

教育扩张与教育的代际流动性*

罗楚亮 刘晓霞

摘要：根据 2013 年中国居民收入调查数据，对我国教育代际流动性以及教育扩张过程中不同人群受益分布进行分析。教育扩张总体上提高了教育流动性，降低了受教育程度代际向下流动的可能性，提高了代际受教育程度向上流动的可能性。但不同家庭在教育扩张中的获益特征与城乡以及父母受教育程度的差异密切相关。父母受教育程度较低家庭的子女，从基础教育扩张中获得了更大的改善；高等教育扩张对于父母受教育程度较高家庭中的子女以及城镇子女，具有更为积极的贡献。从不同出生组教育代际流动性的变化来看，教育扩张对于提高教育流动性的效应在逐渐下降。因此，促进教育现代化的均衡发展，建设教育强国，需要在政策层面进行积极的调整。

关键词：教育代际流动性 教育扩张 教育机会不平等 城乡差距

作者罗楚亮，北京师范大学经济与工商管理学院教授（北京 100875）；刘晓霞，北京师范大学经济与工商管理学院硕士研究生（北京 100875）。

一、引言

习近平总书记指出，“教育是提高人民综合素质、促进人的全面发展的重要途径，是民族振兴、社会进步的重要基石，是对中华民族伟大复兴具有决定性意义的事业。”^① 教育的发展不仅为未来提供高素质的劳动力和人才储备，也塑造着社会微观个体的基本素质和文明程度。作为人力资本形成的重要途径之一，教育被视为推动经济增长的重要力量。社会的进步与发展不仅仅表现在物质财富的增进，也表现在文化等精神财富的积累、创造，而后者更有赖于教育的直接推动与传承。实现

* 本文受国家社科基金“劳动力市场转型的收入分配效应研究”（13AJY007）和北京师范大学中央高校自主科研基金的资助。评审人的意见帮助作者深化了对这一研究主题和研究方法的认识，在此深表谢意，当然文责自负。

① 中共中央文献研究室编：《习近平关于社会主义社会建设论述摘编》，北京：中央文献出版社，2017年，第49页。

“两个一百年”奋斗目标，教育发展将具有更为关键性的意义，人才已被视为“民族振兴、赢得国际竞争主动的战略资源”。^① 人才的培养，实现人口大国向人才强国的转变，推动社会文明进入新的高度，社会经济发展中的智力支持等，无一不高度依赖于教育的充分发展。因此，党的十九大报告指出，“建设教育强国是中华民族伟大复兴的基础工程，必须把教育事业放在优先位置”。^②

我国教育水平总体上不断提高，特别是从20世纪90年代以来，各层级教育机会快速改善。如今小学学龄儿童入学率已达99.9%；小学升初中的升学率从1990年的74.6%上升至2016年的98.7%；同一时期初中升高中的升学率从40.6%上升至93.7%；高中升大学的升学率的改善幅度更为明显，从1990年的27.3%上升至2016年的94.5%。^③ 然而，地区之间、居民之间社会经济状况差距的不断扩大，以及家庭环境对于子女教育所具有的重要影响，使得受教育程度在总体改善的同时，教育发展不平衡的问题也越来越突出。在不同区域（省份）之间、城镇与农村之间存在着较为严重的教育机会、教育质量的不均衡。

中国特色社会主义进入新时代，我国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。在教育发展方面，这一矛盾的表现也比较突出，并有一定时日的积累。决策层和学界从不同角度都对此高度关注。无论是20世纪80年代开始的普及义务教育，还是90年代后期推动的高等教育扩张，其目标都在于实现教育程度的普遍提高。这一政策目标在近年来逐渐转向教育机会公平和教育均衡发展。党的十八届三中全会以来，党和政府更为突出地强调要促进教育公平，逐步缩小区域、城乡、校际、群体之间的差距。国务院主管教育的领导多次强调，“推进义务教育均衡发展”、“扎扎实实做好学生资助工作，促进教育公平”、改善贫困地区义务教育基本办学条件等。^④ 习近平总书记更是明确要求全党：“要紧紧扭住教育这个脱贫致富的根本之策，再穷不能穷教育，再穷不能穷孩子，保证贫困家庭孩子受到教育，不要让孩子输在起跑线上。”^⑤ 均衡教育资源配置、促进入学机会公平、提高学生精准资助水平等，被列为教育部2017年度工作重点，作为促进教育公平、缩小教育差距的重要举措。党的十九大报告对过去五年我国教育成就作了总结，

① 《中国共产党第十九次全国代表大会文件汇编》，北京：人民出版社，2017年，第52页。

② 《中国共产党第十九次全国代表大会文件汇编》，第36页。

③ 参见中华人民共和国教育部发展规划司编：《中国教育统计年鉴（2016）》，北京：人民教育出版社，2017年，第17页“各级普通学校毕业生升学率”。

④ 参见《优化资源 促进公平 加快义务教育均衡发展——刘延东国务委员在全国推进义务教育均衡发展交流会上的讲话》，《中国教育报》2009年12月1日；《扎实做好学生资助工作 有力维护教育和社会公平》，《中国教育报》2012年1月30日；刘延东：《为贫困地区孩子开启健康成长、实现梦想的幸福之门》，《光明日报》2014年3月24日。

⑤ 中共中央文献研究室编：《习近平关于社会主义社会建设论述摘编》，第48页。

“教育事业全面发展，中西部和农村教育明显加强”，并提出了“努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育”，这一教育发展和改革的新目标、新承诺。^①

良好的教育是人们获得收入保障、社会地位的重要途径。在我国经济转型过程中，教育在收入决定中的作用越来越重要。李实和丁赛^②以及 Zhang 等^③的研究表明，我国教育收益率不断提高，教育对于总体收入差距的解释权重也不断上升。不仅如此，教育机会是否公平本身日益成为社会关注的热点。这不仅表现在人们争取公平的受教育机会，如是否以及如何开放异地高考、高考招生名额如何跨地区分配、流动儿童如何享有公平的受教育机会等；也表现在人们对于教育代际流动性的担忧。例如，人们已经注意到，尽管高等教育出现了大规模扩招，但是农村人口进入名牌大学的比例却在明显下降。而教育代际流动是社会不同收入群体实现代际流动的重要机制和渠道。^④ 教育公平是促进社会流动的重要基础。

随着我国收入差距的扩大以及人们对于社会不同收入群体之间流动性降低的担忧，学界日益关注教育代际流动性问题。^⑤ 李春玲研究了 20 世纪中期以来不同出生年代下，家庭背景对子女教育获得的影响，发现出生于八九十年代的孩子，父亲的职业和学历对其受教育年限有显著正向影响，但其所用数据无法验证 90 年代以来家庭年收入对子女受教育年限的影响是否在增强。^⑥ 李煜研究了 20 世纪 90 年代以来中国城镇居民家庭背景对子女升学概率的影响，发现恢复高考后，家庭教育背景成为改革初期教育不平等的主要原因，而在 1992 年以后，家庭教育背景的作用明显下降，家庭其他社会特征的效应显现。^⑦ 郭丛斌和闵维方的研究发现，父母受教育年限和父母年收入，对子女高等教育机会的获得和中等教育机会的获得都有显著正向影响。^⑧ 佐藤宏、李实发现，父母受教育水平对子女受教育水平有显著正向影响，父亲受教育年限平均

① 《中国共产党第十九次全国代表大会文件汇编》，第 4、37 页。

② 李实、丁赛：《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》，《中国社会科学》2003 年第 6 期。

③ Junsen Zhang et al. , “Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001,” *Journal of Comparative Economics*, vol. 33, no. 4, 2005, pp. 730-752.

④ 参见秦雪征：《代际流动性及其传导机制研究进展》，《经济学动态》2014 年第 9 期。

⑤ 教育代际流动性的变化是一个世界性的问题。除了我国以外，其他国家也有大量的相关研究。参见 S. E. Black and P. J. Devereux, “Recent Developments in Intergenerational Mobility,” in Orley Ashenfelter and David Card, eds. , *Handbook of Labor Economics*, vol. 4b, Amsterdam: North-Holland, 2011, pp. 1487-1541.

