



**北京师范大学经济与工商管理学院  
工作论文（working paper）系列  
经济类 No. 45**

**杨娟、金俊锡：  
中国城镇居民代际收入流动性的变化趋势**

**2013年6月**

# 中国城镇居民代际收入流动性的变化趋势

**杨娟**

北京师范大学经济与工商管理学院/首都教育经济研究院,

北京市新街口外大街 19 号, 100875

邮箱: [yangjuan@bnu.edu.cn](mailto:yangjuan@bnu.edu.cn)

联系电话: 13717595214

**金俊锡**

北京师范大学经济与工商管理学院

北京市新街口外大街 19 号, 100875

# 中国城镇居民代际收入流动性的变化趋势<sup>1</sup>

**摘要:** 本文通过中国城镇住户调查数据库 1995 年、2002 年和 2007 年的数据,分析了代际收入流动性的变化趋势。在控制了暂时性收入冲击和同住性样本选择偏差后,我们发现,代际收入流动性呈现递增的趋势。81-87 年出生群体的代际流动性明显高于 74-80 年和 67-73 年出生组。父辈对男孩的影响大于女孩。此外,代际收入流动性在不同的收入组的分布和变化趋势也不同。低收入组的代际流动性递增趋势非常明显,81-87 年出生群体相比 67-73 年出生群体的代际收入弹性提高了近 70%。但中高收入组的代际流动性基本没有变化,特别是父亲对男孩的影响仍然十分显著。

**关键词:** 代际收入 收入不平等 代际流动性趋势

## 一、引言

随着改革开放的不断深化,市场经济的不断完善,居民的收入水平在近 20 年来有了显著的增长,但与此同时伴随着收入差距的不断扩大和收入不平等程度显著增加。经济学家估算的基尼系数从 80 年代的约 0.3 上升到 21 世纪初的 0.45 (Yue, et.al., 2008)已经超过了基尼系数的国际警戒线,成为世界上收入不平等程度较高的国家。过高的不平等程度促使许多经济学家开始研究什么因素造成的收入不平等。大部分学者从城乡差异,行业垄断,所有制结构,地区发展不均衡等几个角度进行分析,而对代际收入不平等的研究较少。Becker & Tomes(1979)曾指出代际收入的不平等是收入不平等问题的一个重要方面,因此政策制定者、经济学家和社会学家在关注收入差距扩大的同时需要考虑目前的收入不平等是否同时伴随着代际收入流动性的下降。

Solon(2004)在经典的代际传导机制的理论基础上解释了代际收入弹性为什么会随时间和地点的不同而有所变化。Solon 认为代际收入弹性取决于人力资本投资的回报率和代际收入轨迹的异质性(即子女的收入取决于父母基因的遗传和文化环境的培养),此外政府在儿童教育方面的投资也会影响到代际收入弹性。中国父母似乎比美国父母更具有“利他”的属性,他们愿意为子女的教育和生活等方面倾其所有,作为回报父母预期子女会在他们退休后赡养父母。随着经济发展和人们生活水平的提高,这种父辈与子辈的关系,正在悄悄地发生改变,研究不同年代群体的代际收入流动性,可以更好的了解经济发展水平提高后,代际收入流动有何变化?此外,改革开放前,中国收入差距非常小,人们的收入在很大程度上被挤压了,教育和职业也相对固化。只有很少一部分富余家庭的子女可以接受高等教育,大部分个体会子承父业,这都在很大程度上减弱了代际间的社会流动性。随着改革开发以及人们生活水平的提高,越来越多的群体通过接受高等教育,改变命运。企业有了较大的自主权,开始按照个体的劳动生产率发放工资,导致不同学历、不同能力群体的收入差距不断扩大。中国经历的这种收入差距不断扩大的变革,是否会影响到不同年代个体的代际收入流动性?

目前我国关于代际收入流动性的文章都试图用更加科学的方法,更正计算代际收入弹性时所出现的暂时性收入波动,生命周期偏差或测量误差等问题,但不同的学者根据不同的数据库估算出的结果差异很大,从最大的 0.611(何晓琦和邓晓岚, 2006)到最小的 0.294(韩军辉和龙志和, 2011)相差 2 倍多。笔者认为估算的代际收入弹性差别较大的一个重要原因是他们所使用的数据库样本量较小,造成较大的样本选择偏差。而样本的选择是否具有代表性

<sup>1</sup>本文是教育部人文社会科学青年基金项目“公共教育经费、教育机会平等和收入差距的经验研究”(12YJC790230)和中央高校基本科研业务费专项资金资助的中期研究成果。

对结果估计的准确性影响很大(Solon, 1992)。

此外, 现有的研究忽视了收入代际流动的因果关系。目前国际上研究收入代际流动性有一种新的趋势, 人们不再关心所计算的代际收入弹性有多准确而是更关注收入代际流动性由哪些因素决定(Black & Devereux, 2010)。本文将利用全国范围内较新的大样本数据库(中国入户调查数据库, CHIP), 并结合最新的研究方法, 估算一下改革开放这三十年, 我国城镇居民代际收入流动性的趋势有哪些变化?

