

中国居民家庭收入分配的收入代际流动性

胡洪曙 亓寿伟

(中南财经政法大学 财政税务学院,湖北 武汉 430073)

摘要:本文利用微观调查数据分析了城乡家庭父母对子女的代际收入影响,并探讨了不同收入水平家庭的代际流动差异。研究结果显示,父亲对女儿收入水平的影响高于儿子,母亲的收入水平对儿子和女儿并没有明显影响差异;城镇居民家庭的收入流动性高于农村居民,并且随着收入从低到高分布,代际收入流动性呈上升趋势,而农村低收入家庭群体具有明显的贫困持续性现象。因此,消除户籍等流动障碍,提供平等的教育机会能够有效提高社会流动性。

关键词:收入流动;社会流动性;代际收入;弹性工具变量;分位数回归

中图分类号:F124.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2014)02-0020-10

一、引言

社会流动性是当前中国社会争论的热点问题之一。从世界其他国家的发展历程看,早期经济起飞时期,整个社会的代际流动性普遍较大,当达到中等收入水平以后,社会流动性开始降低,收入阶层固化,导致经济中长期增长动力消失,陷入“中等收入陷阱”,如拉美、东南亚一些国家在中等收入阶段停滞四五十年。我国经济在过去30年间取得了举世瞩目的成就,人均GDP突破5000美元,正处于中等收入社会阶段,同时我国收入差距、教育机会不公平和居民健康等问题日益突出,因此,探讨我国当前的社会流动状况具有重要意义。

社会学研究通常从社会等级制度的阶层考察社会流动性,而经济学更倾向于研究经济地位或者收入的流动,即子代的收入水平在多大程度上由父代决定。社会流动性通常通过子女收入和父辈收入之间的收入弹性来衡量,收入弹性越高,意味着代际收入流动性越低。近年来,国际上出现了大量对代际流动性问题的探讨,而我国此类研究相对较少,一方面是因为缺乏同时包含父辈和子女配对的微观数据,另一方面由于短期冲击因素影响,难以获得持久收入来准确估计代际收入弹性系数。

本文采用中国健康营养调查(CHNS)1989~2009年的家庭跟踪调查数据,它包含了详尽的家庭内部成员关系为本研究提供了有效的大样本数据,从与世界收入流动研究可比的角度,本文采用了通

收稿日期:2014-01-16

基金项目:湖北省社会科学基金项目“十二五”规划资助课题“中国居民家庭收入分配的收入代际流动性:1989—2009”(2012150)

作者简介:胡洪曙(1973—),男,湖南桃江人,中南财经政法大学财政税务学院教授;
亓寿伟(1982—),男,山东潍坊人,中南财经政法大学财政税务学院讲师。

用的最小二乘法和工具变量法估计我国代际收入流动性。

二、文献综述

Becker 和 Tomes 最早对代际收入流动问题进行实证分析,提出收入分配的全面分析应该包括两个方面,一方面是家庭内部不同代际之间的收入不平等,即代际社会流动;另一方面是收入差距,即同代不同家庭的收入不平等^[1]。代际收入弹性估计中的一个重要问题是短期冲击的影响。Solon 和 Zimmerman 发现短期冲击会低估真实的代际收入弹性^{[2][3]},为了减少短期冲击的影响,最常用的方法是将子女和父辈的样本的年龄阶段控制在收入相对稳定的时期(如 30~40 岁等),从而消除生命周期偏差。另一办法是采用面板数据,将几年收入数据的平均值作为父亲的持久收入的替代变量。早期对美国的研究发现美国的代际收入弹性系数在 0.2 左右,Solon 通过 PSID 数据库中的 348 个样本发现美国的真实弹性系数至少 0.4^[2],Zimmerman 通过 NLS 数据库中的 876 名父子配对数据研究得出了类似的结论^[3]。但此方法的缺陷在于,长期家庭跟踪数据样本量较少。在近期的研究中,工具变量也被用来解决短期冲击存在的测量误差问题。不同收入阶层家庭的代际收入流动性差异也是许多学者关心的问题。Atkinson 等首次从收入分布的角度探讨了代际收入流动的非线性问题^{[5](P196-204)},Barro 等认为父辈和子女收入之间存在着凹型的弹性关系^[6],也有一些研究认为此关系是凸型的^{[7][8]}。Bratsberg 等利用 280 000 个大样本数据研究和比较了美国、英国、丹麦、挪威和芬兰收入流动非对称性问题,结果发现收入流动在美国和英国是线性的,而在三个北欧国家则是凸型的^[9]。

Corak 通过分析大量关于美国、加拿大和欧洲的研究后指出,在所有发达国家中,美国和英国是社会流动性最低的国家^[7]。回顾一系列关于代际流动性的文献,其中 16 篇对代际收入弹性的估计在 0.11~0.59 之间,平均值为 0.34,美国以外国家的 12 篇关于代际收入流动的文献,包括加拿大、芬兰、德国、马来西亚、南非、瑞士以及英国等,父亲和儿子之间的代际收入弹性在 0.11(德国)到 0.57(英国)之间^[10]。

关于中国代际流动的研究主要出现在社会学领域,关注的焦点更多为社会分层和政治联系。这些研究结果发现,在中国有很强的职业和行业的转移性^{[12][13][14]}。党员身份和国有雇员(特别是政府官员)在子女上学和工作时具有很大的优势^{[12][15]}。目前对中国城镇代际收入流动进行研究的仅有 Guo 和 Min 及方鸣和应瑞瑶^{[16][17]},他们采用中国城镇家庭教育和教育调查 2004(UHEES,2004)数据库,研究结果发现,我国整个的代际收入弹性为 0.32(父子之间),并且教育在代际流动中起到了重要的作用,但他们的研究中仅仅使用了一年的父子收入数据。

