

高校扩招、能力异质性与 大学毕业生就业

蔡海静 马汴京

【摘要】文章利用中国社会综合调查数据，定量评估了扩招政策对大学毕业生就业的异质性效应。在“反事实”和“局部干预效应”概念框架下，识别出教育成就受到扩招政策差异化影响的不同群体。研究发现，因扩招而获得大学录取机会者，其大学文凭主要扮演着“敲门砖”的角色，显著降低了缺乏工作经验的新毕业生的失业概率，但并未明显改善其就业质量；那些即使未发生扩招也能继续深造者，扩招并未恶化其就业状况。因此文章认为有必要在狠抓教学质量、改善办学条件的同时，通过扩大奖学金和助学贷款受益面等措施，切实降低弱势群体接受大学教育的“门槛”，使扩招政策惠及社会各个阶层。

【关键词】高校扩招 能力异质性 局部干预效应 就业状况

【作者】蔡海静 浙江大学公共管理学院，博士后；马汴京 浙江财经大学，副教授。

一、引言

关于扩招政策利弊的争论至今仍未平息。高校扩招的初衷是为了缓解 1999 年严峻的就业压力。然而，扩招后的大学毕业生“就业难”、“起薪低”等问题愈演愈烈。《2015 年国务院政府工作报告》显示，2015 年高校毕业生多达 749 万，在经济增速放缓的新常态下再次面临“最难就业季”的拷问。《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010～2020）》明确了 2020 年战略目标：高等教育毛入学率达 40%，具有高等教育文化程度的人数比 2009 年翻一番。如果高校扩招加剧了大学毕业生就业困难，那么，未来中国高等教育的发展乃至人力资本的提升将陷入两难境地。尤其是那些因录取“门槛”下降才得以就读大学的“幸运儿”，在付出多年时间成本和不菲学费之后，能否因此降低失业率和改善就业质量？鉴于此，对高校扩招背景下大学毕业生就业状况及其变动进行研究十分必要。

关于扩招政策对大学生就业的影响，现有研究并未得出一致的结论。有学者发现，扩招后入学的首届毕业生初次就业率就发生了明显下降，其就业的学历匹配度也相应降低（闵维方等，2006）；之后整体呈下滑趋势（苏丽锋、孟大虎，2011）。也有学者发现，扩招后中国大

学毕业生就业率明显下滑,但自 2005 年起就业形势开始好转(袁晖光、谢作诗,2012)。扩招政策对大学毕业生就业产生了一定程度的负面影响,但与高中学历者相比,大学毕业生失业率仍保持在较低的水平(常进雄、项俊夫,2013)。虽然伴随着扩招政策的实施,大学毕业生就业率趋势发生了明显的变动,但这并不足以说明前者是后者变动的主导因素。宏观经济波动、劳动力市场需求结构冲击,以及大学毕业生自身素质变动,都会在不同程度上影响大学生就业状况(Card 等,2001)。吴要武、赵泉(2010)研究发现,扩招后入学的本科毕业生失业率上升了 5.11 个百分点;在控制了扩招政策的实施引发的平均能力下降因素后,邢春冰、李实(2011)发现,高校扩招后新毕业的本科生失业率增长了 4.6 个百分点。

然而,上述研究大多忽视了高校录取“门槛”下降引致的大学毕业生能力分布的动态变化。虽然有学者注意到不同学历群体间的能力差异,但鲜有文献涉及高中学历或大学学历群体内部的异质性。事实上,在亲历扩招的大学毕业生群体中,因赶上扩招才考上大学的个体,与那些即使没有发生扩招也能继续深造者相比,在能力等方面显然存在一定的差距。而在扩招前已就业的高中学历群体中,若其赶上扩招也可能继续深造的部分个体,与那些即使亲历扩招也难以被大学录取者相比,在能力等方面可能具有一些优势。在分析教育收益时,若不能有效地控制个体能力因素,会导致估计结果的有偏和非一致性(Card,1999)。即使观察到扩招后大学毕业生整体失业率上升和就业质量不佳的现象,也不足以据此检讨高校扩招政策的得失(蔡昉,2013)。邢春冰、李实(2011)应用“局部干预效应”概念框架(LATE),估算出“遵从者”(那些因扩招而获得升学机会的个体)占比,但未在个体层面对“遵从者”进行识别,也未有效地刻画大学新毕业生组内能力的异质性。

