

1990—2000 年中国的 经济转型、学校扩招和 教育不平等

社会
2009 · 5
Society
第 29 卷

吴晓刚

摘要:本文考察了 20 世纪 90 年代中国经济改革过程中教育分层的趋势。基于 1990 年和 2000 年人口普查的样本数据,本研究将学龄子女和其父母的背景信息作匹配,对家庭背景如何影响他们入学和继续受教育的机会进行研究,结果表明,尽管在 1990 年至 2000 年的十年中教育机会有了极大的扩展,但家庭背景仍然在决定入学和升学方面发挥着重要作用。在这一时期,农村户口子女的状况相比于城镇户口同龄人来说变得愈加不利,父亲的社会经济地位对于入学状况的影响作用增大了。尽管作为九年义务教育全国普及的结果,农村(户口)孩子获得的初中教育的机会相对增加了,高中教育升学机会的城乡差距却在扩大;即使在控制了地区经济发展水平的差异后,父亲的社会经济地位对于高中升学率的影响仍然呈增加趋势。

关键词:中国 教育不平等 市场转型 社会分层

教育既是社会流动的渠道,又是社会再生产的工具,在现代社会中扮演着重要的角色。一方面,正规的学校教育可以帮助出身不利的孩子改变命运;另一方面,个体所受的学校教育还取决于他们的父母在其童年时代赋予他们的优势或劣势地位(Ishida, Muller & Ridge, 1995)。换句话说,受教育的机会在社会各阶层间的分配是不平等的。在一个国家经济发展的过程中,随着学校教育系统的普及、入学人数的长期稳定增长,教育的重要性日益凸显,这使得一些学者宣称教育的获得越来越

吴晓刚 上海高校社会学 E-研究院(上海大学)研究员
香港科技大学社会科学部 博士

本项目由香港研究资助局(HKUST6424/05H)和国际教育学会博士后奖学金 / 斯宾塞基金会批准立项和资金支持。作者感谢中国国家统计局和马忠东先生在数据方面提供的帮助,以及吴愈晓博士和聂志钢先生为数据分析所提供的支持。

越不依赖家庭背景(Boudon, 1974; Treiman, 1970)。然而,对教育年限的线性回归分析表明,在许多工业化国家,家庭背景的作用一直是随着时间的推移而稳定不变的(参见 Featherman & Hauser, 1978),这是因为教育规模扩张和教育机会分配是两个独立的过程(Mare, 1980):前者并不必然导致不同社会阶层的更加平等的受教育机会。

在 20 世纪,许多国家随着教育改革的推进都出现了教育机会的扩张,然而,这似乎并没有减少家庭背景在个人教育成就获得中所发挥的作用(Shavit & Blossfeld, 1993)。正如收入的增长并不必然导致更加平等的收入分配一样,教育机会的扩张对于教育不平等状况的改变也不具有本质的意义。教育机会的分配也许像其他影响教育获得的稀缺资源的分配一样,都内嵌于某一国家特定阶段的基本社会结构中。

在现代社会中,由于教育在获取职业和经济报酬方面发挥了日益重要的作用,因此,“谁获得教育”就成了分层研究中的一个中心问题(Deng & Treiman, 1997; Shavit & Blossfeld, 1993)。在资源分配机制正经历着巨大变革的社会中,要想理解社会分层结果的变化,就有必要研究如何改变不同社会阶层的受教育机会,而这种机会分配的改变对于社会结构的变化也许会有长期的影响。

在前社会主义国家中发生的巨大制度转变曾在 20 世纪 90 年代的社会学家中引发了一场激烈的争论,即从国家社会主义到市场资本主义,作为资源分配的主要机制,在这一转变过程中社会分层秩序是如何被重塑的(Cao & Nee, 2000; Bian & Logan, 1996; Gerber & Hout, 1998; Nee, 1989; Parish & Michelson, 1996; Róna-Tas, 1994; Szelényi & Kostello, 1996; Xie & Hannum, 1996; Zhou, 2000)。然而,这一领域现存的许多著述主要集中于收入分配问题(Nee, 1989; Bian & Logan, 1996; Gerber & Hout, 1998; Xie & Hannum, 1996; Zhou, 2000)。尽管教育(人力资本)在决定收入(Bian & Logan, 1996; Zhou, 2000)方面日益重要,并且对于这一现象的阐释存在着争议(Xie & Hannum, 1996; Wu & Xie, 2003),但很少有学者详细地考证过这样一个问题:经济改革对于教育不平等本身的影响。这种考察将有利于我们理解市场转型时期的工作变动、职业流动和代际流动的变化(Gerber & Hout, 2004; Walder, Li & Treiman, 2000; Zhou, Tuma & Moen, 1997)。

本文将研究中国 1990 年代改革深入发展和社会经济转型加速时

期教育分层的变化情况。基于 1990 年 - 2000 年人口普查数据的样本, 本文将 6 岁至 18 岁的学龄子女与其父母背景的信息进行匹配, 并且研究分析在这十年里家庭背景对子女入学和升学的影响, 特别关注户口和父亲的社会经济地位对孩子的受教育结果影响的变化趋势。

笔者首先简单介绍中国自 20 世纪 80 年代开始的经济改革和学校扩招的情况, 并解释人口普查数据如何运用于研究预测教育不平等状况的趋势。其次, 分析家庭社会经济背景如何影响处在经济市场化和教育扩张中的教育分层结果。最后, 就本文的经验研究发现对改革时期的中国不平等结构转变的影响进行讨论。

一、经济改革与教育扩张

很少有国家像中国这样经历过自 20 世纪 70 年代以来所发生的巨大变化, 中国的人均国内生产总值持续增长, 从 1978 年的 379 元人民币到 2005 年的 14 040 元(见表 1 的 A 列)。按 1978 年的固定价格折算, 到 2000 年人均国内生产总值增长了 5.8 倍, 到 2005 年是 8.8 倍, 年增长率大约是 9.0%(国家统计局, 2000)。自 1992 年邓小平南行讲话以来, 市场改革步伐加快, 经济增长尤为迅速。市场经济已经突破意识形态的禁区, 完全合法化了, 市场机制在中国经济增长中发挥日益重要的作用, 并且在 20 世纪 90 年代被引进到住房分配、教育、医疗和其他的社会服务领域的改革中。

表 1: 1980 - 2005 年中国经济发展和经济不平等的有关指标

年份	A. 人均国内 生产总值 (人民币元)	B. 与 1978 年(100.0) 相较下的人均 国内生产总值	C. 基尼系数	D. 城乡人均 收入比
1978	379	100.0	0.317	2.35
1980	460	113.0	0.295	2.75
1985	853	175.5	0.331	2.14
1990	1 643	237.3	0.357	2.51
1995	4 854	398.6	0.290	2.79
2000	6 392	575.5	0.390	3.10
2005	14 040	878.9	0.449	3.22

数据来源: A、B、D: 《新中国 50 年统计资料汇编》, 北京, 中国统计出版社;
C: 世界收入不平等数据库 <http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm>。

伴随着中国经济的奇迹而来的是快速增长的不平等。正如表 1 的 C 列所示的,全国整体上的基尼系数从 1978 年的 0.317 增长到 2005 年的 0.449。由于户口政策而被制度化了的城乡间收入不平等的状况尤显突出(Wu & Treiman, 2004; 2007):城乡人均收入比在 20 世纪 80 年代早期有轻微回落,但此后一直快速增长,从 1990 年的 2.51 到 2000 年的 3.10 再到 2005 年的 3.22。城乡收入的不平等解释了 43% 的全国总体收入不平等(蔡昉、万广华, 2006: 3) 现状。

