

我国农村居民代际收入流动的性别差异*

吕之望 李翔

〔摘要〕代际收入流动反映的是在更长时间跨度内的机会是否公平的问题,它把收入分配的研究推向深入。本文根据中国健康和营养调查(CHNS)调查2006和2011年的样本数据,利用标准的分解方法,研究代际收入流动的性别差异。经过分析发现,首先,父辈收入对女儿收入的影响大于父辈对儿子的影响;同时,从代际收入的传递渠道来看,教育水平和职业类型是最重要的因素;另外,总体而言,父辈人力资本比社会资本对儿子收入影响的程度大,而父辈社会资本比人力资本对女儿收入影响的程度大。

关键词:农村居民 代际收入流动 CHNS

JEL 分类号:D31 D63 J16

一、导言

改革开放以来,我国经历了近40年的高速增长,不论是城市居民还是农村居民,其收入都获得了很大提高。也可以观察到,与之伴随的是收入差距的拉大。多年以来,居民收入的基尼系数一直高于国际警戒线,这对我国的公共政策提出很大的挑战。收入流动性概念的提出,使人们能够从动态的视角看待和分析收入分配问题,因为较高的流动性体现的是机会的更加公平,反之亦然。就微观个体而言,即使眼下处在收入水平相对较低的位置,如果有很大概率升入高收入阶层,则目前的状况是可以忍受的。从宏观上看,如果基期收入差距大,但是收入流动性高,那么在长期内,收入不均等的情况实际是不严重的。

代际收入流动性的分析把收入分配问题的研究推向深入。父辈的收入和子辈的收入有多大联系,或者说,父辈收入在多大程度上影响子辈收入,这反映的是在更长时间跨度内的机会是否公平的问题。如果代际间的收入流动性大,就意味着社会经济在机会分布上更均衡一些,反之则意味着社会结构比较稳固或者僵化。当前流行的“富二代”的说法就是这一社会经济问题的反映。

截至目前,对代际收入流动性的研究成果已有很多。学者不仅用数据测算代际收入流动的大小,还力图分析收入代际影响的传导机制。在这里,父辈子辈的人力资本和社会资本状况是重点考虑的因素,如受教育程度、身份等。我们要关注的是收入代际影响在性别方面的差异,即儿子收入受父辈的影响大,还是女儿的收入受父辈影响大。更重要的是,我们要分析人力资本和社会资本在收入代际传导中体现出的性别差异。

二、文献综述

贝克和汤姆斯(Becker and Tomes, 1979)指出,需要全面理解收入分配问题。这意味着我们不

* 吕之望,中国农业大学经济管理学院,副教授,经济学博士;李翔,中国农业大学经济管理学院,管理学硕士。本文得到国家社科基金“市场化进程中农村居民收入流动性的演变与影响因素研究”(项目编号:13CJY019)的支持。

仅仅要将在同一代中不同的家庭之间收入不平等纳入研究范围,为全面地衡量我国的收入分配情况还应该着眼于同一个家庭在不同的代际之间收入是否平等。现在的经验研究都是在贝克和汤姆斯构建的基础的代际收入流动理论分析框架基础上进行的。国内研究大都在这一理论上,利用 CHNS、CGSS 等数据来测算代际收入弹性值(如王海港,2005;何晓琦和邓晓岚,2006;姚先国和赵丽秋,2007 等)。

代际收入流动的传导机制,也即是父辈收入通过什么渠道影响子辈收入的问题备受关注。如果将父辈的受教育年限、教育质量等变量加入到基础的回归方程后,教育解释了相当部分的代际收入相关性(林南和边燕杰,2002)。一般来说,传导机制涉及到决定收入的两大因素:即人力资本和社会资本。具体而言,在人力资本方面,父辈教育水平和健康水平通过影响子辈的人力资本和社会资本而对后者的收入产生影响,与此同时父辈的人力资本和社会资本又会通过影响子辈的教育水平、健康水平来影响子辈收入。

现有文献将教育作为一个重要因素,纳入到基本回归方程中进行了深入研究。特别地,教育往往被看作目前中国代际收入流动与收入不平等背后最核心的传递机制(谢勇,2006)。邢春冰(2006)的研究发现,农村地区工作机会在一定程度上通过人力资本的投资路径传递。郭丛斌等(2007)构建了一个二元 logistic 回归模型,同时控制了父辈的受教育程度和父辈收入等家庭背景因素,发现子辈进入最高收入组群的可能性会随着子辈受教育年数的增加而增加。值得注意的是,子辈教育对代际收入流动的影响程度分城乡而有所不同。魏颖(2009)控制子辈受教育年限,估计出对城镇父子而言,教育在条件收入分布的底端作用更大。而农村教育对代际收入弹性的影响没有城市表现的那样大起大落,且在各个分位上没有显示负向影响。

