

子代受教育程度与代际收入流动性

——基于中国家庭居民收入的实证研究

南京大学商学院 李龙杰

厦门大学经济学院 李梦玲 李嘉楠*

本文利用中国居民家庭收入调研(CHIP)2013年的城乡家庭和个人数据,立足代际收入流动的基本框架,探讨了子代受教育程度是否对代际收入流动性有显著性影响。实证结果表明:目前中国的代际收入流动性还比较低,且子女受教育程度能有效降低代际收入弹性,提高代际间的收入流动性,促进社会更加公平。鉴于教育对代际收入流动性有显著性作用,政府有必要合理分配教育资源,加大公共教育支出以促进教育公平,缩小收入差距,提高代际收入流动性。

1. 引言

在过去的三十多年中,我国在经济增长方面取得了举世瞩目的成就,但是在一部分人富裕起来的同时,也伴随着收入分配不公平以及贫困差距不断扩大等诸多问题。收入是否平等是衡量一个国家经济是否健康平稳发展的重要指标,目前我国已经进入中等收入国家行列,但是收入差距不断扩大的问题已经严重威胁经济的健康发展,如何跨越中等收入陷阱是我国未来几年发展不可避免的问题。

收入不平等有两种度量方式,分别是横向的收入不平等和纵向的收入不平等。

横向收入不平等是一代人内的收入上的不平等,可用基尼系数进行度量。基尼系数描述的是静态某一时点的收入分配差异指标。据国家统计局数据显示,2016年中国基尼系数高达0.465,然而根据一些大规模家户调查则显示出我国的基尼系数比官方数据要高出很多,如甘犁(2012)计算我国2010年居民收入分配的基尼系数高达0.61,远远高出国家统计局2012年首次公开的基尼系数0.474。从基尼系数方面看,中国的收入不平等不仅高于大部分发展中国家,还超过了美国、英国等发达国家。

从纵向收入不平等方面看,代际间的收入公平常用代际收入流动性来衡量。代际收入流动性是社会中长期(通常是几代间)的收入变化情况,通常表示子女的收入和父母收入之间的相关程度。代际收入流动性大小常用代际收入弹性来度量,该弹性越大,则表明子代收入对父代收入的依赖程度越高,代际收入流动性就越低^①。代际收入流动性越低表示子代的收入很

* 李龙杰获厦门大学经济学院经济学学士学位,现为南京大学商学院研究生,作者电子邮箱为:longztt@163.com。李梦玲现为厦门大学经济学院与王亚南经济研究院助理教授,作者电子邮箱为:menglingli@xmu.edu.cn。李嘉楠获诺丁汉大学经济学博士学位,现为厦门大学经济学院助理教授,作者电子邮箱为:lilan666@hotmail.com。

① 代际收入弹性和代际收入流动性相反,如代收收入弹性为 a ,则代际收入流动性为 $1-a$ 。

大程度上依赖于父代财富收入这一先天因素,子代本身的教育程度等后天因素对收入的影响越小,那么社会的流动性越低。社会流动性低,社会的底层就很难有上升的空间和机会,也丧失了为了后代更好努力工作的动机,社会就越发的不平等,社会阶层固定化对社会稳定和经济长期健康发展造成巨大危害。

本文主要考虑代际收入流动性这个变量。基尼系数是一个静态的变量,衡量一个时点的收入差距,而代际收入弹性常常用来反映代际收入流动性的强弱,是动态方面的收入差距。之所以用代际收入流动性来衡量收入公平,是因为它更能体现:一个人的收入更多的是靠自身的努力,而不是取决于父亲的收入。

关于中国代际收入弹性的文献表明,我国的代际收入流动性不断降低。王海港(2005)基于中国社会科学院城乡居民收入的调查数据,估算出 1988 年和 1995 年我国城镇居民的代际收入弹性分别为 0.384 和 0.424,中国社会的收入流动性在下降。改革开放提高了城镇居民的收入水平,但也拉大了他们的收入差距。何石军和黄桂田(2013)对我国的居民 1989-2009 年的代际收入弹性进行估算,我国代际收入流动性大体上呈上升趋势,但是依然低于大部分国家。无论是从基尼系数还是代际收入弹性,都表明我国存在收入差距扩大、社会流动性降低的问题。正是由于代际收入传递性不断加强,社会上才出现越来越多的“富二代”、“贫二代”等“二代”现象,因此,如何增强代际收入流动性也就成为众多学者研究的重点。

