

中国农村居民收入差距与代际传递效应

陈杰^{1,2}, 周宁²

(1.中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 北京 100732; 2.南京财经大学经济学院, 南京 210046)

摘要: 基于中国居民健康和营养调查(CHNS)1989—2011年数据, 从时间序列和世代视角对农村居民收入差距的代际传递效应进行了分析。结果表明: 从时间序列视角看, 子代教育与职业是父代收入影响子代收入差距的两条重要路径。在子代收入决定因素中, 职业因素更为重要, 平均而言, 该因素解释了总影响的24%。但是2004年以来这种影响有所下降, 直接带来子代收入差距的好转。从世代视角看, 与60后和70后相比, 父代收入对80后子代的影响程度有所下降, 最终使得在父代收入差距依然较大的情况下, 80后子代的收入差距有所好转。总的来说, 农村地区子代受父代影响有所下降, 且收入差距程度也有所缓解。但是政府仍然需要谨慎, 应该努力保证各个阶层子代, 尤其是经济收入处于劣势阶层的子代拥有较为公平的受教育机会及就业机会, 从而使得各个阶层子代收入的高低更多地由自身的努力程度所决定。

关键词: 收入差距; 代际传递; 教育; 职业

中图分类号: F323.8; C913.1

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2017)05-0001-10

Inhabitants' income inequality and inter-generational transmission in rural China

CHEN Jie^{1,2}, ZHOU Ning²

(1. Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210046, China)

Abstract: This paper analyzes the income inequality inter-generational transmission in rural China on the data from China Health and Nutrition Survey (1989-2011). The empirical results show that the income inequality intergenerationally transferred from parents to offspring through education and occupation between 1989 and 2011. Among them, the occupation factor was more important, which has explained 24% of total effects. However, this effect has decreased since 2004, which directly causes the improvement of offspring's income inequality. From the perspective of generation, the effect of parents' income toward 80's offspring decreases compared with 60's and 70's offspring. This makes the income inequality of 80's offspring is on the mend when parent income inequality is still larger. In this paper, the research results show that with the deepening of the market economy, whatever from the perspective of time series or generation, the influence of parent toward offspring has decreased and offspring's income inequality has also eased in rural China. However, the government still needs to be careful and make sure offspring in all levels, especially those whose income are at a disadvantage class have more fair education and employment opportunities. So offspring in all levels can earn more or less from their own effects.

Keywords: income inequality; inter-generational; education; occupation

一、问题的提出

代际收入流动性描述的是父代收入对子代收

入的影响。Becker 和 Tome 最早建立了代际收入流动性的经济学分析框架^[1]。在此框架中, 代际收入流动性一般用代际收入弹性来表示, 该弹性越大, 说明父代收入对子代收入的影响越大, 代际收入流动性越低。

国外关于代际收入弹性测算的研究起步较早。Behrman、Becker 等研究表明, 美国代际收入弹性约在 0.2 左右, 有着较高的代际收入流动性^[2,3]。但

收稿日期: 2017-08-31

基金项目: 教育部青年基金项目(17YJC63008); 江苏省高校哲学社会科学研究基金项目(2017SJB0241)

作者简介: 陈杰(1986—), 男, 江苏高邮人, 博士, 讲师, 主要研究方向为农村居民收入、农村发展与农业经营。

早期的研究结论与真实世界有较大的差距,随着数据的更新、方法的改进,20世纪90年代,美国掀起了代际收入流动性研究的新高潮。Solon认为,由于收入的暂时波动,以往利用短期收入估计的代际收入弹性会有向下的偏误^[4]。父代的单年收入是其持久性收入的“噪声”,因此,如果使用多年平均收入,“噪声”会随着使用年数的增加而减少,估计出来的代际收入弹性也会相应增大,更加接近真实值。利用Solon的平均收入法,美国代际收入流动性弹性的估计值应在0.4左右^[4,5]。除了平均收入的处理方法,Zimmerman提出用工具变量来纠正代际收入弹性估计向下的偏误^[6]。2000年以后,一些研究又深入探讨了如何获得更准确的持久性收入替代变量,包括对父代平均收入使用年限的讨论和对父代、子代年龄的选取^[7,8],从而能更为精确地估计出代际收入弹性。

在估计出代际收入弹性后,一些学者开始关注代际收入流动性与收入差距之间的关系。Becker和Tomes认为,收入分配的全面分析应该包括两方面内容:一方面是同一代居民之间的收入差距;另一方面是居民代际间的收入差距^[1]。对一个社会而言,这两者同时存在,且可能相互影响。Miles Corak以收入差距(基尼系数)为横轴,代际收入流动性(代际收入弹性)为纵轴,将不同国家置于同一坐标系内,提出了“了不起的盖茨比曲线(The Great Gatsby Curve)”^[9]。“了不起的盖茨比曲线”表明收入差距较高的国家,其代际收入流动性较低。Guido Neidhöfer对拉丁美洲各个国家的数据分析也表明“了不起的盖茨比曲线”可能存在^[10]。此类研究的结论在一定程度上可以表明子代收入基尼系数与代际收入弹性之间存在正相关关系,然而这并不能证明两者存在因果关系,原因在于各个国家的经济基础并不相同。代际收入流动性与收入差距可能仅仅是经济发展的两个结果,因此并不能用其中一个结果去解释另一个结果。但是由于现实中代际收入流动性的确存在,使得父代收入差距与子代收入差距之间可能会存在某种关系。Galor和Ziera认为在信贷约束的前提假设下,不同收入水平的父代对子代人力资本的投资能力不同,而人力资本存量不同的子代,其长期收入会收敛于不同的均衡点,最终导致子代间依然保持较大的收入差距^[11]; Tamotsu