本文试图在能力异质性视角下重新审视高校扩招对大学毕业生失业率和就业质量变动的影响。首先在“反事实”和“局部干预效应”(Imbens 等,1994)概念框架下,识别出教育成就受到扩招政策差异化影响的不同人群,然后应用双重差分方法(DID)定量考察扩招政策的实施对上述不同群体失业率和就业质量的异质性效应。

二、模型与方法

若将扩招政策的实施视为一场自然实验,高中毕业或最后一次参加高考时间为 1999 年及以后的样本可视为处理组或干预组($D=1$),之前的个体则为控制组或对照组($D=0$)。此外,本文重点考察的是扩招政策对个体教育成就的差异化影响,故使用虚拟变量 *College* 识别个体是否接受了大学教育^①: $College_i=1$ 表示接受了大学教育,否则 $College_i=0$ 。在反事实视角下,无论个体参加高考的真实时间为何年,在理论上都会存在未赶上扩招或亲历扩招两种状况,其对应潜在的教育成就分别为 $College_{0i}$ 和 $College_{1i}$ 。于是,现实中观测到的个体教育成就为:

① 本文样本中剔除了在校大学生和肄业者,所有被大学录取者都顺利毕业,故被大学录取者、考上大学者与大学毕业生是等同的;升学结果与教育成就涵义也相同,在文中交替使用。

$$College_i = College_{0i} + d_i (College_{1i} - College_{0i}) \quad (1)$$

根据个体升学结果和扩招政策对其变动的差异化影响,在“局部干预效应”概念框架下(LATE)将所有观测值划分为从未参与者、遵从者、始终参与者和抵制者四类。为了满足单调性假设,即个体升学机会不会因扩招而下降,本文假定不存在“抵制者”。对上述三类群体的识别,同时需要扩招政策实施前后个体层面 $College_{0i}$ 与 $College_{1i}$ 两期信息,而其中一期信息为反事实结果。本文通过两个步骤构建出个体反事实状态下的教育成就。

第一步,分别预测扩招前后个体获得大学教育机会的潜在概率。依据一系列可观测变量,分别预测出控制组扩招前与处理组扩招后被大学录取的概率,可获得真实状态下个体大学教育机会的倾向得分。借鉴 Oaxaca-Blinder 分解的思想,将分别从控制组与处理组样本估计出的两组影响大学教育机会的参数简单地互换,即可计算出反事实状态下个体接受大学教育的倾向得分。

$$\begin{aligned} \Pr(college=1 | X, d=1)_{d=0} &= F(\beta_{d=1} X) \\ \Pr(college=1 | X, d=0)_{d=1} &= F(\beta_{d=0} X) \end{aligned} \quad (2)$$

其中, d_i 表示观测值 i 高中毕业或最后一次参加高考那年是否发生了高校扩招; X 为向量,包含了影响大学教育机会的一系列变量, β 则是其待估参数。下标 d 与 $\Pr(\cdot)$ 中的 d 取值不一致,意味着这是其反事实状态下的大学教育机会倾向得分。

第二步,利用已获得的大学教育潜在机会倾向得分,识别出教育成就受到扩招政策差异化影响的不同群体。具体而言,无论其现实中是否就读大学,只要其潜在倾向得分大于 0.5,就令 $College=1$, 否则为 0^①。于是,通过比较个体扩招前后两种潜在状态的教育成就,样本就分为三类:扩招前后潜在教育成就分别为 $College_{0i}=1$ 与 $College_{1i}=1$, 即始终参与者;扩招前后潜在教育成就分别为 $College_{0i}=0$ 与 $College_{1i}=1$, 即遵从者;扩招前后潜在教育成就分别为 $College_{0i}=0$ 与 $College_{1i}=0$, 即从未参与者。

