

# 城市劳动力市场上的就业冲击 对家庭教育决策的影响\*

都 阳 John Giles

**内容提要:** 本文使用中国社会科学院人口与劳动经济所的城市住户调查资料,分析了父母的就业冲击对子女大学入学决策的影响。作者对中国经济结构的调整和劳动力市场冲击进行了介绍,讨论了中国的高等教育体制及其新近在融资和扩招方面的改革措施。在经验分析部分,我们仔细地控制了家庭之间不可观测的差异性所产生的影响,并利用线性概率模型对父母就业冲击所产生的影响进行了测算,结果发现父亲失去工作使即将进入大学的子女的入学可能性下降了约 30%。

**关键词:** 就业冲击 重组 大学入学决策

## 一、引 言

20 世纪 90 年代中后期,中国的城市经济经历了剧烈的冲击,其典型的特征就是国有经济在这段时期内进行了大规模的重组。反映在劳动力市场上,大量的下岗、失业和提前退休等情况出现。根据 2002 年《中国统计年鉴》公布的数据,从 1995 年到 2001 年,国有部门的职工数量从 1.13 亿人下降到 6700 万人,大约减少了 4600 万人,约占原来职工数量的 40%。同一时期,城镇集体部门的职工总数则减少了 1860 万人,约占原来职工总量的 60%。4300 万政府登记的下岗职工中有 3400 万来自国有企业(劳动部,2002)。劳动力市场冲击所造成的一个直接结果就是城市贫困人口的出现和不断增加(孟昕等,2004;蔡 等,2004),以及由此所导致的贫困家庭福利的下降。如果劳动力市场冲击所产生的影响仅此而已的话,那么通过建立和不断完善社会保障体系,加大社会救助的力度,可以帮助这些贫困家庭度过难关。然而,贫困家庭在应对冲击时的一个经常的反应是,削减家庭的人力资本投资,从而对下一代的人力资本积累产生负面的影响。本文正是希望利用来自于中国 5 个大型城市的住户调查资料,分析经济结构转型和就业冲击对家庭教育决策所产生的影响。

已经有很多文献阐述了发达国家的家庭收入和子女就学之间的相关关系(例如 Mare, 1980; Manski and Wise, 1983; Hauser, 1993; Manski, 1993)。就发展中国家而言,也有一系列的跨国研究(Shavit and Blossfeld, 1993)发现了和发达国家类似的规律。在上述研究中,子女入学的财务约束是解释就学和收入关系的常见因素,对于高等教育的入学决策尤其如此。不过,最近的一些研究使用美国的数据进行分析,结果认为大学阶段入学的差异并不能完全由信贷约束来解释。例如, Cameron 和 Heckman (1998, 2001) 的研究指出,家庭收入实际上是家庭背景的替代,而后者不仅影响较早的教育阶段的入学决策,还会影响到是否让子女上大学。

但是,经济转型的国家往往缺乏稳定的政策环境,劳动力市场冲击会给家庭收入带来意想不到

\* 都阳,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:duyang@cass.org.cn; John Giles,美国密歇根州立大学经济学系。作者感谢蔡 、孟昕、Albert Park 等的有益讨论,以及国家自然科学基金(项目编号 70473100)、中国社会科学院、密歇根州立大学、密歇根大学、福特基金会以及世界银行对本研究的资助。中国社会科学院人口与劳动经济研究所的同事在数据收集过程中付出的艰辛努力是本研究得以进行的重要前提。作者感谢匿名审稿人的意见和建议。

的消极影响。一方面,由于经济结构调整,特别是经营不善的国有企业的凋敝,下岗和失业的比率会上升,尤其是对于那些45岁以上或处于提前退休年龄的职工来说,集中的就业冲击可能会影响到他们的下一代。另一方面,支持子女上大学需要相当可观的资金,而且来自父母部分的比例在不断增加。在这种情况下,父母突然失去收入来源,自然会对子女是否进入大学学习产生影响。此外,在劳动力市场形势最严峻的时期,学生贷款项目仅限于一些重点大学。这就使得那些来自遭受严重劳动力市场冲击的家庭的学生,在入学时面临信贷约束。中国在20世纪90年代中后期发生的劳动力市场冲击及其对城市家庭所产生的影响,恰好使我们可以观察和解释这些现象。

## 二、劳动力市场冲击

受国有企业改革、产业结构调整 and 宏观经济周期等诸多因素的影响,中国城市经济在20世纪未经历了比较剧烈的结构重组,劳动力市场受到了严重的冲击。城市经济的这次结构调整主要发生在国有部门,而其最为直接和广泛的影响是大量的国有企业工人以不同方式失去了工作岗位。因此,在这一时期中国城市的失业率有明显的上升,同时,伴随着劳动参与率较大幅度的下降。如图1所示,20世纪90年代后期以来,在城镇调查失业率上升的同时,劳动参与率大幅度下降。这实际上表明,劳动力市场在这一时期失去了很多的工作岗位。

