

# 中国农村地区收入代际流动性估计

## ——基于三省六县千户调查

黄 斌,卞一凡

(南京财经大学 公共管理学院,江苏 南京 210023)

**摘要:** 基于2009—2010年浙江、安徽和陕西三省六县的农村千户调查数据,利用OLS和分位数回归,就中国当前农村地区父辈与子辈之间的代际收入流动性进行实证研究。研究结果显示,当前中国农村代际收入弹性约为0.5,在控制了地区等变量后,代际收入流动性降低至0.33。与国外已有研究相比,当前中国代际流动性偏低。此外,研究发现中国农村地区代际流动存在三种异质性:一是性别异质,父-子代际流动性要显著高于父-女的代际流动性;二是地区异质,农村地区存在地区间收入代际流动的异质性,东部地区收入代际流动性最强,西部次之,中部最弱;三是家庭收入异质,农村地区不同收入家庭也存在异质性,低收入家庭代际流动性相对较弱,高收入家庭代际流动性相对较强。这表明,今后政策的制定应当有所侧重,对于贫困地区、中西部落后地区以及女性后代应当给予一定的财政帮助,以期提升其自身乃至其后代的经济社会地位。

**关键词:** 农村地区;收入代际流动;异质性

**中图分类号:** F328.8      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2019)02-0060-09

### 一、引言与文献综述

近年来,随着中央地方一系列惠民政策的出台,农民收入实现了稳步的提升,从2013年到2017年,中国农村居民人均可支配收入从9429元上升至13246元。但随着经济的飞速发展,我国农村地区收入分配差距越来越大<sup>[1-2]</sup>。现阶段衡量收入差距最常用的指标是基尼系数,然而基尼系数测度的是结果的不平等,它并不能反映收入分配及贫富差距问题的全貌。实际上,就具体社会而言,即便目前的收入不平等程度较为严重,若代际收入流动性高的话,则该社会收入不平等程度也会减弱。因此,对于一个社会的收入不平等而言,既要考察其静态指标,也要关注社会代际流动性并加以评价。

有关代际收入流动性的研究,一直广受学术界的关注。这方面的实证研究主要包括:代际收入弹性估计、代际收入传递机制研究、代际收入流动趋势以及国际比较等。在经济学中,收入分配持续动态表现为子代收入在多大程度上由父代收入所决定,一般利用代际收入弹性来衡量,其经验值在0-1之间。例如,代际收入弹性0.4则表明如果父代收入高出同代人平均收入的100%,那么其子代收入在平均意义上会高出同代人平均收入的40%<sup>[3]</sup>。显然,代际收入弹性越大,当前收入分配差异持续下去的可能性就越高,代际收入流动就越弱,就越不利于实现社会的相对公平。

收稿日期:2018-12-09;修回日期:2019-03-13

基金项目:江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX18\_1300)

作者简介:黄斌(1975—),男,福建闽清人,香港中文大学博士,南京财经大学公共管理学院院长、研究生导师、南京财经大学首席教授,北京大学中国教育财政科学研究所客座研究员,研究方向为教育经济与财政;卞一凡(1994—),男,江苏盐城人,南京财经大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为教育经济学。

Becker and Tomes<sup>[4]</sup>最早将人力资本理论引入代际收入流动的研究中,构建了代际传递与收入分配的均衡模型,他们将家庭作为研究对象,构建了一个家庭效用最大化的框架。Behrman *et al.*<sup>[5]</sup>利用NAS-NRC 双胞胎样本以及单年的收入估算出美国的代际收入弹性大约为0.2,并利用祖父母的受教育程度对父母的受教育程度的影响作为工具变量进行研究,得出的结论使他们声称并没有发现普通最小二乘法存在偏误。20世纪90年代以前,由于样本数量的限制以及单年收入的随机影响,导致估算的代际收入弹性普遍偏低。由此Solon<sup>[6]</sup>利用了PSID的数据,在克服了样本同质以及单年收入引起的估计偏误后,他测算出当时美国的代际流动性在0.45左右,同时他还提出利用OLS可能会低估代际收入弹性,而利用IV可能会高估代际收入弹性。

在跨国比较方面,瑞典<sup>[7]</sup>和芬兰<sup>[8]</sup>的代际收入弹性相对较低,只有0.13;而南非<sup>[9]</sup>、中国城镇地区<sup>[10]</sup>相对较高,为0.44、0.42。在模型构建上,Muller<sup>[11]</sup>提出用因素分解法可以更加准确地测算出代际弹性。Solon<sup>[12]</sup>提出稳态时代际收入弹性主要取决于遗传和人力资本投资的收益回报,与政府对儿童的人力资本投资和代际收入弹性成反比。后续的研究着重探讨了财政教育支出与代际流动性的关系,将政府公共教育投资与私人教育投资纳入到同一分析框架中,用以解释代际流动的国别差异和时间趋势<sup>[13]</sup>。Mayer and Lopoo<sup>[14]</sup>将家庭成本加入代际流动的模型中,提出政府增加教育支出可以提高代际流动性。这一系列的研究给了我们一个良好的建议,即政府可以通过提高对儿童的投资,尤其是教育方面的投资,显著降低代际收入弹性,使社会更加公平。

