

# 教育投资结构对居民收入 代际流动的影响分析

——基于 OLG 模型的政策实验

徐 丽，杨澄宇，吴丹萍

**[摘要]** 本文针对我国收入分配差距的现状，讨论教育投资结构对收入代际流动的影响。我们构建了一个带有家庭及政府教育投资的三期世代交叠模型，区分了基础教育和高等教育阶段的人力资本投资，并对政府教育投资的变化进行政策实验，分析了不同投资结构下居民收入代际流动的变化情况，讨论了促进收入流动性的政策选择。通过数值模拟发现，在政府教育投资不变的条件下，加大基础教育投资占比可以减小居民收入的基尼系数，改善收入分配差距。其次，随着政府基础教育投资占比的增加，子辈对父辈的收入依赖程度减小，居民收入的代际流动性增大，向上及向下的流动概率均有所增加。最后，家庭教育投资与家庭收入有着明显的正相关关系。

**[关键词]** 政府教育投资；家庭教育投资；收入代际流动；世代交叠模型

## 一、引言

收入分配差距加大是近年来学术界和社会普遍关注的一个重要问题。理解收入分配不公平问题，不仅需要考察同辈个体之间的收入差距，也应该关注这种收入不平等在代际间的传递和固化。对于前者，我们一般采用财政税收政策加以调节，以期缩小二次分配差距，例如对高收入人群征收所得税，

**[收稿日期]** 2017-03-28

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目“财富集中与财富流动的动力学机制及财产性税收效应研究”(71673030)。

**[作者简介]** 徐丽，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：812655159@qq.com；杨澄宇(通讯作者)，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：cyang@bnu.edu.cn；吴丹萍，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：201621030005@mail.bnu.edu.cn。

并对贫困家庭进行补贴。但是,这种方法对于高收入人群的劳动积极性以及贫困家庭改变现状的努力具有一定的负面影响,二次分配的长期效果也并不明显。另一方面,如果收入的代际流动性很低,子辈的经济状况基本由父辈的经济地位所决定,这种不平等也有可能不断传递下去。因此我们需要关注收入的代际流动问题,促进合理的收入流动性,为低收入家庭子女摆脱父辈困境提供可能性,并保证所有社会成员的劳动参与和工作努力。

影响收入代际流动的众多因素中,教育起着关键性的作用。从人力资本积累理论来看,教育是人力资本积累的根源,直接影响到人力资本积累水平以及个体劳动收入水平,进而导致收入分配的差距。近期很多实证研究已经证实了教育对我国收入分配差距的影响(杨俊等,2008;陈斌开等,2010),以及教育对收入代际流动的促进作用(陈琳和袁志刚,2012;郭丛斌和闵维方,2007,2009)。

从实际情况来看,改革开放以来我国义务教育状况逐渐改善,基础教育的推广工作获得显著成效。1986年,我国义务教育法颁布并实施,开始阶段农村和部分地区的义务教育实施还存在不足,但随着政策的推进和国家财政的支持,到2009年我国义务教育普及率已经达到了95%以上<sup>①</sup>。另外,从近四次的人口普查结果来看(表1),我国文盲率在1990—2010年间快速下降,从1990年的15.9%下降到2000年的6.7%及2010年低于5%的水平。在高等教育方面,90年代以来,我国采取一系列的大学扩招政策,每十万人中受大专及以上高等教育的人口数以每十年高于两倍的速度增长(见表1)。

根据2001—2014年我国各级教育财政性教育经费占比情况来看(《中国教育经费统计年鉴》),小学和中学教育占比相当,高等教育占比相对较小。虽然小学教育占比逐年稍有下降,中学教育稍有上升,高等教育处于波动状态,但总体来看,近十年来,我国财政性教育支出在各级教育之间的配比几乎没有发生显著的变化,那么维持这一种比例结构是否合理有效,是否有助于促进我国收入代际流动性,帮助缓解居民收入差距呢?

表1 中国人口普查:人口教育状况

指标	1990年	2000年	2010年	2015年
每十万人中受大专及以上教育人口数(人)	1422	3611	8930	12445
每十万人中受高中和中专教育人口数(人)	8039	11146	14032	15350
每十万人中受初中教育人口数(人)	23344	33961	38788	35633

<sup>①</sup> 数据来源:中国人口与劳动报告,2009年。

续表

指标	1990年	2000年	2010年	2015年
每十万人中受小学教育人口数(人)	37057	35701	26779	24356
文盲率(%)	15.9	6.7	4.1	—

数据来源:《中国统计年鉴》,2010年普查数据和2015年全国1%人口抽样调查样本数据(其中2015年的抽查数据没有给出文盲率的报告)

此外,从表2所示2011年世界主要国家和地区教育经费在各级教育中的分配情况来看,德国、法国、澳大利亚、印度和香港地区的小学教育经费所占比例均低于中国,但高等教育所占经费高于中国,日本和台湾地区恰好相反。可见,在世界主要国家中政府对各阶段教育投资的分配结构都有所不同,而我国的这种投资结构是否有效成为本文关注的重点。

表2 2011年各级教育经费占国家财政性教育经费百分比情况

	小学教育	中学教育	高等教育
中国	31.0	30.7	22.0
美国	31.6	35.9	26.1
英国	30.8	41.6	22.1
日本	34.1	38.2	19.5
德国	13.2	44.6	28.1
法国	20.7	44.4	22.8
香港	20.5	35.6	28.9
台湾	34.6	32.9	13.8
澳大利亚	17.1	45.4	26.9
印度	26.7	38.0	33.4

数据来源:世界银行

本文从影响收入代际流动的重要因素—教育入手,探讨教育投资的有效性以及合理的教育投资结构,以促进合理的收入代际流动,改善持续性收入不平等状况。通过政策试验考察在不同的政府教育投资结构下,家庭最优投资选择的差异以及相应的代际收入流动性和收入分配结果。

## 二、文献综述

在早期文献中,收入不平等的代际传递问题较少论及,因为研究者大多假定不平等是由运气和能力决定,而这些因素都是随机分布的(Roy, 1950;

Champernowne, 1953), 但这经常与实际情况并不相符, Blau 和 Duncan (1967)、Boudon(1974)都曾强调祖先对个体经济地位的决定性作用, 包括祖先的社会背景或社会地位等的影响。所以 Becker 和 Tomes(1979)较早提出完整的代际流动模型, 详细的介绍了代际流动机制, 不仅家庭投资, 家庭禀赋, 包括基因、能力、家庭声誉、知识、技能及家庭背景所带来的人生目标等对子辈收入都具有影响, 为代际流动的研究提供了基本理论框架。

具体而言, 收入代际流动考察的是子辈的收入在多大程度上取决于父辈的收入和经济地位。如果代际流动程度小, 表明该社会中具有经济优势的父辈继续把他们的优势传递给下一代, 而贫困家庭的孩子也将继承其父辈的家庭劣势, 这样不断继承下去, 导致高收入家庭的孩子一直都是高收入群体, 而低收入家庭的孩子仍然跳不出贫困地位, 也就是所谓的“马太效应”。此时, 公共政策的作用在于消除父辈和子辈之间传递的收入优势, 弥补父辈和子辈之间传递的收入劣势。

经典理论认为, 代际流动的关键因素包括两方面: 先赋因素和后致因素(郭丛斌和闵维方, 2009; 李煜, 2009), 前者代表的是家庭背景对个体经济地位的影响, 包括父辈收入情况、经济地位、职业等, 强调与生俱来不可改变, 后者代表的主要是教育和个体的自我努力, 可以在后天过程中进行创造和改变。

Blau 和 Duncan(1967)较早开始关注父子经济地位的关系, 对收入分配的研究也逐渐聚焦纵向关系。在代际流动的文献中, 收入代际流动的研究非常广泛, 但主要集中于利用调查数据进行实证分析, 用理论对该问题进行分析的文献相对较少。对于各国居民收入代际流动性的测算, 有的利用相关系数来衡量(Atkinson et al., 1978), 有的利用加入个体特征变量的对数收入回归模型来进行估计, 如王海港(2005)利用中国社会科学院城乡居民收入分配调查资料估算我国居民收入分配的代际流动情况, 有的直接用父辈和子辈的平均收入进行回归估算, 如 Becker 和 Tomer(1967, 1979), 何石军和黄桂田(2013)利用 BHNS 的 1989—2009 年数据, 并利用 30、40 岁早期作为一生平均收入的代理变量, 估计了中国 2000、2004、2006 和 2009 年的代际收入弹性。

在理论研究方面, 针对代际流动的研究主要运用的是 OLG(世代交叠)模型。早在 1979 年, Becker 和 Tomes 就建立了完整的经典 OLG 模型, 他们的研究中除了考虑消费给家庭带来的效用外, 把子女的质量和数量引入效用函数中, 探讨收入不平等和收入代际流动问题。Becker 和 Tomes(1979)也指出, 之前很多模型都忽略了收入不平等在代际之间的传递, 这是因为他们假

