

讨 论 稿

Working Paper

No.201402

2014年2月

增加教育投资能减缓收入不平等吗？

杨娟* 邱牧远**

摘要

本文通过构建迭代教育投资均衡模型，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。我们发现除天生禀赋外，非义务教育是影响收入差距和代际流动性的主要原因。通过进一步分解收入差距时发现不同收入家庭的孩子在天生禀赋上差别不大，但义务教育和高等教育扩大了不同收入家庭孩子的差距。贫困家庭由于受预算约束限制，对孩子的早期教育投入较少，使得其接受的教育质量较差，导致贫困家庭孩子的高等教育参与率较低。进而产生了较大的收入差距以及较高的代际收入持续性。模拟经费投入模式的结果表明，直接加大对低收入者的补贴，弥补年轻父母在孩子早期教育时的预算约束是最有效的教育投入模式。

关键词： 教育投入 收入差距 代际流动性 教育经费

*杨娟，副教授，北京师范大学经济与工商管理学院/首都教育经济研究院（100875）

Email: yangjuan@bnu.edu.cn

**邱牧远，博士生，北京大学经济学院（100871）

本文是国家自然科学基金青年项目“教育的代际传导机制及相关政策研究”（批准号：71203014）和教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“提高居民收入在国民收入中的比重研究”（批准号：11JZD015）的阶段性研究成果。

一、引言

长期以来经济学家更关注同一代人的收入分配而忽视了代际间收入不平等的传递，因为大多数模型假定由于能力和其他市场因素的随机分配决定了收入的不平等。最近十几年学者们发现，高能力不是一个随机过程，更大程度上取决于父母的遗传基因（Plug, 2004 和 Björklund et. al., 2006），因此代际收入流动性成为了一个新的热点，因为代际收入流动性代表一个国家经济运行是否稳健（良性循环），经济机会是否平等。Becker & Tomes(1979)认为收入分配的全面分析应该包括两部分：一部分是同一家庭不同代之间的收入不平等也就是所谓的代际收入流动性，另一部分是同一代人不同家庭之间的收入差距。将代际流动性与收入不平等统一在一个模型中进行分析可以更好的了解一个国家的收入分配状况。

大量的实证研究表明，我国居民的收入差距已经达到警戒线水平，李实和罗楚亮(2011)在修正了样本抽样偏差等因素后，发现最高 10% 人群的收入是最低 10% 人群收入的 32.8 倍，城乡间居民收入的差距达到 3.87 倍。并且收入差距还有不断上升的趋势（Ravallion & Chen, 2004, Meng et al, 2010）。此外，中国的代际收入相关性比其他发达国家也高许多，例如丹麦（0.089），瑞典（0.141），英国（0.198），美国（0.357）¹，并且父辈对子辈收入的影响也在不断加深从 1995 年的 0.47 上升到 2002 年的 0.53（Deng, et.al 2012）。这些趋势都非常不利于经济的平稳发展和社会的稳定。因此，政府迫切需要制定相应的公共政策缓解收入差距，增加代际间收入的流动性。但设计合理的公共政策首先需要分析收入差距扩大和代际收入固化的根源。很多研究认为教育扩展，特别是高等教育扩展造成收入不平等的重要原因（赖德胜，1997，白雪梅，2004），但这些研究均没有考虑个人能力的异质性，以及教育对于代际收入流动性的影响。本文通过构建一个迭代人力资本模型，分析天生禀赋、基础教育和高等教育分别对于收入差距和代际收入持续性的影响，以及根据这些影响如何设计合理的教育政策。

具体而言我们将构建一个关于收入不平等和代际流动性的一般均衡模型，而均衡依靠一系列参数所决定，其中最重要的两个是父母的“禀赋”和教育投资，当然一些其他因素可能也会影响到市场均衡，如经济增长率、税收、公共教育政策等。这里教育投资可以分为基础教育投资和高等教育投资。我们将分别研究，天生禀赋，基础教育和高等教育对于收入不平等和代际流动性的作用。并通过分析不同收入家庭的早期教育投资以及高中和大学的入学率，探究收入不平等的根源。最后通过政策实验，模拟各种教育经费投入政策对于缩小收入差距和减缓代际收入持续性的效果。

本文由以下几个部分组成：下一个部分我们总结了国内外关于教育对收入不平等影响的文献，接着构建了四个时期的人力资本迭代模型。第四部分对参数进行了较准，第五部分分析了收入不平等和代际持续性的根源，第六部分对参数的敏感性进行了分析，第七部分模拟了各种政策的实施效果，最后一部分给出了结论。

二、文献综述

早期的人力资本理论认为教育可以增加收入，因此教育扩展或增加公共教育经费将有助于缓解收入不平等或增加代际流动性。但经验数据表明教育程度的提高扩大了收入差距，因为高等教育回报率远远高于基础教育的回报率，当有较多人接收高等教育时，高等教育的回报率仍然维持在一个较高的水平上，因此教育扩展并没有减小收入不平等（Mincer,

¹ 参见 Jantti (2006) 对北欧四国以及英、美两国代际收入流动性的比较。该文章运用了各国的面板数据，具有一定的可比性。

1974),之后有许多学者用不同的数据和方法解释为什么政府增加高等教育的资助或降低学费,即提供更加公平的教育机会,不会在很大程度上促进收入分配的平等或降低代际收入流动性。

Checchi, et al (1999) 认为家庭背景对于劳动力市场的表现仍是一个非常重要的因素,在这种情况下,更加平等的高等教育入学机会,不会给贫困家庭孩子的收入带来任何好处。Hendel et. al(2005) 的解释是如果大学生很难通过贷款上学,那么没上大学的可能是两类人:能力低或能力高但家庭贫困的个体。但如果不存在资金约束,或者说人人都上得起大学,高能力但贫困的个体将进入大学,剩下的只有能力低的个体,这样没上大学的群体就不会给雇主任何能力的信号,使得雇主压低非熟练工人的工资,拉大了高学历和低学历群体的工资差距。但 Sylwester(2002) 通过基尼系数代表收入的不平等,通过 50 个国家的样本(包括 OECD、东亚、拉美和非洲的一些国家)发现增加公共教育经费有助于缓解收入不平等,且该结果在不同的国家都很稳健。此外,在高收入国家,增加公共教育经费降低收入不平等的作用更大。