而国内对代际流动的研究起步相对较晚,最早的研究发现,中国代际收入弹性约为0.5<sup>[15]</sup>。方鸣等<sup>[16]</sup>、郭建军等<sup>[17]</sup>使用双样本量阶段最小二乘法匹配数据,分别得出父子代际收入弹性为0.57和0.49;陈琳<sup>[18]</sup>使用CHIP数据,修正了暂时性收入冲击等偏误后,得出我国居民代际收入弹性在0.4左右。乡村地区、低收入、低学历群体的代际流动性最低<sup>[19-20]</sup>。并且,引入公共教育支出能够在一定程度上降低收入的代际弹性<sup>[21-22]</sup>。与此同时,也有社会学家指出,从“文化资本”角度研究代际收入传递,经济文化等条件较好的父母会给子女创造良好的环境,而贫困家庭中由于家庭收入的约束,一般只能居住在底层的社区,这种社区的“文化资本”不利于子女的发展<sup>[23]</sup>。此外,一些研究反映了父亲的相关特征对个人收入的影响。如杨瑞龙等<sup>[24]</sup>认为,增加父亲在职和党员的交互项,对子女日后收入表现有较为显著的影响。同时,阳义南和连玉君<sup>[25]</sup>利用父子家庭地位相关性度量中国居民代际流动变动趋势,发现近十年我国居民代际流动性有增强的趋势。

纵观已有文献,目前国内关注的代际流动大多集中在职业流动上,且大多数的研究利用的都是城镇样本,较少涉及到乡村地区。且从仅有的文献中看,农村地区贫富差距更加明显。如何增加农村地区代际流动性,使农村的贫困人口能有效脱离贫困,这无疑是今后工作的一个重点与难点。与此同时,在中国农村,重男轻女的思想根深蒂固,儿子和女儿能得到家中的资源是不同的,而现有的大多研究仅仅是父亲对儿子收入的影响。因此,本文拟探究用儿子和女儿的对数收入分别进行回归,代际收入弹性是否会有显著的差别。同时,父辈对子辈的代际收入流动性影响可能并非是一个线性的关系,不同收入百分位上的代际收入流动性可能不尽相同。本文拟采用增加分位数回归的办法,具体探究在农村地区不同的收入阶层,代际收入弹性的变化趋势。综上,我们想探究如下问题:目前农村地区的代际收入弹性是多少?各农村地区间是否有显著差异?农村地区性别间的代际流动是否有显著差异?农村地区不同收入阶层代际流动性是否相同?

## 二、数据与方法

### (一) 数据来源

本文采用在国家社科基金“教育促进农村社会综合进步的状况及对策研究”课题组于2009年10月至2010年1月在浙江、安徽和陕西三省六县十二村入户调查所获得的数据,以收集农村地区个人在教育、收入、就业、劳动迁移以及健康状况等方面的数据信息为主要内容。该课题组以农户作为单位,对户主及其配偶、长子、长女与父母(包括配偶父母)进行了相关信息的调查。调查共收集到1587户有效问卷,有效个体样本数为4503人。

## (二) 模型与变量说明

本文选用美国经济学家 Solon<sup>[6]</sup> 在其研究收入代际流动的经典文献 Intergenerational Income Mobility in the United States 中提出的收入代际流动模型, 来计算中国乡村居民的收入代际弹性系数。根据其研究, 本文设定的初始方程为:

$$y_{son, it} = \beta_0 + \rho_{fa} y_{fa, it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $y_{son, it}$  表示被访者子女的对数收入,  $y_{fa, it}$  表示其父亲的对数收入,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。因变量  $y_{son, it}$  为家中被调查者的长子收入的对数值。Byron<sup>[26]</sup> 指出, 测量个人收入最好采用小时收入, 因为每一个不同的个体在一年内或一月之中的劳动小时可能不太相同, 年收入或是月收入都无法真实地反映出个人单位时间的收入水平, 存在一定的测量误差。但是在调查时考虑到对个人劳动时间进行精确测量难度较为困难, 且测量个人劳动时间本身会存在较大的误差, 因此在调查中并未对个人劳动时间进行调查, 故采用个人月平均收入作为因变量。虽然此种做法面临着偏估收益率的风险, 但预计偏估的程度应当不会太大<sup>[27]</sup>。