定不平等是由运气和能力决定的,而运气和能力都是随机分配的(Roy, 1950; Champernowne, 1953),这实际上与现实并不相符,Blau和Duncan(1967)、Boudon(1974)都曾强调祖先对个体经济地位的决定性作用,包括祖先的社会背景或社会地位等的影响。

此外,对于教育与收入代际流动关系的研究中,Becker和Tomes(1979)的理论模型表明教育是收入代际流动的重要途径,Blanden(2005)直接计算出教育对于收入代际流动的贡献,Solon(2013)通过引入父代对子代人力资本投资,并把子代生命周期的总收入加入父代效用函数,对模型进行完善和进一步扩展,为研究三代以上不平等的转移提供了良好的基础理论模型,但却忽略了政府教育投资的因素;Abbott等(2013)考虑政府教育政策,建立了一个较完整的多期世代交替模型,并结合了参数校准和数值模拟的方法,发现如果放松政府主导的贷款约束,对家庭代际转移无显著影响,但该文并没有考查这些教育政策对收入代际流动的影响。总体来看,研究教育对收入代际流动影响的文献较少,本文是对这方面研究的重要补充。

相比于国际,国内对于代际收入流动研究比较匮乏,在2000年以后这方面的文献才多起来。白雪梅(2004)利用中国的数据进行经验研究,得出结论是我国随着教育年限的增加会加剧收入不平等,这对我们教育资源分配提出新的挑战,加强基础教育而不是继续扩张高等教育才能促进社会生产力提高且降低社会不平等,不过该文没有详细讨论收入不平等程度对教育不平等的作用机制。孙文凯等(2007)认为以前的研究多是停留在截面数据研究,使得长久收入不能被反映出来,他们利用农业部1986—2001对六个省份收集的数据进行经验研究,得出这15年间中国农村家庭代际转移情况,通过计算年度与长久收入变化趋势和收入流动矩阵,得出中国农村收入流动先增大后平缓,并且教育水平、外出打工在这一时期内对农民收入的提高有明显的正效应。郭丛斌和闵维方(2009)通过结构方程式模型,实证研究了教育能够提高子女在社会中的地位,同时对于促进代际流动的作用更强,所以教育能够维持社会稳定,促进代际流动。郭丛斌(2009)在实证分析中发现教育是代际流动的重要机制,而家庭背景这一先天因素反而影响不大。陈斌开等(2010)先通过调查数据研究发现教育水平是我国城乡之间收入差距的重要影响因素,并构建OLG模型,通过对城市与农村的不同教育投入数据进行校准,开展政府教育经费投入对城乡收入差距和收入代际流动的影响研究。但郭丛斌关注的是教育程度,陈斌开等关注的是城乡政府教育投资,都没有关注教育投资结构的影响。陈琳和袁志刚(2012)运用CHIPS,CGSS数据,通过计量手段,发现中国代际流动性经过大幅下降后逐渐趋于稳定,对作用机制研究后发现

人力资本和社会财富能够解释大部分代际流动现象。杨娟等(2015)通过世代交叠模型分析了天生禀赋、义务教育以及非义务教育对于收入差距和代际收入流动性的影响,发现除天生禀赋外,义务教育是影响收入差距和代际流动性的最主要原因。模拟各种教育经费投入模式的结果表明,加大义务教育阶段的公共支出力度,有助于弥补年轻父母在孩子早期教育时的预算约束,缓解代际内收入的不平等并增强代际间收入的流动性。

结合已有的研究结果,本文拟利用理论分析的方法,考虑结合家庭背景因素,即加入父辈对子辈能力禀赋的遗传,通过人力资本投资的传导机制在OLG模型中引入教育投资,并区分政府教育投资和家庭教育投资,利用数值模拟方法进行政策实验,考虑政府政策的变动进而分析教育投资对收入代际流动的影响。本文接下来的安排如下:第三部分给出代际收入流动的度量,然后考察一个有N个家庭的经济体,个体存活三期,分别为青年期,中年期和老年期,在理论上进行均衡求解。第四部分对参数进行校准,并进行政策模拟,分析随着世代数的增加,居民收入,基尼系数和居民人力资本怎样变化,给出收入流动矩阵,并就存在政府主体的情况进行讨论。第五部分对全文进行总结。

### 三、模型设定

#### (一)代际收入流动的度量

描述代际收入流动的指标主要有四种:流动矩阵,代际收入流动性指标和继承性指标,代际收入的流入指数和流出指数,以及收入代际弹性指数。这四种类型的指标从不同的方面反映了代际收入流动的状况:流动矩阵在一个特定的时点,从截面位置直观考察父辈与子辈的位置关系,可以清晰地看出代际流动的状况;流动性和继承性指标以父辈为参照系,分析子辈跳出和继承的状况;流入和流出指数反映代际位置的相对变化;代际弹性指数从计量经济学的角度给出了代际收入流动性的一个解释。通过这几种方式描述代际收入流动,对同一现象可以相互支持,相互印证,使我们更加全面地认识代际流动状况。

流动矩阵反映的是子辈和父辈收入在整个社会中所处位置的流动性矩阵。具体可表示为 $A(p_{ij})_{m \times n}$ ,其中 $p_{ij}$ 表示父辈收入处于*i*的位置而子女收入处于*j*的位置概率,一般用频数之比来表示:即

$$p_{ij} = \frac{a_{ij}}{\sum_j a_{ij}} \quad (1)$$

代际收入流动性指标反映的是跳出父辈位置的可能性，代际收入继承性反映的是继承父辈位置的可能性。具体表示为父辈收入处于  $i$  的位置而子女收入处于  $j$  的位置频数总占比的实际观察值除以理论期望值，即

$$B_{ij} = \frac{a_{ij}}{\sum_i \sum_j a_{ij}} / \frac{\sum_i a_{ij} \sum_j a_{ij}}{\sum_i \sum_j a_{ij} \sum_i \sum_j a_{ij}} = a_{ij} \frac{\sum_i \sum_j a_{ij}}{\sum_i a_{ij} \sum_j a_{ij}} \quad (2)$$

当  $i \neq j$  时表示的是代际收入流动性指标，当  $i = j$  时表示的是代际收入继承性指标。 $B_{ij} > 1$  时，表示父辈收入处于  $i$  的位置而子女收入进入  $j$  的位置的可能性越大。

代际收入的流入指数表示父辈收入处于非  $j$  的位置，而子女收入处于  $j$  位置的可能性，公式为：

$$C_j = \frac{\sum_{i \neq j} B_{ij}}{n-1} \quad (3)$$

代际收入的流出指数表示父辈收入处于  $i$  的位置，而子女收入处于非  $i$  位置的可能性，公式为：

$$D_j = \frac{\sum_{j \neq i} B_{ij}}{n-1} \quad (4)$$

前者越大，父辈是其他收入位置的子女跳进该位置的可能性越大，表明收入代际流动性越大。后者越大，子辈跳出父辈所在收入组的可能性越大，同样表明收入代际流动性越大。

代际收入弹性指数主要是在基于调查数据的收入代际流动性模型的计量分析中，通过具体的代际流动模型，如：

$$\ln y_{1t}^i = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{0t}^i + \beta_1 A_{0t}^i + \beta_2 A_{0t}^i{}^2 + \beta_3 A_{1t}^i + \beta_4 A_{1t}^i{}^2 + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中，下标 0 表示父辈，1 表示子辈， $\ln y_{1t}^i$  和  $\ln y_{0t}^i$  分别表示子辈和父辈收入的对数， $A_{0t}^i$  和  $A_{1t}^i$  有的研究使用父辈和子辈的年龄，有的研究使用父辈和子辈的工作年限， $\varepsilon_i$  表示残差， $\beta$  衡量的就是收入代际弹性系数。 $\beta$  值越大说明父辈和子辈之间的代际弹性越大，代际流动性越小。

## (二) 模型基本设定与求解

假设经济体中有  $N$  个家庭，不考虑人口增长，每个父辈只生育一个子辈，家庭数不变。假定个体存活三期，分别是青年期、中年期和老年期。对于第  $t$  代人而言，青年期接受教育，包括基础教育和高等教育，不进行经济决策；中年期获得劳动收入，并生育子女成为父母，决定给子女的教育、消费和储蓄；个体在老年期退休并进行消费。具体如图所示。