研究也证明,社会资本是代际收入传递的主要途径(Atkinson,1983;方鸣,2010)。父辈的社会资本在现实中表现为人情网络和信息资源,往往会影响子辈的就业。拥有较多社会资本的父辈可以凭借“关系网络”使子辈以更低的成本就业和获取更好的职位,从而实现收入在代际间的传递。与人力资本不同的是,社会资本往往由家庭成员分享,因此代际的社会资本的相关性可能会更强。由于社会资本的表达还没有取得统一,研究中使用的指标或者变量也是多样的。如在当前国内一些研究中,使用父辈所从事的职业类型作为代理变量(姜继红,2005;李春玲,2005)。

考虑到我国的特殊国情,除去职业类型这一影响路径外,政治身份(通常是政治面貌)、城镇户籍等都是有利于劳动者进入高收入行业的因素(陈钊等,2009),个人政治身份与其自身收入之间呈现正相关关系(Liu,2003)。杨瑞龙等(2010)利用 CGSS2005 年的数据,发现拥有党员身份的在职父辈对子女收入有较为显著的影响。郭丛斌等(2009)将家庭背景分为父辈职业、父辈所属行业、父辈收入和父辈政治面貌四个测量变量,子辈社会地位的指标细化为子辈职业、所属行业、收入和政治面貌,发现家庭背景对子辈社会地位有重要的直接影响。在这些研究之外,也存在着一种争议:在当前制度下,父辈的政治身份可能是能力的体现,即拥有政治身份的人可能恰好拥有超强的能力,而以往的研究无法区分这种影响究竟是政治身份本身带来的,还是由高能力带来的。

对于我国的农村地区而言,社会资本可能会更重要。因此农村家庭面临着对子辈的教育投资供求不平衡以及医疗资源匮乏问题,这使得出生于农村地区收入阶层低端家庭的子辈可能一开始就在禀赋方面落后于城市家庭的孩子。从这一点上说,相对于人力资本的影响,社会资本可能在农村地区家庭的代际收入传递中起着更大的作用,包括政治身份、职业类型等因素(韩军辉,2009)。

姚先国和赵丽秋(2007)将人力资本和社会资本综合起来考虑,认为父辈主要通过这两个途径影响子辈收入,实现收入的代际传递。本文也延续这个思路,考察这种传递在不同性别上的差别。

三、研究方法

关于代际收入传递机制的分析,已有的研究所采用的方法主要包括逐步回归法和代际收入传递的分解方法两种。在早期的代际收入研究中,主要应用逐步回归法。这种方法是在基准回归模型的基础上逐步增加可能影响代际收入弹性的变量,其中基准模型是父辈收入对子辈收入的简单回归,作为解释变量的父辈收入的系数即为代际收入弹性,在这个模型的基础上加入人力资本、社会资本等因素,然后比较前后两个模型的代际收入弹性的变化,从而揭示各因素在代际收入传递中的作用。不过这种方法构建的模型存在着严重的遗漏变量问题,也不能剔除对代际收入传递有影响的其他因素,因此所得到的各个因素对代际收入传递的影响也存在一定偏误。

Bowles and Gintis(2002)发展了新的分解方法。这种方法是在父辈和子辈收入决定方程的基础上,将代际收入弹性按各个要素,即各个渠道进行分解,从而估计出不同因素对代际收入传递的贡献率。代际收入传递的分解可以基于持久性收入进行,因为在理论上持久性收入比多年平均收入更能消除短期因素的干扰。在具体的研究中,持久性收入用估计值而不是用实际收入的数值来表示。

本文将利用 Bowles 发展的方法对代际收入的传导机制进行分解,具体来说,我们选取 2006 年和 2011 年的样本,分别以样本中父辈和子辈的收入为被解释变量,以父辈和子辈的人力资本变量和社会资本变量的多年平均值为解释变量,通过多元线性回归得到他们各自代表持久性收入的估计值,再将估计值和回归系数带入模型进行分解。

具体模型如下:

$$Y_i^f = Edu_i^f \gamma_e^f + Hea_i^f \gamma_h^f + Occ_i^f \gamma_o^f + Cad_i^f \gamma_c^f + e_i \quad (1)$$

$$Y_i^c = Edu_i^c \gamma_e^c + Hea_i^c \gamma_h^c + Occ_i^c \gamma_o^c + Cad_i^c \gamma_c^c + \varepsilon_i \quad (2)$$