还有一些学者研究了教育与代际收入流动性的关系。Becker & Tomes(1979)构建了一个最基本的代际流动性的理论模型,解释教育对于代际收入流动性以及收入差距的影响。之后有许多研究者通过经验分析教育扩展以及教育经费增加与收入不平等的关系。Restuccia & Urrutia (2004) 在 Becker & Tomes(1979)的经典模型基础上,用美国基础数据调整参数估计了天生禀赋、基础教育以及高等教育对于收入差距以及代际收入流动性的影响。他们发现父母对孩子早期教育的投入可以解释大约 50%的代际收入流动性而同代间的收入差距主要是由于所接受的高等教育不同所导致的。Nakamura & Murayama (2011)通过构建一个代际收入与经济增长的模型推出收入分配和代际收入流动性主要取决于教育成本占收入的比重。因此我们在估计收入分配或代际收入流动性时需要非常小心的假设教育成本与收入的关系。许多研究在用一般均衡模型估计代际收入流动性时假设教育成本占收入的比重会随着收入的增加而递减(Maoz,& Moav, 1999),但如果教育占比与收入是递增的关系,所有的结论都会不成立。Zhu & Vural (2013) 发现在我国家庭收入与教育投资成正比,因此我们在模型中也假定父母的教育投入与其收入成正比,也就是说教育投入会随着父母收入的增加而增加。

我国也有许多学者研究教育与收入不平等的关系。赖得胜(1997)认为教育扩展与收入不平等变动之间存在着倒U型关系,即在教育扩展初期,收入不平等会扩大,但是到教育扩展后期,收入不平等就会缩小。并通过 49 个国家的数据验证了这一假设。白雪梅(2004)通过 1982-2000 年的经验数据发现我国教育水平与收入不平等确实呈现倒 U 型关系,但现阶段中国正处于倒 U 型曲线顶点左侧,平均受教育年限的增加不是降低而是提高了收入的不平等程度。

杨俊等(2008)发现通过教育基尼系数衡量教育的不平等,并基于内生经济增长理论发现收入不平等会加剧教育的不平等但教育不平等的缓解不会降低收入的不平等。教育不平等与收入分配差距并非简单线性关系,但教育扩展有利于教育和收入不平等的改善。此外,教育本身不会形成教育公平,收入平等的良性循环。似乎最近几十年全球教育水平的整体提高与收入不平等加剧同时并存的现象可以在一定程度上验证他们的观点。

三、基本模型

(一) 年轻父母的效用

我们所构建的人力资本传递和收入不平等理论是一个四期的迭代模型。个体在 t 其出生,在 t 、 $t+1$ 作为子女留在父母家中,在 $t+1$ 期期末,子女会组成新的家庭并生育后代,在 $t+2$ 和 $t+3$ 期作为父母并继续选择其子女的教育水平。在文中,我们将处于 1-4 期的个

体分别称为年幼子女、年长子女、年轻父母和年长父母。在前两个时期，个体作为一个“孩子”，没有经济决策权，只是获得父母遗传的人力资本。在后两个时期，个体作为“父母”决定自己孩子的教育投资水平。人力资本的传递包括四种类型：天生禀赋、义务教育、高中阶段教育和高等教育。孩子出生时具有一个初始的能力，该能力来自父母的遗传，这与 Plug (2004)和 Björklund et al (2006)的研究结论相一致。

在第一个时期，孩子接受早期教育，在我们的模型中早期教育为 9 年义务教育。早期教育经费由政府 and 个体共同承担。政府负责孩子的学费和课本费，家长可能额外支付一些其他杂费，如课外辅导费、赞助费等。孩子所接受的教育质量越好，家长需支出的私人成本越高。我们假定父母是利他的，只关心下一代的生活质量，通过子女的未来财富来衡量 (Becker & Tomes, 1979)。并且家庭既不能借贷，也没有储蓄（也就是家庭会受到预算约束）²，所有对于孩子教育的支出都会挤出当前消费。尽管对子女进行教育投资会挤占父母的消费，年轻父母还是会根据年幼子女的天生禀赋（ π ）和教育的公共支出水平（ g ）选择花费在年幼子女身上的早期教育开支的水平。

具体来说，年轻父母效用的最大化问题为：

$$V_t = \max(C_t + \beta V_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s)) \quad (1)$$

$$\text{s.t } C_t + e = (1 - \tau)wh_t$$

其中， C_t 代表家庭的消费， V_{t+1} 为年老父母的效用， h_{t+1} 代表年老父母的人力资本，它可以表示为年轻父母人力资本的一个增函数（ $\alpha h_t, \alpha > 1$ ）暗含着工资会随着工作经验的增长而提高。 e 为年轻父母对子女早期的教育支出， τ 代表个人所缴纳的税费， w 代表年轻父母的工资率， s 为子女的人力资本（包括教育年限和实际能力）。我们假定子女的教育水平与公共教育支出，父母教育投入以及子女的天生禀赋有关。

$$s(\pi, e, g) = \pi(e + g)^\gamma, 0 < \gamma < 1 \quad (2)$$

(二) 年老父母的效用

在第二个时期，年轻父母变为年老父母，他们选择是否送子女进入高中从而有机会使子女进入大学。此决定取决于年长子女的天生禀赋能力、初中学习成绩及其年老父母的收入状况。高中和大学教育经费同样由政府 and 个体共同承担，家长需支付一个固定数额的成本，该费用不会随着学校质量的提高而增加。不是所有学生都能考上大学，考上大学的概率由孩子天生能力以及基础教育的质量所决定。

年老父母的效用取决于父母当期的人力资本（ h_{t+1} ），子女的天生禀赋（ π ）和子女的人力资本（ s ）。年老父母效用的最大化问题可以表示为：

$$V_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s) = \max(V_{t+1}^0, EV_{t+1}^1, s) \quad (3)$$

其中， V_{t+1}^0 代表子女初中毕业后直接参加工作的效用， EV_{t+1}^1, s 为子女继续接受教育所

²这可能是一个比较强的假设，但Carneiro& Heckman (2002) 认为这个假设对于年轻父母是合理的。

能够获得的期望效用。子女直接参加工作和送子女就读高中的预期效用可以分别表示为：
初中毕业直接工作：

$$V_{t+2}^0(h_{t+2}, \pi, s) = \max_{C_{t+2}} \{C_{t+2} + \beta E_{\pi'} [V_t(h_t', \pi') | \pi]\} \quad (4)$$

$$\text{s.t. } C_t = (1 - \tau)(wh_t + wh_{t+2})$$

$$h_t' = s$$

父母送子女就读高中，会有两个结果，令 $\theta \in \{0, 1\}$ ，如果 $\theta=1$ 则代表高中毕业顺利进入大学， $\theta=0$ 代表高中毕业没有进入大学。令 $V_{t+2,1}^1$ 和 $V_{t+2,0}^1$ 分别代表高中毕业顺利进入大学和没有进入大学家庭所获得的效用函数，送子女就读高中的预期效用可以表示为：

$$E_{\theta} V_{t+2}^1(h_{t+2}, \pi, s, \theta) = p(s)V_{t+2,1}^1(h_{t+2}, \pi, s, \theta = 1) + [1 - p(s)]V_{t+2,0}^1(h_{t+2}, \pi, s, \theta = 0)$$