本文主要由以下几个部分构成: 第二部分, 我们将对现有的文献进行梳理, 了解代际收入流动的最新进展和存在的问题; 第三部分, 对数据进行简单的介绍和统计描述; 第四部分, 陈述研究方法; 第五部分分析代际收入流动性的趋势; 最后得出结论。

## 二、代际收入流动的文献回顾

国外关于代际收入流动的文献可谓汗牛充栋, 从 Becker & Tomes(1979)提供了一个最基本的代际流动性的理论模型后, 许多经济学家和社会学家在此模型的基础上, 用实证数据分析了父辈收入的对数对子辈收入对数的影响。早期的研究通常应用父亲或孩子单一年份的收入替代父辈收入或子辈收入。Solon(1992)指出估算代际收入弹性中的父辈收入和子辈收入应为父(或子)辈的持久性收入或生命周期收入。单一年份的收入具有较大的短期收入冲击, 将会使估计值产生较大的向下的偏差。他提出可以通过在 OLS 的回归等式中加入父辈的年龄、年龄平方、子辈的年龄和年龄平方可以减缓一部分暂时性收入冲击所造成的偏差。此外还可以通过将单一年份的收入替换为若干年的平均收入或运用工具变量进一步更正暂时性收入偏差和测量误差。Solon(1992)所选择的工具变量是父亲的受教育年限, 他认为父亲的受教育年限与父亲单一年份的收入无关, 可以较好的控制暂时性收入偏差。根据美国动态收入面板数据(PSID)的经验分析结果显示父辈对子辈的代际收入弹性在 0.4 左右, 远远高于以前约 0.2 的估计值(例如 Behrman & Taubman, 1985)。Chadwick & Solon(2002)用此方法又进一步考察了家庭收入、妻子的收入对女儿收入的影响。他们发现父辈对女儿的影响略小于对儿子的影响。此外, 他们还发现父辈是否为匹配型婚姻对女儿收入的影响很显著。

在 Solon(1992)的经典文献之后, 很多经济学家开始研究代际收入弹性估计中存在的偏差, 并设计各种计量方法试图缩小这种偏差。Dearden, et.al (1997), 在工具变量方法的基础上, 提出可以通过已知的一些特征预测父辈的收入, 然后通过预测的父辈收入估算对子辈收入的影响。他们认为如果观测到的持久特征与无法观测到的持久收入的代际流动系数是相同的, 通过预测收入得到的估计弹性应该是无偏的。但通过 OLS 方法估计最大的问题是, 在父辈收入 OLS 回归等式中的某些无法观测到的变量与子辈收入相关, 即便控制了暂时性收入冲击, 估计值仍存在偏差。Mazumder(2005)总结了以往代际收入估计中所出现的测量误差, 包括暂时性收入冲击, 年龄偏差(测量父亲或儿子特定年龄段的收入所产生的偏差), 生命周期偏差, 样本选择偏差等。他发现如果在估计中不考虑这些偏差, 估计结果会低估 30% 左右。通过美国社会保险局的面板数据的分析显示, 美国的代际收入弹性约为 0.6。Haider & Solon(2006)特别提到生命周期偏差, 他们认为人一生的工资不是固定的, 不服从一个标准的对数正态分布, 用当前的标准差预测生命周期工资会产生偏差。Böhlmark & Lindquist(2006)应用 Haider & Solon(2006)所提出的残差模型, 用瑞典数据重新估算了代际收入弹性, 进一步强调了用当前父亲的收入替代生命周期总收入会产生较大的偏差。

近几年许多学者认为估计中所使用的数据库非常重要, 并开始注重代际流动性趋势的研究。Mayer & Lopoo(2005)应用了美国动态收入面板数据(PSID)估计了 1949 年到 1965 年间出生的男性的代际收入弹性的变化趋势。他们发现 1953 年到 1956 年间出生的男孩代际流动性最差, 而 1960 年到 1963 年间出生的个体代际流动性最高。这段时间美国代际流动性总的趋势是先增加后减小, 然后趋于平缓。他们的估计结果相比其他研究存在严重的低估现象,

