

高校扩招、职业代际流动与性别差异

吕姝仪 赵忠*

内容提要 本文使用1991-2009年中国健康与营养调查(CHNS)数据,运用双差分模型研究了高校扩招对大学毕业生职业代际流动的影响。研究表明,高校扩招促进了职业的代际流动性。在时间效应方面,高校扩招对大学毕业生与其父亲职业之间的代际流动作用发生较快:在2004年和2006年就有显著的影响,但到2009年作用逐渐减小而变得不显著;对大学毕业生与其母亲职业之间代际流动的促进作用则发生得比较缓慢:在2004年和2006年时影响较小,但在2006年之后则有比较明显的作用。在性别差异方面,高校扩招对于男性大学毕业生的职业代际流动性有比较显著的促进作用,而对于女性大学毕业生则无显著的影响。

关键词 高校扩招 职业代际流动 性别差异

一 引言

中国自“文化大革命”结束恢复高校招生以来,尽管招生规模逐年增长,但在1999年之前,招生人数年均增长都只在8.5%左右。然而,1999年高校招生人数增加了51.32万人,增长速度达到前所未有的47.4%。此后2000-2002年的扩招幅度分别为38.16%、21.61%和19.46%。到2003年,中国普通高校本科和专科在校生人数超过了1000万人^①。2003年,第一批扩招的大学毕业生进入社会,大学毕业生就业问题

* 吕姝仪,中国人民大学劳动人事学院,电子邮箱:lvshuyi1989@126.com;赵忠(通讯作者),中国人民大学劳动人事学院,电子邮箱:mr.zhong.zhao@gmail.com。本文是教育部新世纪优秀人才支持计划的阶段性研究成果(项目编号:NCET-11-0505)。

① 数据来自1999-2006年《全国教育事业统计公报》。

开始成为全社会关注的话题。客观上，扩招政策扭曲了大学毕业生的供求体系，对不同学历人员的工作机会产生了不同影响，进而影响了社会分层流动。

代际流动是社会流动的一种，是指两代人之间职业或社会地位的流动。代际流动的状况，反映了社会进步的程度和分层体系的变化及发展状况。在封闭的传统社会中，子承父业，代际流动很少，一个人出生就注定要在父辈所属的阶级或阶层里终其一生。在开放的现代社会中，代际流动较频繁，每个阶级或阶层都是开放的，相对传统社会更加公平。

在中国，父母所从事的职业作为一种社会资本，对子女在劳动力市场上所处的位置往往具有非常重要的影响，尤其是对第一份工作的获得影响更大。高校扩招使中国高等学历人员数量显著增加，大学毕业生的就业机会因而发生变化。一方面，由于学历的门槛效应，获得高等学历的人将拥有更多的就业机会；另一方面，扩招使得高等教育的信号作用减弱，父母职业作为一种社会资本可能发挥更重要的作用。这些都有可能影响大学毕业生的职业代际流动产生不同的变化。

决定职业代际流动的因素有很多，主要包括个体因素和社会因素，其中教育作为个体的后致性因素尤其受到关注和争议。高校扩招是教育快速扩张的一种政策，这个政策的实施对于职业代际流动的影响在笔者所涉猎的文献中并没有被专门和系统地研究过，而研究此问题对教育学、经济学、社会学等领域的理论发展有重要的积极作用，可以为中国教育政策的制定和实施提供理论支持。同时，研究高校扩招对大学毕业生职业代际流动的影响对探讨中国劳动力市场的流动程度、分析社会分层变化的发展趋势、了解不同劳动力市场结构的开放程度等都有重要的作用。研究结果对完善相应的劳动力市场政策有重要的借鉴意义和实践意义；新闻媒体不时报道的“官二代”和“富二代”等现象也使本研究具有现实价值。

本文的结构如下：第二部分为相关文献的回顾，第三部分介绍所用的数据和主要变量，第四部分和第五部分是估计方法、主要经验分析结果和稳健性检验，第六部分是对所得结果的解释和结论。

二 文献回顾

如 Parman (2011) 所述，教育机构对代际流动的影响有两种。第一，教育机构扩张促使教育体系更加公平，为社会底层的儿童提供更多的教育机会，使他们获得向上层社会流动的阶梯，因而可以促进代际流动。第二，教育机构作为传递社会地位的工

具,进行阶级再生产,因而减小了代际流动。这两种影响是截然相反的,教育扩张对代际流动的最终结果取决于哪一种影响更大。Becker(1980)的模型显示,政府的教育支出与收入代际流动正相关,但这个结果依赖于公共教育和私人教育是替代品这一假设。如果两者是互补品,那么政府在公共教育上的支出很可能会降低代际流动。

关于教育扩张和代际流动的经验研究较少,已有研究结果几乎都显示政府扩张的教育支出伴随着代际流动的降低。例如Lefranc(2011)利用法国1931-1976年出生组的数据发现,法国代际经济流动呈现V型趋势;伴随整个阶段的高等和中等教育不断扩张,教育回报率不断降低。Blanden et al.(2002)针对英国代际收入流动中高校扩招的作用进行了研究,认为如果高校扩招的受益者主要是贫困家庭的儿童,高校扩招将会促进代际收入流动;反之,如果高校扩招的受益者主要是富有家庭的儿童,高校扩招将会降低代际收入流动。他们的结果显示,教育供给更多地提供了高收入家庭成员,使社会代际流动减慢。总之,高校扩招对代际流动的最终影响并不确定,要根据数据和估计结果进行验证。