其中 $p(s) = \min\{\mu_0(1+s)^{\mu_1}, 1\}$ 为不同能力子女进入大学的概率， $\mu_0 > 0$ ， $\mu_1 > 0$ 。当然子女是否能进入大学学习在很大程度上还取决于高中的教学质量，我们假定能力高的学生，可以进入较好的高中学习，因此 s 在一定程度上也反映了高中的学校质量。

这样，年老父母送孩子就读高中的家庭效用可以表示为：

$$V_{t+2}^1(h_{t+2}, \pi, s, \theta) = \max_{C_{t+2}} \{C_{t+2} + \beta E_{\pi'} [V_t(h_t', s') | \pi]\} \quad (5)$$

$$\text{s.t. } C_{t+2} + F = (1 - \tau)(wh_{t+2} + wh_{t+2}' [\theta(1 - n_b - n_t) + (1 - \theta)(1 - n_b)])$$

$$h_t' = [\theta q_t + (1 - \theta)q_b]s$$

$$F = (1 - \kappa_2)f_1 n_b (1 - \theta) + [(1 - \kappa_2)f_2 n_t + (1 - \kappa_1)f_2 n_b] \theta \quad (6)$$

其中， n_b 代表上高中所花费时间占本期的比例（3/15）， n_t 代表上大学所花费时间占本期的比例（4/15）。 f_1 和 f_2 分别代表高中和大学就读所需支付的费用，而 κ_1 和 κ_2 则代表国家对高中和大学教育的补贴。我们假定政府的补贴取决于孩子的家庭条件，即：

$$\kappa_1 = \max(1 - \delta_1 * h_{t-1}, 0); \kappa_2 = \max(1 - \delta_2 * h_{t-1}, 0)$$

q_t 代表接受高等教育的回报率， q_b 代表高中毕业生的回报率。由于中国高等教育的辍学率很低（1%左右），我们假定孩子只要考上大学，4年后就可以完成学业获得大学毕业生的报酬。在本期期末，父母会退出经济，子女会组成新的家庭并在下期期初作为父母重复上述过程。新出生子女的天生禀赋能力取决于父母的基因遗传，可以用一个AR（1）过程表示：

$$\log(\pi') = \rho \log(\pi) + \varepsilon \quad \text{其中 } \varepsilon \text{ 服从标准正态分布 } N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

(三) 生产

在生产方面，我们假设人力资本总量和技术（H）是唯一的投入要素。代表性厂商的生产函数为：

$$F(H) = AH^{\alpha} \quad (7)$$

厂商会最大化其利润：

$$\max_{H^d} Y - wH^d \quad (8)$$

$$s.t. Y = F(H^d)$$

其中 Y 表示厂商的产量， wH^d 为支付工人的总成本。其一阶条件为： $w = A\alpha H^{\alpha-1}$ ，由于 A 是常数，因此在模型校准时不需要考虑。

(四) 市场出清的条件

人力资本市场出清的条件，需满足：

$$H^f = H = \int h_t d\gamma_t(h_t) + \int h_{t+1} d\gamma_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s) + \int [(1 - g(h_{t+1}, \pi, s))s + g(h_{t+1}, \pi, s)[q_t s(1 - n_t)p(s) + q_b s(1 - n_b)(1 - p(s))]] d\gamma_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s) \quad (9)$$

政府均衡的预算要求总的公共教育支出（包括基础教育和高等教育）等于税收收入。

$$g + \kappa F = \tau Y \quad (10)$$

κF 是后义务教育阶段的公共教育支出，等于政府对高中和大学的投入。

$$\kappa F = \int [(\kappa_2 f_2) n_t p(s) + \kappa_2 f_2 n_b] g(h_{t+1}, \pi, s) d\gamma_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s) \quad (11)$$

F 是后义务教育阶段的总支出，包括个体的教育支出和政府教育支出。

$$F = f_2 n_b \int g(h_{t+1}, \pi, s) d\gamma_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s) + f_2 n_t \int [p(s) g(h_{t+1}, \pi, s)] d\gamma_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s) \quad (12)$$

其中高中阶段的总支出为

$$F_H = f_2 n_b \int g(h_{t+1}, \pi, s) d\gamma_{t+1}(h_{t+1}, \pi, s) \quad (13)$$

四、模型校准

为了分析教育对于收入不平等的作用，我们需要对模型中的变量赋值，表 1 列出了上一节基本模型中的参数。表 1 中的一些参数可以同实际数据直接对应：如 n_b 和 n_t 。由于模型中的一期对应实际中 15 年，我们令 $n_b = 3/15$ ， $n_t = 4/15$ 以对应而高中和大学教育所需的教育年限（高中 3 年，大学 4 年）；模型中的 α 为年轻父母到年老时人力资本增加的幅度，代

表着工作经验对人力资本的增进作用。我们通过计算 2002 年和 2007 年中国城镇居民收入调查数据库(CHIP)中 46-60 岁男性的工资同 30-45 岁男性工资的比例,将其设定为 1.09。³由于假设教育财政收支平衡,模型中的 τ 代表着教育总支出占GDP的比重,它包含义务教育的总支出(对应模型中的g)及高中和大学教育总支出(对应模型中F)。根据 1990 年-1995 年⁴教育经费统计年鉴中义务教育、高中教育以及高等教育的总经费占相应年份GDP的比重, τ 值大约为 3.0%左右,因此将其设定为 0.030。 τ 既包含政府的财政性支出,也包含个体的教育支出,如学费等。其中高中和大学公共支出分别占各自总支出的 71%和 83%。在基本模型中我们还将生产技术A和工资w标准化为 1,并设定家庭的时间贴现因子 β 等于 0.395 (对应年贴现率为 0.94)。对家庭的跨期替代弹性的倒数 σ , 参照Restuccia & Urrutia (2004), 我们将其设定为 1.5。

由于数据的可获得性等原因,我们无法在现实中找到与表 1 第 4 列参数对应的统计数据⁵。但在另一方面,基本模型的表现却对上述参数更为敏感。以下我们选取了近年来我国教育财政的一些关键指标作为校准目标,通过调整表 1 第 4 列参数的数值使模型产生的相应统计数据同校准指标尽量吻合。由于数据中需要计算工资溢价、工资标准差和代际相关性等数据,而可获得的最新较权威的调查数据是在 2007 年和 2002 年。根据Böhlmark & Lindquist (2006),收入会在人们 30 岁左右趋于平稳。也就是说我们的研究群体是在 2002 年到 2007 年之间已经在 30 岁左右的一群人。这群人大约在 1990 到 1995 年接受基础教育,因此下列教育入学率和教育经费的校准目标选取 1990 到 1995 年的均值作为实际数据。

(1) 根据 1996 年教育统计年鉴中各级各类学校毕业生升学率,1990 至 1995 年初中毕业升学率的均值为 53%,因此将适龄人群(16 至 30 岁)中仅接受义务教育的人口比例设为 47% (1-53%)。