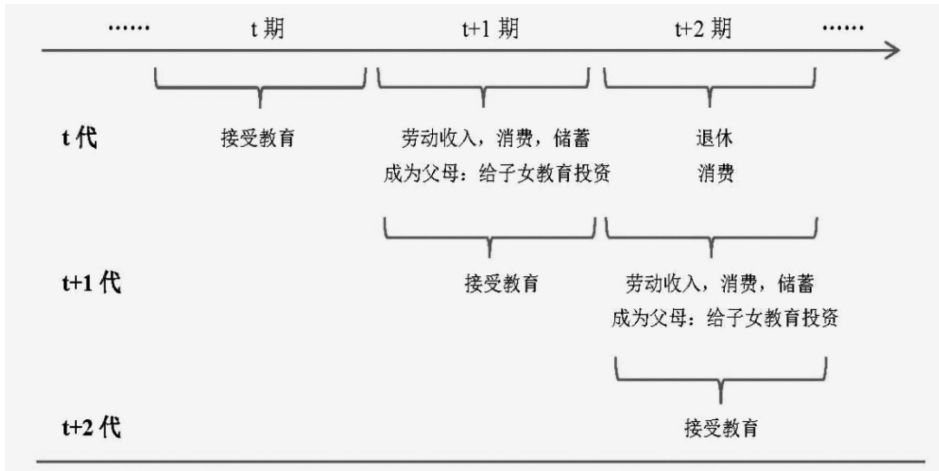


图 1 个体行为时间图

青年期时假设所有个体在青年期都接受基础教育，父辈人力资本的遗传、家庭基础教育投资和政府基础教育投资通过技术转移的方式形成子辈的人力资本的积累，以  $t+1$  时期出生的家庭  $i$  中的个体为例，具体转移过程如下：

$$h_{Bt+1}^i = B (h_t^i)^\delta (I_{Bt+1}^i)^\epsilon (g_{Bt+1}^i)^{1-\delta-\epsilon} \quad (6)$$

其中， $h_{Bt+1}^i$  表示基础教育阶段个体获得的人力资本， $h_t^i$  表示父辈的人力资本， $I_{Bt+1}^i$ 、 $g_{Bt+1}^i$  分别表示家庭和政府基础教育投资。 $\delta$ 、 $\epsilon$  分别表示基础教育阶段人力资本积累弹性， $B$  为基础教育阶段个体人力资本积累的技术参数。

此外，由于高等教育的选拔性和资源的有限性，对于个体而言，并不是每个个体都能进入高等教育进行人力资本积累，只有通过选拔性考试才能进入高等教育进行学习，假定高等教育不再扩张，孩子出生时父母可根据自身人力资本在同辈人中的所处水平来预知子女通过考试的概率，即个体接受高等教育的概率  $P_{t+1}^i$  与父辈的个人人力资本及社会总体人力资本水平有关，即  $P_{t+1}^i = P(h_t^i, \sum_i h_t^i)$ 。

同样，高等教育阶段的人力资本积累来源于基础教育阶段人力资本积累、家庭高等教育投资和政府高等教育投资，具体转移过程如下：

$$h_{Ht+1}^i = H (h_{Bt+1}^i)^\lambda (I_{Ht+1}^i)^\gamma (g_{Ht+1}^i)^{1-\lambda-\gamma} \quad (7)$$

其中， $h_{Ht+1}^i$  表示高等教育阶段个体人力资本积累， $h_{Bt+1}^i$  表示基础教育阶段积累的的人力资本， $I_{Ht+1}^i$ 、 $g_{Ht+1}^i$  分别表示家庭和政府基础教育投资。 $\lambda$ 、 $\gamma$  分别表示高等教育阶段人力资本积累弹性， $H$  为高等教育阶段个体人力资本积累的技术参数。

所以个体在青年期获得的预期人力资本水平为：



$$h_{t+1}^i = (1 - p_{t+1}^i)h_{Bt+1}^i + p_{t+1}^i h_{Ht+1}^i \quad (8)$$

在中年时期家庭  $i$  中  $t$  时期出生的个体成为父母，在获得劳动收入的同时进行相应的经济决策，个体需要决定自身消费和对子女的教育投资。从家庭效用来看，一方面包括父母辈自身中年期和老年期的消费，另一方面，出于对子女的利他动机，在其效用函数中引入子女的劳动收入，具体效用函数形式如下：

$$U_t^i = \log C_{1t}^i + \beta_{t+1} \log C_{2t}^i + \alpha \log EY_{t+1}^i \quad (9)$$

其中  $C_{1t}^i$ 、 $C_{2t}^i$  分别表示家庭  $i$  中  $t$  时期出生个体在中年期和老年期的消费， $EY_{t+1}^i$  表示其子辈的预期收入， $\beta_{t+1}$  表示贴现因子， $\alpha$  表示父母利他动机的强度，即子女劳动收入给父母带来效用的权重。

从个体的预算约束来看，中年期获得自身人力资本转化的收入，并进行消费、储蓄及给下代的教育投资，老年期获得储蓄收益，并进行消费。所以其预算约束分别为：

$$Y_t^i = C_{1t}^i + (I_{Bt+1}^i + p_{t+1}^i I_{Ht+1}^i) + s_t^i \quad (10)$$

$$Y_t^i = \mu + \rho h_t^i e^\varphi \quad (11)$$

$$(1 + r_{t+1})s_t^i = C_{2t}^i \quad (12)$$

其中， $s_t^i$  表示储蓄， $r_{t+1}$  为市场利率， $Y_t^i$  为收入， $\rho$  是人力资本回报率， $\mu$  为常数，与最低工资有关， $e^\varphi$  代表随机扰动， $\varphi$  服从以 0 为均值的正态分布，即表示即使拥有相同的人力资本不一定能获得相同的收入，考虑就业机会、时机等因素的影响。

代入预算约束，则效用函数可以写成：

$$U_t^i = \log [Y_t^i - (I_{Bt+1}^i + p_{t+1}^i I_{Ht+1}^i) - s_t^i] + \beta_{t+1} \log [(1 + r_{t+1})s_t^i] + \alpha \log EY_{t+1}^i \quad (13)$$

其中，期望工资为：

$$\begin{aligned} EY_{t+1}^i &= \mu + \rho [(1 - p_{t+1}^i)h_{Bt+1}^i + p_{t+1}^i h_{Ht+1}^i] \\ &= \mu + \rho [(1 - p_{t+1}^i)h_{Bt+1}^i + p_{t+1}^i H(h_{Bt+1}^i)^\lambda (I_{Ht+1}^i)^\gamma (g_{Ht+1}^i)^{1-\lambda-\gamma}] \end{aligned} \quad (14)$$

从式(14)可以看出，收入无论对于基础教育阶段的家庭投资和政府投资，还是高等教育阶段的家庭投资和政府投资都属于凹函数，即每增加一单位的教育投资给子女带来的边际收入是递减的。

根据最大化原则，对效用函数分别求对  $I_{Bt+1}^i$ 、 $I_{Ht+1}^i$  和  $s_t^i$  求一阶条件，可得到：

$$\frac{\partial EY_{t+1}^i}{\partial I_{Ht+1}^i} = \rho \gamma H p_{t+1}^i (h_{Bt+1}^i)^\lambda (I_{Ht+1}^i)^{\gamma-1} (g_{Ht+1}^i)^{1-\lambda-\gamma} = \frac{P_{t+1} EY_{t+1}^i}{\alpha C_{1t}^i} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial EY_{t+1}^i}{\partial I_{B+1}^i} &= \rho \epsilon [1 - p_{t+1}^i + \lambda H p_{t+1}^i (h_{B+1}^i)^{\lambda-1} (I_{H+1}^i)^\gamma (g_{H+1}^i)^{1-\lambda-\gamma}] \frac{h_{B+1}^i}{I_{B+1}^i} \\ &= \frac{1}{p_{t+1}^i} \frac{\partial EY_{t+1}^i}{\partial I_{H+1}^i} \end{aligned} \quad (16)$$

$$\frac{C_{2t}^i}{C_{1t}^i} = \beta_{t+1} (1 + r_{t+1}) \quad (17)$$

由式(17)式可以得到  $C_{2t}^i = \beta_{t+1} (1 + r_{t+1}) C_{1t}^i$ ，说明家庭具有平滑消费的动机，这也完全符合模型假设和实际情况，此外可得到：

$$\frac{(1 + \beta_{t+1}) P_{t+1}}{\alpha \rho \gamma} EY_{t+1}^i = \frac{h_{H+1}^i}{I_{H+1}^i} Y_t^i - \left( \frac{I_{B+1}^i}{I_{H+1}^i} + p_{t+1}^i \right) h_{H+1}^i \quad (18)$$

从上式可直观的看出，子辈的预期收入  $EY_{t+1}^i$  与父辈的收入  $Y_t^i$  具有正相关关系，父辈对子辈的“利他动机”越强，父辈对子辈财富的影响越大，除此之外，收入的代际流动还与人力资本回报率、父辈对子辈的教育投资、人力资本积累、接受高等教育的概率等一系列因素有关，所以收入的代际流动性具有很强的可调节性，有的影响因素属于家庭的内生因素，有的属于决定因素，接下来将讨论政府教育投资这种可调节性强的因素对代际流动的影响。