收入差距不断扩大,拥有更多经济资本的家庭可以给子女提供更多物质上的支持,比如给予更多的人力资本投资,或是利用自身的社会关系网为子女提供更好的工作,这些都会使得富裕家庭的子女有比较明显的资源优势,他们有更多的机会接受高等教育,从事收入更高的职业。据媒体报道,2016 年北大新生中农村学生仅占 16.3%。在我们传统观念,教育是“寒门弟子”晋升的最重要的途径。但是,在二十一世纪的今天,教育是否还能更好的促进社会流动性,还是使贫者越贫、富者更富?基于此,本文着重探讨教育对代际收入的影响。

本文利用中国家庭居民收入调研(CHIP)2013 年的城镇和农村家庭的调查数据,主要是立足代际收入流动的基本框架,借鉴孙三百等(2012)的方法,通过加入教育与父亲收入对数的交互项,研究对子代受教育程度是否对代际收入流动有显著性影响。同时还加入子女性别、健康、父亲户口、父亲职业等控制变量,并估计教育对代际收入弹性的影响。实证结果表明:目前中国的代际收入流动性还比较低,且城镇居民的代际收入流动性低于农村。子女受教育程度能有效降低代际收入弹性,当子女受教育年限每增加一年,代际收入弹性可以下降 0.012,也就是说,教育可以提高代际收入流动性,促进社会公平。

本文的剩余部分安排如下:第二部分从不同方面对国内外的相关文献进行介绍;第三部分介绍文章所采用的模型方法、变量与数据设定;第四部分是本文的实证分析;第五部分为结论和建议。

2. 文献综述

目前关于代际收入流动的研究主要集中于估计代际收入弹性、代际收入流动变化趋势和传递机制等方面。国外关于代际之间收入流动的研究最早始于 Becker 和 Tomes(1979)。他们建立了关于代际间收入传递机制的基本理论,认为父母将“先天禀赋”遗传给孩子和后天对子女的非人力资本与人力资本投资,二者都会对子女的收入产生影响。其中 Becker 主要探讨了后天的人力资本投资对子女收入的重要性,通过教育可以将家庭的优势资源向下一代传递,

家庭富有的子女相对于贫困家庭能够得到更多的人力资本投资,教育资源的不平等可能会造成社会代际流动性降低。之后, Solon(1992) 研究发现增加公共教育的财政支出能有效地降低代际收入弹性。Solon(2004) 后来实证研究发现: 家庭背景优越能给子女提供更好的教育, 同时父母的收入对子女的性格特征(比如耐心、细致) 养成有显著影响, 良好的教育和优秀的性格能提高劳动效率, 从而会使得子女从而能获得更高的收入。Eide 和 Showalter(1999) 基于美国 PSID(The Panel Study of Income Dynamics) 数据库将子女的受教育年限带入 Becker 的代际弹性估计方程, 代际收入弹性降低了 50%, 说明教育在代际收入传递机制中发挥着十分重要的作用。还有一些学者研究集中于比较不同的收入群体、不同时期、不同发达程度的国家的代际收入流动情况(例如 Mayer 2002; Maoz, 1999)。也有学者发现, 性别对代际收入弹性也有着影响, Bjorklund 和 Jantti(1997) 发现儿子在代际收入的传递过程中受到的影响要大于女儿。