社会学家关注的是体制转变过程中“谁赢谁输”的问题(Nee 1989; Szélenyi & Kostello, 1996)。尽管有大量著述致力于讨论人力资本(教育)的回报随着市场体制的转变而上升(Bian & Logan, 1996; Gerber & Hout, 1998; Wu & Xie, 2003; Xie & Hannum, 1996; Zhou, 2000),但很少有学者详尽地考查过经济改革在受教育机会的获得上不平等状况的影响。

尽管教育分层结构相比于经济资源分配结构上的变化是相对稳定的,但从长期来看也少不了受经济改革的影响,20 世纪 90 年代以来更是如此。大体而言,经济改革在三个方面影响教育分层。第一,持续的经济发展需要技术工人。文化大革命期间摈弃的考试制度被恢复,标志着改革时代的开始(Tsui, 1997; Wang, 2002)。尽管实际上中国教育获得模式随着不同历史时期以及政府政策上的变动而有所不同(Hannum & Xie, 1994; Zhou, Moen & Tuma, 1998),但在 20 世纪 80 年代所观察到的教育不平等应主要被看做是一种对于社会主义条件下向常态的回归(Gerber & Hout, 1995; Simkus & Andorka, 1982; Wong, 1998),而不是市场经济转型导致的后果(Deng & Treiman, 1997; Tsui, 1997; Zhou, Moen & Tuma, 1997)。第二,经济增长为教育发展和学校扩招提供了更多资源。政府教育预算支出自 1978 年以来一直快速增长(见表 2)。在 1980 年,中国政府确立了到 20 世纪 80 年代末普及基础教育、到 20 世纪 90 年代普及九年制义务教育的目标(Tsui, 1997),到 1998 年,这些目标在很大程度上达成了。如图 1 所示,入学率在 20 世纪 90 年代已达到 98% 以上。完成小学教育后的初中升学率到 20 世纪 90 年代中期几乎是 100%;完成初中教育后的高中升学率从 20 世纪 80 年代的 30% 增长到 2005 年的 60%。自 1998 年开始,高等教育也一直在扩张(闵维方主编, 2006),在接下来的几年中,完成了高中

教育而进入大学教育的比率从 40% 攀升到 80%。

表 2: 1978 - 2005 年中国政府教育经费和教育扩展情况

年份	政府预算的 教育经费 (亿元)	学龄青少年 入学率(%)	升入初中的 比率(%)	升入高中的 比率(%)	升入大专 院校的 比率(%)
1978	76.23	95.5	87.7	40.9	—
1979	93.16	93.0	82.8	40.0	—
1980	113.19	93.9	75.9	45.9	—
1981	122.22	93.0	68.3	31.5	—
1982	137.20	93.2	66.2	32.3	—
1983	154.72	94.0	67.3	35.5	—
1984	180.14	95.3	66.2	38.4	—
1985	224.89	96.0	68.4	41.7	—
1986	267.30	96.4	69.5	40.6	—
1987	276.57	97.2	69.1	39.1	—
1988	330.91	97.2	70.4	38.0	—
1989	397.72	97.4	71.5	38.3	—
1990	563.99	97.8	74.6	40.6	27.3
1991	617.83	97.8	75.7	42.6	28.7
1992	728.76	97.2	79.7	43.4	34.9
1993	867.76	97.7	81.8	44.1	43.3
1994	1 174.74	98.4	86.6	46.4	46.7
1995	1 411.52	98.5	90.8	48.3	49.9
1996	1 671.70	98.8	92.6	48.8	51.0
1997	1 862.55	98.9	93.7	44.3	48.6
1998	2 032.45	98.9	94.3	50.7	46.1
1999	2 287.18	99.1	94.4	50.0	63.8
2000	2 562.61	99.1	94.9	51.1	73.2
2001	3 057.01	98.3	95.5	52.9	78.8
2002	3 491.40	98.6	97.0	58.3	83.5
2003	3 850.62	98.7	97.9	60.2	83.4
2004	4 465.86	98.9	98.1	62.9	82.5
2005	—	99.2	98.4	69.7	76.3

数据来源:《新中国 50 年统计资料汇编》,北京,中国统计出版社。1998 年以后的数据来自 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>。

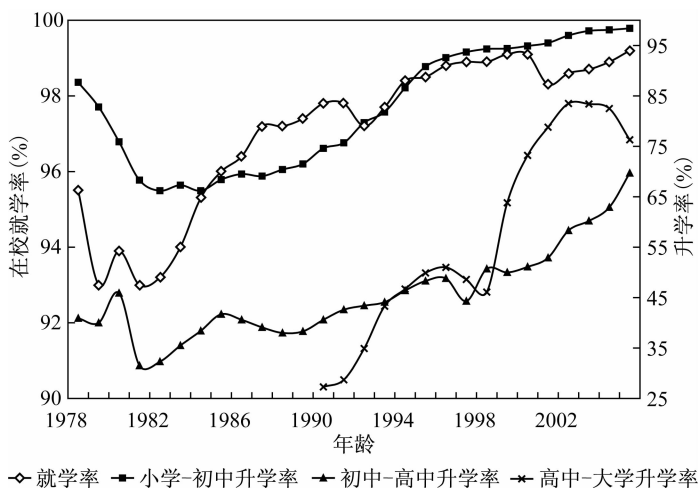


图 1: 中国 1978 年到 2005 年的教育扩张

毫无疑问, 尽管中央政府意图提高所有公民的受教育机会, 但是农村地区落后的经济发展水平已经对入学率产生了副作用。一方面, 中国自 1978 年以来在农村实行家庭联产承包责任制, 导致农村家庭希望孩子们辍学务农或务工以增加劳动力 (如图 1 所示, 在 20 世纪 80 年代中期入学率出现下降趋势, 但政府统计数据没有给出城乡的细目分类)。在 20 世纪 90 年代早期进行的教育财政改革进一步恶化了这一形势。自 20 世纪 80 年代早期开始, 中央政府就开始下放公共财政权力。虽然为小学和中学教育提供资金支持的责任被转移给了地方政府, 而地方政府却倾向于将资金投放在那些能快速获得利润并且产生税收的项目上, 这无疑降低了对教育投资的优先考虑。不平衡的地区经济发展状况进一步恶化了地方政府在教育投资上的能力。在许多贫困的农村地区, 地方政府几乎不能按时发放教师工资, 更不要说其他的非教学费用了。相反, 发达地区的地方政府能够调动多得多的政府的、非政府的资源投入教育 (Tsang & Ding, 2005)。地区间学生人均教育费用的差距就是这种不平衡发展的后果。¹

¹ 2000 年, 在中国 2 070 个县和县级市 (含农村人口) 中, 人均教育费用在 2000 年从 3.4 元人民币增长到 1 474 元人民币, 平均值 164 元人民币, 标准差 94 元人民币 (1 元人民币 \approx 0.128 美元) (教育部和国家统计局, 2002)。

因此,为了与日益增长的入学人数和教育费用相适应,学校被允许收取学费和其他杂费,即使对九年义务教育也是如此。比如,1999年,额外费用和乱收费合计占有小学学校预算外收入的62%、占初中学校的57%(Tsang & Ding, 2005:表5)。一些社会学家在对选取出来的村镇所作的最近一次调查表明,在2005年,年人均净收入达到3200元的中国农民一年必须为其在一个孩子的小学 and 初中教育支付大约800元的费用。近些年,学校乱收费已经成为农村孩子辍学越来越多的一个主要原因。2004年,农村地区小学和中学平均辍学率分别为2.45%和3.91%。义务教育阶段以上的学校收费甚至更高。因此,经济顾虑明显影响到是否让孩子继续接受教育的决定(闵维方主编,2006)。