(2) 根据 1996 年教育统计年鉴中各级各类学校毕业生升学率,1990 至 1995 年高中毕业升学率的均值为 42%,因此将适龄人群(19 至 30 岁)中接受高中毕业生中未进入大学学习的比例设为 58% (1-42%)。

(3) 根据 1991-1996 年《教育经费统计年鉴》和《中国统计年鉴》,1990-1995 年义务教育经费占国内生产总值的比例为 1.9%。

(4) 根据 1991-1996 年《教育经费统计年鉴》和《中国统计年鉴》,1990-1995 年高中教育总支出占国内生产总值的比例为 0.56%。

(5) 根据 1991-1996 年《教育经费统计年鉴》和《中国统计年鉴》,1990-1995 年高等教育总支出占国内生产总值比例为 0.57%

(6) 根据 1991-1996 年《教育经费统计年鉴》和《中国统计年鉴》,1990-1995 年高中阶段公共支出占总支出的比例为 71%。

(7) 根据 1991-1996 年《教育经费统计年鉴》和《中国统计年鉴》,1990-1995 年大学阶段公共支出占总支出的比例为 83%。

(8) 根据 CHIP2002 和 CHIP2007 计算得到接受高中教育的工资溢价为 1.19。文献中一般将工资的溢价定义为不同教育程度人群工资均值的差别(Hanushek, 2006)。本文中,我们将接受高中教育的工资溢价定义为学历为高中的群体的工资收入均值同仅接受初中教

³2002 年的值为 1.13, 2007 年的值为 1.05, 二者相差不大。

⁴ 为了与工资数据中人群尽量匹配又考虑到数据的可获得性,我们没有用最新的教育经费和入学率数据,而是选择了 90 年代初数据的均值。90 年代初,初中毕业或高中毕业的学生在 2002 年和 2007 年大约为 35 岁左右,他们的工资能较好的反映劳动力市场对各学历的回报率。

⁵尽管基于微观抽样调查,对于我国诸如高中和大学教育收益率的以及代际收入相关性的研究较多,但由于抽样方法和计量模型使用的不同,对上述指标的估计差别较大,具体可参见 ()

育人群工资收入均值之比。需要指出的是，由于受到能力与不可观测异质性的影响，此处的工资溢价并不能等同于模型中 q_t 和 q_b 。

(9) 接受大学教育的工资溢价为 2.14（数据来源 CHIP2002 和 CHIP2007）。

(10) 年轻父母对数工资的标准差。根据 CHIP2002 和 CHIP2007 调查数据，我们求得 31 至 45 岁劳动人口内部对数工资的标准差为 0.69。

(11) 根据 CHIP2007 调查数据，工资的代际相关性为 0.35。在模型中，我们用年老父母同其子女收入的相关系数与此对应。具体来说，用模型中年轻父母的工资对数对其父母（上一代的年老父母）的工资对数进行加权最小二乘回归，具体形式为：

$$\log(w_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 \log(w_t) + \varepsilon \quad (14)$$

式中 β_1 为模型产生的代际收入相关性。

表 1 校准参数

各个统计变量	实际数据	模型数据	参数名	参数值
(1) 初中毕业生升学率	0.53	0.529	μ_0	0.27
(2) 高中毕业生升学率	0.42	0.416	μ_1	1.09
(3) 义务教育经费占 GDP 的比例	0.019	0.021	γ	0.294
(4) 高中教育总支出占 GDP 的比例	0.0056	0.0056	δ_1	0.085
(5) 高等教育总支出占 GDP 的比例	0.0057	0.0057	δ_2	0.155
(6) 高中公共教育支出占高中经费的比例	0.71	0.72	f_1	0.368
(7) 高等教育公共支出占高等教育经费的比例	0.83	0.83	f_2	0.21
(8) 接受高中教育的工资溢价	1.19	1.08	q_b	1.0457
(9) 接受大学教育的工资溢价	2.14	2.13	q_t	1.41
(10) 年轻父母工资的标准差	0.69	0.6887	σ_π	0.615
(11) 工资的代际相关性	0.35	0.3312	ρ	0.285

从表中可以看出，基本模型产生的各项教育财政和教育事业指标较好的拟合了实际数据。具体的拟合程度参见表 1。基本模型产生的高中入学率为 53%，在这部分人群中，只有 42% 能够接受大学教育。这一结果主要取决于概率函数 $p(s)$ 中的参数 μ_0 和 μ_1 。从校准结

果来看，其值分别为 0.27 和 1.09。上述两参数校准的实际值表明，高中毕业个体进入大学学习的概率是随着个体能力递增的凸函数（个体进入大学的概率会随着个体能力上升，并且上升的速率会随着能力的上升而逐渐增大）。关于义务教育、高中教育和大学教育支出在 GDP 中所占的比例，模型产生的结果分别为 0.021、0.0057 和 0.0059，与实际数据非常接近。年轻子女获得人力资本的函数中，人力资本对早期教育投资的“产出弹性” γ 的值为 0.294。

五 收入不平等和代际持续性的根源

根据我国教育统计年鉴和教育经费统计的一些基本数据，以及校准的参数，我们可以估计天生能力，义务教育和非义务教育对于收入差距和代际流动性的解释力度。基本模型显示教育不仅扩大了同代之间由于能力差异造成的工资收入差异，也在一定程度上扩大了父母和子女之间由于能力相关性造成的代际收入相关性。表 2 显示了代际间和代际内天生禀赋、基础教育和高等教育对收入分配的解释力度。表 2 第一行最后一列，显示的是同代间收入的实际差距，其中天生禀赋可以解释 0.55，也就是说代际内收入差距 80% 是由于基因遗传或其他无法改变的外部因素所致。接受义务教育会将同代间的收入差距扩大到 86%，而剩余 14% 的收入差距主要由非义务教育所致。第二行为代际间的收入流动性。表 2 的结果显示，教育对能力的传递有固化作用。初始父母和子女初始能力的相关性为 0.29，在接受义务教育之后，子女和父母人力资本之间的相关性扩大至 0.30，而实际数据的收入的相关性为 0.35。暗含着接受非义务教育的父母对子女收入的影响较大。参数模拟结果显示在可以改变的内部因素中，非义务教育是收入不平等的主要来源。由于高中教育在我国只是一个过渡和选择过程，回报率很低，因此收入不平等主要来自于大学教育的不平等。