Nakamura和Yu Murayama的研究进一步指出,教育成本将决定收入差距与代际收入流动性之间的动态关系^[12];国内学者谢勇也认为,在不完善的资本市场、较高的人力资本投资以及人力资本收益率下,初始的收入差距会带来不同收入的父代对子代人力资本投资的差异,而这种差异会将父代间的收入差距传递下去,形成新一轮的子代收入差距^[13]。Banerjee和Newman认为,收入不同的父代不仅会影响子代的人力资本投资,同时也会影响子代的职业选择,不同的职业带来子代最终的收入差距^[14]。

但是,上述研究基本都是理论的逻辑推演,缺乏经验数据的验证。为此,笔者拟采用中国健康与营养调查(CHNS)的大样本数据,对中国农村子代收入差距中的父代影响进行经验分析,以期对以往的研究做出一定的补充。

二、数据来源及其统计分析

中国健康与营养调查在经济社会发展、公共资源等方面建立相应指标,随机抽取了中国东、中、西部的辽宁、江苏、山东、黑龙江、河南、湖北、湖南、广西、贵州9个省份(2011年添入北京、上海和重庆)的样本,具有较好的全国代表性。CHNS数据采用多段随机抽样方法,除了选取每个省的省城和较低收入的城市外,在每个省依据收入分层和一定的权重随机抽取4个县。每个县除县城镇外按收入分层抽取3个村落,每个村20户。城市内的城区和郊区是随机抽取的。在抽样时同时兼顾不同大小和收入水平的城市或县城,样本中包含有城市居民和农村居民。数据中包含有家庭中个体特征、个人工作职业类型、工作单位所有制、收入水平等各方面信息。由于本研究关注农村居民收入差距的代际传递情况,因此只采用农村居民样本,其中农村居民样本按照父代的户籍进行划分。本研究使用CHNS数据中1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009、2011共9年的数据,为了保证各年样本地区的一致性,2011年样本没有纳入北京、上海和重庆样本。

为了得到父代与其子代历年的综合信息数据,首先对所有农村家庭样本中父代(父亲)和子代(儿子或女儿)的信息进行分离,然后将同属一个家庭的父代、子代数据合并得到父代与其子代历年的综合

信息数据。对于父代样本的选择,也有学者同时挑选了父亲与母亲。笔者认为对于中国农村家庭,父亲掌握着大部分资源,可能对子代的影响更大。王海港的研究也在一定程度上验证了这一假说^[15]。因此本研究中的父代样本仅仅包含父亲,这也与大部分的研究保持一致^[16,17]。此外,本研究在筛选父代时是以户主为基础,并没有考虑户主与其父亲之间的关系。之所以如此是因为在农村一般而言,户主在家庭中经济活动力较强,而户主的父亲即便劳动,也是处于一种“半退休”的状态,其收入水平只能代表人生总体收入的末期,很难反映出人生整个阶段的收入水平。因此,本研究由户主筛选出父代,并研究父代、子代之间收入的关系要更具代表性。接着结合以往的研究以及 CHNS 数据情况,选择合适年龄段的劳动力。从数据初步统计结果看,农村子代劳动力进入劳动力市场的年龄比较低,不少劳动力甚至未成年。由于使用较低年龄段的子代收入会带来较大的测算误差,因此本研究选择成年以后的子代劳动力(18 周岁及其以上)。参考中国农村一般劳动人口的基本特征,以及为了尽量避免生命周期偏误,本研究设定父代劳动力的年龄上限为 60 岁,删除了父代、子代年龄差距在 14 岁以下的样本。最后利用 CHNS 数据提供的 2011 年消费价格指数对父代、子代收入变量进行了处理^①,并剔

除样本中存在的异常值。经过以上的处理,一共获得 3 937 个有效配对样本,1989—2011 年间 9 个年份的配对样本量分别为 399、660、663、665、687、252、200、235 和 176。

表 1 给出了子代样本年收入、年龄、教育和职业等关键变量的统计结果。从结果看,子代中男性的数量多于女性,而且随着时间的推移,男性的比例有所提高;子代大部分都是单身;在相应的 9 轮调查中,子代的平均年龄有一定的提高,从 1989 年的 21 岁上升至 2011 年 26 岁;本研究的教育变量为个人受教育年限。可以看出,子代受教育的程度逐年提高,到 2011 年时平均受教育年限已经达到 10.6 年,这说明农村家庭对子代的人力资本投资越来越重视。职业变量的设定是按照 Erikson 和 Goldthorpe 的职业等级分类表对职业进行打分^[18]。比如管理者、行政官员、经理这类职业为最高分 12 分,军官与警察为 11 分,……非技术工人或熟练工人为 3 分,农民、渔民、猎人为 2 分,其他为 1 分。从基本统计结果来看,子代职业评分值从 1989 年起逐步提高,表明子代职业的非农程度越来越高,而且非农就业的层次也越来越高;本研究所指的年收入包括农村居民的农业经营性净收入、非农经营性净收入以及工资性净收入,1989 年到 2011 年子代年净收入提高了约 8.3 倍。