这样的政策改革对于家庭经济资源如何影响处在中国教育体系扩张中的孩子们的教育机会有着重要的含义。能否上得起学也已经成为公众最为关心的问题之一(Kahn & Yardley, 2004)。在一些名牌大学里,研究者发现,家庭境况不好的学生入学人数已经在下降(刘精明,2004; 闵维方主编,2006; 杨东平,2006)。

伴随着20世纪90年代出现的快速教育扩张和经济市场化,日益增多的受教育机会在不同的社会群体中是如何分配的呢?基于对1990年、2000年中国人口普查数据中入学及升学的分析,本文将考查中国改革时期家庭背景对于受教育机会影响的最近趋势。

二、教育机会获得的社会差别:研究假设

对于教育扩张对教育不平等的影响,早期的学者认为,假如入学率一直增长,那么教育机会的不平等将会稳步下降,家庭背景不好的孩子可能比家庭背景好的孩子有更大的入学率,因为后者的入学率已经很高了(Boudon, 1974)。然而,这一预测几乎未获得过任何经验数据的证明。相反,对教育获得年限的线性回归分析表明,家庭背景的影响在许多工业化国家一直发挥着稳定的作用(Featherman & Hauser, 1978)。

Mare(1980)的研究首次将学生的升学选择过程从教育系统本身的扩张过程中区分出来,他提出了一种参数不受教育扩张程度影响的教育机会不平等变化的二分逻辑斯蒂(binary logit)模型。对13个工业化国家教育成就的比较研究证实,在同期群间,家庭出身对于升学的logit影响仍然是非常稳定的,即使在长期教育扩张的背景下依然如此(除了

在瑞典和荷兰,父亲的职业和教育对于子女初中和高中升学的作用呈下降趋势外)。¹

与中国教育不平等最相似的情况出现在前社会主义国家。辛库斯和安多卡(Simkus & Andorka, 1982)分析过匈牙利 1923 年到 1973 年间的教育分层情况,发现在转型早期,家庭背景的影响实际上是下降的,后期则比较稳定。马特居 1993 年在捷克发现了类似的结果(参见 Shavit & Blossfeld, 1993)。这些结果表明,革命成功后向社会主义制度的转型及教育扩张在一段时间内确实带来了升学上的更多平等(关于前苏联的情况,参加 Gerber & Hout, 1995),但是正如在许多其他现代社会中所发现的那样,教育分层随后又恢复到正常秩序,在这种秩序里家庭背景会发挥着持续而稳定的作用。

以上对社会主义制度下教育分层的分析并不包括教育资源分配机制正经历巨大转变的市场转型时期的状况。运用 1998 年收集的数据,戈伯(Gerber, 2000)拓展了他们早期的一项关于俄罗斯教育分层的研究(Gerber & Hout, 1995),并且报告说,由于一度的政治混乱与经济危机,对于后苏联时代俄罗斯的年青一代和在前苏联时代完成教育的同期群来说,当要进入更高一级的学校读书时,基于出身的不平等程度增加了。

除了俄罗斯外,来自其他所有国家的证据都显示,家庭出身对于教育成就的影响要么是稳定的,要么是日益下降的(如某些北欧福利国家和前社会主义国家)。这些情况都表明,教育机会的分配更多地与决定教育选择的规则而非教育系统本身的扩张有关,前者在很大程度上是内嵌于一个社会更广泛的不平等结构之中的。因此,即使没有来自后苏联时代的俄罗斯的经验发现,中国在 20 世纪 90 年代的教育扩张也并不必然导致更多的教育平等,相反,教育的快速市场化和国家在作为一种公共物品的教育上的分配管制的减少或空缺,也许导致了在分配日益做大的教育“蛋糕”过程中的更大的不平等。因此,在中国,家庭背景对于教育机会的影响可能会增长,教育扩张如果对教育平等影响的话,也仅仅停留在基础教育水平上(小学和初中)。

以上描述了改革时期中国不平等结构的变化,为我们研究教育不

1 这些国家包括美国、西德、英格兰、威尔士、意大利、瑞士、荷兰、瑞典、日本、台湾、波兰、匈牙利和捷克。

平等的变化趋势提供了一个背景。接下来的分析将集中探讨户口和父亲的社会经济背景这两个因素对于从 1990 年到 2000 年间处于 6 岁至 18 岁之间的同期群儿童、青少年在每个年龄段在校以及升学率的影响和这些影响的变化趋势。

三、数据、变量和方法

(一) 数据

据知,目前还没有可利用的对于在中国市场转型及教育市场化时期完成小学、中学教育的年青人同期群的全国性调查数据。本文分析了来自 1990 年和 2000 年中国人口普查数据的一个子样本。人口普查每个十年都使用基本相同的一组变量进行测量,这种测量方式避免了因复杂的人口变动而带来的测量上的麻烦,为研究社会转型提供了丰富的数据。

在中国 1990 年的人口普查数据中包含两个与教育有关的变量:教育程度与入学情况。这两个变量可结合年龄 / 同期群信息,用于确定特定年龄组(6 岁-18 岁)中的某人是否入学。2000 年人口普查只对“教育”的这个问题稍作修改,基本上仍与 1990 的数据具有可比性。¹通过变量“与户主的关系”,我们可以确定儿童的父亲和母亲的信息;这个儿童的个人记录可与他 / 她父母的职业与教育背景相匹配,进而作为家庭背景的主要测量工具。其他的个人特征(如性别与民族)和家庭特征(户口类型)都可用于对两次人口普查数据的多变量分析。

本研究分析的数据是 1990 年和 2000 年中国人口普查数据的子样本(千分之一)。笔者首先抽出那些年龄在 6 岁到 18 岁之间的个体,基于能够找出受访者与家庭成员之间关系的变量,把他们与其父母或监护人相匹配。²这样,我们不仅可以获得子女-父母(或监护人)的记录,

1 在 1990 年和 2000 年的人口普查中,有关教育问题的问法有细微的区别。如,文盲 / 半文盲先前是受教育水平变量中的一个类别,而到 2000 年的时候文盲就成了一个独立的问题。这个差异暗示 1990 年和 2000 年普查中关于同一个同期群受教育水平的结果有的可能无法直接对比。但本文涉及的是相关年龄同期群的入学问题而不是其受教育水平,这些同期群几乎不可能是文盲 / 半文盲。

2 2000 年人口普查数据显示,在年龄为 6 岁至 18 岁之间的中国儿童中,90% 与其父母生活,大约 7.8% 与作为户主的祖父母生活,2.1% 与作为户主的其他成员生活。如果父母的信息不可识别,那么户主与其配偶就被用来替代父亲与母亲。那些自身就是户主的儿童(1.2%)不包括在这个分析之内。

而且其他家庭数据如地理位置、户口情况、父亲的教育与职业、性别与民族等信息也都可获得。

(二) 变量

入学情况与特定年龄年青人同期群的升学状况作为因变量,被编码为虚拟变量。由于在中国农村与城市,小学教育几乎达到饱和,笔者主要关注中学层次(初中和高中)的入学情况。尽管研究大学入学状况很有吸引力,但由于多数大学生都离开父母而住在学校所在地的宿舍里,所以在普查中无法获取大学生的家庭背景资料进行分析。