我国市场化改革以来,居民的收入差距呈总体扩大趋势,研究我国的代际收入流动性、父亲和母亲分别对儿子和女儿收入的影响、城镇和农村地区居民的家庭收入流动性是否存在差异、不同收入阶层居民的家庭收入流动是否存在差异等问题有利于了解转型时期居民社会阶层的流动性状况,对我国避免陷入中等收入陷阱,实现经济持续增长具有重要的意义。

三、方法和数据

(一)研究方法

1.最小二乘回归和分位数回归

参考 Becker 和 Tomes 的模型,假定每代只有一个个体,共两代的家庭,父代为父亲或者母亲,子女为儿子或者女儿,采用对数线性代际收入模型来估计代际收入弹性系数。设 \bar{y}_i^c 为成年子女的持久收入(对数形式), \bar{y}_i^p 为其父代的持久收入。设 β 为代际收入弹性系数,弹性系数越大,意味着社会的流动性越低。如果能够获得 \bar{y}_i^c 和 \bar{y}_i^p 的信息,就可以通过回归计算出弹性系数 β 。

$$\bar{y}_i^c = \beta \bar{y}_i^p + \epsilon_i \quad (1)$$

其中, ϵ_i 为随机扰动项。由于经验研究中采用的调查数据通常并不包含被试的长期经济状况信息,只有短期的数据,如去年的收入等。短期冲击的存在会导致代际收入弹性系数估计存在偏误,通

常来讲,利用一年的收入数据会导致低估真实的代际弹性^{[18][19][20]}。根据 Murtazashvili 的模型,假设短期父代和成年子女的收入分别为式(2)和式(3)^[21]:

$$y_i^p = \bar{y}_i^p + \epsilon_i^p \quad (2)$$

$$y_i^c = \bar{y}_i^c + \epsilon_i^c \quad (3)$$

其中 y_i^c 和 y_i^p 为子女和父代在时间 t 可观测的对数收入, ϵ_i^c 和 ϵ_i^p 是短期冲击。如果我们将式(2)和式(3)带入(1)中,得到:

$$y_i^c = \beta y_i^p + v_i \quad (4)$$

其中, $v_i = \epsilon_i^c + \epsilon_i^p - \beta \epsilon_i^p$, 满足经典假设条件 $E(\epsilon_i^c) = E(\epsilon_i^p) = 0$ 时,通过最小二乘法估计式(4)得到

代际收入弹性系数,此时 $\text{plim } \hat{\beta} = \frac{\text{VAR}(\bar{y}_i^p)}{\text{VAR}(\bar{y}_i^p) + \text{VAR}(\epsilon_i^p)} \beta < \beta$,即通过观测值估计得到的是代际收入估计弹性系数低估值。

首先,Haider 和 Solon 研究提出子女 20 多岁时的收入水平与整个生命周期的持久收入差异最大,最常用的方法是将被试子女的年龄限制在经济状况相对稳定的事情(30~50岁),此时的收入水平和整个生命周期内的平均收入水平最为接近^[19]。其次,由于收入方差随生命周期呈增大趋势,因此,基于成熟父代收入的代际收入弹性系数误差要大于基于年轻父代的样本,父代和子女的年龄因素对代际收入的相关性具有重要的影响^[22]。由此,在式(4)的代际收入弹性系数估计过程中控制父代和子女的年龄因素,提出本文的计量回归模型。

$$y_i^p = \bar{y}_i^p + \alpha_p + \gamma_p A_p + \varphi_p A_p^2 + \epsilon_i^p \quad (5)$$

$$y_i^c = \bar{y}_i^c + \alpha_c + \gamma_c A_c + \varphi_c A_c^2 + \epsilon_i^c \quad (6)$$

$$y_i^c = (\alpha_c - \beta \alpha_p) + \beta y_i^p + \gamma_c A_c + \varphi_c A_c^2 - \gamma_p \beta A_p - \varphi_p \beta A_p^2 + \eta D + v_i \quad (7)$$

其中,式(7)为控制父代和子女年龄因素后通过可观测的收入数据估计代际收入弹性系数回归模型, D 为地区和时间变量,控制由于地区和时间导致的收入差异。然而即使在回归中控制年龄因素,由于存在测量误差和短期冲击的因素仍然存在,且大多数研究中存在样本同质化,代际收入弹性系数仍然是低估的,本研究将估计结果作为代际收入弹性的下界。

对式(7)进行 OLS 回归只能得到平均代际收入弹性系数,许多研究表明低收入阶层代际收入弹性较高,收入越低,收入水平的持续性越高。为了考察我国不同收入分布阶层的代际收入转移的差异,本文对计量模型式(7)分性别、城乡对不同收入分为点采用分位数回归估计。不同收入分位点 θ 的代际收入弹性可通过式(8)得到。

$$\min_{\phi \in R^k} \left[\sum_{i \in (i, y_i^c \geq X_i \phi)} \theta |y_i^c - X_i \phi| + \sum_{i \in (i, y_i^c < X_i \phi)} (1 - \theta) |y_i^c - X_i \phi| \right] \quad (8)$$