国内学者采用大量微观数据对中国的代际收入流动性问题进行深入研究。陈杰等(2016) 对农村居民代际收入传递机制进行分析, 发现: 子女受教育年限是促进代际流动性的最重要原因, 但是父代的社会资本在农村代际收入传递中也发挥着重要作用。李力行和周广肃(2014) 认为: 如果家庭存在借贷约束就会使得底层家庭无力对子女进行人力资本投资, 富裕的家庭不受借贷约束的影响能对子女进行最优的人力资本投资, 从而家庭借贷会提高居民代际收入和教育弹性, 降低社会流动性。元寿伟(2016) 实证检验出生于 1949-1990 年的男性代际收入传递在总体上不断增强, 并通过教育作用机制进行分解, 表明家庭环境的不同导致子女受教育程度的差异是影响代际收入流动的重要原因; 随着国民教育水平的提高, 较高教育水平导致的收入水平会增加。徐俊武和张月(2015) 基于 Solon 基本线性模型, 研究子代的受教育程度对代际收入流动性的影响, 结果表明: 子代的受教育程度对代际收入流动性有显著影响, 随着受教育程度的提高, 子代对父代收入的依赖性越小, 代际间收入流动性也越高。孙三百等(2012) 将人口迁移代入代际收入弹性估算方程, 研究劳动力迁移对代际收入流动的影响, 结果表明: 教育是最重要的代际收入传递路径, 而劳动迁移可以通过增加就业机会强化这一影响。也有其他学者对代际流动性的其他方面进行研究。周兴和张鹏(2014) 使用中国综合社会调查(CGSS) 的数据对中国城乡家庭代际间的收入流动与职业流动展开实证分析, 认为: 城镇相比农村代际之间的职业流动性更低, 父辈的职业特征对子女的职业选择与收入有显著影响。上述文献大多将研究集中于代际收入弹性的估计和代际收入流动性趋势变化, 以及代际收入的传递作用机制和影响因素进行分析。本文从子女受教育年限的角度出发, 采用加入子代受教育程度和父亲收入对数交互项的方法, 来探讨教育对代际收入流动性的影响, 同时进一步将样本分为城镇和农村, 分析城乡不同的环境教育对代际收入流动性影响的异同。

综上所述, 教育是决定子女收入水平的重要因素之一, 且代际收入流动性有一定的作用; 而现有研究关于教育对代际收入流动性的文献较少, 虽然徐俊武和张月(2015) 得出教育对代际收入流动性有显著影响, 但是控制变量选取过少; 陈杰等(2016) 重点研究农村样本。故本文加入更多的控制变量, 并加入交互项, 试图探讨教育对代际收入流动性的影响。子女的受教育水平会受到家庭环境、父母收入水平的影响。那么, 在家庭背景存在较大不同的情况下, 教育水平到底是会缓解社会流动性, 还是会导致更加严重的社会流动性问题? 为回答这个问题, 在我国代际收入流动性不断减弱的趋势下, 开展对受教育程度与代际收入流动性的研究是必要的。

3. 数据与模型

3.1 数据描述

3.1.1 数据简介

本文数据来源于中国居民收入调查(China Institute For Income Distribution, CHIP) 2013 年城市和农村的数据库。CHIP(2013)是在国家统计局的协助下,由北京师范大学中外专家共同收集的有关中国城乡家庭和个人收入和支出等方面的数据,按照东、中、西分层,根据采取系统抽样方法得到样本。样本覆盖 15 个省份的 126 个城市和 234 个县,其中包括 7175 户城镇家庭和 11013 户农村家庭。样本数据包括家庭、住户个人层面的收入、支出、资产、就业等基本信息。CHIP 数据库在经济和社会等方面具有较好的代表性,并且含有详细丰富的社会人口学特征和家庭资产等信息。

3.1.2 变量设定

本文采用的是“父亲—子女”的配对方式,这是因为大多数年纪较大的女性工资收入不如男性,且主要从事家庭工作,其收入等数据不能真实反映家庭的社会特征。此外,有研究表明,弟弟妹妹的成长受年长哥哥姐姐的影响很大,故本文只考虑每个家庭最年长的子女。本文所指的“收入”由个人的年工资性收入确定,由于个人的持久性收入不可直接得到,以往的学者常采用的方法是用某一年或多年的平均收入代替持久性收入,本文使用的是 2013 年的个人工资性收入。一般来说,个人的收入水平受到年龄影响,根据生命周期理论,我们知道个人一生的收入呈现出倒“U”型,在中年达到最高水平,故以往的研究在控制变量中添加父亲和儿子的年龄及年龄的平方项来解决因收入度量导致的偏误。同时,为了方便计算代际收入弹性,我们将父亲与子女的收入都做取对数处理。最后我们对样本年收入水平限定在 6500 元以上^①。