除了入学情况外,笔者还检验了两种升学率,即从小学到初中的升学率,以及从初中到高中的升学率。从 1990 年到 2000 年,中国的学校系统大体上没有什么变化。如图 2 所示,学生通常在 7 岁入学,经过 6 年的小学学习后在 13 岁进入初中,然后在 16 岁时进入高中 / 职业学校。因为没有关于一个学生加入特定年级 / 层次的信息,笔者只好通过被访者的年龄来估计特定层次的升学率。初中阶段的升学率定义为,年龄在 13 岁到 15 岁之间的初中生人数除以处于同一年龄组且完成小学教育的人数(初中在读和那些读完小学但不继续读初中的学生)。同样,高中阶段的升学率,定义为年龄在 16 岁到 18 岁之间的高中生人数除以处于同一年龄组且完成初中教育的人数(即那些当前正在高中就读和那些完成了初中教育但当前不在学校的学生之和)。

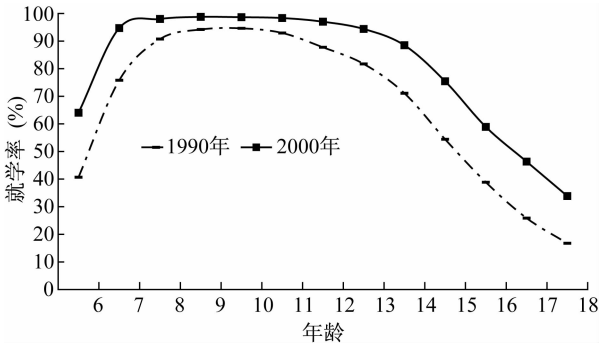


图 2: 中国 1990 年和 2000 年的分年龄在校就学率

下面的分析使用的主要自变量是家庭背景,是通过父亲的职业、教育及母亲的教育来测量的。父亲的职业被转换为一个作为连续型变量的社会经济地位的指标,为使测量做到一致,笔者首先把中国职业的

标准分层转换为国际职业的标准分层(1968 年版本),然后把这些职业标记上国际社会经济指数(Ganzeboom, de Graaf & Treiman, 1992)。父亲的教育与母亲的教育分四个层次(1 = 小学以下;2 = 小学;3 = 初中;4 = 高中或以上),他们在多变量分析里被看做两个虚拟变量。家庭户口情况的影响同样被考虑在内。户口类型指的是一个人是否持有农业或非农户口,它不仅能够捕捉到家庭背景的影响,而且也能够反映区域差异。户口类型也被编码为虚拟变量(1 = 农村;0 = 城市)。

可用的资源需要分配给一个家庭里所有的孩子。尽管有学者证实,在西方社会里,家庭中兄弟姐妹的个数会对受教育水平产生负面影响,而普查数据只能让我们确定孩子与户主的关系。由于中国自 20 世纪 90 年代早期严格贯彻执行的独生子女政策,兄弟姐妹规模的影响不在下列分析的考虑之列。

为了在社会经济发展中捕捉到地区差异,本研究将中国全部的 31 个省及 4 个直辖市基于其经济发展水平分为三个区域:1 = 东部,2 = 中部,3 = 西部。东部地区包括辽宁、北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南,中部地区包括黑龙江、吉林、内蒙古、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西和广西,余下的省份为西部地区。在这三个地理区域中,经济和社会发展水平以及教育水平存在着巨大的不一致。我们的分析利用了 1990 年和 2000 年县级人均 GDP 的统计数字和 2000 年的教育支出数据,但无法获得 1990 年教育支出的县级数据。

除了地理区域之外,居住类型也被编码为一个虚拟变量(1 = 农村,0 = 城市),居住地并不一定与户口一致(Wu & Treiman, 2007)。持有农村户口的人可以居住在城市里,如从 20 世纪 80 年代早期起不断增加的大量进城务工人员。相似地,持有城市户口的人也可以住在农村地区,例如农业技术工人和乡村教师。¹

由于先前的研究表明性别与民族是学校入学情况的重要预测因素,因此它们在模型里是作为控制变量存在的。性别被编码为虚拟变

1 从笔者对 2000 年普查数据的计算可知,大约有 20% 的农村户口居民居住在城市和城镇,分别占城市居民的 33% 和城镇居民的 54%;12% 的城市户口居民实际居住在农村,占农村人口的 4.7%。

量(女孩 = 1), 民族也是如此(汉族 = 1)。

(三) 方法

省略掉在 t 时期(普查年)第 j 个同期群里的第 i 个人的下标之后, 对入学概率建模的一般模型为:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta'X$$

其中 p 是在某一层次或年龄段的升学概率, X 是测量家庭背景是自变量(如有需要可加入更多的控制变量), β' 是系数。注意在这个表达式中, 这两个时期中每个同期群的 β' 值是分别估计的。为了检验时间趋势, 该模型可等价表达为:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta^* 'X + \delta' S$$

这里 $S=tX$, t 是用于分类的虚拟变量($2000 = 1$), δ 是家庭背景变量与时间(t)的交互项。

因为城市内的样本是按照区 / 县来分组的, 回归分析中需要修正标准误差。所有模型均使用 STATA 9.2 进行估计, 对按照区 / 县分组的样本单元使用“稳健标准误差”进行修正。

1. 描述性统计

图 2 描绘出 1999 年和 2000 年 6 岁-18 岁人群中各年龄组的入学率。除去年龄在 6 岁-7 岁以外(的儿童), 1990 年时 12 岁或以下的入学率相当高, 在 2000 年时几乎达到饱和水平, 这与表 1 中来自教育部的政府统计数字相一致(尽管后者可能被夸大)。这表明, 自 1990 年起中国的小学入学率接近饱和。在 13 岁到 15 岁(典型的初中就读年龄)的年龄段, 入学率在 1990 年时从 81.7% 下降到 54.4%, 2000 年时从 94.4% 下降到 75.4%, 表明义务教育在初中阶段得到成功的实施。在 16 岁到 18 岁(高中就读年龄)的年龄段, 入学率在 1990 年时从 38.9% 下降到 16.9%, 2000 年时从 58.9% 下降到 24.1%。通过比较这两个年份的统计数字, 我们可以观察到在这十年里由于 20 世纪 90 年代九年义务教育法的成功贯彻执行而带来的入学率的显著增长。

表 3 是 6 岁至 18 岁年龄组的描述性统计结果。¹ 全日制学校入学

1 6 岁至 7 岁但未上学的儿童不在全日制学校入学率的计算之列。

率由 1990 年的 64.9% 增长到 2000 年的 82.5%。在这两个样本中,性别

表 3:1990 年和 2000 年学龄人口(6 岁-18 岁)的描述性统计

变量	1990	2000
一直在读书(是=1)	0.649	0.825
性别(女=1)	0.485	0.472
年龄	12.20	11.92
	(S.D.= 3.80)	(S.D.= 3.45)
地域		
东部	0.335	0.364
中部	0.438	0.403
西部	0.227	0.232
民族(汉=1)	0.905	0.897
户口(农村=1)	0.842	0.818
居住地(农村=1)	0.689	0.709
父亲的 ISEI	24.18	24.12
	(S.D.= 15.32)	(S.D.= 14.01)
父亲的学校教育程度		
低于小学	0.147	0.041
小学	0.451	0.302
初中	0.288	0.472
高中或高中以上	0.115	0.184
母亲的学校教育程度		
低于小学	0.380	0.128
小学	0.414	0.420
初中	0.150	0.343
高中或高中以上	0.057	0.109
个案总数	290 860	289 769
小学毕业直升初中(13 岁-15 岁)	0.759	0.932
	(N= 37 406)	(N= 58 611)
初中毕业直升高中(16 岁-18 岁)	0.305	0.410
	(N= 27 686)	(N= 33 977)

资料来源：1990 年和 2000 年人口普查千分之一样本。

与年龄结构、民族构成以及居住地大体保持一致。然而,该时期父亲的职业地位指数几乎不变,而父亲与母亲的教育有显著改进。例如,受过初中或更高教育的父亲的比例由 1990 年的 40% 增长到 2000 年的 65%;受过初中教育的母亲的比例在这十年中由 20% 增长到 44%。