其中 y_i^c 是因变量子女的收入, X_i 是解释向量, ϕ 是估计的参数向量。采用式(8)我们能够揭露代际收入转移的分线性特征。

2. 工具变量法

由于最小二乘法存在低估的偏误,研究者希望通过父代和子女具有稳定特征的因素作为工具变量估计代际收入弹性系数,并且只要能够选择恰当的工具变量,就能够得到代际收入弹性系数的一致估计量。通常采用工具变量法的计量模型如下。

$$\bar{y}_i^c = \phi_1 \bar{y}_i^p + \phi_2 IV + \epsilon_i^c \quad (9)$$

其中, IV 所选择的父代的工具变量(如教育、职业等)。通过估计式(9)的 ϕ_1 和 ϕ_2 可以得到代际收入弹性系数 $\hat{\beta} = \phi_1 + \phi_2 \frac{\lambda \text{VAR}(IV)}{\text{VAR}(\bar{y}_i^p)}$,其中 λ 为 \bar{y}_i^p 和 IV 之间的相关系数。在满足经典假设 $\text{cov}(IV, \epsilon_i^c) = \text{cov}(IV, \epsilon_i^p) = 0$ 条件下,通过工具变量估计得到的代际弹性系数为 $\text{plim } \hat{\beta} = \frac{(1 - \lambda^2) \text{VAR}(IV)}{\lambda \text{VAR}(\bar{y}_i^p)} \phi_2 + \beta$ 。由式(9)可知,如果工具变量系数满足 $\gamma_2 = 0$,即工具变量对子女的收入没有影响,而 $\text{corr}(\bar{y}_i^p, IV) \neq 0, E(\epsilon_i^c | IV) = 0$ 条件下,工具变量是一致的,然而由于通常情况下采用的父代持久收入工具变

量为父代的教育或职业等,与子女的收入存在独立的正向影响,因此,一般工具变量系数 $\phi_2 > 0$,而 $0 < \lambda < 1$,因此工具变量法估计所得到的代际收入弹性系数值偏高。在经验研究中通常采用教育和职业作为工具变量,但是在不同时期人力资本回报可能存在差异,也会导致估计结果的误差。由此,本文首先通过 OLS 和分位数回归得到的结果,并将其作为代际收入弹性系数的下界,然后通过利用教育和职业作为父代收入的工具变量,估计得到代际收入弹性系数的上界。

(二)数据和样本选择

本文数据主要来源于中国健康和营养调查(China health and nutrition survey, CHNS),由北卡罗来纳大学和中国疾病控制中心联合进行的国际合作项目,该项目旨在调查中国居民健康和营养的状况和相关影响因素。该调查采用分层随机抽样的方法确定了大约 4 400 个家庭,涉及到约 19 000 个调查对象,分别于 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年在中国 9 个省(辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州)进行调查,数据具有大样本、面板数据等优良性质,因此,也成为对个体微观行为研究的重要数据来源。该调查包括详尽的户主和其他家庭成员成人与子女关系和父子及母子关系信息,能够准确获得本文所需的父辈和子女配对的相关数据。样本调查了个体和家庭以及家庭内部的各种变量,虽然该调查主旨为健康,但包括详尽的居民人口学特征、经济社会活动的数据,如个体的性别、年龄、教育、收入以及从事工作的行业等。由于我国社会经济发展具有明显的区域性特征,因此,将调查的 9 个省份划分为东、中、西三个区域,其中东部地区包括辽宁、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。

为降低生命周期短期冲击造成的误差,尽可能利用有限的的数据,子女样本的年龄期间限定为 20~45 岁,如 1989 年调查期,子女的出生年份为 1944~1969 年,以后调查时期依次类推,然后以子女样本为基础配对父亲和母亲的数据。为考察代际收入流动的长期趋势,保留了 1989 年至 2009 年 8 轮调查期的数据,然后剔除子女和父代的收入缺失样本,共得到父代和儿子的配对样本 3 128 对,父代和女儿的配对样本 1 595 对,母亲和儿子配对样本 2 404 对,母女配对样本 1 282 对,城镇父代和子女配对样本 1 602 对,城镇母亲和子女配对样本 1 118 对,农村父代和子女配对样本 3 221 对,农村母亲和子女配对样本 2 568 对。

表 1 为本文所采用变量的描述性统计。由表 1 可知,子女的平均年龄总体在 25 岁左右,父母的平均年龄在 50 岁左右,父代和子女的收入处于相对稳定时期,提高估计结果的准确性。从收入角度看,城镇地区收入高于农村地区,儿子的收入高于女儿,父亲的收入高于母亲,表明我国的收入存在明显的城乡和性别差异,因此,需要分别从城乡、性别的角度探讨我国的代际收入流动性问题。教育方面,子女的文盲比重低于父母,大学及以上程度的比重高于父母,城镇地区子女初高中教育程度子女达 60% 以上,但受大学及以上高等教育的女性高于男性,同样农村地区的女性子女的高等教育水平也高于男性,不同的是农村地区子女的小学及以下教育程度比重远高于城镇地区。从行业性质看,城镇地区政府人员的比重远高于农村地区,样本中政府及国有企事业单位的从业比重在 70% 以上,且子女和父母均呈现同样的高从业比重,而农村地区子女在此类行业的比重均低于 30%,农村父母的比重则更低,农村地区从业的更大比重为集体企业。从样本的分布区域角度,东、中和西部三个地区的样本总体上在 30% 以上,能够更好地反映我国整体的代际收入流动性。

四、实证分析

(一)收入分布和代际收入转移矩阵

由表 2 收入分布情况可知,自 1989~2009 年我国整体收入水平呈现上升趋势,父代和子女的收入水平均呈现较高的稳定性,表明样本的收入分布具有较高的代表性,在代际收入弹性估计中能够较好地代表持久收入。从收入分布的比较看,不管是收入分布的底端还是顶端,父亲的收入水平整体高于子女,子女的整体收入略高于母亲,表明我国父代对子女的收入代际影响可能更重要,但随着女性在劳动市场中参与比率的提高,母亲对子女收入的影响也将起到重要影响。