表 1 子代样本变量统计

变量	定义	年份								
		1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
性别	男性=1;女性=0	0.56 (0.49)	0.52 (0.49)	0.56 (0.50)	0.63 (0.48)	0.64 (0.48)	0.70 (0.46)	0.75 (0.43)	0.72 (0.45)	0.75 (0.43)
年龄		21.00 (2.65)	21.56 (2.71)	22.04 (2.96)	22.79 (3.46)	23.47 (3.85)	25.30 (4.30)	25.57 (4.55)	25.74 (4.67)	25.69 (4.00)
教育	个人在校时间	7.14 (3.10)	7.50 (3.03)	7.78 (2.77)	8.36 (2.48)	8.98 (2.39)	9.41 (2.57)	10.27 (2.82)	10.02 (2.42)	10.59 (2.90)
职业	职业等级分类	2.91 (1.85)	2.94 (1.93)	3.13 (2.05)	3.36 (2.20)	3.69 (2.35)	3.88 (2.47)	4.66 (2.73)	4.64 (2.58)	4.81 (2.73)
收入	年净收入	2 664 (2 275)	2 689 (2 388)	3 804 (4 300)	5 674 (5 507)	7 857 (9 867)	9 480 (12 778)	15 092 (16 795)	19 062 (27 766)	22 094 (16 721)

注:括号中为标准差。

三、时间序列视角的收入差距代际传递效应

参考以往研究,父代收入差距主要通过影响子代受教育水平以及职业选择进而影响到子代的收

入,为了定量地估计出父代收入差距对子代收入差距的影响,笔者将首先估计子代教育、职业对子代收入差距的贡献,然后再估计父代收入对子代教育与子代职业的影响程度。

1. 农村居民收入差距情况

为了了解农村居民 1989—2011 年间收入差距的情况,本研究使用最常用的基尼系数作为度量指标进行测算。考虑到 2000 年后单年的配对样本量较少,将 9 次调查中相近的两次调查数据合并,最终得到 1989 年、1991&1993 年、1997&2000 年、2004&2006 年和 2009&2011 年共 5 个时间段,这种划分方式将这 20 多年分为较为清晰的五个阶段:20 世纪 80 年代末、90 年代初、90 年代末以及 21 世纪初的前段和后段。

表 2 给出了父代、子代基尼系数的测算结果。可以看出,父代、子代的基尼系数基本都在 0.45 以上,远远超过了 0.4 的国际警戒线,表明农村居民收入差距程度较高;父代的收入差距程度总体高于子代:父代的平均基尼系数为 0.498,子代的平均基尼系数为 0.467。

表 2 农村居民基尼系数

时间	父代	子代
1989 年	0.468 2	0.432 7
1991&1993 年	0.482 9	0.498 5
1997&2000 年	0.485 6	0.489 8
2004&2006 年	0.559 4	0.489 4
2009&2011 年	0.495 9	0.425 4

2. 子代收入决定方程

为了得到各个因素对子代收入差距的影响,本研究将采用夏普里值分解法^[19],该方法是一种基于回归方程的分解方法。

为了应用该方法,本研究首先需要构建子代的收入决定方程。

表 3 是对农村子代样本各年净收入来源进行的统计。从统计结果上看,农业经营收入占总收入的比重在 1997&2000 年已不足 40%,2009&2011 年只占总收入的 18%左右;另一方面,工资性收入比重却在不断提高,该比重在 1997&2000 年已经超过 50%,2009&2011 年更是达到了 73%,成为子代年净收入最重要的来源。

表 3 子代年净收入来源统计 %

分项	1989 年	1991&1993 年	1997&2000 年	2004&2006 年	2009&2011 年
非农经营	4.16	7.05	10.17	8.57	9.1
农业经营	60.77	58.27	39.56	30.26	17.87
工资性	35.07	34.68	50.27	61.17	73.03

正是由于农业经营性收入的比重越来越低,年龄、教育等个人因素对子代收入的影响也就变得越来越重要。当然,职业、行业因素以及地区因素也会对子代收入产生影响。最后,由于本研究使用的数据包含不同的省和不同的时期,因此需要加入地区和时间的虚拟变量。

综上所述,本研究在子代收入决定方程估计中将会使用到以下 8 个解释变量:性别、婚姻状况、年龄、受教育年限、职业、地区虚拟变量^②、时间虚拟变量、父代收入。由于收入变量一般符合正态分布,而且这也是被普遍接受的做法,因此本研究选择了半对数模型。回归方程的具体形式如下:

$$\ln(\text{子代收入})=f(\text{年龄, 职业, 时间虚拟变量, 父代收入, ...})$$

表 4 给出了子代收入决定方程的估计结果。需要说明的是,方程一是在不控制子代教育、职业变量下,对父代收入作用的直接估计;方程二是对子代教育、职业变量影响的估计。从控制变量的回归结果看,各控制变量的系数符号符合预期,且方程一和方程二的估计结果基本保持一致,具有一定的可信度。下面将主要从方程二的回归结果出发对各控制变量做一定说明。

表 4 子代收入决定方程估计结果

变量	方程一	方程二
性别	0.044 6(0.035 0)	0.051 7(0.035 6)
婚姻状况	0.025 7(0.047 7)	0.091 2*(0.048 8)
年龄	0.204 0*** (0.041 5)	0.162 *** (0.042 4)
年龄平方	-0.003 22*** (0.000 817)	-0.002 78*** (0.000 833)
ln父代收入	0.384*** (0.015 2)	
教育		0.036 0*** (0.006 60)
职业		0.146 *** (0.008 15)
东部地区	0.349*** (0.040 8)	0.305 *** (0.042 0)
中部地区	-0.023 0(0.039 3)	-0.049 5(0.040 1)
1991&1993年	0.008 83(0.057 7)	0.004 63(0.058 7)
1997&2000年	0.510*** (0.058 7)	0.560 *** (0.0598)
2004&2006年	0.779*** (0.073 3)	0.897*** (0.074 5)
2009&2011年	1.123*** (0.078 3)	1.465*** (0.077 1)
常数项	1.503*** (0.520)	4.550*** (0.521)
R ²	0.397	0.378