## 四、数值模拟与政策实验

### (一) 参数设定与校准

由于上述模型得不到解析解，故本文采用 MATLAB 软件进行数值模拟。根据本文所设定的三期模型，假设每期跨度为 25 年，本文以 20 世纪 90 年代以后来自中国经济的各项指标作为初期样本和参数校准的依据。由于需要匹配和校准个体特征值，所以本文选用 CHIPS 1995、2002 和 2007 年居民调查数据，为了保持一致性，其他数据同样从这三年中进行选取。

对于基础教育阶段人力资本的积累，已有一些研究给出过估计值，如对于父辈人力资本对子辈人力资本积累的弹性，Restucca 和 Urrutia(2004)给出其在 0.2—0.4 之间，对于政府基础教育投资对人力资本的弹性，Nabil Annabi 等(2011)取值为 0.17，本文按照郭庆旺(2009)的做法，选取 0.3 作为  $\delta$  的取值，考虑中国基础教育中政府投资的重要地位，选取 0.4 为  $(1 - \delta - \epsilon)$  的取值，也就是说家庭基础教育投资对人力资本的弹性  $\epsilon$  为 0.3，为了保证校准人力资本的数值与初始人力资本值相一致，本文设定基础教育阶段个体人力资本积累的技术参数  $B=0.005$ 。

对于高等教育阶段人力资本积累过程，分析基础教育阶段的人力资本对高等教育阶段人力资本积累弹性和政府高等教育投资对人力资本积累的作用，

本文假定与郭庆旺(2009)一致,  $\lambda$  取值为 0.3, 基础教育阶段和高等教育阶段的教育技术和教育环境无差异, 即政府高等教育投资对人力资本积累的弹性  $(1-\lambda-\gamma)$  为 0.4, 也就是说家庭高等教育投资对人力资本的弹性  $\gamma$  为 0.3, 高等教育阶段个体人力资本积累的技术参数  $H=0.01$ 。

模型中子女收入给父母带来效用权重  $\alpha$  衡量的是父母的“利他动机”, 本文的取值与郭庆旺等(2007, 2009)一致, 取  $\alpha = 0.271$ 。

$\beta$  的取值为 0.47, 这样年均贴现因子为 0.97, 这与大多数研究中的取值一样。<sup>①</sup>

对于人力资本转化为劳动收入过程中的随机扰动, 为缩小扰动范围, 本文假定  $\varphi$  服从均值为 0, 标准差为 0.4 的正态分布。

对于子女接受高等教育的概率, 本文做三个特殊处理: 第一, 对父辈人力资本进行标准化处理, 这样可以排除随着世代数的不断累加和推进, 人力资本不断积累所造成的分布差异, 同样可以反映父辈人力资本在所有父辈个体中所处的位置; 第二, 利用 logit 函数转化人力资本和概率之间的关系, 也就是保障父辈人力资本在所有父辈个体中所处位置与子女接受高等教育的正相关关系, 即如果父辈在其他父辈个体中所处的位置越领先, 则其子辈接受高等教育的概率越高; 第三, 标准化处理后, 95%以上的人力资本会落在范围  $[-2, 2]$  内, 对应到 logit 函数中的取值范围只有  $[0.12, 0.88]$ 。为了保证处于最高人力资本位置父辈的子女接受高等教育的概率接近 1, 本文对标准化处理结果加以修正(分布函数中的幂指数项乘以 1.5), 得到均值左右两个标准差内的个体接受高等教育的概率范围为  $[0.04, 0.95]$ 。具体表达形式如下:

$$P_{t+1}^i = \frac{1}{1 + e^{-1.5 \times \frac{h_t^i - \text{mean}(h_t^i)}{\text{sd}(h_t^i)}}}} \quad (19)$$

对于人力资本的度量, 已有文献中主要运用两种方式: 教育年限法和收入法, 其他方法也是基于这两种方法的改进。本文采取前者即教育年限的方法, 利用 CHIPS 2002 年的城镇居民调查数据进行人力资本初始值的测算, 城镇居民受教育年限的平均值 11.73<sup>②</sup> 作为  $h_0^i$  的均值, 标准差的估计值为 3.17。以该均值和方差生成模型中第一代人的的人力资本分布, 假定满足正态分布。

此外, 利用 CHIPS 2002 估算我国城镇居民人均收入平均值估算个体一生平均收入约为 281371 元(11254.84 元 \* 25 年)<sup>③</sup>。参数  $\mu$  和  $\rho$  的确定方法是, 提

① 年均贴现因子在经济学文献中大多采用 0.95—0.99 的数值, 杨娟等(2015)文中假设了相似的  $\beta$  参数值。

② 35 岁城镇居民的受教育年限的均值和方差。

③ 提取城镇居民 35 岁收入的平均值乘以工作年限 25 年估算个体的终生收入。

取 CHIPS 2002 年数据中 35 岁城镇居民的受教育年限和收入, 利用公式  $Y_i = \mu + \rho h_i$  进行回归得到  $\mu$  和  $\rho$  的校准值,  $\mu$  的校准值为 610.71,  $\rho$  的校准值为 23727.24。

总结起来, 本文各参数的设定如下:

表 3 主要参数值列表

$\mu$	$\rho$	$\varphi$	$\delta$	$\epsilon$	$B$	$\lambda$	$\gamma$	$H$	$\alpha$	$\beta$
610.71	23727.24	N(0, 0.4)	0.3	0.3	0.005	0.3	0.3	0.01	0.271	0.47

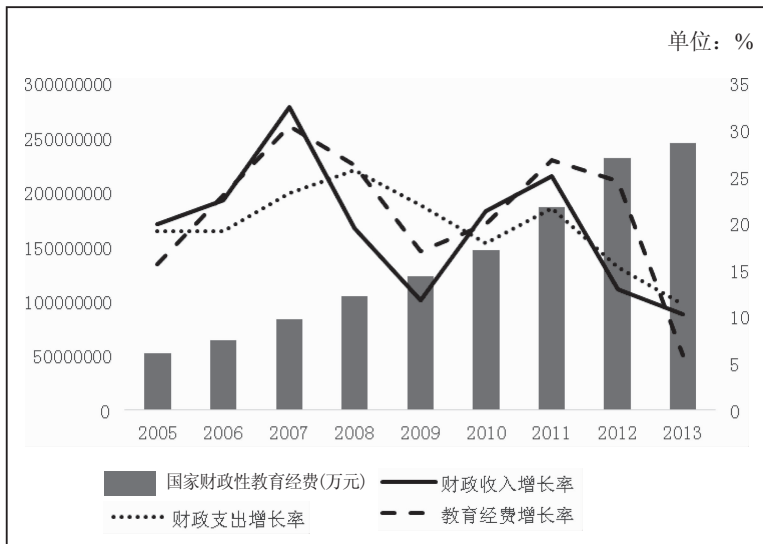
## (二) 教育投资结构的动态模拟设定

政府教育投资包括基础教育阶段投资和高等教育阶段投资, 则有:

$$G = G_B + G_H = (\theta_B + \theta_H)G \quad (20)$$

其中,  $G$ 、 $G_B$ 、 $G_H$  分别表示政府公共教育支出、基础教育和高等教育阶段支出,  $\theta_B$ 、 $\theta_H$  分别表示基础教育和高等教育支出占比, 则有  $\theta_B + \theta_H = 1$ 。而教育支出与人均教育投资的关系为:  $G_B = Ng_B$ ,  $G_H = N\bar{P}g_H$ 。

从公共财政教育经费来看, 近十年来我国教育公共财政支出处于持续增长状态, 如图 2 所示, 公共财政预算教育经费从 2005 年的 5161 亿元上升到 2013 年的 24488 亿元。但是公共财政预算教育经费的增长率与国家财政收入及国家财政支出增长的变化趋势趋同, 说明教育在财政支出的比重没有发生明显变化。



数据来源: 国家统计局(2015)

图 2 2005—2013 年我国公共财政预算教育经费情况 (万元)

因为本文假定人口不发生变化,为方便起见,先假定教育投资总量也不发生变化,在模型拓展部分再详细讨论政府教育投资总量与居民总收入成正比的情形。本文采用数值模拟的方法,定性分析教育投资政策对收入分配和代际收入流动的影响,模型中的主体设定具有较大的自由性,但模型参数通过比对现实经济状况来校准。考虑到数值模拟计算的简化,在不影响模型基本结果的前提下,假设经济中共有5000个代表性家庭(规模归一化为1),接受基础教育的个体为5000人,接受高等教育的个体平均为2500人,根据1995年、2002年和2007年我国各级教育生均公共财政教育预算教育事业费支出情况,可以给定我国政府教育投资经费的总量为66852.688万元<sup>①</sup>。

保持政府教育投资总量不变的情况下,得到基础教育和高等教育占比不同情况下的人均教育投资情况,如下表所示:

表4 我国政府教育投资不同结构

		$\theta_B = 20\%$	$\theta_B = 40\%$	$\theta_B = 50\%$	$\theta_B = 60\%$	$\theta_B = 80\%$
		$\theta_H = 80\%$	$\theta_H = 60\%$	$\theta_H = 50\%$	$\theta_H = 40\%$	$\theta_H = 20\%$
基础教育	总投资(万元)	13370.538	26741.075	33426.344	40111.613	53482.150
	人均投资(元)	26741.075	53482.150	66852.688	80223.225	106964.300
高等教育	总投资(万元)	53482.150	40111.613	33426.344	26741.075	13370.538
	人均投资(元)	213928.600	160446.450	133705.375	106964.300	53482.150

### (三)政策模拟

在本文中,政策模拟是根据前面理论结果所体现的关系设定的,参数设定根据2000年左右的经济状况以及已有文献的研究设定,所以单纯是一个政策模拟,其中涉及到的居民收入和人力资本等具有实际经济意义的变量与实际情况可能有一定的差距,本文的重心在于给出不同教育支出结构对居民收入,基尼系数和代际收入流动趋势的影响,并不是给出具体的经济变量值,因为在实际中教育支出结构只能是其中一个值,并且不一定在我们给出的情况范围内。

#### 1. 居民收入的影响分析

从居民收入的变化总体情况来看,经过政府教育投资和家庭投资,我国城镇居民人均收入处于持续增长的趋势,且在持续模拟过程中发现,达到

<sup>①</sup> 根据《中国教育年鉴2003》和《教育部、国家统计局、财政部关于2002年全国教育经费执行情况统计公告》计算得基础教育阶段生均公共财政教育预算教育事业费平均为1032.5元,高等教育阶段生均公共财政教育预算教育事业费平均为8631.43元。

一定世代以后居民人均收入保持在一定水平,并上下稍有震荡。这主要是因为随着世代的推进,经济体逐渐达到一个稳定分布,家庭教育投资也就达到稳定状态,政府教育投资又不发生变化,所以实际上,在经过一定代数叠加以后经济体能够形成一个稳定分布,我们接下来的讨论将主要基于这个稳定状态。

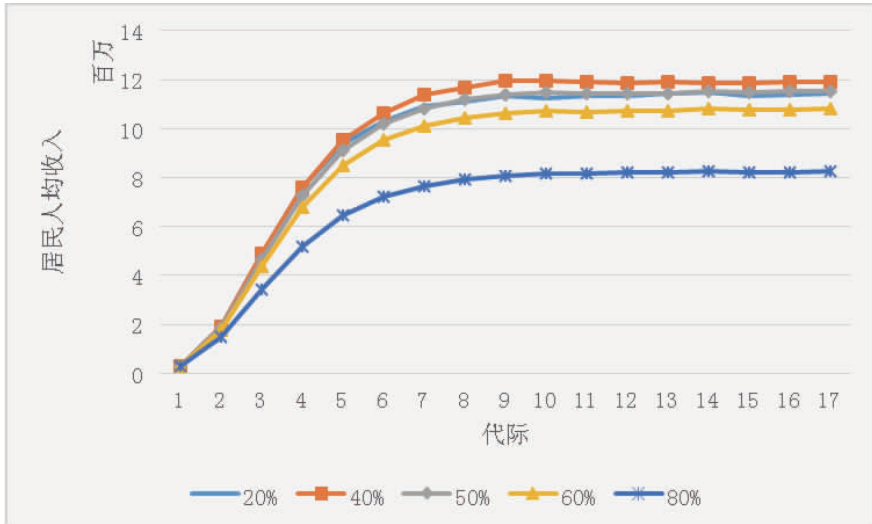


图3 居民平均收入变化图

再从基尼系数的变化来看,如图4所示,经过几代更迭以后我国城镇居民基尼系数也基本维持在一定的水平进行上下细微震荡,所以本文假定基尼系数的变化处于0.003以下,且连续三代出现即达到稳定状态。根据这点假定,本文可以得出:当政府基础教育投资占比为20%时,居民收入基尼系数基本在第9代开始达到稳定;当政府基础教育投资为40%时,居民收入基尼系数基本在第10代开始达到稳定;当政府基础教育投资为50%时,居民收入基尼系数基本在第11代开始达到稳定;当政府基础教育投资为60%时,居民收入基尼系数基本在第12代开始达到稳定;当政府基础教育投资为80%时,居民收入基尼系数基本在第9代开始达到稳定。下文基于稳定状态的比对分析将基于这里得出的结论,不再另作说明。

通过图3和图4的比较可以发现,当政府基础教育投资比较高,为80%时,收入基尼系数最小,但同时居民平均收入也最低,而随着政府基础教育投资比例逐渐减少,同时加大高等教育投资比例时,基尼系数开始增大,同时居民平均收入也在增大。基尼系数体现了公平的概念,居民人均收入体现了社会效率,在模拟中我们发现这两者不可兼得,公平与效率体现了在做政

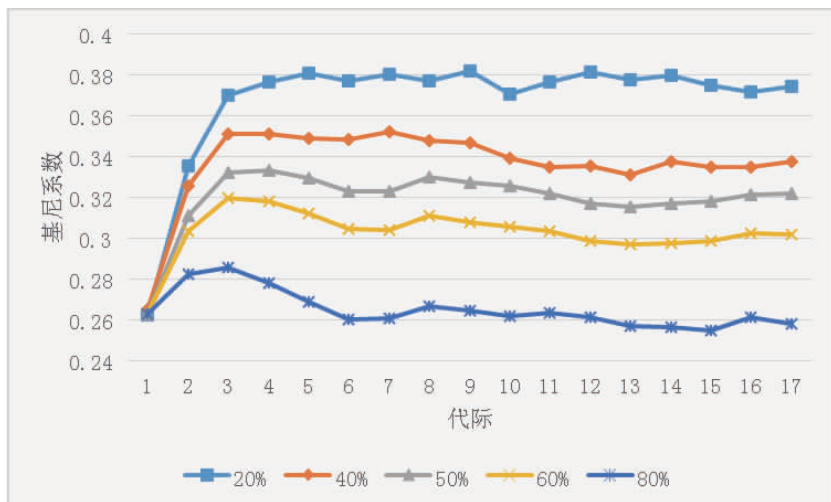


图4 居民收入基尼系数的变化

策实施过程中不同的价值导向, 在实现这两个目标时, 可以同时考虑这两方面但无法满足每个都做到最好。

根据不同政府基础教育投资占比下稳定状态居民收入的分布情况, 如图5所示, 不难发现, 在不同政府教育投资结构的作用下, 居民收入分布随着基础教育投资占比的增加其分布表现出逐渐集中的趋势, 也就是收入差距在逐渐变小, 说明基础教育阶段投资的增加有助于缩小收入差距。

除了直观的收入分布图外, 反映居民收入差距常用指标基尼系数能更加准确描述这种差异和变化, 如图4所示。政府基础教育投资占比为20%、40%及50%时, 居民收入基尼系数会随着代数的叠加有增大的趋势, 前者增大幅度比后者大。相反, 当政府基础教育投资占比为80%时, 居民收入基尼系数具有变小的趋势。而当基础教育投资占比为60%时, 居民收入基尼系数也有所下降, 但这种趋势并不明显。可见, 政府基础教育投资的加大有助于缩小居民收入的不平等程度, 促进收入平等, 且这种效果持续作用几代之后达到稳定。

显然, 从以上的分析可知, 政府扩大基础教育投资有改善居民收入分配差距的显著作用, 但这是否表明为了缩小收入差距、促进收入的公平性, 政府就应该不断加大基础教育投资呢? 答案是否定的。以下是具体分析。

随着政府基础教育投资占比的增加, 经过几代作用达到稳定状态后, 居民人均人力资本处于先增长后降低的变化过程, 如图6所示, 政府基础教育投资的比例从20%增长到40%时, 居民人均人力资本达到最大, 随后当政府基础教育投资占比继续增加达到50%时, 几乎回到政府投资占比为20%时的人力资本水平, 所以再增加政府基础教育投资反而使得人均人力资本下降。