由于本文最关注的是那些受惠于扩招政策才得以就读大学的人是否因此改善了就业状况,因此,采用扩展的双重差分(DID)方法,应用线性概率模型评估高校扩招对大学毕业生就业的异质性效应。

$$Y_i = \alpha + \delta_1 C_i^c + \delta_2 C_i^a + \theta d_i + \gamma_1 (C_i^c \times d_i) + \gamma_2 (C_i^a \times d_i) + \Gamma W + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, Y 表示就业状况,包括是否失业和是否签订劳动合同两个变量。 C 表示观测值是否接受大学教育 ($College$)。 C^c 和 C^a 分别表示“遵从者”和“始终参与者”。 $d_i=1$ 表示高考时间发生在扩招后。 W 为向量,包括性别、民族、工作经验等影响收入的个体特征,以及地区总就业量、大学毕业生与总就业量之比、人均 GDP、GDP 增长率、第三产业占比等影响劳动力需求的宏观因素。 δ_1 和 δ_2 是指若未发生扩招,与作为“从未参与者”的高中学历者相比,“遵从

① Wooldridge (2010) 推荐这种识别方法,并指出该方法会与真实结果存在部分出入,但在缺乏足够信息时,不失为一个较好的选择。

者”和“始终参与者”的就业优势, θ 表示“从未参与者”因扩招导致的就业状况变动。两个交互项的系数 γ_1 和 γ_2 是指与扩招前相比,“遵从者”或“始终参与者”的就业状况变动。显然, γ_1 和 γ_2 反映了高校扩招这一政策效应,对大学毕业生就业状况的异质性影响。 γ_1 是本文关注的重点,这是由于它度量的是那些实施扩招政策的目标人群(“遵从者”)是否因扩招而获得就业优势。

三、数据与变量

本文使用的数据主要来自中国人民大学社会学系和香港科技大学社会调查中心合作的中国综合社会调查(CGSS)。该调查始于2003年,已经进行了6次。不过,因关注的主题不同,每次调查问卷设计的问题都不尽相同。在已发布的历年数据中,仅有2006年和2008年两期调查包含了本研究所需的关键变量,故将样本限制在CGSS2006和CGSS2008。调查抽样涉及利用的总体信息主要来自第五次人口普查数据,使用总体人口占比依次按区(县)、街道(镇)、居委会(村)、住户和居民进行分层抽样。本文使用的2006年和2008年调查数据分别包括10 000个和6 000个观测值,涵盖28个省级行政区的138个地级以上城市。

本文将高中学历被访者参加高考的时间设定为其高中毕业时间,将大专学历或本科学历个体毕业时间分别减去3年或4年,即其最后一次高考时间。为了尽可能地增大样本容量,我们将1999~2004年最后一次参加高考个体归为可能受扩招影响的处理组($d=1$),将1991~1998年参加高考的个体视为不受扩招影响控制组($d=0$)。为了增强可比性,剔除了职业高中、成人高等学历样本,仅保留正规教育学历观测值。最后有效样本为1 338个,其中扩招前后样本量分别为618与720个。高考前的家庭社会经济变量和个体人口学特征如表1所示。

表1 扩招前后高考前定变量比较 %

变 量	扩招前		扩招后	
	高中	大学	高中	大学
女性	52.58	43.15	51.83	51.37
重点高中	13.06	36.29	12.39	37.70
独生子女	11.68	31.05	30.28	48.36
父亲为直辖市城镇户口	8.59	17.33	5.50	17.76
父亲为城镇户口	50.86	67.33	50.00	66.39
父亲职业				
管理人员	11.62	12.78	18.28	17.03
专业技术人员	21.16	22.47	24.19	24.29
办事人员	11.20	9.25	4.84	11.04
商业服务业人员	6.64	7.93	7.53	8.52
农民	28.63	20.70	26.43	15.14
工人	17.01	22.47	16.13	18.30
母亲受教育水平				
小学及以下	70.45	49.19	45.87	27.87
初中	22.34	29.03	35.32	37.98
高中	4.81	15.32	15.14	27.05
大专及以上	2.41	6.45	3.67	7.10