表 1

样本描述

| | 城镇 | | | | 农村 | | | |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 儿子 | 女儿 | 父亲 | 母亲 | 儿子 | 女儿 | 父亲 | 母亲 |
| 对数收入 | 8.353 (0.927) | 8.252 (0.909) | 8.483 (1.023) | 8.072 (1.154) | 8.167 (1.270) | 7.965 (1.194) | 8.143 (1.177) | 7.853 (1.238) |
| 年龄 | 25.98 (4.889) | 24.42 (4.229) | 52.61 (11.25) | 50.08 (11.04) | 24.58 (4.462) | 22.80 (2.952) | 50.45 (10.34) | 48.58 (10.35) |
| 文盲 | 0.004 27 (0.065 2) | 0.005 09 (0.071 2) | 0.121 (0.326) | 0.310 (0.463) | 0.020 7 (0.142) | 0.014 4 (0.119) | 0.190 (0.392) | 0.487 (0.500) |
| 小学 | 0.039 5 (0.195) | 0.040 7 (0.198) | 0.298 (0.457) | 0.300 (0.458) | 0.208 (0.406) | 0.207 (0.405) | 0.444 (0.497) | 0.359 (0.480) |
| 初中 | 0.315 (0.465) | 0.256 (0.437) | 0.230 (0.421) | 0.166 (0.372) | 0.473 (0.499) | 0.392 (0.488) | 0.231 (0.422) | 0.089 2 (0.285) |
| 高中及技校 | 0.360 (0.480) | 0.353 (0.478) | 0.177 (0.382) | 0.121 (0.326) | 0.174 (0.379) | 0.175 (0.381) | 0.069 8 (0.255) | 0.026 3 (0.160) |
| 大学及以上 | 0.282 (0.450) | 0.345 (0.476) | 0.174 (0.380) | 0.104 (0.305) | 0.124 (0.330) | 0.211 (0.408) | 0.064 9 (0.246) | 0.038 0 (0.191) |
| 政府 | 0.526 (0.500) | 0.502 (0.500) | 0.584 (0.493) | 0.438 (0.496) | 0.122 (0.328) | 0.155 (0.362) | 0.108 (0.310) | 0.040 2 (0.196) |
| 国有机构及 事业单位 | 0.272 (0.445) | 0.239 (0.427) | 0.238 (0.426) | 0.284 (0.451) | 0.147 (0.354) | 0.180 (0.384) | 0.127 (0.333) | 0.067 6 (0.251) |
| 集体企业 | 0.117 (0.322) | 0.151 (0.358) | 0.110 (0.313) | 0.166 (0.372) | 0.530 (0.499) | 0.533 (0.499) | 0.613 (0.487) | 0.739 (0.439) |
| 农业 | 0.007 68 (0.087 4) | 0.012 1 (0.109) | 0.007 96 (0.088 9) | 0.047 7 (0.213) | 0.096 2 (0.295) | 0.051 7 (0.222) | 0.095 3 (0.294) | 0.119 (0.324) |
| 私营或三资 | 0.076 8 (0.266) | 0.096 9 (0.296) | 0.060 1 (0.238) | 0.064 3 (0.245) | 0.104 (0.306) | 0.080 5 (0.272) | 0.056 9 (0.232) | 0.034 0 (0.181) |
| 西部地区 | 0.309 (0.463) | 0.295 (0.457) | 0.304 (0.460) | 0.304 (0.460) | 0.381 (0.486) | 0.334 (0.472) | 0.363 (0.481) | 0.363 (0.481) |
| 中部地区 | 0.344 (0.475) | 0.387 (0.488) | 0.360 (0.480) | 0.360 (0.480) | 0.334 (0.472) | 0.324 (0.468) | 0.330 (0.461) | 0.330 (0.470) |
| 东部地区 | 0.347 (0.476) | 0.317 (0.466) | 0.336 (0.472) | 0.336 (0.472) | 0.286 (0.452) | 0.342 (0.475) | 0.307 (0.461) | 0.307 (0.461) |
| 样本数 | 958 | 544 | 1 502 | 1 124 | 2 170 | 1 051 | 3 221 | 2 713 |

注:1.括号内为标准差;2.数据来源,CHNS(1989~2009)。

转移矩阵是代际收入流动分析一种重要方法。这种方法根据离散分类探讨有序收入分位数或收入分组的条件转移概率。本文构建了父代和子女的收入分布的 8 个阶层,分别为 0~5%,5%~10%,10%~25%,25%~50%,50%~75%,75%~90%,90%~95%,95%以上,探讨低收入阶层,中等收入阶层和高收入阶层的收入持续性和转移性。

表 3 为给定父母不同收入阶层下子女的收入阶层分布状况,可以分析不同收入阶层的流动方向和方式,弥补回归分析的不足。由表 3 可知我国存在明显的“富裕陷阱”和“贫困陷阱”现象,富裕的人群更倾向于将其收入水平转移到子女身上。收入分布 5%以下低收入父亲,其子女处于收入 75%以上的比重为 10.16%,而父亲收入处于 95%以上,子女收入处于 75%以上的子女比重为 70.76%。父亲处于 5%以下收入水平的家庭,其子女有 77.96%的子女处于收入水平的 50%以下;同样母亲对子女也显现出同样的传递性,极低收入群体只有 2.51%的子女进入顶端收入阶层,而有 66.83%的子女收入处在收入分布的 50%水平以下。除此之外,处于收入 25%以下收入群体的子女仍然延续其父亲低收入阶层的比重分别为:18.64%、15.19%和 27.44%,处于 75%以上群体其子女仍然延续父亲高收入阶层的比重则分别为 24.96%、17.52%和 25.42%;同样延续母亲低收入的比重为 6.53%、14.74%和 20.54%,延续母亲 75%以上高收入阶层的比重则分别为 19.26%、9.07%和 12.99%,低收入和高收入两方面的收入转移表明我国居民家庭的整体收入代际传递程度较高。

