中国发展研究基金会

研究参考

第 1 号（总 224 号） 2019 年 3 月 13 日

中国居民代际流动的现状、趋势以及国际比较分析

内容摘要：提高我国居民的代际流动性是“中国梦”实现的必不可少的条件。基于 1989-2015 年的中国营养与健康调查（CHNS）数据以及 2012 年、2013 年、2015 年的中国综合社会调查（CGSS）数据，对中国居民代际流动的现状、趋势以及国际比较进行了分析后发现：（1）中国居民的代际收入弹性在 0.3 左右，从 2000 年至今中国居民的代际收入流动性呈现出上升的趋势，农村家庭的代际收入流动性高于城镇居民家庭，男性的代际收入流动性高于女性；（2）虽然城乡家庭均呈现出向上的代际职业流动，但是农村家庭的父辈更容易把不利的社会经济地位传递给子辈；（3）无论在 20 世纪 90 年代，还是在当前，中国居民的代际收入流动性均高于美国、巴西，低于澳大利亚、加拿大以及北欧的发达国家。本文提出政府可以通过加大教育投入，促进教育均衡发展；进一步改革户籍制度，破除城乡二元体制；完善促进创业就业的长效机制等途径来提高我国居民的代际收入流动性。

关键词：中国梦；代际收入流动；代际职业流动；国际比较

中国居民代际流动的现状、趋势以及国际比较分析

杨 沫[1]

一、引 言

2012 年 11 月 29 日，习近平总书记首次提出“中国梦”，指出实现中华民族伟大复兴就是中华民族近代以来最伟大的梦想。此后，习近平总书记在多个场合、多次提及“中国梦”，在十九大报告中更是出现 13 次之多。中国梦不是一个虚幻缥缈的概念，而是一个通过努力可以真实触及的存在。于国家，“中国梦”是“实现中国的伟大复兴”；于人民，“中国梦”是“享有人生出彩的机会，享受梦想成真的机会”。“中国梦”是由千千万万人民自己的梦想铸就而成，而社会公平与机会平等正是各阶层人民实现自身梦想的必要条件。

代际流动性是衡量社会公平与机会公平的重要指标。代际流动性越高，子辈受到父辈收入与社会地位的影响越小，社会中低阶层的家庭出生的孩子通过自身的努力完成社会阶层的跨越，实现自身梦想的可能性也就越大；反之，这样的可能性越小。目前，“富二代”、“官二代”、“农二代”等词开始频频出现，表明社会阶层固化的问题开始引起人们的关注。收入、财富以及职业代际流动性低，将导致社会阶层的固化，阻碍人民实现自身的梦想。

除了广泛的社会舆论外，目前已有大量学者对中国居民的代际收入流动性进行了研究。一部分学者认为中国居民的代际收入流动性偏高，社会阶层固化严重。如，贡等（Gong et al., 2012）基于国家统计局 2004 年的城镇家庭教育与就业调查（UHEES2004）数据，采用工具变量的方法估计得到 2004 年中国城镇居民家庭的代际收入弹性为 0.63，说明中国家庭子女的收入水平在很大程度上依赖父辈的收入水平。袁等（Yuan, 2017）基于 1989-2009 年的中国健康营养调查面板

[1] 杨沫，清华大学社会科学学院与中国发展研究基金会博士后。

数据，采用工具变量的方法研究得到中国居民的代际收入流动性在0.5-0.6之间，意味着中国居民的代际收入流动性低于绝大多数的发达国家。另一部分学者认为中国居民的代际收入流动性尚可，而且呈现出持续下降的趋势。何石军和黄桂田（2013）使用1989-2009年的中国健康营养调查面板数据，通过采用优化估计的方法研究发现，2000、2004、2006和2009年的代际收入弹性为0.66、0.49、0.35、0.46，中国的代际收入弹性大体上呈下降趋势。

从国际比较的视角，一些学者也对中国与其它的国家的代际流动性进行了比较研究，主要以职业分布作为基础，从职业代际流动的角度进行比较研究（社会学家称职业的代际流动为社会流动）。例如，基廷（Ji T., 2014）对比研究了美国、印度和中国的代际职业流动性，发现印度和中国的年轻人除了人力资本积累受到阻碍，在劳动力市场上还面临摩擦。中国的户籍制度限制了这两个国家年轻人的就业选择范围。这些都严重阻碍了中国的劳动生产率的提升。竹下（Takenoshita，2007）对比中国、韩国和日本的社会流动性发现，中国和韩国的社会流动性高于日本。李等（Li et al., 2015）选用中国和英国作为研究对象，发现从绝对流动性来说，中国的社会流动性存在向英国收敛的趋势。但是，从相对流动性来说，中国存在更强的不平等性。

即使采用了同一套数据，也可能由于估计方法的不同，得出不同的代际收入弹性估计结论。梭伦（Solon，1992）对代际收入弹性的估计结果进行了分析，采用普通最小二乘估计（OLS）的结论以及平滑收入的方法（采用一定时期内的父亲平均收入来估计父亲的持久收入水平）均低估代际收入弹性，而对父亲的收入水平采用工具变量的估计方法，会高估代际收入弹性。因此，在对中国居民的代际收入流动性进行分析或者国际比较时，需要进行针对不同的估计方法进行区分讨论。

那么，目前中国居民的代际流动性究竟如何？中国居民的代际流动性呈现出何种变化趋势？如何进一步有效提高中国居民的代际流动性？这些都值得深入探讨。本文将从收入的代际流动性、职业的代际流动性以及社会经济指数的代际流动性三个方面出发，从收入、职