注:根据CGSS2006和CGSS2008数据计算得出。

四、结果与解释

(一) 大学教育倾向得分与潜在升学结果

表2给出了高校扩招前后影响高中毕业生是否继续深造的关

表 2 扩招前后高中毕业生升学机会影响因素比较

变 量	扩招前		扩招后	
	OLS	Logit	OLS	Logit
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
独生子女	0.149** (0.071)	0.700** (0.344)	0.013 (0.059)	0.043 (0.291)
女性	-0.115** (0.057)	-0.544** (0.277)	-0.089 (0.057)	-0.384 (0.272)
重点高中	0.305*** (0.047)	1.398*** (0.230)	0.299*** (0.042)	1.557*** (0.239)
初中毕业	0.094* (0.049)	0.419* (0.229)	0.077* (0.046)	0.341 (0.221)
高中毕业	0.300*** (0.073)	1.394*** (0.361)	0.134** (0.056)	0.647** (0.279)
大学或以上	0.279*** (0.101)	1.327*** (0.495)	0.148* (0.088)	0.775* (0.468)
父亲为直辖市户口	0.044 (0.067)	0.224 (0.324)	0.189*** (0.062)	1.092*** (0.363)
女性×扩招独生子女	0.049 (0.103)	0.232 (0.503)	0.087 (0.080)	0.446 (0.401)
女性×扩招城镇户籍	0.044 (0.063)	0.226 (0.308)	0.096 (0.061)	0.417 (0.294)
样本量	539	539	592	592
Adj-R ²	0.154	—	0.135	—

注：根据 CGSS2006 和 CGSS2008 数据计算得出；括号内数据为经过城市级别的 cluster 稳健性标准误；父母亲职业变量、父亲受教育水平变量均未通过统计检验，限于篇幅没有给出；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%统计水平上显著。

键因素估计结果。本文在预测大学教育倾向得分时遴选变量的原则是，扩招前后两期样本，某变量在任一期显著就可保留。限于所得样本量，在预测大学教育倾向得分时没有区分性别。但为了尽可能地刻画高校扩招对不同性别学生大学入学机会变动的差异化影响，本文控制了性别与其他一系列变量的交互项。结果显示，可能由于多重共线性，单个交互项均未通过 10% 的显著性检验，仅有女性与独生子女交互项、女性与城镇户籍交互项联合显著 ($p < 0.05$)。

从图可以看出，无论采用 OLS 模型还是 Logit 模型，高校扩招前，大部分高中毕业生升入大学的概率低于 0.5 (均值为 0.46)。与此形成鲜明对比的是，高校扩招后，大部分高中毕业生都可以继续深造 (均值为 0.63)。

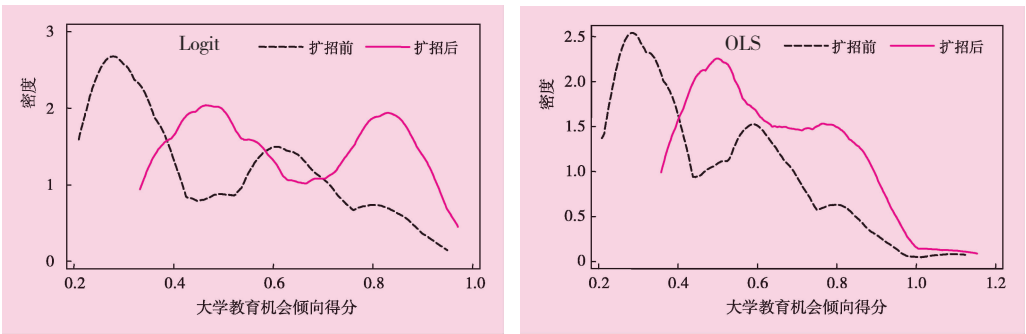


图 高校扩招前后升学概率对比

注：根据 CGSS2006 和 CGSS2008 数据计算得出。

为了检验大学教育机会倾向得分的可靠性,本文比较了 OLS 模型与 Logit 模型估计结果。与 Hu 等(2014)的发现一致,两种方法在个体接受大学教育机会倾向得分估算方面,总体上差异并不明显。因此,本文将使用 Logit 模型得出的大学入学机会倾向得分识别教育成就受到扩招政策差异化影响的不同群体。表 3 给出了高校扩招前后,接受扩招影响的程度而对高中及以上学历的观察值重新进行分组的结果。

