕业	0.019	0.060	0.022	0.059	0.019	0.058	0.022	0.058
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
大学毕业* 年份	0.029	0.016	0.036	0.015	0.028	0.017	0.034	0.016
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
新毕业* 大学毕业	- 0.036	0.018	- 0.028	0.017	- 0.036	0.019	- 0.028	0.018
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
新毕业* 年份	- 0.009	- 0.015	- 0.008	- 0.015	- 0.008	- 0.014	- 0.008	- 0.014
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
年份* 新毕业* 大学毕业	- 0.021	0.025	- 0.023	0.026	- 0.020	0.024	- 0.023	0.025
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
观测值	265681	242983	265681	242983	255015	233279	255015	233279
R^2	0.0301	0.030	0.0531	0.0305	0.030	0.0301	0.053	0.0307

(二) 2002—2005年的市场结果: 小时工资

高校扩招给大学新毕业生产生的另一个可能冲击是收入变化,下面对本科毕业生的收入(小时工资)变化作进一步的探讨。数据为2002年66城市劳动力市场调查数据和2005年1%人口抽样调查数据。表10报告了高校扩招对小时工资的影响。

模型(1)采用经验方程(1),为双差分模型的基础方程,31—40岁组为控制组。2005年,本科毕业生的小时工资比2002年增长了21.3%;但本科新毕业生的小时工资比老毕业生低21.7%;“年份”和“新毕业”的交互项系数为-0.105,即扩招使本科新毕业生的小时工资下降了10.5%。当模

型(2)增加了性别和婚姻状况后, 干预效应变为- 11. 4%。

模型(3)和(4)采用经验方程(2), 高中毕业生为附加控制组, 模型3为基础方程。这时, 干预效应出现了一些新的变化。从指示性变量的系数看, 2005年, 观测对象的实际工资增长了17.3%; 本科毕业生的小时工资比高中毕业生高64.6%, 假定本科毕业生比高中毕业生多接受四年教育, 则教育的年收益率达到约14%, 与其他估计结果一致(吴要武, 2010)。与老毕业生相比, 新毕业生的小时工资要低16.8%。三个指示性变量的交互项系数为0.01, 统计上不显著。模型(4)增加了“性别”和“婚姻状况”, 三个指示性变量的交互项系数为- 0.01, 统计上不显著。这说明高校扩招虽然导致本科新毕业生的小时工资下降, 但考虑了高中毕业生群体的相对变化后, 本科新毕业生的小时工资没有受到显著影响。

为了准确比较估计结果, 本文估计了26—30岁组的小时工资变化, 报告在右边窗格中。这个次级群体受扩招的影响较小, 其工资变化更可能体现了市场变化。在只观察本科毕业生群体时, 干预效应在统计上不异于0。增加了高中毕业生群体作控制组时, 三个指示性变量交互项的系数为6.9%, 扩展模型里为5.6%, 即受到扩招影响较少的次年轻队列, 实际工资增长了5.6%—6.9%。如果这个群体的工资增长体现了市场变化, 那么, 21—25岁组的工资不变本身就意味着相对恶化。

表 10 收入决定因素分析(被解释变量: 对数小时工资)

	21—25岁队列				26—30岁队列			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年份	0.213 (0.011)	0.220 (0.011)	0.173 (0.007)	0.166 (0.006)	0.199 (0.011)	0.206 (0.011)	0.165 (0.006)	0.158 (0.006)
本科毕业			0.646 (0.011)	0.626 (0.011)			0.644 (0.011)	0.623 (0.011)
新毕业	- 0.217 (0.022)	- 0.155 (0.027)	- 0.168 (0.010)	- 0.110 (0.012)	- 0.079 (0.016)	- 0.058 (0.016)	- 0.037 (0.010)	- 0.027 (0.010)
本科毕业* 年份			0.083 (0.011)	0.103 (0.011)			0.085 (0.011)	0.106 (0.011)
新毕业* 本科毕业			- 0.039 (0.025)	- 0.007 (0.025)			- 0.035 (0.019)	- 0.010 (0.019)
新毕业* 年份	- 0.105 (0.023)	- 0.114 (0.023)	- 0.114 (0.011)	- 0.108 (0.011)	- 0.015 (0.017)	- 0.019 (0.017)	- 0.076 (0.011)	- 0.070 (0.011)
年份* 新毕业* 本科毕业			0.010 (0.026)	- 0.010 (0.026)			0.069 (0.020)	0.056 (0.020)
观测值	50688	50688	182232	182229	56404	56404	185550	185548
R ²	0.4067	0.4107	0.4103	0.4197	0.4292	0.4338	0.4213	0.4318