业以及社会经济地位三重角度对中国居民的代际流动性进行现状分析，并基于代际收入流动性测度指标，对我国居民的代际流动趋势以及国际比较进行深入分析。

二、中国居民代际流动性的现状

考虑到职业不仅与个人的教育水平、健康程度等挂钩，而且还影响到个人的政治参与度，而社会经济地位指数主要建立在职业的声望基础上，是对于个人收入、职业以及教育水平的综合度量。本文将从代际收入流动、代际职业流动以及代际社会经济地位流动三个方面入手，对中国居民的收入、职业以及社会经济地位的代际流动性进行现状分析。

（一）收入的代际流动性

收入的代际流动性是一个人的收入水平受其上一代人收入水平影响的程度。根据贝克和汤姆（Becker and Tomes, 1979）的理论模型，代际收入流动性主要采用子代对父代收入水平的弹性来测度。代际收入弹性越小，表明子代的收入水平受父代收入水平的影响越小，代际收入流动性也就越高。根据理论模型的分析结论，父代与子代的代际收入传递性可以采用（1）式来刻画：

$$y_{si} = \rho y_{fi} + \varepsilon_i \qquad (1)$$

其中，y_{si} 和 y_{fi} 分别表示子代和父代持久性收入的对数与对数平均数的离差（$y_{si} = \log Y_{si} - \overline{\log Y_s}$，$y_{fi} = \log Y_{fi} - \overline{\log Y_f}$），其中 ρ 表示代际收入弹性。

该模型中，父代和子代的收入水平是持久性收入，若采用某一年的收入代替持久性收入，那么产生测量误差的问题。得到的代际收入弹性依概率收敛结果为：

$$p\lim \hat{\rho} = \rho \frac{\sigma_f^{\ 2}}{\sigma_f^{\ 2} + \sigma_\varepsilon^{\ 2}} < \rho \qquad (2)$$

σ_f 和 σ_ε 分别为父亲持久收入和测量误差的方差。存在测量误差的情况下，OLS 估计得到代际收入弹性低于真实值。针对代际收入弹性的估计问题，已有研究表明可以采取如下两种方法解决：

①平滑收入法。采取对样本进行追踪调查研究，得到持续多期的

收入数据，采用收入平滑的方法得到父代的持久性收入，平滑收入的方法指对长达十年以上的观测样本的收入数据取平均值。采用平均收入来代替持久收入的纠偏方法后，代际收入弹性的依概率收敛结果变为：

$$p\lim\hat{\rho}=\rho\frac{\sigma_f^{\ 2}}{\sigma_f^{\ 2}+\sigma_\varepsilon^{\ 2}/T}<\rho \qquad (3)$$

观察次数T越多，估计偏误越小，但不能完全消除估计偏误。因此，平滑收入法虽然不能完全消除代际收入弹性估计的偏误，但能有效减少代际收入弹性估计的误差。

②工具变量法（TSIV）。将父代的收入视为内生变量，采用两阶段工具变量的估计方法来估计代际收入弹性。已有的研究中采用父亲的教育水平、职业或是工作单位的性质等作为工具变量，得到的工具变量估计结果收敛为：

$$p\lim\hat{\rho}_{\mathrm{IV}}=\rho+\beta_2\sigma_{\mathrm{E}}\frac{1-\lambda}{\lambda\sigma_y}>\rho \qquad (4)$$

其中β_2为父代的教育水平对子代收入水平的回归系数，σ_E和σ_y分别为父代教育水平和子代收入水平的标准差，λ为父代教育水平与子代收入水平的协方差。从估计的系数来看，工具变量方法（TSIV）在一定程度上高估了代际收入弹性。

平滑收入估计和工具变量估计（TSIV）的方法虽然不能给出代际收入弹性的一致估计，但是能得到代际收入弹性的合理估计区间。

1. 中国居民整体的代际收入流动性

已有研究中对代际收入弹性的估计主要采用 OLS 估计方法、工具变量估计方法（TSIV）、平滑收入估计方法或其它优化估计方法，已有关于2000年之后中国居民代际收入弹性估计结果如下表1所示。

表 1　　已有关于 2000 年以后中国居民代际收入弹性估计结果

	2000	2004	2006	2009	2011
张和埃里克森（Zhang & Eriksson，2010）	——	——	0.45	——	——
何石军和黄桂田（2013）	0.66	0.49	0.35	0.46	——
吕光明和李莹（2017）	0.347	0.408	0.408	0.332	0.332

数据来源：摘自参考文献的研究结论。

上述研究主要采用的是 OLS 估计方法、平滑收入法以及其它优化估计的方法估计得到。估计结果一致表明 2000-2009 年，中国居民的代际收入弹性在 0.3-0.4 之间。本文基于 1989-2015 年共计 11 轮调查的中国营养与健康调查数据，分别采用 OLS 估计方法、工具变量估计方法（TSIV）[2]以及平滑收入估计方法[3]对 2000-2015 年中国居民的代际收入弹性进行了估计，得到的结果如下表 2 所示：

表 2　2000-2015 年中国居民代际收入流动性的估计结果

	2000	2004	2006	2009	2011	2015
OLS	0.3496***	0.3773***	0.3152***	0.3121***	0.3164***	0.2821***
	-0.062	-0.099	-0.059	-0.101	-0.076	-0.104
平滑收入	0.3501***	0.3758***	0.3064***	0.3159***	0.3181***	0.2835***
	0.062	-0.098	-0.062	-0.112	-0.078	-0.103
TSIV	0.5122***	0.8264***	0.5473***	0.7790***	0.6771***	0.4024**
	-0.144	-0.184	-0.125	-0.264	-0.258	-0.169

注：括号中为稳健的标准差；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。以下各表同。根据 1989-2015 的中国营养与健康调查数据估计得到。

从估计结果可以看出，OLS 估计和平滑收入估计的结果较为接近，也与已有研究的估计结果较为近似，根据这两种方法估计得到 2011 年和 2015 年中国居民的代际收入弹性大约分别为 0.31 和 0.28。工具变量方法得到的估计结果较高，2011 年和 2015 年中国居民的代际收入弹性分别为 0.68 和 0.40[4]。

