

【国民经济】

中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势： 2002—2012

徐晓红

(安徽大学经济学院, 安徽 合肥 230601)

[摘要] 只有准确把握收入差距代际传递变动趋势,才能为理论研究和政策制定提供可靠依据。本文运用双样本工具变量法,有效整合CHIP数据和CFPS数据,修正现有研究中普遍存在的暂时性收入偏误、生命周期偏误、同住样本选择偏误,估算并分析了2002—2012年中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势。实证结果表明:中国城乡居民收入差距代际传递呈下降趋势,但城镇居民代际传递程度高于农村居民。这一收入差距代际传递程度低于美国、巴西、日本等国,高于瑞典和中国台湾地区,在国际上处于中间水平。进一步分析不同收入群体的代际流动状况,结果显示:城镇居民收入底层和收入顶层的代际固化现象明显改善,是收入差距代际传递下降的来源;收入底层的农村居民容易陷入低收入代际传递陷阱。完善教育资助政策,增加贫困弱势群体子女的教育机会;消除劳动力市场分割,为每一个劳动者创造平等的就业机会,是减缓收入差距代际传递趋势的有效措施。

[关键词] 代际收入弹性; 双样本工具变量法; 计量偏误; 收入差距

[中图分类号]F126.2 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)03-0005-13

一、问题提出

近年来,中国收入差距过大的事实已经引起学术界的高度关注。在大量研究成果中,比较常见的是利用基尼系数度量同代人之间的收入差距,如城乡收入差距、行业收入差距,基于代际传递视角的收入差距分析却不多见。尽管这些研究成果对于本文理解收入差距本身及其变化非常重要,但收入差距代际传递分析能够从动态视角提供收入差距之外的原因解释。收入差距代际传递还是一个社会机会不平等的重要标识。相对于结果不平等,公众更无法接受机会不平等,公共政策的一个重要目标就是给每一个社会成员提供平等的机会。准确把握中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势,有助于全面理解和认识当前中国收入差距扩大的现象,并检验在收入差距调节中是否存在政策偏差,对缩小收入差距,促进社会公平正义和和谐有着重要意义。

衡量收入差距代际传递的主要指标是代际收入弹性。如何测度代际收入弹性,一直以来都是学术界研究的核心问题。经济学家最早利用最小二乘法建立线性模型估计代际收入弹性。由于数据的欠缺,20世纪90年代以前的研究一般基于单年的收入数据,Becker and Tomes^[1]通过估计,认为美

[收稿日期] 2015-01-20

[基金项目] 国家社会科学基金项目“收入差距代际传递变动趋势的实证研究”(批准号14BJY039);安徽大学农村改革与经济社会发展研究院项目“农村居民收入差距代际传递变动趋势研究”(批准号ADNY201421)。

[作者简介] 徐晓红(1965—),女,四川泸州人,安徽大学经济学院副教授。

国的代际收入弹性约为 0.2, 是一个流动性极大的社会。后期研究则大多采用大型代表性数据库, Solon^[2] 采用美国 PSID 数据库, 利用父辈收入的 5 年平均, 引入年龄的平方项, 测得美国的代际收入弹性为 0.4, 得出美国是一个流动性很低的社会。在估计方法上, 也突破了简单的 OLS 估计, 修正估计误差的方法如工具变量法、广义矩估计法等被广泛采用, 现在已经发展到利用分位数回归、核密度技术分析不同收入群体的代际收入弹性, 估计结果更加准确、详细^[3]。

目前, 国内有少数学者开始关注收入差距代际传递问题, 对中国居民代际收入弹性进行了测度, 取得一定成果, 得出诸多有益结论^[4-6]。但是, 估计值差异较大, 研究中仍然存在较多争议。一是代际收入弹性存在计量偏误。包括: 用单年当期收入作为永久收入的替代变量, 产生弹性向下的暂时性收入偏误; 未考虑整个生命周期不同阶段收入的特点, 而“随意”选取某一年龄点可观测收入产生的生命周期偏误; 同住样本选择偏误, 即只研究在调查中与父母共同居住的子女, 遗漏了那些没有与父母生活在一起的成年子女, 导致样本代表性不足而产生系统误差。二是测度维度单一。多数学者使用中国健康与营养调查(CHNS)数据, 由于该数据农村居民家庭比重较高, 利用该数据得到的城镇居民父子配对样本不足, 现有研究主要测度了农村居民或全国居民的代际收入弹性。基于中国的二元经济国情, 分城乡测度并比较研究十分必要。中国城乡居民收入差距代际传递程度究竟有多大? 存在较大偏差的研究结果会误读中国收入差距代际传递现状。本文基于双样本工具变量法的代际收入弹性测度, 不仅有效克服已有研究中由于数据缺陷而产生的多重计量偏误, 还为城乡不同维度的分析提供了样本基础。由于方法上的可比性, 研究结果具备了国际比较的基础。

二、方法与模型

1. 传统方法与多重计量偏误

建立经济学模型研究代际收入弹性, 始于以研究人力资本著名的经济学家 Becker, 其利用一个简单的线性回归模型, 对父子两代人的平均收入进行回归, 并证明了父子的收入对数在位似函数的条件下可以被表示为线性关系^[1]。尽管相关系数也被用来分析父子收入的相关程度^[7,8], 但在大多数实证研究中, 测度代际收入弹性采用如下线性回归模型:

$$Y_i^c = \beta_0 + \beta Y_i^f + e_i \quad (1)$$

其中, Y_i^c 是第 i 家庭子辈永久收入对数值, Y_i^f 是第 i 家庭父辈永久收入对数值, e_i 是随机扰动项, β 是本文关注的代际收入弹性, 指的是父母收入每增加 1% 子女收入相应增加的百分比。从另一方面看, $(1-\beta)$ 称为代际收入流动性。根据一般经验估计, β 介于 0 和 1 之间。 β 越大, 代际收入流动性越低, 一个社会的机会不平等程度就越高, 反之, β 越小, 说明子辈收入受上一代收入的影响越小, 而子女的个人特质以及努力程度对其收入的影响可能更为显著, 整个社会的机会不平等程度也就越低。