取受教育程度和健康状况为衡量父辈和子辈人力资本的变量,上式中的 Edu_i^f 和 Edu_i^c 分别表示父辈受教育程度和子辈的受教育程度, Hea_i^f 和 Hea_i^c 分别表示父辈和子辈的健康水平。社会资本由职业类型和干部身份来表示,模型中 Occ_i^f 和 Occ_i^c 分别表示父辈和子辈的职业类型。还有 Cad_i^f 和 Cad_i^c , 分别用来表示父辈和子辈是否为村干部。

Y_i^f 和 Y_i^c 是父辈和子辈各年份收入。分别利用式(1)和式(2)进行多元线性回归,就可以得到父辈和子辈持久性收入的估计值 \hat{Y}_i^f 和 \hat{Y}_i^c 。因此代际收入弹性 β 可以通过以下的估计方程得到:

$$\hat{Y}_i^c = \alpha + \beta \hat{Y}_i^f + e_i \quad (3)$$

既而,如公式(4)所示,代际收入弹性 β 就等于:

$$\beta = \frac{COV(\hat{Y}_i^c, Edu_i^f \gamma_e^f + Hea_i^f \gamma_h^f + Occ_i^f \gamma_o^f + Cad_i^f \gamma_c^f)}{V(Edu_i^f \gamma_e^f + Hea_i^f \gamma_h^f + Occ_i^f \gamma_o^f + Cad_i^f \gamma_c^f)} \quad (4)$$

因此,代际收入弹性 β 可以被进行如下分解,

$$\begin{aligned} \beta = & \frac{1}{V(Edu_i^f \gamma_e^f + Hea_i^f \gamma_h^f + Occ_i^f \gamma_o^f + Cad_i^f \gamma_c^f)} \times [\gamma_e^c \text{cov}(Edu_i^c, Edu_i^f) \gamma_e^f \\ & + \gamma_e^c \text{cov}(Edu_i^c, Hea_i^f) \gamma_h^f + \gamma_e^c \text{cov}(Edu_i^c, Occ_i^f) \gamma_o^f + \gamma_e^c \text{cov}(Edu_i^c, Cad_i^f) \gamma_c^f \\ & + \gamma_h^c \text{cov}(Hea_i^c, Edu_i^f) \gamma_e^f + \gamma_h^c \text{cov}(Hea_i^c, Hea_i^f) \gamma_h^f + \gamma_h^c \text{cov}(Hea_i^c, Occ_i^f) \gamma_o^f \\ & + \gamma_h^c \text{cov}(Hea_i^c, Cad_i^f) \gamma_c^f + \gamma_o^c \text{cov}(Occ_i^c, Edu_i^f) \gamma_e^f + \gamma_o^c \text{cov}(Occ_i^c, Hea_i^f) \gamma_h^f \\ & + \gamma_o^c \text{cov}(Occ_i^c, Occ_i^f) \gamma_o^f + \gamma_o^c \text{cov}(Occ_i^c, Cad_i^f) \gamma_c^f + \gamma_c^c \text{cov}(Cad_i^c, Edu_i^f) \gamma_e^f \end{aligned}$$

$$+ \gamma_c^c \text{cov}(Cad_i^c, Hed_i^f) \gamma_h^f + \gamma_c^c \text{cov}(Cad_i^c, Occ_i^f) \gamma_o^f + \gamma_c^c \text{cov}(Cad_i^c, Cad_i^f) \gamma_c^f] \quad (5)$$

如上述所示,代际收入弹性 β 被分解为了16项,其中每一分项表示父辈影响子辈收入的一种渠道,在式(5)中表现为父辈收入估计值方差的倒数与父辈某一要素与子辈某一要素协方差以及相应系数的乘积。以包含父辈受教育程度与子辈受教育程度协方差的分项为例,其表示的是父辈的受教育程度通过影响子辈受教育程度最终对代际收入弹性的贡献度。因此,代际收入的传递是通过父辈的受教育程度、健康状况、职业类型、身份分别对于子辈的受教育程度、健康状况、职业类型、身份的因素的影响等16条路径得以实现。

将父辈受教育程度对子辈收入影响的4条路径的贡献与父辈健康水平对子辈收入影响的4条路径的贡献加总,就是父辈人力资本对代际收入传递的影响;同样,也可以得到父辈社会资本对代际收入传递的影响。考虑代际收入传递的性别差异,不仅要看父辈收入对儿子收入的弹性大还是对女儿收入的弹性大,还要看在收入传递中,父辈人力资本和社会资本的影响或者贡献有没有显著差别。

四、主要变量和数据

本文所使用的数据来自中国健康和营养调查(China Health and Nutrition Survey,简称CHNS)。该调查历时二十多年,样本量大,信息丰富,近年来在收入分配、人口健康和营养领域被广泛使用,诸多学者肯定了其中收入样本的代表性。