其次,子代的受教育水平用受到的正规教育年限来衡量,虽然工资水平受到广义教育的影响,广义的教育不仅包括受到的教育年限,还有培训、学到的知识技能等,但是考虑到数据的可获得性,本文选取子代受到的教育年限来衡量其受教育程度。

关于年龄变量的处理,本文认为子女的年龄应该年满 22 周岁,22 岁一般身心已经成熟,且已经参加的工作并有稳定的收入来源,其收入具有一定的代表性,故我们选择的子代样本为已经参加工作并且有了收入的年满 22 周岁的人群。对于父亲的年龄,我们认为农村的男性大多没有退休工资且年老后劳动能力严重下降,他们的收入可能比较微薄,故我们将父亲的年龄限制在国家退休年龄 60 周岁以下。因此我们将年龄限制在 22-60 岁之间。

其他控制变量包括:子女的性别、子女的健康状况、父亲的户口、父亲的职业类型和地区。子女的性别、健康对收入有一定影响,而父亲的户口、父亲的职业类型作为家庭的社会特征,地区分为东中西部,以控制由于地区差异导致的偏误。

在选定变量的基础上,将数据进行合并和筛选,以每个家庭的编号为基准,把父亲和子女的信息进行整合,在数据的整理中,删除父亲和儿子样本中收入、子代教育等变量有缺失值以

^① 由于全国最低的月工资水平每个省份不一致,故本文采用全国最低的最低工资水平 870 元,样本中工作时间平均 7.4 月,故将收入限定在 6500 以上(7.4×870)。

及异常值(如教育年限为负)的样本,最终获得本文所用的父子配对样本共 2064 对。本文使用的变量定义如表 1 所示:

表 1 各变量的定义

变量名称	定义
子女收入对数值	子女的收入取对数
父亲收入对数值	父亲的收入取对数
受教育年限	子女受到的正规教育年数
子女年龄	子女的年龄
子女年龄平方	子女的年龄取平方
父亲年龄	父亲年龄
父亲年龄平方	父亲的年龄取平方
子女性别	男性取值为 1,女性取值为 0
子女健康状况	健康取值为 1,一般为 0,不健康取为-1
父亲户口	城镇取值为 1;农村为 0
父亲职业	父亲为普通务工人员、农民取值为 1;普通技术人员和白领为 2;国企、政府负责人和高级技术人员取值为 3
地区	西部地区取值为 1,中部地区为 2,东部地区为 3

3.2 描述性统计

表 2 是对各个变量的统计结果,从中可以看出子女收入对数值的平均数、标准差、最大值和最小值和父亲收入对数值都比较接近,则说明父亲和子代的收入都有代表性,没有异常值。同时,平均教育年限只有 11.7 年(高中)说明大部分人的教育水平较高,都已完成义务教育,每个家庭都比较注重子女的教育程度;但教育的标准差偏大,说明教育差异性明显;还有一部分是文盲教育程度。子女性别平均数有 0.74,说明男性的比例明显高于女性;父亲的户口平均数为 0.31,说明在本文的样本中,农村样本比例明显高于城镇,城镇比例仅有 31%。

表 2 变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
子女收入对数值	2064	10.24	0.52	8.8	13.59
父亲收入对数值	2064	10.18	0.59	8.85	13.99
受教育年限	2064	11.7	3.13	0	21
子女年龄	2064	26	3.12	22	41
子女年龄平方	2064	386	171.8	484	1681
父亲年龄	2064	51	4.37	40	60
父亲年龄平方	2064	2674	455.33	1600	3600
子女性别	2064	0.74	0.44	0	1
子女健康状况	2064	0.92	0.28	-1	1
父亲户口	2064	0.31	0.47	0	1

续表

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
父亲职业	2064	1.31	0.61	1	3
地区	2064	2.26	0.72	1	3