在本次的调研中, 子女收入、父辈收入均为当年收入。Solon<sup>[6]</sup> 指出, 如果利用单一年份收入替代平均收入, 代际收入弹性会被显著低估, 他利用了 1967—1971 年单年的数据进行的 OLS 回归估计出的代际收入弹性为 0.24—0.38, 而利用 5 年工资收入的平均值以后, 发现代际收入弹性变为 0.42。

Solon<sup>[6]</sup> 同时指出, 将个体的年收入水平用年龄及其平方项进行调整, 可以有效解决由于利用单年收入而导致的代际收入低估问题, 因此将基础模型改进为

$$y_{son, it} = \beta_0 + \rho_{fa} y_{fa, it} + \beta_1 A_{son, it} + \beta_2 A_{son, it}^2 - \beta_3 A_{fa, it} - \beta_4 A_{fa, it}^2 + \sum \beta_i X_{son, it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

code 变量是以家庭为基准, 帮助我们分析代际流动的微观基础, 由父母和长子、长女组成。其中,  $y_{son, it}$  表示子女收入的对数,  $y_{fa, it}$  表示其父辈收入的对数,  $A_{son, it}$  表示子女在第  $t$  年时的年龄,  $A_{son, it}^2$  表示子女在第  $t$  年时年龄的平方,  $A_{fa, it}$  表示父亲在第  $t$  年时的年龄,  $A_{fa, it}^2$  表示父亲在第  $t$  年时年龄的平方, 由于预期  $A_{fa, it}$  与  $A_{fa, it}^2$  对子辈收入具有反向影响, 因此回归方程中添加了负号以示区分,  $\rho_{fa}$  则为父子/父女收入代际弹性的估计系数。由于影响子女收入还包括其它因素, 因此在 (2) 式的基础上还加入了区分地区的虚拟变量 (*east* 和 *middle*), 以及子代是否出现移民的虚拟变量 (*immigrate*), 子代是否接受过政府培训的虚拟变量, 以及家庭的规模 (*fam\_pop*), 同时我们拟探究地区之间的异质性, 因此在原来的方程中加入地区与父亲收入的交互项 (*lnincome\_east* 和 *lnincome\_mid*), 探究一下东中西部的代际流动性是否相同。

下面对上述模型的变量进行一个详细的说明。

### 1. 核心解释变量(自变量)及其估计系数

$\rho_f$  即为文中所论述的代际收入弹性。研究表明, 其经验值一般在 0—1 之间。代际收入弹性越大, 当前收入分配差异持续下去的可能性就越高, 代际收入流动就越弱, 则越不利于社会公平。

$y_{fa, it}$  则表示父亲收入的对数值。由于传统的研究多采用父亲作为样本进行回归, 因此本研究同样采用以父亲收入的对数值作为被解释变量加入方程, 以探究农村地区的代际收入的流动性。

### 2. 控制变量

$A_{son, it}$  表示子女在第  $t$  年时的年龄, 即在调查时间点 (2009—2010 年) 时, 当时被调查者子女的年龄,  $A_{son, it}^2$  为其年龄的平方。同理  $A_{fa, it}$  为父亲的年龄,  $A_{fa, it}^2$  为父亲年龄的平方。

*immigrate* 代表是否发生劳动力迁移的虚拟变量。由于我国的特殊情况, 农村地区收入和城市地区收入会有显著的差异, 且本次调研是乡村数据, 因此此次的迁移基本指由乡村迁往城镇的比例。控制了 *immigrate*, 可以控制城乡收入, 使之不混为一谈, 可以得到更加精确的中国农村代际收入流动性。这里有必要指出为什么使用代表人口迁移的 *immigrate* 作为控制变量, 而不使用是否非农业 *non\_farm* 作为控制变量, *non\_farm* 只能表示子辈是否在城镇中, 而不能表示人口迁移的过程。如果父辈在城镇里, 子辈同样也在城镇里, 则没有发生劳动力的迁移, *immigrate* 赋值为 0, 而 *non\_farm* 会赋值为 1, 利用

*non\_farm* 这一变量则可能利用一些原本就在城镇的父辈且仍然留在城镇中的子辈样本来污染儿子由于子辈后天努力进入城镇或者到达收入更高地方的样本,造成代际收入流动性的高估。

*vte* 表示是否接受政府培训的虚拟变量。人力资本理论认为,增加人力资本的途径无非是无差别的义务教育、高中教育以及之后的高等教育以及后天培训。Grolitz<sup>[28]</sup>指出,在进入劳动市场前是否接受培训会 对工资差异造成显著的影响,且劳动力就业培训将有助于他们转移到更好的职位,因此加入是否接受政府提供的培训可以控制由于培训造成的劳动力收入差异,故将此变量加入模型。