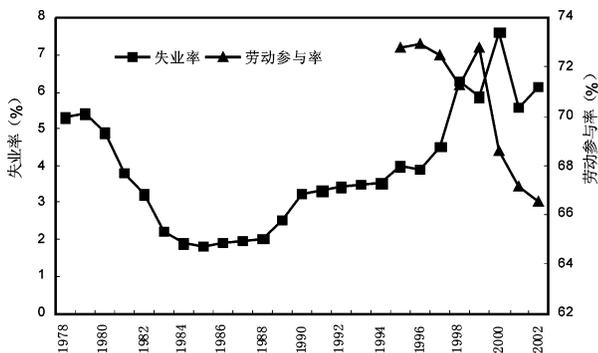


图1 中国城镇劳动参与率和失业率的变化

资料来源:《中国人口统计年鉴》相应年份,《中国统计年鉴2003》。

表1 1996—2001年5个城市的失业率和劳动参与率变化

	失业率 (%)			劳动参与率 (%)		
	1996年1月	2001年11月	变化	1996年1月	2001年11月	变化
上海	5.1	10.7	5.7	81.0	74.1	-6.9
武汉	9.2	17.2	7.9	78.2	74.0	-4.2
沈阳	11.4	14.5	3.1	75.9	75.5	-0.5
福州	5.8	10.0	4.2	77.6	78.1	0.5
西安	7.6	11.3	3.7	77.6	76.6	-1.0
所有样本	7.2	12.9	5.7	82.7	74.5	-8.2

资料来源: CULS。

在我们所调查的5个城市中,沈阳、武汉和西安等都曾经是国有经济比重很大的老工业基地。在这一次经济结构转型中,它们同样遭受了较大冲击。表1列出了所调查的5个城市在经济结构重组最剧烈的时期,失业率和劳动参与率的变化情况。很明显,5个城市的失业率都有所上升,而除了福州劳动参与率略有上升以外,其他四个城市的劳动参与率都有所下降。到2001年,各个城市的失业率水平都在10%以上,尤以两个传统的重工业基地沈阳和武汉为最,二者的失业率分别达到14.5%和17.2%。失业率上升和劳动参与率下降,直接影响了原先在国有经济部门就业者的福利水平,也使得原先并不为人所关注的城市贫困问题日益显著。孟昕等(2004)使用国家统计局的资料,根据支出水平测算的城市贫困发生率的变化显示,到1997年根据支出上限计算的城市贫困发生率达到了12.5%。

因此,我们有理由猜想,这次比较严重的劳动力市场冲击,对很多城市家庭产生了较大的负面影响,而这也必然对这些家庭的子女就学产生相应的负面效果。以下,我们将就这一时期的高等教

育发展和学生信贷政策进行回顾, 然后实证地考察劳动力市场冲击到底在多大的程度上对入学决策产生了影响。

### 三、高等教育的发展和学生信贷

从 20 世纪 80 年代后期开始, 在中国城市地区, 教育的收益率显著增加。对国家统计局在中国 8 个省份所做的城市住户年度调查资料的分析表明, 从 1988 年到 2001 年, 教育的年收益率由 1988 年的 4.0% 上升到 2001 年的 10.2% (Zhang et al., 2005)。大学教育的收益率增长更为明显, 1988 年, 大学毕业生的收入比高中毕业生高 12.2%, 到 2001 年则高出 37.3%。这种教育收益率差距的扩大反映了中国改革开放以来高技能大学毕业生短缺的情形。在经济结构转型时期, 劳动力市场波动的情况也很明显地表明, 接受过大学教育的劳动力其下岗的可能性很小, 而且即便他们经历了就业冲击, 失业的时间也较其他人短得多(蔡 等, 2004)。

尽管中国文化对教育的重视由来已久, 大学教育收益率的上升, 以及有大学学历者在出现劳动力市场冲击时所获得的经济安全, 也是大学教育需求在 20 世纪 90 年代不断增加的重要原因。当然, 除了上述原因之外, 从 20 世纪 90 年代后期至现在, 高等学校招生能力的大规模扩张也是高等教育入学人数增加的必然原因。在高校扩招的同时, 教育融资体制的改革导致高校总的经费来源中, 来自于学生学费的部分有明显的增加。在所调查的 5 个大城市的高校中, 这种趋势也同样明显(见图 2)。5 个城市的高校学费占经费的比例都有不同程度的上升, 其中, 上升幅度最大的是沈阳, 由 9.8% 上升到 28.3%; 绝对比例则以福州最高, 到 2001 年已达 40.6%。

学费所占比例是和高等学校的总经费投入同时增加的, 这就必然导致平均每个学生所承担的费用不断上涨。图 3 表现了 5 个调查城市的高校平均每个学生缴纳的学费的变化情况。各个城市的生均学费都有明显的上升, 其中上涨最明显的是西安, 1996 年为生均 382 元, 到 2001 年上涨到生均 3959 元, 是 1996 年的 10 倍有余。