表 3 分别总结了城市与农村样本各变量的统计结果,通过对比可以看出:城镇子代和父代的收入水平从各个方面都明显高于农村的收入水平,但城镇收入的标准差大于农村,说明城镇的收入差距更大。城镇样本子代的平均受教育年限比农村多 3 年左右,城镇子代的教育程度更高,且城镇父亲的职业类型明显优于农村,能为子代带来更多的社会资本。从以上分析我们可以看出:无论是父亲的收入、工作类型还是教育程度,都可能使得城镇家庭子代的成长环境明显优于农村的孩子,这些因素可能会造成城镇的子代收入明显高于农村出身的孩子。但是鉴于城镇父亲收入与工作类型的标准差大于农村,农村出身的子代可能成长环境更加公平,可能教育对农村子代的收入影响更大,教育回报率更高。

表 3 城市与农村各变量的描述性统计

	变量	样本数	平均数	标准差	最小值	最大值
城市	子女收入对数值	681	10.29	0.54	8.85	13.59
	父亲收入对数值	681	10.43	0.57	8.12	13.99
	受教育年限	681	13.58	2.71	0	21
	子女年龄	681	26	2.87	22	38
	子女年龄平方	681	676	157.36	484	1444
	父亲年龄	681	52	4	40	60
	父亲年龄平方	681	2704	419.64	1600	3600
	子女性别	681	0.64	0.48	0	1
	子女健康状况	681	0.91	0.28	-1	1
	父亲职业	681	1.4	0.67	1	3
农村	子女收入对数值	1383	10.21	0.51	8.8	12.28
	父亲收入对数值	1383	10.07	0.5	8.01	12.83
	受教育年限	1383	10.77	2.81	0	19
	子女年龄	1383	25	3.22	22	41
	子女年龄平方	1383	625	178.62	484	1681
	父亲年龄	1383	51	4.52	40	60
	父亲年龄平方	1383	2601	471.05	1600	3600
	子女性别	1383	0.79	0.4	0	1
	子女健康状况	1383	0.93	0.27	-1	1
	父亲职业	1383	1.26	0.51	1	3

4. 回归结果及分析

4.1 模型设定

Becker 和 Tomes(1979) 开创关于代际收入流动性的经典理论后, 经济学对代际收入流动性的研究(何石军和黄桂田 2013) 大多基于子代收入对父代收入的基本回归方程:

$$\ln y_1 = \rho \ln y_0 + \varepsilon$$

上式方程中 y_1 表示子代持久性收入, y_0 表示父代持久性收入, ρ 表示父代的持久性收入对子代持久性收入的影响, 也就是代际收入弹性系数——文献通常使用代际收入弹性来衡量代际收入流动性的大小: 代际收入弹性越大, 则子代收入受到家庭收入的影响也就越大; 代际收入流动性就越低, 二者是相反关系。但是在学术研究中, 持久性收入一般很难直接取得, 故学者们一般用某一单年收入作为持久性收入的替代, 同时在方程中加入年龄和年龄的平方项进行调整; 同时除了父代收入对子代收入有影响之外, 还需要控制其他变量。一般来说, 中国有着“重男轻女”的传统观念, 尤其是在农村地区, 所以有必要加入性别这一变量。健康对子女收入也存在一定程度上的影响, 所以加上控制健康这一变量。另外, 本文还控制了父亲的户口所在地和父亲的职业类型等变量, 即考虑到城镇、农村不同的教育、成长环境对子女收入有比较大的影响。用父亲的职业类型来衡量家庭社会资本, 一般来说父亲为政府、国企、高级技术、白领人员, 子女的生活环境更好, 且能为子女带来更好的社会资本, 故采用子女性别、健康、父亲的户口所在地和父亲的职业类型做控制变量。综上, 本文调整后的模型如下:

$$\ln Y_{child_i} = \alpha + \beta \ln Y_{father_i} + \gamma edu_i + \delta \ln Y_{father_i} * edu_i + \eta age_i + u_i \quad (1)$$

$$\ln Y_{child_i} = \alpha + \beta \ln Y_{father_i} + \gamma edu_i + \delta \ln Y_{father_i} * edu_i + \eta age_i + \theta Z_i + u_i \quad (2)$$

age_i 包括父亲和子女的年龄和年龄的平方项, $\ln Y_{father_i} * edu_i$ 为父亲收入对数值和子代受教育年限的交互项, 控制变量 Z_i 包括子女的性别、子女的健康状况、父亲的职业类型、父亲的户口所在地和地区。