2. 不同性别、地区以及城乡样本代际收入流动性的差异

进一步，本文将 1989-2015 年的中国营养与健康调查数据进行混合[5]，分性别、地区[6]以及城乡分析不同群体的代际收入流动性，估计结果如表 3（见下页）所示。

表 3 的估计结果显示，父亲的收入水平与城镇户籍的交互项为

[2] 沿用已有文献中采用的将父亲的教育水平和职业作为父亲收入水平的工具变量。

[3] 对于 2000 年的样本，父亲的收入水平采用的是父亲 1989、1991 年的平均收入水平；2004 年的样本，父亲的收入水平采用的是 1989、1991、1993 年的平均收入，……，2015 年的样本，父亲的收入水平采用的是 2000、2004 和 2006 年的平均收入。

[4] 由于工具变量方法能明显高估代际收入弹性，布莱登（Blanden，2014）在进行国际比较的时候，对工具变量的估计结果下调了 25%，如果也将本文的工具变量估计结果下调 25%，2011 年和 2015 年的代际收入弹性分别为 0.5 和 0.28。

[5] 为了增加样本的数量，本文考虑采用将历年的中国营养与健康调查样本混合的方法。

[6] 中国营养与健康调查数据包含 11 个省份，按照地理位置和经济发展水平划分，东部地区包括北京市、天津市、上海市、山东省、江苏省；中部地区包括黑龙江省、河南省、湖北省、湖南省；西部地区包括广西省、贵州省。

正，说明相比农村家庭，城镇家庭的代际收入弹性更高，代际收入流动性更低；父亲的收入水平与男性虚拟变量交互项为负，说明相比女性，男性的代际收入弹性更低，代际收入流动性也就越高；父亲收入水平与地区的虚拟变量的交互项不显著，说明我国东、中、西部地区居民的代际收入流动性没有显著差别。

表 3　分性别、地区以及城乡不同群体的代际收入弹性估计（OLS）

	被解释变量：子辈的收入对数			
	（1）	（2）	（3）	（4）
父亲收入对数	0.5081*** (0.026)	0.4363*** (0.032)	0.6699*** (0.039)	0.5239*** (0.050)
父亲收入对数×城镇户籍		0.1216** (0.058)		
城镇户籍		-0.735 (0.536)		
父亲收入对数×男性			-0.1908*** (0.049)	
男性			1.6701*** (0.444)	
父亲收入对数×中部地区				-0.0317 (0.067)
父亲收入对数×西部地区				-0.101 (0.063)
中部地区				0.0102 (0.613)
西部地区				0.456 (0.572)
常数项	4.4694*** (0.233)	4.9575*** (0.278)	3.0439*** (0.359)	4.5423*** (0.465)
样本量	3290	3290	3290	3290
R^2	0.260	0.277	0.265	0.277
R^2调整	0.260	0.276	0.264	0.276
F统计量	384.1	249.7	198.1	124.7

（二）职业的代际流动性

职业的代际流动性指子辈的职业层级相对父辈职业层级的流动。社会学领域采用不同的职业类别来对社会阶层进行划分，认为一个人所从事的职业在一定程度上反映了他的社会经济地位，因为职业不仅与个人的教育水平、健康程度等挂钩，而且还影响到个人的政治参与度。职业的代际流动性实际上就是社会学领域定义的社会流动性。

本文通过采取将城镇家庭与农村家庭对比分析的研究方式，对我国居民的代际职业流动性现状进行描述分析。基于 2012 年、2013 年和 2015 年中国综合社会调查（CGSS）的混合截面数据，对中国居民

职业的代际流动性进行分析。根据各职业大类的社会经济指数（SEI）[7]进行排序，可以得到如下表 4。

表 4　　职业分类及职业内样本的社会经济指数均值

职业名称	社会经济指数（SEI）均值
职业 1：管理者（事企业单位负责人、专业技术人员）	60.15
职业 2：专业技术人员	59.90
职业 3：一般办事人员	46.77
职业 4：商业、服务人员	37.86
职业 5：工人	31.77
职业 6：自由职业者	24.24
职业 7：农民	18.78

根据中国营养与健康调查调查问卷中职业的分类，可以把职业分为管理者（事企业单位负责人、专业技术人员）、专业技术人员、一般办事人员、商业服务人员、工人、自由职业、农民这七大类，按照社会经济指数可以得到这七大类职业的排序，如上表 4。管理者（事企业单位负责人、专业技术人员）的平均社会经济指数最高，为 60.15；而农民（从事农、林、牧、渔及水利工作的相关人员）SEI 最低，为 18.78；专业技术人员、一般办事人员、商业服务业工作人员，工人（生产、运输业以及设备相关操作人员），自由职业者（包括职业不便分类的人员）的 SEI 依次降低，分别为 59.90、46.77、37.86、31.77 和 24.24。

1. 城乡家庭的职业分布

将子辈出生时的户籍类型为农业户籍的家庭定义为农村家庭，将子辈出生时为城镇户籍的家庭定义为城镇家庭，不同类型的家庭子辈与父辈的职业分布如下图 1 所示。

从图 1 的职业分布来看，城镇家庭与农村家庭都发生了一定的代际职业流动。其中，城镇家庭的父辈中工人占比最高，达到 29%，而子辈中专业技术人员占比最高，达到 28%。父辈中从事后三类职业的比例达到 55%以上，而子辈中从事后三类职业的比例为 46%，整体而言，城镇家庭发生了向上的代际职业流动。