表 2

父母和子女的收入分布(1989~2009年)

| 收入分位点 | 年份 | | | | | | | |
|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 1989 | 1991 | 1993 | 1997 | 2000 | 2004 | 2006 | 2009 |
| | 父亲 | | | | | | | |
| p5 | 6.23 | 6.35 | 5.80 | 6.42 | 6.46 | 6.45 | 6.84 | 7.25 |
| p10 | 6.88 | 6.94 | 6.53 | 7.09 | 6.91 | 7.29 | 7.38 | 7.81 |
| p25 | 7.59 | 7.65 | 7.36 | 7.80 | 7.72 | 7.88 | 8.31 | 8.71 |
| p50 | 8.12 | 8.22 | 8.08 | 8.51 | 8.72 | 8.82 | 9.27 | 9.43 |
| p75 | 8.48 | 8.55 | 8.60 | 8.99 | 9.25 | 9.47 | 9.79 | 9.91 |
| p90 | 8.88 | 8.85 | 9.03 | 9.41 | 9.63 | 9.90 | 10.2 | 10.4 |
| p95 | 9.06 | 9.09 | 9.31 | 9.60 | 9.77 | 10.1 | 10.5 | 10.6 |
| | 母亲 | | | | | | | |
| p5 | 5.05 | 5.44 | 5.32 | 5.97 | 5.95 | 6.19 | 5.91 | 7.20 |
| p10 | 6.10 | 6.39 | 6.31 | 6.81 | 6.44 | 6.78 | 6.55 | 7.70 |
| p25 | 7.17 | 7.40 | 7.23 | 7.57 | 7.55 | 7.69 | 7.62 | 8.59 |
| p50 | 7.85 | 7.96 | 7.96 | 8.18 | 8.33 | 8.35 | 8.55 | 9.29 |
| p75 | 8.23 | 8.33 | 8.41 | 8.71 | 8.91 | 9.03 | 9.18 | 9.72 |
| p90 | 8.77 | 8.78 | 8.90 | 9.12 | 9.28 | 9.53 | 9.60 | 10.1 |
| p95 | 8.99 | 8.99 | 9.19 | 9.35 | 9.51 | 9.78 | 9.86 | 10.6 |
| | 子女 | | | | | | | |
| | 1944~1969 | 1946~1971 | 1949~1973 | 1953~1977 | 1956~1980 | 1959~1984 | 1961~1986 | 1964~1989 |
| p5 | 6.12 | 6.24 | 5.94 | 6.28 | 6.31 | 6.26 | 6.81 | 7.04 |
| p10 | 6.72 | 6.73 | 6.40 | 6.95 | 7.10 | 6.81 | 7.52 | 7.71 |
| p25 | 7.33 | 7.47 | 7.29 | 7.74 | 8.24 | 8.02 | 8.61 | 8.91 |
| p50 | 7.76 | 7.92 | 7.92 | 8.44 | 8.85 | 8.92 | 9.35 | 9.53 |
| p75 | 8.14 | 8.30 | 8.48 | 8.99 | 9.29 | 9.46 | 9.73 | 10.0 |
| p90 | 8.58 | 8.73 | 8.93 | 9.39 | 9.65 | 9.91 | 10.2 | 10.4 |
| p95 | 9.00 | 9.09 | 9.27 | 9.64 | 9.90 | 10.1 | 10.5 | 10.9 |

注:数据来源:CHNS(1989~2009),整理计算得到,表中数值为收入对数。

表 3

父亲和母子配对样本的收入阶层分布

(单位:%)

| | 0~p5 | p5~p10 | p10~p25 | p25~p50 | p50~p75 | p75~p90 | p90~p95 | p95~p100 | |
|----------------|----------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|-------|
| 父亲 收入 阶层 | 0~p5 | 18.64 | 13.14 | 22.03 | 24.15 | 11.86 | 5.93 | 2.54 | 1.69 |
| | p5~p10 | 9.28 | 15.19 | 25.74 | 25.32 | 14.35 | 6.75 | 2.53 | 0.84 |
| | p10~p25 | 5.66 | 7.21 | 27.44 | 35.08 | 16.69 | 4.53 | 2.55 | 0.85 |
| | p25~p50 | 4.83 | 3.73 | 13.97 | 36.58 | 30.31 | 7.54 | 1.44 | 1.61 |
| | p50~p75 | 3.89 | 3.63 | 11.33 | 21.05 | 33.81 | 19.53 | 3.04 | 3.72 |
| | p75~p90 | 2.96 | 3.53 | 10.72 | 13.54 | 22.99 | 24.96 | 11.99 | 9.31 |
| | p90~p95 | 1.28 | 1.71 | 5.13 | 11.97 | 17.95 | 29.49 | 17.52 | 14.96 |
| | p95~p100 | 1.69 | 0.85 | 5.08 | 4.66 | 16.95 | 34.32 | 11.02 | 25.42 |
| 母亲 收入 阶层 | 0~p5 | 6.53 | 8.54 | 27.14 | 24.62 | 20.10 | 10.05 | 0.50 | 2.51 |
| | p5~p10 | 9.47 | 14.74 | 24.74 | 25.26 | 15.26 | 7.89 | 1.58 | 1.05 |
| | p10~p25 | 6.49 | 5.41 | 20.54 | 35.86 | 20.00 | 7.57 | 2.34 | 1.80 |
| | p25~p50 | 6.19 | 3.67 | 16.37 | 32.63 | 28.96 | 8.50 | 1.89 | 1.78 |
| | p50~p75 | 3.72 | 4.39 | 11.94 | 20.72 | 31.31 | 19.26 | 4.84 | 3.83 |
| | p75~p90 | 3.63 | 5.08 | 9.44 | 16.88 | 24.14 | 21.60 | 9.07 | 10.16 |
| | p90~p95 | 1.69 | 2.82 | 7.91 | 11.86 | 14.69 | 29.94 | 18.08 | 12.99 |
| | p95~p100 | 1.16 | 1.73 | 5.78 | 9.25 | 17.34 | 29.48 | 13.87 | 21.39 |

注:数据来源:CHNS(1989~2009),整理计算得到。

(二) 计量分析

1. 最小二乘法(OLS)