为了研究子代受教育程度对代际收入流动性的影响, 本文先用不含有控制变量的模型, 即方程(1)得到的交互项系数 δ 是否显著, 若交互项系数 δ 是显著的, 则可以表明有交互作用, 即受教育程度每增加一年对代际收入流动性有影响。如果父亲收入对数值与子代受教育年限的交互项系数 δ 显著为正, 则表明受教育程度能增强父亲收入对子代收入的作用, 代际收入弹性会增加, 代际收入流动性降低; 如果显著为负, 则教育可以减少父亲收入对子代收入的影响程度, 增加代际收入流动性。然后再加入控制变量后交互项的系数 δ 是否依然具有显著性。加入交互项研究教育对代际收入流动性的影响主要是参考孙三百等(2012)通过加入交互项研究劳动力迁移对代际收入流动性影响。加入交互项并且系数显著则表明不同教育程度的子代样本的代际收入弹性存在明显差异, 教育对代际收入流动性有影响。同时子代教育和父亲收入可能存在比较强的相关性, 通过计算父亲的收入和受子代教育年限之间的相关系数为 0.27, 相关性较弱, 故可以认为子代教育和父亲收入之间不具有高度的相关性。

4.2 回归结果分析

我们将上述模型进行 OLS 回归, 回归结果详见表 3。

第(1)列是没有加入控制变量的回归结果, 第(2)列加入子女的性别、健康、父亲的户口是否是城镇、父亲的职业类型等控制变量, 通过尽可能加入控制变量来减少内生性问题。从表 3

父亲收入对数值与子代受教育程度的交互项系数可以看出教育具有降低代际收入弹性的显著性影响。

具体而言,从第(1)列可以看出,在没有考虑控制变量的情况下,代际收入弹性为 0.381,代际收入弹性相对其他学者的研究较低(孙三百等 2012)。教育对子代的收入有显著的正向影响,子代受教育年限每增加一年,收入水平增长 14.5%,同时父亲的收入对数值与子代受教育年限的交互项系数为-0.012,显著为负,表明子代受教育年限对代际收入弹性有显著性的降低作用,子女受教育年限每增加一年,代际收入弹性降低 0.012,受教育年限越长,代际收入弹性降低越明显,子代收入对父亲收入的依赖程度就越低,代际收入流动性就越高。加入控制变量后的结果在第(2)列中显示,其中代际收入弹性与交互项系数基本没有明显变化,说明教育确实可以降低代际收入弹性,其结果是显著稳健的。模型中父亲与子代年龄、年龄的平方项仅仅是为了控制某一年的收入与持久性收入不一致带来的偏误,故不考虑年龄变量是否显著。

继而看控制变量对子代收入水平的影响。子代的性别、健康显著为正,故一般子代为男性的收入水平高于女性,身心健康对子代收入有显著的影响,同时父亲的职业类型对子代收入也有影响,父亲的职业为国企政府负责人、高级白领和高级工程师,子代可能有更好的社会资本,社会关系更广,能为子代带来更好的就业机会,收入就越高。最后,父亲的户口所在地是显著为负的,这与我们的观念可能不符,故下文对城镇、农村样本分别进行回归。

表 4 全样本回归结果

	被解释变量: 子代收入对数值	
	(1)	(2)
父亲收入对数值	0.381 ^{***} (0.07)	0.380 ^{***} (0.06)
子女受教育年限	0.145 ^{**} (0.05)	0.144 ^{**} (0.05)
父亲收入对数×子女受教育年限	-0.012 ^{**} (0.005)	-0.012 ^{**} (0.005)
子女年龄	0.134 ^{***} (0.0009)	0.132 ^{***} (0.13)
子女年龄平方	-0.001 ^{**} (0.06)	-0.017 (0.009)
父亲年龄	-0.025 (0.005)	-0.016 (0.03)
父亲年龄平方	0.0003 (0.0005)	0.0002 (0.0005)
子女性别		0.109 ^{**} (0.25)
子女健康状况		0.063 [*] (0.37)
父亲职业		0.056 ^{***} (0.25)
父亲户口		-0.06 ^{**} (0.02)

