

中国代际收入流动性及传递机制研究^{*}

龙翠红 王 潇

(华东师范大学商学院,上海,200241)

摘 要:代际收入流动性反映了经济社会中机会均等的状况,因此,关注和研究代际收入流动性问题具有重要的现实意义。使用 CHNS 的 1989—2009 年数据,运用优化估计方法并剔除偏差因素,通过建立模型实证估算 2009 年中国代际收入弹性,其结果整体约为 0.6,城市和农村分别为 0.8 和 0.5。该结果表明,与已有国家的相关研究结果相比,中国的代际收入弹性偏高,中国的家庭因素对子代收入的影响仍然很大。进一步地,从教育、健康等人力资本和社会资本几个方面研究代际收入流动性的内在传递机制,其实证结果表明,人力资本对中国的代际收入传递起到了重要作用,社会资本的影响也很显著。有鉴于此,一方面,政府应该进一步加大公共支出力度,采用多种途径增加民众在享受医疗保健和接受教育等公共资源方面的公正和公平性,另一方面要继续强化市场经济体制改革,破除城乡之间劳动力市场的分割和劳动力流动的壁垒,以及职业隔离和行业垄断等格局,从而提高社会效率,提高动态的机会均等和收入公平。

关键词:代际收入流动性;代际收入弹性;传递机制;教育;健康;社会资本

作者简介:龙翠红,女,1980 年出生,毕业于南京大学,获该校与英国卡迪夫大学联合培养的博士学位。现任华东师范大学商学院副教授。主要研究方向为劳动经济学、宏观经济学,已在 CSSCI 等重要学术期刊发表论文 30 余篇;主持国家社科基金教育科学规划课题、上海市哲学社会科学规划课题、上海市人大常委会课题、华东师范大学青年预研究项目等 4 项。

电子邮箱地址:cuihong579@163.com。

一 引 言

研究收入分配问题,一般可从两个方面展开。一是分析经济社会中居民的整体收入分配状况,比如,通过建立包含教育、健康以及其他个体因素的模型来解析收入差距扩大的缘由;另一是探讨微观家庭住户内部的代际收入流动性,来探析阻碍经济阶层流动的原因。代际收入流动性是指父代收入与子代收入两者之间存在的相关程度;与代际收入流动相对应的一个概念是代际收入弹性系数,即指父代收入对子代收入的影响程度。如果代际收入弹性高,父代的收入水平对子代的收入水平影响就大,代际收入流动性低;相反地,如果代际收入弹性低,则意味着父代的收入水平对子代的收入水平影响小,代际收入流动性高。在一个代际收入流动性低的经济体中,父代逐渐扩大的收入差距,会延续到子代,从而产生众多的“穷二代”、“官二代”和“富二代”。假如社会的代际收入流动性停滞,这意味着父代的收入不平等结构被原样复制到子代所处的经济环境中,使得底层个体找不到向上流动的途径和方法,经济激励机制效率低下,社会阶层分层固化,最终形成社会人员两极分化的格局。

我国经济正处于高速发展的阶段,伴随着经济的发展,近些年来,中国社会阶层分化问题日益突出,贫富之间的差距越来越大;同时,我国的收入分配体制、劳动力市场发展程度、就业制度等也发生了很大

^{*} 本文系国家社科基金教育科学规划项目“收入差距与中国的教育回报率:基于需求角度的分析”(项目编号:CFA130155)的阶段性成果。

变化。那么,我国社会的代际收入流动性是否随之发生了相应的改变?这些改变的程度有多大?尤其是近几年来,贫、富、官、垄等各方面的二代现象已成为网络的热点话题,媒体和大众密切关注着“中国的社会结构正趋于固化”、“社会底层人群向上流动面临困难”等话题,因此,我们更有必要研究我国居民的代际收入流动性到底有多大。它是变低了,使得他们更加依靠父代的收入和地位,还是变高了,使得社会为子代提供了更多的机会?处于底层群体的子代,是否有足够的机会彻底摆脱他们的父代在收入分配中的劣势地位,还是改变不大?对这些问题的研究有助于深刻理解收入分配中的难题,对提高经济社会的效率和促进经济的健康持续发展具有重要的现实价值。

目前针对中国代际收入流动性的研究还不完善,对中国代际收入流动性水平的高低还没有确定的结论。由于中国的收入数据比较复杂,使得现有研究对收入的定义存在不一致问题,对样本的选择也有较大差别。比如方鸣(2010)和韩军辉(2011)使用 CHNS 数据库中农村居民的数据研究中国农村居民的代际收入流动性,而郭丛斌(2007)则使用中国城镇居民教育收入调查报告研究城镇居民的代际收入流动性。另外,目前对中国代际收入流动性内在传递机制的研究则更为少见。