如果能够获取父辈和子辈的永久收入, 代际收入弹性就可以通过(1)式, 用普通最小二乘法估计出来。这对于拥有完善调查体系和数据的发达国家而言并不困难, 美国早在 20 世纪 60 年代就建立了大型家庭收入跟踪调查数据库, 为其收入差距代际传递研究奠定了坚实的基础, 这也是美国在该研究领域取得主导地位的重要原因。然而, 对于包括中国在内的发展中国家来说, 测度代际收入弹性的最大障碍就是缺乏包含父辈和子辈永久收入及其社会经济特征的时间跨度较长的大规模数据。根据 Baulch and McCulloch^[9] 的统计, 在 110 个中低收入国家中, 只有 12 个国家拥有可以用来进行收入动态分析的家庭数据。

中国现有数据的缺陷具体表现在两方面: 一是只有子辈收入及由子辈报告的父亲社会经济特征数据, 如职业、受教育程度等, 缺乏父亲收入; 二是父子收入为截面数据, 且仅来源于父子共同居住的家庭。使用有缺陷的数据测度代际收入弹性, 容易产生一系列的计量偏误。

(1)暂时性收入偏误,即用当期收入作为永久收入的替代变量,代际收入弹性会被低估。因为当期收入受短期波动的影响,包含短期波动的 β 估计值并非 β 的无偏一致估计量,其向下偏误的大小取决于短期波动的方差大小。受弗里德曼持久收入理论的启发,修正弹性向下偏误的方法之一,是采用父辈当期收入的几年平均作为永久收入的代理变量,通过年收入的平均值降低自变量短期波动和度量误差的方差,从而缩小偏误。但是,由于短期波动具有持续性,几年的收入平均并不能反映一生的收入波动情况, β 估计值仍然下偏^[10]。工具变量法(IV)是修正弹性向下偏误的另一种方法,父辈受教育程度、社会经济地位、职业等与父辈收入相关的变量是常用工具变量。Zimmerman^[11]采用反映父亲经济地位的Duncan指数为工具变量,Björklund and Jäntti^[12]以父亲的教育年限和职业为工具变量,将早期研究得出的美国代际收入弹性为0.2的结果修正为0.4。以 E_i 表示父亲受教育程度,工具变量法的代际收入弹性估计式应为:

$$Y_i^c = \gamma_1 Y_i^f + \gamma_2 E_i + e_i \quad (2)$$

根据经济理论和经验研究,受教育程度对收入一般有正向影响,这就意味着工具变量法会产生弹性向上的偏误,偏误大小取决于工具变量与父辈收入的相关程度,相关程度越接近于1,偏误越小。此外,作为工具变量的父辈受教育程度如果不仅影响父辈的收入,还有可能影响子辈的收入,即可能与模型中的被解释变量相关,也会导致弹性上偏。因此,IV估计量给出的是代际收入弹性的上限值。

(2)生命周期偏误。这一偏误在使用截面数据时难以避免,因为此时父子收入处于不同的生命周期。在父子都就业的情况下,父辈处于职业生涯晚期,而子女处于职业生涯早期。根据莫迪利安尼的生命周期理论,收入随年龄呈倒U型变化。Grawe^[13]通过实证分析发现,使用父辈年老时的收入会导致代际收入弹性被低估。Haider and Solon^[14]估计了一生收入轨迹中每个年龄段的生命周期偏误,发现各年龄段偏误大小不同,而使用30岁早期至40岁中期的实际收入估计偏误最小,这一年龄段的收入最接近一生的平均收入。显然,截面数据不能满足父子收入都在合理年龄区间这一要求。即便有少数父子配对样本符合要求,也会由于同质性小样本而产生代际收入弹性向下的偏误。

(3)同住样本选择偏误。Becker and Tomes^[15]提出了一个基于父母自己消费和子女投资的效用最大化模型,从理论上推断家庭文化的影响会提高代际收入弹性,而这一影响又与子女和父母同住的时间成正比。因此,使用同住样本会导致代际收入弹性高估,且整个社会中成年子女与父母同住的比例越低,高估就越严重。何石军和黄桂田^[6]观察了2000年以来的1%人口抽样调查和2010年人口普查数据,发现中国社会的核心家庭越来越多,父母与成年子女同住的比例越来越低。对于同住样本选择偏误,一些学者采用Heckerman两步法来矫正^[16],但事实上,该方法主要是针对不可观测变量选择的矫正,并没有考虑可观测变量的情况。同住样本选择偏误主要是由于使用了短面板数据造成的,因而使用该方法并不合适^[17]。

2. 双样本工具变量法与计量偏误修正

双样本工具变量法是国际上新近发展起来的针对数据缺陷且拟合优度高的代际收入弹性估计方法。该方法的基本思想是:通过工具变量有效利用两个独立样本的信息,得到“合成”的父子配对数据,分两阶段估计父辈永久收入、代际收入弹性。

设 Z_i^f 是样本 I 中 i 家庭父辈的一组社会经济特征变量,如受教育程度、职业等,那么,父辈的永久收入可以通过(3)式估计:

$$Y_i^f = \gamma Z_i^f + u_i^f \quad (3)$$

如果在样本 I 中可以观测到 Z_i^f 和 Y_i^c 的值,却无法观测到 Y_i^f 的值,又存在源于同一总体的样本 J ,且样本 J 包含 Z^f 的相关信息,则可以通过样本 J 计算出 γ 的估计值 $\hat{\gamma}$,即:

$$Y_{ji}^f = \gamma Z_j^f + u_j^f + u_{ji}^f \quad (4)$$

据此,在样本 I 中计算出父辈的收入,并通过(5)式估计代际收入弹性:

$$Y_{ii}^c = \beta_0 + \beta(\hat{\gamma} Z_i^f) + \varepsilon_{ii} \quad (5)$$

从这一过程看,双样本工具变量法具有如下特征:一是父辈永久收入可以通过两个间隔年份跨代际的独立样本,利用与父辈收入相关的工具变量估计得出,即父辈永久收入是估计值;二是父子收入在两个独立样本中,分别处于各自的收入生命周期;三是“合成”的父子并非真正“生物学”上的父子,不存在同住样本选择问题。可见,双样本工具变量法能够克服上文所述的暂时性收入偏误、生命周期偏误和同住样本选择偏误。此外,通过两个样本“合成”父子,大大增加了父子配对样本量,避免了同质性小样本带来的计量误差。在两个独立样本中利用工具变量进行估计,其估计值的有效性、无偏性和一致性,得到 Angrist and Krueger^[18]、Arellano and Meghir^[19]的统计证明。不足的是,由于双样本工具变量法与工具变量法的差异仅仅在于,前者的代际收入弹性估计值根据两个独立样本分步得出,而后者是在一个样本中完成,所以,双样本工具变量法包含了与工具变量法同样的弹性向上的偏误,不过,双样本工具变量法消除了工具变量法中存在的同住样本选择偏误。因此,利用双样本工具变量法测度的代际收入弹性值,介于 OLS 估计量和 IV 估计量之间,是在最大程度上逼近真实值的估计值^[12,20]。