续表

	被解释变量: 子代收入对数值	
	(1)	(2)
地区		0.044 ** (0.015)
常数项	4.307 *** (1.62)	3.954 ** (1.61)
R 平方	0.153	0.172
样本数	2064	2064

注: 括号内为标准误 ***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%下的显著水平。

表 4 显示了城镇和农村样本的回归结果。第(1)列是城镇样本的回归结果, 城镇居民的代际收入弹性为 0.52, 相比全样本代际收入弹性明显变大, 子代收入对父亲收入的依赖程度较强。然而在城镇样本中, 父亲的收入对数值与子代受教育年限的交互项系数显著性降低, 即交互作用不明显, 表明在城镇中, 教育在降低代际收入弹性方面没有显著性的影响。可能是由于城镇的代际收入弹性比较高, 子代收入的多少主要依靠父亲收入的大小, 子代受教育程度不能显著地改变父亲收入对子代收入的影响。相比城镇, 农村的代际收入弹性明显较低, 且父亲的收入对数值与子代受教育年限的交互项系数显著为负, 有交互作用。农村子代的受教育年限能有效降低代际收入弹性, 说明在教育在农村依然是降低代际收入弹性, 提高代际收入流动性的重要途径。在城镇中, 父亲的职业对子代收入影响是显著性的, 可在农村中, 父亲的职业对子代收入没有显著性影响, 其中的原因可能是: 在城镇中父亲的工作较好, 能为子代带来更好的社会资本、工作机会等, 故对子代收入有显著性的影响; 但是在农村样本中, 父亲大多从事于劳动力型工作, 对子代的收入没有太多的作用, 不能显著地解释子代的收入。

通过以上分析, 我们可以做出这样的回答, 即: 在全样本中, 父亲的户口对子代收入有负显著性作用; 城镇样本中子代收入更低可能的原因是, 在城镇中, 收入差距大, 代际收入弹性较高, 子代的收入主要依赖父亲收入的多少, 且教育在降低代际收入弹性的作用显著性不高, 故代际收入流动性较低。在城镇中收入较低家庭的子女不能有效地通过教育改变低收入家庭的命运, 而且, 城镇中的低收入家庭占比较大。

表 4 城镇和农村样本分别回归结果

	被解释变量: 子代收入对数值			
	城镇		农村	
	(1)	(2)	(1)	(2)
父亲收入对数值	0.528 *** (0.16)	0.534 *** (0.16)	0.402 *** (0.08)	0.436 *** (0.08)
子女受教育年限	0.214 ** (0.12)	0.223 * (0.12)	0.202 *** (0.07)	0.220 *** (0.07)
父亲收入对数× 子女受教育年限	-0.018 (0.11)	-0.020 * (0.01)	-0.017 ** (0.007)	-0.019 *** (0.007)
子女年龄	0.267 ** (0.1)	0.28 *** (0.1)	0.086 (0.01)	0.073 (0.05)

续表

	被解释变量: 子代收入对数值			
	城镇		农村	
	(1)	(2)	(1)	(2)
子女年龄平方	-0.004 (0.001)	-0.004 (0.001)	-0.001 (0.06)	-0.0008 (0.001)
父亲年龄	-0.05 (0.11)	-0.064 (0.12)	0.001 (0.06)	0.002 (0.06)
父亲年龄平方	0.0005 (0.001)	0.0007 (0.001)	0.0009 (0.0006)	0.0007 (0.0006)
子女性别		0.091** (0.4)		0.125*** (0.032)
子女健康状况		0.069 (0.07)		0.063 (0.045)
父亲职业		0.106*** (0.03)		0.024 (0.02)
地区		0.073*** (0.025)		0.025 (0.018)
常数项	1.53** (3.43)	1.72* (3.39)	3.8** (1.86)	3.7** (1.86)
R 平方	0.172	0.209	0.143	0.155
样本数	680	680	1384	1384