本文借鉴已有研究成果,优化现有的计量估计方法,使用中国健康与营养调查(CHNS)最新的入户调查数据(1989—2009),估计中国社会父代收入与子代收入相关性的代际收入弹性,并从教育、健康和社会资本等角度探讨它们对中国代际收入流动性的影响。

二 文献综述

随着研究方法的不断进步和微观数据的逐渐充实,研究者关于收入分配的研究开始向纵深发展。其中布劳和邓肯(Blau & Duncan, 1967)是最早论述父代收入与子代收入相关关系的经济学者。他们的研究认为,父代收入对子代收入的影响很弱,“美国是一块充满机会的大陆”。而 Atkinson 和 Maynard(1978)用父代收入与子代收入的相关系数来估计代际收入流动性,他们计算了英格兰约可郡 307 对父子收入的相关系数,数值大约是 0.17。在他们的研究之后,Atkinson(1981)总结了估计代际收入流动性的两种常用方法:一种是使用转换矩阵估算,另一种是使用基于对数收入的多元回归模型方法。Becker 和 Tomes(1986)估算的父子的代际收入弹性约为 0.2,他们的结论支持了布劳和邓肯的研究,即美国的代际收入流动性维持在较高的水平,美国社会中父代与子代的收入没有明显的相关性。

然而,上述研究只是用某一年的短期收入水平替代个体一生的永久收入来估计代际收入流动性,这样估算得出的结论一定会存在偏差。后来的研究表明这种高的代际收入流动性是因为同质性取样和研究中的测量偏差所造成的(Solon, 1989, 1992; Zimmerman, 1992)。为了解决测量偏差问题,Solon(1992)在其经典著作中把年龄的二次函数项置入多元回归模型中,并使用父代对数收入的多年平均数替代单年的收入,其研究结论显示,美国的代际收入弹性系数大于 0.4,美国是个代际收入流动性很低的社会,这与之前布劳、邓肯等人的研究结果明显不同。即便在美国这样“充满机会的大陆”,子代从父代继承而来的禀赋资源能极大地影响收入分配状况。当时的学者指出,子代的成长和成年后经济地位的高低在很大程度上依赖于父代提供的家庭成长背景,父代的经济地位、收入水平对子代有着非常重要的影响。之后由于研究方法的不断改进和数据可获得性的改善,不同国别估计及国家之间的对比研究逐渐增多。Mazumder(2005)测算的美国代际收入弹性在 0.5 和 0.6 之间;英国代际收入弹性的估计值是 0.3(Nicoletti, Ermisch; 2007),而北欧国家比如瑞典(Hirvonen, 2007)、芬兰(Pekkarinen, 2009)和挪威(Nilsen et al., 2011)等国的代际收入弹性均小于 0.3。

代际收入流动机制以及一个国家所采用的政策对代际收入流动的影响,应该是代际收入流动性研究的最终目的。对此的研究主要是从以下四个方面展开的:人力资本投资、社会关系网络、选型婚配以及天赋遗传。人力资本投资是影响代际收入流动性的重要因素之一,父代对子代的教育投入能在很大程度上直接决定子女成年后的收入水平。当低收入家庭的父母筹集不到足够的资金以完成对子女的教育

育投资时,父代与子代收入的相关性就会更高(Becker & Tomes, 1976);Restuccia 和 Urrutia(2004)的研究表明,代际收入的传递性主要是由父母对子女的初等教育和中等教育投资所驱动的。而一个国家可以通过对公共教育和医疗保健的支出影响微观家庭住户人力资本的获取,继而影响整个社会代际收入流动性的大小(Susan & Leonard, 2008)。父代通过对子代社会关系资本的投资也会影响到子代的收入水平,如果父代为高收入群体,他们一般会选择居住在一个高收入者集中的社区环境,由于高收入个体是父辈社会关系网络中的主要交往对象,其子女将来所从事的工作一般也是高收入行业。也就是说,社会关系网络资本强化了父辈贫困的代际传递(Dan & Fredrik, 2007; Antoni & Matthew, 2005)。由于本文主要从前述两种传递机制来开展研究,对后面两种机制不做过多陈述。