*east* 和 *middle* 分别代表地区的类别变量,回归结果表示以西部作为对照,东、中部地区比西部平均工资高出的百分比,如果 *east* 的变量值为 0.3,则表示平均来看,东部的平均工资会超过西部 30%。控制了地区变量可以研究在不同区间内的代际收入流动性,能更好地反映出全国各地的代际收入的流动性。

*fam\_pop* 表示家庭的规模。此处家庭的规模即指家庭有几口人,当家庭规模适当增加时,会增加子代竞争的意愿,即所谓的“鲶鱼效应”。由于资源的分配,长子长女的资源以及自身的竞争优势,使得长子长女总能获得比其他子女更多的家庭资源分配,因此在家庭规模适当的时候估计系数可能会呈现与子代收入正相关,因而要将此控制变量加入模型。

为了探究地区之间代际流动的异质性,因此在原来的方程中加入地区与父亲收入的交互项(*lnincome\_east* 和 *lnincome\_mid*)。如果 *lnincome\_east* 的变量值为 -0.1,则表示平均来看,东部的代际收入弹性比西部的低 0.1,即东部的收入代际流动性比西部更强。

在去除了特异值后,各变量均值情况详见表 1。

此外,根据 1974 年明瑟提出的明瑟收入方程:

$$\ln income = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \varepsilon \quad (3)$$

根据(3)式,我们有理由相信,收入除了与年龄(工作经验)成正比,同时也与受教育年限相关。而(3)式笼统地将工作经验与受教育年限混为一谈,这显然是不科学的。

因此,修改上述方程:

$$y_{sit} = \beta_0 + \rho_f y_{fit} + \beta_1 exp_{sit} + \beta_2 exp_{sit}^2 + \beta_3 Educ_s - \beta_4 exp_{fit} - \beta_5 exp_{fit}^2 - \beta_6 Educ_f + \beta_7 east + \beta_8 middle + \beta_9 immigrate + \beta_{10} vte + \beta_{11} fam\_pop + \varepsilon \quad (4)$$

其中同名变量设定同前,  $exp_{son, it}$  为被访者子代的工作经验,  $exp_{son, it}^2$  为被访者子代工作经验的平方。研究表明,工作经验与收入的关系并非线性,而是呈现出一个开口向下的抛物线,因此加入工作经验的平方项。 $Educ_{son, it}$  表示子女的受教育年限,即在调查时被调查者长子(或长女)所接受教育的年龄,由于调查数据只有完成各级教育的衡量指标,因此按照文盲 0 年,半文盲 3 年,小学 6 年,初中 9 年,高中 12 年,大学 16 年,研究生及以上 20 年作为受教育年限指标带入方程。 $Educ_{fa, it}$  表示父亲的受教育年限,在去除了特异值后,各变量均值与单位见表 2。

表 1 各变量的描述性统计

变量	单位	均值	最小值	最大值
父亲年收入	元	10 047.88	50	400 000
父亲年龄	年	47.18	21	65
长子年收入	元	16 770.08	200	1 000 000
长子年龄	年	29.85	16	59
长子是否发生迁移		0.49	0	1
长子是否接受职业培训		0.25	0	1
长子是否在东部		0.24	0	1
长子是否在中部		0.29	0	1
长女年收入	元	14 257.79	100	1 000 000
长女年龄	年	29.65	16	63
长女是否发生迁移		0.41	0	1
长女是否接受职业培训		0.22	0	1
长女是否在东部		0.23	0	1
长女是否在中部		0.32	0	1
家庭规模	人	4.58	1	15

表 2 受教育年限与工作经验的统计描述

变量	单位	均值	最小值	最大值
父亲受教育年限	年	7.03	0	16
父亲工作经验	年	34.05	1	59
长子受教育年限	年	10.01	0	18
长子工作经验	年	13.86	0	50
长女受教育年限	年	9.56	0	16
长女工作经验	年	14.10	0	55

### (三) 计量方法

本次研究采用 OLS 方法对代际流动性进行估计。此种方法虽简便,但常会遇到一些导致估计量有偏、非最优或非一致的计量问题,例如遗漏变量、测量误差和异方差。本研究采用稳健异方差以消除异方差对模型的影响。同时采用控制变量法(*control variable*)控制年龄对工资的影响,同时控制地区、培训、移民以及家庭规模等变量,回归讨论具体的代际收入弹性,使结论更加可信。