注: 括号内为标准误 ***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%下的显著水平。

而在农村样本中,子代可通过受教育年限增加来降低对父亲收入的依赖,改变家庭收入低的状况,因此城镇的子代收入相对于农村可能会更低。同时城镇与农村的代际收入弹性均高于 0.4,表明我国的代际收入流动性较低,社会收入不平等(陈杰等,2016)。

5. 结论与建议

中国经济迅速增长的同时,也面临着收入差距不断扩大、代际收入流动性低的风险,所以研究代际收入流动性的影响因素非常重要。本文立足于人力资本代际传递理论机制,主要研究子代受教育程度是否对代际收入流动性具有显著的影响。先采用不含有控制变量的模型,观察父亲收入的对数值与子代受教育年限的交互项系数是否显著,通过方程中交互项的系数是否显著来判断是否有交互作用,即受教育年限每增加一年是否对代际收入流动性有影响。然后看看加入控制变量后,交互项的系数是否依然显著。通过回归分析发现:教育对代际收入弹性有显著性的影响:受教育程度越高,受父亲收入的影响就越小,教育能有效改善代际收入流动性。同时对城镇、农村的样本分别进行回归,农村家庭子代更容易通过教育改善代际收入流动。

本文关于教育与代际收入流动性关系的论述,表明:要缩小贫困差距,降低代际收入流动性,就要进一步加大政府对公共教育的投资,贯彻落实义务教育,缓解低收入家庭对子女教育

投资的不足。同时要加强教育公平,减少富裕家庭为子女教育的寻租行为。政府在制定公共政策时,要对低收入家庭有所倾斜,要完善奖助学金体系,让更多的寒门学生有机会完成学业。同时要推进教育体制与劳动力市场改革,使受教育人才适应劳动力市场的需要。

参考文献:

- Case, A., Lubotsky, D. and Paxson, C., 2002, Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient, *American Economic Review* 92(5), 1308-1334.
- Becker, G. S. and Tomes, N., 1979, An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility, *Journal of Political Economy* 87(6), 1153-1189.
- Bjorklund, A. and Jantti, M., 1997, Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States, *American Economic Review* 87(5), 1009-1018.
- Eide, E. R. and Showalter, M. H., 1999, Factors Affecting the Transmission of Earnings across Generations: A Quantile Regression Approach, *Journal of Human Resources* 34(2), 253-267.
- Mayer, S. E., 2002, The Influence of Parental Income on Children's Outcomes, *Journal of Regional Science*, 329-351.
- Maoz, Y. D. and Moav, O., 1999, Intergenerational Mobility and the Process of Development, *Economic Journal* 109(458), 677-697.
- Solon, G., 1992, Intergenerational Income Mobility in the United States, *American Economic Review* 83, 393-408.
- Solon, G., 2004, A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place, *Generational Income Mobility in North America and Europe*, 38-47.
- 陈杰、苏群、周宁 2016, 农村居民代际收入流动性及传递机制分析,《中国农村经济》第3期, 36-52。
- 甘犁 2013, 来自中国家庭金融调查的收入差距研究,《经济资料译丛》第4期, 41-57。
- 何石军、黄桂田 2013, 中国社会的代际收入流动性趋势,《金融研究》第2期, 11-16。
- 李力行、周广 2014, 家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性,《经济学(季刊)》第10期, 44-52。
- 亓寿伟 2016, 中国代际收入传递趋势及教育在传递中的作用,《统计研究》第5期, 77-86。
- 孙三百、黄薇、洪俊杰 2012, 劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动角度,《经济研究》第5期, 147-159。
- 王海港 2005, 中国居民收入分配的代际流动,《经济科学》第2期, 18-25。
- 徐俊武、张月 2015, 子代受教育程度是如何影响代际收入流动性的? ——基于中国家庭收入调查的经验分析,《上海经济研究》第10期, 121-128。
- 周兴、张鹏 2014, 代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究,《经济学(季刊)》第1期, 65-82。