注: 模型(1)、(3)、(5)、(7)为基础方程, “城市特征”为控制性变量。模型(2)、(4)、(6)、(8)增加了性别和婚姻地位。

从双差分和三次差分回归分析结果可知, 2000—2005年间, 高校扩招产生了如下影响:

第一, 高校扩招使大学新毕业生群体的劳动参与率下降, 失业率提高。

第二, 相对于高中毕业生和大学老毕业生来, 大学新毕业生收入下降的证据是不一致的。在本科毕业生样本中, 扩招使新毕业生的小时工资下降了10.5%—11.4%; 但在本科毕业生和高中毕业生混合样本中, 扩招并没有对本科新毕业生的小时工资造成显著的不利影响。然而, 邻近年长组的小时工资出现了显著增长, 这使得受扩招影响的年轻队列小时工资呈现相对下降。

(三) 对内部有效性和外部有效性的简要评估

如果把1999年的高校扩招视为一个自然试验, 对这个试验的评估结果准确可信吗? 在一个高

速增长的经济体中,对2005年的评估结果适用于今天吗?这需要对内部有效性和外部有效性作出评估。

1. 内部有效性。

由于本文使用的是观测性数据,对内部有效性的威胁可能来自两个方面:内生性(异质性)偏差和一般均衡效应^①。内生性偏差风险表现为:第一,用31—40岁组作为21—25岁组的控制组时,两个群体处在不同的生命周期上,市场表现不同。第二,模型引入了高中毕业生作附加控制组时,与大学毕业生具有异质性。项目评估的前提通常是假设两个次级群组在干预前无差异,后来的差异是干预导致的结果。

重复截面数据和差分估计,可以消除不随时间变化的异质性偏差。在识别部分发现,无论是双差分模型还是三次差分模型,识别都是有效的:受到干预的年轻组(21—25岁)有与预期一致且显著的系数,受干预较少或不受干预的大龄组,其系数不显著异于0。这意味着,即使存在偏差,但没有扭曲识别的有效性。

减轻内生性偏差的另一种方法是进行聚类分析,本文把每个地级市作为聚类群组,可以设想,群组内样本会有更高的同质性。聚类回归结果显示,除了使回归系数的标准差显著增大外,与非聚类分析的系数没有统计上的差异。这意味着,本文的结论是稳健的。

扩招后的大学毕业生进入市场,导致供给曲线右移,这时,市场对大学新毕业生的需求曲线会作出相应调整,那么,本文计算出来的干预效应就可能是有偏差的。为了控制需求曲线移动产生的估计偏差,本文将各个城市特征变量引入到模型中。增加这些控制性解释变量后,本文所关注的几个变量的系数没有显著变化。我们谨慎推测:一般均衡效应引起的估计偏差不严重。

可以对需求曲线的移动特征做个理论推测,评估偏差的可能方向。如果产业结构稳定,则厂商对非技术劳动者和技术劳动者的需求变动是一致的:都会随着经济增长而扩大雇佣(规模效应)。如果增长过程伴随着产业升级,就会出现替代效应:产业升级是技术劳动者的互补品,却是非技术劳动者的替代品(Borjas, 2006),那么,对大学毕业生的需求会快速增加,对非技术劳动者的需求会减速甚至减少。非技术劳动者工资迅速上升会刺激产业升级,因此,本文计算的干预效应可能低估了实际效应:大学新毕业生本来有更大幅度的劳动参与率下降和失业率上升。