三、数据与变量

1. 数据说明

本文采用的数据是中国居民收入调查(CHIP)和中国家庭追踪调查(CFPS)数据。CHIP 数据由中国社会科学院经济研究所与国家统计局共同收集,调查样本是在国家统计局城调队的调查大样本中进行二次抽样选取的,涵盖 10 多个省份。历经 1988 年、1995 年、2002 年和 2007 年 4 轮调查,跨时近 20 年,包含了约 20000 户(每轮不等)城乡家庭所有成员的收入、职业、教育等社会经济特征,以及丰富的家庭背景信息,适合用以代际分析。CFPS 数据是由北京大学中国社会科学调查中心实施的家庭追踪调查数据,样本覆盖 25 个省份,调查了 16000 户城乡家庭中所有成员的收入、职业、教育等社会经济特征。历经 2008 年、2009 年的测试调查和 2010 年、2012 年的正式调查。本文采用了 2 年的正式调查数据,将研究时期从 CHIP 数据的 2007 年延伸到 2012 年。CHIP 数据和 CFPS 数据具有以下共同特点:一是样本量大;二是数据质量高,被国内外学术机构和学者广泛认同;三是可供利用的信息多,不仅包含家庭成员的年收入、职业、受教育程度等社会经济特征,还调查了父母的受教育程度、职业等信息。由于 CHIP 数据和 CFPS 数据都没有包含父母的收入,这些信息成为估算父亲收入和修正估计偏误很好的工具变量。

基于 1988 年、1995 年、2002 年、2007 年、2010 年和 2012 年 6 轮调查数据,将数据分为子辈样本和父辈样本。以测度 2012 年代际收入弹性为例,2012 年为子辈样本,即子辈收入在该年样本中观测获得,1988 年、1995 年和 2002 年均可作为父辈样本,即父辈收入的回归系数可以通过工具变量在这 3 个样本中分别求出。

2. 变量定义

(1)子辈和父辈。子辈包括调查中的户主及其配偶,即子辈是指儿子或女儿。以家庭中儿子或子女为研究对象,是代际收入传递研究的常规做法。中国自 20 世纪 70 年代推行计划生育政策以来,家庭对女儿的人力资本投资显著增加,女儿在代际传承方面的地位也大为提高。父辈则只考虑了父亲,与多数研究相同。一般而言,父亲在家庭收入和决策上都占据着支配地位。

(2)年龄。将子辈年龄定义为 30—40 岁,即生命周期中最接近永久收入的年龄段。父辈年龄为孩子出生时 22—35 岁,这不同于英文文献中常定义的 25—30 岁或 25—34 岁。原因有两个方面:一

是为了进行城乡比较研究,兼顾了中国城乡居民生育年龄特征,农村居民早于 25 岁、城镇居民晚于 30 岁生育的现象较普遍;二是可以扩大样本量。在父辈样本中,父辈的年龄区间为 $(30+22-w_t+w_0)$ 至 $(40+35-w_t+w_0)$ 。其中, w_t 为子辈样本年份, w_0 为父辈样本年份。例如,以 1988 年作为 2012 年父辈收入的估算样本,在 1988 年的样本中,父辈年龄区间为 28—51 岁,上限在 65 岁的劳动年龄范围内。子辈年龄在 1988 年样本中是 6—16 岁,这一年龄段正是人力资本形成年龄段,在很大程度上依赖于家庭投资的教育、健康等人力资本,是个人收入的重要决定因素。表 1、表 2 分别是城镇和农村各样本的年龄描述。

表 1 城镇样本父辈和子辈年龄描述

子辈样本年份	2012 (30—40 岁)			2007 (30—40 岁)		2002 (30—40 岁)
	子辈出生年份	1972—1982			1967—1977	
子辈样本量	1157			1661		3275
父辈样本年份	1988	1995	2002	1988	1995	1988
父辈年龄区间	28—51	35—58	42—65	33—56	40—63	38—61
父辈年龄均值	39.6	45.2	49.1	43.2	49.3	47.3
子辈年龄	6—16	13—23	20—30	11—21	18—28	16—26
父辈样本量	5947	4139	2852	5870	3770	4826

资料来源:作者计算整理。

表 2 农村样本父辈和子辈年龄描述

子辈样本年份	2012 (30—40 岁)			2010 (30—40 岁)	
	子辈出生年份	1972—1982			1970—1980
子辈样本量	1424			1586	
父辈样本年份	1988	1995	2002	1988	1995
父辈年龄区间	28—51	35—58	42—65	30—53	37—60
父辈年龄均值	40.4	44.6	49.4	41.6	45.7
子辈年龄	6—16	13—23	20—30	8—18	15—25
父辈样本量	1034	2074	2060	1023	1979

资料来源:作者计算整理。

(3)受教育程度。在子辈样本中能够观测到的父辈受教育程度,是本文计算父辈收入的工具变量之一。由工资理论可知,个人收入主要取决于人力资本,同时与所从事的职业密切相关。人力资本通常用受教育程度表示。根据 CHIP 数据和 CFPS 数据的分类标准,将城镇居民的受教育程度分为文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/职高/技校、大专、大学及以上等 6 类,农村居民的受教育程度分为文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/职高/技校、大学或大专等 5 类。采用虚拟变量,以文盲/半文盲为参照组。

(4)职业。父辈的职业是计算父辈收入的另一个工具变量。按照 CHIP 数据的职业分类法,将城镇居民的职业分为 7 类:私营企业雇主,私营企业雇主兼经理,各类专业技术人员,机关、事业单位负责人,厂长、经理,办事人员,工人。采用虚拟变量,以工人为参照组。将农村居民的职业分为 6 类:农民,专业技术人员,机关、事业单位干部,企业主要负责人或私营企业主、经理,工人,乡村干部。采用虚拟变量,以农民为参照组。个别年份出现其他年份没有的职业种类时,并入种类相近的职业中。由于在农村住户调查数据中,2002 年缺乏父辈职业变量,2007 年的职业分类与其他年份差异较大,所以本文无法将 2002 年和 2007 年样本作为子辈样本,而只能测度 2010 年、2012 年的农村居民代