表 2 代际内与代际间收入差距的分解

	天生禀赋	人力资本	收入
代际内差别 (对数标准差)	0.55	0.59	0.69
代际间相关性 (对数相关系数)	0.28	0.30	0.35

为了更进一步对不同收入组收入差距的原因进行分析，我们将收入五等分，仍然将收入差距分解为天生禀赋、义务教育和非义务教育。我们发现最高收入组和最低收入组由于天生禀赋所产生的差距约为 1.75 倍，接受完义务教育后，差距扩大到 2.2 倍，接受非义务教育后，差距扩大到 2.8 倍（参见图 1）。对于中等收入组，该结论也同样适用，收入差距大于天生禀赋和接受义务教育所获得的人力资本产生的差距。该图进一步验证了表 2 的含义，除了天生禀赋外，是否接受非义务教育是造成收入差距的一个重要原因。

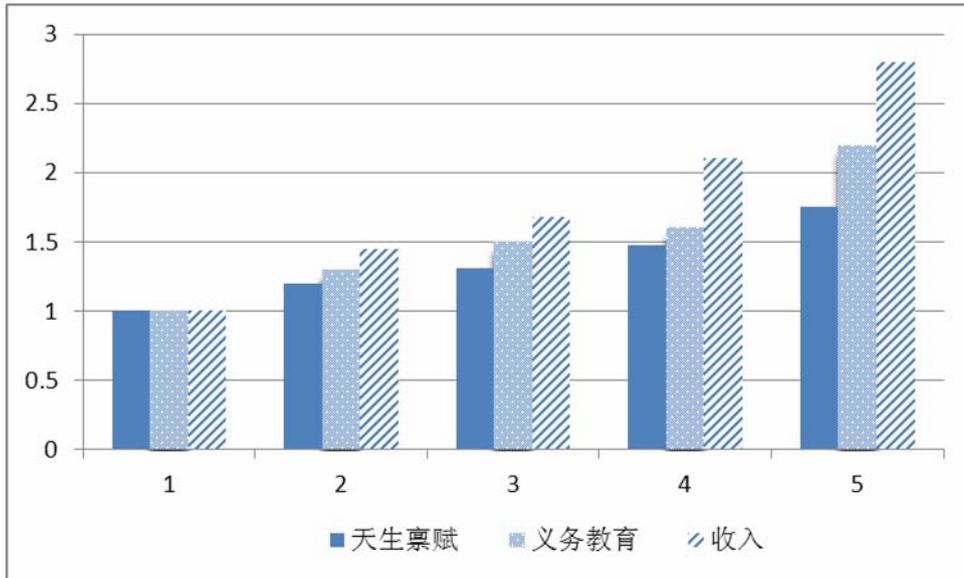


图 1 不同收入分位点上的收入差距的分解

由于非义务教育是产生收入差距的一个重要原因，我们需要分析不同收入组子女高中入学率和大学入学率的差别有多大。图 2 和图 3 显示了不同收入分位点子女高中和大学入学率的差别。图 2 和图 3 的左边为根据 2005 年 1% 人口抽样普查数据的实际情况，右边为根据第三部分的代际收入模型所估计的结果。我们发现我们的估计结果与实际数据基本相似，收入最低的三组人群的高中入学率和大学入学率均低于最高收入的两组人群。这也在一定程度上反映了我国的人口分布结构，最高两组人群为城镇户口或较富裕的农村人口，他们的孩子在 90 年代初期的高中入学率和大学入学率均高于最低 60% 收入的人群。由于我们的模型假定家庭不能通过借贷对教育进行投资，所以我们估计的低收入组的高中入学率和大学入学率略低于实际数据。

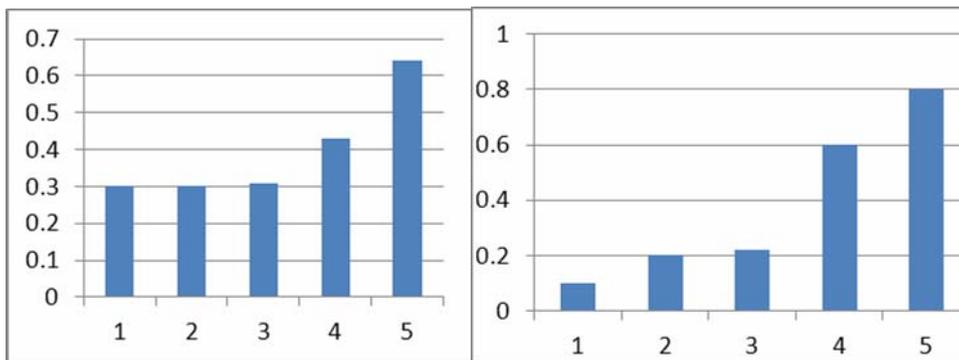


图 2 不同收入分位点上的高中入学率

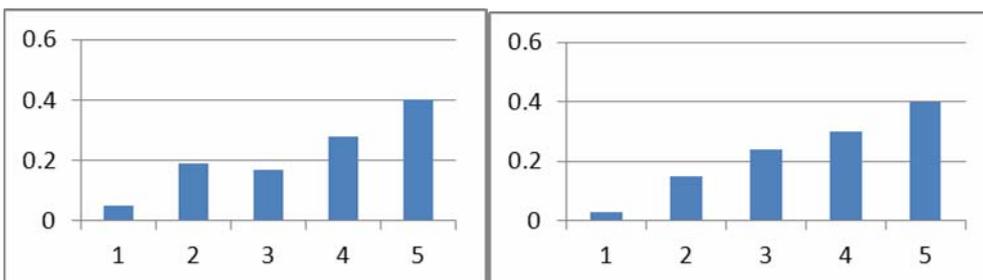


图 3 不同收入分位点上的大学入学率

图 2 和图 3 的结果促使我们进一步分析低收入组较低的入学率是何原因所致：孩子的能力较低，还是父母对孩子的教育投资较少？为了回答这个问题，我们分解了不同收入家庭对不同能力孩子的教育投资，来自不同收入家庭的不同能力水平的孩子所获得的人力资本以及高中入学率。表 3a 为父母对不同能力孩子的早期教育投资，这里早期是指义务教育阶段，包括小学和中学。我们发现在中国平均而言高收入家庭对孩子的教育投入高于低收入家庭，包括上质量较好的学校，接受较多的课外辅导。特别是高收入家庭对能力高和能力低的孩子的教育投资均高于中等收入和低收入家庭，但中等收入家庭和低收入家庭对孩子的教育投资差别不大。表 3b 显示在孩子接受完义务教育后，不同家庭收入不同能力孩子所获得的人力资本的差距逐渐拉大。高收入家庭的孩子无论能力高低均高于同等能力中低收入家庭的孩子，但在同一能力组差别不是很大，与图 a 中教育投资的差别相当。

表 3 不同收入父母对不同能力孩子的教育决定

A 早期教育支出

孩子能力	父母收入分布		
	低	中	高
低	0.0039	0.0042	0.0054
中	0.004	0.0046	0.0034
高	0.004	0.0048	0.0073

B 孩子通过接收教育所获得的人力资本

孩子能力	父母收入分布		
	低	中	高
低	0.1487	0.1868	0.2354
中	0.2746	0.3398	0.424
高	0.5782	0.7202	0.9148