这一段时期的代际收入仅为 0.3 左右。造成此结果的一个重要原因是他们仅估计了子辈在 30 岁那一年的收入，没有控制暂时性收入冲击。Lee & Solon(2009)也应用了 PSID 数据估计了美国 1952 年到 1975 年间出生儿童代际收入弹性的变化趋势。与 Mayer & Lopoo (2005)不同的是在估计中，父亲收入沿用了以往研究中所强调的几年平均值(他们选取了 3 年平均)，由于他们估计中子辈的年龄选取范围较大(25-48 岁)，因此在估计中控制了年龄，以及孩子年龄与父母收入的交互项。在代际收入弹性的趋势估计中，研究者通常没有用很多计量方法控制样本偏差。他们认为，过高或过低的估计值在一段较长的时间中应该是稳定的，不会影响流动性变化趋势的估计。

最近，我国也开始有不少学者关注中国代际收入的流动性问题。如王海港(2005)利用 1988 年和 1995 年的中国居民入户调查(CHIP)数据研究了跨代收入的流动。通过匹配同住在一户的户主与子女，他得到 1988 年和 1995 年的代际收入弹性分别为 0.384 和 0.424。也就是说代际收入流动性在下降，阶层地位有固化的趋势，此外，他还发现这种固化的趋势在高收入组更加明显。由于此研究仅应用了 OLS 回归方法，并没有调整短期收入波动和测量误差对永久性收入的影响，该估计值可能被低估 25-30%左右。何晓琦和邓晓岚(2006)从方法上探讨了如何较为准确的估计父辈收入对子辈收入的影响，即如何通过工具变量回归和双取样二阶最小二乘法更正暂时性收入冲击。虽然该研究所估计的代际收入弹性，远远高于王海港(2005)的研究，但仅用一个贫困型检验其所提出的模型，难以代表全国的情况。韩军辉和龙志和(2011)应用 1989-2006 年中国健康和营养调查中的农村面板数据(CHNS)分析了代际收入弹性。他们的研究通过工具变量法克服了暂时性收入波动和生命周期偏误，并通过倾向分加权和控制函数两步法考虑了工作选择偏误与同住偏误，得到代际收入弹性为 0.294。虽然他们的研究方法比较科学，但 CHNS 的样本量较小，每年平均大约有 1000 多观测值，1997 仅有不到 300 观测值，同时参加几年数据调查的住户更少，以至于在最后的估计中作者都没有标明样本量。因此，此估计结果可能存在较大的样本选择偏差。

### 三、数据和描述性统计

文中所运用的数据来源于中国收入分配课题组于 1996 年、2003 年、2008 年所搜集的 1995 年、2002 年和 2007 年的中国入户收入调查数据库。该调查分为城镇、农村和移民三个部分，包含了个人和家庭的收入、教育程度等方面的信息，并且覆盖全国东、中、西部约 300 多个县的样本。由于很多农民的收入主要来自于农业收入，以家庭为单位，很难分配到个体，本文只应用了数据库中的城镇居民家庭数据。1995 年的调查覆盖 11 个省(市、自治区)，调查了 6931 户城镇家庭，涉及 21696 位城镇居民；2002 年的调查覆盖 12 个省(市、自治区)，调查了 6835 户城镇家庭，涉及 20632 位城镇居民；2007 年的调查覆盖 9 个省(市、自治区)，调查了 5005 户城镇家庭，涉及 14690 位城镇居民。

我们选取了子女年龄为 22-28 岁，父亲年龄为 47-60 岁并与父母居住在一起的个体作为研究样本。这种截取样本的原因有两个：一是子女的工作尽可能稳定，所选取年龄的工资可以基本反映子女生命周期的工资。父亲的年龄需要小于退休年龄，否则父亲的收入为转移性收入不是工资性收入。二是希望研究不同年份出生群体收入的变化趋势，所以尽量避免不同年份的调查数据覆盖同一组人群。因此 95 年数据，我们选取了 67-73 年出生人群，2002 年选取了 74-80 年出生人群，2007 年选取了 81-87 年出生人群。最终样本的描述性统计参见表 1。