际收入弹性。对城镇居民代际收入弹性的测度较完整,包括 2002 年、2007 年和 2012 年。

(5)收入。采用个人工资性年收入,包括现金收入和实物收入,由原始数据中相应的分项加总获得。个人工资性收入是各年城乡样本中最具有可比性的收入指标,其他按家庭统计的非工资性收入则难以分摊到个人。剔除个人年收入为负数的异常样本。所有年份个人年收入均用消费价格指数进行了缩减。

按照上述定义,对城镇居民的 3 个子辈样本、6 个父辈样本和农村居民的 2 个子辈样本、5 个父辈样本逐一进行变量筛选,由于 CHIP 数据中父辈受教育程度和职业等信息与子辈信息不在同一数据集,2002 年、2007 年城镇住户的子辈样本是根据住户成员编码,对两个数据集的信息进行一一配对、合并而得。剔除缺失值、异常值后,得出各年份父子配对有效样本,各样本的容量在 1000 至 6000 之间。大多数现有研究的样本量都不足 1000,有的甚至低于 100,相比之下,本文的样本量较大(见表 1、表 2)^①。

四、计量结果及其分析

1. 计量结果

利用双样本工具变量法,以父辈受教育程度、职业为工具变量,基于方程(4)和方程(5),对城乡居民代际收入弹性进行估计,为了更好地控制计量误差,按照 Solon^[2]的方法,方程中加入了父子的年龄及其平方项。估计结果如表 3、表 4 所示。以 1988 年为父辈样本,2002 年、2007 年和 2012 年的城镇居民代际收入弹性分别为 0.4720、0.3708 和 0.3272,农村居民代际收入弹性 2010 年为 0.4348,2012 年为 0.2872。

陈琳和袁志刚^[21]利用 CHIP 数据和 CGSS 数据,测度了 1988 年、1995 年、2002 年和 2005 年的城乡居民代际收入弹性,其中,城镇居民代际收入弹性各年份分别为 0.51、0.42、0.33 和 0.30,农村居民分别是 0.42、0.28、0.22 和 0.24。但正如作者在文中指出,由于采用了父子单年收入,其计算结果存在弹性向下的偏误。何石军和黄桂田^[6]利用 CHNS 数据,估计 2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年的中国居民代际收入弹性分别为 0.66、0.49、0.35 和 0.46,也正如作者指出的,其计量结果存在弹性向上的同住样本选择偏误。王海港^[4]利用 CHIP 数据,估计城镇居民代际收入弹性 1988 年为 0.384,1995 年为 0.424,然而,这一研究不仅包含了暂时性收入偏误、同住样本选择偏误,还存在生命周期偏误。由于该研究使用的是截面数据,样本中父辈年龄偏大,各样本的平均年龄在 52 岁左右,子女年龄则偏小,平均年龄在 22 岁左右,其中,父辈和子女年龄的最大值甚至达到 79 岁和 76 岁,如前文所述,使用父辈年老或子女年龄过小时的收入,都会导致代际收入弹性被低估。类似问题在现有相关研究中普遍存在^[22-25],本文不一一列出。比较国内现有研究结果可知,本文估计的代际收入弹性有效克服了多重计量偏误,结果更加准确、可靠。

2. 城乡居民收入差距代际传递变动分析

准确的代际收入弹性估计值是收入差距代际传递分析的基础。从表 3、表 4 的计量结果不难看出,中国城乡居民收入差距代际传递变动具有以下特点:一是城乡居民代际收入弹性呈下降趋势;二是城镇居民收入差距代际传递程度高于农村居民。从总体上看,城镇居民代际收入弹性 2002 年为 0.4720,2007 年为 0.4130,2012 年为 0.3590。农村居民代际收入弹性 2010 年为 0.3558,2012 年为 0.2703。尽管陈琳和袁志刚^[21]、何石军和黄桂田^[6]研究得出的变动趋势与本文类似,但包含多重计量偏误的代际收入弹性既没有真实反映当前收入差距代际传递绝对水平,也无法判断中国在国际比较中的相对程度。上述测度结果意味着什么?变动的原因为何在?以下分三个方面分析。

(1)中国城乡居民代际收入弹性变动趋势与收入的基尼系数变动趋势一致,即代际间收入不平等与同代人之间的收入不平等变动趋势一致。根据国家统计局发布的数据,2003—2012 年中国居

^① 限于篇幅,所有样本父子受教育程度、职业分类和收入的均值描述都没有列出,若需要可联系作者获取。

表 3 城镇居民代际收入弹性

子辈样本年份	2012			2007		2002
父辈样本年份	1988	1995	2002	1988	1995	1988
父辈收入	0.3272 (0.1896)	0.3884 (0.1417)	0.3613 (0.1172)	0.3708 (0.0649)	0.4552 (0.0622)	0.4720 (0.0443)
年龄	0.0082 (0.0039)	0.0082 (0.0039)	0.0033 (0.0039)	0.0522 (0.0315)	0.0509 (0.0311)	0.0409 (0.0276)
常数项	2.0733 (0.8495)	1.9358 (0.8495)	1.9354 (0.8483)	1.1532 (0.5503)	1.1253 (0.5434)	1.3215 (0.4875)
R ²	0.0277	0.0243	0.0271	0.0257	0.0391	0.0367

注:表中括号内为标准误差。

资料来源:作者计算整理。

表 4 农村居民代际收入弹性

子辈样本年份	2012			2010	
父辈样本年份	1988	1995	2002	1988	1995
父辈收入	0.2872 (0.0533)	0.2668 (0.0269)	0.2569 (0.0422)	0.4348 (0.0877)	0.2768 (0.0413)
年龄	0.0351 (0.0472)	0.0278 (0.0469)	0.0221 (0.0470)	0.0247 (0.0551)	0.0110 (0.0548)
常数项	2.3912 (0.8237)	2.2342 (0.8202)	2.1218 (0.8213)	2.1057 (0.9585)	1.8311 (0.9537)
R ²	0.0366	0.0446	0.0419	0.0273	0.0334