同时,为了探究农村地区不同收入阶层代际流动的异质性,因此利用分位数回归。分位数回归由 Koenker and Bassett<sup>[29]</sup>提出并引入经济学分析中。与普通最小二乘法相比,分位数回归能够提供更加全面的信息。最小二乘法假定条件分布的均值是  $x$  的线性函数,试图拟合一个条件期望的线性方程。与普通最小二乘法一样,分位数回归考察的也是被解释变量在给定解释变量的基础上的条件分布;所不同的是,分位数回归中假定条件分布  $y|x$  的总体  $q$  分位数是  $x$  的线性函数,即:

$$y_q(x_i) = x_i' \beta_q \quad (5)$$

(5) 式中  $y$  为被解释变量,在文中即为子辈收入的对数,  $x_i$  为解释变量与控制变量,在文中即为父辈收入的对数以及诸多的控制变量,例如:子代的年龄、子代年龄的平方、地区、是否接受政府培训、是否移民等。 $\beta_q$  为  $q$  分位数的回归系数,其估计量  $\hat{\beta}_q$  可以用最小化如下问题来定义:

$$\min_{\beta_q} \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta_q} q |y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta_q} (1 - q) |y_i - x_i' \beta_q| \quad (6)$$

为了探究农村地区不同收入阶层家庭的代际流动性是否有差异,因此利用分位数回归的方法,在儿子收入的 5%、25%、50%、75%、95% 分位数上进行回归,探究农村地区不同收入阶层的代际收入流动性。

## 三、估计结果

### (一) 农村地区代际收入流动性的估计

利用被访者长子收入的对数值作为因变量,其父亲收入的对数值作为解释变量,同时控制其年龄的平方,做简单的 OLS 回归。回归结果见表 3 第 1 列。将长子是否发生移民、是否接受政府培训、其所处的地区以及家庭规模作为控制变量加入方程,同时在其基础上,加入父亲对数收入与东部、中部地区的交互项,得到表 3 的第 2 列,以探究各个地区间代际收入弹性是否相同。最后将控制变量中被访者长子的年龄以及其平方项替换成子女的受教育年限、工作经验、工作经验的平方,同时将被其父亲的年龄以及其平方项替换为被访者配偶受教育年限、工作经验、工作经验的平方,进行 OLS 回归,回归结果见表 3 第 3 列。

表 3 农村地区代际收入流动性的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父亲收入的对数	0.491 *** (0.034 0)	0.333 *** (0.053 1)	0.342 *** (0.053 7)	0.535 *** (0.049 2)	0.366 *** (0.050 9)
是否控制年龄及其平方	控制	控制	未控制	控制	未控制
是否控制受教育年限	未控制	未控制	控制	未控制	控制
是否控制工龄及其平方	未控制	未控制	控制	未控制	控制
是否控制核心控制变量	未控制	控制	控制	未控制	控制
父亲收入与东部的交互项		-0.071 1 (0.093 1)	-0.091 3 (0.092 8)		-0.122 (0.129)
父亲收入与中部的交互项		0.080 0 (0.083 2)	0.037 2 (0.082 7)		0.128 (0.106)
常数项	-1.634 (2.522)	-1.433 (2.484)	0.654 (0.970)	-0.060 4 (3.323)	0.903 (1.321)
Hausman 检验 $P$ 值				0.000	0.000
拟合优度	0.385	0.466	0.475	0.365	0.387
观测值	572	544	542	333	332

注:(1) — (3) 列被解释变量为长子年收入的対数,(4) — (5) 列解释变量为长女收入的对数,括号内为稳健标准误。\*\*\* 显著性为 1%,\*\* 显著性为 5%,\* 显著性为 10%。

传统观念都有重男轻女的思想,因此女儿在家庭资源分配上难免会获得较少。因此,代际收入流动性可能在对不同性别间也存在异质性。由于阶层的固化,我们猜测女儿能得到的资源相对较少,相比之下更加难以脱离贫困的境地,因此代际间流动性可能会更差。同时,为了验证我们的猜想,利用 Durbin-Wu-Hausman 检验两者差异是否显著。为了简化结果,仅报告了未控制变量的基础模型结果以及完全控制的结果,详见表 3 第 4 列和第 5 列。

根据回归结果,在只控制了年龄以及年龄的平方项时,代际收入弹性估计系数为 0.49,这与国内已有大多数研究基本相同。在加入了是否移民、是否接受培训、地区以及父亲收入与地区的交互项后,我们发现代际收入弹性明显下降,从原先的 0.49 下降到了 0.33,表明控制这些变量会显著降低代际弹性,这些变量对代际弹性都有正向的影响。同时发现相比较于

表 4 分位数回归的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父亲收入的对数	0.418*** (0.113)	0.412*** (0.0632)	0.302*** (0.0484)	0.253*** (0.0464)	0.228*** (0.0726)
是否控制年龄及其平方	控制	控制	控制	控制	控制
是否发生移民	0.240 (0.254)	0.350*** (0.0828)	0.133 (0.0973)	-0.0434 (0.111)	-0.0846 (0.174)
是否接受培训	0.123 (0.275)	0.0922 (0.136)	0.183* (0.109)	0.249** (0.122)	0.213 (0.182)
是否为东部地区	1.112*** (0.335)	0.758*** (0.132)	0.797*** (0.121)	0.694*** (0.146)	0.794*** (0.243)
是否为中部地区	0.303 (0.292)	0.323*** (0.114)	0.439*** (0.127)	0.315*** (0.102)	0.171 (0.195)
家庭规模	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-9.426 (8.142)	-5.399 (3.442)	-0.528 (3.514)	-0.169 (3.957)	6.719 (4.831)
观测值	544	544	544	544	544