(二) 扩招政策对大学生就业的
异质性影响

表 4 模型 5 给出了控制影响劳动力需求的一系列宏观因素后,扩招政策影响个体失业概率的估计结果。值得一提的是,调查期个人政治身份、单位性质、具体职业,以及户口状况等变量,的确会在一定程度上会影响其就业状况。然而,这些当期变量在不同程度上都是教育成就的结果,若对其控制反而会导致估计结果出现偏差和不一致(Angrist 等,2009)。

从扩招政策变量与“遵从者”交互项系数来看,“遵从者”在就业机会获得方面受益颇多,其失业概率显著降低了 0.155($p=0.014$)。扩招政策变量与“始终参与者”的交互项系数不显著。这意味着扩招政策实施后大学毕业生数量的激增,并未明显削弱“始终参与者”在就业机会获得方面的优势。之所以出现这一结果,其原因可概括为三方面。一是 2001 年加入 WTO 后中国市场化改革提速,国有部门激励的增强及非国有部门的壮大使高等教育回报呈上升趋势。二是劳动力供给结构的变动。高校扩招使更高比例能力较佳的高中毕业生接受了大学教育,有助于他们积累较高层次的人力资本;与仅有高中文凭者相比,高校扩招使“遵从者”获得了更多的就业机会。三是扩招期间发生了技能偏向型技术进步(SBTC)和产业结构转型升级,服务业等第三产业的就业吸纳能力明显扩张,其对高技能劳动力需求的大量增加有助于缓解高等学历者的就业压力。

刚进入劳动力市场的新毕业生失业率往往较高,为了更深入地考察扩招政策对大学毕业生失业概率的异质性效应,我们将分析对象限定在毕业时间超过 1 年的个体重新进行回归,结果如表 4 模型 7 所示。与全样本结果相比,剔除新毕业生观测值后,扩招政策变量和“遵从者”交互项系数大幅减小且在统计上不再显著。这也许意味着,那些因扩招而接受大学教育的人,其就业优势主要体现在毕业时间不足 1 年的新毕业生群体上。扩招后入学的新大学毕业生大量涌入劳动力市场后,在信息不对称且高学历劳动者供应相对充裕的情况下,“好工作”的进入“门槛”越来越高,大学学历已成为必备的“敲门砖”(徐舒,2010)。对于“遵从者”而言,大学文凭在没有任何工作经验时尤其显得珍贵。一个佐证是:全样本中共有 112 名失业者,其中的 71 个为“从来没有工作过,正在找工作的”待业者,占失业总人数的六

表 3 教育成就受扩招政策差异化影响的
三类高中毕业生 %

	扩招前		扩招后	
	OLS	Logit	OLS	Logit
从未参与者	32.28	32.10	37.33	37.33
遵从者	21.71	21.89	17.81	17.81
始终参与者	46.01	46.01	44.86	44.86

注:根据 CGSS2006 和 CGSS2008 数据计算得出。

表 4 高校扩招对大学生就业的异质性效应

	失业(是=1,否=0)			劳动合同(已签=1,否=0)	
	全样本	全样本	工作经验≥1	全样本	工作经验≥1
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
扩招	-0.043(0.055)	-0.042(0.056)	0.002(0.055)	0.003(0.092)	-0.013(0.092)
遵从者	-0.040(0.028)	-0.029(0.028)	-0.030(0.027)	0.060(0.072)	0.058(0.072)
始终参与者	-0.083**(0.039)	-0.075*(0.039)	-0.073*(0.039)	0.181**(0.073)	0.173**(0.074)
扩招×遵从者	-0.149**(0.063)	-0.157**(0.063)	-0.045(0.061)	-0.014(0.110)	-0.046(0.107)
扩招×始终参与者	-0.033(0.054)	-0.035(0.055)	-0.003(0.054)	0.014(0.082)	-0.009(0.086)
2008 年样本	0.019(0.020)	0.020(0.020)	0.024(0.017)	0.225*** (0.039)	0.233*** (0.040)
汉族	-0.069*** (0.013)	-0.068*** (0.012)	-0.017(0.011)	0.009(0.016)	-0.008(0.018)
工作经验	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.001(0.001)	-0.001(0.001)	0.000(0.001)
工作经验平方	0.014(0.035)	0.035(0.035)	0.056** (0.023)	-0.161** (0.072)	-0.183** (0.076)
女性	0.027(0.019)	0.032*(0.019)	0.033*(0.017)	-0.026(0.036)	-0.023(0.035)
总就业量		0.024(0.021)	0.019(0.016)	-0.024(0.019)	-0.023(0.019)
大学生就业量/总就业量		0.032(0.015)	0.027(0.016)	-0.021(0.032)	-0.017(0.023)
人均 GDP		-0.033*(0.020)	-0.024(0.016)	0.036(0.040)	0.054(0.044)
GDP 增速		0.006** (0.003)	0.004* (0.002)	0.004(0.006)	0.002(0.007)
进出口 /GDP		-0.001(0.015)	-0.002(0.012)	0.047* (0.027)	0.033(0.029)
第三产业比例		0.000(0.001)	0.000(0.001)	0.002(0.002)	0.002(0.002)
样本量	1027	1027	928	794	738
Adj-R ²	0.102	0.107	0.027	0.096	0.096