注:表中括号内为标准误差。

资料来源:作者计算整理。

民收入的基尼系数经历了先上升,再自 2009 年逐步回落的过程,且城镇居民收入的基尼系数大于农村居民。对英国、美国、加拿大等诸多国家的经验研究表明,一个国家的收入不平等程度越高,代际收入流动性就越低,二者的这一反向变动关系被称之为“了不起的盖茨比曲线”^[26-28]。斯蒂格利茨^[29]则将更大的收入不平等会带来更少的机会平等、更少的机会平等又导致更多的收入不平等的动态过程描述为“逆向动态”的“恶性循环”。中国代际收入弹性变动趋势说明,近 10 年来,伴随着收入基尼系数的缓慢下降,中国居民收入差距代际传递也呈现下降趋势,代际收入流动性有所提高。这一变动过程与中国教育制度改革、劳动力市场改革和收入分配制度改革进程密切相关。从教育改革看,恢复高考制度、不断完善义务教育制度,从总体上提高了各阶层家庭子女的受教育程度,尤其是给低收入家庭子女提供了改善自身收入的机会。尽管 Solon 认为教育收益率上升会导致代际收入弹性提高,但教育收益率上升对激励教育投入、提高劳动积极性有着明显的积极作用,理论与经验研究均表明,提高子女受教育程度是促进代际收入流动的重要路径。从劳动力市场改革看,20 世纪 80 年代以来,“子女顶替制”、“系统内部招考”等子承父业制度逐步被废除,劳动合同制、大学毕业生不包分配等制度的实施,给 80 年代中期以后就业的劳动者(包括农民工)创造了更加灵活、开放的劳动力市场。2002—2012 年代际收入弹性对应的子辈出生年代分别为 1962—1972 年、1967—1977 年和 1972—1982 年,以平均就业年龄为 20 岁计算,这些人群的就业时间都在 80 年代中期以后。因此,从总体上看,中国的教育制度改革、劳动力市场改革,以及近年来进行的旨在缩小收入差距的收入分配制度改革,在一定程度上降低了收入差距,减缓了收入差距代际传递趋势。

(2)城镇居民的子女受父辈收入影响比农村居民更大,收入代际传递程度更高。对于这一现象,现有研究主要基于人力资本理论和社会学视角给出了解释。一是相对于农村居民,城镇居民对子辈

的人力资本投资面临更小的资本约束,城镇地区的教育收益率也更高,城镇居民可以通过人力资本投资的渠道影响子辈收入,使得代际间收入得以传递;二是城镇居民的父辈拥有更高的社会资本,更容易获取相关的工作信息,通过直接或间接地影响子辈的职业选择、就业状态,进而影响子辈的收入^[5,21]。然而,这些解释没有回答的问题是:既然农村居民的父辈受限于信贷能力和社会资本,对子女收入产生的正向影响相对较小,那又为什么会存在向上的流动?通过对现实的观察不难发现,农村居民的子女,尤其是20世纪70年代以后出生的人群,其获取收入的主要途径是进城打工。国家统计局2010年的调查数据显示,70后农村劳动力半数以上进城打工。周兴和张鹏^[30]通过对城乡居民代际间职业流动和收入流动的实证研究发现,农村家庭的子女通过进城打工能够较为容易地实现代际收入的向上流动。孙三百等^[31]将人口迁移纳入代际收入弹性估计方程,发现迁移者的代际收入弹性不到未迁移者的一半。因而本文推断,农村居民的子女可能主要是通过进城降低了收入差距代际传递程度。为了检验这一推断,本文利用CFPS数据提供的被调查者“12岁时户口状况”,将12岁时仍然是农业户口,现在的户口状况是非农户口,且父亲是农业户口的人群分离出来,测度了从农村户籍转为城镇户籍人群的代际收入弹性。表5的结果显示,这一人群的代际收入弹性较低,2012年三个样本的平均估计值仅为0.1348。根据中国的现实,从农村户籍转为城镇户籍的路径主要为三条:一是城镇化,即由工业化进程推动农业人口转移到城镇;二是先打工再创业,继而在城市落户;三是通过接受更高的教育,实现“鲤鱼跳龙门”。这说明,农村居民的子女通过进城从而增加就业机会和接受更高教育等途径,摆脱了父辈低收入的影响,降低了收入差距代际传递程度。

表5 农村户籍转为城镇户籍人群代际收入弹性

子辈样本年份	2012			2010	
父辈样本年份	1988	1995	2002	1988	1995
父辈收入	0.1601 (0.1321)	0.1160 (0.0664)	0.1283 (0.1050)	0.2781 (0.1294)	0.1252 (0.0664)
年龄	0.0229 (0.1058)	0.0167 (0.1062)	0.0128 (0.1062)	0.1350 (0.1249)	0.1326 (0.1253)
常数项	1.4801 (0.1714)	1.5701 (0.1700)	1.6361 (0.1734)	1.3793 (0.1660)	1.1752 (0.1615)
R ²	0.0463	0.0484	0.0422	0.0286	0.0234
样本量	113	113	113	199	199

注:表中括号内为标准误差。

资料来源:作者计算整理。

(3)在国际比较中判断中国代际收入流动性,分析代际收入弹性国别差异的原因。表6列出了同样用双样本工具变量法测度的一些国家和地区的代际收入弹性。与发达国家相比,中国的代际收入弹性低于美国、意大利等不平等程度高的国家,高于澳大利亚、瑞典等流动性大的国家。与新兴经济体相比,远远低于陷入“中等收入陷阱”的巴西,但高于成功跨越“中等收入陷阱”的中国台湾地区。与具有相似文化传统的日本相比较,中国的收入差距代际传递程度更低。虽然不同国家经济发展阶段存在差异,但从各国研究的样本年份看,多数研究以20世纪60年代、70年代出生人群为对象,与本文研究对象一致。

降低收入差距代际传递程度,给每个社会成员提供平等的受教育机会、就业机会,使其不受父辈收入的影响,是各个国家努力实现的社会目标。然而,从各国的现实看,即使是发达国家,代际收入弹性依然较高,国别差异也较大。20世纪60年代后,美国加大了公共教育投资,试图减缓贫困家庭对子女人力资本投资的资金约束,同时,还制定了一系列保障公平的法案,意在确保就业平等,但代际间收入不平等仍然存在,黑人、妇女等弱势群体仍然处于收入底层。而同为具有人口多样性特