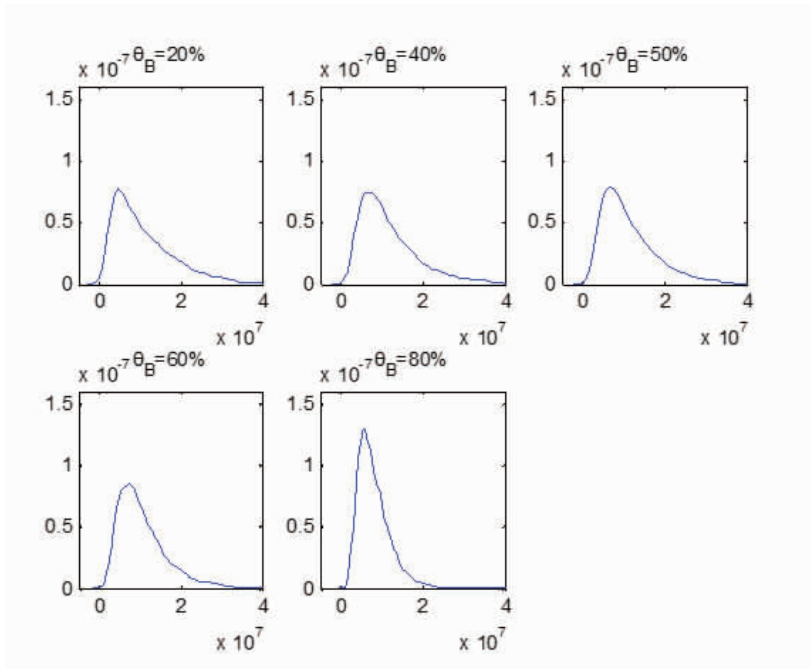


图 5 不同政府教育投资结构下稳定状态个体收入分布情况

此外，从人均收入的变化中也表现出同样的趋势，如图 6 所示，社会总收入和居民人均收入在政府基础教育投资占比为 40%左右达到最大，随后政府基础教育投资占比增加反而会降低人均收入和社会总收入。

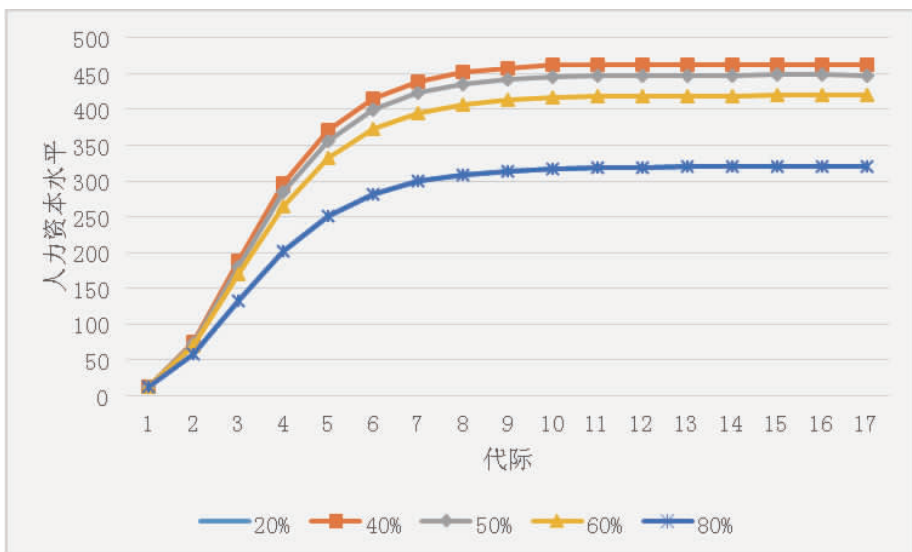


图 6 不同政府基础教育投资比例下的居民人均人力资本变化



综合的分析可知,政府加大基础教育投资占比,作用于下一代的人力资本积累和劳动收入,可以逐渐缩小居民收入的基尼系数,保障居民收入分配的公平性,但是当基础教育投资占比超过一定程度后,人均人力资本和人均收入却有可能下降,从而导致教育投资的效率低下。这就是收入分配问题中的又一个公平和效率问题,这一直以来都是个两难的问题,如何在效率和公平之间权衡,是政府考虑教育投资结构需要兼顾的问题。

## 2. 收入代际流动的影响分析

如前文所述,衡量收入代际流动具有多个指标,包括收入转移矩阵、代际收入流动性指标和继承性指标及流入指数和流出指数,几个指标之间又具有一定的关联性,本文将重点利用收入转移矩阵进行收入代际流动的分析。

本文将父辈和子辈收入按照从低到高的顺序进行五等分,分别有0—20%、20%—40%、40%—60%、60%—80%和80%—100%五个收入组群,接下来关于收入代际流动性的分析就是基于父辈和子辈收入在这些收入组群中的流动和继承。在稳定状态下,不同政府教育结构下的收入代际流动性有所不同,从表5中居民收入转移矩阵可以得出以下结论:

第一,总体来看,最高收入组和最低收入组的继承性始终较强,而中间三个收入组的流动性较强且差异不大。

第二,随着政府基础教育投资占比的增加,居民收入代际流动性增大,子辈对父辈收入的继承性变小。居民收入转移对角线的值反映收入的继承性,随着政府基础教育投资占比的增加,所有收入组的继承性逐渐减弱,说明流动性增强。

第三,从向上流动性来看,随着政府基础教育投资占比的增加,最低收入组向40%—60%、60%—80%和80%—100%三个收入组的流动性增大,20%—40%、40%—60%收入组向最高收入组的流动性增大。

第四,从向下流动性来看,随着政府基础教育投资占比的增加,最高收入组向最低收入组和20%—40%收入组的流动性增大,40%—60%、60%—80%收入组向最低收入组的流动性增大。

所以,综合分析可以得知,最低收入组和最高收入组相对较为封闭,其他收入组流动性较强,随着政府加大基础教育投资占比,有助于缩小子辈对父辈收入的继承概率,加大居民收入的代际流动性,不仅加大了向上流动的概率,还加大了向下流动的概率,尤其是扩大了最低收入组和最高收入组转入和转出概率,促进更加合理的流动机制。

从居民收入代际继承性和流动性指标也同样可以看出,随着政府基础教育投资占比的增加,最低收入组和最高收入组的流入和流出指数增加,说明

最低收入组和最高收入组具有较高的流动性。此外，各个收入组中的流入指数和流出指数几乎相等，这正是居民收入处于稳定分布的原因。

表5 稳定状态下的居民收入转移矩阵

$\theta_B = 20\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.617	0.292	0.072	0.017	0.002
	20%—40%	0.285	0.382	0.235	0.084	0.014
	40%—60%	0.081	0.226	0.333	0.262	0.098
	60%—80%	0.017	0.081	0.256	0.345	0.301
	80%—100%	0	0.019	0.104	0.292	0.585
$\theta_B = 40\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.556	0.297	0.101	0.038	0.008
	20%—40%	0.3	0.296	0.244	0.125	0.035
	40%—60%	0.108	0.236	0.29	0.254	0.112
	60%—80%	0.032	0.139	0.24	0.311	0.278
	80%—100%	0.004	0.032	0.125	0.272	0.567
$\theta_B = 50\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.552	0.273	0.119	0.045	0.011
	20%—40%	0.289	0.304	0.218	0.154	0.035
	40%—60%	0.111	0.222	0.292	0.249	0.126
	60%—80%	0.038	0.142	0.236	0.297	0.287
	80%—100%	0.01	0.059	0.135	0.255	0.541
$\theta_B = 60\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.503	0.292	0.134	0.057	0.014
	20%—40%	0.273	0.272	0.231	0.164	0.06
	40%—60%	0.132	0.221	0.265	0.223	0.159
	60%—80%	0.072	0.142	0.23	0.301	0.255
	80%—100%	0.02	0.073	0.14	0.255	0.512

续表

$\theta_B = 80\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.44	0.242	0.175	0.103	0.04
	20%—40%	0.243	0.271	0.215	0.164	0.107
	40%—60%	0.164	0.228	0.226	0.234	0.148
	60%—80%	0.114	0.163	0.21	0.245	0.268
	80%—100%	0.039	0.096	0.174	0.254	0.437

### 3. 家庭投资影响的分析

在考虑政府教育投资结构变化的同时,家庭教育投资作为人力资本投资的另一重要来源,也值得关注。从图7政府基础教育投资占比20%时居民收入与家庭教育投资的散点图可以看出,家庭收入与基础教育投资和高等教育投资成正相关关系,家庭收入越高,家庭给子女的教育投资越高。此外,政府教育投资占比为其他情况时同样满足类似的正相关关系。

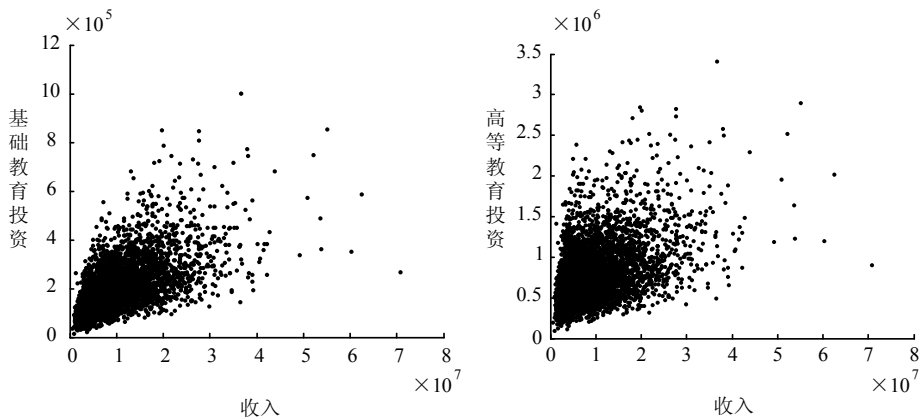


图7 居民收入与家庭教育投资散点图( $\theta_B = 20\%$ )