[7] 职业的社会经济指数最早由邓肯（Duncan, 1961）提出，他根据各类职业的平均收入和教育水平建立各类职业的声望得分。职业声望得分被称为社会经济地位指数（socioeconomic index），简称为社经指数（SEI）。之后，一些专家学者们对 SEI 的计算方法提出了改进，本文主要基于甘泽布姆等（Ganzeboom et al., 1992）的方法，将问卷调查中的职业 ISCO-68 编码转化为 SEI。

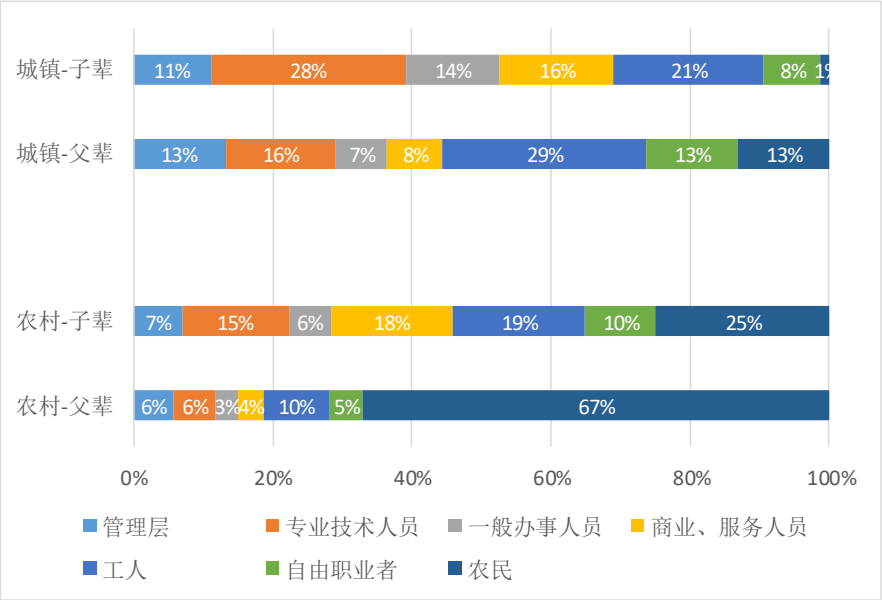


图 1　城乡家庭子辈与父辈的职业分布情况

农村家庭中，父辈为农民的比例高达 67%，而子辈从事务工相关工作的比例下降至 25%。子辈从事专业技术工作、商业服务业工作以及工业相关工作的比例也较高，分别为 15%、18%和 19%。整体而言，农村家庭发生了向上的代际职业流动性。而且相比城镇家庭，子辈与父辈的职业分布情况发生了更为明显的变化。

2. 城乡家庭代际职业向上流动的比率

本文将城镇家庭和农村家庭两个不同的群体，按照父亲的职业类别进行统计子辈发生代际职业向上流动的比率，得到如下图 2。

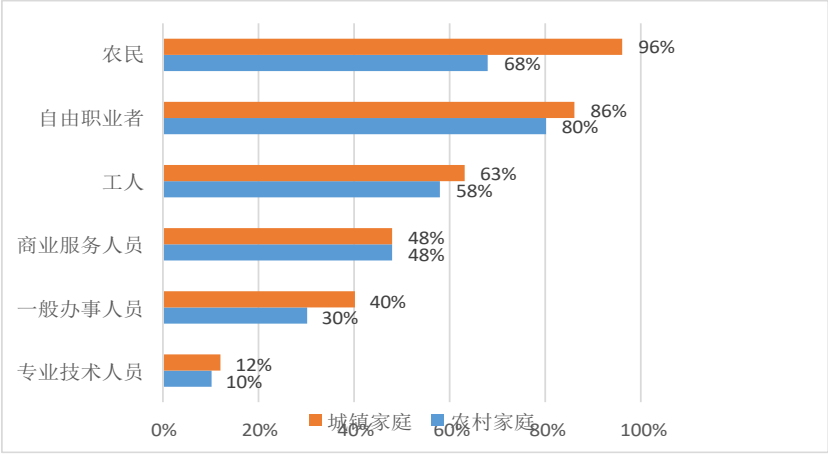
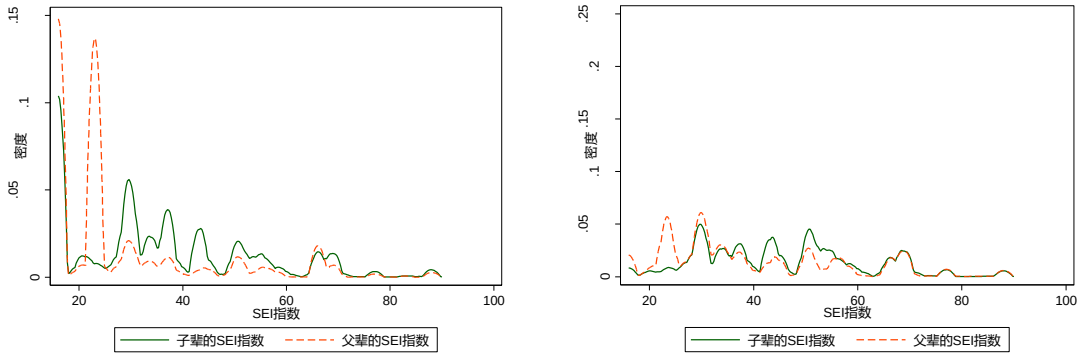


图 2　城乡家庭代际职业向上流动的比率

图 2 显示，从各具体的职业大类来看，相比农村家庭，城镇家庭中子辈发生代际向上流动的概率更大。例如，城镇家庭父辈为农民的子女有 96%的概率不再从事务工相关职业，而农村家庭父辈为农民的子女，仅 68%的概率不再从事务农相关职业。换句话说，代际职业的传承现象在农村家庭中表现得更加明显。