但各个城市人均可支配收入的增速却没有那么快。如图 4 所示, 我们调查的 5 个城市的人均收入虽然都有所增加, 但增加得并不如图 3 中生均学费那么迅速。居民收入增加幅度最大的是沈阳, 2001 年较 1996 年增加了 59.4%; 而西安的增幅最小, 2001 年较 1996 年增加了 33.5%。因此, 比较图 4 和图 3, 我们可以发现, 高等学校的学费相对于普通收入水平的家庭来说, 是相当高的。但即便如此, 由于高等教育具有如前所述的比较高的、不断增加的收益率, 所以, 大部分家庭仍然会期望他们对子女的教育投入能在未来得到回报。不过, 如果家庭受到信贷约束, 将子女送进高等学府就几乎成为不可能的事了。

实际上, 自从恢复高考制度以来, 高等学校就一直对来自贫困家庭的学生进行资助, 而且 1999 年到 2003 年获得奖学金资助的学生有非常明显的增加。根据官方的统计, 1999 年收到助学补贴的学生已经超过 100 万人, 占高校学生总数的 18%。到 2003 年, 该数字增加到 300 万人, 约为高校学生总数的 25%(鲍 东明, 2003)。不过平均每个学生获得的资助力度, 相对于迅速增加的学费而言, 已属杯水车薪。例如, 2003 年对贫困学生的补贴约为每人 500 元, 不到他们在大学所需费用的 10%, 且不包括住房等支出。

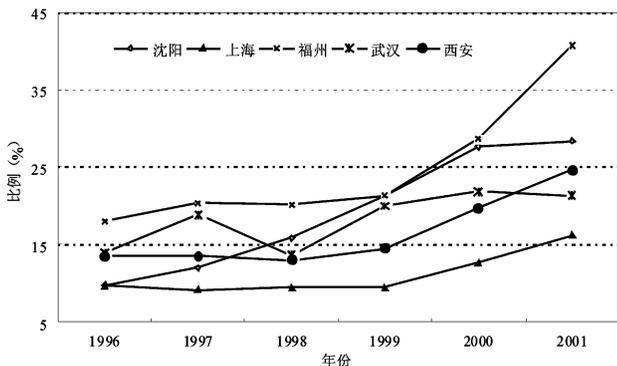


图 2 高等学校经费中学费的比重

资料来源: 根据《中国教育经费统计年鉴》(历年) 计算。

考虑到高等教育收益以及就学费用的不断增加,对学生实施贷款项目应该是明智的选择。而且,在中国的高校也实施了多种助学贷款项目。不过,由于贷款申请和资格认证等规定,只有已经入学的学生才可能获得贷款。对于那些行将入学的学生来说,利用贷款的可能性很小,若其父母遭受了劳动力市场冲击,则他们受到的负面影响尤甚。

在1996—2001年期间的助学贷款主要包括:学生贷款、国家助学贷款和商业助学贷款。学生贷款主要通过学生申请、校方批准的方式,学校负责监督贷款的使用。2003年,有23万学生获得了这种贷款,资助总额达到6亿元。为了解决贫困家庭学生的就学问题,1999年一些大城市开始实施了国家助学贷款计划,2000年扩展到全国。这项贷款是由四个国有商业银行经营,其资金可用于学费、住房和生活费支出等。贷款每年申请,按月发放。从1999年到2004年,有83万学生共计获得了52亿元的贷款(教育部,2004)。其程序也是通过向学校申请,学校审批后再向银行报送贷款计划,随后银行和学校及学生之间签定贷款计划。这和其他

贷款项目一样:学生只有进入学校以后,才能申请贷款。也有一些针对学生的商业贷款。由于是纯粹的商业行为,来自于贫困家庭的学生往往无力提供抵押,因此一般也无法获得贷款。可见,在严重的劳动力市场冲击时期,信贷约束对于很多城市家庭是非常普遍的。在以下的內容里,我们将分析信贷约束条件下,家庭在遭遇劳动力市场冲击时,其子女就学决策会有什么样的变化。

#### 四、经验模型

我们使用以下的经验模型来分析信贷约束对家庭教育决策的影响。在第*t*年,某高中毕业生*i*进入高等学校学习的决策,可以表达为:

$$E_{it} = X'_i \beta + Z'_i \gamma + \alpha^F S_{it}^F + \alpha^M S_{it}^M + T'_{t-j} \theta + u_i + e_{it} \quad (1)$$

在这个经验模型中,该学生的入学决策受到一系列变量的影响。 $X_i$ 是一组不随时间变化的特征变量,它们反映家庭面临信贷约束的可能性; $Z_i$ 是一组家庭特征变量,它们影响家庭对教育的偏好; $S_{it}^F$ 和 $S_{it}^M$ 分别代表在学生入学的年份父亲和母亲是否遭受了就业冲击; $T_{t-j}$ 是城市和年度的交叉变量,该虚拟变量用以控制来自于城市的宏观经济波动和其他特征。另外,个人和家庭一些不可观测的特征 $u_i$ ,可能和就学的偏好或者考试的能力有关,我们在后面的分析中将会看到,控制这一类变量,将对估计式的性质产生影响。 $e_{it}$ 是扰动项,它可能在家庭内部表现出任意的相关性。