表 3 的初中升学率表示年龄在 13 岁到 15 岁之间已完成小学教育的人升入中学的人数,高中升学率表示年龄在 16 岁到 18 岁之间且已完成初中教育的人升入高中的人数。如表 3 所示,在这两个年份里,初中升学率与政府统计数字相当一致(1990 年的 75.9% 对 74.6%,2000 年的 93.2% 对 94.9%);然而,义务教育之后的高中升学率就比政府报告的统计数字低很多(1990 年的 31.0% 对 41.0%,2000 年的 41.0% 对 51.0%)。这个差异证实了以前不少人的猜测,即教育部门搜集的净入学率可能过高地估计了实际在读的学生数量,因为教育部门只在学年开始时记录入学情况。

在以下的分析中,笔者首先检验 6 岁-18 岁子女的家庭背景对其入学情况的影响,他们大多与父母一起居住。然后笔者分别分析城市和农村的 13 岁-15 岁(从小学到初中)和 16 岁-18 岁的人群升学情况,并特别关注这十年里,户口情况与父亲社会经济地位对入学情况和升学可能性的影响变化。最后,本文特别考查了 2000 年当地经济发展与教育财政背景下农村地区的升学情况。

2. 多变量分析得到的经验发现

表 4 给出了使用二分 logit 模型回归来预测 1990 年和 2000 年 6 岁-18 岁的所有人的入学概率得到的结果。模型 1 包括一个表示 2000 年入学率增长的虚拟变量,此外,还有性别、地区、户口状况和居住地变量。模型 2 加入了父亲职业和教育以及母亲教育的变量。最后,模型 3 包括了户口状况和父亲的职业状况与 2000 年入学率是否增长的虚拟变量的交互项,用于检验这些效应在该时期内是否发生改变。

年龄、性别、民族、户口状况、居住地和地区变量和我们所预料的一样,在预测入学状况方面都是显著的,家庭背景变量也是显著的。那些拥有一个更高职业地位或更高教育水平的父亲的子女更有可能在学校就读。

模型 3 的交互项显示,尽管在过去十年里入学率有显著提高,但 2000 年父亲的社会经济地位对入学的影响比 1990 年要强,该变化在统

表 4: Logit 模型预测 1990 和 2000 年全日制学校 6 至 18 岁学龄人口入学情况

变量	模型 1	模型 2	模型 3
2000 年	0.0945** (0.007)	0.626** (0.008)	0.735** (0.042)
女	- 0.256** (0.007)	- 0.276** (0.008)	- 0.276** (0.008)
户口(农村=1)	- 0.678** (0.014)	- 0.212** (0.018)	- 0.155** (0.024)
地域(东部[略])			
中部	- 0.159** (0.008)	- 0.122** (0.009)	- 0.120** (0.009)
西部	- 0.344** (0.009)	- 0.154** (0.010)	- 0.151** (0.010)
民族(汉=1)	0.395** (0.011)	0.272** (0.012)	0.270** (0.012)
居住地(农村=1)	- 0.138** (0.010)	- 0.065** (0.011)	- 0.063 (0.011)
父亲的教育程度(小学以下[略])			
小学		0.413** (0.014)	0.415** (0.014)
初中		0.724** (0.015)	0.729** (0.016)
高中或高中以上		0.767** (0.020)	0.765** (0.020)
母亲的教育程度(小学以下[略])			
小学		0.370** (0.010)	0.374** (0.010)
初中		0.662** (0.014)	0.667** (0.014)
高中或高中以上		0.663** (0.023)	0.651** (0.023)
父亲的社会经济指数(ISEI)		0.007** (0.000)	0.007** (0.000)
父亲的 ISEI* 2000 年			0.002* (0.001)
农村户口* 2000 年			- 0.160** (0.033)
常数	1.216** (0.017)	- 0.053 (0.028)	- 0.101** (0.033)
伪 R ² 系数	0.057	0.078	0.078
观察总数	579 546	477 605	477 605

注:括号内为稳健标准误; **p< 0.05; *p< 0.10。

计上是显著值($p < 0.05$)。而且,农村户口的子女在 2000 年的劣势比 1990 年要大,该交互项的系数为负值。其他方面也是一样,农村户口子女入学的几率在 1990 年是城市户口的 86.0% ($e^{-0.155}$),该值在 2000 年下降到 73.0% ($e^{-0.155-0.166}$)。

根据表 2 和图 1 中的描述性统计,九年制义务教育在中国的普及使得上世纪 90 年代小学入学率几乎接近饱和。为了具体研究入学的社会差别,使用表 4 中相同的自变量和建模策略,我们使用 13 岁-15 岁的样本,将居住在城市和农村的样本分开建立模型(见表 5)。

结果与表 4 非常近似,只有父亲的社会经济地位和户口状况的影响发生改变。无论农村还是城市,对于已经完成小学教育的子女而言,父亲的社会经济地位对其升入初中的概率都有显著影响,但是该影响在 1990 年到 2000 年之间并无显著变化。农村户口的子女,考虑到其更低的起点,实际上获得了相对更多的优势。这种模式表明,学校扩招,尤其是义务教育,使得农村孩子受益,减少了他们相对于城市儿童的劣势。教育扩张缩减了在低水平上的城镇-农村不平等,但并没有缩减基于家庭社会经济地位而来的不平等。

表 6 给出的是 16 岁-18 岁之间完成了初中教育升入高中的模型,其模式与初中升学模式很不一样。对于城市户口的子女来说,父亲的社会经济地位仍然担当重要角色,但在 1990 年到 2000 年间该影响保持不变。对于农村户口的子女来说,要从初中升入高中更难一些。换言之,在中国的城市里,相比那些拥有永久城市户口的人而言,那些持农村户口的人(即民工子弟)在初中升高中时面临着明显的劣势(Liang & Chen, 2007)。相比 1990 年,在从农村涌向城市的民工潮中,2000 年的状况更加恶化(Liang & Ma, 2004)。

在农村地区,从 1990 年到 2000 年的变化模式也很不一样。父亲的社会经济地位是预测升高中概率的显著性指标。相比 1990 年,该变量的影响在 2000 年更大一些。对农村地区的农村户口居民而言,他们的状况在 2000 年反而比 1990 年更差。因此,尽管由于上世纪 90 年代九年制义务教育在中国的普及,教育扩招使得农村户口的孩子在义务教育方面受益不少,但是家庭背景和户口仍然在决定学龄儿童是否接受义务教育之后的更高层次教育方面发挥了更大的作用。