注:“*”、“**”、“***” 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著,括号内为标准误。婚姻状况:已婚=1,未婚=0。

性别变量在子代收入决定方程中并不显著,表明男性、女性收入相差不大;已婚子代的年净收入要比未婚子代显著高出 9.1%,表明已婚会激励子代

提高自身收入；年龄变量在 1% 的水平上显著为正，表明随着年龄的增加，在子代工作经验增加的情况下收入会逐渐提高，而年龄平方系数为负说明年龄对个人收入的作用边际递减；地区虚拟变量的估计结果表明，相对于西部地区，经济发展水平较高的东部地区子代收入水平较高，而中部地区差别不大；时间虚拟变量的估计系数表明从 1997 年开始，子代年净收入呈现逐年递增的趋势。

从核心变量的估计结果看，父代收入对子代收入有着较大的作用；教育对个人收入的影响十分显著，子代劳动力接受学校教育每增加一年，其年净收入将增加 3.6%；子代从事的职业类型对其收入的影响程度更高，职业每提高一个层次，子代年净收入便会增加 14.6%。

3. 子代收入差距分解

在构建子代收入方程后，本研究将对子代收入差距进行分解。夏普里值分解法的基本思想是：将收入决定方程的某一自变量(例如 X)取样本均值，然后将 X 的平均值和其他变量的实际值一起代入收入决定方程，推测出收入数据，并计算对应于这个估计收入的不平等指数，记做 G_I ，此时该指数已经不包含“ X ”的影响。于是，可以将 G_I 与根据真实数据计算出的收入差距 G_0 之间的差作为 X 对于收入差距的贡献。如果 X 取均值后，收入差距缩小了，说明 X 是扩大收入差距的因素，它对收入差距的贡献为正；反之则为负。

由于是分解各因素对收入差距的影响而不是对收入对数差距的影响，因此本研究在子代收入决定方程两边同时取指数，得到待分解的方程如下：

$$Y = \exp(\hat{\alpha}_0) \exp(\hat{\alpha}_1 X_1 + \hat{\alpha}_2 X_2 + \dots + \hat{\alpha}_k X_k) \exp(T) \exp(\hat{u})$$

在上式中， X_1, X_2, \dots, X_k 代表各解释变量以及地区虚拟变量。 $\exp(\hat{\alpha}_0)$ 是一个常数项，当运用收入差距的相关指标时，它能够从方程中去掉而不会对结果产生任何影响。同样道理，由于收入差距能够按年份来度量和分解，年份虚拟变量 $\exp(T)$ 也能从方程中去掉而不会对结果产生任何影响^[20]。对于残差 \hat{u} 的影响，可以通过计算初始收入 Y 的差距与假设 $\hat{u} = 0$ 时的收入差距之间的差来得到^[21,22]。而一旦确定出了残差 \hat{u} 的影响，总的收入差距和残差引起的收入差距之间的差就是收入决定函数中自变量的影响。因此残差的作用可以表述为此函数包含

的变量所不能解释的收入差距部分。在理想的状态下，残差的影响为 0，这时总收入差距 100% 可以被解释，但这需要子代收入决定方程达到完美的拟合，而这种情形通常很难达到。一般用残差影响与总收入差距的比率来表示没有被解释的收入差距部分，而 1 减这个比率就表示能够解释的收入差距部分，反映这个模型起作用的程度。

表 5 给出了依据子代收入决定方程一的分解结果。可以看出，父代收入对子代收入差距的形成有着较大的贡献，且在 5 个时期均排在各因素之首。在 1991&2011 年，父代收入对子代收入差距的贡献率虽有起伏，但基本保持在 15%~20% 的区间内。除了父代收入，地区因素对收入差距的形成也具有较大的贡献，表明不同地理位置所带来的政策、市场整合程度等方面的差异会带来子代收入的差距较大。但是在 1997&2000 年达到峰值后，地区因素的贡献率近年来有下降的趋势，表明地区间的差距近年来有所减小。此外，性别对子代收入差距的贡献率一直较小，说明收入性别差异问题在中国农村子代劳动力市场中并不十分突出；婚姻因素对子代收入差距的贡献率也较小；年龄因素对子代收入差距的形成有一定的贡献。由于年龄的大小在一定程度上代表着经验的多少，因而年龄因素的结果代表着经验对收入差距具有一定影响。

表 5 子代收入差距分解结果一 %

变量	1989 年	1991&1993 年	1997&2000 年	2004&2006 年	2009&2011 年
性别	0.2	2.1	0.06	0.42	0.04
婚姻	0.12	2.29	0.23	0.6	2.36
年龄	3.05	4.78	6.98	4.95	8.57
父代收入	23.52	16.21	18	19.95	15.86
地区	4.03	4.39	10.68	9.69	8.09

表 5 分解出了父代收入对子代收入差距总的贡献率，但该结果无法给出父代收入对子代收入差距背后的作用机制。为了得到父代收入通过子代教育、职业对子代收入差距的具体贡献率，本研究将首先依据子代收入决定方程二对子代收入差距进行分解。从表 6 的分解结果可以看出，教育因素对农村子代收入差距的形成具有一定作用，然而教育因素的贡献率在 2004&2006 年达到峰值后，近年来有所下降。尽管如此，教育因素的贡献率总体还是高于代表经验的年龄因素，排在各因素的第三位；