应用 Stata12 统计软件分别对城镇和农村地区父亲—儿子、父亲—女儿、母亲—儿子和母亲—女儿配对样本根据式(7)的计量模型进行 OLS 回归,估计我国代际收入弹性系数。由表 4 回归结果可

知,城镇和农村父亲和母亲均对子女的收入存在显著的影响,从整体上看,父母的收入水平对子女的影响并不高。其中,城镇地区居民家庭的经济地位持续性程度低于农村地区,代际间的收入流动性程度更高;父亲对女儿收入水平的影响程度最高;总体上,和母亲相比,父亲对子女的收入影响程度更大,表明当前在我国家庭中,男性的经济地位对子女更具有影响力。因此,父亲对儿子的代际收入影响更能代表我国的代际经济地位的流动性。

表 4 基于 OLS 法的代际收入弹性系数

| | 儿子 | | | 女儿 | | |
|-----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 全部 | 城镇 | 农村 | 全部 | 城镇 | 农村 |
| 父亲 | 0.385*** | 0.353*** | 0.403*** | 0.428*** | 0.496*** | 0.402*** |
| 样本数 | 3 128 | 958 | 2 170 | 1 595 | 544 | 1 051 |
| 母亲 | 0.280*** | 0.305*** | 0.273*** | 0.296*** | 0.338*** | 0.273*** |
| 样本数 | 2 404 | 708 | 1 696 | 1 282 | 410 | 872 |

注:(1) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; (2)回归中包括父亲或母亲的年龄、父亲或母亲的年龄平方数除 100、子女年龄、子女的年龄平方数除 100,下表同。

2.工具变量法(IV)

由于采用最小二乘法通常会导致代际收入流动弹性系数低估,因此,进一步采用工具变量法估计代际收入流动性。首先将教育作为父代收入的唯一工具变量,然后将教育和职业同时作为工具变量估计,表 5 为利用工具变量估计的代际收入弹性系数结果。由表 5 可知,估计结果均在 1% 显著性水平显著。首先,教育和职业结合两种工具变量法估计的父亲对儿子的代际收入影响为 0.659 和 0.536,高于 OLS 法的 0.385,这表明总体上代际经济地位的持续性并不高,特别是城镇地区,和发达国家美国、英国相比,代际社会阶层具有更高的流动性。目前我国代际经济地位的高持续性问题主要存在于农村地区,父子间的代际收入弹性系数上限高达 0.825。

其次,父亲对女儿以及母亲对子女的工具变量估计也均高于 OLS 结果,父母对女儿的代际收入影响明显高于儿子,这表明男性在劳动市场中更能获得有效回报,体现了人力资本的积累。和父亲对儿子的代际收入影响类似,父女、母子和母女的高代际收入持续性主要体现在农村地区。一方面表明我国的农村社会经济阶层化程度高于城镇地区,另一方面也可能是农村地区的市场化程度较低,农村居民的就业范围更受制约。

表 5 基于工作变量发的代际收入弹性系数

| 工具变量 | 父亲 | | | 母亲 | | | |
|------|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 全部 | 城镇 | 农村 | 全部 | 城镇 | 农村 | |
| 儿子 | 教育 | 0.659*** | 0.587*** | 0.825*** | 0.688*** | 0.780*** | 0.688*** |
| | 样本量 | 3 023 | 905 | 2 118 | 1 550 | 524 | 1 026 |
| | 教育、职业 | 0.536*** | 0.584*** | 0.684*** | 0.527*** | 0.530*** | 0.595*** |
| | 样本量 | 2 667 | 747 | 1 920 | 1 424 | 450 | 974 |
| 女儿 | 教育 | 0.680*** | 0.512*** | 0.859*** | 0.747*** | 0.585*** | 0.946*** |
| | 样本量 | 2 327 | 668 | 1 659 | 1 258 | 397 | 861 |
| | 教育、职业 | 0.668*** | 0.408*** | 0.853*** | 0.793*** | 0.541*** | 0.960*** |
| | 样本量 | 1 904 | 489 | 1 415 | 1 065 | 309 | 756 |

注:回归结果包括 7 个时间虚拟变量。

3.不同收入阶层的代际收入流动性:分位数回归

由收入转移矩阵知,我国不同收入阶层居民的代际收入存在明显差异,均值回归仅从平均的角度分析我国总体的代际收入状况。表 6 从收入分布的角度给出我国的代际收入流动性的分位数回归结果。图 1 为表 6 的代际收入弹性系数图。

由表 6 可知,从整个收入分布的角度,父代对子女均存在显著的代际收入影响。由图 1 可知,从收入分布的底端到顶端,我国父代对子女的代际收入弹性系数逐渐降低,父母的收入阶层越低,子女

更倾向于继续呆在父母所在的收入阶层,富裕阶层的影响程度相对较低。更为精确的分位数回归表明,在我国社会经济流动的主要问题在于“贫困陷阱”,我国低收入阶层的社会固化现象突出。从回归的具体结果看,收入分布 10%分位点的父子弹性系数高达 0.503。其次,城乡代际收入弹性系数存在很大的差异,10%分位点的农村父子的代际收入弹性系数为 0.504,而城镇地区为 0.302。在城镇地区不同收入阶层的代际弹性系数差异并不明显(图 1),城镇地区的高收入群体和低收入群体的流动性相对较高,中等收入阶层的流动性较低,而在农村地区不同收入阶层差异较大,特别是农村低收入家庭更容易陷入持续性贫困的境况。从性别角度看,与 OLS 结果不同,对低收入阶层,父母对女儿的影响要低于儿子,而高收入阶层的影响则高于儿子。这表明家庭中女儿的高收入的经济地位更多受父母的影响,而儿子的经济地位则更可能是通过自身能力获得。