本文选取CHNS中2006年和2011年2个年度9省(区)的农村地区家庭的相关变量的调查数据,主要包括家庭中父辈与子辈的年龄、性别、收入等变量。收入一般分为家庭收入和个人收入,由于本项研究关注父辈和子辈的个体收入情况,因此提取的是个人收入的相关信息。

如何选择所要考察的家庭的样本是研究代际收入流动性中的一个十分重要的问题。Solon(2011)将子辈的年龄限定在不得小于25岁,同时取在子辈15岁至17岁的父辈收入平均值作为父辈的持久收入。而本文仅把研究的范围锁定在中国农村居民,在父辈和子辈的样本选择中,本文选用子辈的年龄最小不得低于16岁,这一点区别于涵盖城乡研究或者国外研究中将子辈的最低年龄限制定位在20岁或者25岁的做法。因为,在中国农村居民中,子辈普遍教育水平不高,开始取得收入的年龄较小,这一点较容易理解。这也与国际通用的将15岁人口划分为劳动年龄人口的标准一致。同时,我们删除父辈年龄大于60岁的数据。为了统一和筛选数据的方便,在样本选择中,当某个家庭拥有2个或2个以上子辈,本文只选取该家庭“长子”或“长女”的信息。

在人力资本投资上,本文选取了教育投资和健康投资两个路径。在衡量教育水平的指标选取上,本文与大多数文献一致,选用受教育程度作为衡量父辈和子辈教育水平的变量。在CHNS中,直接使用在学校受教育的年限来表示。

健康属于人的一种能力,学术界对于衡量健康状况的指标选取并不统一。为保证有效数据的可获得性,结合CHNS的数据特点,本研究使用营养指标即个体身体质量指数(Body Mass Index,简称BMI指数)来衡量健康状况。具体而言,BMI的计算方法是为体重(kg)除以身高(m)的平方。实际上这个指数衡量的是个人的体格状况,与遗传因素、长期的营养水平有关,不过常被当作中长期健康水平的代表性指标。另外,为了更加避免短期因素的干扰,我们给个体的身高和体重取了平均值。

在社会资本上,本文选取了本人职业类型、本人及其家庭成员是否具有干部身份两个变量。在CHNS的调查问卷中有“你的主要职业是什么?”这一问题,有16项可供选择的职业类型,便于用来

确定被调查个体的职业变量^①。另一个表示社会资本的变量是由“本人是否是干部身份(包括国家干部和村组干部)”、以及“是否有家庭成员具有干部身份”两类信息加总后得到。在赋值上,如果本人是干部,赋值为2,不是则为0;如果家庭成员具有干部身份,赋值为1,不是则为0。主要变量的统计性描述结果如表1所示。

表1 全样本主要变量的统计性描述

| | 父辈 | | | 儿子 | | | 女儿 | | |
|-------|------|---------|----------|-----|---------|----------|-----|---------|---------|
| | 样本量 | 均值 | 方差 | 样本量 | 均值 | 方差 | 样本量 | 均值 | 方差 |
| 2006年 | | | | | | | | | |
| 收入 | 2058 | 16227.5 | 23973.47 | 546 | 14758.4 | 16430.09 | 162 | 12877.9 | 12079.5 |
| EDU | 1625 | 2.4068 | 1.0599 | 382 | 2.5060 | 0.9660 | 88 | 2.9002 | 1.1967 |
| BMI | 2037 | 23.5440 | 3.0941 | 521 | 22.9831 | 3.2411 | 155 | 21.1338 | 3.0617 |
| OCC | 1936 | 3.5374 | 2.5745 | 522 | 3.6367 | 2.2772 | 145 | 3.8690 | 2.5351 |
| CAD | 2058 | 0.3338 | 0.8830 | 546 | 0.15568 | 0.5414 | 162 | 0.0617 | 0.3091 |
| 2011年 | | | | | | | | | |
| 收入 | 3316 | 26593.5 | 32268.4 | 758 | 27068.7 | 27997.3 | 248 | 26066.9 | 24301.4 |
| EDU | 2792 | 2.7232 | 1.2835 | 558 | 2.9133 | 1.1615 | 201 | 3.7169 | 1.3032 |
| BMI | 3288 | 24.0297 | 3.4291 | 745 | 23.1760 | 3.4361 | 244 | 21.8267 | 4.3876 |
| OCC | 2832 | 3.7628 | 2.7905 | 739 | 3.6138 | 2.3193 | 233 | 4.8119 | 2.9977 |
| CAD | 3316 | 0.1445 | 0.5945 | 758 | 0.0976 | 0.4580 | 248 | 0.0081 | 0.1270 |