表 6 代际收入弹性国际比较

国家或地区	作者	代际收入弹性	样本年份
美国	Björklund and Jäntti (1997) ^[12]	0.42	1952—1961 年出生
瑞典	Björklund and Jäntti (1997) ^[12]	0.28	1952—1961 年出生
英国	Ermisch and Nicoletti (2006) ^[16]	0.227	1950—1972 年出生
法国	Lefranc and Trannoy (2005) ^[20]	0.342-0.438	1937—1963 年出生
巴西	Dunn (2007) ^[32]	0.69	1932—1971 年出生
澳大利亚	Leigh (2007) ^[33]	0.14-0.19	1911—1978 年出生
意大利	Piraino (2007) ^[34]	0.509	1970—1979 年出生
日本	Ueda (2009) ^[35]	0.40	1959—1979 年出生
中国台湾	Li (2011) ^[36]	0.17-0.23	1946—1976 年出生

资料来源:作者根据相关文献整理得出。

征的发达国家加拿大,其基本价值观和社会习俗也与美国相近,代际收入弹性却只是美国的一半。究其原因在于,尽管美国在促进流动性方面的政府支出很高,甚至高于所有高收入国家,但只有约 1/4 惠及中低收入者^[37]。OECD 在 2012 年度报告中指出,美国针对穷人家庭孩子的教育支出相对较少,有才能的教师也不在教学条件差的学校教学,而加拿大则更加注重小学基础设施建设,在劳动力市场制度安排上也给予了育儿父母更多的灵活性。美国的民意调查显示,政府为实现“美国梦”而实施的公共政策弊大于利,更有利于在经济中占优势的人,中低收入者依然难以向上流动。而陷入“中等收入陷阱”的巴西、阿根廷等拉美国家则是另外一番情景。20 世纪 80 年代,这些国家为了缩小收入差距,大量增加教育投资及补贴,以提高穷人家庭子女的就学率,但因为增长停滞,这些措施并没有提高他们的收入,代际收入弹性、基尼系数至今居高不下。各国的实践表明,并非由政府实施公共教育政策就能保证机会平等,如果政策实施不当,也难以达到预期的效果。

3. 不同收入群体收入差距代际传递变动分析

上述基于普通回归方程的代际收入弹性,反映的是城乡居民收入差距代际传递的总体变动,却没有体现不同收入群体的流动方向,更无法判别总体变动的内在原因。从各国的经验研究看,代际收入弹性背后可能隐含着各阶层不同的流动性。瑞典是一个流动性高的国家,即使是收入底层家庭的子女,经济地位也较少受到家庭背景影响,然而,Björklund et al.^[9]研究发现,其收入顶层 0.1% 人群的代际收入弹性居然高达 0.9,是一个“机会平等国土上的资本主义王朝”。美国的代际收入弹性较高,但其突出的特点是两极的固化。为了深入分析不同收入群体的代际收入流动状况,本文将父辈收入和子辈收入分别划分为五等份,构造城乡居民代际收入流动矩阵。结果见表 7 和表 8。固化指数可以对不同收入群体的流动情况做总体判断。固化指数是矩阵主对角线及其相邻单元之和。理想的代际流动应当是子辈位置不受父辈影响,即矩阵中每个单元的概率等于 0.2,因此,对于 5 阶流动矩阵,理想的固化指数应为 2.6。以此为评价标准,根据表 7 和表 8 的固化指数,2002 年城镇居民的固化指数较高,达到 3.0446,说明不同收入群体固化现象较为严重,2012 年下降为 2.4474,流动性增强。比较而言,2012 年农村居民不同收入群体之间的流动性高于城镇,其固化指数为 2.5541,更接近 2.6。这一结果印证了城乡居民收入差距代际传递的总体变动趋势。

从城镇居民代际收入流动矩阵看,2002 年收入处于最低层的人群,其子女有 32.63% 仍然处于收入底层,向顶层跃升的机会只有 12.14%。而收入处于最高层的人群,其子女有 27.44% 仍然留在收入顶层,跌落到底层的机会仅 11.77%。这一状况在 2012 年有所改变。父辈处于最低收入组,子女仍然处于底层的机会下降为 19.71%,向顶层攀升的机会提高了 10 个百分点。父辈属于最高收入组,其子女仅有 15.57% 能够继续处于顶层,而落入底层的机会增加了近 8 个百分点。可见,城镇居民收入差距代际传递程度下降,源于最低、最高收入群体的代际传递程度下降。城镇居民高收入群体代际传递程度下降,这似乎与现实存在的“富二代”、“官二代”现象相悖,事实上,“富二代”的工资性

表 7

城镇居民代际收入流动矩阵

子辈收入五等份										
2002						2012				
父辈	20%	40%	60%	80%	100%	20%	40%	60%	80%	100%
20%	0.3263	0.2213	0.1762	0.1590	0.1214	0.1971	0.1301	0.2438	0.2108	0.2216
40%	0.2581	0.2112	0.2020	0.1735	0.1575	0.1850	0.2143	0.2175	0.2056	0.1806
60%	0.1627	0.1994	0.2457	0.2053	0.1902	0.2134	0.2122	0.1653	0.1895	0.2235
80%	0.1334	0.2017	0.1834	0.2300	0.2553	0.2238	0.1846	0.1676	0.2075	0.2185
100%	0.1177	0.1653	0.2136	0.2322	0.2744	0.1959	0.2592	0.2055	0.1871	0.1557
固化指数	3.0446					2.4474				

注:父辈收入以 1988 年为样本。

资料来源:作者计算整理。

表 8

2012 年农村居民代际收入流动矩阵

子辈收入五等份					
父辈	20%	40%	60%	80%	100%
20%	0.1974	0.2244	0.1586	0.2173	0.2032
40%	0.2291	0.1457	0.1851	0.1978	0.2423
60%	0.1680	0.1862	0.2260	0.2151	0.2050
80%	0.2014	0.1943	0.2253	0.1660	0.2135
100%	0.2033	0.2496	0.2066	0.2114	0.1289
固化指数	2.5541				

注:父辈收入以 1988 年为样本。

资料来源:作者计算整理。

收入不一定高,其父子代际传递的路径应当是家庭财富;“官二代”则主要通过父辈的权力获得高收入职业或其他特权,也不是体现在父子收入相关性上。而这些超出了本文的研究范围。

对比 2012 年城乡居民代际收入流动矩阵可见,相对于城镇居民,农村居民从收入顶层向下跌落的机会更大,从收入底层向中高收入阶层跃升的机会更小。例如,父辈收入处于最低分位组的农村居民,有 22.44%在次低分位组,即有更多的机会上升到相邻组,跃升至 60%以上分位组的概率小于城镇居民。这种状况说明,农村低收入居民不仅受到人力资本投资的约束,由于劳动力市场分割依然存在,通过进城打工向上流动的通道并不通畅,存在着明显的“天花板效应”,处于收入底层的农村居民容易陷入低收入代际传递陷阱。