表 5:Logit 模型预测 1990 和 2000 时 13 岁至 15 岁小学毕业升初中的概率

	城市			农村		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
2000 年	1.711** (0.061)	1.270** (0.075)	0.692** (0.297)	1.654** (0.025)	1.331** (0.030)	0.578 (0.366)
女	- 0.435** (0.056)	- 0.491** (0.065)	- 0.492** (0.065)	- 0.667** (0.024)	- 0.762** (0.028)	- 0.762** (0.028)
户口(农村=1)	- 1.987** (0.076)	- 1.178** (0.107)	- 1.310** (0.128)	- 2.141** (0.135)	- 1.242** (0.178)	- 1.537** (0.246)
地域(东部[略])						
中部	- 0.361** (0.0660)	- 0.279** (0.075)	- 0.279** (0.075)	- 0.451** (0.030)	- 0.396** (0.034)	- 0.396** (0.034)
西部	- 0.656** (0.073)	- 0.508** (0.085)	- 0.512** (0.085)	- 0.826** (0.032)	- 0.645** (0.037)	- 0.644** (0.037)
民族(汉=1)	0.426** (0.102)	0.297** (0.112)	0.298** (0.113)	0.650** (0.039)	0.577** (0.044)	0.578** (0.044)
父亲的教育程度(小学以下[略])						
小学		0.227 (0.118)	0.228 (0.119)		0.304** (0.048)	0.304** (0.048)
初中		0.739** (0.129)	0.741** (0.130)		0.805** (0.053)	0.806** (0.053)
高中或高中以上		0.967** (0.177)	0.987** (0.180)		1.137** (0.080)	1.137** (0.080)
母亲的教育程度(小学以下[略])						
小学		0.343** (0.086)	0.337** (0.086)		0.297** (0.033)	0.297** (0.033)
初中		0.964** (0.119)	0.953** (0.120)		1.052** (0.053)	1.051** (0.053)
高中或高中以上		0.859** (0.192)	0.896** (0.195)		1.398** (0.138)	1.396** (0.138)
父亲的 ISEI		0.020** (0.003)	0.019** (0.003)		0.032** (0.002)	0.031** (0.002)
父亲的 ISEI* 2000 年			0.005 (0.006)			0.004 (0.004)
农村户口* 2000 年			0.543** (0.209)			0.690* (0.348)
常数	3.404** (0.130)	1.531** (0.205)	1.679** (0.223)	3.013** (0.140)	0.838** (0.197)	1.148** (0.264)
伪 R ² 系数	0.185	0.229	0.230	0.131	0.192	0.192
观察总数	32 856	25 404	25 404	63 123	52 637	52 637

注:括号内为稳健标准误; ** p< 0.05; * p< 0.10。

表 6: Logit 模型预测 1999 年和 2000 年 16 至 18 岁初中毕业升高中的概率

	城市			农村		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
2000 年	1.010** (0.034)	0.817** (0.045)	0.805** (0.136)	0.478** (0.029)	0.379** (0.037)	0.863** (0.179)
女	-0.014 (0.033)	-0.047 (0.041)	-0.045 (0.041)	-0.322** (0.028)	-0.378** (0.032)	-0.375** (0.032)
户口(农村=1)	-2.077** (0.034)	-1.411** (0.048)	-1.183** (0.072)	-1.614** (0.056)	-1.075** (0.075)	-0.672** (0.132)
地域(东部[略])						
中部	-0.433** (0.037)	-0.414** (0.046)	-0.402** (0.046)	-0.151** (0.031)	-0.155** (0.035)	-0.147** (0.035)
西部	-0.138** (0.046)	-0.048 (0.059)	-0.042 (0.059)	-0.011 (0.039)	-0.084 (0.044)	-0.091* (0.044)
民族(汉=1)	-0.020 (0.076)	-0.047 (0.098)	-0.062 (0.099)	0.212** (0.055)	-0.184** (0.063)	-0.171** (0.063)
父亲的教育程度(小学以下[略])						
小学		0.343* (0.138)	0.356** (0.136)		0.250** (0.083)	0.266** (0.083)
初中		0.494** (0.140)	0.512** (0.138)		0.405** (0.085)	0.435** (0.085)
高中或高中以上		0.960** (0.145)	0.986** (0.144)		0.802** (0.093)	0.829** (0.093)
母亲的教育程度(小学以下[略])						
小学		0.066 (0.077)	0.106 (0.076)		0.056 (0.046)	0.072 (0.045)
初中		0.323** (0.081)	0.356** (0.081)		0.245** (0.054)	0.257** (0.054)
高中或高中以上		1.045** (0.093)	1.052** (0.093)		0.883** (0.081)	0.880** (0.081)
父亲的 ISEI		0.021** (0.001)	0.019** (0.002)		0.020** (0.001)	0.017** (0.002)
父亲的 ISEI* 2000 年			0.005 (0.003)			0.008** (0.002)
农村户口* 2000 年			-0.420** (0.094)			-0.718** (0.161)
常数	0.777** (0.083)	-1.004** (0.172)	-1.053** (0.180)	0.084** (0.079)	-1.511** (0.127)	-1.821** (0.172)
伪 R ² 系数	0.184	0.248	0.250	0.036	0.068	0.069
观察总数	26 121	19 142	19 142	35 505	29 575	29 575

注:括号内为稳健标准误; **p< 0.05; *p< 0.10。

表 7: Logit 模型预测 1999 年和 2000 年居住农村地区的学龄人口的升学率

变量	升入初中比率			升入高中比率		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
2000 年	0.761** (0.037)	0.589** (0.042)	-0.087** (0.404)	0.266** (0.043)	0.173** (0.051)	0.650** (0.198)
女	-0.673** (0.026)	-0.759** (0.030)	-0.758** (0.030)	-0.330** (0.031)	-0.383** (0.036)	-0.381** (0.036)
户口(农村=1)	-2.101** (0.143)	-1.254** (0.193)	-1.483** (0.250)	-1.577** (0.063)	-1.049** (0.085)	-0.707** (0.137)
民族(汉=1)	0.530** (0.042)	0.467** (0.046)	0.468** (0.046)	0.109 (0.057)	0.053 (0.066)	0.043 (0.066)
县人均 GDP	0.750** (0.025)	0.637** (0.028)	0.636** (0.028)	0.144** (0.028)	0.128** (0.032)	0.128** (0.032)
父亲的教育程度(小学以下[略])						
小学		0.299** (0.050)	0.299** (0.050)		0.271** (0.090)	0.284** (0.090)
初中		0.808** (0.056)	0.809** (0.056)		0.433** (0.093)	0.457** (0.093)
高中或高中以上		1.190** (0.086)	1.190** (0.086)		0.836** (0.103)	0.855** (0.103)
母亲的教育程度(小学以下[略])						
小学		0.241** (0.050)	0.241** (0.050)		0.271** (0.090)	0.284** (0.090)
初中		0.941** (0.058)	0.940** (0.058)		0.252** (0.060)	0.265** (0.060)
高中或高中以上		1.389** (0.158)	1.388** (0.158)		0.862** (0.093)	0.859** (0.094)
父亲的 ISEI		0.029** (0.002)	0.028** (0.002)		0.018** (0.001)	0.016** (0.002)
父亲的 ISEI* 2000 年			0.003 (0.005)			0.007** (0.003)
农村户口* 2000 年			0.623 (0.384)			-0.693** (0.177)
常数	-2.736** (0.225)	-3.886** (0.280)	-3.643** (0.325)	-1.157** (0.214)	-2.394** (0.263)	-2.664** (0.286)
伪 R ² 系数	0.137	0.192	0.192	0.033	0.064	0.065
观察总数	51 561	42 888	42 888	29 575	24 505	24 505

注:括号内为稳健标准误;**p<0.05;*p<0.10。

表 8: Logit 模型预测 2000 年居住农村地区的学龄人口升学率(控制县教育支出)