2. 外部有效性。

对自然实验的估计结果,在一般化其应用时要谨慎,需对外部有效性作出评估。本文使用的数据样本巨大且覆盖全国,会降低对外部有效性的威胁。Murray(2006)指出:在自然实验产生的数据中,外部有效性通常不会成为问题。可能影响估计结果一般化的重要因素是“时间变化”:2005年以后的市场环境 with 2000—2005年间相比发生了变化。限于数据,无法评估这个变化的数量范围,但可以对其变化方向作个推断。首先,大学新毕业生进入市场的数量在持续增加,由2005年的约300万人增加到今天的650万人,大学新毕业生失业率上升和劳动参与率下降的态势可能会持续下去。其次,经济增长速度不会超过前一时期,2008年下半年以来,中国经济增长走向下行阶段,这个阶段会持续多长时间还是未知数,所以,市场对大学毕业生的需求增长会低于前一时期。综上所述,大学新毕业生面临的就业压力会持续下去甚至会变得更沉重。

五、结 论

将1999年的高校扩招视为一个自然实验,本文在一个“控制—干预”框架内,评估了扩招对大

^① 一般均衡效应通常用于评估受控实验数据中的外部有效性。但高校扩招由于对市场供给产生了冲击,也会带来一般均衡效应,本文讨论的是后者。

学新毕业生市场表现的影响,发现扩招的确给大学新毕业生的就业带来困难,这主要表现为劳动参与率下降,失业率上升,小时工资有下降的态势。但大学毕业生和高中毕业生之间存在显著的收入差距,“上大学”仍是一个获利丰厚的人力资本投资,因此,尚难断言现在的招生规模是过大还是仍然不足。扩招后的大学毕业生不断进入市场,给城镇劳动力市场带来一个不小的冲击,也给中国经济增长带来广泛的影响。中国经济如何对这种影响作出调整进而影响劳动力市场,是一个值得关注的研究方向。

参考文献

吴邦国, 2002: 《以“三个代表”重要思想为指导切实做好下岗失业人员再就业工作》, 载于《中国积极的就业政策——全国再就业工作会议(2002)文件汇编》, 中国劳动和社会保障出版社。

吴要武, 2010: 《寻找阿基米德的杠杆——出生季度是个弱工具吗》, 《经济学季刊》第9卷第2期。

Angrist Joshua D. 2004, “Treatment Effect Heterogeneity in Theory and Practice”, *Economic Journal*, 114, C52—83.

Bertrand Marianne, Esther Duflo and Sendhil Mullainathan, 2004, “How Much Should We Trust Differences in Differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics*, 119 (February): 249—276.

Borjas G., 2006, *Labor Economics*, McGraw-Hill International Edition.

Donald, Stephen G. and Kevin Lang, 2007, “Inference with Difference in Differences and Other Panel Data”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89 (2): 221—233.

Duflo Esther, 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4 pp. 795—813.

Meyer Bruce, 1995, “Natural and Quasi Experiments in Economics”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, No. 2 pp. 151—161.

Murray M. 2006, *Econometrics: A Modern Introduction*, Addison Wesley.