注:被解释变量为长子年收入的对数,括号内为标准误。\*\*\* 显著性为 1%,\*\* 显著性为 5%,\* 显著性为 10%。

西部地区,东部地区的代际弹性更低,流动性更高,中部地区的代际流动性比西部地区低。较为可惜的是,可能是由于样本量较小导致其估计系数并不显著。在第 3 列中,将年龄替换成受教育年限后发现收入代际弹性的估计系数差异不大。同时注意到在该回归方程中,培训的估计系数明显下降且不显著,这可能是由于受教育年限对政府培训有一定的解释力。将核心控制变量改为长女后,与长子的代际流动性分析类似,在逐步控制了相关的变量后,长女的代际流动性也呈现出从 0.535 下降到 0.366,且交互项也反映出东部代际流动性最高,西部地区其次,中部流动性最差。根据 Hausman 检验的结果发现,其结果均拒绝子女无显著差异的假设。因此,我们有理由相信在我国农村地区长女的代际流动性要比长子的代际流动性差,这也印证了我们之前认为农村地区有重男轻女的思想的存在。

## (二) 农村地区不同收入阶层的代际流动性

上文已经分析过,我国农村地区代际收入弹性的 OLS 估计大约在 0.5 附近,且在控制了地区这一虚拟变量后,代际收入弹性会有一个显著的下降。该回归结果得出的结论显示了父代收入对平均收入意义上的子代收入的影响。然而,一些研究认为,代际收入弹性可能并非呈现出线性关系,即不同收入水平上子代的收入受父代收入的影响程度可能不尽相同。因此为了探究农村地区不同收入阶层代际收入流动性的异质性,利用子代收入的 5%、25%、50%、75%、95% 分位数区间,进行分位数回归,分位数回归结果如表 4 所示,其中第 1 列到第 5 列分别代表 5%、25%、50%、75%、95% 分位数区间。

根据回归结果,发现在我国农村地区,各收入阶层的代际收入流动有显著的异质性。收入最高的 5% 的代际收入弹性仅为 0.228,且在 1% 水平上显著,这说明在高收入人群中代际弹性较低,代际流动性较高,这可能是由于个人通过后天努力,刻苦学习,进入高收入阶层的结果。而在最低 5% 的代际收入弹性为 0.418,也在 1% 水平上显著,这说明低收入阶层不易脱离贫困,拥有较低收入的父母可能由于子代人力资本投入不足导致其子女无法脱离贫困,由此循环往复,恶性循环,致使其子孙后代都无法脱离贫困。

为了更加直观地了解收入代际弹性随着分位数变动的结果,本文报告了该系数的趋势图,见图 1。

由图 1 可知,在 5% ~ 15% 分位数阶段,其 95% 置信区间较宽,这是因为系数估计值的标准误差较大,说明对条件分布在 5% 分位数回归系数的估计值误差较大。具体来看,从 5% 分位到 15%,达到第一个极大值点,随后代际收入弹性持续下降。这说明了子代收入在 20% 分位之前,代际流动性较差,收入较低的子代受父母收入的影响程度较大。在 50% 之后,代际收入弹性在 0.2 左右,代际流动性较高,子代的收入与其父母的收入关系不大,这可能是由于个人通过后天努力的结果。