国内学者对高校扩招的研究侧重于其与就业率之间的关系。文东茅(2000)利用各国数据并结合中国的具体情况,对中国高等教育扩展对大学生就业可能产生的影响进行了分析。文东茅(2005)比较了1998年和2003年高校本专科毕业生的就业情况,发现大规模扩招之后中国大学毕业生的初次就业率略有下降。田永坡(2006)对法国、西班牙、挪威、印度、奥地利和尼日利亚等国的高等教育扩张现象进行了分析,认为短时间内大量毕业生急剧增多使得劳动力市场供需不平衡,但是不同专业的就业情况有所差异。何亦名(2008)运用中国健康与营养调查(CHNS)数据发现,随着近年高等教育扩招,高等教育收益率呈现下降的趋势。吴要武和赵泉(2010)利用2005年1%人口抽样调查和2000年人口普查数据,以高中生为对照组,运用双差分模型(difference-in-differences)分析了高校扩招对大学生就业的影响。他们的结果显示,扩招的确给大学生就业带来了不利的影响,使得大学毕业生劳动参与率下降并且失业率上升。邢春冰和李实(2011)的研究与吴要武和赵泉(2010)类似。邢春冰和李实(2011)还对扩招的受益人群进行了研究,发现少数民族女性和贫困家庭受益较少,而东部及城镇地区则受益较多。

代际流动是经济学中的重要课题,现有经济学文献对收入、职业、教育、健康等的代际流动都进行了研究。一般认为教育是实现职业向上流动的有效手段。从上述文献看,教育扩张和代际流动之间的关系在国外逐渐引起了重视,但在国内研究高校扩招的文献中,对扩招与教育回报、收入不平等以及就业的关系进行了研究,但对扩招

与代际流动的问题鲜有研究。本文从职业代际流动入手，旨在补充现有文献的不足。这项研究理论上有助于了解教育扩张对高等学历人员代际公平情况的影响，为中国劳动力市场流动和社会分层的发展趋势提供数据支撑，同时为不同劳动力市场机会结构的开放程度等提供实证证据；在实践上，有关部门可以根据本文政策效应的研究结果，完善相应的劳动力市场政策和高校招生政策。

三 数据和变量

（一）CHNS 数据

本文使用中国健康与营养调查（CHNS）数据，包含 1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年 7 次调查的数据^①。CHNS 调查涉及辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州 9 个省（自治区）。相比其他省级或区域性抽样数据，使用该调查数据可以更好地从全国层面来估计高校扩招政策的职业代际效应。该数据的时间跨度刚好覆盖高校扩招政策效应开始显现的前后（2003 年），可以用来对高校扩招的政策效应进行合适的评估。

本文的研究对象为扩招前后已经就业的大学毕业生。我们定义 1999 年及之后进入大学（大专）的毕业生为“大学新毕业生”。遗憾的是，CHNS 中并没有关于入学时间的信息，按照中国的入学制度，高中毕业生大约在 19 周岁进入大学学习，23 周岁大学毕业。一般认为，扩招应该影响 1980 年及之后出生的人群。但由于入学早晚、跳级、留级和复读现象的存在，并考虑本科和大专的学制包括三年、四年和五年，因此 1980 年及前后几年的出生组也有可能受到高校扩招政策的影响。因此我们对大学新毕业生根据数据的特征进行具体的定义。由 CHNS 数据计算可知，大学新毕业生的年龄大多集中在 21~25 周岁，即 1999 年的扩招对象集中在 1978-1982 年出生的人群，2000 年的扩招对象集中在 1979-1983 年，以此类推。

（二）主要变量

1. 扩招政策时间变量 T

根据上述分析，本文研究对象为各年数据中 21~25 周岁的已就业大学毕业生。其中，2004 年、2006 年和 2009 年三年数据中的定义为“新毕业生”（政策组），设 $T=1$ ；1991 年、1993 年、1997 年和 2000 年四年数据中的定义为“老毕业生”，设 $T=0$ 。

^① 由于 1989 年距离扩招年份较远，将其舍去。

各年 21 ~ 25 周岁的已就业大学毕业生处于就业的初始阶段，其职业类型受父代职业类型的影响较为明显，对于同等条件下观测代际效应更加有利。为了考察职业代际流动随着时间的变化情况，本文又分时段考察了扩招后的 2004 年、2006 年、2004 - 2006 年（指合并 2004 年和 2006 年两年的数据）和 2009 年的政策组情况。

2. 职业代际流动变量 G

1991 - 2009 年数据中调查时年龄为 21 ~ 25 周岁而且有父母相关信息的大学毕业生共计 3502 个。CHNS 调查中将职业类型分为 14 种，具体包括技术、管理、文员和工人、农民、司机、警察等。本文将职业类型合并为两类：第一类主要包括从事农林牧渔、手工业、服务业的人员，第二类主要包括专业技术人员（包括医生、教师和工程师等）、行政管理人员（如政府官员、部门负责人）以及办公人员。第二类职业更倾向于脑力劳动，技术含量高，第一类则相反。根据上述分类，可以将子代和父代的职业类型划分为四种：（a）子代职业类型为第一类，父代职业类型为第一类；（b）子代职业类型为第一类，父代职业类型为第二类；（c）子代职业类型为第二类，父代职业类型为第一类；（d）子代职业类型为第二类，父代职业类型为第二类。