资料来源:本研究根据 CHNS 数据计算而得。

相对来说,父辈样本较多,而子辈样本较少。在子辈中,男性样本多而女性样本少。前者容易理解,因为父辈是户主的比例很高,而且相对来说,调查中户主的信息最为完备。在子辈中,女儿因为婚姻从父母家迁出,造成女儿样本偏少。

五、实证结果

利用 CHNS 中 2006 年和 2011 年的数据,首先我们根据各年份的全体样本对方程(1)和方程(2)进行了最小二乘估计,发现存在较为严重的异方差,进行加权最小二乘法解决,结果如表2所示。利用回归方程,可以得出父辈的持久性收入的预测值 \hat{Y}_i^f 和子辈持久性收入的预测值 \hat{Y}_i^c 。

总体来看,方程1的估计效果要优于方程2。另外,教育水平^②、健康水平和职业类型在所有模型中都是显著的,这些因素对收入都能产生正的影响。而干部身份与收入呈负相关关系,这可能反映了因为干部,尤其是村组干部身份,他们无法分身外出务工,而作为村组干部的工资性收入又不能弥补。不过因为这种负向关系基本上不显著,因此我们不再深入讨论。

① 本文对职业类型的赋值与通用的方法相同,即职业类型属于管理者/行政官员/经理(厂长、政府官员、处长、局长、行政干部及村干部等)的赋值为12,军官与警官赋值为11,高级专业技术人员(医生、教授、律师、建筑师、工程师等)赋值为10,一般专业技术人员(助产士、护士、教师、编辑、摄影师等)赋值为9,办公室一般工作人员(秘书、办事员)赋值为8,技术工人或熟练工人(工段长、班组长、工艺工人等)赋值为7,士兵与警察赋值为6,服务行业人员(管家、厨师、服务员、看门人、理发员、售货员、洗衣工、保姆等)赋值为5,司机赋值为4,非技术工人或熟练工人(普通工人、伐木工等)赋值为3,农民、渔民、猎人赋值为2,其他赋值为1。

② 本文使用的教育水平的数据是 CHNS 根据教育年限的多少进行赋值。从0到36非连续递增的数值表示受教育程度从低到高的不同水平。

表 2 基于全样本的方程回归结果

| | 2006 | | 2011 | |
|------|---------------|--------------|---------------|--------------|
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 1 | 方程 2 |
| Edu | 606.5704 *** | 428.8002 *** | 1029.29 *** | 848.0643 *** |
| | 97.56663 | 140.3044 | 137.982 | 168.4596 |
| Hea | 675.6082 *** | 527.789 *** | 386.26 * * | 421.1607 * |
| | 154.18 | 199.8905 | 193.2541 | 221.7603 |
| Occ | 1522.019 *** | 736.3941 *** | 1792.508 *** | 1599.65 *** |
| | 248.556 | 277.5093 | 392.373 | 464.0228 |
| Cad | -449.6428 | -581.4944 | -2681.31 *** | 1490.909 |
| | 569.9974 | 1428.852 | 908.8967 | 3229.757 |
| cons | -18549.05 *** | -10104 * | -11141.23 *** | -10374.41 * |
| | 3693.914 | 5418.879 | 5253.438 | 6189.898 |

资料来源：本研究根据 CHNS 数据计算而得。

注：*、**和***分别代表统计检验显著水平为 10%、5% 和 1%。

我们认为，以上几组回归方程基本解释了关于父辈和子辈收入水平的决定因素，下一步就是根据上文所说的方法对父辈和子辈的收入弹性进行分解，考察父辈的人力资本和社会资本对这些因素的影响程度。

通过回归得到了父辈和子辈持久性收入的预测值，我们可以再进一步对代际收入弹性 β 进行估计。在此基础上，根据公式(5)对我国农村居民的代际收入的传递路径进行分解。为了考察代际收入流动的性别差异，再分别根据父亲和女儿的样本进行分解，并分样本进行阐述。分解的结果如表 3 所示。

表 3 代际收入传递机制分解结果

| 传递路径 | 2006 | | 2011 | |
|-----------------|---------|--------|---------|--------|
| | 弹性 | 比例 (%) | 弹性 | 比例 (%) |
| $Edu_f - Edu_e$ | 0.0690 | 22.77 | 0.1305 | 26.14 |
| $Edu_f - Hea_e$ | 0.0101 | 3.34 | 0.0073 | 1.46 |
| $Edu_f - Occ_e$ | 0.0360 | 11.88 | 0.0859 | 17.22 |
| $Edu_f - Cad_e$ | -0.0018 | -0.59 | 0.0008 | 0.16 |
| $Hea_f - Hea_e$ | 0.0211 | 6.95 | 0.0107 | 2.15 |
| $Hea_f - Edu_e$ | 0.0175 | 5.78 | 0.0115 | 2.30 |
| $Hea_f - Occ_e$ | 0.0042 | 1.39 | 0.0079 | 1.59 |
| $Hea_f - Cad_e$ | -0.0005 | -0.18 | -0.0007 | -0.14 |
| $Occ_f - Occ_e$ | 0.0572 | 18.87 | 0.1251 | 25.05 |
| $Occ_f - Edu_e$ | 0.0762 | 25.14 | 0.1089 | 21.81 |
| $Occ_f - Hea_e$ | 0.0229 | 7.56 | 0.0269 | 5.39 |
| $Occ_f - Cad_e$ | -0.0032 | -1.07 | 0.0012 | 0.23 |
| $Cad_f - Cad_e$ | -0.0003 | -0.10 | -0.0015 | -0.31 |
| $Cad_f - Edu_e$ | -0.0055 | -1.82 | -0.0071 | -1.42 |
| $Cad_f - Hea_e$ | -0.0015 | -0.51 | -0.0017 | -0.34 |
| $Cad_f - Occ_e$ | 0.0017 | 0.57 | -0.0064 | -1.28 |
| 各项之和 | 0.3032 | 100.00 | 0.4992 | 100.00 |

资料来源：由 CHNS 数据计算得出。

表3是根据公式(5)的分解结果。其中每一行表示父辈的某一个人特征因为影响到子辈某一个人特征而带来的代际收入弹性大小和相应比例,也就是传递路径对代际收入传递的贡献。如第一列第一行中的 $Edu_f - Edu_c$ 表示父辈的教育对子辈的教育的影响,依次可知其他下标的含义。各项之和表示父辈的教育、健康、职业和是否为干部对子辈的教育、健康、职业和是否为干部的影响加总。

表3中最后一行是各项之和,这是父辈和子辈收入估计值的弹性,因此被分解的也是父辈收入估计值对子辈收入估计值的影响程度。其中有些弹性值为负数,说明在收入回归模型中,其系数是负值,如干部身份。或者是因为在某种代际收入传递中,父辈和子辈相关变量的协方差为负值。当两组数值呈现相反的变动趋势时,其协方差为负值。

对于全体样本而言,这两个时期的代际收入弹性分别为 0.3032 和 0.4992。和其他相关研究相比,2011年的代际收入弹性要高一些。从两个时期代际收入传递途径来说,教育和职业类型相对重要,这两者能解释 80% 以上的代际收入传递,2011年的数据甚至超过 90%。而干部身份对收入传递基本上起到了微小的负向作用。

我们更关心的是这种代际收入传递是否会呈现显著的性别差异。根据上述分解代际收入流动的基本方法,我们分别对父子之间的收入传递和父女之间的收入传递进行分解,结果如表4所示。

首先就父子和父女的代际收入弹性的表现而言,可以发现两个时期的父子的代际收入弹性都小于父女的代际收入弹性。也就是说,女儿的收入受父亲收入的影响更大。这是否符合实际?

表4 代际收入传递机制的分解结果

| 传递路径 | 2006 | | | | 2011 | | | |
|-----------------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| | 父子 | | 父女 | | 父子 | | 父女 | |
| | 弹性 | 比例(%) | 弹性 | 比例(%) | 弹性 | 比例(%) | 弹性 | 比例(%) |
| $Edu_f - Edu_c$ | 0.0573 | 20.07 | 0.1032 | 28.70 | 0.1219 | 25.73 | 0.1260 | 26.01 |
| $Edu_f - Hea_c$ | 0.0191 | 6.68 | -0.0099 | -2.76 | 0.0175 | 3.69 | -0.0048 | -1.00 |
| $Edu_f - Occ_c$ | 0.0282 | 9.88 | 0.0602 | 16.73 | 0.0804 | 16.97 | 0.0758 | 15.63 |
| $Edu_f - Cad_c$ | -0.0020 | -0.72 | -0.0011 | -0.32 | 0.0014 | 0.31 | 0.0006 | 0.12 |
| $Hea_f - Hea_c$ | 0.0259 | 9.07 | 0.0001 | 0.03 | 0.0114 | 2.41 | 0.0105 | 2.16 |
| $Hea_f - Edu_c$ | 0.0167 | 5.83 | 0.0195 | 5.43 | 0.0161 | 3.41 | 0.0009 | 0.18 |
| $Hea_f - Occ_c$ | 0.0050 | 1.76 | 0.0015 | 0.42 | 0.0105 | 2.22 | 0.0009 | 0.19 |
| $Hea_f - Cad_c$ | -0.0006 | -0.19 | -0.0004 | -0.12 | -0.0008 | -0.17 | -0.0005 | -0.10 |
| $Occ_f - Occ_c$ | 0.0503 | 17.60 | 0.0813 | 22.60 | 0.1257 | 26.52 | 0.1154 | 23.81 |
| $Occ_f - Edu_c$ | 0.0694 | 24.29 | 0.1004 | 27.94 | 0.1035 | 21.85 | 0.1108 | 22.87% |
| $Occ_f - Hea_c$ | 0.0260 | 9.10 | 0.0108 | 3.01 | 0.0230 | 4.86 | 0.0385 | 7.94 |
| $Occ_f - Cad_c$ | -0.0037 | -1.28 | -0.0015 | -0.43 | 0.0022 | 0.47 | -0.0001 | -0.03 |
| $Cad_f - Cad_c$ | -0.0003 | -0.12 | -0.0002 | -0.05 | -0.0024 | -0.51 | 0.0001 | 0.02 |
| $Cad_f - Edu_c$ | -0.0045 | -1.57 | -0.0090 | -2.51 | -0.0166 | -3.50 | 0.0027 | 0.56 |
| $Cad_f - Hea_c$ | -0.0025 | -0.89 | 0.0020 | 0.57 | -0.0031 | -0.64 | 0.0016 | 0.34 |
| $Cad_f - Occ_c$ | 0.0014 | 0.50 | 0.0027 | 0.75 | -0.0171 | -3.62 | 0.0064 | 1.32 |
| 各项之和 | 0.2857 | 100.00 | 0.3595 | 100.00 | 0.4738 | 100.00 | 0.4847 | 100.00 |

资料来源:由 CHNS 数据计算得出。

可以认为,从当前农村居民的收入构成来看,年轻一代人的收入越来越倚重于工资性收入,而非家庭经营收入。在非农就业的人群中,年轻人的比例远远高于中老年人,而男性的比例也高于女性。根据国家统计局发布的2015年农民工监测调查报告,该年度的全部农民工中男性占66.4%,女性占到33.6%。在年龄结构上,50岁以上的农民工的比例为17.9%,不足两成。因此,女儿与父亲的收入构成更有可能相近。

为了更清晰地展现代际收入流动在性别上的差异,从父辈的角度,分别将教育水平、健康状况、职业类型、以及干部身份的影响加总,可以直接反映这几项因素在代际收入流动中所发挥的作用。另外,进一步将教育和健康两项的影响合并,将职业类型和干部身份的影响合并,前者表现人力资本的作用,后者表现社会资本的作用。这是一个更为直观的结果。如表5所示。

表5 代际收入传递机制的性别差异

| | 2006 | | | 2011 | | |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 全部 | 父子 | 父女 | 全部 | 父子 | 父女 |
| Edu_f | 37.41 | 35.91 | 42.36 | 44.97 | 46.70 | 40.76 |
| Hea_f | 13.95 | 16.47 | 5.76 | 5.90 | 7.87 | 2.43 |
| Edu_f 与 Hea_f 之和 | 51.36 | 52.38 | 48.12 | 50.87 | 54.57 | 43.19 |
| Occ_f | 50.50 | 49.70 | 53.12 | 52.48 | 53.70 | 54.59 |
| Cad_f | -1.86 | -2.08 | -1.25 | -3.35 | -8.27 | 2.23 |
| Occ_f 与 Cad_f 之和 | 48.64 | 47.62 | 51.87 | 49.13 | 45.43 | 56.82 |

资料来源:由CHNS数据计算得出。

从代际收入的传递渠道来看,教育水平和职业类型是最重要的因素。另外,总体而言,父辈教育状况和职业类型对女儿收入影响的程度较大,父辈健康状况对儿子收入影响的程度显著大于女儿。这个容易理解,因为本文用BMI(身体质量指数)表示健康水平,实际上与体格有关,因为男性和女性在体格上的天然差异,父辈的健康指标对儿子收入的影响当然也会更大一些。

从2006年和2011年两个时期看,尽管代际收入流动的弹性不同,且差别较大,但是人力资本和社会资本影响的相对重要性变化不大。这种变化主要表现在性别上。在父子的收入传递中,父辈的人力资本影响比社会资本影响大;而在父女的收入传递中,父辈的人力资本的影响相对小于社会资本的影响。并且随着时间的推移,这种差异有放大的迹象。如表5中的结果显示,在2011年父女代际收入传递中,人力资本的影响只占到43.19%,比父子的相应比例小了10多个百分点。