注：微观数据来自 CGSS2006 和 CGSS2008；宏观数据来自 2006 和 2008 年《中国城市统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》；括号内数据为经过城市级别调整后的 cluster 稳健性标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

成以上。针对新大学毕业生工作经验匮乏导致就业难的突出问题,广东、陕西等地区的就业部门已采取如下措施并初见成效:未就业毕业生可以报名参加高校毕业生各种就业见习计划;离校未就业毕业生还可以参与各项就业促进计划等。

以是否签订劳动合同作为代理变量,本文进一步检验了高校扩招对大学毕业生就业质量的异质性效应。模型 8 和模型 9 显示,从扩招政策变量与“遵从者”交互项来看,那些因扩招才得以就读大学的人,其工作后签订正式劳动合同的概率反而有所下降,不过系数很小且在统计上并不显著(p>0.5)。这也许意味着,获得就业机会后,那些因扩招而读大学的个体,在就业质量上并未表现出明显优势。这也表明,对“遵从者”而言,其大学文凭更多地起着“敲门砖”作用。在不少工作岗位上,大学生劳动力与高中学历者基本上处于同质化竞争状态,普遍缺乏议价能力和专业人力资本的定价权。即使 2008 年《中华人民共和国劳动合同法》(以下简称《劳动合同法》)正式实施后,也有大量求职心切的大学毕业生接受了没有签订就业合同的工作。在现实求职过程中不少大学毕业生不了解《劳动合同法》的基本内

容,不善于运用法律武器捍卫自身劳动权利。人力资源和社会保障部新闻发言人李忠透露,截至2014年底,全国仍有12%的企业未签订劳动合同。在市场经济条件下,政府固然不能干预企事业单位用工行为,但可以监督和指导用人单位的用工制度,对不签订正式劳动合同等违反《劳动合同法》的行为予以坚决制止和处罚。扩招政策变量与“始终参与者”交互项系数很小且不显著($p>0.5$),表明扩招后新毕业生数量的激增,并未明显恶化“始终参与者”的就业质量。在能力异质性视角下,同样是大学毕业生,但与“遵从者”相比,“始终参与者”有更多的机会进入“985”或“211”重点建设高校深造,在文凭含金量上与“遵从者”拉开档次。

五、结 语

从就业状况变动来看,扩招后接受大学教育仍是一个不错的选择。与高中毕业直接就业相比,扩招后“遵从者”的失业概率可望降低15个百分点以上。对于“始终参与者”而言,扩招政策的实施并未恶化其就业状况。我们同时发现,大学文凭更多地扮演着“敲门砖”的角色,其主要作用是帮助进入劳动力市场不足1年的新毕业生获得工作机会。文凭“敲门砖”作用的一个旁证是,大学文凭并未明显改善“遵从者”的就业质量。可能的解释是,当前办学模式培养的大学毕业生缺乏核心竞争力,在劳动力市场上议价能力较弱。《中国就业战略报告2015》显示,高校毕业生能力普遍达不到用人单位的要求。然而,对大学生就业难问题的考察不应局限于当前劳动力市场,也不能据此减缓高等教育的发展速度。只有用发展的眼光看待当前的大学毕业生就业难题,才能将十八届三中全会关于“健全促进就业创业体制机制”的决议贯彻到实处,全面保障和提升大学毕业生的就业质量。根据上述研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,改革高等教育管理制度,激励自主特色办学和培养模式创新,全面提升大学毕业生的能力和素质。在高等教育大众化阶段,高校办学的主要目标是培养各级各类专门人才和高素质技能型劳动者。这也意味着高校要精准定位,针对社会和学生的异质性需求来强化自身办学特色,在各自细分领域争创一流。同时高校应将就业指导落在实处:将求职指导和《劳动合同法》教育贯穿到大学生教学和培养的全过程;聘请社会导师开设相应课程,提高学校培养与社会工作的对接度等。对“遵从者”而言,在努力提升自身素质以缩小与“始终参与者”的能力差距的同时,应与“始终参与者”展开错位竞争,将扩招带来的大学文凭“敲门砖”优势转化为能力优势。