C 高中入学率

孩子能力	父母收入分布		
	低	中	高
低	0.1301	0.409	0.3804
中	0.15	0.3378	0.7822
高	0.9413	0.9176	0.9389

Table 3C 的高中入学率似乎与前两个表格的内容不太一致。与中等收入的家庭相比，高收入家庭仅对中等能力的孩子有绝对的优势，对于能力较低和能力较高的孩子而言，中等收入家庭和高收入家庭孩子的高中入学率没有显著的差别。但对于低收入家庭而言，仅有能力较高的孩子有可能进入高中学习，且与其他收入家庭孩子的劣势不明显。对于能力中等或能力较低的孩子，低收入家庭孩子的高中入学率显著低于其他收入家庭的孩子。

六 参数敏感性检验

本研究的一个重要贡献是通过将人力资本分为天生禀赋、义务教育所获得的人力资本和高等教育所获得人力资本，分解了遗传和养育对代际收入的持续性和收入差距的影响。这一部分我们通过调整不同的参数（包括影响天生禀赋的参数 ρ 和 σ_{π} 以及影响所接受的人力资本的参数 γ 和 q_t ），检验内生性因素（所获得的教育水平）和外部因素（遗传的基因）对于代际流动性和收入差距的贡献度。

首先，我们验证了反映能力传递过程的参数 ρ 和 σ_{π} 的敏感性。我们发现当 ρ 从校准参数0.285增加到0.4时，即增加了外在因素天生禀赋的作用时，人力资本对于解释同代之间的收入差距或代际之间的收入传导也有所增加，同时不平等程度也有所增加。当 ρ 减小到0.2时会提高收入的代际流动性，但却会拉大同代间的收入差距。也就是说当 ρ 比较低时，贫困家庭拥有比较聪明孩子的可能性将增加，但这些孩子会面临较高的预算约束，因此会加剧收入差距。

减小天生禀赋的标准差 σ_{π} ，将会缩小同代间的收入差距，但会扩大代际间的收入不平等。当 σ_{π} 从基准模型0.615减小到0.5时，同代间的收入差距从0.69缩小到0.55，但代际收入的持续性从0.354扩大到0.394。因为平均标准差的减小，意味着能力较高的个体数量的减少。能力较高的个体通常会获得较多的教育投资，特别是非义务教育的投资，因此能力较高个体数量的减少意味着教育投资差距的减小，会使同代间的收入差距缩小。增加的代际持续性是因为贫困家庭的父母通常对能力高的孩子投资较多（如表3所示），能力较高个体数量的减少会减小贫困家庭对教育的投资，因而增加代际收入的持续性。扩大 σ_{π} ，则会产生完全相反的作用：增加代际收入流动性的同时增加收入差距。我们测试不同参数的目的想说明不同的参数对结果的影响有多大，会怎样影响结果。 ρ 和 σ_{π} 对高中入学率和大学入学率的影响不是很大。这些参数的调试说明我们应该根据实际数据对参数进行校准，用校准后的参数可以得到较为准确的分析结果。

表4 参数 ρ 和 σ_{π} 的敏感性分析

	基准模型	参数 1	参数 2	参数 3	参数 4
	$\rho = 0.285$	$\rho = 0.4$	$\rho = 0.2$	$\rho = 0.285$	$\rho = 0.285$
	$\sigma_{\pi} = 0.615$	$\sigma_{\pi} = 0.615$	$\sigma_{\pi} = 0.615$	$\sigma_{\pi} = 0.7$	$\sigma_{\pi} = 0.5$
代际间					
天生禀赋	0.284	0.400	0.200	0.284	0.284
人力资本	0.303	0.424	0.219	0.303	0.302

收入	0.354	0.456	0.272	0.346	0.394
代际内					
天生禀赋	0.551	0.562	0.765	0.700	0.400
人力资本	0.592	0.651	0.886	0.739	0.426
收入	0.689	0.732	0.962	0.786	0.553
其他变量					
高中入学率	53%	55%	49%	56%	47%
大学入学率	42%	42%	41%	43%	39%

另外两个重要的决定个体教育投资的参数是义务教育阶段人力资本与教育支出弹性 γ 以及大学毕业生相对于高中毕业生的工资溢价 q_t 。这两个参数说明了早期教育与高等教育对于收入的重要性。我们在表 5 中，对这两个参数进行了敏感性分析。我们发现当 γ 减小到 0.2 时，义务教育所获得的人力资本对代际间收入弹性的解释力度有所下降，但对于同代间收入差距的影响加大。非义务教育对于代际间收入的持续性以及收入差距的影响都在加深。这意味着，父母会减少义务教育的投资，增加高等教育的投资。相反，当 γ 增加到 0.4 时，义务教育对于代际收入流动性和收入差距的作用都在增强，但高等教育对于两者的影响却略有减小。

表 5 参数 γ 和 q_t 的敏感性分析

	基准模型	参数 1	参数 2	参数 3	参数 4
	$\gamma = 0.295$	$\gamma = 0.2$	$\gamma = 0.4$	$\gamma = 0.295$	$\gamma = 0.295$
	$q_t = 1.42$	$q_t = 1.42$	$q_t = 1.42$	$q_t = 1.5$	$q_t = 1.3$
代际间					
天生禀赋	0.284	0.284	0.284	0.284	0.284
人力资本	0.303	0.301	0.337	0.327	0.301
收入	0.354	0.372	0.351	0.338	0.350
代际内					
天生禀赋	0.551	0.551	0.551	0.551	0.551
人力资本	0.592	0.587	0.650	0.660	0.623
收入	0.689	0.702	0.680	0.717	0.634
其他变量					
高中入学率	53%	66%	35%	80%	14%
大学入学率	42%	49%	34%	40%	36%

工资溢价 q_t 对于高中入学率的影响非常重要。当 q_t 增加到 1.5 时，高中入学率会增加近 30%，但大学入学率却略有下降。我们发现 q_t 的增加会加强义务教育对于代际流动性

以及收入差距的解释力度。但高等教育对于代际间收入持续性的影响将会减弱。当 q_t 减小时，义务教育和高等教育对于代际间收入流动性的影响没有大的变化，但高等教育对收入差距的影响会显著减小。此外高中入学率和大学入学率也会相应的减小。表 4 和表 5 关于天生禀赋、义务教育以及高等教育对于收入差距和代际流动性影响的分析，是不同国家间比较的核心问题（参见 Bjorklund 和 Jantti, 1997 关于瑞典和美国的比较）。