五、结论与启示

针对当前中国家庭微观调查数据不完善,现有研究存在多重计量偏误的现状,本文利用双样本工具变量法这一国际上最新发展起来的方法,将 CHIP 数据和 CFPS 数据对接,有效利用其中相关信息,测度了 2002—2012 年中国城乡居民代际收入弹性,并与用同样方法测度的国际数据进行了比较。在此基础上,进一步利用代际收入流动矩阵,通过对不同收入群体流动性考察,分析收入差距代际传递变动的内在特点及原因。结论如下:①中国城乡居民收入差距代际传递均呈下降趋势,且农村居民的代际传递程度更低。这一变动趋势与中国居民收入的基尼系数变动趋势一致。这说明,中国在改革开放中推进的教育制度改革、劳动力市场改革及收入分配制度改革,对降低收入差距及其代际传递程度起到了积极作用。相对于农村居民,城镇居民有着更复杂的社会经济利益关系,可以通过人力资本投资、社会关系网络,对子女的收入产生更大的影响。而农村居民的子女则主要通过进

城实现收入的向上流动,从而降低了收入差距代际传递程度。②中国代际收入弹性在国际比较中不容乐观,处于中间水平,低于不平等程度高的巴西、美国,高于流动性大的瑞典、澳大利亚。这意味着中国收入差距代际传递状况还存在着很大的改进余地。作为转型国家,中国市场化改革尚在进行中,市场、体制和政策的不完善会造成这一过程中机会的不平等,并导致收入差距扩大。缩小收入差距,应当重视公平市场秩序的建立和调节措施的完善。③尽管农村居民的代际收入流动性总体上更高,但城乡不同收入群体的流动状况存在差异。城镇居民收入底层和收入顶层的代际收入流动性有所提高,促进了收入差距代际传递下降,但收入底层的农村居民向邻近组流动的机会更大,向中高收入阶层攀升却相对较难,农村低收入者容易陷入低收入代际传递陷阱。

在当前中国收入差距仍然较大的背景下,减缓收入差距代际传递趋势是缩小收入差距的重要手段。较高的代际收入流动性有利于形成通过努力就可以提高收入的预期,调动劳动者的积极性,激励劳动者努力工作,积极创业和创新,并引导城乡家庭加强对子女的人力资本投资。而收入差距代际传递,将使代际收入固化,机会不平等上升。如果不平等固化在代际之间,成为长期的、动态不平等,社会结构将固化,并进一步影响经济增长和社会稳定。根据上述实证研究结果,本文形成的政策启示如下:①加强教育投资,完善公共教育政策。教育是促进代际收入流动的重要机制,有助于贫困家庭子女实现经济地位的提升。一般而言,贫困家庭的父辈对子女的正向影响较小,又由于资本约束,父母和子女都可能自我选择放弃人力资本投资,导致低收入家庭子女很难改变自己的命运。政府应当在加强教育投资的同时,进一步完善公共教育政策,有针对性地制定惠及贫困弱势家庭子女的教育资助政策,提高这一部分人群的受教育程度,弱化其对家庭收入的依赖程度,促进代际收入流动。Mayer and Lopoo^[8]对美国政府教育支出和代际收入流动性关系的实证研究表明,政府教育支出提高代际收入流动性的作用,主要是通过影响低收入家庭的儿童实现的。北欧国家之所以代际收入弹性较低,与这些国家普遍实行广泛的、深入到家庭的公共社会服务有关。美国实施了多年的针对极端贫困家庭家长的“学前计划”,也在促进家长加强对孩子的培养方面取得了明显成效。②深化户籍制度改革,建立和完善城乡统一的劳动力市场。在全球化、工业化、城市化进程中,农村居民获得了更多的就业机会,中低收入家庭子女得以克服背景劣势,提高收入,部分农村居民通过进城实现了收入的向上流动。然而,由于城乡劳动力市场分割依然存在,农村居民向上流动的通道仍不畅通,这就需要政府建立和完善城乡统一的劳动力市场,为每一个劳动者提供公平的就业机会,打破阻碍农村居民向上流动的“玻璃天花板”,降低收入差距代际传递。具体而言,政府不仅应当重视进城农民就业的起点公平,还应当充分重视他们在职业生涯发展过程中的“机会不均”问题,如,实现同工同酬,给进城农民提供职业培训的机会,保证他们享有与城镇居民同等的社会福利保障、医疗保障等,降低其个人承担的向上流动的成本。③降低收入差距代际传递应更加重视调节政策的实施效果。国际经验表明,并非由政府实施一系列公共政策就能实现机会平等,中国在制定调节收入差距的政策措施时,应当充分重视其实施效果,既要避免由于“福利赶超”而陷入“增长陷阱”,也要防止经济福利“上滴”,导致财富上流而加剧收入的两极分化。深入对比和分析美国、瑞典和加拿大的公共政策可知,美国的公共教育政策、税收政策总体上更有利于高收入阶层,而瑞典、加拿大实施的人力资本公共投资政策、劳动力市场政策和税收政策均与美国存在差异,对收入差距具有更好的调节效果,高流动性与顶层1%的王朝共存。

最后需要指出的是,双样本工具变量法虽然是数据缺陷条件下的理想测度方法,但代际收入弹性仍然存在向上的偏误。另一方面,城镇居民高收入者可能存在收入低估问题,农村居民高收入者的收入也在一定程度上难以准确计量,这会影响到代际收入弹性测度的准确性。尤其是工资性收入没有包含家庭财产及财产性收入,基于中国家庭财产差距在20世纪90年代以后逐渐扩大,财富的代际传递效应可能在未来增大。如何测度高收入人群尤其是1%收入人群的代际收入弹性,是收入差距代际传递研究的新命题。收入差距代际传递路径研究也将是下一步的研究方向。

[参考文献]