在代际收入流动性内在机制判断的计量方法上,一类文献主要是探讨一些中间变量在代际收入流动中所起的作用,通常被称为中间变量法。这类研究方法可以进一步细分为如下两种:一是把子代的受教育年限、健康等人力资本变量加入到回归方程中,求得条件代际收入弹性,把条件代际收入弹性与普通代际收入弹性进行对比,识别前者相对于后者的下降程度,判断出教育或者健康等人力资本因素对于代际收入流动性的重要性(Eriksson et al., 2005);另一种是估算某一组或某个别人力资本因素在可解释的代际收入弹性所占总弹性中的比例(Blanden et al., 2007)。另一类文献着眼于对影响代际收入流动性的不同传递途径进行分解,最具有代表的是 Bowles 和 Ginitis(2002)的研究成果,他们把影响代际收入弹性的因素主要分解成环境因素和基因因素,并论述了两者影响代际收入流动性的相应贡献率。

目前,关于我国代际收入流动性问题研究的文献还较少。王海港(2005)分别测算了中国农村 1995 年和城市 1988 年的代际收入弹性,它们分别是 0.424 和 0.384,据此,他认为我国的代际收入流动性在上世纪末就开始下降了。姚先国(2006)比较了不同群体的代际收入弹性,认为农村地区的代际收入弹性低于城市,中部地区的代际收入弹性低于东部地区,低收入群体的代际收入弹性低于高收入群体。韩军辉(2010)采用 CHNS 数据估算的中国农村居民的代际收入弹性是 0.448。王美今和李仲达(2012)测算的我国代际收入弹性最高,大约是 0.830,表明我国的“二代”现象十分显著。

上述关于我国经济社会中代际收入流动性的研究成果,没有讨论中国数据的样本特点,也没有讨论对子代和父代不同样本的选择给代际收入流动性分析带来的影响。在研究对象上,有的文献是城市,有些则是农村,而把城市和农村结合起来的研究还很少见。另外,由于中国有关收入方面的数据比较复杂,使得不同的研究对收入的定义和口径不一致;由于对样本筛选的不细致,使得有的研究结果也存在较大的偏误。比如,王海港(2005)所选取的样本中包括非劳动年龄人口;魏颖(2009)把与个人收入高度相关的人均家庭农业收入直接纳入到农村个人收入。上述问题的存在降低了既有研究结果的可比性和稳定性。而关于代际收入流动性的内在传递机制的研究则更为少见,陈琳(2012)分别以财富资本、人力资本和社会资本几个主要因素来解析中国代际收入流动性的内在机制,但所使用的年份数据偏少,并且在收入方面采用的全部是单年的数据,容易给估计结果带来较大的偏误。

在实际估计中,由于无法度量父代和子代的一生收入,通常会导致对代际收入弹性的估算结果存在一定的偏误。本文则尽量降低这种偏误,在样本处理上将父代和子代的年龄控制在一定的范围,在估计方法上把年龄的二次函数加入到回归方程,以尽可能降低实际收入与永久收入的偏差,并使用父代收入的平均值来降低使用单年数据所导致的向下偏误数值;同时,进一步地借鉴中间变量法从教育、健康和社会资本三个方面探讨中国代际收入流动性的内在传递机制。

三 数据说明

本文采用中国健康与营养调查(简称为 CHNS)提供的数据库,来测算我国的代际收入弹性。CHNS 项目是由中国疾病预防控制中心营养与食品安全所和美国北卡罗来纳大学人口问题研究中心

共同实施的调研项目,该调研数据覆盖城市和农村家庭的收入水平、受教育年限、健康水平、医疗保健等多方面。由于我国各地区在经济、地理、人口等方面均存在很大差异性,为了使得调研样本更具有代表性,CHNS 选取了中国 9 个省份作为调研样本,它们是黑龙江、湖北、广西、山东、辽宁、河南、湖南、贵州和江苏。

为了避免家庭劳动供给和婚姻的正向匹配等因素可能导致的估计偏误,我们只保留了男性样本,即仅考察父亲和儿子的代际收入联系。同样地,本文为了避免一个家庭中有多多个儿子所带来的估计难题,我们只考虑家庭中父亲跟长子两者收入之间的联系。另外,还排除掉儿子或是父亲在校学习的样本。本文使用个人的每年总收入来衡量收入水平,用 2009 年对应地区的物价指数折算成实际收入,并取其自然对数形式。

既有文献在估计代际收入弹性时,有一个困难是无法确定子代的长期收入水平。如果用子代刚成年时的收入来替代子代的长期收入水平,则误差会加大。^①所以,研究者多数采用所获取数据中儿子最后几年的收入水平来替代长期收入水平。在 CHNS 的数据中,被调研的子女在第一次调查时的年纪不大于 18.9 岁^②,为了使儿子在 1989 年的年龄不大于 19 岁,我们去掉了 1970 年以前(不含 1970 年)出生的儿子样本。除此之外,我们筛选了样本,使儿子在 2004 年的年纪不小于 18 岁,并将儿子的出生日期设置在 1987 年以前(1987 年不包含在内)。这样选择控制样本,有效降低了因使用儿子早年收入而造成的估算偏误。

由于不同年龄阶段的个体收入存在差异,本文把调研样本的年龄标准差控制在较小的区间,以缩小父代与子代之间的年龄差距。我们使用 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年共五年的数据来度量父亲的收入水平,用 2009 年的数据来度量儿子的收入水平。这样做能够有效降低因年龄差距过大导致收入波动过大而引发的估计偏误。

表 1 是父亲(1991 年)和儿子(2009 年)的年收入、年龄、职业、健康等变量的特征。全体样本中,儿子 2009 年的平均年收入为 26 880.97 元,父亲 1991 年的平均年收入为 1 724.36 元;儿子 2009 年的平均年龄为 30.96 岁,父亲 1991 年的平均年龄为 51.05 岁;儿子的平均受教育年限为 9.91 年,父亲的平均受教育年限为 5.76 年。城市的平均受教育年限,不论父代还是子代都显著地高于农村地区。对于健康状况,儿子的平均 BMI 指数高于父亲,并且城市显著高于农村。

表 1 变量的描述性统计特征

	儿 子(2009 年)					父 亲(1991 年)				
	年收入	年龄	受教育年限	职业	健康(BMI)	年收入	年龄	受教育年限	职业	健康(BMI)
全部样本	26 880.97	30.96	9.91	6.15	22.33	1 724.36	51.05	5.76	5.86	21.84
城 市	30 083.07	30.45	10.76	6.45	22.87	1 759.14	51.78	6.17	5.94	22.54
农 村	23 315.51	31.21	9.31	6.04	22.08	1 673.35	50.74	7.43	5.82	21.51

注:表中 BMI 是指身体质量指数(Body Mass Index),计算方法为体重(kg)除以身高(m)的平方。

另外,我们可以通过观察父亲收入和儿子收入的散点图以对代际收入弹性有一个大致的了解。图 1 中,横坐标是父亲 1991 年的收入,纵坐标是儿子 2009 年的收入。从两个的图形的对比可以看出,城市的代际收入弹性明显高于农村。

① Solon et al.(1991)认为,在研究中用个人 40 岁左右的收入水平作为长期收入水平的度量,误差通常比较小,因为在 40 岁的年龄阶段,一个人位于其事业中期,该时候的收入水平最能够代表个人的长期收入水平。

② CHNS 的年龄计算使用天数为基本单位,具体公式为:年龄=(调查日期-公历计算的出生日期)/365.25。

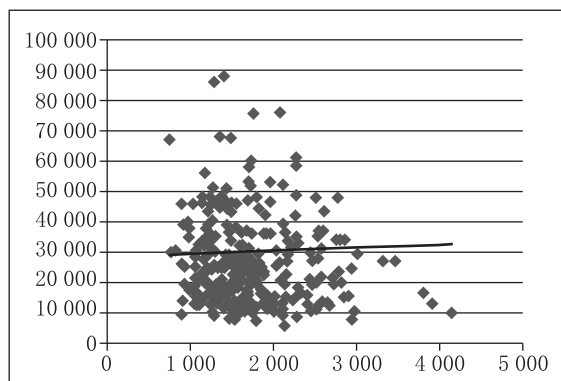


图1 城市代际收入弹性散点图

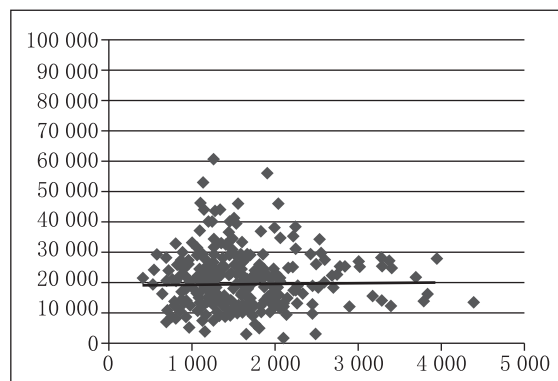


图2 农村代际收入弹性散点图

四 计量框架

与代内收入差距研究相比,代际收入流动的实证研究对收入测量和数据收集的要求要高得多,其难处在于持久收入无法观测。考虑到一些临时波动因素的影响,持久收入的方差一定会小于临时收入的方差,所以估计出来的代际收入弹性比实际的数值要低,即是下偏的。根据生命周期理论,临时收入会随着工龄的变动而呈现出倒“U”形状。要获得个体的持久收入,理应获得个体在整个职业生涯的全部收入,在实际经验研究中研究者仅能得到个体若干年的部分收入,因此次优选择是选择典型收入,也就是尽量接近持久收入的临时收入。

在代际收入流动的实证分析中,研究者们主要采用对数线性回归模型和百分位转换矩阵法来估计代际收入流动性。在这里,我们主要运用对数线性回归模型。

我们以 y_{1i} 代表儿子 i 持久性收入的对数, y_{0i} 代表父亲持久性收入的对数。遵循代际流动性的多数实证研究文献,对数线性回归模型有如下形式:

$$y_{1i} = \alpha + \rho y_{0i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式中,误差项 ε_i 反映的是父亲收入对儿子收入的综合影响因素,斜率 ρ 是长期代际收入弹性。我们把儿子在 t 年的收入对数表示为:

$$y_{1it} = y_{1i} + \delta_1 + \gamma_1 A_{1it} + \lambda_1 A_{1it}^2 + v_{1it} \quad (2)$$

(2)式中, A_{1it} 是儿子在 t 年的年龄, V_{1it} 是指他由于实际的短暂变动和随机测量误差导致的围绕长期收入变动的短期波动。同样地,我们把父亲在 s 年的收入对数用模型表示为:

$$y_{0is} = y_{0i} + \delta_0 + \gamma_0 A_{0is} + \lambda_0 A_{0is}^2 + v_{0is} \quad (3)$$

(3)式中, A_{0is} 是父亲在 s 年的年龄。在 t 年儿子的对数收入和在 s 年父亲的对数收入之间存在关系是:

$$y_{1it} = (\alpha + \delta_1 - \rho\delta_0) + \rho y_{0is} + \gamma_1 A_{1it} + \lambda_1 A_{1it}^2 - \rho\gamma_0 A_{0is} - \rho\lambda_0 A_{0is}^2 + \varepsilon_i + v_{1it} - \rho v_{0is} \quad (4)$$

(4)式中,如果用父亲某一年的收入替代父亲的持久收入作为解释变量来估计代际收入弹性,那么方程(4)估计出来的 ρ 值是下偏的。使得 ρ 向下偏误的程度有所下降的一个有效方法是,使用父亲对数收入的多年平均值替代父亲的持久收入。

具体地说,我们使用最小二乘法估计如下方程的系数:

$$y_{1it} = (\alpha + \delta_1 - \rho\delta_0) + \rho \bar{y}_{0i} + \gamma_1 A_{1it} + \lambda_1 A_{1it}^2 - \rho\gamma_0 \bar{A}_{0i} - \rho\lambda_0 \bar{A}_{0i}^2 + \varepsilon_i + v_{1it} - \rho \bar{v}_{0i} \quad (5)$$

在这里 \bar{y}_{0t} 是父亲在 n 年里收入对数的平均值。 \bar{A}_{0t} 是他在这些年的平均年龄, \bar{A}_{0t}^2 指的是这些年他的年龄平方的平均值。 \bar{v}_{0t} 是 n 年里测量误差项的平均值。用(5)式估计代际收入弹性时,虽然没有消除变量误差,但偏差会减少。

根据(5)式,我们得到以2009年子代样本作为被解释变量的代际收入弹性的OLS估计值。^①表2中各样本的第一列为利用父亲单年收入得到的代际收入弹性估计值,第二列为利用父亲四年平均收入得到的估计值,第三列为利用父亲五年平均收入得到的估计值。对于全体样本,利用父亲单年收入估计得到的代际收入弹性的最小值为0.191,最大值是0.326,其中城市地区代际收入弹性的最小值是0.323,最大值为0.678,农村地区代际收入弹性的最小值为0.193,最大值为0.497;利用父亲四年平均收入估计全体样本的代际收入弹性约为0.6,其中城市地区的两个估计值分别0.663和0.721,农村地区的两个估计值分别为0.396和0.544;利用父亲五年平均收入得到的代际收入弹性为0.674,其中城市地区为0.881,农村地区为0.576。可见,城市地区的代际收入弹性明显高于农村地区,城市中下一代的收入更大程度上受到父母这一代的影响。一方面,是由于在城市地区父母的人际关系能给下一代带来更多的收益,而“关系”的回报率在农村地区相对较低,所以,就“关系”在代际收入传递中的作用而言,城市地区父亲对儿子的影响更大。另一方面,父母收入通过影响子女教育年限来影响子女的收入,城市地区教育的回报率比农村高,这也使得父母通过教育传递所带来的收益在城市地区较高。

表2 代际收入弹性的OLS估计值

年份	全体样本			城市样本			农村样本		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1989	0.211 *** (0.034) [230]			0.323 ** (0.121) [45]			0.193 ** (0.062) [185]		
	0.191 *** (0.070) [226]			0.405 *** (0.170) [42]			0.247 *** (0.063) [184]		
	0.273 ** (0.041) [223]			0.424 *** (0.163) [38]			0.317 *** (0.112) [185]		
1997	0.308 ** (0.126) [211]	0.574 *** (0.125) [166]		0.556 ** (0.144) [36]	0.663 ** (0.013) [38]		0.448 ** (0.161) [175]	0.396 *** (0.075) [128]	
	0.326 *** (0.145) [211]	0.622 ** (0.064) [148]	0.674 ** (0.143) [141]	0.678 *** (0.096) [36]	0.721 *** (0.178) [36]	0.881 ** (0.074) [22]	0.497 *** (0.077) [175]	0.544 *** (0.034) [112]	0.576 *** (0.084) [119]

注:表中(1)列为利用父亲各对应单个年份收入得到的条件代际收入弹性,(2)列为利用父亲当年和前三个年份即共四个年份平均收入得到的估计值,(3)列为利用父亲当年和前四个年份即共五个年份平均收入得到的估计值。()内值为标准误差值,[]内值为样本数量;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。表4相同。

此外,由表2可见,当收入水平平均年份持续增加时,代际收入弹性系数出现不断上升的趋势,远远高于采用单年收入水平进行估计的结果,表2中利用父亲五年平均收入作为解释变量估计出来的代际收入弹性为0.674。然而即便是这么高的数值,这样的估算结果依然是下偏的(Solon, 1992),但偏差比使用单年的或者少于五年平均收入的估计值要小。依据上述估计结果,我们能够断定,我国居民的代际

① 为简化起见,本文没有报告年龄等变量的系数估计值。

收入弹性至少在 0.6 的水平。

五 传递路径

代际收入的传递路径主要包括人力资本、社会资本和财富资本等。下面,我们主要研究前两种传递路径对中国的代际收入的传承能否起到作用,各自的影响程度是多少?在上述方程(5)的基础上,分别增加教育、健康和社会资本等控制变量,求解“条件代际收入弹性”。我们设定方程(6):

$$y_{1it} = (\alpha + \delta_1 - \rho\delta_0) + \rho \bar{y}_{0i} + \gamma_1 A_{1it} + \lambda_1 A_{1it}^2 - \rho\gamma_0 \bar{A}_{0i} - \rho\lambda_0 \bar{A}_{0i}^2 + r_{jt} C_{jt} + \varepsilon_i + v_{1it} - \rho \bar{v}_{0i} \quad (6)$$

(6)式中, $t = 2009$; C 代表人力资本和社会资本; $j = 1, 2, 3$, 分别为教育、健康和社会资本; r_{jt} 为各项资本对于子代收入而言的回报率。

人力资本指的是一切能够影响到个体在劳动力市场中获得报酬的能力,包括受教育年限、健康水平、在职培训、迁移等。个体的人力资本难以完全估算出来,在经验研究中一般使用教育和健康水平来衡量人力资本,相对而言这两者容易测算到,与公共政策联系最为紧密,所以本文使用这两者代表人力资本。我们使用受教育年限来衡量个体的受教育程度;利用营养状况(BMI 指数)来衡量健康水平。

社会资本的衡量较为复杂。一般使用政治身份、单位性质、职业和行业等来衡量,由于受 CHNS 数据库调查问卷本身的限制,我们使用职业类型来代理社会资本这一变量。对于职业类型,我们列出了与职业类型相对应的分值,具体见表 3。^①

表 3 职业类型所赋予的分值

职 业	分值
管理者/行政官员/经理(厂长、政府官员、处长、局司长、行政干部及村干部等)	12
军官与警官	11
高级专业技术工作者(医生、教授、律师、建筑师、工程师等)	10
一般专业技术工作者(助产士、护士、教师、编辑、摄影师等)	9
办公室一般工作人员(秘书、办事员)	8
技术工人或熟练工人(工段长、班组长、工艺工人等)	7
士兵与警察	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、保育员等)	5
司机	4
非技术工人或熟练工人(普通工人、伐木工等)	3
农民、渔民、猎人	2
其他	1

教育是导致代际收入相关的重要因素吗?表 4 的结果给出了肯定的回答:在加入了子代的受教育年限之后,代际收入弹性在一年单期、四年平均与五年平均等情形下均有不同程度的下降。由于五年平均收入值更能贴近父辈的持久收入,我们将使用父辈五年平均收入值作为解释变量的代际收入弹性来与表 2 中的估计系数进行比较,可以看出,与没有控制子代的受教育年限相比,现在的代际收入弹性下降了 9.2%(0.612-0.674/0.674),说明受教育年限对代际收入流动性有较大的影响。

同样,加入健康因素后,现在的代际收入弹性下降了 6.08%(0.633-0.674/0.674)。健康因素对代际收入弹性的影响没有受教育年限因素的大,但是仍然有显著的作用。其中的原因可能是,个体受教育年限对城乡居民收入均有重要的影响;但对于健康因素而言,其更多影响的是农业生产率,进而影响农民收入,而在城市这种影响则大为降低。因此,总体上看,健康对代际收入弹性的影响没有教育这一因

① 职业类型所赋予的分值参照姚先国(2006)的做法。

素重要。

加入社会资本因素后,现在的代际收入弹性下降了 3.41% (0.651-0.674/0.674),从计量估计结果来看,社会资本对代际收入流动的影响程度不是很大,对代际收入流动性的解释力小于教育和健康等因素。其中的缘由可能是,在农村,“关系”等社会资本带来的回报率比较低,尽管城市地区父母的人际关系能给下一代带来更多的货币收入,但由于 CHNS 数据中多数是农村样本,因此,总体上看,社会资本对代际收入弹性的影响不大。

表 4 条件代际收入弹性的估计值

年份	教育与代际收入流动性			健康与代际收入流动性			社会资本与代际收入流动性		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1989	0.199 *** (0.133)			0.204 * (0.044)			0.209 *** (0.142)		
1991	0.179 *** (0.075)			0.186 ** (0.060)			0.190 ** (0.137)		
1993	0.261 ** (0.154)			0.282 *** (0.023)			0.271 *** (0.112)		
1997	0.280 ** (0.037)	0.553 * (0.109)		0.274 ** (0.081)	0.562 ** (0.065)		0.293 ** (0.067)	0.565 ** (0.113)	
2000	0.311 ** (0.062)	0.597 ** (0.078)	0.612 *** (0.102)	0.317 *** (0.071)	0.601 *** (0.074)	0.633 ** (0.124)	0.311 ** (0.038)	0.614 *** (0.086)	0.651 *** (0.093)

六 结 论

社会公正是衡量社会发展的一个重要内容,代际收入流动性反映了经济社会中机会均等的状况,因此,关注和研究代际收入流动性问题具有重要的现实意义。本文使用 1989—2009 年的 CHNS 家庭跟踪调查数据,通过细致筛选样本数据,控制父代与子代的年龄,在回归方程中引入父辈多年收入的平均值和年龄的二次项,尽量降低导致偏误的因素,估计了中国社会的代际收入弹性,并从教育、健康等人力资本以及社会资本的角度研究中国代际收入传递性的内在机制。我们的研究表明:中国整体社会的代际收入弹性大致为 0.6,其中城市约为 0.8,农村为 0.5,城市代际收入弹性明显高于农村。这表明,与国际上尤其北欧国家相比^①,我国代际收入弹性偏高,社会的收入流动性较差,父代收入对子代收入的影响程度较高。从影响机制来看,教育对代际收入传递的影响程度最大,其次是健康和社会资本;人力资本对代际收入传递的作用非常重要,社会资本的解釋力虽然不是很高,但对代际收入弹性的影响也很显著。

与王海港(2005)对中国城市 1988 年和中国农村 1995 年的代际收入弹性的估计结果相比(分别为 0.384 和 0.424),本文的估计结果显示,中国的代际收入流动性呈现出下降的趋势。中国实施的市场经济体制改革与这种现象的出现紧密相连。在改革开放的初期阶段,由于一系列的改革举措,许多被约束的因素得以释放,社会经济充满活力,底层群体家庭的子女能够获取提升社会地位、提高经济收入的很多机会,从而成功摆脱既有家庭背景的劣势。近些年来,由于劳动力市场分割严重,要素市场发展不完善,社会医疗保障等领域改革滞后,中国的代际收入流动性逐渐降低。家庭背景对个体社会和经济地位的影响日渐增加,低收入阶层子女获取较高收入水平的机会越来越少,子代传承父代的低收入状况在代际间延续;而有较好家庭背景的子女有更多的机会获取较高的社会地位和经济收入。这种趋势不利于