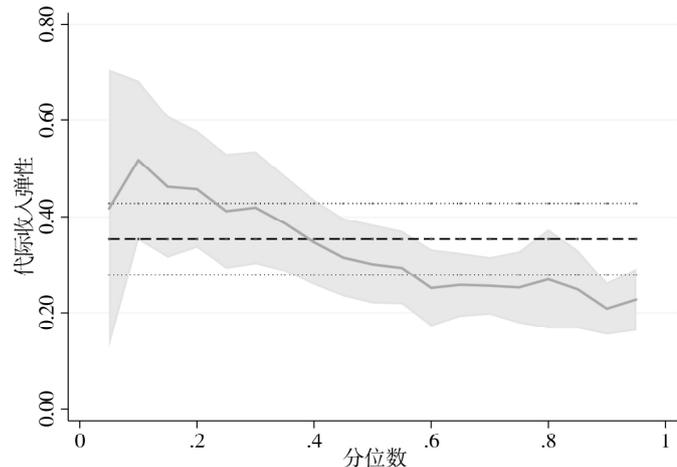


图 1 农村地区代际收入弹性趋势

注:阴影部分为 95% 置信区间,图中虚线为 OLS 回归估计的结果。

#### 四、结论与政策建议

本文根据中国浙江、安徽和陕西三省六县十二村千户调查所获得的数据,在区分长

子与长女之后,运用多种计量方法,分析了代际收入流动性。通过与已有国家的收入代际弹性对比后发现,我国农村收入代际流动性较低,子女对父母经济地位的继承性较强。

首先,本文利用 Solon<sup>[6]</sup>的方程模型,测算出我国农村地区代际收入流动性约为 0.5,这与国内大多数研究基本相同,这反应出传统的模型在解决中国农村地区代际收入流动性问题时仍有较大的适用性。在先后控制了地区等变量后,发现代际流动性显著降低至 0.34,且各控制变量均显著,说明我国东中西部地区、是否接受培训以及是否发生劳动力迁移都对我国农村居民收入产生显著的影响,且各地区间的农村居民收入有一定差距。其次,我们发现东中西部地区的代际收入流动存在明显的异质性。根据回归结果发现,东部地区的代际收入弹性比西部低 7%,中部地区的代际收入弹性比西部高 8%,由此可得东部地区的代际收入流动性相对更高,西部次之,中部地区的代际收入流动性最低。再次,我们发现在农村地区性别间也存在异质性。将父亲长子与父亲长女的数据分别进行回归,并利用 Hausman 检验,得到  $P$  值为 0.000,拒绝代际流动性在不同性别间无差异的原假设。根据回归结果,我们发现父子的代际流动性为 0.49,父女的代际流动性为 0.54,因此,相对于长女而言,长子拥有较高的代际收入流动性。最后,我们发现在农村地区不同收入阶层代际流动存在明显的异质性,这为我国政府对精准扶贫提供了理论支持。我国中央与地方政府应当对收入较低的个体或阶层提供一些人力资本上的投资,帮助其脱离贫困。根据我们分位数回归的结果,我们发现收入最低 5% 的代际收入弹性为 0.418,而收入最高 5% 的代际收入弹性为 0.228。为了更直观地了解收入代际弹性随着分位数变动的趋势,绘制了相关图形,发现代际收入流动性的确随着分位数的上升而上升。拥有较低社会财富的子代受父辈的依赖程度较高,难以脱离贫困,导致贫富差距的不断增大。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:(1) 我国农村地区代际流动性较差,政府应当向我国农村地区提供一系列的措施来提升其代际之间的流动;(2) 根据不同地区间代际流动的异质性,政府应当加大对中西部贫困地区的转移支付,以缓解中西部代际流动性较差的问题;(3) 政府应当加大对女性儿童的教育投资,例如春蕾工程等公益活动,以保证女性享有更多的社会资源分配,缓解女性后代代际收入流动性过差的问题;(4) 政府应当加大精准扶贫力度,给予贫困人口足够的教育投资,帮助贫困阶层脱贫,既授人以“鱼”,也授人以“渔”,保障其基本的生活标准,同时对其后代社会经济地位的提高也有着至关重要的作用。

当然,本文在探讨代际流动时仍存在一定的不足,有待后续研究的进一步展开。首先,由于调查无法观测到农村居民的长期收入,利用短期收入或暂时收入代替,根据 Solon<sup>[6]</sup>等人的研究可能会导致代际收入弹性低估。其次,由于此次调查只涉及到了浙江、安徽和陕西三省六县十二村入户调查数

据,因此该样本能否代表中国农村地区尚存疑问。再次,由于样本量较少以及数据缺失较多,导致有效样本较少,使得本应该表现出显著的部分控制变量并未呈现出显著的特征,我们猜测在样本量增加后,这些控制变量也会呈现出显著的态势。因此,在后续的研究中应该利用更加全面的数据进行分析,力求得到一个较为精确的结论与解释。