表 1 样本描述性统计

Variable	Obs	均值	标准差	最小值	最大值
----------	-----	----	-----	-----	-----

1995 年样本					
子女年龄	1046	23.01	3.10	17	44
子女收入(对数)	1046	8.14	0.78	3.58	10.77
子女教育年限	1037	11.46	2.46	1	23
父亲年龄	1046	52.57	4.87	25	73
父亲收入(对数)	1046	8.92	0.50	5.39	10.78
父亲教育年限	1032	10.86	3.63	2	24
2002 年样本					
子女年龄	642	24.47	3.23	18	42
子女收入(对数)	642	8.91	0.75	5.30	11.29
子女教育年限	642	12.76	2.48	3	21
父亲年龄	642	52.78	4.08	39	72
父亲收入(对数)	642	9.36	0.60	6.15	11.51
父亲教育年限	642	10.36	3.01	2	19
2007 年样本					
子女年龄	486	24.15	2.83	17	36
子女收入(对数)	486	9.91	0.59	7.78	12.49
子女教育年限	481	14.20	2.71	2	32
父亲年龄	486	52.23	4.04	40	72
父亲收入(对数)	486	9.96	0.65	7.62	12.81
父亲教育年限	483	10.36	2.74	2	27

表 1 显示三个样本中子女年龄主要集中在 23-24 岁左右，父亲年龄集中在 52 岁左右，当我们比较不同样本群体的代际流动性时具有一定的可比性。子女和父亲的收入在三次不同的调查中呈现递增的趋势，子女和父亲的教育年限也不断增加。只是 2007 年父亲的教育年限与 2002 年相比没有增加。原因是，2007 年调查中 50 岁左右的父亲，其教育年限受到了文化大革命影响，普遍低于前后几年出生的人群(关于此方面的讨论可以参 Meng & Gregory, 1995)。

#### 四、研究方法

根据经典的 Becker & Tomes(1979)代际收入流动性模型，代际收入弹性可以表示为：

$$y_c = a + \beta y_p + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中  $y_c$  和  $y_p$  分别代表子辈和父辈持久收入的对数， $\beta$  为代际收入弹性， $\varepsilon$  为残差项。由于所选取的数据库不是一个面板数据，只有当期的收入，这样在估计代际收入弹性时可能产生较大的暂时性收入偏差。父母和孩子的收入可以写成一个持久性收入和暂时性收入冲击之和，也就是：

$$y_{it} = y_i + u_{it} = \gamma Z_i + w_i + u_{it} \quad (2)$$

其中  $y_{it}$  代表个体  $i$  在时期  $t$  的收入， $y_i$  代表持久性收入， $u_{it}$  表示暂时性收入冲击。 $Z_i$  是一

个向量，表示不随时间变化的特征，如受教育程度，性别等，决定个体的持久收入。 $w_i$  表示无法观测到的持久特征，如个人能力。如果用当期收入替代持久收入估计等式(1)时会低估 $\beta$ 。Solon(1992)提出可以选择一个与暂时性收入冲击无关，但与父亲收入相关的工具变量，估计持久性收入。但其选择的工具是父亲的受教育年限，该工具虽符合上述两个条件但却与孩子的收入相关，会产生一个向上的偏差。也就是说真实值应该在 OLS 估计值和 IV 估计值之间。Dearden, et.al.(1997)认为，可以通过持久性的特征预测父母的收入：

$$\hat{y}_{pi} = \gamma Z_{pi} = y_i - w_i \quad (3)$$

本文将通过父亲的年龄，年龄平方、教育年限、职业、健康状况、居住省份等变量预测父亲的收入，然后根据预测的父亲的持久性收入，估计其对孩子收入的影响：

$$\hat{y}_{ci} = a + \beta \hat{y}_{pi} + \varepsilon_i \quad (4)$$

根据预测的父亲收入值估计的代际收入弹性 $\hat{\beta}$ 的极值可以表示为：

$$p \lim \hat{\beta} = \frac{\text{cov}(y_{pi} - f_{pi})(y_{ci} - f_{ci})}{\text{var}(y_{pi} - f_{pi})} = \frac{\beta(\sigma_{y_p}^2 - \sigma_{y_p f_p}) - \sigma_{y_c f_c} / \beta + \sigma_{f_c f_p}}{\sigma_{y_p}^2 - 2\sigma_{y_p f_p} + \sigma_{f_p}^2} \quad (5)$$