表 6 代际收入弹性系数:分位数回归

| | q10 | | | q25 | | | q50 | | | q75 | | | q90 | | |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 全部 | 城镇 | 农村 | 全部 | 城镇 | 农村 | 全部 | 城镇 | 农村 | 全部 | 城镇 | 农村 | 全部 | 城镇 | 农村 |
| 儿子 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 父亲 | 0.503*** | 0.302*** | 0.504*** | 0.558*** | 0.422*** | 0.571*** | 0.474*** | 0.475*** | 0.491*** | 0.323*** | 0.429*** | 0.328*** | 0.223*** | 0.339*** | 0.236*** |
| 母亲 | 0.382*** | 0.248*** | 0.335*** | 0.384*** | 0.311*** | 0.420*** | 0.312*** | 0.336*** | 0.314*** | 0.242*** | 0.304*** | 0.206*** | 0.202*** | 0.321*** | 0.205*** |
| 女儿 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 父亲 | 0.486*** | 0.431*** | 0.414*** | 0.585*** | 0.581*** | 0.545*** | 0.506*** | 0.606*** | 0.448*** | 0.397*** | 0.535*** | 0.384*** | 0.355*** | 0.431*** | 0.295*** |
| 母亲 | 0.379*** | 0.305*** | 0.355*** | 0.386*** | 0.425*** | 0.383*** | 0.353*** | 0.406*** | 0.312*** | 0.251*** | 0.289*** | 0.209*** | 0.238*** | 0.286*** | 0.191*** |

注:回归中包括 7 个时间虚拟变量。

(三)国际比较

Solon 认为,跨国的收入弹性比较可以发现收入如何在代际之间转移以及代际转移之间存在差异的原因^[10]。因此,探讨国家间收入代际转移的差异具有重要意义。为使不同国家的弹性具有可比性,通常要求研究采用相同的估计方法,或使用相同的工具变量。Dearden et al.采用 OLS 估计英国父子之间代际收入弹性为 0.24~0.44,父女之间为 0.35~0.50,IV 估计父子之间为 0.40~0.60,父女之间为 0.45~0.75^[11],本文通过 OLS 和 IV 分别估计我国父子之间为 0.385~0.536,父女之间为 0.428~0.668。通过 IV 估计的美国父子之间的弹性系数为 0.52,OLS 估计为 0.53^[4]。与英美相比,我国的收入代际弹性相对较低,社会流动性更高。采用 OLS 估计日本的父子之间的弹性系数为 0.10~0.15,父女之间为 0.10~0.13,IV 估计值分别为 0.24~0.46 和 0.24~0.44,可见我国的社会流动性要低于日本。由此可见,与世界其他国家相比,我国的社会流动性虽然较高,但是与高流动性国家相比(如日本等),我国的社会流动性整体上处于相对较低的水平。

在影响社会流动性的诸多因素中,教育的作用非常明显,特别是对代际流动来讲,教育的影响程度更加明显。在美国受过教育的家庭会在孩子的教育上投资很多,但政府却并未提供相应比例的公共教育和高等教育投入。因此,低收入家庭比中高收入家庭的教育投入就少得多,而在就业市场上受过教育的个体更容易受到青睐。我国的社会流动性相对较高的主要原因,一是理论上国家在要素驱动的发展阶段,社会流动性一般比较高,特别是我国市场化改革,要素的回报率大幅提高;二是国家对基础教育以及高等教育的重视和投入。

五、结论和政策建议

本文利用微观调查数据分析了我国居民家庭的代际收入流动性,探讨了我国收入代际流动性的非对称性和时间趋势,并和世界其他国家的社会流动性进行了比较研究。研究发现,第一,我国存在显著的居民家庭收入代际转移,父子间的代际收入弹性系数在 0.385~0.536 之间。第二,女儿受父代经济状况影响的程度高于儿子,农村地区居民家庭的代际收入流动性低于城镇地区。第三,我国存在“富裕壁垒”和“贫困陷阱”现象,从低收入到高收入阶层,我国居民家庭收入代际流动性逐渐降低,特别是农村低收入群体具有很高的贫困持续性。第四,与世界其他国家比较,我国社会流动性处