附录

附表 1 不同年龄组的劳动参与率及其变化 单位: %

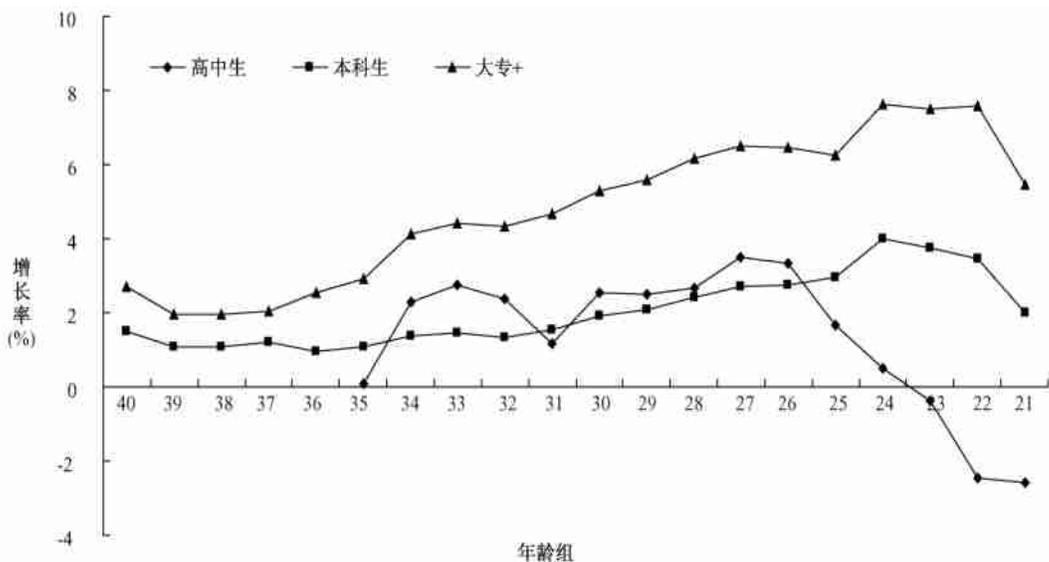
年龄	2000年			2005年			差异		
	高中 (1)	本科 (2)	大专+ (3)	高中 (4)	本科 (5)	大专+ (6)	高中 (4)-(1)	本科 (5)-(2)	大专+ (6)-(3)
40	96.15	98.42	97.84	85.16	97.40	96.24	-10.99	-1.02	-1.60
39	96.34	98.73	98.20	85.86	98.01	96.76	-10.49	-0.73	-1.45
38	96.81	99.06	98.41	85.94	98.09	96.80	-10.87	-0.97	-1.61
37	96.21	98.87	98.45	85.63	97.85	96.27	-10.58	-1.02	-2.18
36	96.45	98.86	98.54	86.31	97.55	96.34	-10.14	-1.31	-2.20
35	96.69	98.53	98.31	86.34	97.81	96.30	-10.36	-0.72	-2.00
34	96.51	99.25	98.65	86.47	98.09	96.33	-10.04	-1.16	-2.31
33	96.05	98.86	98.27	86.29	97.76	96.20	-9.76	-1.11	-2.07
32	95.33	98.66	97.88	86.62	97.64	95.79	-8.71	-1.02	-2.09
31	95.12	98.73	97.82	86.10	97.42	95.77	-9.02	-1.31	-2.05
30	95.35	98.52	97.88	86.67	97.91	95.75	-8.69	-0.61	-2.12
29	95.31	98.52	97.97	86.90	97.47	95.29	-8.41	-1.05	-2.68
28	94.74	98.09	97.61	86.48	96.98	95.22	-8.26	-1.11	-2.40
27	94.34	98.51	97.43	86.46	97.13	95.19	-7.88	-1.38	-2.24
26	94.81	98.20	97.41	87.00	96.59	94.91	-7.81	-1.61	-2.50
25	94.70	98.17	97.38	87.28	95.79	94.24	-7.42	-2.37	-3.15
24	95.08	98.38	97.41	87.62	94.36	93.60	-7.46	-4.02	-3.81
23	95.63	97.08	97.02	87.95	90.83	91.63	-7.69	-6.25	-5.40
22	96.29	95.85	96.06	88.39	88.33	89.46	-7.90	-7.52	-6.60
21	96.09	91.09	94.78	88.22	78.73	85.85	-7.87	-12.37	-8.93

附表 2

不同年龄组的失业率及其变化

单位: %

年龄	2000年			2005年			差异		
	高中 (1)	本科 (2)	大专+ (3)	高中 (4)	本科 (5)	大专+ (6)	高中 (4)-(1)	本科 (5)-(2)	大专+ (6)-(3)
40	4.00	1.34	2.51	6.89	1.02	1.64	2.89	-0.32	-0.86
39	4.44	1.48	2.52	7.09	1.09	1.73	2.65	-0.38	-0.79
38	3.63	1.73	2.47	6.68	1.07	1.82	3.05	-0.66	-0.65
37	4.46	1.40	2.33	6.99	0.87	1.80	2.53	-0.52	-0.54
36	4.80	1.46	2.22	7.25	0.90	1.90	2.44	-0.55	-0.32
35	4.88	1.17	2.00	7.03	1.07	2.02	2.15	-0.10	0.02
34	5.19	1.90	2.39	7.35	1.14	2.07	2.16	-0.75	-0.33
33	5.55	1.75	2.43	7.12	1.22	2.10	1.57	-0.53	-0.33
32	5.85	1.78	2.71	7.14	1.22	2.28	1.29	-0.56	-0.43
31	5.99	1.44	2.73	7.21	1.22	2.22	1.22	-0.23	-0.51
30	6.32	1.47	2.89	7.09	1.49	2.53	0.77	0.01	-0.35
29	6.09	1.50	2.93	6.98	1.62	2.59	0.89	0.12	-0.34
28	6.32	1.95	3.23	7.48	1.99	3.14	1.16	0.04	-0.09
27	7.21	1.83	3.67	7.92	2.49	3.58	0.71	0.66	-0.09
26	8.60	1.98	4.24	8.24	3.32	4.52	-0.36	1.34	0.28
25	8.22	3.18	5.37	9.04	5.25	6.19	0.81	2.08	0.81
24	9.90	4.16	6.86	10.10	8.06	8.74	0.20	3.91	1.88
23	11.36	7.20	10.24	11.38	12.30	12.22	0.03	5.10	1.99
22	13.99	11.65	16.58	12.74	16.21	16.62	-1.25	4.56	0.04
21	17.82	22.40	23.54	14.14	17.25	18.62	-3.68	-5.15	-4.92



附图 1 不同受教育水平人口在相应队列中的变化(2000—2005年)

Higher Education Expansion and Employment of University Graduates

Wu Yaowu and Zhao Quan

(Institute of Population and Labor Economics, CASS; School of Economics, Beijing Technology and Business University)

Abstract: Using DID (Diff in Diffs) method and its extended form (Diff in Diff in Diffs) under a “treatment—control” framework, this paper evaluates the impacts of higher education expansion policy, introduced in 1999, on the performance of college/university graduates in the labor market. The results indicate that higher education expansion has reduced labor force participation rate of the college/university graduates, increased their unemployment rate and brought down their wage rate, despite the fact of rapid economy growth and growing job opportunities during that period. Hence, the higher education expansion policy led to the negative effect on the market.

Key Words: Natural Experiment; Diff in Diff in Diffs; Labor Force Participation; Unemployment; Wage

JEL Classification: I21, J64

(责任编辑: 松 木) (校对: 昱 莹)

(上接第 92 页)

Technical Progress, Return to Education and Income Inequality in China

Xu Shu

(Research Institute of Economics and Management, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: This paper establishes a general equilibrium model based on the framework of Skill Biased Technical Change to illustrate that change in return to education is the main source of rising income inequality in China since early 1990s. The model shows that the total effect of education on income inequality can be decomposed into factor price effect and factor composition effect. While the former widens the magnitude of income inequality, the latter tends to narrow it. However, the total effect is still the rising of inequality. Using newly developed RIF regression techniques, our empirical results indicate that the model's predictions are highly consistent with the data.

Key Words: Income Inequality; Skill Biased Technical Change; RIF Regression

JEL Classification: C14, D33, I21, J31

(责任编辑: 松 木) (校对: 昱 莹)