如果我们假设代际流动性系数对于可观测得变量和不可观测的变量都是相同的，则所得到的估计值是无偏的。该方法解决了估计代际收入弹性时的暂时性收入冲击问题，但没有解决生命周期偏差。根据 Mazumder(2005)以及韩军辉和龙志和(2011)的研究，年龄大于 34 岁的男性个体在之后生命周期的收入没有显著的波动，因此如果选择年龄大于 34 岁的父亲作为分析样本，可以不用考虑生命周期偏差。

为了研究父母的收入对子女收入的信息，我们需要匹配父母与子女，在我们的样本中，我们选取了与父母居住在一起的子女为研究对象，这样可能造成同住样本选择偏差。为了克服同住样本选择偏差，我们采取了 Heckman 两阶段更正样本选择偏差的方法。如果 $p_i$ 代表个体  $i$  与父亲同住的概率， $L_i$ 代表影响同住的因素，第一步更正同住偏差的公式可以表述为：

$$P_i = \theta + \mu L_i + e_i$$

影响同住的因素包括子女的年龄，子女年龄的平方，子女的教育程度和省份虚拟变量。目前房价可能成为影响同住的一个重要因素，我们通过省份虚拟变量控制房价的影响。

## 五、城镇居民收入代际流动性的趋势分析

### 5.1 代际收入弹性的趋势分析

在估计代际收入弹性前，我们首先通过父亲的年龄，年龄平方、教育年限、职业、健康状况和居住省份预测了父亲的持久收入。然后通过预测的父亲收入估计了不同出生组的代际收入弹性。表 2 分别列出了普通最小二乘法和加入父亲教育程度作为工具变量的估计结果。结果显示父亲收入对于子女收入的影响在减弱，即代际收入流动性有增强的趋势。

表 2 不同出生组的代际收入弹性

	67-73 出生组		74-80 出生组		81-87 出生组	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
父亲收入	0.502***	0.515***	0.453***	0.473***	0.272***	0.261***

	(0.057)	(0.057)	(0.054)	(0.056)	(0.044)	(0.045)
男性	0.108*	0.106*	0.113*	0.111*	0.128**	0.124**
	(0.057)	(0.057)	(0.062)	(0.062)	(0.056)	(0.056)
年龄	0.337	0.371	0.376	0.363	-0.515	-0.545
	(0.477)	(0.478)	(0.498)	(0.497)	(0.436)	(0.436)
年龄平方	-0.006	-0.007	-0.007	-0.007	0.012	0.012
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.009)	(0.009)
子女教育程度	0.020*	0.028**	0.046***	0.052***	0.082***	0.080***
	(0.011)	-0.012	-0.014	-0.015	-0.015	-0.016
父亲年龄	-0.038	-0.010	-0.076	-0.082	-0.133	-0.136
	(0.264)	(0.266)	(0.330)	(0.330)	(0.243)	(0.243)
父亲年龄平方	0.000	0.000	0.001	0.001	0.002	0.002
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
父亲教育程度		-0.012		-0.016		0.005
		(0.008)		(0.012)		(0.013)
常数项	0.140	-1.092	0.777	0.935	14.329*	14.819**
	(8.464)	(8.528)	(9.890)	(9.882)	(7.347)	(7.352)
观测值	595	593	445	445	355	354
调整后	0.132	0.135	0.209	0.211	0.236	0.233
R-squared						

为了验证这种递减的趋势是否是由某一次调查数据的原因所致，我们将 1995 年、2002 年和 2007 年的数据合并，并通过 CPI 将 2007 年和 2002 年的收入调整为 1995 年水平，然后用同样的方法估计了不同出生组的代际收入弹性，得到了相似的结果(参见表 3)。Deng, et.al(2012)用 CHIP1995 和 CHIP2002 年的数据也得出了相似的结论。他们发现与 1995 年相比代际收入弹性在 2002 年略有上升。周雪光和艾云(2010)曾指出父辈对子女收入的影响主要是通过对其职业选择的影响，从而进一步影响其收入。我们的估计结果显示 2007 年的代际收入流动性再一次呈现显著提高，可能是由于父辈对子辈职业的选择对于 81-87 年出生人群已经非常微弱，因此对其收入的影响也显著下降。此外，81-87 年出生组的父亲，即那些在 47-57 年出生的人群，正好是受文革影响的一代人，他们的平均受教育水平低于前后几年出生的人群，他们的收入在一定程度上也受到了文革影响(Meng & Gregory, 2002)，因此对子辈的影响也小于前几年出生的人群。