给定以上四种类型，设 G 是职业代际流动变量，我们可以定义以下两种职业代际流动。

第一，父代职业代际流动。（a）和（d）代表父代职业代际传递没有发生流动。（b）和（c）代表父代职业代际传递发生了流动。此时，可进一步分为向下的职业代际流动（b）和向上的职业代际流动（c）。

第二，家庭的职业代际流动。当探讨职业类型的代际流动时，不仅要关注子代分别与父亲和母亲的职业类型不一致的情况，也要关注子代职业类型与父亲和母亲中较低的职业类型不一致的情况，即探讨如果父母中有一方为较低级别的职业类型，子代成为较高级别的职业类型的情况。这体现了子代与家庭上一代的职业代际流动情况，这种情况也叫家庭的职业代际流动。表 1 详细列明了变量 G 的赋值情况。

表 1 家庭的职业代际流动

变量 G 赋值	子代	父母中较低	父亲	母亲
0	第一类	第一类	第一类	第二类
0	第一类	第一类	第二类	第一类
1	第二类	第一类	第一类	第二类
1	第二类	第一类	第二类	第一类

续表

变量 G 赋值	子代	父母中较低	父亲	母亲
0	第一类	第一类	第一类	第一类
0	第二类	第二类	第二类	第二类

3. 教育类型变量 H

大学毕业生为我们所要研究的政策组，设教育类型变量 $H = 1$ 。本研究采用高中毕业生为对照组， $H = 0$ ^①。

(三) 统计性描述

为了方便讨论，将大学毕业生职业与其父亲职业之间的代际流动简称为“父亲职业的代际流动”，将大学毕业生职业与其母亲职业之间的代际流动简称为“母亲职业的代际流动”，以此类推。表 2 显示，子代职业类型与父亲职业类型不同的概率为 0.16，与母亲职业类型不同的概率为 0.11。父亲职业的代际流动性要高于母亲，这也可以理解为母亲的代际效应高于父亲，即母亲的职业对子代职业的影响大于父亲职业对子代职业的影响。家庭的职业代际流动均值为 0.04，均值较小主要是我们对流动的定义较为严格。

表 2 职业代际流动的描述统计

变量	分类	均值	标准差	最小值	最大值
G	父亲	0.1613	0.3679	0	1
	母亲	0.1074	0.3097	0	1
	家庭	0.0415	0.1995	0	1

资料来源：根据 CHNS 数据计算得到。

四 计量模型及估计结果

(一) 计量模型

我们将扩招之后的大学毕业生视为“大学新毕业生”，扩招之前的视为“大学老毕业生”，即将大学新毕业生当作政策组；同时将高中新毕业生作为对照组。如前定义，

① 在稳健性检验中，我们还尝试采用中专毕业生为对照组。

$G=0$ 代表毕业生（子代）和父代职业类型一致， $G=1$ 为不一致； H 和 T 分别代表毕业生的学历和毕业时期： $H=1$ 表示为大学毕业生， $H=0$ 为高中毕业生； $T=1$ 表示该样本是在政策实施（1999 年扩招，2003 年之后毕业）后毕业，否则为之前。因此，高校扩招后大学新毕业生代际流动均值为 $E(G|H=1, T=1)$ 。我们使用如下双差分模型同时控制不同学历和不同时期毕业学生的系统性差异，来估计高校扩招对职业代际流动的影响（Angrist & Krueger, 1999）。

$$DD = [E(G|H=1, T=1) - E(G|H=1, T=0)] - [E(G|H=0, T=1) - E(G|H=0, T=0)] \quad (1)$$

式（1）中的双差分估计量 DD 就是高校扩招政策对代际流动的因果效应。

双差分估计量可以用来控制不随时间改变的不可观测因素（遗漏变量）。不可观测因素随时间而改变，但变化趋势在政策组和对照组一致时，双差分估计量也可以控制这些因素的影响。此方法可以有效降低由于内生性和遗漏变量带来的估计偏差。但值得注意的是，双差分估计量不能控制在政策组和对照组中变化不一致的遗漏变量的影响。我们承认这是此方法的不足，并在后续讨论中分析了双差分估计量在本项研究中的可行性。

具体来说，大学新毕业生和高中毕业生之间在样本区间内不变的职业代际流动差异在两个一阶差分中已经被剔除掉了，如式（1）。实施高校扩招政策之前与之后同时影响大学毕业生和高中毕业生的各种就业方面的经济社会因素也在二阶差分中被剔除，即 $\Delta E(G|H=1) - \Delta E(G|H=0)$ 。

在实际的估计模型中，我们利用下列回归模型估计高校扩招政策对大学毕业生职业代际流动的影响：

$$G_i = \alpha_0 + \alpha_1 H_i + \alpha_2 T_i + \alpha_3 (H_i \times T_i) + X_i \beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

式（2）中的虚拟变量 H_i 和 T_i 分别代表了在代际流动性差异上不同毕业生的学历效应和高校扩招前后的时期效应。我们所关注的是交叉项 $H_i \times T_i$ 的系数 α_3 ，其代表了在控制了学历效应和时期效应之后高校扩招政策的影响。实际上， α_3 就是控制了其他自变量 X_i 之后式（1）中的差分估计量 DD 。自变量 X_i 用于控制可能与职业代际传递相关的如性别、年龄等因素。式（2）的因变量 G 为二元变量，但由于此式中所有自变量均为虚拟变量，而且我们仅进行不同数据组均值的比较，所以使用线性回归模型（Wooldridge, 2002）。