我们在本文使用线性概率模型,由于在我们的样本中,适龄人口进入高校的比例足够大,并不是接近0或者1,所以我们得以使用该模型,并且不必顾虑估计系数和预测概率之间的关系。而

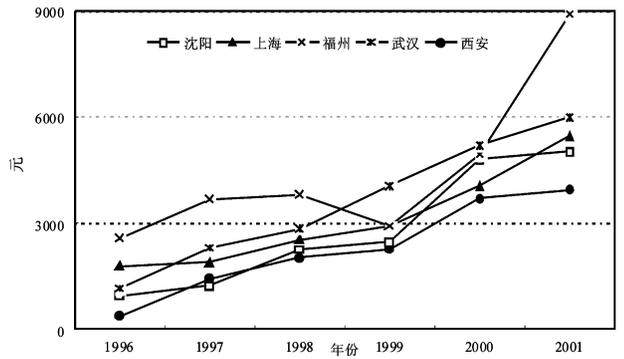


图3 调查城市平均每个学生负担的学费  
资料来源:根据《中国教育经费统计年鉴》(历年)计算。

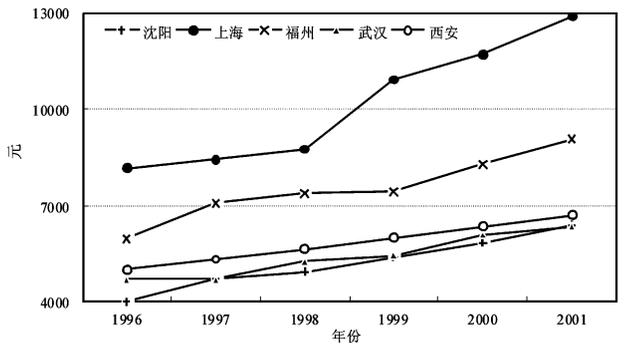


图4 调查城市的城市居民可支配收入变化  
资料来源:各市历年《统计年鉴》。

且,在可能出现不可观测的异质性的情况下,使用线性概率模型在解释估计系数时出现的问题要比使用 Probit 或 Logit 模型时小。

就模型的识别(identification)问题而言,我们主要担心的问题是由  $u_i$  所引起的有偏性(biases)。特别值得我们关注的是,父母能力、动机以及工作兴趣等未观测到的特征,可能会和未观测到的子女的能力有相关性,而这些能力又影响到子女是否能进入大学。<sup>①</sup> 尽管我们没有截面-时序混合数据,以使我们通过差分消除和父母能力相关的因素所产生的影响,但我们可以加入一些虚拟变量来控制这些不可观测因素的影响,例如,父母是否曾经有非自愿离岗的经历( $d^F$  和  $d^M$ )。这样,实际使用的模型如下:

$$E_{it} = X'_{it}\beta + Z'_{it}\gamma + \alpha^F S_{it}^F + \alpha^M S_{it}^M + \alpha_i^F d_i^F + \alpha_i^M d_i^M + T'_{t-j}\theta + e_{it} \quad (2)$$

$d^F$  和  $d^M$  的系数既反映了未观测到的、与能力有关的因素和非自愿离岗的概率的影响,也反映了过去的劳动力市场冲击对于他们资助子女能力的影响。在这种情况下,劳动力市场冲击项的系数  $\alpha^F$  和  $\alpha^M$ , 就应该解释为新近的劳动力市场冲击对就学可能性影响的下限。

我们通过下面两种方式来检查使用“父母是否曾经遭遇劳动力市场冲击”变量的合理性。首先,我们加入其他可能和父母能力有关的家庭背景变量。如果  $d_i^F$  和  $d_i^M$  的估计系数下降到 0, 而且在统计上不再显著,那么我们可以认为,我们已经通过这些后加入的家庭背景变量控制了上述不可观测因素的影响。其次,在使用了所有控制变量的完全模型中,我们观察劳动力市场冲击在子女 16 岁、17 岁、18 岁和 19 岁时的影响。如果父母非自愿离岗的时间比较短,他们很快找到新的工作或减少消费以供子女上学,那么,在子女 16 岁或 17 岁时发生的冲击的影响就小于在 18 岁时发生的冲击,而在 19 岁时冲击基本就没什么影响了。

### (一) 数据

本文使用的数据来自于 2001 年底,中国社会科学院人口与劳动经济研究所在中国 5 个大城市上海、武汉、沈阳、福州和西安所做的城市居民住户调查(CULS)。该调查在每个城市都随机抽取了约 70 个社区,然后在每个社区抽取 15 个家庭,并对其中 10 户进行调查。最终共得到有效家庭问卷 3499 份(每个城市 700 户),有效个人问卷 8109 份。调查之日,5787 人在法定退休年龄以下,其中 4238 人正处于就业状态。调查过程中,16.5% 的被抽中的家庭没有接受调查,原因在于:6.5% 的家庭无人(三次上门无人就放弃此户的调查);4.9% 的家庭已经搬迁;5.1% 的家庭不愿接受调查。