⑥ 李春玲：《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响（1940—2001）》，《中国社会科学》2003 年第 3 期。

⑦ 李煜：《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得（1966—2003）》，《中国社会科学》2006 年第 4 期。

⑧ 郭丛斌、闵维方：《家庭经济和文化资本对子女教育机会获得的影响》，《高等教育研究》2006 年第 11 期。

水平每提高一年,子女接受更高教育的可能性提高1.9%,母亲受教育年限平均水平每提高一年,子女接受更高教育的可能性提高1.7%。^①一些其他研究的结论也类似。^②孙永强和颜燕利用2012年CFPS数据,讨论了城乡教育代际传递的差异性。^③叶晓阳和丁延庆重点关注了1999年高等教育扩张的影响,结果发现社会优势家庭的学生有更大概率进入更好教育质量的精英院校。^④

一些研究对于教育流动性估计中可能存在的内生性问题进行了处理。李云森和齐豪利用CHIPS2002农村数据,以“20世纪70年代在中国农村实施的基础教育普及政策”为父母受教育年限的工具变量,分析中国农村地区教育的代际影响,发现母亲受教育年限和子女是否接受10年以上教育正相关,父亲受教育年限的影响并不显著;同时发现母亲教育对儿子教育、父亲教育对女儿教育分别有显著的正向影响。^⑤林莞娟和张戈以“1978至1982年延长中小学年限的学制改革”作为父母受教育年限的工具变量。控制其他条件时,父母的受教育年限分别每增加1年,子女的受教育年限分别相应地增加0.36年和0.59年。^⑥杨娟和何婷婷的类似研究表明,以“文化大革命”为父亲受教育年限的工具变量,父亲的受教育年限增加1年,子女上大学的可能性增加7.75%,高于基本Probit回归中的估计结果6.92%。^⑦

本文试图基于中国居民收入分配课题组于2013年完成的最新住户调查数据,从教育代际流动性的角度,讨论我国教育扩张过程中不同人群的受益分布,以助于理解我国的教育公平状况。本文的“教育扩张”是一个相对概念,系指子女的受教育程度相对于父母的受教育程度而不断提高的状态,无论这种变化是否由教育政策所造成的。本文讨论在教育扩张的变化过程中,哪一部分人群获得了更大程度的改善,父母教育与子女教育之间的关联性发生了怎样的改变。

① 佐藤宏、李实:《中国农村地区的家庭成份、家庭文化和教育》,《经济学(季刊)》2008年第4期。

② 参见姚先国、黄志岭、逯岩:《家庭背景与子女高等教育的关系》,《山西财经大学学报》2006年第1期;方长春、风笑天:《家庭背景与学业成就——义务教育中的阶层差异研究》,《浙江社会科学》2008年第8期;孙志军:《家庭背景、公共教育支出与高中阶段教育入学机会》,《中国人民大学教育学报》2011年第1期;顾诗颖:《家庭背景与教育获得——女性在代际流动中的作用》,《扬州大学学报》2015年第3期。

③ 孙永强、颜燕:《我国教育代际传递的城乡差异研究——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析》,《北京师范大学学报(社会科学版)》2015年第6期。

④ 叶晓阳、丁延庆:《扩张的中国高等教育:教育质量与社会分层》,《社会》2015年第3期。

⑤ 李云森、齐豪:《中国农村教育的代际因果关系——基于1970年代农村基础教育普及政策的研究》,《世界经济文汇》2011年第4期。

⑥ 林莞娟、张戈:《教育的代际流动:来自中国学制改革的证据》,《北京师范大学学报(社会科学版)》2015年第2期。

⑦ 杨娟、何婷婷:《教育的代际流动性》,《世界经济文汇》2015年第3期。

本文借助代际受教育程度转换矩阵的 Mosteller 标准化处理, 识别受教育程度的代际循环流动 (circulation mobility), 揭示教育扩张所导致的结构流动 (structural mobility) 效应, 及其在不同人群中的分布特征。研究结果表明, 无论是从父母与子女的教育差异, 还是从不同出生年份组人群受教育程度差异的视角考察, 我国教育平均水平都显示十分明显的上升。教育扩张总体上提高了教育流动性, 降低了代际受教育程度向下流动的可能性, 提高了代际受教育程度向上流动的可能性。但不同家庭在教育扩张中的获益特征, 与城乡以及父母受教育程度的差异密切相关。父母受教育程度较低家庭的子女, 从基础教育扩张中获得了更大的改善; 但高等教育扩张对于父母受教育程度较高家庭中的子女, 以及城镇子女具有更为积极的贡献。教育扩张对于儿子或女儿性别不同的影响, 则没有明显的差异。

二、数据与方法

本文数据来自于中国居民收入分配课题组 2013 年的住户调查, 覆盖 14 个省份。^① 本文采用了全部农村和城镇住户, 考虑到调查的城镇住户中包含来自农村地区、在农村地区接受教育而到城镇定居的人群, 我们借鉴 Knight 等^②所用的识别方法进行调整纠正, 把所有“农转非”的个体归入农村样本。在教育代际流动性的讨论中, 需要匹配父母和子女的信息。本文根据与户主的关系来识别父母与子女。对于被调查户的户主和配偶, 本次调查采用专门的问题模块, 以搜集其父母的信息, 并将户主、配偶同其子女相匹配。^③ 由于 1940 年以前出生的样本量较少, 本文样本限定在 1940 年及以后出生的人群。本文所讨论的对象为已经完成学校教育的个体, 所以还限定在 1990 年之前出生的人群。

表 1 给出本文所使用样本的子女与父母受教育年限与教育程度分布的基本特征。其中, 教育程度分为五种类型: 小学以下、小学、初中、高中以及大专及以上。^④ 样本中的子女个体为 40052 人, 平均受教育年限为 9.54 年。从受教育程度来看, 大多集中在初中 (占 39.31%), 其次是小学 (占 21.06%)。

不同特征人群的教育状况之间存在明显的差异性。从城乡差距来看, 城镇平均

① 即北京、山西、辽宁、江苏、安徽、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、甘肃。

② J. Knight, T. Sicular and X. Yue, "Educational Inequality in China: The Intergenerational Dimension," CIBC Working Paper, no.13, 2011.

③ 城镇住户调查中, 有专门的问题包括不在本户居住的子女信息, 但农村住户调查缺乏类似的数据。

④ 这里的分类是基于同等程度的学历。高中包括职高、中专等; 大学及以上包括各种形式的高等教育。

受教育年限接近12年，按照中国的学制，相当于高中毕业的水平。在现有学制下，初中毕业的学制为9年，但表1中的农村子女平均受教育年限不到9年。城乡平均受教育年限相差3.52年，相当于一个完整的高中教育阶段。农村子女受教育程度主要集中在初中，占44.76%。城镇子女受教育程度则集中在高中和大专及以上。城镇子女接受高等教育的比重为34.24%，农村仅为7%；城镇子女接受高中教育的比重为30.19%，也明显高于农村的13.4%。从性别来看，子女样本中的男性受教育年限比女性高出近1年；子女中的女性受教育程度为小学及以下的比重低于男性；子女中的男性受教育程度为初中的比率比女性高出8个百分点；子女中的男性接受高中和高等教育的比率，也略高于女性。

表1 子女及父母教育状况

		样本量	受教育年限(年)	受教育程度分布(%)				
				小学以下	小学	初中	高中	大专及以上
子女	全部	40052	9.54	4.98	21.06	39.31	18.84	15.82
	农村	27082	8.40	6.84	28.01	44.76	13.40	7.00
	城镇	12970	11.92	1.09	6.55	27.93	30.19	34.24
	男性	21359	9.94	2.51	17.94	43.03	20.13	16.39
	女性	18693	9.09	7.80	24.63	35.05	17.35	15.17
父亲	全部	39005	5.10	38.16	31.39	18.32	8.94	3.19
	农村	26724	4.02	46.18	33.34	15.03	4.99	0.46
	城镇	12281	7.44	20.71	27.16	25.49	17.52	9.12
母亲	全部	39445	3.65	53.63	26.16	13.16	5.61	1.45
	农村	26758	2.56	63.74	25.56	8.72	1.84	0.14
	城镇	12687	5.95	32.31	27.42	22.53	13.54	4.20