职业因素的贡献率总体较高,一个可能的解释是中国的劳动力市场分割的特征较为明显,从而带来劳动力在主要、次要劳动力市场获得收入的差距较大。但是2009年后,职业因素的贡献率下降至12.34%,基本与1989年持平,表明不同职业间回报率差距近年来有所缩小。单独比较教育与职业因素,职业因素的贡献率之所以较高,一个重要的原因在于职业的收入回报率要高于教育。

表6 子代收入差距分解结果二 %

变量	1989年	1991&1993年	1997&2000年	2004&2006年	2009&2011年
性别	0.29	1.56	0.06	1.02	1.93
婚姻	2.52	3.04	0.03	1.19	3.8
年龄	0.54	2.7	4.54	3.44	3.06
教育	3.31	2.62	4.82	10.33	4.73
职业	11.29	16.24	21.91	18.15	12.34
地区	3.99	3.57	9.99	8.53	8.73

4. 父代收入对子代收入差距的影响

通过以上分解本研究得到了子代教育、职业对子代收入差距的贡献率。为了进一步探明父代收入通过此两种途径对子代收入差距的贡献,本研究还需分析父代收入对子代教育与子代职业的影响。表7给出了1989—2011年父代收入与子代教育、职业的相关系数。

表7 父代收入与子代教育、职业的相关系数

分项	1989年	1991&1993年	1997&2000年	2004&2006年	2009&2011年
子代教育	0.139 7	0.160 2	0.204 3	0.231 0	0.118 6
子代职业	0.188 6	0.287 7	0.357 0	0.281 3	0.191 4

表8 父代收入通过子代教育、职业对子代收入差距的贡献 %

分项	1989年	1991&1993年	1997&2000年	2004&2006年	2009&2011年
子代教育(%)	0.46(1.96)	0.42(2.59)	0.98(5.44)	2.39(11.98)	0.56(3.53)
子代职业(%)	2.13(9.06)	4.67(28.81)	7.82(43.44)	5.11(25.61)	2.36(14.88)

注:括号内为父代收入通过子代教育与子代职业在父代收入总贡献率中的百分比。

四、世代视角的收入差距代际传递效应

以上从时间序列视角具体分析了子代收入差距形成过程中父代收入的贡献,然而这还不能彻底说明问题,原因在于不同年龄段的子代成熟程度不同,其收入差距程度会有所不同,而且父代收入对其收入差距的影响也会有所区别。为此,本研究将对刚进入劳动力市场的年轻子代与年龄较大的成熟子代进行对比分析,即不同世代间的对比分析,

表8给出了父代收入通过子代教育、职业对子代收入差距的贡献,该贡献率由表6与表7相应的数据相乘所得。结果表明,在这20多年中,父代收入通过子代教育的平均贡献率为0.96%,通过子代职业的平均贡献率为4.42%,这代表着父代收入差距通过子代职业这个途径“复制”给子代的程度远高于通过子代教育。从贡献率的变化趋势可以看出,子代教育的贡献率在2006年前基本呈上升趋势,并在2004&2006年达到2.39%,然而在2009&2011年却下降至0.56%;子代职业的贡献率则是在1997&2000年达到峰值7.82%后,逐渐下降至2.36%,与1989年的贡献率相当。表8还给出了父代收入通过子代教育与子代职业在父代收入总贡献率中的百分比。可以看出,这种百分比同样表现出一种先升后降的趋势:在1989年时,父代收入通过子代教育与子代职业的贡献率占父代收入总贡献率的百分比仅为10%左右;到了1997&2000年间,这一百分比上升至50%左右;在2009&2011年间,这一百分比又下降至20%左右。

以往的研究表明不同收入的父代会对子代的人力资本与职业产生影响,而这种影响会将父代间的收入差距传递下去,形成新一轮的子代收入差距。本研究的实证结果也表明子代教育与职业是父代收入影响子代收入差距的两条重要路径,但是2004年以来这种影响有所下降,而这也直接带来子代收入差距的好转。

以此作为时间序列视角分析的有效补充。世代是指同一年或特定时期出生的人群,他们经历了同样的社会变迁,或多或少都会表现出相似的性格特征。依照一般的分法,本研究将子代划分为60后(1960—1969年)、70后(1970—1979年)以及80后(1980—1989年)。

1. 不同世代子代收入差距情况

表9给出了农村60后、70后以及80后子代平均年龄及年龄段的统计结果。可以看出,60后及

70 后子代基本都处在 18—40 岁之间,而 80 后样本量较少,其年龄最大的只有 30 岁。需要说明的是,本文的数据是由 1989 年至 2011 年数据合并而来。因此,这一合并的数据可以反映出 60 后、70 后以及 80 后子代各个年龄段。比如 60 后子代 18—20 岁等年龄段可能出自 1989 年的数据。

表 10 给出了 60 后、70 后以及 80 后子代不同年龄段样本量的统计结果。可以看出,60 后及 70 后子代大于 36 岁的样本量极少,仅有 22 个和 8 个,因此本研究在下面的分析中将不考虑这一年龄段。

表 11 给出了 60 后、70 后以及 80 后子代及其对应父代基尼系数的测算结果。可以看出,60 后及 70 后各个年龄段子代的基尼系数基本上都略高于相对应的父代,该结果表明子代收入差距相对于其