七 政策实验

在本节中，我们利用校准后的参数进行政策实验，检验哪一种教育经费的投入模式更有效。我们假设政府对教育总投入的 GDP 占比增加 5%（也就是将教育总投入的 GDP 占比从 3% 增加到 3.15%），在保持其他参数不变的情况下，通过改变增加经费在义务教育阶段和非义务教育与阶段之间分配的比例来观察模型产生的各级入学率和代际收入流动性的变化。表 6 列出了将增加的 5% 用于增加义务教育阶段的公用经费、非义务教育阶段的公用经费或直接增加低收入者补贴时，义务教育以及非义务教育对于代际收入流动性和收入差距的影响。

政策实验 1: 增加的经费全部用于增加义务教育阶段的公用经费，且义务教育经费的发放方式保持不变。

政策实验 2: 增加的经费全部用于增加义务教育阶段的公用经费，且政府对义务教育的投资更加偏向低收入人群。在基本模型中，政府对于义务教育的支出在所有人中均相等。在本实验中，我们在教育经费总体增加 5% 的基础上，令政府对义务教育的投资更加偏向低收入人群。具体来说，我们将年轻父母的投资函数改为：

$$s(\pi, e, g) = \pi((1 + kg(h))e + g)^\gamma, \quad 0 < \gamma < 1 \quad (15)$$

其中， kg 为政府对于低收入家庭的补贴函数，具体形式为：

$$kg(h_c) = \begin{cases} \tau_{kg} & F(h_c) < 20\% \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (16)$$

F 为能力的累积分布函数。在这种税率下政府对于义务教育的总支出等于：

$$\int [g + kg(h_c)] f(h_c) dh_c$$

在这种补贴函数下，低收入家庭（收入最低的 20% 人口）每增加一单位的义务教育支出，就会获得政府 τ_{kg} 单位的补贴。通过调整各级教育部门的补贴函数中的参数，我们令高中教育和高等教育支出的 GDP 占比不变，将增加的教育总经费全部用于义务教育中去。

政策实验 3: 我们将政府新增 5% 的教育经费全部用于对低收入人群接受高中教育的补贴上。在这种情况下，只要父母送子女上高中，无论是否考上大学，都会获得相应的补贴。由于在基本模型中高中经费占比很低，我们新增的补贴全部以收入的形式进入家庭的预算约束。即送子女进入高中学习的家庭能够获得父母收入一定比例的补贴。

对于这种情况，如果年老父母送子女进入高中，的预算约束变为：

$$C_{t+2} + F = (1 - \tau)(wh_{t+2} + wh'_{t+2}[\theta(1 - n_b - n_c) + (1 - \theta)(1 - n_b)]) + kg(h_{t+2}) * w * h_{t+2}$$

(17)

其中，kg 为政府对于送子女接受高中教育的低收入家庭的补贴函数，具体形式与等式 (14) 相同。

政策实验 4: 我们将政府新增 5% 的教育经费全部用于对低收入人群接受高等教育的补贴上。在这种情况下，只有送子女上高中，并顺利考上大学的低收入父母才能获得相应的补贴。由于在基本模型中高等教育经费占比很低，我们新增的补贴全部以收入的形式进入家庭的预算约束。即送子女进入高中学习的家庭能够获得父母收入一定比例的补贴。具体形式与等式 (16) 相同。

我们发现当增加的 5% 教育经费全部投入义务教育阶段时，会显著增加义务教育对于收入差距的解释力度，人力资本的贡献度从 0.630 增加到 0.651。会略微减小代际收入持续性但会在一定程度上增加收入差距。此外高中入学率会从 53% 增加到 54%，大学入学率基本维持不变。但如果把增加的义务教育阶段的经费全部用于低收入家庭的补贴时，会减小一定的收入差距，但能显著减弱代际收入的持续性。代际收入相关性从 0.354 缩小到 0.260，此外高中入学率也有显著提升。如果将增加的教育经费全部补贴接受高中教育的低收入家庭，虽然会略微减小代际收入持续性但会显著加剧收入差距，对高中和大学入学率的影响也很小。如果将增加的教育经费全部补贴接受高等教育的低收入家庭，效果与补贴高中非常相似，略微减小代际收入持续性但显著加剧收入差距。

表 6 代际内和代际间收入差距的分解

		天生禀赋	人力资本	收入	高中入学率	大学入学率
基准模型	代际内差别（对数标准差）	0.551	0.592	0.687	0.528	0.421
	代际间相关性（对数）	0.284	0.303	0.354		
增加义务教育阶段经费	代际内差别（对数标准差）	0.551	0.593	0.693	0.537	0.424
	代际间相关性（对数）	0.284	0.301	0.353		
增加低收入家庭义务教育阶段经费	代际内差别（对数标准差）	0.551	0.620	0.686	0.543	0.421
	代际间相关性（对数）	0.284	0.250	0.260		
增加低收入人群接受高中教育的补贴	代际内差别（对数标准差）	0.551	0.632	0.693	0.527	0.421
	代际间相关性（对数）	0.284	0.311	0.349		
增加低收入人群接受高等教育的补贴	代际内差别（对数标准差）	0.551	0.632	0.693	0.528	0.421
	代际间相关性（对数）	0.284	0.311	0.350		

通过对四种教育经费投入模式的分析不难看出，直接增加低收入家庭义务教育阶段经费的补贴（即政策实验 2）是最有效的缩小收入差距的投入模式。这种投入方式会增加低

收入家庭对孩子义务教育的投资,提高低收入家庭孩子的义务教育阶段的教育质量,从而使他们有资本与其他家庭的孩子更为平等的竞争,缩小收入差距。目前国际上比较流行的对低收入者进行直接补贴的形式是“有条件的现金转移支付模式”(Conditional Cash Transfer payment),即根据孩子的在校天数或去健康中心的次数,给予一定的现金补贴。在南美的许多国家(如墨西哥、智利、哥伦比亚、牙买加)都取得了非常显著的成果(Rawling & Rubio, 2005)。我们国家如果想缩小城乡收入差距,提高农村儿童的受教育水平,现金转移支付可能就是一种比较好的教育经费投入模式。

八 结论

本文在 Becker & Tomes(1979)理论模型的基础上,构建了代际收入的一般均衡模型,分析了天生禀赋、义务教育和非义务教育对于收入差距和代际流动性的影响。我们发现我国的收入差距和代际收入流动性除外在因素(天生禀赋)外,高等教育是影响收入差距和代际流动性的主要因素。不同收入家庭的孩子在天生禀赋上差别不大,但义务教育和高等教育扩大了不同收入家庭孩子的差距。由于不同收入家庭对孩子早期教育的投入不同,使得孩子所接受义务教育的质量有所差别,导致不同收入家庭孩子的高中入学率和大学入学率差别较大,进而产生了较大的收入差距以及较高的代际收入持续性。通过对各种教育经费的投入模式进行模拟,发现直接加大对低收入者的补贴,弥补年轻父母在孩子早期教育时的预算约束是最有效的教育投入模式。