应用双差分模型识别因果关系时，有两个方面特别值得关注：第一，双差分模型中，高校扩招政策本身可能存在内生性问题，即式（2）中的交叉项很有可能是内生的。如果大学毕业生和高中毕业生之间对高校扩招政策的区别对待是由于代际流动之

间的差异所导致的，那么式（2）估计出来的系数 α_3 就会有偏。然而，这个假设显然不成立。

第二，如 Angrist & Krueger（1999）所指出的，双差分估计量的一致性基于一个关键性的假设，即如果不存在高校扩招政策，式（2）中交叉项 $H_i \times T_i$ 的系数 α_3 应该为零。这表示在高校扩招政策实施前后，其他可能影响职业代际行为的因素在大学毕业生和高中毕业生之间不存在显著的差异。否则，式（2）中的 α_3 可能存在遗漏变量的内生性问题。而针对这个问题，吴要武和赵泉（2010）认为，2000 - 2005 年的一段时期，中国经济高速增长，就业机会明显增加，当技术结构一定时，大学毕业生和高中毕业生在劳动力市场上为互补品，会随着产出扩大而同步增长。因此，如果不实施高校扩招政策，大学新毕业生的就业环境不会恶化，大学毕业生的就业市场需求与高中毕业生是一致的。因此本文假设，在高校扩招政策实施前后其他可能影响职业代际行为的因素在大学毕业生和高中毕业生之间不存在显著的差异。

但是，模型中的高中毕业生并不是大学毕业生完美的对照组，因为在同一个群体中，那些考上大学的高中毕业生并不是随机决定的，但是这种对照组却可以改进估计的结果。我们可以预期的是，在一组人群中，上大学的选择性偏差的方向是一致的，比如智商更高、更健康、更努力、家庭经济条件较好的高中毕业生或中专毕业生更有可能考上大学（吴要武、赵泉，2010）。这就可以假定高校扩招政策实施之前上大学的高中生与扩招政策实施之后上大学的高中生之间无法观测的特征是相同的，都在某个人口队列的最高分位组。使用双差分估计，可以消除或减轻这个同方向的选择性偏差。另外，在稳健性检验中，我们还采用了中专生作为对照组。

（二）基本结论

本部分系统分析高校扩招政策对大学毕业生职业代际流动的影响。首先，我们不控制性别，以高中毕业生为对照组进行双差分估计。

1. 父亲职业的代际流动

表3报告了基本结果。为了考察高校扩招的政策效应在时间上的动态特征，表3还分别报告了2004年、2006年、2004 - 2006年和2009年的双差分估计结果。第4行是1991 - 2000年（扩招前）的高中毕业生和大学毕业生的代际流动均值，第5行报告了2004 - 2009年（扩招后）高中毕业生和大学毕业生的代际流动均值。表中的第（1）、（2）列分别报告了高中毕业生和大学毕业生的代际流动均值，第（3）列报告了高中毕业生和大学毕业生的代际效应之差。

表 3 高校扩招政策对大学毕业生父亲职业代际流动的影响

	年份	因变量:父亲职业的代际流动					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		高中毕业生	大学毕业生	二者之差	DD1	DD2	DD3
扩招前	1991 - 2000	0.275	0.302	0.027			
扩招后	2004 - 2009	0.216	0.515	0.299 ***	0.272 ***	0.154 **	0.118
	2004	0.158	0.522	0.364 ***	0.337 **	0.241 **	0.096
	2006	0.250	0.600	0.350 *	0.323	0.125	0.138
	2004 - 2006	0.185	0.558	0.373 ***	0.346 ***	0.208 **	0.138
	2009	0.250	0.440	0.190	0.163	0.085	0.138

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$; DD1 为对式 (2) 直接估计代际流动的结果, DD2 为代际向上流动的估计结果, DD3 为代际向下流动的估计结果。

资料来源:根据 CHNS 数据计算得到。

由表 3 我们可以发现,高校扩招政策实施之前,高中毕业生和大学毕业生的代际流动均值之差仅为 0.027,并且在任何合理的统计水平上均不显著。但是,在高校扩招政策实施之后,二者之差升到了 0.299,并且在 1% 的水平上显著。双差分估计显示,高校扩招使大学毕业生的父亲职业的代际流动性升高了 0.272,而且在高校扩招后的 2004 年和 2004 - 2006 年均显著。这说明高校扩招使得大学毕业生的父亲职业的代际流动性增大了。

另外,高校扩招对向上的代际流动的影响要大于向下的代际流动的影响。向下的代际流动性效应升高了 0.118,但在统计上并不显著;向上的代际流动性升高了 0.154,且在 5% 的水平上显著。从表 3 中还可以看出,不论是不分方向的、向上的和向下的职业代际流动,高校扩招的影响随着时间推移都显著减小,而各年份高校扩招对向上的代际流动的影响均要大于向下的代际流动的影响。