从表6可知,随着政府基础教育投资占比的增加,家庭在基础教育阶段投资先增加后减少,在高等教育阶段投资逐渐减少。说明家庭对政府教育投资不同结构的反应不同:①在基础教育阶段,政府教育投资起初具有引导作用,随着政府对基础教育投资力度的加大,家庭同样也会加大基础教育阶段的投入,但当政府投资达到一定程度以后,对家庭投资具有挤出效应,即政府再加大教育投资将降低家庭投资;②在高等教育阶段,政府教育投资对家庭投资始终具有引导作用,家庭会随着政府在高等教育阶段投入的扩大而增加投入。

表6 稳定状态下家庭平均教育投资情况(单位:万元)

	$\theta_B = 20\%$ $\theta_H = 80\%$	$\theta_B = 40\%$ $\theta_H = 60\%$	$\theta_B = 50\%$ $\theta_H = 50\%$	$\theta_B = 60\%$ $\theta_H = 40\%$	$\theta_B = 80\%$ $\theta_H = 20\%$
基础教育投资均值	18.813	21.790	22.166	22.005	18.349
高等教育投资均值	78.146	77.970	73.370	66.828	43.567
基础教育投资平均占比	19.40%	21.84%	23.20%	24.77%	29.64%
高等教育投资平均占比	80.60%	78.16%	76.80%	75.23%	70.36%

从家庭教育投资结构来看,高等教育阶段始终占比较大,但随着政府基础教育投资占比的增大,家庭教育投资中基础教育投资占比在上升,高等教育投资占比下降,这主要还是由于家庭在高等教育阶段投资减少所造成的。

#### (四)模型拓展

在前面的模型中,本文进行了一定的假设,也正是在这些假设条件下才得以将复杂的经济社会简单化。接下来,本部分将就存在政府主体的情况进行分析。

在前文中始终把政府教育投资总量假定不变,然后调节不同的教育投资结构,研究其对收入代际流动的影响。但实际中,政府作为重要的经济主体之一,其财政性收入和支出都随社会产值和收入的变化而发生变化,同样作为财政支出重要组成部分,教育投资也会发生变化。

早在1993年,由国务院颁布的《中国教育改革和发展纲要》中首次提出“教育支出必须占到GDP比重的4%”的目标。所以本文针对政府教育投资行为,假定教育投资经费始终占GDP的4%,具体如下:

$$G_t = \tau GDP_t = \tau \frac{\sum_i Y_i}{\omega} \quad (21)$$

其中, $G_t$ 表示政府教育投资经费, $\sum_i Y_i$ 表示城镇居民总收入, $\omega$ 表示城镇居民总收入占GDP的比重, $\tau = 4\%$ 表示政府教育投资占GDP的比重。

根据国家统计局数据,如表7所示,1995、2002、2007年我国城镇居民总收入占GDP的比重分别为24.67%、33.93%、33.73%,所以本文取 $\omega = 0.3$ 。

表7 城镇居民总收入及占GDP比重

	1995年	2002年	2007年
城镇居民人均总收入(元)	4288.1	8177.4	14908.6
城镇人口(万人)	35174	50212	60633

续表

	1995年	2002年	2007年
城镇居民总收入(亿元)	15082.96	41060.36	90395.31
GDP(亿元)	61129.8	121002	268019.4
城镇居民总收入占GDP比重	24.67%	33.93%	33.73%

数据来源：国家统计局

其他与前文所述保持一致，包括模型及参数、初始代人力资本和收入的校准等，同样利用 MATLAB 软件进行数值模拟和政策实验，设定政府基础教育投资占比为 20%、40%、50%、60% 及 80% 的情况。

首先，城镇居民收入基尼系数随着代数的更迭最后也会达到相对稳定水平，并随着政府基础教育投资占比的扩大，基尼系数越小，同样说明政府基础教育投资对缩小收入差距的显著作用。

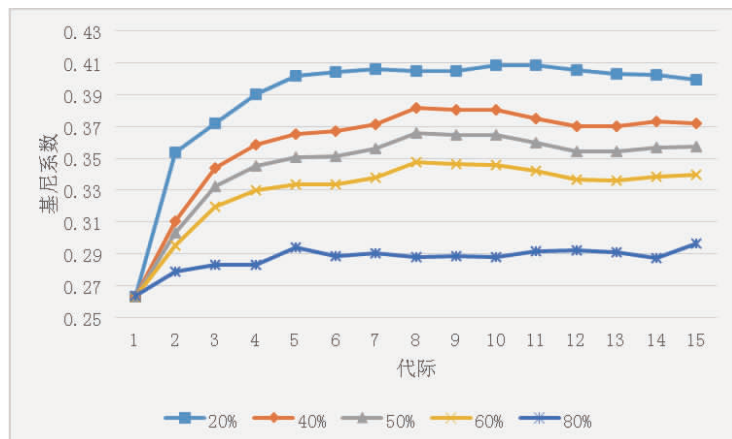


图 8 居民收入基尼系数的变化

其次，城镇居民收入增长率基本保持平稳水平，即居民收入以一个比较稳定的增长率进行持续增长。但当政府基础教育投资占比不同时，城镇居民收入增长率有所不同：当基础教育占比从 20% 上升到 40% 时，收入增长率增长到最大，当继续扩大基础教育投资占比时，收入增长率降低。

最后，由于居民收入增长率基本处于稳定震荡状态，基尼系数也在 6 代以后达到基本平稳水平，所以为了方便，本文选取第 9—10 代居民收入转移矩阵进行简单对比分析。从表 8 中可以看出，最低收入组和最高收入组的代际继承性较强，中间收入组流动性强，且随政府基础教育投资占比的上升，各收入组的继承性降低，增强了收入的代际流动，这点与前文的结论一致。但是，父辈在最低收入组，子辈跳向 20%—40% 收入组，在中间收入组跳向

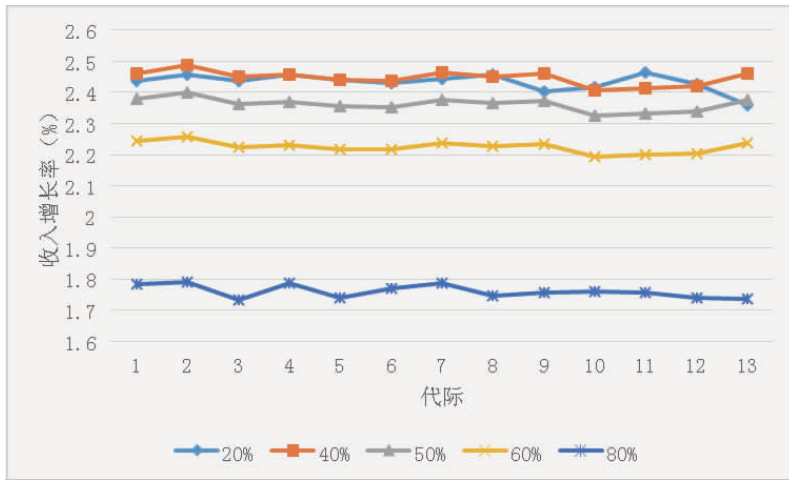


图9 城镇居民收入增长率的变化

左右收入组，在最高收入组跳向60%—80%收入组的概率较大，跳向其他收入组的概率相对就更小，可见，子辈收入在父辈收入组的附近流动性较大，收入组发生较大跳跃的可能性不高。

表8 第9—10代居民收入转移矩阵

$\theta_B = 20\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父辈收入	0—20%	0.623	0.293	0.076	0.008	0
	20%—40%	0.313	0.389	0.241	0.053	0.004
	40%—60%	0.061	0.247	0.377	0.235	0.08
	60%—80%	0.003	0.057	0.236	0.405	0.299
	80%—100%	0	0.014	0.07	0.299	0.617
$\theta_B = 40\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父辈收入	0—20%	0.611	0.295	0.084	0.01	0
	20%—40%	0.296	0.369	0.235	0.08	0.02
	40%—60%	0.078	0.244	0.363	0.222	0.093
	60%—80%	0.013	0.074	0.23	0.386	0.297
	80%—100%	0.002	0.018	0.088	0.302	0.59

续表

$\theta_B = 50\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.596	0.275	0.103	0.026	0
	20%—40%	0.294	0.342	0.239	0.1	0.025
	40%—60%	0.087	0.255	0.325	0.236	0.097
	60%—80%	0.021	0.098	0.225	0.37	0.286
	80%—100%	0.002	0.03	0.108	0.268	0.592
$\theta_B = 60\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.585	0.286	0.097	0.025	0.007
	20%—40%	0.271	0.308	0.245	0.142	0.034
	40%—60%	0.11	0.236	0.296	0.222	0.136
	60%—80%	0.028	0.126	0.244	0.339	0.263
	80%—100%	0.006	0.044	0.118	0.272	0.56
$\theta_B = 80\%$		子辈收入				
		0—20%	20%—40%	40%—60%	60%—80%	80%—100%
父 辈 收 入	0—20%	0.484	0.281	0.149	0.069	0.017
	20%—40%	0.268	0.273	0.209	0.17	0.08
	40%—60%	0.149	0.217	0.267	0.21	0.157
	60%—80%	0.077	0.164	0.225	0.265	0.269
	80%—100%	0.022	0.065	0.15	0.286	0.477