父代恶化了。但是 80 后子代的收入差距程度从统计结果看却有所好转。此外,表 11 的结果还表明倘若父代收入差距程度比较高,子代收入差距程度也将较高。

表 9 不同世代子代年龄统计结果

分类	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
60 后	1 337	23.81	4.02	18	40
70 后	2 056	22.69	3.82	18	39
80 后	536	22.27	2.89	18	30

表 10 不同世代子代分年龄段样本量统计结果

分类	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	31—35 岁	大于 36 岁
60 后	174	766	279	96	22
70 后	633	932	361	122	8
80 后	142	302	92		

表 11 不同世代农村居民基尼系数

分类	18—20 岁		21—25 岁		26—30 岁		31—35 岁	
	父代	子代	父代	子代	父代	子代	父代	子代
60 后	0.412 3	0.433 9	0.501 3	0.475 4	0.477 0	0.497 1	0.444 4	0.488 8
70 后	0.480 0	0.516 8	0.490 0	0.490 7	0.573 2	0.505 1	0.511 6	0.515 6
80 后	0.615 2	0.502 2	0.524 6	0.468 1	0.486 1	0.343 3		

2. 不同世代子代收入决定方程

表 12 给出了 60 后、70 后以及 80 后子代收入决定方程的估计结果。同样的,方程一是在不控制子代教育、职业变量下,对父代收入作用的直接估计;方程二是对子代教育、职业变量影响的估计。从控制变量的回归结果看,性别变量仅在 60 后方程一以及 70 后方程二显著,该结果表明 60 后与 70

后子代可能存在性别差异,80 后子代几乎不存在;婚姻变量对 60 后与 80 后有显著正向影响,表明已婚会激励子代提高自身收入,然而婚姻变量对 70 后的影响却并不显著。地区与时间的虚拟变量结果表明,东部地区子代收入显著高于西部地区,而中部地区与西部地区差别不大;随着年龄的增加,三个世代子代的收入均有所提高。

表 12 不同世代子代收入决定方程估计结果

变量	60后		70后		70后	
	方程一	方程二	方程一	方程二	方程一	方程二
性别	0.119** (0.056 1)	0.059 7(0.058 3)	0.069 8(0.051 4)	0.091 4*(0.052 2)	-0.065 0(0.096 4)	0.104(0.098 6)
婚姻状况	0.188*** (0.069 6)	0.285*** (0.071 6)	-0.007 4 (0.076)	-0.014 9(0.078 0)	0.233** (0.118)	0.406*** (0.123)
东部地区	0.263*** (0.063)	0.191*** (0.066)	0.412*** (0.061 4)	0.355*** (0.063 3)	0.319*** (0.119)	0.344*** (0.121)
中部地区	0.019 8(0.062 9)	0.001 4(0.064 6)	-0.075 1(0.057 6)	-0.121** (0.059 1)	0.094 5(0.114)	0.073 4(0.116)
21—25岁	0.126(0.077 8)	-0.004 7(0.08)	0.490*** (0.056 9)	0.458*** (0.058 3)	0.497*** (0.107)	0.363*** (0.113)
26—30岁	0.454*** (0.097 1)	0.259** (0.101)	0.969*** (0.084 1)	0.896*** (0.087 0)	0.876*** (0.146)	0.719*** (0.155)
31—35岁	0.556*** (0.129)	0.418*** (0.133)	1.295*** (0.127)	1.377*** (0.129)		
ln父代收入	0.395*** (0.024 5)		0.434*** (0.022 3)		0.400*** (0.036 8)	
教育		0.024 0** (0.009)		0.060 9*** (0.011)		0.065 8*** (0.021)
职业		0.150*** (0.013 4)		0.163*** (0.012 4)		0.141*** (0.019 9)
常数项	4.171*** (0.209)	6.829*** (0.099 3)	3.954*** (0.186)	6.520*** (0.090 5)	4.778*** (0.335)	7.159*** (0.206)
样本量	1 315	1 315	2 048	2 048	536	536
R ²	0.256	0.219	0.333	0.313	0.325	0.301

注：“*”、“**”、“***” 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著,括号内为标准误。

从核心变量的估计结果看,70 后子代收入受父代收入的影响最大,而 60 后子代受父代收入的影响较低。教育对 70 后、80 后子代收入的影响较高:70 后子代劳动力接受学校教育每增加一年,其年收入平均将增加 6.1%;80 后子代劳动力接受学校教育每增加一年,其年收入平均将增加 6.6%。而教育对 60 后子代收入的影响较低,仅为 2.4%。最后,三个世代子代的职业对其年收入的影响均在 1%的水平上显著,且对 70 后子代的影响最大,对 80 后子代的影响最小。

3. 不同世代子代收入差距分解

表 13 给出了依据 60 后、70 后以及 80 后子代收入决定方程一的分解结果。具体看各个世代不同年龄段子代收入差距形成过程中父代收入的贡献率可以发现,父代收入对 60 后子代收入差距的贡献率最高,平均为 25.3%;对 70 后子代收入差距的贡献率次之,为 22.9%;对 80 后子代收入差距的贡献率最低,为 18.8%。此外,表 14 的结果还表明年龄段较高的 60 后及 70 后子代,其父代收入的贡献率较高,而 80 后子代的情况与此相反。