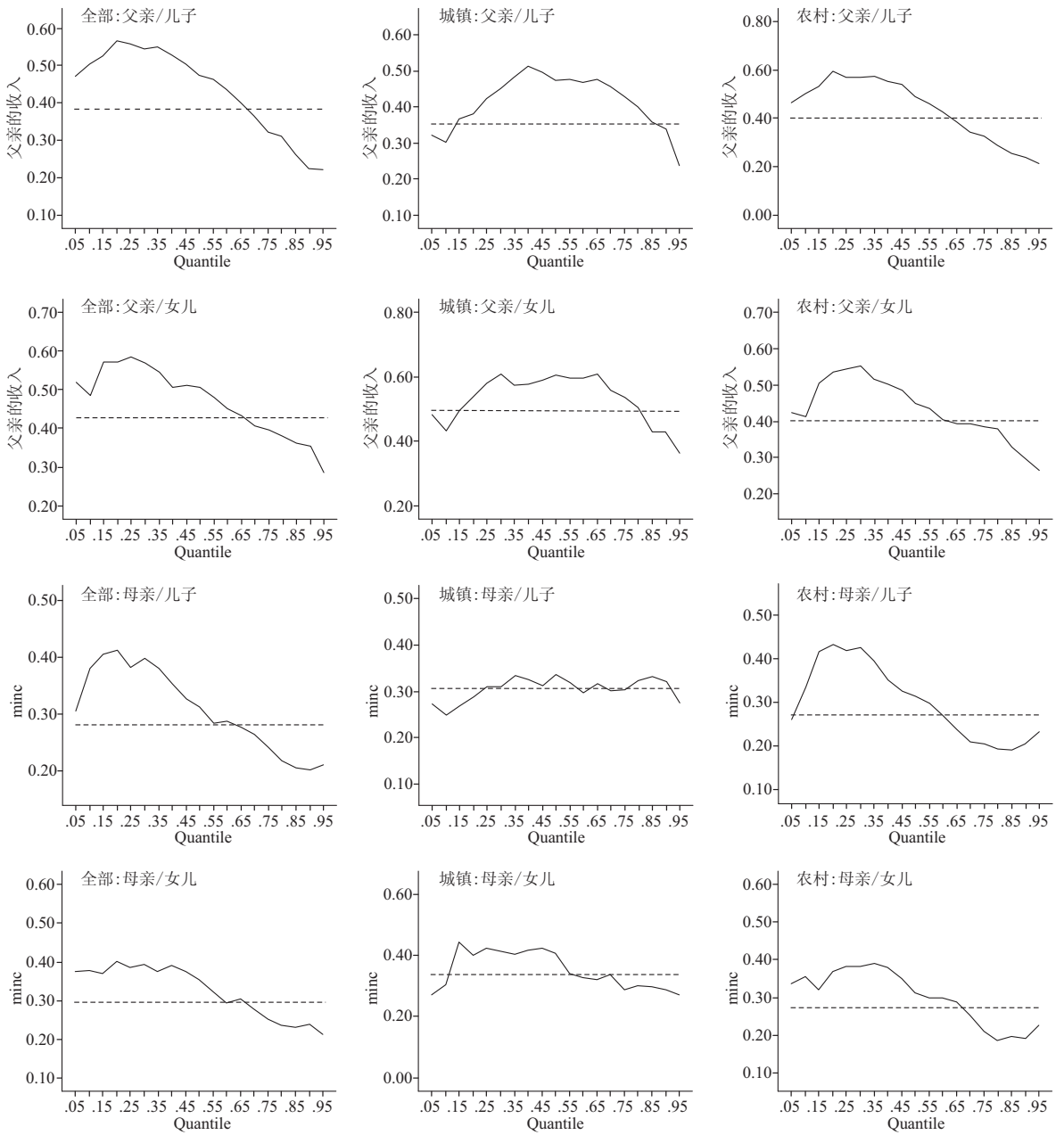


图 1 父代对子女的代际收入弹性系数

于中等水平。

从世界范围内的经济发展经验来看,多数国家长期陷入“中等收入陷阱”,社会利益结构被固化,造成动态的不平等,导致长期经济增长的停滞,只有少数国家能够持续增长,进入发达国家行列。我国目前正处于经济增长方式从要素驱动阶段到效率驱动阶段的转型关键时期,能否成功实现经济转型,避免陷入“中等收入陷阱”,关键的一点在于维持合理的社会流动性。而提高社会流动性的政策措施主要包括:第一,避免和消除各种限制社会流动的的制度障碍,如户籍制度,维护公平的市场规则。第二,加大教育和健康的投入,人力资本水平的提高是经济长期增长的根本动力。特别是基础教育投入力度,如九年制义务教育等。第三,维护社会机会公平。既要为低起点孩子的发展提供相同的基本社会公共服务,又要注重个体的就业和发展机会。

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] Solon, G. Intergenerational Income Mobility in the United States [J]. *The American Economic Review*, 1992, 82(3): 393—408.
- [3] Zimmerman, D.J. Regression Toward Mediocrity in Economic Stature [J]. *The American Economic Review*, 1992, 82(3): 409—429.
- [4] Bjorklund, A., Jantti, M. Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States [J]. *The American Economic Review*, 1997, 87(5): 1009—1018.
- [5] Atkinson, A.B., Maynard, A.K., Trinder, C.G. *Parents and Children: Incomes in Two Generations* [M]. London: Heinemann, 1983.
- [6] Barro, R.J., Becker, G.S., Tomes, N. Human Capital and the Rise and Fall of Families [J]. *Journal of Labor Economics*, 1986, 4(3): 1—39.
- [7] Corak, M., Heisz, A. The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data [J]. *Journal of Human Resources*, 1999, 34(3): 504—533.
- [8] Bjorklund, A., Roine, J., Waldenstrom, D. Intergenerational Top Income Mobility in Sweden: Capitalist Dynasties in the Land of Equal Opportunity? [Z]. Working Paper Series, 2010.
- [9] Bratsberg, B., Roed, K., Raaum, O., Naylor, R., Eriksson, T. Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility: Consequences for Cross-Country Comparisons [J]. *The Economic Journal*, 2007, 117(519): C72—92.
- [10] Solon, G. Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(3): 59—66.
- [11] Dearden, L., Machin, S. Intergenerational Mobility in Britain [J]. *The Economic Journal*, 1997, (107): 47—66.
- [12] Lin, N., Bian, Y. Getting Ahead in Urban China [J]. *American Journal of Sociology*, 1991, 97(3): 657—688.
- [13] Cheng, Y., Dai, J. Intergenerational Mobility in Modern China [J]. *European Sociological Review*, 1995, 11(1): 17—35.
- [14] 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.
- [15] Walder, A.G., Li, B., Treiman, D.J. Politics and Life Chances in a State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949 to 1996 [J]. *American Sociological Review*, 2000, 65(2): 191—209.
- [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, 20(5): 123—128.
- [17] Guo, C., Min, W. Education and Intergenerational Income Mobility in Urban China [J]. *Frontiers of Education in China*, 2008, 3(1): 22—44.
- [18] Mazumder, B. Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87(2): 235—255.
- [19] Haider, S., Solon, G. Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings [J]. *The American Economic Review*, 2006, 96(4): 1308—1320.
- [20] Dunn, C.E. The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil [J]. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2007, 7(2): 1782—1782.
- [21] Murtazashvili, I. An Alternative Measure of Intergenerational Income Mobility Based on a Random Coefficient Model [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2012, 27(7): 1161—1173.

(责任编辑:肖加元)