变量	升入初中比率		升入高中比率	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
女	- 0.597** (0.051)	- 0.593** (0.053)	- 0.326** (0.043)	- 0.324** (0.044)
户口(农村=1)	- 0.762** (0.278)	- 0.779** (0.302)	- 1.428** (0.115)	- 1.387** (0.118)
民族(汉=1)	0.837** (0.074)	0.797** (0.078)	0.211** (0.082)	0.176** (0.087)
父亲的教育程度(小学以下[略])				
小学	0.177 (0.099)	0.145 (0.109)	0.122 (0.157)	0.036 (0.168)
初中	0.669** (0.105)	0.648** (0.116)	0.272 (0.158)	0.249 (0.168)
高中或高中以上	1.088** (0.143)	1.110** (0.157)	0.677** (0.162)	0.682** (0.174)
母亲的教育程度(小学以下[略])				
小学	0.503** (0.066)	0.467** (0.070)	- 0.004 (0.077)	- 0.036 (0.080)
初中	1.356** (0.095)	1.264** (0.100)	0.258** (0.085)	0.249** (0.088)
高中或高中以上	1.894** (0.225)	1.826** (0.235)	0.767** (0.112)	0.707** (0.117)
父亲的 ISEI	0.040** (0.005)	0.035** (0.005)	0.026** (0.002)	0.023** (0.002)
人均教育花费(取对数)		0.502** (0.126)		0.584** (0.096)
额外人均收入百分比(取对数)		0.073** (0.034)		0.065* (0.032)
常数	0.770* (0.317)	- 1.431* (0.704)	- 0.887** (0.201)	- 3.637** (0.544)
伪 R ² 系数	0.108	0.108	0.069	0.069
观察总数	24 627	22 837	13 457	12 569

注:括号内为稳健标准误; ** p< 0.05; * p< 0.10。

这种不平等的变化是否是中国农村经济发展的地区不平衡的反映呢？在表 7 中，我们是用当地经济发展水平作一个控制变量，即该县两年的人均 GDP（对数）来测量的。结果显示，当地经济发展水平对入学率有着重要影响：经济越发达的县 / 地区的儿童教育机会越多。父亲的社会经济地位和家庭的户口状况也会影响升学率，与其对初中升学的影响一样，该变量对那些占据优势地位的影响在 2000 年比在 1990 年要大。这意味着，那些父亲职业地位更高和持有城市户口的子女在 2000 年更占优势。在这十年里，高中升学机会的不平等增加了。

当地人均 GDP 或许不能反映教育资源投入总量的情况。我们可以用 2000 年两个县级指标——人均教育支出和人均教育附加费占人均收入的比例，来预测 2000 年中国农村的升学率。从表 8 的模型可见，这两个指标对升学率的影响都是显著的，但同时，家庭背景和户口仍有很大的影响。

对农村户口子女而言，上述困难的一个可能解释是他们由于不持有当地城市户口而遭遇的排斥性障碍 (Liang & Chen, 2007)。社会规范和价值观也可能影响他们在义务教育之后不再继续学业。后一个因素可能同样解释为何农村户口子女相比在农村的城市户口儿童有更低的高中入学率，但尚未有数据可以直接验证这一点。

四、总结和结论

概言之，本文研究了中国上世纪 90 年代经济改革期间的教育分层趋势。基于 1990 年和 2000 年人口普查的样本，我们将学龄子女与他们父母的背景信息相匹配，考察了家庭背景对其入学情况和升学率的影响。结果显示，尽管从 1990 年到 2000 年教育机会大大增加了，但家庭背景仍然对入学和升学率有着重要影响。在这十年里，相比城市户口的子女，农村户口子女的境况愈加不利，父亲社会经济地位对入学情况的影响加强了。由于九年制义务教育在全国的普及，农村户口的子女在初中入学方面获得了更多机会，与此同时，初中升高中的农村-城市升学差距却拉大了。即使控制了当地经济发展的差异，父亲社会经济地位对升学率的影响也增大了。

因此，伴随着 1990 年代的快速市场化，中国的教育扩招并没有给不同社会阶层带来更加平等的入学机会。相反，在市场改革的背景下，

伴随着经济资源分配的不平等的加剧,教育机会的不均衡分布更加恶化了。教育的不平等在很大程度上与 1990 年代中国改革时代的总体结构性不平等相一致。

中国的例子对“不平等的最大化维持”的理论提供了经验支持 (Raftery & Hout, 1993)。该理论认为,教育机会的不平等在最大限度上被维护,意味着在现代社会,家庭背景对各个层次教育的影响一般都保持不变,只有当优势群体的入学情况已经达到接近饱和水平的时候,进一步的增加才有可能增加弱势群体的入学机会。因而,该理论认为,教育扩招不会导致弱势群体升学机会的改善,也不会改变家庭背景与特定教育层次升学率的关系。本文的发现可能比“最大化维持不平等”理论更进一步:家庭背景的影响实际增加了(而不是保持不变或相应下降),相比十年前,弱势群体在 2000 年的教育机会(相对)更少了。

这些发现对于中国将来社会分层秩序和社会结构的演化有何含义呢? 由于已有的数据无法检验不同社会背景的学生大学升学率的变化趋势,我们只能推论认为,1990 年代末高校扩招更有利于来自城市和家庭境况较好的孩子,从而进一步加剧了更高层次的教育不平等(闵维方主编,2006;杨东平,2006)。¹ 1990 年代不同社会经济背景的学生之间的教育不平等可能会导致他们完成学业进入劳动力市场之后收入的不平等。长期而言,在市场转型过程中,代际传递可能有加强趋势(与在俄罗斯所观察到的一样,Gerber & Hout, 2004);教育作为社会经济流动渠道的作用被削弱了。近年来中国教育不平等增长的深远影响还需要进一步的研究。

中国教育机会的不平等化与来自俄罗斯(Gerber, 2000)和中国香港地区(Wu, 2007)的发现一样。政治混乱和经济危机重创俄罗斯的教育体系,增加了某些同期群内不同家庭出身的孩子初中升学的不平等。尽管香港在 1980 年代家庭背景对升学(尤其是大学)的影响减小了,但在 2001 年这种影响却增大了。中国的经济繁荣伴随着剧烈的制度变迁,对大多数人而言供应不足的高中教育导致中国高中升学率的不平等。这三个社会在过去的十年都经历了收入不平等的快速增长。在俄

1 1991 年全国有 204 万全日制大学生,2000 年增加到 556 万,2003 年增加到 1 200 万。从表 2 中同样可以看到大学升学率的情况。

罗斯,基尼系数从 1986 年的 0.261 增长到 1991 年的 0.296,从 1996 年的 0.483 进一步增长到 2001 年的 0.521。在香港,按户统计的收入基尼系数从 1986 年的 0.453 增长到 1991 年的 0.476,1996 年为 0.518,2001 年为 0.525(2004 年世界收入不平等数据库,见本文表 1),最后,2006 年为 0.533(Census and Statistics Department, 2007)。这意味着,教育机会的分配可能反映了资源分配的机制,而不是对教育机会扩张的反映。因此,需要对快速变迁社会中的教育分层做更多的对比研究以证实这样的直接联系。

参考文献

- 蔡昉、万广华,主编。2006. 中国转轨时期的收入差距贫困[M]. 北京:社会科学文献出版社。
- 李煜。2006. 制度变迁与教育不平等的产生机制[J]. 中国社会科学(4)。
- 刘精明。2004. 转型时期中国社会教育[M]. 沈阳:辽宁人民出版社。
- 陆益龙。2003. 户籍制度:控制与社会差别[M]. 北京:商务印书馆。
- 闵维方,主编。2006. 中国教育与人力资源发展报告[M]. 北京大学出版社。
- 教育部与国家统计局。2002. 中国教育经费统计年鉴(2001) [M]. 北京:中国统计出版社。
- 国家统计局。2000. 新中国五十年统计资料汇编[M]. 北京:中国统计出版社。
- 杨东平。2006. 高等教育入学机会:扩大之中的阶层差距[J]. 清华大学教育研究 27(1)。
- 中国教育与人力资源问题报告课题组。2003. 从人口大国迈向资源强国[M]. 北京:高等教育出版社。
- Bauer, J., Wang F., N. Riley and Zhao X. 1992. "Gender Educational Inequality in Urban China." *Modern China* 18:333 - 370.
- Bian, Y. and J. R. Logan. 1996. "Market Transition and Persistence of Power: The Changing Stratification in Urban China." *American Sociological Review* 61: 739 - 758.
- Boudon, R. 1974. *Education, Opportunities and Social Inequality*. New York: Wiley.
- Cao, Y. and V. Nee. 2000. "Comment: Controversies and Evidence in the Market Transition Debate." *American Journal of Sociology* 105:1175 - 1189.
- Census and Statistics Department, Hong Kong SAR Government. 2007. *Thematic Report: Household Income Distribution in Hong Kong*. Hong Kong SAR Government Printing Department.

- Deng, Z. and D. J. Treiman. 1997. "The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China." *American Journal of Sociology* 103:391 - 428.
- Featherman, D. L. and R. M. Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Ganzeboom, H. B. G., P. de Graaf and D. J. Treiman. 1992. "An International Scale of Occupational Status." *Social Science Research* 21:1 - 56.
- Gerber, Theodore P. 2000. "Educational Stratification in Contemporary Russia: Stability and Change in the Face of Economic and Institutional Crisis." *Sociology of Education* 73(3): 219 - 246.
- Gerber, T. P. and M. Hout. 1995. "Educational Stratification in Russia during the Soviet Period." *American Journal of Sociology* 101:611 - 660.
- . 1998. "More Shock than Therapy: Employment and Income in Russia, 1991 - 1995." *American Journal of Sociology* 104:1 - 50.
- . 2004. "Tightening Up: Declining Class Mobility during Russia's Market Transition." *American Sociological Review* 69:677 - 703.
- Hale, D. and L. H. Hale. 2003. "China Takes Off." *Foreign Affairs* 82(6)36 - 53.
- Hannum, E. 2002. "Educational Stratification by Ethnicity in China: Enrollment and Attainment in the Early Reform Years." *Demography* 39:95 - 117.
- . 2005. "Market Transition, Educational Disparities, and Family Strategies in Rural China: New Evidence on Gender Stratification and Development." *Demography* 42: 275 - 299.
- Hannum, E. and Y. Xie. 1994. "Trends in Educational Gender Inequality in China: 1949 - 1985." *Research in Social Stratification and Mobility* 13:73 - 98.
- Ishida, H., W. Muller and J. M. Ridge. 1995. "Class Origin, Class Destination, and Education: a Cross-National Study of Ten Industrial Nations." *American Journal of Sociology* 101:145 - 193.
- Kahn, J. and J. Yardley. 2004. "Amid China's Boom, No Help Hand for Young Qingming." *The New York Times* (August 1st) .
- Lavelly, W., Z. Xiao, B. Li and R. Freedman. 1990. "The Rise in Female Education in China: National and Regional Patterns." *The China Quarterly* 121: 61 - 93.
- Levin, H. M. and Z. Xu. 2005. "Issues in the Expansion of Higher Education in the People's Republic of China." *The China Review* 5(1):33 - 59.
- Li, Z. 2006. "School Overcharge Students, Revealing Imbalances in China's Education System." (<http://www.worldwatch.org/node/3889/print>).

- Liang, Z. and Y. Chen. 2007. "Educational Consequences of Migration for Children in China." *Social Science Research* 36(2007):28 - 47
- Liang, Z., and J. Z. Ma. 2004. "China's Floating Population: New Evidence from the 2000 Census." *Population and Development Review* 30(3):467 - 488.
- Mare, R. D. 1980. "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of American Statistical Association* 75:295 - 305.
- Mare, R. D. 1995. "Changes in Educational Attainment and School Enrollment." Pp. 155 - 213 in *State of the Union: American in the 1990s, Volume 1: Economic Trends*, edited by R. Farley. New York, Russell Sage Foundation.
- Mare, R. D. and M. D. Chen. 1986. "Further Evidence on Number of Siblings and Educational Stratification." *American Sociological Review* 51: 403 - 412.
- Nee, V. 1989. "A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism." *American Sociological Review* 54: 663 - 681.
- . 1996. "The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China." *American Journal of Sociology* 101:908 - 949.
- People's Daily Online. 2006. "China Pledges Elimination of Rural Compulsory Education Charges in Two Years." (http://english.people.com.cn/200603/05/eng20060305_248042.html).
- Parish, W. L. and E. Michelson. 1996. "Politics and Markets: Dual Transformations." *American Journal of Sociology* 101:1042 - 1059.
- Raftery, A. E. and M. Hout. 1993. "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and 28 Opportunity in Irish Education: 1921 - 1975." *Sociology of Education* 66:41 - 62.
- Róna-Tas, A. 1994. "The First Shall Be Last? Entrepreneurship and Communist Cadre in the Transition from Socialism." *American Journal of Sociology* 100:40 - 69.
- Shavit, Y. and H. Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality*. Boulder, CO: Westview Press.
- Simkus, A. and R. Andorka. 1982. "Inequalities in Educational Attainment in Hungary, 1923 - 1973." *American Sociological Review* 47: 740 - 751.
- Szelényi, I. and E. Kostello. 1996. "The Market Transition Debate: Toward a Synthesis." *American Journal of Sociology* 101:1082 - 1096.
- Tsang, M. C. and Y. Ding. 2005. "Resource Utilization and Disparities in Compulsory Education in China." *The China Review* 5:1 - 31.
- Treiman, D. J. 1970. "Industrialization and Social Stratification." Pp. 207 - 234 in *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, edited by Edward Laumann. Indianapolis: Bobbs-Merrill.

- Tsui, K. 1997. "Economic Reform and Attainment in Basic Education in China." *The China Quarterly* 149:104 - 127.
- Walder, A. G. 2002. "Markets and Income Inequality in Rural China: Political Advantage in an Expanding Economy." *American Sociological Review* 67:231 - 253.
- Walder, A.G., B. Li and D. J. Treiman. 2000. "Politics and Life Chances in State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949 - 1996." *American Sociological Review* 65:191 - 209.
- Wang, J. C.F. 2002. *Contemporary Chinese Politics: An Introduction*. Prentice-Hall.
- Wong, R. S.K. 1998. "Multidimensional Influences of Family Environment in Education: The Case of Socialist Czechoslovakia." *Sociology of Education* 71:1 - 22.
- Wooldridge, J. 2003. *Introductory Econometrics*. Thomson South-western.
- World Income Inequality Database. 2004. (<http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm>)
- Wu, X. 2002. "Work Units and Inequality: The Effects of Market Transition in Urban China." *Social Forces* 80(3): 1069 - 1099.
- . 2007. "Family Resources and Educational Stratification: the Case of Hong Kong, 1981 - 2001." *Social Transformations in Chinese Societies* 3(29).
- Wu, X. and D. J. Treiman. 2004. "The Household Registration System and Social Stratification in China 1955 - 1996." *Demography* 41(2): 363 - 382.
- . 2007. "Inequality and Equality under Chinese Socialism: The Hukou System and Intergenerational Occupational Mobility." *American Journal of Sociology* 103(2): 415 - 445.
- Wu, X. and Y. Xie. 2003. "Does the Market Pay Off? Earnings Returns to Education in Urban China." *American Sociological Review* 68:425 - 442.
- Xie, Y. and E. Hannum. 1996. "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China." *American Journal of Sociology* 102: 950 - 992.
- Zhou, X. 2000. "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China." *American Journal of Sociology* 105:1135 - 1174.
- Zhou, X., Phyllis Moen and N. B. Tuma. 1998. "Educational Stratification in Urban China: 1949 - 1994." *Sociology of Education* 71:199 - 222.
- Zhou, X., N. B. Tuma and Phyllis Moen. 1997. "Institutional Change and Job Shift Patterns in Urban China, 1949 to 1994." *American Sociological Review* 62: 339 - 635.