在此次调查的家庭问卷和个人问卷中,对于家庭成员的工作经历、子女教育(无论子女调查时的居住地在哪里)、家庭结构、家庭背景、住房信息等收集了详细的信息。因此,我们既可以控制家庭背景特征,也可以控制导致家庭面临信贷约束的因素。

### (二) 主要变量的解释

在分析经验结果之前,我们首先讨论一下本文使用的一些重要的解释变量。本模型是一个截面分析模型,但劳动力市场冲击对父母的影响可能产生于不同的时点。因此,时间维度可能在我们的模型中引起同一家庭的成员之间相关性。20 世纪 90 年代以后,尽管只有很少的家庭有一个以上的子女上大学,但我们仍然使用“簇调整的稳健标准差”(cluster corrected robust standard errors)以允许家庭内部的相关性,并反映时间因素对估计产生的影响。

#### (1) 被解释变量:是否上过大学 $E_{it}$

如果某人  $i$  在第  $t$  年是 18 周岁,上过大学,那么我们就将该变量记作 1,否则为 0。我们在此使

<sup>①</sup> 我们从前面引用的有关美国的文献中得到了一个重要的信息:收入和大学入学的相关性,很大一部分可以由潜在的家庭特征来解释。

用下标  $t$ , 用以表示  $i$  进入 18 岁的特定年份, 并不是说就  $i$  而言, 我们有很多个观察值。之所以使用时间下标, 是为了集中体现在通常情况下, 某人本应该进入大学学习, 却可能因为家庭遭受了劳动力市场冲击而未能如愿。

## (2) 劳动力市场冲击变量

主要的劳动力市场变量包括  $S_{it}^F$  和  $S_{it}^M$ , 它们是虚拟变量, 表示  $i$  的父亲和母亲在其 18 岁那年, 是否非自愿地失去了工作。我们在下面的回归分析中, 分别使用了两个不同的样本。其一, 我们在较小的样本中, 记录了 1996 年至 2001 年间所有非自愿失业的情形。对于这一组样本, 我们使用上述信息来分析 1996 年至 2001 年间满 18 岁的子女大学入学的决策。其二, 如果使用关于下岗或失业的回溯信息, 我们也可以观察一个更大的样本。尽管全国性的下岗分流是 1998 年后的事, 但在很多城市实际推行得更早。即便很多人并未获得下岗补贴, “下岗” 也已经成为他们描述非自愿离岗的一个常用语。由于下岗对于那些国有企业的工人来说是生活经历中一件痛苦的事情, 而且时间并不久远, 所以我们认为他们对于下岗经历的回忆是很可靠的。因此, 在这个比较大的样本中, 我们将子女进入 18 年的时间跨度放宽为 1990 年至 2001 年, 将劳动力市场冲击变量定义为在子女恰逢高校入学的那一年经历了下岗或登记失业。我们用虚拟变量“父母 2001 年以前是否经历过任何形式的非自愿离岗”来控制那些和“非自愿失业的可能性”相关的未曾观察到的特征。

## (3) 控制信贷约束可能性的变量

我们在调查问卷中专门设计了一个部分, 询问住房改革的情况。在我们的样本中, 最早实行住房改革的时间是 1998 年, 不过不少家庭在更早的时期就有机会以较市场价格便宜得多的价格, 购买他们的住房。尽管是以比较低的价格, 但在职工在住房改革时, 除了购买房屋, 其他选择的方式也很少。在实际操作过程中, 下岗职工所在的企业往往既不会让下岗职工搬出居所, 也不会勉强他们购买房屋。对于已经购房者, 他们出卖房屋的时间有所限制, 但仍然可以作为商业贷款的抵押物, 从而为子女入学提供帮助。因此, 我们在回归方程中包括了一个虚拟变量, 即“在子女入学的年份家庭是否有住房”。对信贷约束可能性的另外一个控制方式是, 加入虚拟变量“是否有家庭成员在非自愿离岗时获得了一次性补偿”。有些企业在员工下岗或提前退休时, 提供一定数量的一次性支付, 或采取诸如买断工龄等方式取消和员工的劳动关系。在这种情况下, 家庭在子女入学时所面临的现金约束就小一些。第三类控制变量是虚拟变量, 反映家庭是否为单亲家庭(无父亲或无母亲)。一般情况下, 这样的家庭收入来源更少, 长期储蓄也可能更少, 获得住房的可能性也更小, 并可能由此制约他们通过抵押的方式获得贷款。因此, 我们预期在回归结果中, 单亲和更低的入学可能性相关。最后, 我们还加入了父亲和母亲的兄弟姐妹的数量, 因为大家庭有拓展借贷来源的作用, 尤其是在子女上大学这样的重要投资发生时更是如此。