- [1]Becker, G. S, and Tomes, N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J]. *The Journal of Political Economy*, 1979,87(6):1153-1189.
- [2]Solon,G. Intergenerational Income Mobility in the United States [J]. *American Economic Review*, 1992,82(3):393-408.
- [3]Björklund,A.,Roine,J., and Waldenström,D. Intergenerational Top Income Mobility in Sweden:Capitalist Dynasties in the Land of Equal Opportunity[J]. *Journal of Public Economics*, 2012,96(5):474-484.
- [4]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.
- [5]方鸣,应瑞瑶. 中国农村居民代际收入流动性研究[J]. *南京农业大学学报*, 2010,(2):123-128.
- [6]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.
- [7]Atkinson,A.,Trinder,C., and Maynard,A. Evidence on Intergenerational Income Mobility in Britain [J]. *Economic Letters*, 1978,1(4):383-388.
- [8]Bowels, S., and Gintis, H. The Inheritance of Inequality[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2002,16(3):3-30.
- [9]Baulch, B., and McCulloch, N. Being Poor and Becoming Poor: Poverty Status and Poverty Transition in Rural Pakistan[J]. *Journal of Asian and African Studies*, 2002,37(2):168-185.
- [10]Mazumder, B. Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the US Using Social Security Earnings Data[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2005,87(5):235-255.
- [11]Zimmerman, D. Regression toward Mediocrity in Economic Stature [J]. *American Economic Review*, 1992,82(3):409-429.
- [12]Björklund, A., and Jäntti, M. Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States[J]. *American Economic Association*, 1997,87(5):1009-1018.
- [13]Grawe, N. Life Cycle Bias in the Estimation of Intergenerational Income Mobility [R]. *Statistics Canada Analytical Studies Branch Working Paper Series*, 2003.
- [14]Haider, S. J, and Solon, G. Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings[J]. *American Economic Review*, 2006,96(6):1308-1320.
- [15]Becker, G. S, and Tomes, N. Human Capital and the Rise and Fall of Families [J]. *Journal of Labor Economics*, 1986,4(3):1-39.
- [16]Ermisch, J., and Nicoletti, C. Intergenerational Earnings Mobility: Changes across Cohorts in Britain[J]. *American Economic Review*, 2006,96(2):124-143.
- [17]韩军辉,龙志和. 基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位回归研究[J]. *中国人口科学*, 2011,(10):26-35.
- [18]Angrist, J., and Krueger, A. The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment:An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1992,418(87):328-336.
- [19]Arellano, M., and Meghir, C. Female Labour Supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets[J]. *Review of Economic Studies*, 1992,59(3):537-559.
- [20]Lefranc, A., and Trannoy, A. Intergenerational Earnings Mobility in France:Is More Mobile than the US[J]. *Annales d'Economie et de Statistique*, 2005,78(4):57-77.
- [21]陈琳,袁志刚. 中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制[J]. *世界经济*, 2012,(6):115-131.
- [22]姚先国,赵雨秋. 中国代际收入流动与传递路径研究:1989—2000[EB/OL]. http://www.lepp.org.cn/soft/images/100296_1.pdf/2007.
- [23]郭丛斌,闵维方. 中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究[J]. *教育研究*, 2007,(5):3-14.
- [24]汪燕敏,金静. 中国劳动力市场代际收入流动研究[J]. *经济经纬*, 2013,(3):96-100.
- [25]李力行,周广肃. 代际传递、社会流动性及其变化趋势[J]. *浙江社会科学*, 2014,(5):11-22.
- [26]Dearden, L., Stephen, M., and Howard, R. Intergenerational Mobility in Britain [J]. *Economic Journal*, 1997,440(107):47-66.
- [27]Corak, M., and 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.
- [28]Corak, M. Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2013,27(3):79-102.
- [29][美]约瑟夫·斯蒂格利茨. 不平等的代价[M]. 张子源译. 北京:机械工业出版社, 2013.
- [30]周兴,张鹏. 代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究[J]. *经济学(季刊)*, 2014,(10):351-372.
- [31]孙三百,黄薇,洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角[J]. *经济研究*, 2012,(5):147-159.
- [32]Dunn,C. E. The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil [J]. *Journal of Economic Analysis & Policy*, 2007,7(2):1-42.
- [33]Leigh, A. Intergenerational Mobility in Australia[J]. *Journal of Economic Analysis & Policy*, 2007,7(2):1635-1682.
- [34]Piraino, P. Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy[J]. *Journal of Economic Analysis & Policy*, 2007,7(2):1-27.
- [35]Ueda, A. Intergenerational Mobility of Earnings and Income in Japan [J]. *Journal of Economic Analysis & Policy*, 2009,9(1):1-27.
- [36]Li, I-Hsin. Intergenerational Income Mobility in Taiwan[EB/OL]. <http://www.wise.xmu.edu.cn/labor/>. 2011.
- [37]Carasso,A.,Gillian, R., and Eugene,S. How Much Does the Federal Government Spend to Promote Economic Mobility and for Whom[R]. Washington DC:Economic Mobility Project, Pew Charitable Trusts, 2008.
- [38]Mayer, S.E., and Lopoo, L.M. Government Spending and Intergenerational Mobility [J]. *Journal of Public Economics*, 2008,92(1):139-158.

The Trend of Intergenerational Transmission of Income Gap of Chinese Urban and Rural Residents: 2002—2012

XU Xiao-hong

(School of Economics of Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: Only when the trend of intergenerational transmission of income gap has been estimated accurately is it possible to provide a reliable basis for theory researching and policy making. By using the two sample instrumental variables method, this paper estimates and analyses the trend of intergenerational transmission of income gap of Chinese urban and rural residents based on correcting multiple measurement biases such as the effect of transitory earnings, life-cycle bias and coresidence bias which made in the existing study, with integrating CHIP data and CFPS data effectively. The empirical results show that: it presents a downward trend, but the level of intergenerational transmission of income gap of urban residents is higher than that of rural residents. The level of intergenerational transmission of income gap is lower than that of American, Brazil and Japan, but higher than that of Sweden and Taiwan in China. Further analysis of intergenerational mobility of different income groups, the results show that: the mobility of intergenerational income in the bottom and top quintile has been improved significantly, and it is the source of decline of intergenerational transmission of income gap. It is easy to fall into the trap of intergenerational transmission for the low income rural residents. It is necessary and effectively to take some measures to slow down the trend of intergenerational transmission of income gap. These measures include improving and perfecting educational support policy, providing more opportunities for poverty and vulnerable groups, eliminating the segmentation of labor market, and creating equal employment opportunities for every labor and so on.

Key Words: intergenerational income elasticity; two sample instrumental variables method; measurement biases; income gap

JEL Classification: D10 D31 J62

[责任编辑:王燕梅]