（三）社会经济地位的代际流动性

社会经济指数（SEI）又称为职业声望指数，最早由邓肯（Duncan, 1961）提出，他根据平均收入和教育水平建立各类职业的声望得分。因此，社会经济指数是代表职业、收入以及教育水平的综合变量，从社会经济地位的代际流动性入手分析，有助于更加全面地了解我国居民的代际流动性情况。基于 2012 年、2013 年、2015 年的中国综合社会调查（CGSS）的混合截面数据，统计得到到我国城乡家庭父辈与子辈的社会经济指数的密度函数如下图 3 所示：



（a）农村居民家庭　　（b）城镇居民家庭

图 3　城乡家庭父辈与子辈的社会经济指数密度函数

从图 3 可以看出，农村家庭中子辈与父辈的 SEI 分布具有很大的差异性，大多数农村家庭的父辈主要集中在 SEI 较低的部分，集中在大约 25 以内，而子辈的 SEI 主要分布在 25-50 的区间内，极少数农村家庭子辈和父辈的 SEI 超过 70。相比农村家庭，城镇家庭的子辈与父辈的 SEI 分布具有较小的差异性。10%左右的城镇家庭的父辈 SEI 分布在 25 和 30 附近，而子辈的 SEI 主要分布在 30-50 的区间内，极少数农村家庭子辈和父辈的 SEI 超过 80。

从城乡家庭的 SEI 分布来看，两个群体均发生了一定的向上流动性，但是相比较而言，农村家庭的向上流动幅度更大。但是具体家庭

内部父辈与子辈的社会经济指数相关程度如何，需要通过采用回归分析的方法进行一步探讨。为此，本文建立如下回归模型：

$$SEI_{ic} = \beta_0 + \beta_1 SEI_{if} + \rho X_i + \varepsilon_i \qquad (5)$$

其中，SEI_{ic} 表示第 i 个家庭子辈的 SEI，SEI_{if} 表示第 i 个家庭父辈的 SEI，X 表示可能影响子辈 SEI 的因素，包括：子辈的个人特征、家庭特征以及地区的经济社会特征等；ε_i 表示模型的误差项。在控制子辈个人的特征后，得到子辈与父辈 SEI 的回归分析结果如下表 5 所示：

表 5　　社会经济指数代际流动性分析

	子辈的SEI		
	全样本	农村家庭	城镇家庭
父亲的SEI	0.1053*** (0.010)	0.1107*** (0.014)	0.0659*** (0.014)
个人特征变量	控制	控制	控制
常数项	13.1066*** (1.276)	15.4241*** (1.605)	17.4074*** (2.221)
样本量	11730	7032	4698
R^2	0.416	0.418	0.309
R^2 调整	0.415	0.417	0.306
F 统计量	535.6	302.9	139.5

从表 5 的全样本回归结果可知，父亲的 SEI 每提高一个单位，子辈的 SEI 提高 0.1053 个单位。分城乡家庭样本来看，农村家庭的父辈的 SEI 每提高一个单位，子辈的 SEI 提高 0.1107 个单位，高于城镇家庭的 0.0659 个单位。说明相比城镇家庭，农村家庭子辈的社会经济地位与父辈的经济社会地位关联程度更高。由于农村家庭的父辈基本处于具有更大的概率处于社会经济地位水平不高的位置，因此可以说农村家庭的父辈更加容易把不利的社会地位传递给子辈。

三、中国居民代际流动性的趋势分析

对中国居民代际流动性的趋势进行深入分析十重要，有利于我们对于“中国梦”是否能实现，实现的难度做出科学判断。如果代际流动性呈现出下降的趋势，说明我国社会阶层固化日益加重，人们实现自身梦想的机会与途径不断减少，“中国梦”实现难度增加；反之，如果代际流动性呈现出上升的趋势，说明我国社会机会公平程度在不

断提高，人们实现自身梦想的机会与途径不断增加，“中国梦”实现的可能性也更大。

本文基于 1989-2015 的中国营养与健康调查数据，采用代际收入弹性与代际秩关联系数指标，对中国居民 1989-2015 年的代际流动性趋势进行分析。

1、1989-2015 年中国居民代际收入弹性的变化趋势

根据表 2 中的估计结果，发现采用 OLS 与平滑收入的方法得到的代际收入弹性估计结果较为近似，而采用父亲的教育水平作为工具变量的估计方法严重高估了代际收入弹性。根据 OLS 和平滑收入方法估计得到的 1989-2015 年的代际收入弹性变化趋势如下图 4 所示。