参考文献

- 李实、罗楚亮, 2011:《中国收入差距究竟有多大?》,《经济研究》第4期。
- 赖德胜, 1997:《教育扩展与收入不平等》,《经济研究》第10期。
- 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。
- 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。
- Becker, G. and Tomes, N., 1979, "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153- 89.
- Björklund, A., Lindahl, M. and Plug, E., 2006, "The Origins of Intergenerational Associations: Lessons from Swedish Adoption Data", *Quarterly Journal of Economics*, 121(3), 999-1028.
- Böhlmark, A., and Lindquist, M. 2006, "Life-Cycle Variations in the Association between Current and Lifetime Income: Replication and Extension for Sweden", *Journal of Labor Economics*, Vol. 24, No.4.
- Björklund, A., and Markus, J. 1997, "Inter-generational Income Mobility in Sweden Compared to the United States", *American Economic Review*, 87(5), 1009-18.
- Cecchi, D., Ichino, A. and Rustichini, A., 1999, "More equal but less mobile?: Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the US", *Journal of Public Economics*, Vol. 74(3), 351 - 393
- Deng, Q., Gustafsson, B. A. and Li, S., 2012. "Intergenerational Income Persistency in Urban China," IZA Discussion Papers 6907.
- Glomm, G. and Ravikumar, B., 1992, "Public versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality", *Journal of Political Economy*, Vol. 100(4), 818-834

Hanushek, E. A. 2006, Handbook of the Economics of Education, Finis Welch (Ed). Amsterdam: North Holland

Hendel, I., Shapiro, J. and Willen, P., 2005. "Educational Opportunity and Income Inequality", *Journal of Public Economics*, Vol. 89(5-6), 841-870.

Jäntti, M., Bratsberg, B., Røed, K., Raaum, O., Naylor, R., Österbacka, E., Anders, B and Eriksson, T. (2006), "American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States," IZA working paper no. 1938

Maoz, Y. D. and Moav, O., 1999, "Intergenerational Mobility and the Process of Development", *Economic Journal*, Vol.109 (458), 677 - 697.

Mincer, J., 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.

Meng, X., Shen, K. and Xue, S, 2010, "Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988—2007", IZA working paper.

Nakamura, T. and Murayama, Y. 2011, "Education Cost, Intergenerational Mobility, and Income Inequality", *Economics Letters*, Vol. 112, 266 - 269.

Plug, E. 2004, "Estimating the Effect of Mother's Schooling on Children's Schooling Using a Sample of Adoptees", *American Economic Review*, Vol. 94(1), 358-368

Ravallion, M., and Chen, S., 2004, "China's (uneven) Progress Against Poverty", World Bank, Policy Research Working Paper.

Rawling, L and Rubio, G., 2005, "Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Programs", *World Bank Research Observer*, 20(1): 29-55.

Restuccia, D., and Urrutia, C, 2004, "Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education", *American Economic Review*, Vol. 94(5), 1354-1378

Sylwester, K., 2002, "Can education expenditures reduce income inequality?", *Economics of Education Review*, Vol. 21, 43-52

Zhu, G and Vural, G., 2013, "Inter-generational effect of parental time and its policy implications", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.37(9), 1833-1851

附录:

模型求解过程:

模型求解过程分为两步，值函数迭代和计算稳态分布。

0.对于一组特定的参数 $\{\phi_0, \phi_1, \gamma, \beta, \delta, \alpha, \lambda, \kappa, \rho, \sigma, \theta\}$,模型的求解过程如下:

(一)、值函数迭代

1.设定模型参数并设定高中、大学不同人力资本(工资)水平下政府对于家庭的补贴函数。

2.猜测初始的义务教育支出量 g^0 。

3.对于第j次猜测 g^j

4.猜测年长父母的值函数 $v_{t+2}^j(h_{t+2}, \pi, \pi')$

5.对于第 i 次得到的年长父母的值函数 $v_{t+2}^i(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 、家庭对于初等教育投资的政策方程

$$g_{t+2}^i(h_{t+2}, \pi, \pi')$$

6.用得到的 $v_{t+2}^i(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 求解年轻父母的最大化问题，得到年轻父母的值函数 $v_t^i(h_t, \pi)$

7.用第 5 步得到的年轻父母的值函数 $v_t^y(h_t, \pi)$ 求解年长父母的最大化问题, 得到更新后的年长父母的值函数 $v_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 。注意年长父母最大化问题中的唯一控制变量是 s , 即是否送子女进入高中, 因此我们可以得到相应的政策方程: $s_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$

8 计算 $v_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 与 $v_{t+2}^y(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 的范数差距, 如果大于设定的槛值则回到第 5 步, 否则跳至第 9 步。

(二)、计算稳态分布

9.猜测年轻父母的初始分布 $\mu_t^y(h_t, \pi)$ 为均匀分布。

10.对于第 k 次迭代得到的分布 $\mu_t^y(h_t, \pi)$, 利用第 8 步得到的家庭义务教育阶段的政策方程 $s_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$, 代际之间能力一阶自回归的转移矩阵计算年长父母的分布 $\mu_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 。

11.利用 $s_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 与 $\mu_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 计算下一代子女成为年轻父母后的分布函数: $\mu_t^{k+1}(h_t, \pi)$ 。

12.比较 $\mu_t^{k+1}(h_t, \pi)$ 与 $\mu_t^k(h_t, \pi)$, 如果大于槛值则回到第 5 步, 否则跳至第 13 步。

13.利用稳态分布 $\mu_t(h_t, \pi)$, $\mu_{t+2}(h_{t+2}, \pi, \pi')$ 与初等教育的家庭支出政策方程 $s_{t+2}^o(h_{t+2}, \pi, \pi')$, 与高中教育、大学教育的补贴函数计算总产出初等教育、高中教育、大学教育的总支出。利用财政收支平衡条件计算义务教育的政府支出 g^{i+1} , 比较 g^{i+1} 与 g^i 直至收敛。

14.计算与校准目标对应的模型产生结果之间的差距, 如果大于设定的槛值则更新模型参数, 直到模型结果与校准目标一致。

The Impact of Education on Income Inequality and Intergenerational Mobility

Juan Yang Muyuan Qiu

Abstract: The paper analyzes the impact of innate ability, compulsory education and non-compulsory education on income inequality and intergenerational mobility through constructing a four-period overlapping generations model. We found non-compulsory education plays an important role in explaining the income inequality and intergenerational mobility, besides innate ability. The differences between innate ability among different income groups are

not very large, but the gap were enlarged by receiving compulsory and non-compulsory education. The reason is poor family invest little on children's early education and therefore the quality of school is lower. This results the attendance of higher education for children from poor families is much less than the children from other income groups. Through policy experiments on three kinds of public educational expenditure investment model, we found direct subsidy to poor parents is the most efficient one, which can compromise the budget constraints of poor families on children's early education investment.

Key words: educational investment, income inequality, intergenerational mobility, educational expenditure