六、结 论

本文采用CHNS调查中父辈和子辈前后2次调查(2006年、2011年)的数据,对分性别样本的代际收入弹性进行了测算和分解。得出以下主要结论:

第一,代际收入弹性有性别差异。有趣的是无论是对于全体样本,还是两时期分别的样本,父辈对儿子和女儿的代际收入弹性强度不同,儿子收入受父辈收入的影响比女儿小。这是因为农村居民的收入结构发生了较大变动,传统的经营性收入在总收入中所占的比重越来越小,工资性收入越来越高。从收入结构上看,女儿与父辈更为接近,所以表现出比儿子更大的收入弹性。

第二,代际收入传递的渠道也有显著的性别差异。除了代际收入弹性呈现出性别差异,父亲的

人力资本和社会资本对儿子和女儿收入的影响也不同。综合来看,在父子的收入传递中,父辈的人力资本影响更大;而在父女的收入传递中,父辈的社会资本影响更大。

需要说明的是,本研究还有不少需要改进的地方:首先,分析代际收入流动,使用多年收入的平均值更为可取,这样可以尽量减少异常值或者随机扰动对结果的影响,最终分解的结果也会更为可靠。本研究使用当年收入,是出于观察值的考虑退而求其次的选择。其次,更为重要的是,代际收入流动反映父辈子辈收入的相关性。但是当人口流动性增强时,追踪调查难以进行,所以实际上选取的样本都是农村居民,而无法涵盖父辈在农村,而子辈进入城市的情况。最后一点,因为要研究代际收入的传导机制,所以要根据回归模型进行分解。出于分解的需要,在考虑收入方程时,使用简单的线性形式,有一定的局限性。

参考文献

- 陈钊、陆铭、佐藤宏(2009):《谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用》,《经济研究》,第10期。
- 方鸣、应瑞瑶(2010):《中国城乡居民的代际收入流动及分解》,《中国人口·资源与环境》,第5期。
- 方鸣、应瑞瑶(2010):《中国农村居民代际收入流动性研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》,第2期。
- 郭丛斌、闵维方(2007):《中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究》,《教育研究》,第5期。
- 郭丛斌、闵维方(2009):《教育:创设合理的代际流动机制——结构方程模型在教育与代际流动关系研究中的应用》,《教育研究》,第10期。
- 韩军辉(2009):《自助多水平统计模型在代际收入流动研究中的应用》,《兰州学刊》,第9期。
- 何晓琦、邓晓岚(2006):《跨代收入流动及其评估》,《统计研究》,第6期。
- 姜继红(2005):《社会资本与就业研究》,社会科学文献出版社。
- 李春玲(2005):《当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量》,《社会学研究》,第2期。
- 林南、边燕杰(2002):《中国城市中的就业与地位获得过程》,载于边燕杰主编《市场转型与社会分层:美国社会学者分析中国》,三联书店。
- 孙三百、黄薇、洪俊杰(2012):《劳动力自由迁移为何如此重要?——基于代际收入流动的视角》,《经济研究》,第5期。
- 王海港(2005):《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》,第2期。
- 魏颖(2009):《中国代际收入流动与收入不平等问题研究》,中国财政经济出版社。
- 谢勇(2006):《人力资本与收入不平等的代际间传递》,《上海财经大学学报》,第2期。
- 邢春冰(2006):《中国农村非农就业机会的代际流动》,《经济研究》,第9期。
- 杨瑞龙、王宇锋、刘和旺(2010):《父亲政治身份、政治关系和子女收入》,《经济学(季刊)》,第3期。
- 姚先国、赵丽秋(2007):《中国代际收入流动与传递路径研究:1989-2000》,第六届中国经济学年会入选论文。
- Aikinson, A. (1983): *Social Justice and Public Policy*, Cambridge, Mass: MIT Press.
- Becker, G. and N. Tomes (1979): "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87, 1153-1189.
- Becker, G. and N. Tomes (1986): "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, 4, 1-39.
- Bowles, S. and H. Gintis (2002): "The Inheritance of Inequality", *Journal of Economic Perspectives*, 16, 3-30.
- Haider, S and G. Solon (2006): "Life Cycle Variations in the Association between Current and Lifetime Earnings", *American Economic Review*, 96, 1308-1320.
- Liu, Z. (2003): "The Economic Impact and Determinants of Investment in Human and Political Capital in China", *Economic Development and Cultural Change*, 51, 823-850.
- Shorrocks, A. (1978): "The Measurement of Mobility", *Econometrica*, 46, 1013-1024.
- Solon, G. (1992): "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, 82, 393-408.
- Zimmerman, D. (1992): "Regression towards Mediocrity in Economic Stature", *American Economic Review*, 82, 409-429.

(责任编辑:马辰)