其他影响子女收入的变量如性别、子女的受教育程度也非常稳健，因此没有在表 3 中汇报。

表 3 不同出生组的代际收入弹性稳健型检验

	67-73 出生组		74-80 出生组		81-87 出生组	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
父亲收入	0.510***	0.521***	0.459***	0.478***	0.249***	0.236***
	(0.051)	(0.052)	(0.044)	(0.046)	(0.046)	(0.047)
常数项	4.617	3.790	7.849	7.415	-2.540	-2.141
	(6.506)	(6.553)	(6.120)	(6.110)	(6.498)	(6.501)
观测值	658	656	802	800	453	452



调整后 R-squared	0.152	0.155	0.277	0.278	0.343	0.341
------------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：回归中控制了性别、子女年龄、子女年龄平方、子女受教育程度、父亲的年龄和父亲年龄的平方

### 5.2 不同性别代际收入的趋势分析

为了更进一步了解父亲收入对于男孩和女孩分别的影响，我们对不同出生组分性别进行了估计。由于 OLS 和 IV 回归结果很相似，不影响趋势的比较，我们只列出了 OLS 回归的结果。表 3 显示，除了 74-80 出生组外，父亲收入对男孩收入的影响大于对女孩的影响，这与王海港(2005)和 Deng, et.al(2012)的发现相一致。Deng, et.al(2012)用 2002 年和 1995 年单年数据进行对比分析时，也发现 2002 年数据中父亲对女孩的影响大于对男孩的影响，但 1995 年数据估计得结果却正好相反。

表 4 分性别的代际收入弹性

	67-73 出生组		74-80 出生组		81-87 出生组	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
父亲收入	0.635*** (0.075)	0.356*** (0.087)	0.423*** (0.067)	0.503*** (0.088)	0.317*** (0.061)	0.207*** (0.061)
常数项	-3.069 (10.095)	7.988 (15.184)	-1.313 (13.054)	2.068 (15.077)	14.731 (9.756)	13.047 (11.195)
观测值	353	242	241	204	211	144
调整后 R-squared	0.173	0.077	0.248	0.162	0.243	0.205

注：回归中控制了子女年龄、子女年龄平方、子女受教育程度、父亲的年龄和父亲年龄的平方

### 5.3 修正同住性偏差的代际收入趋势

由于我们的样本只能选择那些与父母同住在一起的个体，用 OLS 和 IV 方法估计都可能造成同住性样本选择偏差。因此我们选用了 Heckman 两阶段更正样本选择偏差的方法，尽可能的修正同住性偏差。我们认为孩子的年龄、受教育程度和当地的房价可能是影响同住比较重要的原因，并通过这些变量计算了逆缪思率(Inverse Mills Ratio)更正同住性样本选择偏差。修正同住偏差的代际收入趋势在表 5 中列出。结果显示修正后的代际收入弹性同样呈现递增的趋势，除了 81-87 年出生的男性的代际流动性略有递减外，其他年龄组的代际收入弹性与修正前相比均略有下降。修正后的结果显示，除了 74-80 出生组外，女性的代际收入流动性显著高于男性。也就是说男性的收入在很大程度上仍旧依赖于父辈的收入。

表 5 修正同住性偏差的代际收入趋势

第二阶段结果	67-73 出生组		74-80 出生组		81-87 出生组	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
父亲收入	0.597*** (0.075)	0.311*** (0.087)	0.409*** (0.067)	0.466*** (0.086)	0.320*** (0.061)	0.191*** (0.062)
年龄	-0.473 (0.631)	0.062 (0.838)	-0.384 (0.807)	-0.894 (0.842)	-0.343 (0.606)	-0.488 (0.664)

年龄平方	0.012 (0.013)	0.002 (0.017)	0.010 (0.017)	0.020 (0.017)	0.009 (0.013)	0.010 (0.014)
子女教育程度	0.014 (0.013)	0.017 (0.019)	0.062*** (0.018)	0.003 (0.022)	0.066*** (0.020)	0.116*** (0.027)
IMR	-0.877*** (0.242)	-0.806*** (0.264)	-1.202* (0.613)	-1.322*** (0.368)	-0.272 (0.219)	0.273 (0.225)
常数项	7.503 (10.340)	6.207 (14.934)	9.541 (14.173)	11.979 (14.916)	13.985 (9.742)	8.510 (11.563)
样本量	353	242	241	204	211	142

#### 5.4 不同分位点修正同住性偏差的代际收入趋势

虽然修正同住性偏差后的结果仍然显示父辈对子辈收入的影响呈现递减的影响,但还不清楚该结论是否适用于所有收入组。我们接着将不同出生组的样本十等分,在考虑同住性偏差后对不同出生组分性别重新进行了估计。我们发现在控制暂时性收入冲击和同住性偏差后,67-73 年出生组不同分位点的代际收入弹性非常相似,低收入组和高收入组对其子女的影响均十分显著。这是由于很多 67-73 年出生群体受其父辈职业的影响很大,很多人子承父业继续从事父亲的职业,这样父亲收入对孩子收入的影响也非常显著,这与王海港(2005)用 1995 年数据得出的结论相差很大,这可能是由于我们对数据处理的方法完全不同所致。王海港(2005)的研究没有控制样本的年龄,在回归时也没有考虑暂时性收入冲击和同住性样本偏差,使得其结果可能产生较大的偏差。

74-80 年和 81-87 年出生群体不同分位点的代际收入弹性与 67-73 年出生组差别较大,后两组出生人群在低分位点的收入流动性明显高于高收入组。也就是说尽管均值回归显示,代际收入流动性具有上升的趋势,但在每一个收入分位点的结论是不一样的。在较低收入组,如 10 分位、20 分位,收入流动性存在明显递增的趋势,81-87 年出生群体相比 67-73 年出生群体的代际收入弹性提高了近 70%。但在较高收入组的代际收入流动性没有呈现明显增加的趋势,特别是对于男性。说明高收入组的子女可以借助其父母的收入继续获得较高的收益,代际固化现象在高收入分位点比较明显,这与韩军辉和龙志和(2011)的结论相一致。该结论暗含着收入不平等程度的提高将会影响到下一代的收入不平等,低收入组的孩子可能更难流动到高收入组。

表 6 不同分位点修正同住性偏差的代际收入趋势

第二阶段结果	67-73 出生组		74-80 出生组		81-87 出生组	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
10 分位	0.635***	0.546**	0.264	0.396***	0.210	0.244*
20 分位	0.655***	0.493**	0.437*	0.353***	0.273*	0.174
30 分位	0.695***	0.336	0.556***	0.359**	0.344***	0.185
40 分位	0.670***	0.411	0.528***	0.419***	0.465***	0.143
50 分位	0.591***	0.420**	0.479***	0.480***	0.467***	0.211
60 分位	0.602***	0.430*	0.447***	0.484***	0.405***	0.124
70 分位	0.617***	0.329*	0.381**	0.521***	0.457***	0.230**
80 分位	0.606***	0.303	0.500***	0.529***	0.426***	0.173
90 分位	0.599***	0.208	0.437**	0.526***	0.355***	0.215

## 六、结论

本文通过中国城镇入户调查数据库 1995, 2002 和 2007 年的数据分析了代际收入流动性的变化趋势。我们发现即使控制了暂时性收入冲击和同住性样本选择偏差后,不同出生组的代际收入弹性仍呈现递增的趋势。81-87 年出生组相比 74-70 年出生组和 67-73 年出生组的代际收入流动性高。此结论在合并三个数据库后进行的稳健性检验时仍然成立。我们提出了两种可能的解释,一是随着经济体制改革的不断深化和教育水平的普遍提升,父母对子女职业选择的影响在逐渐减弱,进而对其收入的影响也在减小;二是我们所研究的最近的一组群体(81-87 年出生组)的特殊性。这组群体的父亲正好是受文革影响的一代人,这代人的教育由于文革而间断,平均教育水平低于前后几年出生的群体,收入在一定程度上也受到了影响。这些因素可能使这代人对子女的影响小于前几年出生的群体。

总体而言,父亲对男孩的影响高于女孩。74-80 年出生组有些特殊,可能是由于我们仅使用了单年回归的结果所致。收入趋势对于不同收入组的群体是不同的:在低收入组,父亲对子女的影响非常小;而在高收入组代际流动性较低,子辈可以凭借父辈的优势继续获得较高的收入。这暗含着目前收入差距的不断扩大会影响到下一代的收入不平等,低收入组的孩子可能更难流动到高收入组。决策者在制定缓解收入差距的政策时,需要考虑到不同收入组的代际收入流动性,尽可能保障低收入的子女有机会流动到高收入组。