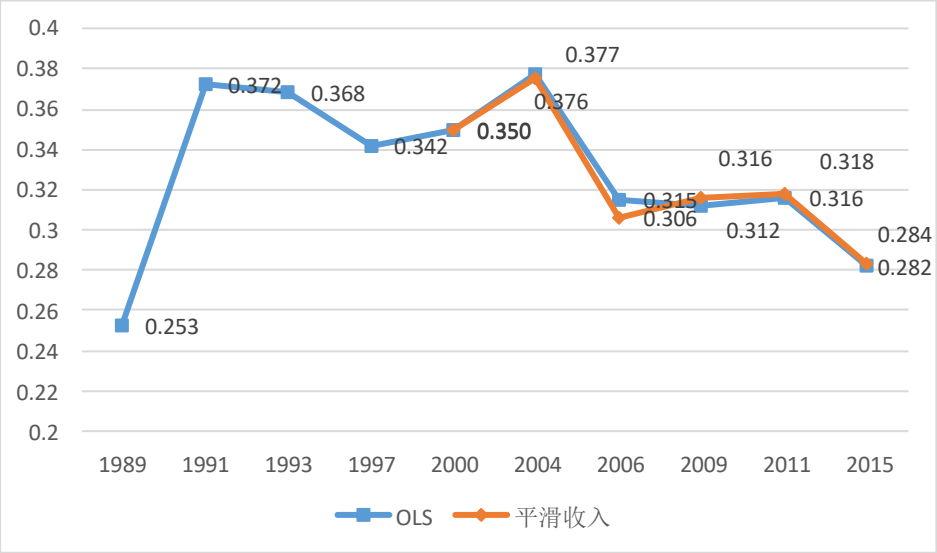


图 4　　1989-2015 中国居民代际收入流动性的变化趋势

由于平滑收入估计方法中，父亲的收入水平采用的是历史年份父亲收入的平均值，因此本文基于该方法仅估计了 2000 年以后的代际收入弹性。图 4 的结论表明 OLS 估计方法和平滑收入估计方法得到的代际收入弹性大小十分近似。因此，我们基于 OLS 估计方法对 1989-2015 年的代际收入弹性的变动趋势进行进一步分析。1989-2015 年代际收入弹性整体呈现出先上升，后下降的趋势，其中，2004 年左右代际收入弹性最高，约为 0.377；1989 年、2015 年的代际收入弹性较小，分别为 0.253、0.282。1994 年的义务教育普及、1999 年的高校扩招政策带来的滞后效应，以及近年来的快速城镇化过程可能是

导致 2000 年以后我国居民代际收入流动性不断提高的原因。具体政策的效应如何，还需要后续进行深入研究说明。

2、 2000-2015 年中国居民代际秩关联系数的变化趋势

已有研究发现，现实中的调查数据难以调查到永久收入水平，而且父辈与子辈的收入也可能呈现出非线性的关系。因此，达尔和德雷勒（Dahl and DeLeire，2008）提出采用代际关联（IRA）指标来刻画子辈与父辈的收入关系，即子辈收入排序对父辈收入排序的相关系数。

为了从更加多元的视角描述中国居民的代际收入流动性趋势，本文基于中国营养与健康调查数据对 1989-2015 年居民的代际秩相关系数进行了计算，并将其与 1989-2015 年的代际收入弹性进行比较，如下图 5 所示：

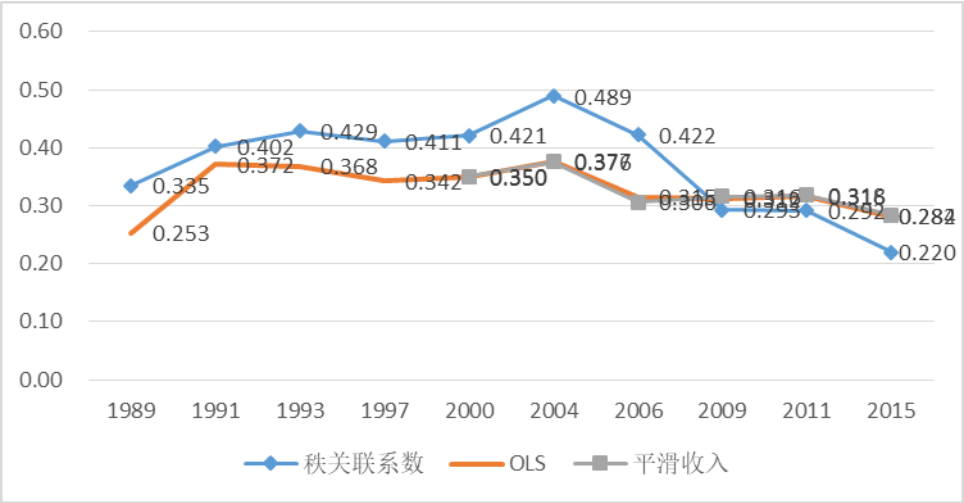


图 5　子辈与父辈收入的秩关联系数变化趋势

从图 5 可知，子辈与父辈的代际秩关联系数的变动与代际收入弹性的变动趋势一致，呈现出先增后降的趋势。2004 年的代际秩关联系数最高，达到 0.49，2015 年的代际秩关联系数最低，约为 0.22。从代际秩关联系数来看，子辈在同辈人中收入排名的秩序，与父辈在同辈人中收入排名的秩序相关性在不断降低，说明子辈收入受到父辈收入的影响也呈现出不断下降的趋势，中国居民整体的代际收入流动性不断提高。

四、中国居民代际流动性的国际比较

较高的代际流动性是实现“中国梦”的必要条件，本文的研究发现中国居民的代际收入流动性不断提高，城乡家庭均呈现出向上的代际职业流动特点。那么，“中国梦”实现的难度到底有多大，与“美国梦”相比，是否更加难以实现？基于此考虑，我们将在某一具体的时间点上（历史或当前时间点），将中国居民的代际收入流动性进行国际比较，从更加客观的角度来评价中国居民的代际收入流动性。

（一） 历史比较

布莱登（Blanden，2013）就以往学者对各国代际收入流动性的研究做了详细整理，为了代际收入弹性的可比性，他选择的对比研究资料中，子代限定在出生于 20 世纪 50 年代后期以及 60 年代初期。

同样，为了增加与国际研究的可比性，将子代出生的年代为 20 世纪 50 年代至 60 年代左右，本文选择 1989、1991 和 1993 年的中国营养与健康调查数据，限定子代的年龄为 25-35 岁进行分析，与其它国家的代际收入弹性比较结果如表 6 和图 6 所示：