2. 母亲职业的代际流动

表 4 表明,母亲职业的代际效应情况与父亲不尽相同。在高校扩招政策实施之前,高中毕业生和大学毕业生的代际效应之差为 0.156,且在 5% 的水平上显著;在高校扩招政策实施之后,二者之差上升到了 0.412 且在 1% 的水平上显著性。高校扩招导致大学毕业生职业代际效应增加了 0.256,且在 5% 的水平上显著。但分年份估计时,2004 年、2006 年和 2004 - 2006 年的影响均不显著,2009 年在 10% 的水平上显著。这说明高校扩招虽然对于母亲职业的代际流动性有影响,但这种影响显现得比较慢。

表 4 高校扩招政策对大学毕业生母亲职业代际流动的影响

	年份	因变量:母亲职业的代际流动					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		高中毕业生	大学毕业生	二者之差	DD1	DD2	DD3
扩招前	1991 - 2000	0.202	0.358	0.156 **			
	2004 - 2009	0.135	0.548	0.412 ***	0.256 **	0.051	0.157 **
扩招后	2004	0.111	0.500	0.389 **	0.233	-0.039	0.203
	2006	0.143	0.556	0.413 *	0.257	-0.016	0.161
	2004 - 2006	0.125	0.524	0.399 ***	0.243	-0.028	0.185 *
	2009	0.143	0.571	0.429 ***	0.273 *	0.139	0.137

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$; DD1 为对式 (2) 直接估计代际流动的结果, DD2 为代际向上流动的估计结果, DD3 为代际向下流动的估计结果。

资料来源: 根据 CHNS 数据计算得到。

另外, 高校扩招对分方向的母亲职业的代际流动影响与对父亲职业的代际流动影响完全不同。高校扩招对向下的母亲职业的代际流动影响要大于向上的母亲职业的代际流动的影响。扩招使向上的代际流动性增大了 0.051, 但不显著; 使向下的代际流动增大了 0.157, 且在 5% 的水平上显著。2006 - 2009 年高校扩招对母亲职业的代际流动的影响逐渐增大。除 2004 年, 各年向下的代际流动的影响均大于向上的职业代际流动的影响。

3. 家庭的职业代际流动

表 5 是高校扩招政策对大学毕业生的家庭职业 (即父母较低职业) 的代际流动的影响。可以看出这种影响呈现先增大后减小的趋势, 而且显著性逐年增强。在扩招之前, 高中毕业生和大学毕业生的代际流动性之差仅为 0.120; 扩招之后, 二者之差扩大为 0.450。双差分估计值为 0.330, 且在 1% 的水平上显著。2004 - 2006 年、2006 年和 2009 年的扩招效应均显著, 说明高校扩招政策对大学毕业生家庭职业的代际流动的影响并不是立刻显现的, 而是随着时间逐渐显现。

总体来看, 高校扩招政策对大学毕业生的父亲、母亲和家庭职业代际流动的影响均显著为正, 即促进了大学毕业生的父亲和母亲职业的代际流动, 降低了代际效应。对父亲职业的代际流动的促进作用要高于对母亲职业的代际流动的促进作用。从职业代际流动的方向来看, 对向上的父亲职业的代际流动影响显著, 但向下的影响不显著; 对母亲职业的代际流动的影响则刚好相反, 向下的影响显著, 但向上的影响不显著。而我们重点关注的是向上的职业代际流动, 说明高校扩招在促进社会地位流动时, 父亲职业的代际流动起到了更多的作用。

表 5 高校扩招政策对大学毕业生家庭职业代际流动的影响

	年份	因变量:家庭职业的代际流动			
		(1)	(2)	(3)	(4)
		高中毕业生	大学毕业生	二者之差	DD
扩招前	1991 - 2000	0.070	0.189	0.120 **	
扩招后	2004 - 2009	0.000	0.450	0.450 ***	0.330 ***
	2004	0.000	0.333	0.333 **	0.214
	2006	0.000	0.667	0.667 ***	0.547 **
	2004 - 2006	0.000	0.444	0.444 ***	0.325 **
	2009	0.000	0.455	0.455 ***	0.335 ***

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$ 。DD 为对式 (2) 直接估计代际流动的结果。

资料来源:根据 CHNS 数据计算得到。

从职业代际流动随时间的变化趋势看,高校扩招对父亲职业代际流动影响作用较快,在 2004 年、2006 年就产生了显著的影响,但是这种影响逐年减小;对母亲职业代际流动影响则作用较慢,在 2006 年、2009 年才产生显著的影响,但是影响的程度逐年增大;对家庭职业代际流动的影响也是作用较慢,在 2006 年、2009 年才产生显著影响,但是影响程度先增大后减小。

4. 分性别的职业代际效应

上一节的估计结果显示,高校扩招政策对于大学毕业生的职业代际流动有明显的促进作用,而本小节主要分析政策效应的性别差异。

如图 1a 所示,在高校扩招之前,女性大学毕业生的母亲、父母较低职业(家庭职业)的代际流动均值都要高于男性,而男性大学毕业生的父亲职业代际流动均值要高于女性。高校扩招之后,发生了很明显的变化。虽然男性和女性的职业代际流动性都升高了,但是男性大学毕业生的职业代际流动均值均高于女性,见图 1b。这也从侧面反映了高校扩招政策实施后,男性在职业代际流动方面的受益程度要高于女性。

表 6 报告了运用双差分模型估计的分男性和女性的高校扩招的政策效应。第 (1) ~ (3) 列报告了扩招前男性和女性不同学历毕业生的职业代际流动均值,第 (4) ~ (6) 列报告了扩招后男性和女性不同学历毕业生的职业代际流动均值,最后一列报告了双差分估计值 DD。观察第 (3) 列数据可以发现,在扩招之前,女性大学毕业生和高中毕业生之间存在较为显著的母亲、家庭职业的代际流动差异;男性大学毕业生和高中毕业生之间则不存在显著的差异。观察第 (6) 列数据可以发

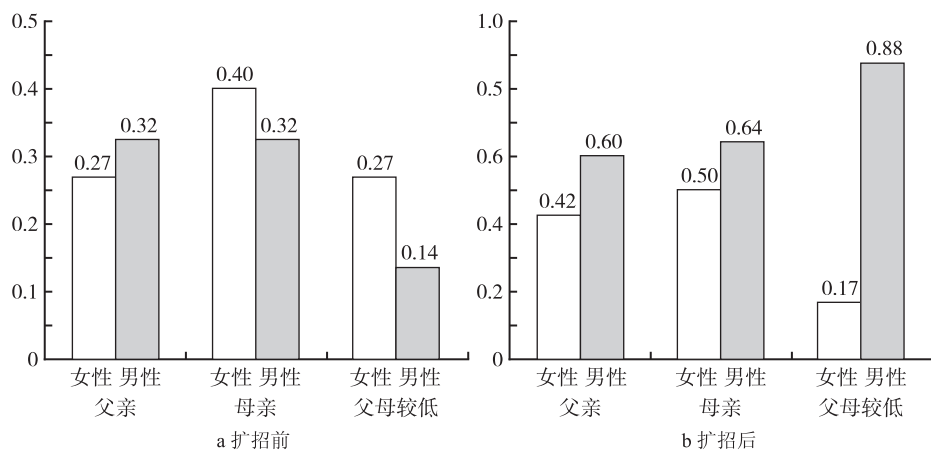


图 1 分性别的大学毕业生职业代际流动均值

资料来源：根据 CHNS 数据计算得到。

现，扩招之后，男性大学毕业生和高中毕业生之间存在显著的差异，而且这种差异要远大于扩招之前；相反，女性大学毕业生和高中毕业生之间差异较为显著的只有母亲职业的职业代际流动，其他的都数值较小而且不显著。总体来看，高校扩招之前和之后职业代际流动的性别差异很明显。

表 6 分性别的估计结果

	性别	扩招前			扩招后			双差分
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		高中毕业生	大学毕业生	(2) - (1)	高中毕业生	大学毕业生	(5) - (4)	DD
父亲	女性	0.248	0.269	0.021	0.278	0.424	0.146	0.125
	男性	0.291	0.324	0.033	0.182	0.600	0.418 ***	0.385 ***
母亲	女性	0.216	0.400	0.184 *	0.091	0.500	0.409 ***	0.225
	男性	0.194	0.321	0.128	0.154	0.643	0.489 ***	0.361 **
家庭	女性	0.062	0.267	0.205 **	0.000	0.167	0.167	-0.038
	男性	0.075	0.136	0.062	0.000	0.875	0.875 ***	0.813 ***

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.10$ 。

资料来源：根据 CHNS 数据计算得到。

最后一列的双差分估计结果显示，高校扩招政策对男性的职业代际流动存在显著的正向影响。高校扩招使男性大学毕业生的父亲、母亲及家庭职业的职业代际流动性分别

增高了0.385、0.361和0.813。而高校扩招对女性大学毕业生与其父亲、母亲和家庭职业之间的代际流动的影响均不显著。这说明,高校扩招政策对大学毕业生就业的作用对于不同群体是不同的。比较而言,高校扩招政策使男性的受益程度要大于女性,男性相对于女性更能够通过教育扩张这一渠道改变自身的社会地位或社会阶层,男性是高校扩招政策的受益群体。

从表6未能观察到女性显著的受益效果。全国妇联(2011)发布的《女大学生就业创业状况调查》显示,女大学生求职被拒率较高,求职过程比较艰难,自助创业更难。潘锦棠(2004)重点研究了中国女大学生就业问题,认为性别本身不能等同于生产率特征,但是当用人单位为降低招聘成本,仅仅根据以往经验,将女性群体的一般特征强加于某个女性时会产生统计性歧视,导致女性在求职过程中搜寻成本提高。上述研究结果与本文的研究结果是相符的。

5. 解释职业代际流动的性别差异

我们发现高校扩招对职业代际流动的影响存在性别差异:扩招对于男性代际流动性有显著影响,但对女性代际流动性的影响不显著。导致这种性别差异的原因可能是多方面的。第一,女性的高等教育获得率并没有随高校扩招而提高。第二,女性虽然拥有较高的高等教育获得率,但是高等教育所带来的收益率低,很少有代际流动发生。这种现象产生的原因很可能是就业过程中的性别歧视。第三,女性虽然拥有较高的高等教育获得率,但是获得高等教育的女性更多地来自处于社会上层的家庭,因而女性的整体代际流动性没有提高。这种现象产生的原因很可能是教育获得的性别歧视。我们对这三种原因进行逐一分析。

如图2所示,扩招之前,女性的高等教育获得率为5.4%,男性为3.9%;扩招之后,女性的高等教育获得率为17.2%,男性为12.5%。女性的高等教育获得率高于男性,但是增长速度不及男性。即便如此,女性在扩招之后高等教育获得率确实显著提高。证明第一种解释不成立。

第二种解释认为女性的受教育程度对于职业获得的贡献率不及男性。职业获得受个人因素和家庭因素共同作用,估计结果如表7所示。根据表7中第(1)、(2)列,男性的高等教育回报率确实高于女性,男性的高等教育回报率系数为0.427,女性为0.407。比较值得关注的是,在扩招之前,女性的高等教育回报率略高于男性,分别为0.393和0.360;扩招之后,男性的高等教育回报率显著升高至0.664,而女性的高等教育回报率则下降至0.344。第二种解释得到了数据上的支持。

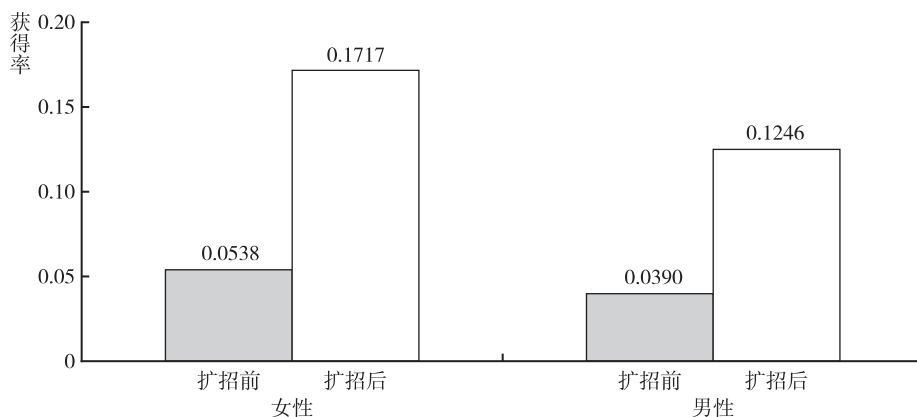


图 2 高等教育获得率

资料来源：根据 CHNS 数据计算得到。

表 7 回归估计结果

	因变量:职业类型					
	全部		扩招前		扩招后	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	女性	男性	女性	男性	女性	男性
教育程度	0.407 ***	0.427 ***	0.393 ***	0.360 ***	0.344 **	0.664 ***
父亲职业	0.209 ***	0.193 ***	0.222 ***	0.223 ***	0.132	-0.032
母亲职业	0.313 ***	0.272 ***	0.321 ***	0.280 ***	0.277	0.223 **
截距项	0.055 ***	0.037 ***	0.043 ***	0.033 ***	0.183 **	0.058 **
样本量	761	1190	687	995	74	195

注：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

资料来源：根据 CHNS 数据计算得到。

高等教育获得受个人因素和家庭因素共同影响，第三种解释意味着获得高等教育的女性更多地来自社会地位较高的家庭，估计结果如表 8 所示。根据表 8 中第 (1)、(2) 列可知，整体上父亲职业对男性高等教育获得的影响大于女性，母亲职业对女性高等教育获得的影响大于男性，其中父亲职业对男性的影响程度是女性的两倍。在扩招之前，母亲职业对女性和男性子女教育的影响系数分别为 0.118 和 0.114，相差无几；扩招后，母亲职业对女性和男性子女教育的影响系数分别为 0.419 和 0.260，对女性的影响远远超过男性。扩招之前，父亲职业对子女教育程度的影响系数，男性和女

性各为 0.073 和 0.048；扩招之后，尽管男性的系数大于女性，但女性的增长幅度高于男性。

表 8 回归估计结果

	因变量:教育程度					
	全部		扩招前		扩招后	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	女性	男性	女性	男性	女性	男性
父亲职业	0.037	0.077 ***	0.048 *	0.073 ***	0.137	0.152 **
母亲职业	0.220 ***	0.148 ***	0.118 ***	0.114 ***	0.419 **	0.260 ***
截距项	0.049 ***	0.022 ***	0.025 **	0.019 **	0.212 ***	0.034 *
样本量	906	1396	794	1137	112	259

注：* $p < 0.05$ ，** $p < 0.01$ ，*** $p < 0.001$ 。

资料来源：根据 CHNS 数据计算得到。

第三种解释也得到了数据的支持。即扩招之后，家庭因素对女性受教育程度的影响增长超过了男性，即更多的获得高等教育的女性来自于社会上层的家庭，虽然高校扩招带来了女性高等教育获得率的提高，但并没有带来女性代际流动性的提高。

五 稳健性检验：以中专毕业生为对照组

前文报告了以高中毕业生为对照组的估计结果。显然，高中毕业生不是大学毕业生的完美对照组。对照组的选择可能会影响估计结果。为了探讨估计结果的稳健性，本节采用中专生（包括职高、技校、中专）为对照组。我们主要报告分性别的估计结果。

表 9 显示，以中专毕业生为对照组的估计结果同以高中毕业生为对照组的估计结果类似。不同之处在于，高校扩招之前，男性和女性大学毕业生与中专毕业生之间的职业代际流动差异均不显著。高校扩招之后，男性大学毕业生与中专毕业生之间的职业代际流动差异均显著，但女性大学毕业生与中专毕业生之间的职业代际流动差异均不显著。

但我们的主要结果，即高校扩招对男性和女性之间政策效应的差异同以高中毕业生为对照组是一致的。双差分估计结果显示，高校扩招使男性大学毕业生的父亲职业的代际流动性增高了 0.222，母亲职业的代际流动性增高了 0.499，家庭职业的代际流

动性增高了 0.879。这些结论与表 6 中使用高中毕业生为参照组得出的估计结果是一致的，虽然具体估计值存在一些差异。估计结果还显示，高校扩招对女性大学毕业生与其父亲、母亲和家庭职业的代际流动的影响均不显著。这也与表 6 中以高中毕业生为对照组得出的结论是一致的。

表 9 分性别估计的双差分估计结果

	性别	扩招前			扩招后			双差分
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		中专毕业生	大学毕业生	(2) - (1)	中专毕业生	大学毕业生	(5) - (4)	DD
父亲	女性	0.394	0.269	-0.125	0.500	0.424	-0.076	0.049
	男性	0.339	0.324	-0.015	0.393	0.600	0.207*	0.222
母亲	女性	0.523	0.400	-0.123	0.308	0.500	0.192	0.315
	男性	0.400	0.321	-0.079	0.222	0.643	0.421***	0.499**
家庭	女性	0.350	0.267	-0.083	0.143	0.167	0.024	0.107
	男性	0.207	0.136	-0.071	0.067	0.875	0.808***	0.879***

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.10$ 。

资料来源：根据 CHNS 数据计算得到。

六 结论

本文主要研究高校扩招政策对大学毕业生职业代际流动的影响。我们采用 1991 - 2009 年的 CHNS 数据，利用高中毕业生和中专毕业生为对照组，通过双差分模型来识别高校扩招政策对大学毕业生职业代际流动的影响。研究发现，无论是以高中毕业生还是以中专毕业生为对照组，高校扩招政策确实对大学毕业生的职业代际流动产生了影响，促进了职业的代际流动性。在性别差异方面，高校扩招政策对于男性大学毕业生的职业代际流动性有比较显著的促进作用，而对于女性大学毕业生的职业代际流动则无显著的影响。在政策的时间效应方面，高校扩招政策对父亲职业的代际流动作用较快，其效应随时间影响逐渐减小；对母亲职业的代际流动则作用较慢，其影响随时间逐渐增大。

我们的主要结论是，高校扩招对职业代际流动的影响存在性别差异，对此本文进行了进一步分析，认为扩招对女性代际流动性影响不显著的背后是女性教育不平等程度的提高和教育回报率的降低。这对今后制定教育和就业方面的政策有较大的指导意

义。对于女性来说,首先,虽然国家推行了教育扩张的政策,但社会底层家庭中女性获得高等教育的可能性较小,教育扩张的受益者大部分是社会上层家庭中的女性。这提示我们要关注社会底层家庭中女性的教育可及性。其次,虽然女性在整体上高等教育获得率相对提高,但获得较高等级职业的可能性并没有显著提高,而男性则提高了两倍,因此关注高等学历女性的就业问题尤为重要。

参考文献:

- 何亦名(2008),《中国高等教育扩张的就业与工资效应研究》,北京:经济科学出版社。
- 潘锦棠(2004),《北京女大学生就业供求意向调查分析》,《北京社会科学》第3期,第73-80页。
- 全国妇联(2011),《女大学生就业创业状况调查报告》,《中国妇运》第2期,第40-42页。
- 田永坡(2006),《高等教育扩展与“知识失业”:国外的研究和经验》,《高等教育研究》第7期,第103-108页。
- 文东茅(2000),《高等教育结构调整与毕业生就业》,《北京科技大学学报(社会科学版)》第4期,第81-84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1187-1208页。
- Angrist, Joshua & Alan Krueger(1999). Empirical Strategies in Labor Economics. In Orley Ashenfelter & David Card(ed.), *Handbook of Labor Economics, Volume 3A*. Amsterdam: Elsevier, pp. 1277-1366.
- Becker, Gary(1980). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education(2nd ed)*. Chicago: University of Chicago Press.
- Blanden, Jo, Alissa Goodman, Paul Gregg & Stephen Machin(2002). Changes in

Intergenerational Mobility in Britain. Paper presented at the Annual Conference of the British Educational Research Association, University of Exeter, England, September, 2002.

Lefranc, Arnaud (2011). Educational Expansion, Earnings Compression and Changes in Intergenerational Economic Mobility: Evidence from French Cohorts, 1931 – 1976. *Thema Working Paper*, No. 2011 – 11.

Parman, John(2011). American Mobility and the Expansion of Public Education. *The Journal of Economic History*, 71(1), 105 – 132.

Wooldridge, Jeffrey(2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

College Expansion, Intergenerational Occupational Mobility and Gender Difference

Lv Shuyi & Zhao Zhong

(School of Labor and Human Resources, Renmin University of China)

Abstract: This paper studies the impact of college expansion on intergenerational occupational mobility among college graduates. Using data from the China Health and Nutrition Survey between 1991 to 2009, our results from difference-in-differences estimate indicate that college expansion has improved the intergenerational occupational mobility. The impact on intergenerational mobility in term of father's occupation has become significantly very quickly in 2004 and 2006, but has become smaller in 2009. The impact in term of mother's occupation has shown significant results slower, and only has significant effect after 2006. We also find considerable gender difference. The college expansion has significant effect on male graduates only, but not on female graduates.

Keywords: college expansion, intergenerational occupational mobility, gender difference

JEL Classification: I24, J62, J16

(责任编辑: 西 贝)