第二,深化经济社会管理制度改革,加强就业培训和创业孵化机制,全面拓宽毕业生就业渠道。通过户籍制度改革、税收结构调整等一系列顶层制度设计,发挥市场作为资源配置的决定性作用,这将有助于实现人力资本提升与产业结构升级的良性互动,进而扩大对高素质大学毕业生的需求。在微观层面,提升毕业后职业见习和培训的覆盖面,加大创业的扶持力度,刺激中小微企业吸纳就业。广东和陕西等地区的就业部门,通过包括带薪见习等多项就业促进计划和《劳动合同法》宣传普及工作,助力大学毕业生改善就业质量。

需要说明的是,本文仅以就业状况作为衡量指标,初步定量评估了中国高校扩招政策的得失。显然,扩招政策的影响并不局限于当前的劳动力市场。在保障教育质量的前提下,高校录取“门槛”的降低使更多的人接受了大学教育,这不仅有利于为中国未来持续的经济增长储备人力资源,也将有助于提升中华民族整体素质。随着3D打印、智能机器人等高新技术的迅猛发展,中国传统制造业已初现颓势,简单的劳动密集型产业正逐渐被技术密集型工业和现代服务业所替代。在技能偏向型技术进步趋势日益明显的大环境下,接受过高等教育的人才显然有着更多的工作机会和更大的发展空间。在今后的大学建设中,在狠抓教学质量、努力改善办学条件的同时,也应通过扩大奖学金和助学贷款受益面等措施,切实降低弱势群体接受高等教育的“门槛”,使扩招政策“红利”真正惠及那些亟需积累人力资本以改善自身状况的人群。

参考文献:

1. 蔡昉(2013):《破除大学毕业生就业难的误读》,《行政管理改革》,第10期。
2. 常进雄、项俊夫(2013):《扩招对大学毕业生工资及教育收益率的影响研究》,《中国人口科学》,第3期。
3. 李春玲(2010):《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查》,《社会学研究》,第3期。
4. 闵维方等(2006):《2005年高校毕业生就业状况的调查分析》,《高等教育研究》,第1期。
5. 苏丽锋、孟大虎(2011):《扩招以来我国大学毕业生的供给与配置状况报告——基于统计年鉴数据的分析》,《中国高教研究》,第9期。
6. 王威海、顾源(2012):《中国城乡居民的中学教育分流与职业地位获得》,《社会学研究》,第4期。
7. 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。
8. 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3期。
9. 徐舒(2010):《劳动力市场歧视与高校扩招的影响——基于信号博弈模型的结构估计》,《经济学(季刊)》,第4期。
10. 袁晖光、谢作诗(2012):《高校扩招后大学生就业和相对工资调整检验研究》,《教育研究》,第3期。
11. Angrist J.D., Pischke J.S. (2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
12. Card D. (1999), The Causal Effect of Education on Earnings. in Ashenfelter O. and Card D. eds. *Handbook of Labor Economics*, Elsevier. 3(3):1801-1863
13. Card, D., Lemieux T. (2001), Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis. *The Quarterly Journal of Economics*. 116(2):705-746.
14. Hu A., Hibel J. (2014), Changes in College Attainment and the Economic Returns to a College Degree in Urban China, 2003-2010: Implications for Social Equality. *Social Science Research*. 44:173-186.
15. Imbens G.W., Angrist J.D. (1994), Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*. 62(2):467-475.
16. Wooldridge J.M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.

(责任编辑:朱 犁)