表 13 不同世代子代收入差距分解结果一

变量	60 后				70 后				80 后			
	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	31—35 岁	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	31—35 岁	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	
性别	0.42	1.78	2.05	3.02	1.23	1.47	0.63	0.23	3.89	1.47	0.28	
婚姻	0.06	3.47	1.35	0.04	0.14	0.22	0.13	1.06	2.06	3.21	1.6	
父代收入	27.59	17.05	24.41	32.18	23.27	20.77	26.26	21.45	25.26	21.51	9.53	
地区	5.67	4.65	7.68	18.52	6.62	10.17	9.32	13.48	9.87	3.37	23.09	

表 14 给出了依据 60 后、70 后以及 80 后子代收入决定方程二的分解结果。可以看出,教育因素对 70 后子代的贡献率总体最高,并且在 26—30 岁年龄段达到峰值 10.7%;与 70 后子代有所不同的是,教育因素对 60 后、80 后子代的贡献率却是在

年龄段较低时较高。职业因素对 60 后子代的贡献率在 26—30 岁年龄段有所提高,对 70 后子代的贡献率在 18—20 岁以及 26—30 岁两个年龄段较高,对 80 后子代的贡献率在 21—25 岁年龄段最高。相对而言,职业因素对 80 后子代的贡献率整体较低。

表 14 不同世代子代收入差距分解结果二

变量	60 后				70 后				80 后			
	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	31—35 岁	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	31—35 岁	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	
性别	0.41	0.9	0.92	1.88	1.66	1.19	0.34	1.13	2.31	3.87	1.07	
婚姻	0.82	4.25	4.61	0.46	0.38	0.02	0.18	0.29	3.27	5.18	3.16	
教育	7.59	2.92	2.95	3.5	4.53	7.78	10.72	6.35	8.43	6.09	5.61	
职业	13.15	16.88	25.75	19.58	21.7	18.48	22.02	16.37	13.12	21.39	7.66	
地区	3.16	3.66	5.01	17.67	4.73	10.16	9.43	14.08	14.5	2.96	20.79	

4. 父代收入对不同世代子代收入差距的影响

表 15 给出了各个年龄段的 60 后、70 后以及 80 后子代的教育、职业与父代收入的相关系数。

表 15 不同世代父代收入对子代的影响

分类		18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	31—35 岁
60 后	子代教育	0.174 6	0.172 5	0.235 3	0.231 4
	子代职业	0.225 9	0.293 0	0.427 1	0.463 1
70 后	子代教育	0.219 7	0.227 2	0.253 1	0.187 6
	子代职业	0.367 4	0.344 6	0.337 5	0.291 1
80 后	子代教育	0.197 0	0.139 5	0.160 5	
	子代职业	0.236 7	0.244 9	0.139 7	

可以看出,对于不同的三个世代,父代收入与

子代职业之间相关系数均高于父代收入与子代教育的相关系数。此外,60 后与 70 后子代教育、职业与父代收入的相关系数差别不大,但是略高于 80 后子代的相关系数。

表 16 给出了在三个世代不同年龄段中,其父代收入通过子代教育、职业对子代收入差距的贡献率及其在总贡献率中的百分比。可以看出,一方面,60 后与 70 后子代较为相似,在较低的年龄段,父代收入主要是通过子代教育对子代收入差距产生影响,而随着年龄的上升,父代收入通过子代职业的贡献率相对提高。这背后的原因可能是,随着年

龄的增长,子代基本已经固定地从事某一职业,教育的影响自然有所下降,而不同职业间的收入差距开始凸显。另一方面,对于 80 后子代,在其较低的年龄段,其父代收入通过职业的贡献率高于通过教育的贡献率;到了 26—30 年龄段时,两者之间差距得到进一步扩大。除此之外,结合表 11 的计算结果可知,与 60 后、70 后子代相比,父代收入对 80 后子代的这种影响有所下降,最终使得在父代收入差距依然较大的情况下,80 后子代的收入差距有所好转。

表 16 不同世代父代收入对子代收入差距贡献

分类	18—20 岁	21—25 岁	26—30 岁	31—35 岁
60 后 子代教育	2.3(8.34)	2.91(17.07)	6.06(24.83)	4.53(14.08)
子代职业	0.71(2.57)	1.07(6.28)	2.14(8.77)	8.18(25.42)
70 后 子代教育	4.77(20.5)	4.2(20.22)	5.57(21.21)	3.07(14.31)
子代职业	1.74(7.48)	3.5(16.85)	3.18(12.11)	4.1(19.11)
80 后 子代教育	2.58(10.21)	2.98(13.85)	1.23(12.91)	
子代职业	3.43(13.58)	0.72(3.35)	2.91(3.35)	

注:括号内为父代收入通过子代教育、职业的贡献率在总贡献率中的百分比(%)。

五、结论及其启示

以往关于代际收入流动性的研究主要集中于代际收入弹性的估计,鲜有文献进一步考察代际收入流动性与收入差距之间的关系,而对于收入差距在代际间的传递机制仅仅只有理论上的探讨,缺乏经验证据。为此,本研究利用中国居民健康和营养调查(CHNS)1989—2011 年数据,从时间序列和世代视角对农村居民收入差距的代际传递进行了经验研究。结果显示,在 1989—2011 年间,农村居民收入差距程度较高,总体来看,父代的收入差距程度高于子代。采用夏普里值法对子代收入差距的分解结果表明:在 1989—2011 年间,子代教育与职业是父代收入影响子代收入差距的两条重要路径,父代收入通过子代教育的平均贡献率为 0.96%,通过子代职业的平均贡献率为 4.42%。这表明父代收入主要通过职业因素影响子代收入差距,平均而言,该因素解释了总影响的 24%。但是 2004 年以来这种影响有所下降,而这也直接带来子代收入差距的好转。对不同世代子代收入差距的分解结果表

明:一方面,60 后与 70 后子代较为相似,在较低的年龄段,父代收入主要是通过子代教育对子代收入差距产生影响,而随着年龄的上升,父代收入通过子代职业的贡献率相对提高,且教育与职业的总贡献率也有所提高;另一方面,对于 80 后子代,在其较低的年龄段,父代通过职业的贡献率高于通过教育的贡献率,而随着年龄的上升,两个因素的总贡献率有所下降。世代之间的差异使得收入差距的结果也有所差别:60 后及 70 后各个年龄段子代收入差距相对于其父代恶化了,而 80 后子代的收入差距程度却有所好转。

本研究的启示在于对于收入差距问题,可以从代际的视角进行思考。目前,中国居民收入差距程度较高。国家统计局的测算结果显示,从 2003 年到 2012 年,全国居民基尼系数在 0.47 到 0.49 之间,远高于 0.4 的国际警戒线。倘若这种收入差距从父代转移给子代,那么中国较大的收入差距将长期存在,并最终影响到社会的稳定与经济的发展。本研究的研究结果表明随着市场经济的深化,无论是从时间序列还是世代的角度看,农村地区子代收入受父代收入的影响有所下降,且收入差距程度也有所缓解。但政府仍然应该努力保证各个阶层子代,尤其是经济收入处于劣势阶层的子代拥有较为公平的受教育机会及就业机会,从而使得各个阶层子代获得收入的高低更多由自身的努力程度所决定。唯有如此,中国居民间的收入差距才能逐渐趋于合理范围之内。

注释:

- ① 2011 年消费价格指数已按照当地 CPI 进行了调整,具体计算过程见 CHNS 数据库中“Individual Income Variable Construction”,“Household Income Variable Construction”。
- ② 东部地区包括辽宁、山东和江苏,中部地区包括黑龙江、河南、湖北和湖南,西部地区包括广西和贵州。

参考文献:

- [1] Becker G S, Tomes N. An equilibrium theory of distribution of income and intergenerational mobility[J]. *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6): 1153-1189.
- [2] Behrman J R, Taubman P. Intergenerational earnings

- mobility in the United States : Some estimates and a test of Becker's intergenerational endowments model[J]. *Review of Economics and Statistics* , 1985 , 67(1) : 144-151 .
- [3] Becker G S , , Tomes N . Human capital and the rise and fall of families[J] .*Journal of Labor Economics* ,1986(4) : S1-S39 .
- [4] Solon G . Intergenerational income mobility in the United States[J] . *American Economic Review* , 1992 , 82(3) : 393-408 .
- [5] Bjorklund A , Markus J . Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States[J]. *American Economic Review* , 1997 , 87(5) : 1009-1018 .
- [6] Zimmerman D J . Regression toward mediocrity in economic status[J] . *American Economic Review* , 1992 , 82(3) : 409-429 .
- [7] Haider S J , Solon G . Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings[J]. *American Economic Review* , 2006 , 96(4) : 1308-1320 .
- [8] Bohlmark A ,Lindquist ,Matthew J .Life-cycle variations in the association between current and lifetime income : replication and extension for Sweden[J] .*Journal of Labor Economics* , 2006 , 24(4) : 879-896 .
- [9] Miles Corak . Income inequality ,equality of opportunity, and intergenerational mobility[J] . *Journal of Economic Perspectives* , 2013 , 27(3) : 79-102 .
- [10] Guido Neidhöfer . Intergenerational mobility and the rise and fall of inequality : Lessons from Latin America[C]. Working paper , School of Business & Economics , Freie University Berlin , 2016 .
- [11] Galor O , Ziera J . Income distribution and macroeconomics[J]. *Review of Economic studies* , 1993 , 60(1) : 35-52 .
- [12] Tamotsu Nakamura , Yu Murayama . Education cost , intergenerational mobility , and income inequality[J]. *Economics Letters* , 2011 , 112(3) : 266-269 .
- [13] 谢勇 . 人力资本与收入不平等的代际传递[J] . *上海财经大学学报* , 2006(4) : 49-56 .
- [14] Banerjee A , Newman A . Risk-bearing and the theory of income distribution[J] . *Review of Economic studies* , 1991 , 58(2) : 211-235 .
- [15] 王海港 . 中国居民收入分配的代际流动[J] . *经济科学* , 2005(2) : 18-25 .
- [16] 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(2) : 19-32 .
- [17] 周兴 , 张鹏 . 代际间的收入流动及其对居民收入差距的影响[J] . *中国人口科学* , 2013(5) : 50-59 .
- [18] Erikson R , Goldthorpe J H . Intergenerational inequality : A sociological perspective[J] . *Journal of Economic Perspectives* , 2002 , 16(3) : 31-44 .
- [19] Shorrocks A . Decomposition procedure for distribution analysis : A unified framework based on the shapely value[Z] . Working Paper , Department of Economics , University of Essex , 1999 .
- [20] 许庆 , 田士超 , 徐志刚 , 等 . 农地制度、土地细碎化与农民收入不平等[J] . *经济研究* , 2008(2) : 83-92 .
- [21] 万广华 . 解释中国农村区域间的不平等 : 一种基于回归方程的分解方法[J] . *经济研究* , 2004(8) : 117-127 .
- [22] 万广华 , 陆铭 , 陈钊 . 全球化与地区收入差距 : 来自中国的证据[J] . *中国社会科学* , 2005(3) : 17-26 .

责任编辑: 李东辉