## (4) 与能力相关的家庭背景变量

在随后展示的一些模型中, 我们也加入了一些反映父母和家庭背景特征的变量, 其目的是为了控制那些我们没有观测到的父母的能力, 而这些能力又可能和子女的能力相关。上述变量包括, 父亲和母亲的受教育年限、祖父的受教育年限、父亲和母亲是否上过重点学校。父母是否为党员等。需要指出的是, 我们对“是否为党员”这一变量, 并不是从因果关系的角度来解释其影响的。我们认为, 党员身份是和能力相关的, 通常能力更强的人会被吸收为党员。因此, 它可以作为父母能力的一个方面, 并且可能遗传或影响到子女。

如前所述, 我们利用从 CULS 调查中获得的信息来考察两个不同的样本。不论子女现在的居住地在哪里, 我们的调查都询问了子女的年龄、性别、工作状态、居住地和教育情况等信息。这样, 我们可以考察在子女的大学适龄阶段, 父母的就业冲击是否对其入学决策产生了影响。因此, 我们在比较大的样本中, 估计了子女在 1990 年至 2001 年阶段进入大学适龄时, 就业冲击的影响; 而在

较小的样本中,估计了 1996 年至 2001 年期间,父母的就业冲击对该阶段适龄子女入学的影响。

### (三) 结果及其分析

对(2)式的各种回归结果列于表 2。在第(1)列到第(4)列中,我们分别包括了“入学年父亲经历了劳动力市场冲击”、“父亲曾经经历了劳动力市场冲击”、“入学年母亲经历了劳动力市场冲击”和“母亲曾经经历了劳动力市场冲击”。当我们逐个放入这些变量时,除了“入学年母亲经历了劳动力市场冲击”<sup>①</sup>以外,其他变量的回归系数都为负。第(5)列同时包含了和父亲有关的劳动力市场冲击变量,此时,即期冲击的估计系数从 37.7% 下降到 28%。在第(6)列我们加入了父亲的家庭背景变量。如我们所预期的,如果这类变量旨在控制和孩子能力相关的不可观测的因素,那么“父亲曾经经历了劳动力市场冲击”的系数应该下降。

表 2 父母就业冲击和成年子女的大学入学决策  
(被解释变量:1990 年至 2001 年间进入 18 岁的子女是否上大学)

模型	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
子女入学年父亲经历 劳动力市场冲击	-0.377*** (0.099)	—	—	—	-0.280*** (0.103)	-0.232** (0.102)	—	—	-0.309*** (0.111)	-0.293*** (0.106)
父亲曾经经历 劳动力市场冲击	—	-0.148*** (0.041)	—	—	-0.125*** (0.042)	-0.077* (0.041)	—	—	-0.103** (0.043)	-0.052 (0.040)
子女入学年母亲经历 劳动力市场冲击	—	—	0.008 (0.081)	—	—	—	0.118 (0.086)	0.087 (0.084)	0.142* (0.083)	0.134 (0.083)
母亲曾经经历 劳动力市场冲击	—	—	—	-0.122*** (0.038)	—	—	-0.143*** (0.041)	-0.103*** (0.040)	-0.126*** (0.042)	-0.096* (0.039)
入学年之前 家庭拥有房屋	0.089** (0.035)	0.083** (0.035)	0.088** (0.035)	0.092** (0.035)	0.084** (0.035)	0.072** (0.034)	0.092** (0.035)	0.106** (0.033)	0.089** (0.035)	0.089** (0.033)
是否得到 一次性补贴	0.089*** (0.031)	0.083*** (0.031)	0.087*** (0.032)	0.092*** (0.032)	0.086*** (0.031)	0.061** (0.031)	0.096*** (0.032)	0.051 (0.031)	0.095*** (0.031)	0.047 (0.031)
学生是 否为男性	-0.028 (0.030)	-0.034 (0.030)	-0.031 (0.030)	-0.036 (0.030)	-0.032 (0.029)	-0.030 (0.028)	-0.038 (0.030)	-0.020 (0.029)	-0.038 (0.030)	-0.023 (0.028)
家庭中 无父亲	-0.072 (0.047)	-0.093* (0.048)	-0.067 (0.047)	-0.071 (0.047)	-0.093* (0.048)	0.323*** (0.069)	-0.071 (0.047)	-0.059 (0.043)	-0.093* (0.047)	0.208*** (0.068)
家庭中 无母亲	-0.078 (0.078)	-0.074 (0.075)	-0.074 (0.078)	-0.100 (0.079)	-0.077 (0.076)	-0.091 (0.071)	-0.100 (0.079)	0.246*** (0.088)	-0.099 (0.077)	0.138 (0.087)
父亲的受 教育年限	—	—	—	—	—	0.032*** (0.005)	—	—	—	0.023*** (0.005)
父亲 是党员	—	—	—	—	—	0.100** (0.036)	—	—	—	0.084** (0.036)
父亲上 过重点中学	—	—	—	—	—	0.095 (0.062)	—	—	—	0.068 (0.065)

① 失业的妇女如果有大学适龄的子女,其失业的期限较短,因为她们往往更积极地寻找新工作。

续表 2

模型	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
祖父的 受教育年限	—	—	—	—	—	0.013 <sup>***</sup> (0.005)	—	—	—	0.011 <sup>**</sup> (0.005)
祖母的 受教育年限	—	—	—	—	—	-0.007 (0.006)	—	—	—	-0.013 <sup>**</sup> (0.006)
祖父 家庭出身	—	—	—	—	—	0.019 (0.084)	—	—	—	0.006 (0.081)
祖母 家庭出身	—	—	—	—	—	0.067 (0.097)	—	—	—	0.030 (0.097)
父亲的 兄弟姐妹数	—	—	—	—	—	-0.002 (0.008)	—	—	—	-0.004 (0.008)
母亲的 受教育年限	—	—	—	—	—	—	—	0.024 <sup>***</sup> (0.005)	—	0.016 <sup>***</sup> (0.005)
母亲 是党员	—	—	—	—	—	—	—	0.152 <sup>***</sup> (0.040)	—	0.116 <sup>***</sup> (0.040)
母亲上 过重点中学	—	—	—	—	—	—	—	0.107 (0.077)	—	0.047 (0.082)
外祖父的 受教育年限	—	—	—	—	—	—	—	0.005 (0.004)	—	0.003 (0.004)
外祖母的 受教育年限	—	—	—	—	—	—	—	0.009 <sup>*</sup> (0.005)	—	0.010 <sup>**</sup> (0.005)
外祖父 家庭出身	—	—	—	—	—	—	—	0.043 (0.082)	—	0.069 (0.080)
外祖母 家庭出身	—	—	—	—	—	—	—	-0.033 (0.087)	—	-0.053 (0.083)
母亲的 兄弟姐妹数	—	—	—	—	—	—	—	0.016 <sup>**</sup> (0.008)	—	0.015 (0.008)
观察值数	1137	1137	1137	1137	1137	1137	1137	1137	1137	1137
R <sup>2</sup>	0.097	0.100	0.089	0.097	0.104	0.179	0.099	0.174	0.111	0.220

注: 1. 以上所有的模型均包括“年度×城市”的虚拟变量,以控制地方经济的波动、高等教育供给和需求的趋势以及高等教育的成本; 2. 我们将“劳动力市场冲击”定义为非自愿地失去工作,包括下岗、非自愿地提前退休、登记失业以及被解雇; 3. 括号中的标准差为稳健标准差; 4. “\*\*\*”表示在1%时的水平上显著,“\*\*”表示在5%时的水平上显著,“\*”表示在10%时的水平上显著。

我们倾向于使用第(10)列的结果作为解释的依据。这一列中,我们加入了父母的家庭背景变量,以及以前的劳动力市场冲击对父母的影响。在这个完全的模型中,我们可以看到,入学概率由第(1)列的37.7%下降到29.3%。在控制了背景变量后,“父亲曾经经历了劳动力市场冲击”的系数依然为负但不显著,“入学年母亲经历了劳动力市场冲击”的系数为正但不显著。我们可以给出这样的结论,在孩子行将进入大学的时候,父亲失去工作的确对子女的入学决策有负面影响。当我们将1996年至2001年的样本进行同样的回归时,我们得到了大致相同的结果。

在表3中,我们对估计结果的稳定性进行检验。如果冲击发生在子女入学那年,给家庭带来的困难最大,我们就应观察到稍早或稍晚的年份中,冲击所产生的影响不太重要。表3使用的估计式和表2的第(10)列完全一致,所不同的是,我们观察发生时间不同,冲击的影响是否有差异。我

们发现, 在 17 岁时父亲遇到劳动力市场冲击所产生的影响仍然为负, 但只在 10% 的水平上显著, 而且系数的绝对值也更小。对于 16 岁和 19 岁的情况, 系数为正且在统计上不显著。冲击发生的时间离入学时间越远, 则其影响越小。之所以如此, 是因为在这种情况下, 家庭有时间调整其消费和储蓄的方式来应对冲击, 也可以采取向亲戚借款, 或者寻找新的就业机会等多种方式来应对。另外, 一旦子女进入高校, 以后的冲击对入学决策的影响也很小。

表 3 劳动力市场冲击发生在 18 岁前后的大学入学决策  
(被解释变量: 是否上大学 1= 是)

冲击的时间	16 岁	17 岁	18 岁	19 岁
18 岁生日在 1990 年至 2001 年间的子女				
子女入学年父亲经历劳动力市场冲击	0.013 (0.112)	-0.123 (0.079)	-0.293** (0.106)	0.087 (0.117)
父亲曾经历劳动力市场冲击	-0.066 (0.082)	0.160 (0.103)	0.134 (0.083)	0.084 (0.112)
子女入学年母亲经历劳动力市场冲击	-0.075* (0.043)	-0.067 (0.042)	-0.052 (0.040)	-0.088* (0.042)
母亲曾经历劳动力市场冲击	-0.082** (0.041)	-0.092** (0.039)	-0.096** (0.039)	-0.094** (0.040)
观察值数	921	1031	1137	1093
R <sup>2</sup>	0.220	0.221	0.220	0.203
18 岁生日在 1996 年至 2001 年间的子女				
子女入学年父亲经历劳动力市场冲击	-0.046 (0.123)	-0.119 (0.090)	-0.282* (0.129)	0.015 (0.138)
父亲曾经历劳动力市场冲击	-0.077 (0.097)	0.203* (0.120)	0.074 (0.098)	0.064 (0.136)
子女入学年母亲经历劳动力市场冲击	-0.057 (0.055)	-0.050 (0.057)	-0.029 (0.054)	-0.065 (0.062)
母亲曾经历劳动力市场冲击	-0.043 (0.053)	-0.077 (0.051)	-0.072 (0.055)	-0.079 (0.056)
观察值数	506	506	506	462
R <sup>2</sup>	0.278	0.283	0.284	0.244

注: 同表 2 注 1、2 和 3。回归使用的变量和表 2 第 10 列完全相同, 其他变量省略未报。

## 五、主要结论

本文以丰富且独特的微观调查数据, 考察了发生于上个世纪末的劳动力市场冲击对中国城市家庭人力资本投资决策的影响。在控制了诸多因素的影响之后, 我们的估计表明, 父亲遭受劳动力市场冲击, 会使当年大学适龄子女就学的概率下降约 30%。多个估计式的估计结果表明, 我们的结论是一致而且稳健的。

就业是民生之本。对于大多数城市家庭而言, 就业的意义不仅是为家庭提供即期的收入来源, 从而保障家庭的即期消费, 也是家庭实现人力资本投资的物质基础。然而, 劳动力市场的冲击可能导致家庭丧失收入来源, 其结果不仅会产生贫困群体, 也可能由于家庭人力资本投资的不足, 发生

贫困的代际传递。我们已经指出,企业制度的改革、产业结构的调整和经济周期的起伏都有可能导致就业冲击。虽然发生于上个世纪末的城市劳动力市场冲击,是由于几个因素的共同作用而表现得比较强烈,不过,我们并不能由此奢望类似的劳动力市场冲击在未来的经济发展过程中不再出现。本文的分析表明,应对劳动力市场冲击不仅需要就业支持等安全网,也需要防止由此产生的人力资本投资的不足。因此,完善劳动力市场以外的公共政策,也会对劳动力市场冲击所产生的社会震荡起到缓冲的效果。

#### 参考文献

- 鲍东明, 2003:《关注与期待解决高校贫困生问题》,《中国教育报》3月9日第4版。
- 蔡、吴要武, John Giles, Albert Park, 2004:《中国经济的重组如何影响城市职工?》,《中国劳动经济学》第1卷第1期。
- 孟昕, Robert Gregory 和王有捐, 2004:《1986—2000年中国城市的贫困、不平等及其增长》,《中国劳动经济学》第1卷第1期。
- 中华人民共和国教育部, 2004:《关于我国高校经济困难学生情况与资助政策措施》(8月31日), <http://www.china.org.cn/chinese/zhuant/196737.htm>。
- 中华人民共和国劳动部, 2002:《中国劳动和社会保障年鉴》, 劳动与社会保障出版社。
- Cameron, Stephen and Heckman, James, 1998, "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males", *Journal of Political Economy*, 106(2), 262—333.
- Cameron, Stephen and Heckman, James, 2001, "The Dynamics of Educational Attainments for Black, Hispanic, and White Males", *Journal of Political Economy*, 109(3), 455—499.
- Hause, Robert M., 1993, "Trends in College Entry among Whites, Blacks, and Hispanics: 1972—1988", in C. Clotfelter and M. Rothschild eds. *Studies of Supply and Demand in Higher Education*, Chicago: University of Chicago Press, pp 61—104.
- Junsen Zhang, Yaohui Zhao, Albert Park and Xiaoqing Song, 2005, "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 33, No. 4.
- Manski, C. F., 1993, "Adolescent Econometricians: How do Youth Infer the Returns to Schooling?" in C. Clotfelter and M. Rothschild eds. *Studies of Supply and Demand in Higher Education*, Chicago: University of Chicago Press, pp 43—57.
- Manski, C. F. and Wise, D. A., 1983, *College Choice in America*, Cambridge: Harvard University Press.
- Mare, Robert D., 1980, "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association* 75(370): 295—305.
- Shavit, Yossi and Blossfeld, Hans Perter, 1993, eds., *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder: Westview Press.

## Shocks to Parent Employment and the Impacts on College Enrollment Decision in Urban China

Du Yang

John Giles

(Institute of Population and Labor Economics, CASS) (Department of Economics, Michigan State University)

**Abstract:** In this paper we employ urban household data collected by Institute of Population and Labor Economics to present the evidence of shocks to parent employment on the college enrollment decision of kids. We provide background on China's economic restructuring and shocks to parent employment, discuss the higher education system in China, and review recent reforms affecting both the capacity and financing of post-secondary institutions. By carefully controlling for the unobserved heterogeneity, we use a linear probability model to find out that a father's loss of employment during the year prior to college attendance does indeed have a negative impact on probability of college enrollment and the magnitude of effect is about 30%.

**Key Words:** Employment Shock; Restructuring; College Enrollment Decision

**JEL Classification:** I200, J180, P360