在父母的受教育程度中，父亲比母亲平均高出1.45年，但父亲的平均受教育年限也只有5.10年。无论是父亲还是母亲的受教育程度，都存在着非常明显的城乡差异。城镇父亲的受教育年限比农村平均高出3.42年。城镇与农村父亲的受教育年限分别为7.44年和4.02年。按照当时的学制，城镇平均受教育年限大体上接近于初中毕业，而农村则为高小水平，也大约相差一个教育阶段。母亲受教育年限的城乡差距则略微更加明显一些。城镇母亲的平均受教育年限接近6年，而农村则不到3年，两者相差3.39年。从相对量来看，农村母亲的受教育年限不到城镇的一半。从受教育程度来看，农村父母大都集中在小学及以下。将近80%的农村父亲的受教育程度为小学及以下，农村母亲的这一比重达89%。城镇父母受教育程度为小学及以下的比重则小一些。

表1中，最为明显的教育状况差异来自于父母与子女之间。从受教育年限来看，

子女的受教育年限比父亲高出 4.44 年，比母亲高出 5.89 年。父母与子女之间受教育程度的分布差异更为明显。子女受教育程度为小学以下的只有 4.98%，而父亲为 38.16%，母亲则进一步高达 53.63%。反过来看，子女中接受高等教育的比重为 15.82%，父亲和母亲则分别只有 3.19% 和 1.45%。从父母与子女受教育年限的差异中可以看出，总体而言，社会平均受教育程度获得了非常明显的改善。

为了反映父母与子女受教育程度之间的关联性，人们通常考察这两者的交叉列联表。以父亲与子女受教育程度之间的关系为例，如表 2 所示，其中的行表示父亲受教育程度，列表示子女受教育程度，每个单元格表示子女和父亲相应受教育程度的个人，占全部子女样本数量的百分比。行与列的合计数分别表示父亲和子女受教育程度的边缘分布。在原始列联表中，两者显然是不相同的，如父亲受教育程度为小学以下的占 38.16%，而子女仅占 5.09%；反过来看，父亲受教育程度为大专及以上学历的仅占 3.19%，而子女则占 15.52%。教育程度边缘分布的这种代际差异，反映了教育扩张所导致的教育程度的普遍改善。

表 2 父亲与子女受教育程度的交叉列联表

(单位:%)

(1) 原始列联表		子女受教育程度					合计
		小学以下	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	小学以下	4.18	13.84	14.56	4.34	1.24	38.16
	小学	0.70	6.09	15.22	6.17	3.21	31.39
	初中	0.17	1.14	7.30	4.89	4.82	18.32
	高中	0.04	0.29	2.08	2.61	3.91	8.94
	大专及以上学历	0.00	0.05	0.25	0.55	2.35	3.19
	合计	5.09	21.42	39.41	18.55	15.52	100.00
(2) Mosteller 标准化列联表		小学以下	小学	初中	高中	大专及以上学历	合计
父亲受教育程度	小学以下	23.00	11.90	2.63	0.59	0.05	38.16
	小学	9.42	12.86	6.75	2.07	0.29	31.39
	初中	4.18	4.42	5.92	3.00	0.80	18.32
	高中	1.56	1.65	2.46	2.32	0.94	8.94
	大专及以上学历	0.00	0.56	0.57	0.95	1.11	3.19
	合计	38.16	31.39	18.32	8.94	3.19	100.00

如果没有教育扩张，父亲与子女的受教育程度具有相同的边缘分布，那么受教育程度的代际分布具有怎样的特征？本文借助 Mosteller 的方法，^① 通过对交叉列联

^① F. Mosteller, "Association and Estimation in Contingency Tables," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 63, no. 321, 1968, pp. 1-28.

表进行相应的标准化处理，回答这一问题。这种标准化的调整过程可以用 Mosteller 的例子说明，如表 3 (I) — (IV) 的描述。表中的 (I) 给出的是原始数据，行和列分别各有两种可能性 A 与 \bar{A} ，以及 B 与 \bar{B} 。表中的 (II) 首先以行为单位进行标准化。表中的 (III) 则以列为单位进行标准化。经过若干次行和列的交替标准化后，其分布将收敛至 (IV) 的情形。此时，行与列的边际概率分布是相同的。在表 3 中，每行每列都假设服从均匀分布。类似地，也可以假定行和列具有其他类型的边缘分布特征。^①

按照这一思路，表 2 的 Mosteller 标准化列联表中，将行和列的边缘分布均设定为父亲受教育程度不同的比率，假设没有教育扩张，子女与父亲的受教育程度分布状况是相同的。比较标准化列联表和原始列联表，可发现两者存在比较大的差异。例如，父亲与子女受教育程度同为小学以下的比重大幅度上升，从 4.18% 增加到了 23.00%。从两者的比较中可以看出，如果没有教育扩张，子女受教育程度较低的可能性将大幅上升，这在父亲受教育程度较低时更为严重；子女接受较高程度教育的可能性也将下降。

表 3 Mosteller 标准化过程

(I) 原始数据				(II) 行标准化			
	B	\bar{B}	合计		B	\bar{B}	合计
A	100	10	110	A	0.909	0.091	1.000
\bar{A}	5	2	7	\bar{A}	0.714	0.286	1.000
合计	105	12	117	合计	1.623	0.377	
(III) 列标准化				(IV) 经过若干次行、列交替迭代后			
	B	\bar{B}	合计		B	\bar{B}	合计
A	0.560	0.241	0.801	A	0.667	0.333	1.000
\bar{A}	0.440	0.759	1.199	\bar{A}	0.333	0.667	1.000
合计	1.000	1.000		合计	1.000	1.000	

转换矩阵是讨论流动性的工具，本文对教育代际流动性的讨论也采用这一表述方式。根据子女与父母的受教育程度构造的相应转换矩阵，设为 $(p_{ij})_{5 \times 5}$ 。其中，i 和 j 分别表示父母与子女的受教育程度； p_{ij} 为转换概率，表示父母受教育程度为 i 而其子女受教育程度为 j 的比重。计算方程为：

$$p_{ij} = \frac{\# \{ \text{子女受教育程度} = j, \text{且父辈受教育程度} = i \}}{\# \{ \text{父辈受教育程度} = i \}}$$

① 本文关于全部人群的流动性以及分城乡和性别的讨论，都假设子女的受教育程度分布与父母的相同。关键在于假设父母与子女的受教育程度分布相同，至于是均匀分布还是父母的受教育程度分布，对结果没有明显影响，特别是不改变基本的趋势性特征。

且有 $\sum_j p_{ij} = 1$ 。这一矩阵描述的是，给定父母的受教育程度，子女有多大的可能性达到某种教育程度；或者给定子女的受教育程度，其父母受教育程度处于某个特定水平的可能性。因此，转换矩阵描述了父母与子女受教育程度之间的关系。当子女与父母的受教育程度相同时，则意味着没有发生教育的代际流动。

鉴于父母和子女的受教育程度均不服从均匀分布，因此在转换矩阵的基础上，本文采用如下常用指标，描述教育的流动性。(1) 惯性率： $\sum_i p_i \cdot p_{ii}$ 。(2) 亚惯性率： $\sum_i p_i \cdot \sum_{j=i-1}^{i+1} p_{ij}$ 。(3) 向上流动率： $\sum_i p_i \cdot \sum_{j>i} p_{ij}$ 。(4) 向下流动率： $\sum_i p_i \cdot \sum_{j<i} p_{ij}$ 。其中， p_i 为父辈受教育程度的边际分布，即父母受教育程度为 i 的比重。惯性率和亚惯性率越大，表明教育的代际传承性越大，而教育的代际流动性越小。向上流动率表明，子女受教育水平高于父母受教育水平的流动性大小；向下流动率表明，子女受教育水平低于父母受教育水平的流动性大小。

父母与子女的教育流动性，可能表现为两种因素的结果。一是由于教育扩张导致子女受教育程度提高，而带来的教育流动性，即结构流动。二是假定在教育程度分布没有代际差异的情形下，父母与子女受教育程度之间的关联性，即循环流动。基于原始列联表所得到的流动性，同时包含结构流动和循环流动两种因素的影响；而在 Mosteller 标准化列联表的基础上，测量的则是循环流动。如果流动性的意义是相对的，即考量父母相对较高的受教育程度是否会为子女带来相对更高的受教育程度，那么基于原始列联表的度量方式可能并不恰当。因为受教育程度的普遍提高，可能会导致子女受教育程度的绝对水平普遍高于父母。这种普遍的改善与教育代际流动之间并没有多大的关联性，这将会导致对教育流动性的高估，故需采取以下方式调整。

记 Mosteller 标准化列联表基础上的转换矩阵为 $(\hat{p}_{ij})_{5 \times 5}$ ， \hat{p}_i 与 \hat{p}_j 将具有相同的边际概率分布，对于 $i=j$ ，有 $\hat{p}_i = \hat{p}_j$ ，即假定这两个人群不同受教育阶段的分布概率是相同的。Mosteller 标准化矩阵虽然改变了行和列的边缘分布，但没有改变行与列之间的关联性。在表 2 原始列联表中，38.16% 的父亲受教育程度为“小学以下”，而子女“小学以下”的比率只有 5.09%，表明父亲与子女之间，由于教育的总体扩张导致“小学以下”人群比率大幅度下降。在这种情形下，父亲和子女受教育程度同为“小学以下”的比率为 4.18%。这一比率同时受到两种因素的影响，一是受教育程度的总体改善，二是父亲受教育程度的制约。Mosteller 标准化矩阵给出了没有教育扩张的情形下，子女“小学以下”的人群比率将与父亲相同（同为 38.16%），此时父亲和子女受教育程度均为“小学以下”的比率将高达 23.00%。这一比率反映的是，剔除教育扩张因素，父亲受教育程度对子女教育的影响，即循环流动效应。

按照相似的方式，定义教育代际流动性指标的计算方式。转换概率 p_{ij} 与 \hat{p}_{ij} 的差异来自于教育扩张的效应。因此， $p_{ij} - \hat{p}_{ij}$ 可以表示，受教育程度为 i 的父母，其子女受教育程度为 j 的比率变化，反映了教育扩张对于这类家庭子女受教育机会的改善程度。

需要说明的是,许多关于教育代际流动性的研究,都采用将子女受教育年限对父母特征进行回归分析的方法。其回归系数通常度量父母对于子女教育影响的大小,并通过特定事件构造工具变量或其他特定研究方法,以识别教育代际流动中的“因果效应”。这种做法虽有助于识别因果效应是否存在,但也可能使这种因果效应只存在于某些特殊情形。^①如“养子方法”依赖于“随机收养”假定,但养子家庭也是一种特殊的家庭类型,不具有一般性。一些常用的回归分析方法及其相应缺陷,可参见上述秦雪征的总结性介绍。就本文的分析方法而言,转换矩阵固然只给出了父母与子女受教育程度之间的相关性,但对转换矩阵的 Mosteller 标准化处理,相当于给出了一个“反事实分布”的结果。即在子女与父母具有相同教育分布(也就是没有教育扩张)的情形下,父母与子女受教育程度之间的相关性。在其他条件相同的情形下,两种相关性之间的差异,可以视为教育扩张所导致的教育代际流动性变化。

三、教育代际流动性的总体特征

表4给出描述子女与父母受教育程度之间流动性状况的转换矩阵。为便于比较,转换矩阵分别根据原始交叉列联表和 Mosteller 标准化列联表计算得到。从表4的非标准化转换矩阵来看,如果父亲受教育程度在小学以下,则其子女也为小学以下的比率为10.96%,这一比率要远远高于父亲受教育程度更高时,子女的受教育程度仅为小学以下的情形;在前一种情况下,子女受教育程度为大专及以上学历的比率仅为3.25%,这一比率也远低于父亲受教育程度更高时的情形。如当父亲受教育程度为大专及以上学历时,这一比率高达73.55%。如果以子女为基准,则子女受教育程度为小学以下的,绝大部分(82%)来自于父亲受教育程度也为小学以下的家庭。但子女受教育程度为大专及以上学历的,主要(31%)来自于父亲受教育程度为初中的家庭。子女和父母受教育程度的边际分布表明,在父母与子女之间存在着明显的教育改善。例如,父亲受教育程度为小学以下的高达38.16%,而子女在同一程度中仅为5.09%;父亲受教育程度为大专及以上学历的只有3.19%,而子女在同一程度则上升到15.52%,子女的受教育

^① 利用工具变量法识别我国教育代际流动性特征的研究,通常也存在一些不恰当的地方。例如,以中小学学制改革作为工具变量,事实上这一变量所影响的人群组,其子女尚观测不到完整的教育经历。在大多数的样本中,这一变量可能影响的是子女而非父母的受教育年限,这就违背了工具变量应该满足的条件。以“文革”作为父母受教育程度的工具变量也会遇到类似问题。固然“文革”构成受教育程度的冲击,但这一变量是以受教育所处时期来识别的,也就是在“文革”期间接受教育的人群。这就意味着,这一变量也在度量年龄组效应。而父母处在这一年龄组中,其子女又恰好赶上20世纪90年代的高等教育扩张。这一时期的变量实际上包含了两个方面的影响。一是“文革”对于父母受教育的影响,二是高等教育扩张对于子女受教育的影响。因此,这一工具变量也是与被解释变量相关的,同样违背了工具变量的基本条件。

程度明显提高。母亲受教育程度与子女受教育程度之间总体上也具有类似的关系，并且似乎有所强化。例如，子女受教育程度为小学以下的，94%来自母亲受教育程度为小学以下的家庭。如果母亲受教育程度为大专以上，子女受教育程度为大专以上的则高达82.28%。从表4中子女与父母受教育程度的转换矩阵中可以看出，如果父母受教育程度较低，则子女的受教育程度通常也会较低；父母受教育程度高，子女的受教育程度通常也会更高一些。值得注意的是，子女受教育程度为大专以上，其来源家庭受教育程度是比较分散化的。父母为初中教育程度的家庭中，子女在大专以上的类型中更多一些。

上述讨论的转换关系中，不同代之间的受教育程度关联性，既受到代际教育流动性的影响（即循环流动），也有教育扩张所导致的受教育程度普遍增长的效应（即结构流动）。为此，表4的右侧部分根据上述Mosteller的思路进行了标准化调整，以剔除子女人群中教育扩张效应的影响。所得结果存在比较明显的差异。经过标准化调整后，若父亲受教育水平为小学以下，如果没有教育扩张的因素，子女的受教育程度为小学以下的可能性为60.27%。这一概率远远高于非标准化转换矩阵的10.96%，两者之间相差的近50个百分点，是由于教育扩张所导致的。父亲受教育程度越低，这种差异就越大。例如，父亲受教育程度为高中，则教育扩张因素所导致的，这类家庭中子女受教育程度仅为小学以下的比率只下降了不到17个百分点。母亲与子女受教育程度之间总体上也表现出类似的联系，尽管在数量上可能存在某些差异性。这也意味着，教育扩张对于提高教育代际流动具有非常重要的作用，尤其是对于父母受教育程度比较低的家庭。

表4 教育代际流动性标准化转换矩阵

(单位:%)

		子女受教育程度									
		非标准化转换矩阵					标准化转换矩阵				
		小学以下	小学	初中	高中	大专及以上	小学以下	小学	初中	高中	大专及以上
父亲受教育程度	小学以下	10.96	36.27	38.16	11.37	3.25	60.27	31.18	6.89	1.55	0.13
	小学	2.22	19.41	48.49	19.66	10.22	30.01	40.97	21.50	6.59	0.92
	初中	0.92	6.24	39.84	26.67	26.32	22.82	24.13	32.31	16.38	4.37
	高中	0.49	3.30	23.32	29.17	43.72	17.45	18.46	27.52	25.95	10.51
	大专及以上	0.00	1.61	7.72	17.12	73.55	0.00	17.55	17.87	29.78	34.80
母亲受教育程度	小学以下	8.82	32.15	40.64	13.46	4.93	73.32	22.01	3.96	0.71	0.04
	小学	0.89	13.15	47.93	23.29	14.74	32.98	40.08	20.73	5.46	0.57
	初中	0.31	2.97	31.91	29.24	35.57	26.74	21.21	32.42	16.06	3.23
	高中	0.18	1.09	11.80	25.10	61.83	28.70	14.17	21.93	25.13	10.25
	大专及以上	0.18	0.88	2.81	13.86	82.28	38.62	15.93	7.24	19.24	18.97

标准化后的转换矩阵显示，子女高等教育分布结构发生了明显改变。如果没有教育扩张的效应，父亲受教育程度为小学以下时，子女接受高等教育（大专及以上）的可能性仅为 0.13%，且父亲受教育程度越高，子女受高等教育的可能性也越高。当父亲受过高等教育时，子女受高等教育的可能性为 34.8%。而非标准化转换矩阵中最后一列的结果则表明，在教育扩张的作用下，父亲受教育程度为小学以下的，子女受高等教育的比率为 3.25%；父亲为大专以上的，子女受高等教育的比率则高达 73.55%。总体而言，高等教育扩张使接受高等教育的机会普遍增加。

比较非标准化转换矩阵与标准化转换矩阵的结果发现，教育扩张虽在一定程度上增加了父母受教育程度较低家庭子女受高等教育的可能性，但父母受教育程度较高家庭中的子女，从中获益的幅度更大。图 1 给出非标准化与标准化矩阵下，父母受教育程度不同家庭中，子女受高等教育比率的变化幅度。对于父亲和母亲为小学以下受教育程度的家庭，教育扩张使得子女受高等教育的比率分别上升 3.12 个和 4.89 个百分点。但如果父亲受教育程度为高中或大专以上，这一比率将上升 33.21 或 38.75 个百分点。如果母亲受教育程度为高中或大专以上，这一比率将上升 51.58 或 63.31 个百分点。从这种意义上看，父母受教育程度较高，子女从高等教育扩张中的受益更多；且母亲较高的受教育程度，对受高等教育机会的增量作用更大。

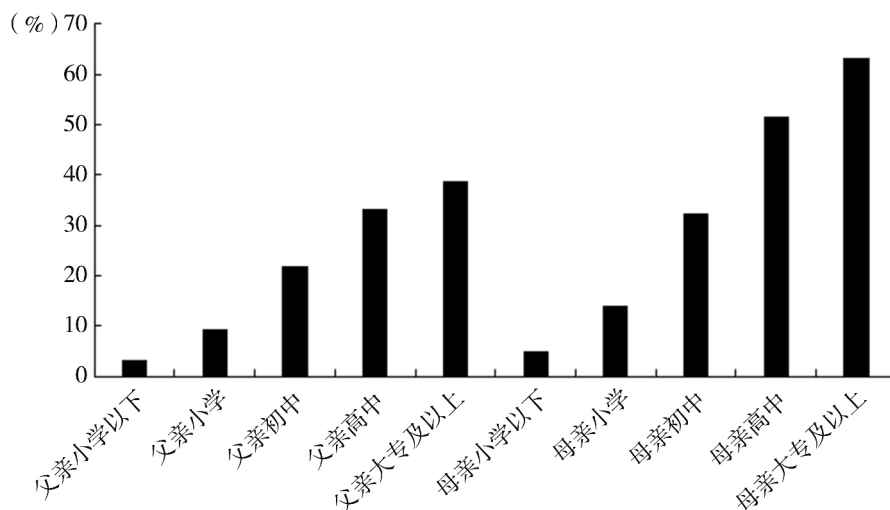


图 1 教育扩张对父母不同受教育程度家庭子女接受高等教育可能性的增量效应

基于受教育程度的代际转换矩阵，表 5 给出了相应的教育代际流动性指标。无论是父亲还是母亲与子女受教育程度的代际流动性，未进行 Mosteller 标准化调整时，惯性率和亚惯性率都会更低一些。也就是说，基于非标准化转换矩阵计算的教育代际流动性会更高一些。在“父亲—子女”教育代际流动关系中，标准化转换矩阵下的惯性率，比非标准化转换矩阵的相应结果高出一倍以上；而在“母

亲—子女”教育代际流动关系中，标准化使得惯性率上升了 3 倍以上。这意味着，在教育代际流动性中，循环流动是比较弱的，教育扩张所导致的结构流动占有主导地位。比较标准化与非标准化转换矩阵，可以发现，在非标准化转换矩阵下，惯性率主要来自受教育程度较高家庭中，子女具有更高的可能性接受较高的教育程度。而在标准化转换矩阵下，惯性率主要是由于受教育程度较低家庭中，子女接受较低教育程度的概率比较高所导致的。在非标准化转换矩阵的基础上，向下流动率非常低，而向上流动率则比较高。标准化使得向下流动率增加了 20 个百分点，而向上流动率则分别从 0.7220 下降至 0.2902（“父亲—子女”），或从 0.8338 下降至 0.2444（“母亲—子女”）。总体而言，教育扩张降低了教育代际流动的惯性率，提高了父母受教育程度较低家庭中，子女接受更高程度教育的可能性，因而提高了教育代际流动性。

表 5 教育扩张对教育代际流动性的贡献

		惯性率	亚惯性率	向下流动率	向上流动率
父亲—子女	非标准化转换矩阵	0.2253	0.6124	0.0528	0.7220
	标准化转换矩阵	0.4521	0.8505	0.2577	0.2902
	教育扩张的贡献	-0.2268	-0.2381	-0.2049	0.4318
母亲—子女	非标准化转换矩阵	0.1497	0.5015	0.0165	0.8338
	标准化转换矩阵	0.5574	0.8860	0.1975	0.2444
	教育扩张的贡献	-0.4077	-0.3845	-0.1810	0.5894

注：教育扩张对教育代际流动性贡献的计算方式，为基于非标准化转换矩阵的流动性指标与标准化指标的差。

四、教育代际流动性的城乡差异与性别差异

为了进一步描述不同人群中教育代际流动性的特征，表 6 和表 7 分别给出分城乡和分性别的教育代际流动转换矩阵，对于每种情形也分别给出非标准化转换矩阵和标准化转换矩阵。其共同特征在于，教育扩张对于父母受教育程度较低的家庭有明显改善，但高等教育扩张中的受益者，主要来自父母受教育程度更高的子女。

表 6 和表 7 都表明，无论父母为何种受教育程度，子女受教育程度为小学以下的比率，在非标准化转换矩阵中都明显低于标准化转换矩阵的结果。若考量对应位置上的比率之差，可以发现，当父母受教育程度越低时，这种差异会越高。如城镇父亲受教育程度为小学以下时，在非标准化转换矩阵中，子女为小学以下的可能性为 4.05%，而在标准化转换矩阵中则为 45.73%，两者相差将近 42 个百分点，即教育扩张导致了小学以下子女的比重大幅下降。当城镇父亲受教育程度

为高中时，两者的差额仅为 15.52 个百分点。在表 6 (B) 中的农村以及表 7 按性别分类的情形中，均是如此。小学和初中阶段总体上也呈类似特征。这表明，基础教育扩张使得父母受教育程度较低家庭中的子女，成为主要的受益者。

表 6 分城乡教育程度代际流动转换矩阵

		子女受教育程度									
		非标准化转换矩阵					标准化转换矩阵				
		小学以下	小学	初中	高中	大专及以上	小学以下	小学	初中	高中	大专及以上
(A) 城镇											
父亲受教育程度	小学以下	4.05	18.20	41.55	26.14	10.06	45.73	36.75	13.04	3.96	0.48
	小学	0.69	7.44	38.08	33.73	20.06	19.07	36.75	29.27	12.59	2.32
	初中	0.26	2.43	24.22	32.97	40.13	12.95	21.97	34.05	22.52	8.55
	高中	0.23	1.21	13.66	31.23	53.67	15.75	14.67	25.74	28.54	15.30
	大专及以上	0.00	0.71	5.45	17.23	76.61	0.00	15.35	18.20	27.85	38.71
母亲受教育程度	小学以下	2.83	14.88	40.99	28.35	12.95	52.99	33.15	10.83	2.79	0.22
	小学	0.40	4.69	33.40	35.76	25.75	24.51	33.92	28.74	11.49	1.39
	初中	0.10	1.68	19.45	32.51	46.26	13.27	25.21	34.71	21.66	5.15
	高中	0.12	0.35	7.10	24.16	68.28	26.14	9.31	22.53	28.58	13.52
	大专及以上	0.19	0.38	1.88	13.51	84.05	46.43	10.95	6.67	17.62	18.33
(B) 农村											
父亲受教育程度	小学以下	12.38	39.99	37.46	8.32	1.84	49.54	35.30	10.82	3.91	0.43
	小学	2.79	23.89	52.38	14.39	6.54	20.03	37.81	27.06	12.19	2.91
	初中	1.44	9.21	52.02	21.76	15.56	13.42	18.87	34.84	23.85	8.98
	高中	0.90	6.67	38.91	25.86	27.66	9.08	14.78	28.20	30.71	17.29
	大专及以上	0.00	9.68	28.23	16.13	45.97	0.00	23.90	22.81	21.27	32.02
母亲受教育程度	小学以下	10.26	36.29	40.56	9.88	3.00	63.88	27.45	6.65	1.86	0.15
	小学	1.14	17.46	55.32	16.95	9.14	21.48	39.93	27.50	9.59	1.46
	初中	0.56	4.54	47.17	25.24	22.49	16.87	16.69	37.68	22.99	5.77
	高中	0.41	3.65	28.19	28.40	39.35	14.62	15.95	26.74	30.72	12.04
	大专及以上	0.00	8.11	16.22	18.92	56.76	0.00	40.00	17.38	23.10	19.52

高等教育扩张所造成的影响与上述情形差别很大。为了描述高等教育扩张对不同人群所产生的影响，图 2.1 和图 2.2 分别给出分城乡和分性别的高等教育扩张效应差异。其中，横轴为父母受教育程度，纵轴为根据非标准化与标准化转换矩阵的转换概率差异 $p_{ij} - \hat{p}_{ij}$ 计算得到的百分比。从城镇与农村地区的比较来看，无论父母为何种受教育程度，都存在着非常明显的城乡差异。城镇子女从高等教

育扩张中的获益程度明显高于农村子女。但城镇与农村的共同特征是，父母受教育程度越高，子女从高等教育扩张中的获益程度也越高。如果父亲接受过高中教育，则高等教育扩张使得城镇子女受教育程度为大专及以上学历的，增加 38 个百分点。如果母亲接受过高中教育，增加的百分点更高达 55 个。因此，从城乡比较来看，高等教育扩张的主要受益者更偏向城镇居民，并且父母受教育程度较高的家庭，从中受益更大。

有意思的是，高等教育扩张对于儿子和女儿在性别上的不同所造成的影响，总体上没有明显差异。从图 2.2 来看，给定父母的受教育程度，儿子和女儿因高等教育扩张而导致的其大专及以上学历比率的增加，没有明显不同。在父母受教育程度较低时，如小学或小学以下，高等教育扩张对于儿子受教育程度为大专及以上学历的比率略微高于女儿。父母受教育程度在初中及以上时，高等教育扩张对于女儿受教育程度为大专及以上学历的比率，通常要略微高于儿子。

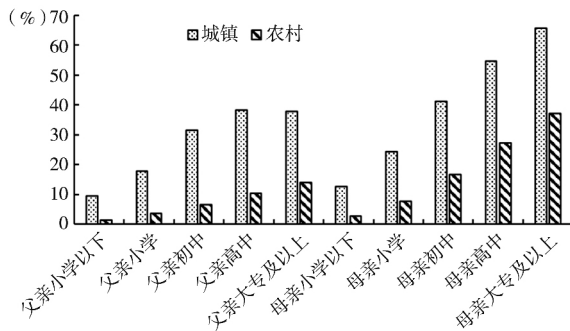


图 2.1 高等教育扩张效应的城乡差异

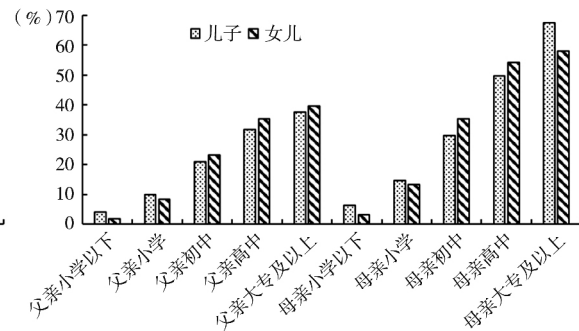


图 2.2 高等教育扩张效应的性别差异

从教育代际流动性的衡量指标来看，表 8 表明教育扩张使得城镇教育代际惯性率大幅下降。如“父亲—子女”教育代际流动的惯性率从 0.3666 下降到 0.2149，下降 15 个百分点；“母亲—子女”教育代际流动的惯性率从 0.3888 下降到 0.1338，下降 26 个百分点。教育扩张对农村“父亲—子女”教育代际惯性率的影响更大一些。教育代际流动的惯性率因教育扩张下降近 20 个百分点；其中母亲的教育代际流动的惯性率下降 30 个百分点。教育扩张对“父亲—儿子”教育代际惯性率的影响幅度低于母亲的影响；教育扩张对“父亲—女儿”教育代际惯性率的影响幅度明显低于母亲的影响；“母亲—女儿”教育代际惯性率的影响，低于“母亲—儿子”的教育代际惯性率。

表 7 分性别教育代际流动转换矩阵

		子女受教育程度									
		非标准化转换矩阵					标准化转换矩阵				
		小学 以下	小学	初中	高中	大专 及以上	小学 以下	小学	初中	高中	大专 及以上
(A) 儿子											
父亲受教育程度	小学以下	5.80	32.31	43.62	13.88	4.40	60.35	30.82	6.87	1.78	0.16
	小学	1.05	15.96	51.20	20.69	11.10	29.31	40.84	21.63	7.14	1.08
	初中	0.44	5.63	42.34	26.21	25.37	22.05	25.66	31.82	16.10	4.42
	高中	0.31	2.78	26.75	28.55	41.62	21.03	17.34	27.63	24.05	9.96
	大专及以上	0.00	1.39	9.29	17.18	72.14	0.00	17.55	19.12	28.84	34.48
母亲受教育程度	小学以下	4.35	27.73	45.74	15.82	6.35	69.35	24.67	4.89	1.03	0.07
	小学	0.61	10.87	49.70	23.33	15.49	36.81	36.62	20.11	5.77	0.73
	初中	0.21	2.81	35.09	28.59	33.30	28.27	21.05	31.53	15.73	3.50
	高中	0.18	0.79	13.15	26.03	59.86	38.15	9.63	19.07	23.17	10.16
	大专及以上	0.32	0.32	3.55	15.16	80.65	66.21	3.45	4.83	12.41	13.10
(B) 女儿											
父亲受教育程度	小学以下	16.27	40.34	32.54	8.78	2.06	60.19	31.45	7.00	1.28	0.08
	小学	3.57	23.40	45.35	18.47	9.21	29.85	41.19	21.98	6.15	0.80
	初中	1.55	7.04	36.57	27.28	27.57	23.74	22.71	32.53	16.65	4.37
	高中	0.71	3.96	19.00	29.96	46.37	16.55	19.24	25.50	27.63	11.07
	大专及以上	0.00	1.84	6.02	17.06	75.08	0.00	17.55	15.99	31.03	35.42
母亲受教育程度	小学以下	13.73	36.98	35.05	10.86	3.37	75.41	20.59	3.47	0.50	0.02
	小学	1.23	15.85	45.83	23.24	13.86	31.65	41.48	21.33	5.12	0.42
	初中	0.43	3.16	28.06	30.02	38.34	27.43	20.59	32.52	16.49	3.04
	高中	0.19	1.40	10.37	24.11	63.93	23.35	17.83	23.35	25.67	9.80
	大专及以上	0.00	1.54	1.92	12.31	84.23	0.00	39.31	8.97	26.21	26.21

教育扩张导致教育代际向上流动率的大幅上升，以及向下流动率的大幅下降。这种效应对于城镇居民的影响大于农村居民。如城镇样本中，教育扩张导致“父亲—子女”和“母亲—子女”的向下流动率，均上升近 24 个百分点；农村样本中则分别为 9 个和 8 个百分点。从性别来看，向上流动率和向下流动率，在儿子与女儿之间虽然有一些差异，但相差幅度都不大。这表明，教育扩张的效应具有城市偏向性，但性别差异弱得多。

表 8 不同人群组的教育代际流动性

		非标准化转换矩阵				标准化转换矩阵			
		惯性率	亚惯性率	向下流动率	向上流动率	惯性率	亚惯性率	向下流动率	向上流动率
城镇	父亲	0.2149	0.5818	0.0565	0.7286	0.3666	0.7847	0.2952	0.3383
	母亲	0.1338	0.4594	0.0221	0.8441	0.3888	0.8037	0.2667	0.3447
农村	父亲	0.2300	0.6791	0.0510	0.7189	0.4240	0.8319	0.1444	0.4316
	母亲	0.2348	0.5715	0.0139	0.8289	0.5480	0.8902	0.0958	0.3560
儿子	父亲	0.1983	0.6106	0.0500	0.7517	0.4493	0.8461	0.2593	0.2914
	母亲	0.1242	0.4890	0.0163	0.8595	0.5241	0.8719	0.2113	0.2650
女儿	父亲	0.2547	0.6875	0.0561	0.6907	0.4546	0.8520	0.2542	0.2911
	母亲	0.3341	0.5863	0.0169	0.8054	0.5739	0.8941	0.1930	0.2333

五、教育代际流动性的出生年份组差异

为了描述不同时期教育代际流动性的变化特征，下面根据子女出生年份分组，讨论不同出生年份人群组中的教育代际流动性变化特征。^① 以下 Mosteller 标准化转换矩阵，都将各年龄组子女受教育程度分布标准化为其父母相应的分布结构。图 3 至图 5 描述不同出生年份组的“父亲—子女”和“母亲—子女”的教育代际流动性指标（惯性率、向上流动率和向下流动率）及其变化特征。总体而言，转换矩阵是否进行过标准化处理，对于任意年龄组的流动性指标都具有比较重要的影响。

从惯性率来看，图 3.1 和图 3.2 都表明，基于标准化转换矩阵所得到的惯性率要明显高于非标准化的结果。总体而言，教育扩张降低了教育的代际惯性率，提高了教育的代际流动性。从出生组来看，1960—1964 年出生人群的非标准化惯性率最低，此后呈逐渐上升趋势，即教育代际流动性逐渐下降。标准化的教育代际惯性率，虽然也表现出随着出生年份组递减的倾向，但下降的速度并不明显。这导致非标准化与标准化惯性率之间差异的缩小。如果将教育扩张效应定义为，标准化惯性率减去非标准化惯性率，可以发现，教育扩张对于教育代际流动性的促进作用在下降。惯性率以及教育扩张效应，随出生组变化的基本趋势，在“父亲—子女”和“母亲—子女”的关系中都是类似的。但比较图 3.1 和图 3.2 可以发现，“母亲—子女”

① 一个理想的做法是考察不同时期的教育扩张政策，对教育代际流动性的不同影响。但我国两个最为重要的教育扩张政策，普及义务教育和高等教育扩张分别发生在 20 世纪 80 年代中后期和 90 年代后期，它们影响的可能是同一人群。对样本分时期进行讨论，并不能有助于区分这两种政策的不同影响。因此本文只是简单地按照出生年份组将样本分期，讨论教育代际流动性在不同时期上的表现特征，并未将这种特征进一步与教育扩张政策的阶段性变动相联系。

教育的标准化惯性率通常高于“父亲—子女”；而非标准化惯性率则相反。这导致教育扩张效应对“母亲—子女”教育惯性率的影响幅度，在各出生年份组中大于对“父亲—子女”教育惯性率的影响。

图 4.1 和图 4.2 所分别给出的“父亲—子女”和“母亲—子女”教育代际向上流动率，也显示教育扩张具有增强教育代际流动的效应。这里的教育扩张定义为，基于非标准化转换矩阵计算得到的向上流动率减去标准化转换矩阵的向上流动率。标准化的教育代际向上流动率尽管比较低，但在年轻的出生年份组中具有上升倾向。这导致教育扩张对于教育代际向上流动率的效应逐步下降。在任意出生组中，标准化教育代际向下流动率都大大高于非标准化教育代际向下流动率。后者在任意出生组中也非常低。图 5.1 和图 5.2 所分别给出的“父亲—子女”和“母亲—子女”教育代际向下流动率同样表明，教育扩张具有增强教育代际流动的效应，教育扩张对于教育代际向下流动率的影响也在下降。

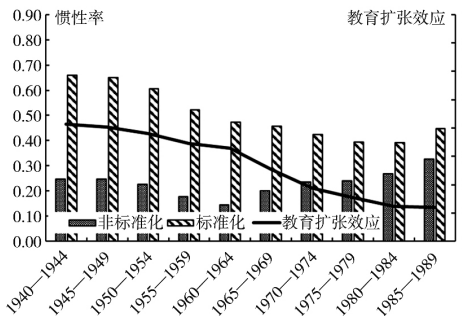


图 3.1 “父亲—子女”教育代际惯性率

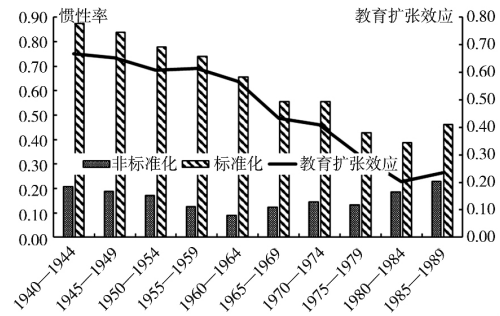


图 3.2 “母亲—子女”教育代际惯性率

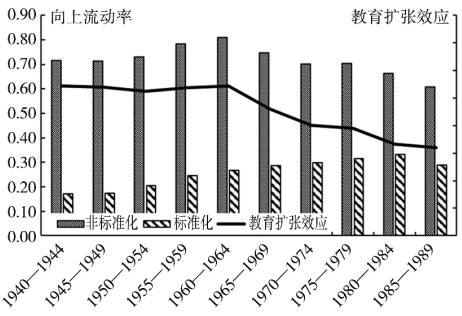


图 4.1 “父亲—子女”教育代际向上流动率

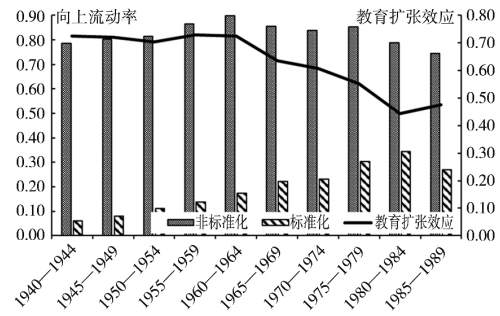


图 4.2 “母亲—子女”教育代际向上流动率

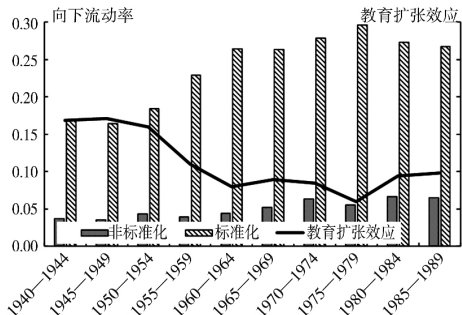


图 5.1 “父亲—子女”教育代际向下流动率

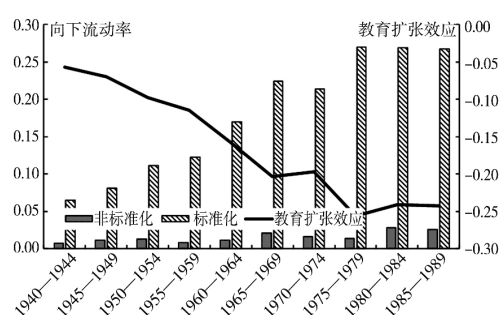


图 5.2 “母亲—子女”教育代际向下流动率

总 结

在 2013 年城乡住户调查数据的基础上, 本文讨论了我国居民的教育代际流动性特征。无论是父母与子女的受教育程度差异, 还是不同出生组子女的受教育年限变化, 都表明我国居民教育出现了大幅度的扩张。总体而言, 教育扩张提高了教育代际流动性, 但这种影响在不同家庭中存在非常明显的差异。例如, 中小学阶段的教育扩张, 使得父母受教育程度较低子女更易于从中受益; 而高等教育阶段的扩张, 则使父母受教育程度较高家庭中的子女受益更多。前者意味着, 基础教育扩张对于提高教育代际流动性具有促进作用; 后者说明, 目前情形下的高等教育扩张, 很有可能降低教育的代际流动性。高等教育扩张的受益分布, 还具有明显的城乡差异性。城镇子女从高等教育扩张中的受益更为明显, 成为高等教育扩张中的主要受益者; 而农村子女从高等教育扩张中的受益则极其微弱。值得欣慰的是, 教育流动性与教育扩张效应的性别差异不甚明显。

我国教育流动性下降的倾向, 在相当大程度上被教育扩张效应所抵消。然而, 从不同出生组的教育流动性变化特征来看, 教育扩张对于教育代际流动性的影响在逐步下降。这也意味着, 一旦教育扩张的势头减缓, 教育代际流动性下降的问题将更为突出。基础教育扩张与高等教育扩张对于不同人群所导致的获益差异, 可能具有比较重要的政策意义。这种差异可能源于两种途径。首先, 我国基础教育的扩张, 更为强调政府的筹资责任; 而高等教育的扩张, 则是以更“市场化”的方式进行的。后者显然将加剧家庭的经济负担, 受教育程度较低的家庭、农村家庭可能因为融资约束, 难以从高等教育扩张中获益。其次, 由于我国高等院校招生仍以考试录取为主要形式, 这可能导致高等教育扩张中的人群获益差异, 体现为教育质量差异的综合效应。受教育程度较低家庭、农村家庭从基础教育扩张中的获益, 可能仅仅表现为教育“数量扩张”的结果。这种数量扩张并没有为他们在进一步的高等教育扩张中, 获得更高的收益。这意味着, 缓解弱势群体接受高等教育的资金约束, 提高基础教育阶段的“教育质量均等化”, 将成为提高教育“循环流动性”的重要因素。

党的十九大报告强调, 要“推进教育公平”, 特别是“高度重视农村义务教育”, 并对教育程度提出了明确要求, “使绝大多数城乡新增劳动力接受高中阶段教育、更多接受高等教育”。^① 这将有助于缩小教育扩张过程中的城乡受益机会差异, 特别是使农村人群从高等教育扩张中获得更多的受教育机会。《国家教育事业发展规划“十三五”规划》也强调教育的均衡发展, 把“教育发展成果更公平地惠及全民”作为教育改革的重要目标, 明确提出要“扩大农村贫困地区学生接受

^① 《中国共产党第十九次全国代表大会文件汇编》, 第 37 页。

高等教育机会”。^① 本文的经验结果在一定程度上呼应了这一要求。这需要实施偏向于农村的教育政策，以便降低教育代际传递机制所造成的不利影响。

进一步深入推进教育体制改革，加速我国教育的现代化进程已被决策者提到重要议事日程，制订中的《中国教育现代化 2030》必将对我国教育发展产生深远影响。教育的现代化不仅应注重教育机会的普遍增长、教育质量的进一步提高、教育结构更加切合经济发展需求，就本文的研究而言，更为重要的是，这种教育的“现代化”进程应当均衡地惠及不同的社会基层群体，让来自不同家庭背景的孩子在“教育现代化”进程中，获得平等的受教育机会。应当注意到，普遍的、总体的教育现代化，未必能够保障教育现代化的均衡发展。为此，需要在政策上有意识地促进统筹城乡义务教育一体化发展，改善农村地区、贫困地区义务教育办学条件，保障进城务工人员子女平等的受教育机会，通过基础教育质量的改善和教育经费分摊机制的优化，提高弱势群体家庭子女受高等教育的机会。这对于解决教育发展不平衡不充分的矛盾，促进“均衡”的教育现代化将具有重要意义。

习近平指出，“我国还是世界上最大的发展中国家，还处在社会主义初级阶段，各种教育资源历史积累不足，地区之间教育发展不平衡，教育总体条件还不是很理想，教师特别是基层教师收入总体水平不高，办学条件标准不高，教育管理水平和提高”，因此，必须“坚持把教育放在优先发展的战略位置，继续大力推动教育改革发展”。^② 目前，“不少贫困家庭子女受教育程度同普通家庭的差距在扩大”，“教育是阻断贫困代际传递的治本之策”，“教育公平是社会公平的重要基础，要不断促进教育发展成果更多更公平惠及全体人民，以教育公平促进社会公平正义”，“让亿万孩子同在蓝天下共享优质教育、通过知识改变命运”。^③ 联合国教科文组织于2015年11月发布的《教育 2030 行动框架》提出，“教育是一项基本人权和适应性权利”，“教育是一项公益性事业”，“国家是责任的主体”，作为七项目标之一，“到2030年，确保所有人负担得起优质的职业技术教育和高等教育”。^④ 中国是世界人口最多的发展中大国，迈入新时代的中国特色社会主义，应当为促进人类教育事业的公平发展作出更大贡献。

〔责任编辑：许健康〕

① 《国务院关于印发国家教育事业发展“十三五”规划的通知》（国发〔2017〕4号），2017年1月19日，http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-01/19/content__5161341.htm，2017年11月10日。

② 中共中央文献研究室编：《习近平关于社会主义社会建设论述摘编》，第50、50—51页。

③ 中共中央文献研究室编：《习近平关于社会主义社会建设论述摘编》，第54、58、53页。

④ 《联合国教科文组织发布“教育 2030 行动框架”——描画全球未来教育的模样》，《中国教育报》2015年11月16日。

to educational development, but the father makes a greater contribution to the development of children's social psychology. In addition, the distribution of family structure shows marked group heterogeneity, with more non-two parent families coming from groups with lower socioeconomic status. Because the development of adolescents is closely related to their socioeconomic status in adulthood, the negative impact on children's development of lack of parental care should be heeded by academics and policy researchers.

(6) Educational Expansion and Intergenerational Educational Mobility

Luo Chuliang and Liu Xiaoxia • 121 •

On the basis of the 2013 Chinese Residents' Incomes Survey, we analyze intergenerational educational mobility and the distribution of benefits among different groups in the course of educational expansion. In general, educational expansion has raised educational mobility, reduced the possibility of downward intergenerational educational mobility, and increased the possibility of upward intergenerational mobility. However, the degree to which different families have benefited from the expansion of education is closely related to the urban-rural gap and the level of parental education. The expansion of basic education has been more advantageous to the children of less educated parents, whereas the expansion of higher education has made a greater contribution to children in families with higher levels of parental education and to urban children. In terms of changes in intergenerational mobility among different cohorts, the effect of educational expansion on raising education mobility is gradually decreasing. If, therefore, we are to promote the balanced development of educational modernization and build a nation that is an educational power, we need to make active adjustments at the policy level.

(7) Demand for Coal in Current Chinese Economic Development

Lin Boqiang and Wu Wei • 141 •

In the new normal of China's economy, the growth of demand for coal and economic growth have diverged. Our analysis employs a dynamic input-output model, establishing a framework for analyzing the relationship between economic change and demand for coal, and taking into account the impact of technological progress and changes in coal quality and in the power supply structure on demand for coal. As our findings show, the volatility of the capital formation cycle is the main cause of the changing demand for coal, and once capital formation picks up, demand for coal will rebound. Incorporating different constraints, we further estimate the linked changes in future energy structural adjustment, environmental management, changes in industrial structure and carbon dioxide emissions. This indicates that we

• 207 •