#### 参考文献:

- [1]李帮喜,刘充,赵峰,等.生产结构、收入分配与宏观效率——一个马克思主义政治经济学的分析框架与经验研究[J].经济研究,2019(3):181-193.
- [2]贾俊雪,孙传辉.公平与效率权衡:垄断、居民收入分配与最优财政货币政策[J].管理世界,2019(3):48-63.
- [3]李超,高玉萍,李芳芝.基于TS2SLS的中国居民代际收入流动性研究[J].统计与决策,2019(3):106-109.
- [4]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.
- [5]BEHRMAN, J R. et al. Intergenerational earning mobility in the United States: some estimates and a test of Backer's intergenerational endowments model[J]. The review of economics and statistics, 1985, 67(1): 144-151.
- [6]SOLON G R. Intergenerational income mobility in the United States[J]. American economic review, 1992, 82(3):393-408.
- [7]OSTERBERG, Torun. Intergenerational income mobility in Sweden: what do tax-data show? [J]. Review of income and wealth, 2000, 46(1): 21-36.
- [8]MAZUMDER B. Fortunate sons: new estimates of intergenerational mobility in the United States using social security earnings data[J]. Review of economics & statistics, 2005, 87(2): 235-255.
- [9]HERTZ, THOMAS N. Education, inequality and economic mobility in south Africa[D]. Massachusetts: university of massachusetts, 2001.
- [10]DENG Q, GUSTAFSSON B, LI S. Intergenerational income persistence in urban China[J]. Review of income and wealth, 2013, 59(3): 416-436.
- [11]MULLER-PAISNER V. Poland: crises in Christian-Jewish identity[J]. Journal of applied psychoanalytic studies, 2002, 4(1): 13-30.
- [12]SOLON G R. Cross-country differences in intergenerational earnings mobility [J]. American economic association, 2002, 16(3): 59-66.
- [13]SOLON, GARY. A model of intergenerational mobility variation over time and place[J]. Generational income mobility in north america and europe, 2004: 38-47.
- [14]MAYER S E, LOPOO L M. Government spending and intergenerational mobility[J]. Journal of public economics, 2008, 92(1): 139-158.
- [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]方鸣,应瑞瑶.中国城乡居民的代际收入流动及分解[J].中国人口·资源与环境,2010(5):123-128.
- [17]郭建军,王磊,苏应生.样本选择性偏误、TS2SLS估计与我国代际收入流动性水平[J].统计研究,2017(8):122-130.
- [18]陈琳.中国城镇代际收入弹性研究:测量误差的纠正和收入影响的识别[J].经济学(季刊),2016(1):33-52.
- [19]杨娟,张绘.中国城镇居民代际收入流动性的变化趋势[J].财政研究,2015(7):40-45.
- [20]徐舒,李江.代际收入流动:异质性及对收入公平的影响[J].财政研究,2015(11):23-33.
- [21]徐俊武,易祥瑞.增加公共教育支出能够缓解“二代”现象吗?——基于CHNS的代际收入流动性分析[J].财政研究,2014(11):17-28.
- [22]李力行,周广肃.家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性[J].经济学(季刊),2015(1):65-82.
- [23]胡永远.代际收入传递性研究评述[J].经济学动态,2011(2):147-151.
- [24]杨瑞龙,王宇峰,刘和旺.父亲政治身份、政治关系和子女收入[J].经济学(季刊),2015(3):871-890.

- [25] 阳义南, 连玉君. 中国社会代际流动性的动态解析——CGSS 与 CLDS 混合横截面数据的经验证据 [J]. 管理世界, 2015(4): 79-91.
- [26] BYRON R P, MANALOTO E Q. Returns to education in China [J]. Economic development and cultural change, 1990 (4): 136-143.
- [27] 黄斌, 钟晓琳. 中国农村地区教育与个人收入——基于三省六县入户调查数据的实证研究 [J]. 教育研究, 2013 (3): 18-26.
- [28] GORLITZ K. Continuous training and wages: an empirical analysis using a comparison-group approach [J]. Economics of education review, 2011, 30(4): 691-701.
- [29] BASSETT K G. Regression quantiles [J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33-50.

(责任编辑: 黄明晴; 英文校对: 葛秋颖)

## Estimation of Intergenerational Mobility of Rural Areas in China: Based on Thousands of Household Surveys in Three Provinces and Six Counties

HUANG Bin, BIAN Yifan

(School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

**Abstract:** Based on the rural household survey data of six counties in Zhejiang, Anhui and Shaanxi provinces from 2009 to 2010, using ols and quantile regression, an empirical study was conducted on the inter-generational income mobility between the parents and the generations in China's current rural areas. The results show that the current inter-generational income elasticity of China's rural areas is about 0.5. After controlling the regional variables, the inter-generational income mobility is reduced to 0.33. Compared with foreign studies, the current inter-generational mobility is low. In addition, there are three heterogeneity in the study of inter-generational mobility in rural areas of China. First, gender heterogeneity, father-son inter-generational mobility is significantly higher than that of father-daughter inter-generational mobility. Second, the region is heterogeneous. There is heterogeneity in inter-generational income between regions in rural areas. Inter-generational mobility is the strongest in the eastern region, followed by the western region and the weakest in the central region. Third, household income is heterogeneous. Different income families in rural areas also have heterogeneity. The inter-generational mobility of low-income families is relatively weak, and the inter-generational mobility of high-income families is relatively strong. This implies that the formulation of policies should be focused to poor areas, backward areas in the central and western regions, and future generations of women, with a view to improving the economic and social status of themselves and their descendants in the future.

**Key words:** Rural Area; Inter-generational mobility; Heterogeneity