^① 加拿大、瑞典、澳大利亚、芬兰、德国这些国家的代际收入流动系数分别约为 0.23、0.2、0.2、0.13、0.11。由于获得这些国家代际收入流动系数的测度方法各不相同,因此这些数据的可比性不强。

经济激励机制的发挥,不利于经济持续稳定增长,长此下去,还会对社会稳定带来较大的不利影响。

基于上述分析,本文建议:一方面,政府应该进一步加大公共支出力度,采用多种途径增加民众在享受医疗保健和接受教育等公共资源方面的公正和公平性,使得低收入阶层和农村地区特别是农村偏远地区获得足够的教育和公共卫生资源;另一方面要继续强化市场经济体制改革,破除城乡之间劳动力市场的分割和劳动力流动的壁垒,以及职业隔离和行业垄断等格局。实施这些措施,有利于提高社会效率,提高动态的机会均等和收入公平,对保证社会开放、公平、健康和稳定地发展具有重要的现实意义。

(责任编辑 施有文)

参考文献

- 陈琳、袁志刚,2012,《中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制》,《世界经济》第6期。
- 方鸣,2010,《中国农村居民代际收入流动性研究》,《中国农业大学学报》(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。
- 韩军辉,2010,《基于面板数据的代际收入流动研究》,《中南财经政法大学学报》第4期。
- 何石军、黄桂田,2013,《中国社会的代际收入流动性趋势:2000—2009》,《金融研究》第2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。
- 王美今、李仲达,2012,《中国居民收入代际流动性测度——二代现象经济分析》,《中山大学学报》第1期。
- 魏颖,2009,《代际收入流动与收入不平等问题研究》,《中国社会科学院研究生院学报》第4期。
- 姚先国、赵丽秋,2006,《中国代际收入流动与传递路径研究:1989—2000》,浙江大学经济学院工作论文。
- Atkinson, A.B., 1981, "On Intergenerational Income Mobility in Britain", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol.3, No.2.
- Antoni C. and Matthew A., 2005, "Like Father, Like Son: Social Networks, Human Capital Investment, and Social Mobility", *Working Paper, California Institute of Technology, Division of the Humanities and Social Sciences*, No.1242.
- Becker, Gary S. and Nigel Tomes, 1986, "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, Vol.4, No.3.
- Blanden, J., Gregg, Paul and Macmillan, Lindsey, 2007, "Accounting for Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education", *The Economic Journal*, Vol.117, No.519.
- Blau, Peter Michael and Otis Dudley Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Wiley.
- Bowles, Samuel and Herbert Gintis, 2002, "The Inheritance of Inequality", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.16, No.3.
- Dan A. and Fredrik A., 2007, "Stratification, Social Networks in the Labour Market and Intergenerational Mobility", *The Economic Journal*, Vol.117, No.520.
- Erikson R. and Goldthorpe J.H., 2002, "Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.16, No.3.
- Hirvonen, L., 2008, "Intergenerational Earnings Mobility among Daughters and Sons: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States", *American Journal of Economics and Sociology*, Vol.67, No.5.
- Mazumder, B., 2008, "Sibling Similarities and Economic Inequality in the US", *Journal of Population Economics*, Vol.21, No.3.
- Nilson, A. and Jacobsen, K., 2011, "Estimates of Intergenerational Elasticities Based on Lifetime Earnings", *IZA Discussion Papers*, No.3709.
- Nicoletti, Cheti and John Ermisch, 2007, "Intergenerational Earnings Mobility: Changes Across Cohorts in Britain", *Journal of Economics Analysis and Policy*, Vol.7, No.2.
- Pekkarinen, T. and Kerr, S., 2009, "School Tracking and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School", *Journal of Public Economics*, Vol.93, No.7—8.
- Restuccia, D. and Urrutia, C., 2004, "Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education", *The American Economic Review*, Vol.95, No.5.
- Solon, G., 1989, "Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations", *Review of Economics and Statistics*, Vol.71, No.1.
- Solon, G., 1992, "Intergenerational Income Mobility in the United States", *The American Economic Review*, Vol.82, No.3.
- Solon, G., 2004, *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Susan E. and Leonard M., 2008, "Government Spending and Intergenerational Mobility", *Journal of Public Economics*, Vol.92, No.1.
- Zimmerman, David J., 1992, "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature", *The American Economic Review*, Vol.82, No.3.