### 参考文献:

1. 韩军辉, 龙志和:《基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位回归研究》[J],《中国人口科学》2011 年第 5 期
2. 何晓琦, 邓晓岚:《跨代收入流动及其评估》[J],《统计研究》2006 年第 6 期
3. 王海港:《中国居民收入分配的代际流动》[J],《经济科学》2005 年第 2 期
4. 周雪光、艾云:《多重逻辑下的制度变迁:一个分析框架》[J],《中国社会科学》2010 年第 4 期
5. Becker, G. S., & Tomes, N. (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *The Journal of Political Economy*, 87(6), 1153-1189.
6. Behrman, J. R., & Taubman, P. (1985). Intergenerational Earnings Mobility in the United States: Some Estimates and a Test of Becker's Intergenerational Endowments Model. *The Review of Economics and Statistics*, 67(1), 144-151.
7. Black, S., & Devereux, P. J. (2010). Recent Developments in Intergenerational Mobility. NBER working paper 15889
8. Bøhlmark, A., & Lindquist, M. J. (2006). Life-Cycle Variations in the Association between Current and Lifetime Income: Replication and Extension for Sweden. *Journal of Labor Economics*, 24(4), 879-896.
9. Chadwick, L., & Solon, G. (2002). Intergenerational income mobility among daughters. *The American Economic Review*, 92(1), 335-344.
10. Dearden, L., Machin, S., & Reed, H. (1997). Intergenerational mobility in Britain. *The Economic Journal*, 107(440), 47-66.
11. Deng, Q., Gustafsson, B. A., & Li, S. (2012) : Intergenerational income persistency in urban China, IZA Discussion Paper 6907
12. Meng, Xin, and R. G. Gregory, 2002, "The Impact of Interrupted Education on Subsequent Educational Attainment: A Cost of the Chinese Cultural Revolution", *Economic Development and Cultural Change*, 50(4), 935-959

13. Haider, S., & Solon, G. (2006). Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings. *The American Economic Review*, 96(4), 1308-1320.
14. Lee, C. I., & Solon, G. (2009). Trends in intergenerational income mobility. *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 766-772.
15. Mazumder, B. (2005). Fortunate sons: New estimates of intergenerational mobility in the United States using social security earnings data. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 235-255.
16. Mayer, S. E., & Lopoo, L. M. (2005). Has the intergenerational transmission of economic status changed?. *Journal of Human Resources*, 40(1), 169-185.
17. Meng, X., & Gregory, R. G. (2002). The Impact of Interrupted Education on Subsequent Educational Attainment: A Cost of the Chinese Cultural Revolution. *Economic Development and Cultural Change*, 50(4), 935-959.
18. Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393-408.
19. Solon, G. (2004). A model of intergenerational mobility variation over time and place. In Corak, M. (Eds.), *Generational income mobility in North America and Europe* (pp 38-47). Cambridge University Press.
20. Yue, X., Sicular, T., Li, S., & Gustafsson, B. A. (2008). Explaining incomes and inequality in China. In Gustafsson, B. A., Li, S., & Sicular, T. (Eds.), *Inequality and public policy in China* (pp 88-117). Cambridge University Press.

### **The Trend of Intergenerational Income Mobility in Urban China**

**Abstract:** The paper analyzes the trend of intergenerational income mobility in urban China by using Chinese Household Income Project 1995, 2002 and 2007. We found the income mobility is increasing after controlling the short income shock and co-reside sample selection bias. The intergenerational income elasticity of 81-87 born cohort is much higher than previous cohort and the impact of father on sons is higher than the impact of father on girls. In addition, intergenerational mobility is not equally distributed among different income groups and the trend is different as well. The increasing trend of intergenerational mobility is significant in low income groups and intergenerational income elasticity increased around 70% for 81-87 born cohort comparing 67-73 cohort. However, there is no significant changes of intergenerational mobility in mid and high income groups, especially the impact of fathers to sons.

**Key words:** Intergenerational income    Income inequality    Intergenerational mobility trend

附录

第一阶段结果	67-73 出生组		74-80 出生组		81-87 出生组	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
age	0.822 (0.997)	-2.123** (0.840)	1.112 (1.698)	1.058 (1.119)	-4.557 (3.162)	2.648** (1.115)
ages	-0.025 (0.020)	0.034** (0.017)	-0.029 (0.033)	-0.027 (0.022)	0.086 (0.065)	-0.061** (0.024)
educ	-0.014 (0.022)	0.029 (0.020)	0.035 (0.036)	0.027 (0.027)	0.088** (0.038)	0.133*** (0.033)
Constant	-3.191 (12.694)	32.618*** (10.615)	-8.615 (21.754)	-7.990 (14.124)	60.882 (38.554)	-29.124** (13.030)
Observations	785	822	468	511	416	425

此外我们还控制了省份的哑变量。