表6　　代际收入弹性的比较

国家	资料来源	数据库	代际收入弹性
巴西	Dunn (2007)(scaled)	PNAD(Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios)	0.52（0.011）
美国	Solon (1992)	NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)	0.41（0.09）
英国	Dearden，Machin and Ree (1997)(scaled)，Nicoletti and Ermisch (2007)	NCDS(National Children Development Survey)，BHPS(British Household Panel Survey)	0.37（0.05）
挪威	Nilsen et al.(2008)	税收管理数据	0.25（0.006）
澳大利亚	Björklund and Jantti (2008)	HILDA(Household Income and Labour Dynamics in Australia Survey)	0.25（0.080）
瑞典	Björklund and Chadwick (2003)	1965、1970、1975、1980 年的瑞典人口普查数据	0.24（0.011）
加拿大	Corak and Heisz (1999)	税收管理数据	0.23（0.01）
芬兰	Pekkarinen et al. (2006)，Osterbacka (2001)	1970-1995 年中每相隔五年的芬兰人口普查数据	0.20（0.02）
丹麦	Mlunk et al.(2008)	人口普查数据	0.14（0.004）
中国	**OLS**	**1989 年、1991 年和 1993 年的中国营养与健康调查混合数据**	**0.38（0.065）**

资料来源：表 6 摘自布莱登（Blanden，2014），其中“scaled”表示文献中基于两阶段工具变量方法（TSIV）得到的代际收入弹性，布莱登向下调整了 0.75%，以便与其他基于 OLS 估计方法和平滑收入方法得到的结果进行比较。

从表 6 和图 6 比较来看，中国 20 世纪 90 年代的代际收入弹性为 0.38，低于美国和巴西，高于澳大利亚、加拿大以及北欧的发达国家。说明 20 世纪 90 年代中国的代际收入流动性高于美国和巴西，介于美国和英国之间，但是低于澳大利亚、加拿大以及北欧国家。

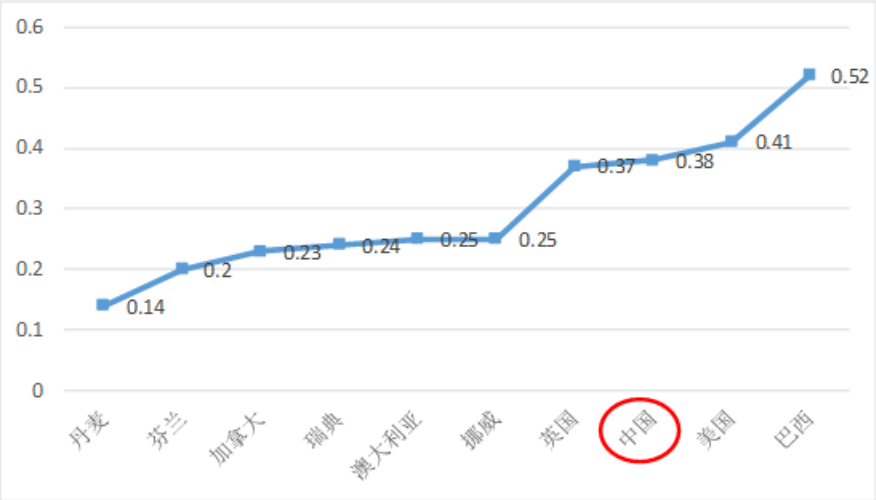


图 6　中国与对标国家的代际收入流动性比较

（二） 现状比较

2018 年 5 月 9 日，世界银行发布最新报告《公平的进步？世界各国代际经济流动》基于代际收入弹性，给出了最新世界各国代际收入流动性的地图，如下图 7 所示：

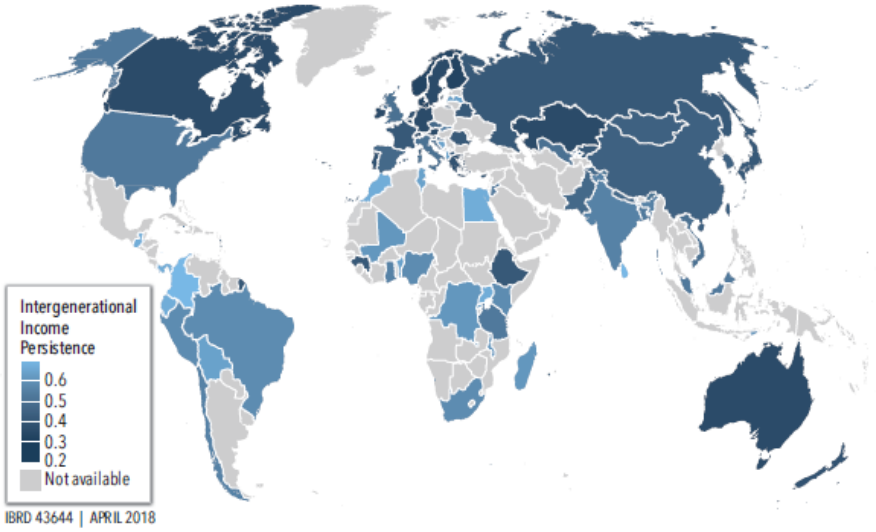


图 7 世界各国相对代际收入流动性地图

从图 7 可以看出，世界银行估计中国的代际收入弹性处于 0.3-0.4

的区间段[8]中，和日本、韩国以及俄罗斯接近，但是高于加拿大、澳大利亚、北美等国家，低于印度、巴西、美国以及非洲的大部分国家。说明目前，中国居民的代际收入流动性与日本、韩国、俄罗斯较为接近，低于加拿大、澳大利亚以及北欧诸国，高于印度、巴西、美国以及非洲的部分国家。

五、结论与政策建议

（一）结论

提高我国居民的代际流动性是“中国梦”实现的必不可少的条件。基于 1989-2015 的中国营养与健康调查数据以及 2012 年、2013 年、2015 年的中国综合社会调查数据，本文从收入的代际流动、职业的代际流动以及社会经济地位的代际流动三个方面综合描述了中国居民代际流动的现状。在此基础上，通过代际收入弹性、代际秩关联系数的变动趋势对中国居民的代际收入流动性趋势进行了分析，同时基于已有研究以及世界银行报告，对中国居民的代际收入流动性进行了国际比较。本文的研究结论包括以下几点：

1、2011 年和 2015 年我国居民的代际收入弹性在 0.3 左右，农村家庭的代际收入流动性高于城镇居民家庭，男性的代际收入流动性高于女性，东、中、西部地区的代际收入流动性没有显著差异。

2、中国居民整体代际职业发生了向上流动，其中城镇居民发生代际向上流动的概率更大，但是农村家庭子辈与父辈的职业分布差异更大。

3、农村家庭中父辈与子辈的社会经济地位关联程度比城镇居民家庭高，农村家庭的父辈更加容易把不利的社会地位传递给子辈。

4、自 2000 年以来，中国居民整体的代际收入流动性呈现出上升的趋势。

5、20 世纪 90 年代，中国居民的代际收入流动性位于高于美国和巴西，低于英国、澳大利亚、加拿大以及北欧的发达国家。

6、目前，中国居民的代际收入流动性与日本、韩国、俄罗斯较为接近，低于加拿大、澳大利亚以及北欧诸国，高于印度、巴西、美

[8] 数据来源：Global database on intergenerational mobility (GDIM).其中，中国数据来源于 2012 年中国家庭追踪调查数据 CFPS2012，采用的是 OLS 估计方法。

国以及非洲的部分国家。

（二）政策建议

针对中国居民代际流动性的现状，本文提出如下提高居民代际流动性的政策建议：

1、加大教育投入，促进教育均衡发展

教育是促进社会流动的动力，教育的公平是社会公平的基础，大力发展教育有利于促进社会流动，激发个体的创造性和积极性。一是加大教育经费的投入，为学前教育提供财政经费保障、加大对义务教育的经费投入、保障高等教育经费投入的较快增长，完善对于教育经费使用的监督管理，从而促进教育的多层次全方位的发展以及教育水平的整体提升；二是建立均衡发展教育体制机制，鉴于农村家庭的父辈更容易把不利的社会经济地位传递给子辈，教育的经费投入以及体制机制的改革，需要更加均衡。促进发达地区与欠发达地区教育资源的均衡，政府应该进一步完善义务教育经费投入机制，按照比例与实际情况分配各地区的义务教育经费，适当向贫困地区和农村的学校倾斜；推动欠发达地区教育经费的来源多元化，建立国家、企业、民间组织、个人等多元义务教育投入体系。

2、进一步改革户籍制度，破除城乡二元体制

改革户籍制度，破城乡二元体制是促进城乡间、区域间人口自由流动、机会平等的重要举措，有利于促进中国居民的代际流动性。一是进一步放开城镇落户的门槛。特别是大城市积分落户门槛，或取消农业户籍与非农户籍之间的性质区分，解除劳动力自由流动的制度性障碍；二是着力解决户籍制度背后蕴藏的公共服务保障不平等问题。赋予城乡居民平等的义务教育机会、平等的劳动就业机会、同等的就业扶持、住房保障、养老服务、社会福利，帮助农村居民和欠发达地区的民众获得公平的起点和发展机会。

3、完善促进创业就业的长效机制

就业是劳动者的收入和个人发展前景的重要影响因素，公平的就业环境能够为公民提供良好的发展条件，完善促进创业就业的长效机制有助于提高中国居民的代际流动性。一是转变政府职能，提供良好的创业环境。鼓励和支持高校毕业生、农民工群体自主创业，提供就

业创业培训服务，完善创业金融服务支持，为创业就业提供良好的政策环境、融资环境、文化环境和服务环境。二是改革并消除就业方面的制度性障碍。规范招人用人制度，消除城乡、行业、身份、性别等一切影响平等就业的制度障碍和就业歧视。完善劳动力市场，逐步健全科学合理的用人制度，保障公平的就业机会，畅通职业代际流动渠道，更好满足人民群众的发展愿望。

参考文献：

[1]Becker G. S., Tomes N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J]. Journal of political Economy, 1979, 87(6): 1153-1189.

[2]Blanden J. Cross‐country rankings in intergenerational mobility: a comparison of approaches from economics and sociology[J]. Journal of Economic Surveys, 2013, 27(1): 38-73.

[3]Dahl M. W., DeLeire T. The association between children's earnings and fathers' lifetime earnings: estimates using administrative data[M]. University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty, 2008.

[4]Dunn C. E. The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil[J]. The BE Journal of Economic Analysis and Policy, 2007, 7(2).

[5]Gong H, Leigh A, Meng X. Intergenerational income mobility in urban China[J]. Review of Income and Wealth, 2012, 58(3): 481-503.

[6]Takenoshita H. Intergenerational Mobility in East Asian Countries: A Comparative Study of Japan, Korea and China[J]. International Journal of Japanese Sociology, 2007, 16(1): 64-79.

[7]Li Y., Zhang S., Kong J. Social mobility in China and Britain: A comparative study[J]. International Review of Social Research, 2015, 5(1): 20-34.

[8]Yuan W. The Sins of the Fathers: Intergenerational Income Mobility in China[J]. Review of Income and Wealth, 2017, 63(2):

219-233.

[9]Zhang Y., Eriksson T. Inequality of opportunity and income inequality in nine Chinese provinces, 1989–2006[J]. China Economic Review, 2010, 21(4): 607-616.

[10]陈琳，袁志刚.中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制[J].世界经济，2012，35(06):115-131。

[11]吕光明，李莹.中国居民代际收入弹性的变异及影响研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版)，2017(03):35-45。

[12]何石军，黄桂田.中国社会的代际收入流动性趋势:2000～2009[J].金融研究，2013(02):19-32。

中国发展研究基金会
China Development Research Foundation

地　　址：北京市东城区安定门外大街 136 号皇城国际中心 A 座 15 层

电　　话：（010）64255855　　邮　　编：100011

传　　真：（010）84080850　　网　　址：www.cdrf.org.cn

责任编辑：任晶晶　　电子邮箱：renjj@cdrf.org.cn