## 五、结语

本文从近年来我国收入差距不断扩大的现实背景出发,分析了代际收入流动对收入分配的影响。通过对比已有国家的收入代际弹性发现,我国收入代际流动性较低,子女对父母经济地位的继承性较强。为促进代际的合理流动,本文根据人力资本理论把教育作为促进收入代际流动的重要因素,探讨教育投资结构对收入代际流动的影响。而从实际来看,我国近十年来教育在财政支出中的比重没有发生明显变化,财政性教育支出在各级教育之间的配比也几乎没有发生变化,世界各国都有各自教育投资分配结构,那么我国这种教育投资结构是否有效成为本文关注的重点。

根据已有的研究方法及满足政策实验的需求,本文构建了具有家庭教育投资和政府教育投资的三期 OLG(世代交叠)模型,详细区分基础教育和高等教育阶段的人力资本投资,在理论上进行均衡求解,经过参数校准和数值模拟进行政府教育投资结构变化的政策实验,在不同的教育投资结构下考查城镇居民收入代际流动的变化情况,以发现能够缓解代际收入流动的最佳政策,防止收入不平等的一代代恶化,促进社会公平。

经过研究发现政府教育投资结构对居民收入分配、家庭教育投资具有明显的影响,大致可以得到以下结论:

首先,控制政府教育投资不变,加大基础教育投资占比可以缩小居民收入的基尼系数,改善居民收入分配差距。人力资本和居民收入会先随着基础教育投资占比的增大而增加,但当该占比超过一定程度后,都会有所下降。前者是收入分配中的公平问题,后者是收入分配中的效率问题,这一直以来都是个两难的问题,如何在效率和公平之间权衡,是政府考虑教育投资结构时需要兼顾的问题。

其次,控制政府教育投资不变,随着政府基础教育投资占比的增加,子辈对父辈收入的继承性减小,居民收入代际流动性增大,且不仅加大了向上流动的概率,还加大了向下流动的概率。其中,最高收入组和最低收入组的继承性较强,而中间组的流动性较强,但是随着政府基础教育投资占比的增加,两端收入组的流入和流出指数增加,其继承性逐渐减小。

最后,家庭教育投资与家庭收入有明显的正相关关系。此外,对于家庭教育投资而言,第一,在基础教育阶段,政府教育投资开始具有引导作用,即随着政府对基础教育投资力度的加大,家庭同样也会加大基础教育阶段的投资,但当政府投资达到一定程度以后,其对家庭教育投资具有挤出效应,即政府加大教育投资将降低家庭教育投资;第二,在高等教育阶段,政府教育投资对家庭投资始终具有引导作用,家庭会随着政府在高等教育阶段投资的扩大而增加投资。

#### [参考文献]

- 白雪梅, 2004:《教育与收入不平等:中国的经验研究》,《管理世界》第6期。
- 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱, 2010:《政府教育投入,人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
- 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。
- 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。
- 郭庆旺、贾俊雪, 2009:《公共教育政策、经济增长与人力资本溢价》,《经济研究》第10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。
- 李辉文、张质, 2015:《教育,社会资本与个人收入——来自CHIPS数据的经验证据》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》第1期。
- 李煜, 2009:《代际流动的模式:理论理想型与中国现实》,《社会》第6期。
- 孟望生, 2010:《基于世代交叠模型的人力资本投资研究》,大连:东北财经大学出版社
- 邱伟华, 2009:《公共教育,社会保障与收入分布》,《财经科学》第10期。
- 宋光辉、陈勇, 2009:《超额需求,差异化需求与我国民办教育规模》,《管理世界》第6期。
- 孙文凯、路江涌、白重恩, 2007:《中国农村收入流动分析》,《经济研究》第8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。
- 杨娟、赖德胜、邱牧远, 2015:《如何通过教育缓解收入不平等?》,《经济研究》第9期。
- 杨俊、黄潇、李晓羽, 2008:《教育不平等与收入分配差距:中国的实证分析》,《管理世界》第1期。
- 袁志刚、宋铮, 2000:《人口年龄结构,养老保险制度与最优储蓄率》,《经济研究》第11期。
- 赵楠, 2004:《世代交叠模型及其应用》,《经济学动态》第4期。
- Abbott, B., G. Gallipoli, C. Meghir and G. L. Violante, 2013, “Education Policy and Intergenerational Transfers in Equilibrium”, National Bureau of Economic Research.
- Atkinson, A. B., 1980, “On Intergenerational Income Mobility in Britain”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 3(2): 383—388.
- Atkinson, A. B., C. G. Trinder and A. K. Maynard, 1978, “Evidence on Intergenerational Income Mobility in Britain”, *Economics Letters*, 1(4): 383—388.
- Becker, G. S. and B. R. Chiswick, 1996, “Education and the Distribution of Earnings”, *The American Economic Review*, 56(1): 358—369.
- Becker, G. S. and N. Tomes, 1979, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”, *The Journal of Political Economy*, 87(6): 1153—1189.
- Becker, G. S., 2009, *Human capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago Press.
- Bernanke, B. and M. Gertler, 1989, “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”, *The American Economic Review*, 79(79): 14—31.
- Blanden, J., 2005, “International Evidence on Intergenerational Mobility”, Centre for

- Economic Performance, LSE, London.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Wiley.
- Boudon, R. , 1974, “Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society”, *Contemporary Sociology*, 70(2): 605.
- Champernowne, D. G. , 1953, “A model of Income Distribution”, *The Economic Journal*, 63(250): 318.
- CI Lee and G. Solon, 2006, “Trends in Intergenerational Income Mobility”, *Review of Economics & Statistics*, 91(4): 766—772.
- Corak, M. , 2013, “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility”, *Iza Discussion Papers*, 27(3): 79—102.
- Hirvonen, L. H. , 2008, “Intergenerational Earnings Mobility Among Daughters and Sons: Evidence from Sweden and A Comparison with the United States”, *American Journal of Economics and Sociology*, 67(5): 777—826.
- Restuccia, D. and C. Urrutia, 2004, “Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education”, *American Economic Review*, 94(5): 1354—1378.
- Roy, A. D. , 1950, “The Distribution of Earnings and of Individual Output”, *The Economic Journal*, 60(239): 489—505.
- Solon, G. , 1992, “Intergenerational Income Mobility in the United States Intergenerational Income Mobility in the United States”, *The American Economic Review*, 82(3): 393—408.
- Solon, G. , 2002, “Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility”, *The Journal of Economic Perspectives*, 16(3): 59—66.
- Solon, G. , 2013, “Theoretical Models of Inequality Transmission Across Multiple Generations”, *Research in Social Stratification and Mobility*, 35(2): 13—18.

## **The Effect of Education Investment Structure on Intergenerational Mobility of Income**

——A Policy Experiment Based on OLG Model

XU Li, YANG Cheng-yu, WU Dan-ping

(Business School, Beijing Normal University)

**Abstract:** This paper studies the intergenerational income flow from the present situation of income distribution gap in China. In order to promote the reasonable flow of

intergenerational mobility, this paper makes education as an important factor to promote intergenerational mobility of income according to the theory of human capital education, and expect to explore the impact of education investment structure on intergenerational mobility. By constructing a three-stage OLG model with family education investment and government education investment, this paper makes a detailed distinction between the human capital investment in basic education and higher education, carrying out the policy experiment on the change of government education investment structure, and we analyze the different education investment structure of urban residents under the intergenerational changes in the flow of income in order to find the best policy to ease intergenerational income flows. Through numerical simulation, the findings of this paper are as follows: first of all, controlling the government investment in education, increasing the proportion of basic education investment can reduce the income of the Gini coefficient and improve the income distribution. Secondly, the control of government investment in education, increasing the proportion of government investment in basic education, the intergenerational mobility will increase. And not only the probability of upward mobility increases, but also the probability of downward flow increases. Finally, family education investment and family income have a clear positive correlation.

**Key words:** Government education investment; investment in family education; intergenerational mobility of income

(责任编辑: 杨娟 责任校对: 杨娟 胡咏梅)

~~~~~  
(上接第 102 页)

The possible reason is that the unreasonable social institutional barriers lead to further income gap and block the social mobility. The empirical research results from the U. S. may have a certain reference for China to promote education equity and carry out more reasonable policies.

**Key words:** economic growth; education equity; production function; VAR model; the United States of America

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅)