

· 财税体制改革 ·

城乡收入差距、城乡教育不平等与政府教育投入

吕 炜 杨 沫 王 岩

内容提要: 文章通过对盖勒和斯利亚的理论模型进行扩展,将城乡二元结构和政府行为引入跨期模型,揭示了城乡教育不平等和城乡收入差距可以通过政府实施农村偏向的教育投入政策予以改善的内在机理。基于2001~2011年的省级面板数据,文章建立联立方程组和分布滞后模型进行了实证检验。实证研究结果表明:第一,城乡教育不平等将会加剧城乡收入差距,城乡收入差距也会促使城乡教育不平等的程度进一步加大。第二,缩小城乡初中教育经费的差距可以有效地降低城乡教育不平等和城乡收入差距,而缩小城乡小学或高中教育经费的差距对降低城乡教育不平等和缩小城乡收入差距并无显著作用。实证研究结果的政策含义在于实施农村偏向的教育投入政策,增加对农村初中教育的支持力度为打破城乡教育不平等和城乡收入差距“恶性循环”的怪圈提供了一个解决思路。

关键词: 城乡教育不平等 城乡收入差距 政府行为 人力资本

中图分类号: F812 文献标识码: A 文章编号: 1003-3947(2015) 03-0020-14

一、引言

城乡收入差距已经成为了影响中国收入差距扩大进而影响中国经济社会可持续发展的最主要因素(Wu & Perloff, 2004; Benjamin et al., 2004; Sicular et al., 2007; 林毅夫等, 1998)。李实(2003)使用中国社科院组织的住户调查数据研究发现,全国收入差距的40%来源于城乡收入差距。改革开放以来,中国的城乡收入比由1985年的2.10上升至2013年的3.03,上升了近50%,如果将实物性收入和补贴都视为个人收入的一部分,那么中国可能是世界上城乡收入差距最大的一个国家。中国农村经济发展滞后,教育资源匮乏,剩余劳动力流动受限等(王海光, 2003; 万川, 1999)都促使农村经济发展成为了整个国民经济发展的短板,也是拉开城乡收入差距的一个重要原因。

对于中国城乡收入差距的成因,一部分学者从中国二元经济结构入手,着重探讨了由于户籍制度所产生的户口歧视和地域歧视对城乡收入差距的影响(章元、王昊, 2001; 王美艳, 2005; 万海远、李实, 2013);也有一部分学者从政府政策的角度探究城乡收入差距。

作者简介: 吕炜,东北财经大学教授、博士生导师。杨沫,东北财经大学财政税务学院博士生。王岩,东北财经大学统计学院博士生。

感谢东北财经大学经济与社会发展研究院王伟同、齐鹏飞等的评论。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“推进农业转移人口市民化: 路径选择、财力保障与地方政府激励研究”(项目编号: 14ZDA032)。

他们认为政府制定的关于城市倾向的政策将拉大城乡收入差距,反之,农村倾向的政策有利于缩小城乡收入差距(陆铭、陈钊,2004;陈安平、杜金沛,2010)。

上述研究都是从宏观层面切入而研究城乡收入差距成因的。值得注意的是,近期一些学者基于微观调查数据的研究为我们认识城乡收入差距提供了新的视角。陈斌开等(2010)通过对2002年CHIPS数据进行Oaxaca-Blinder分解,研究得出城乡教育水平差异是影响中国城乡收入差距最重要的因素,其贡献程度达到34.69%。史泰丽等(Sicular et al.,2007)基于1995年和2002年的CASS调查数据研究了中国居民收入不平等,研究表明,在众多的家庭自身特征中,教育因素对收入的影响相对较为显著。

通过对文献的系统梳理,可以发现,目前探讨教育水平差异与收入水平差距的文献多是从区域角度展开论述的,且主要关注的重点是教育水平差异与收入水平差距之间的单向影响机制。一些学者基于人力资本模型研究了教育水平差异对收入差距的作用机制与影响程度。贝克尔和西斯(Becker & Chiswick,1966)构建的关于收入分配的人力资本模型认为,人口总体的平均教育程度和教育分布状况会影响收入分配状况。他们基于美国各地区的截面数据进行了研究,结果表明,教育不平等与收入不平等显著正相关,教育不平等程度的减小,有益于收入不平等的改善。白雪梅(2006)利用中国1982~2000年的数据对贝克尔和西斯(Becker & Chiswick,1966)提出的人力资本模型进行了实证研究,得出了教育和收入不平等之间存在稳定而密切的关系,教育不平等会加剧收入不平等。也有一些学者的研究表明收入差距将会通过影响人力资本投资进而造成教育水平差异。盖勒和斯利亚(Galor & Zeria,1993)研究了初始收入分配对教育分布的影响,认为由于借贷市场不完全,收入均等将有利于那些不能通过借贷方式筹措教育费用的穷人获得教育机会。继盖勒和斯利亚(Galor & Zeria,1993)就收入差距对教育不平等的开创性研究后,陆铭、陈钊(2005)采用分布滞后模型考察了教育与收入分配的关系,他们的研究表明,收入差距对教育的影响具有时变特征。此外,还有一些学者从公共政策层面探讨了政府教育经费投入对缩小收入差距的作用机制。但是,如果一些个体无力承担教育成本而放弃接受教育,那么,增加公共教育投入不但无助于缩小收入差距,反而有可能进一步扩大收入差距(Sylwester,2000)。

从已经梳理的文献来看,基于微观数据的经验研究已表明,中国城乡教育不平等是城乡收入差距扩大的主要动因,但目前还鲜有研究从中国城乡二元结构视角来探讨城乡教育不平等与城乡收入差距相互作用的内在机制,相关的政府公共政策讨论更是缺乏。本文通过在盖勒和斯利亚(Galor & Zeria,1993)所提出的跨期模型中引入城乡二元结构和政府行为,从理论层面揭示城乡教育不平等、城乡收入差距和政府教育投入这三者间的内在关系。

本文的结构安排如下:第二部分为理论分析;第三部分对数据、模型和估计方法进行探讨;第四部分是实证研究结论;第五部分是稳健性分析;最后为本文的结论及政策含义。

二、理论分析

盖勒和斯利亚(Galor & Zeria,1993)基于一定的理论假设,通过建立一个跨期模型,

阐述了资本市场不完善时收入分配与人力资本投资之间的关系。在此基础之上,本文通过引入城乡二元结构和政府行为进一步扩展跨期模型,重点阐释政府可以实施农村偏向的教育投入政策从而提高农村部门教育水平,进而缩小城乡收入差距的内在机制。

(一) 基本模型

基本假设:(1)假设劳动力可以分类,高学历群体可认为是熟练工人,而低学历群体可认为是非熟练工人。根据目前中国城乡二元结构的现实情况可知,高学历群体都集中在城镇地区,而低学历群体则集中在农村地区。(2)假设一个开放经济中仅存在一种商品,这种商品可以用来消费或投资。该商品可以由熟练工人或者非熟练工人来生产, $\omega_s > 0$ 代表熟练工人的工资收入, $\omega_n > 0$ 代表非熟练工人的工资收入。(3)个体在经济中存在两期,他们可以选择当期不进行人力资本投资,当期和第二期都作为非熟练工人工作;也可以选择当期选择进行人力资本投资,在第二期作为熟练工人工作,人力资本的投资额为 h 。(4)每一个个体都只有一个父母和一个小孩,也就是说人口的规模保持在 L 不变。(5)为了简便起见,个体的效用来自第二期的消费(假设个体消费集中在第二期)和给后代留下的遗产。效用函数的形式为:

$$u = \alpha \log c + (1 - \alpha) \log b \quad (1)$$

其中 c 代表第二期的消费, b 代表第二期的遗产, $0 < \alpha < 1$ 。(6)个体的天赋和偏好一致,那么对个人而言,唯一不同的是遗产。(7)资本可以自由流动,市场利率为 r 。

若个体从第一期继承了数量为 x 的遗产,他面临两种选择:一是第一期和第二期都作为非熟练工人工作;二是在第一期进行人力资本投资,在第二期作为熟练工人工作。他是否进行人力资本投资完全取决于各种情况下所带来的效用比较。根据盖勒和斯利亚的结论可知:当 $x \geq h$ 时,个体倾向于先进行人力资本投资,后作为熟练工人从事生产; $x < h$ 时,个体倾向于作为非熟练工人从事生产。

进一步地,盖勒和斯利亚引入了资本借贷市场,当个体继承的遗产 $x < h$ 时,还可以考虑通过借款来进行人力资本投资。由于借款者有可能违约,所以导致了这种资本市场不完全,从而个人借款的利息 $i > r$ 。根据效用最大化的原理可知:当 $x \geq h$ 时,个体直接进行人力资本投资;当 $f \leq x < h$, $f = [\omega_n(2+r) + h(1+i) - \omega_s]/(i-r)$ 时,个体通过借款进行人力资本投资;当 $x < f$ 时,个体不进行人力资本投资,直接作为非熟练工人工作。可见,财富初始分布不仅决定了这一期个体的选择,而且也决定了下一期遗产的分布:

$$x_{t+1} = \begin{cases} (1 - \alpha) [(x_t + \omega_n)(1+r) + \omega_n], & x_t < f \\ (1 - \alpha) [\omega_s + (x_t - h)(1+i)], & f \leq x_t < h \\ (1 - \alpha) [\omega_s + (x_t - h)(1+r)], & h \leq x_t \end{cases} \quad (2)$$

当个体继承的遗产 $x < f$ 时,个体将不进行人力资本投资,他的后代也不进行人力资本投资,长此以往,这一类个体的遗产值将趋向于:

$$\bar{x}_n = (1 - \alpha) / (1 - (1 - \alpha)(1+r)) \omega_n(2+r) \quad (3)$$

当个体继承的遗产 $f < x < h$ 时,他们会进行人力资本投资,此时,他们的遗产值趋于:

$$g = (1 - \alpha) [h(1+i) - \omega_s] / [(1+i)(1-\alpha) - 1] \quad (4)$$

当个体继承的遗产 $x < g$ 时,他们的后代在 t 时期也许进行人力资本投资,但是经历

几代以后,就不会再进行投资,他们的遗产将收敛于 \bar{x}_n ;相反,当个体继承的遗产大于 g 时,他们的后代也会进行人力资本投资,最终,遗产值将趋于:

$$\bar{x}_s = (1 - \alpha) [\omega_s - h(1 + r)] / [1 - (1 - \alpha)(1 + r)] \quad (5)$$

(二) 引入政府行为下收入差距、劳动力质量的动态变化

接下来引入政府行为。假设政府向熟练工人征收一定的税收,税率为 t_0 ,并向继承遗产数额 $x < h$ 且选择贷款接受教育的个体发放一定的补贴^①。为了对该模型进行简化,我们统一在第二期对熟练工人征税,并对贷款者予以补贴。假设第二期的熟练工人的人数为 N_1 ,第一期选择贷款接受教育的人数为 N_2 ,由于第一期选择贷款接受教育的个体到第二期也将成为熟练工作者,所以 $N_1 = N_2 + N_0$,其中 N_0 表示 $x \geq h$ 的人数。

在加入政府的税收和补贴后,我们重新对个体是否选择进行人力资本投资进行分析。该模型中,个体是否进行人力资本投资的决策取决于各种情况下所带来的效用大小的比较。若个体选择不进行人力资本投资,直接作为非熟练劳动力进行工作,其效用函数为:

$$U_n(x) = \log [(x + \omega_n)(1 + r) + \omega_n] + \alpha \log \alpha + (1 - \alpha) \log(1 - \alpha) \quad (6)$$

若个体第一期继承遗产数额 $x \geq h$,其选择进行人力资本投资,效用函数为:

$$U_s(x) = \log [(x - h)(1 + r) + (1 - t_0)\omega_s] + \alpha \log \alpha + (1 - \alpha) \log(1 - \alpha) \quad (7)$$

为了确保理性个体在继承遗产数额 $x \geq h$ 时,进行人力资本投资所带来的效用大于直接作为非熟练工人从事生产所带来的效用,即 $U_s(x) > U_n(x)$,政府对熟练工人征税的税率需要满足: $0 < t_0 < 1 - [h(1 + r) + \omega_n(2 + r)]/\omega_s$ 。如果继承遗产数额 $x < h$ 的个体选择借款进行人力资本投资,那么他的效用函数为:

$$U_s^d(x) = \log [(x - h)(1 + i) + N_1 t_0 \omega_s / N_2 + (1 - t_0)\omega_s] + \varepsilon \quad (8)$$

其中 $N_2 t_0 \omega_s / N_2$ 为政府给予的补贴。只有当个体借款进行人力资本投资所得到的总效用大于作为非熟练工人所获得的总效用时,即 $U_s^d(x) > U_n(x)$ 时,个体才会选择进行人力资本投资。所以,当个体的初始财富 $x > f^*$, $f^* = [\omega_n(2 + r) + h(1 + i) - (1 - t_0)\omega_s - N_1 t_0 \omega_s / N_2] / (i - r)$ 时,个体将选择借款进行人力资本投资,反之,他将选择作为非熟练工人工作。由 $N_1 = N_2 + N_0 > N_2$,可知 $f^* < f$,所以,加入政府的税收和补贴政策后,降低了初始财富较低的个体选择贷款进行教育投资的门槛。而且随着熟练工人的增加,税收的总额增加,人均收到的补贴也逐渐增加。这样一来,越来越多的遗产低于 f 的个体选择进行借款投资。而原本就选择借款投资的个体,由于收到的补贴越来越多,到某一期,其初始财富也将达到 h 。这样,在长期,所有个体所继承的遗产数额 $x \geq h$ 。这样,政府就不再需要对熟练工人进行征税,也不用给通过贷款进行人力资本投资的个体发放补贴。最终所有个体的财富将会收敛于:

$$\bar{x}_n = (1 - \alpha) / [1 - (1 - \alpha)(1 + r)] \omega_n(2 + r) \quad (9)$$

长期以来,我国的城乡二元结构使得经济发展具有很强的异质性。相比城市而言,农村具有较低的初始财富水平。城市部门的劳动力更倾向于进行人力资本投资进而作为熟

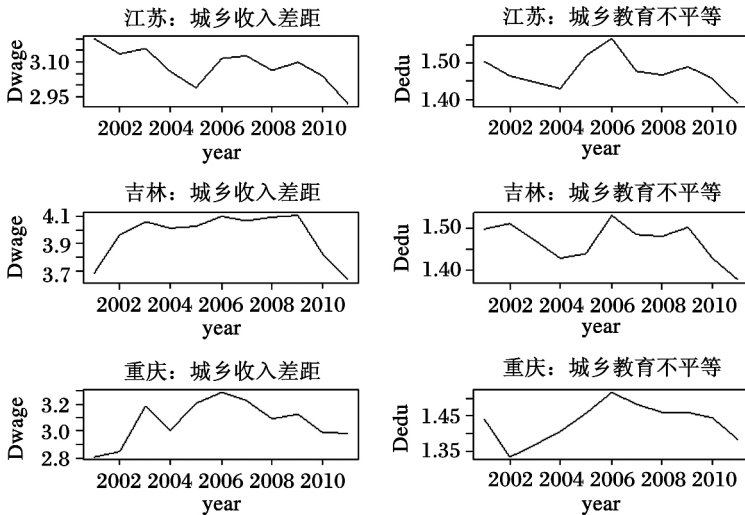
^① 向高收入的群体征税,而向低收入群体发放教育补贴。高收入群体主要集中在城镇地区,而低收入群体主要集中在农村地区。政府实施这一政策相当于采取农村偏向的教育投入政策。

练工人从事二三产业的生产活动,而农村部门的劳动力更倾向于不进入人力资本投资而继续作为非熟练劳动力从事农业生产。所以,在没有政府干预的情况下,城乡收入差距和教育水平将持续拉大,直到达到某一个均衡。当前,由于农村居民教育水平普遍较低,即使他们选择进城就业也只能进入低端劳动力市场,受到户籍和地域的双重歧视(王美艳, 2005; 谢嗣胜、姚先国, 2006; 章元、王昊, 2013)。目前,越来越多的农村居民开始重视对人力资本进行投资,一旦政府采取偏向农村的教育投入,扶持农村的教育事业发展,就能有效突破农村地区因为初始财富水平太低而无法进行人力资本投资的瓶颈,从而有效改善城乡教育不平等进而缩小城乡收入差距。

三、数据、模型与方法

(一) 数据分析

与之前的研究一致(陈斌开等, 2010; 钞小静、沈坤荣, 2014),本文采用城市居民的可支配收入和农村居民的纯收入之比来衡量城乡收入差距;使用城镇和农村6岁以上居民受教育程度之比来衡量城乡教育不平等。图1显示了我国各地区具有代表性的省份从2001年到2011年城乡收入差距和城乡教育不平等的变化趋势。其中,东、中和西部地区的代表省份依次为江苏省、吉林省和重庆市。对比这三组图来看,我国各地区城乡收入差距和城乡教育不平等之间具有相似的内在影响机制。



数据来源:根据2001~2011年《中国统计年鉴》和《中国人口与就业统计年鉴》的相关数据计算绘制^①。

图1:各地区代表省份城乡收入差距和城乡教育不平等水平变化趋势(2001~2011)

^① 2003年城乡教育水平统计出现了一定的偏误,本文采用前后两年的城乡教育水平之比的平均值来进行纠偏。

(二) 模型的建立

为了实证检验城乡收入差距与城乡教育不平等之间的相互影响以及政府的城乡教育经费投入对城乡教育不平等的影响,本文基于理论部分的研究框架,将城乡教育不平等和城乡收入差距作为相互影响的内生变量、将城乡教育经费投入比作为城乡教育不平等的主要影响因素纳入以下联立方程组模型中:

$$Dedu_{it} = \alpha_0^{(1)} + \sum_{j=0}^{m_1} \beta_j^{(1)} Dwage_{j\bar{it}} + \sum_{k=1}^{n_1} \gamma_k^{(1)} B_{kit} + u_{it} \quad (10)$$

$$Dwage_{it} = \alpha_0^{(2)} + \sum_{j=0}^{m_2} \beta_j^{(2)} Dedu_{j\bar{it}} + \sum_{k=1}^{n_2} \gamma_k^{(2)} D_{kit} + v_{it} \quad (11)$$

其中方程(10)代表城乡教育不平等的决定方程,方程(11)代表城乡收入差距的决定方程。下标*i*和*t*(*t*=2001, 2002, …, 2011)分别代表了第*i*个省份和第*t*年,本文所使用的样本包括除北京、天津、上海、西藏以外的27个省份、直辖市和自治区;*u_{it}*、*v_{it}*为模型的误差项^①。同时,考虑到城乡教育不平等和城乡收入差距之间相互影响的滞后效应,本文采用面板数据滞后模型进行研究。

城乡教育不平等方程(10)主要研究城乡收入差距、城乡教育经费投入差异以及经济增长等因素对城乡教育不平等的影响。本文使用城乡教育水平之比^②来度量城乡教育不平等(使用*Dedu*表示);农村居民纯收入与城镇居民可支配收入之比来衡量城乡收入差距^③(使用*Dwage*表示)。*B*为其他控制变量的集合,其中包括*Fedu_i*, *i*=1, 2, 3, 分别为城乡小学、初中和高中教育生均经费收入之比^④,用来衡量政府对城乡教育投入的差异;*Culture*为地方政府的科教文卫支出占总财政支出的比例^⑤,用来度量地方政府对科教的支持力度;人均GDP的对数(*Lgdp*)及其平方项(*Lgdp*²)^⑥;平均受教育年限^⑦,使用*Age*表示;东部、中部地区虚拟变量*East*, *Central*等。

城乡收入差距方程(11)主要研究城乡教育不平等、经济增长等因素对城乡收入差距的影响。*D*为主要控制变量,其中*Lgdp*、*Tax*, 分别表示经济增长和宏观税负水平^⑧; *Agri*为地方政府的农业支出占财政支出的比重^⑨,用来衡量政府对农业的支持力度;年末贷款余额占GDP的比重^⑩(用*Bank*来表示),衡量一个地区的金融市场发展程度;非国有

① 直辖市北京、天津、上海的城市居民占总人口的90%以上,其城乡差距较其它省份呈现一定的异质性;西藏的数据质量非常低,故排除这四个省市的数据。

② 各地区城镇和农村6岁以上人口受教育程度的统计来源于《中国人口与就业统计年鉴》。

③ 各地区城镇人均可支配收入和农村人均纯收入数据来源于《中国经济年鉴》。

④ 各地区农村和整体生均小学、初中、高中预算内教育支出数据来源于《中国教育经费统计年鉴》。

⑤ 各地区历年科教文卫支出数据来源于《中国统计年鉴》。

⑥ 历年GDP数据均来源于《中国统计年鉴》。

⑦ 各地区受教育水平的人口统计数据来源于《中国人口与就业统计年鉴》。

⑧ 各地区预算内财政收入数据来源于《中国卫生统计年鉴》。

⑨ 各地区历年农业支出数据来源于《中国统计年鉴》。

⑩ 各地区年末各金融机构贷款余额数据来源于各省份统计年鉴。

化^①(用 *Private* 表示)、城镇化^②(用 *Urban* 表示)和经济开放^③(用 *Open* 表示)三个结构性变量以及东部和中部两个地区虚拟变量 *East*、*Central*(陆铭、陈钊 2005; 杨俊等 2008; 陈安平、杜沛金 2010; 钞小静、沈坤荣 2014)。

(三) 估计方法

本文采用陆铭、陈钊(2005)所采用的方法对模型中的滞后项进行定阶,采用三阶段最小二乘法(3SLS)^④对(10)和(11)式所组成的联立方程模型进行估计。主要考虑是在大样本下三阶段最小二乘法估计的结果比最小二乘法和极大似然估计(MLE)方法更有效。在估计模型之前,我们首先考虑联立模型的识别问题。模型的可识别性是联立方程组可估计的充分条件。在该联立方程模型中,*Dwage*、*Dedu*以及*Dwage*、*Dedu*相关的滞后项均为内生变量,其余变量均为外生变量。就单个方程而言,外生变量个数均超过了内生变量个数,根据模型识别的秩条件和阶条件,该联立方程组模型可以被识别。

四、实证结果与分析

本文对方程(10)和(11)采用三阶段最小二乘法(3SLS)进行估计。参考陆铭、陈钊(2005)所使用的定阶方法,我们将方程(10)和(11)滞后项组合中的*n*定为4。估计结果如表1和表2所示:

表1:城乡教育不平等方程估计结果

解释变量	被解释变量 <i>Dedu</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dwage</i> (<i>n</i> = 2)	1.5573*** (0.5442)	1.5699*** (0.5862)	1.5427*** (0.5560)	1.6145*** (0.5414)	1.5187*** (0.5470)	1.5255*** (0.5497)
<i>Dwage</i> (<i>n</i> = 3)	-5.8191*** (2.1279)	-5.8186** (2.3084)	-5.7268*** (2.1714)	-5.8318*** (2.1456)	-5.7209*** (2.1314)	-5.7020*** (2.1437)
<i>Dwage</i> (<i>n</i> = 4)	4.2548*** (1.6059)	4.2543** (1.7446)	4.1748*** (1.6378)	4.1995*** (1.6287)	4.1989*** (1.6069)	4.1663*** (1.6168)
<i>Age</i>	-0.0523*** (0.01463)	-0.0495*** (0.0145)	-0.0531*** (0.0144)	-0.0512*** (0.0141)	-0.0538*** (0.0144)	-0.0518*** (0.0145)
<i>Culture</i>	-0.5714*** (0.1882)	-0.6794*** (0.1898)	-0.5646*** (0.1876)	-0.5745*** (0.1824)	-0.5727*** (0.1876)	-0.5756*** (0.1875)
<i>Fedu1</i>	0.0168 (0.0394)	0.3355 (0.2960)				
<i>Fedu1</i> ²		-0.1449 (0.1331)				

① 各地区职工总人数、国有单位职工人数数据来源于《中国经济快报》。

② 各地区年末非农业人口数据来源于《新中国60年统计年鉴》。

③ 各地区进出口总额数据来源于中经网统计数据库。

④ 3SLS可以概括为 $3SLS = 2SLS + FGLS$,即首先采取两阶段最小二乘法对联立方程组中的每个方程进行估计,再对它们进行可行的广义最小二乘估计。

续表 1

解释变量	被解释变量 <i>Dedu</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Fedu2</i>			0.0122 (0.0349)	0.6562** (0.2933)		
<i>Fedu2</i> ²				-0.2806** (0.1280)		
<i>Fedu3</i>					-0.0141 (0.0205)	0.1149 (0.1088)
<i>Fedu3</i> ²						-0.0445 (0.0368)
<i>Lgdp</i>	-4.1884** (1.6980)	-4.5329*** (1.6836)	-4.0607** (1.7261)	-3.7056** (1.6532)	-4.3195** (1.7117)	-4.2504** (1.7138)
<i>Lgdp</i> ²	0.5065** (0.2086)	0.5562*** (0.2071)	0.4914** (0.2119)	0.4503** (0.2025)	0.5215** (0.2102)	0.5119** (0.2105)
<i>East</i>	-0.0534* (0.0315)	-0.0492 (0.0303)	-0.0527* (0.0316)	-0.0435 (0.0308)	-0.0515* (0.0311)	-0.0511 (0.0311)
<i>Central</i>	-0.0503** (0.0238)	-0.0376 (0.0244)	-0.0495** (0.0238)	-0.0431* (0.0231)	-0.0505** (0.0238)	-0.0541** (0.0240)
常数项	10.6043*** (3.4651)	10.9540*** (3.4257)	10.3380*** (3.5297)	9.1621*** (3.4058)	10.9426*** (3.4983)	10.7212*** (3.5063)
<i>R</i> ²	0.5593	0.5786	0.5595	0.5723	0.5586	0.5551

注: (1) 由于去掉了前 6 年的数据, 所以实际用于估计的样本个数为 135 个。(2) *** 表示在 1% 水平上显著, ** 表示在 5% 水平上显著, * 表示在 10% 水平上显著。

表 2: 城乡收入差距方程估计结果

解释变量	被解释变量 <i>Dwage</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dedu</i> (<i>n</i> = 2)	11.1557** (4.4981)	10.3946** (4.6507)	11.3023** (4.5612)	10.6104** (4.6788)
<i>Dedu</i> (<i>n</i> = 3)	-36.7291** (15.4961)	-34.8451** (16.0133)	-37.1779** (15.7863)	-35.4731** (16.1717)
<i>Dedu</i> (<i>n</i> = 4)	25.6399** (11.1199)	24.5517** (11.4842)	25.9252** (11.3492)	24.9421 (11.6161)
<i>Lgdp</i>	-1.2355*** (0.2858)	-1.3443*** (0.2946)	-1.3113*** (0.2867)	-1.3911*** (0.2931)
<i>Agri</i>		-0.0153* (0.0089)		-0.0143 (0.0091)
<i>Bank</i>			0.0343 (0.0926)	0.0189 (0.0946)
<i>Urban</i>	-0.7631* (0.4349)	-0.8835** (0.4455)	-0.7489* (0.4353)	-0.8535* (0.4434)

续表 2

解释变量	被解释变量 <i>Dwage</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Tax</i>	2.4110* (1.2797)	2.6547** (1.3131)	2.9504** (1.3873)	2.9910** (1.4019)
<i>Private</i>	-0.2097** (0.0943)	-0.2302** (0.0982)	-0.2046** (0.0974)	-0.2263** (0.1003)
<i>Open</i>	0.0241** (0.0111)	0.0358*** (0.0129)	0.0262** (0.0115)	0.0360*** (0.0130)
<i>East</i>	-0.4753*** (0.1386)	-0.4344*** (0.1409)	-0.4616*** (0.1393)	-0.4270*** (0.1409)
<i>Central</i>	-0.4727*** (0.1100)	-0.4448*** (0.1110)	-0.4558*** (0.1132)	-0.4362*** (0.1135)
常数项	7.5154*** (1.2574)	8.2455*** (1.3294)	7.7398*** (1.2530)	8.3636*** (1.3196)
R^2	0.7321	0.7319	0.7355	0.7333

注: (1) 由于去掉了前 6 年的数据, 所以实际用于估计的样本个数为 135 个。(2) *** 表示在 1% 水平上显著, ** 表示在 5% 水平上显著, * 表示在 10% 水平上显著。

(一) 城乡收入差距和城乡教育不平等的相互影响

利用表 1 的回归(4)和表 2 的回归(2)中城乡教育不平等与城乡收入差距滞后项的系数, 计算滞后第 i 期的即期影响^①, 然后将这些滞后期的影响按年份逐次累加得到滞后前 i 期的累积影响。

图 2 描绘了城乡教育不平等与城乡收入差距之间相互的即期和累积影响。从图 2(a) 中的即期影响可以看出, 在前两期中, 城乡收入差距在当期对城乡教育不平等有负向影响。本文对此的解释是, 短期内城乡收入差距对城乡教育不平等的影响受到诸如政策、人们的心理预期等因素的影响而呈现一定波动。从目前中国的现实情况来看, 在城乡收入差距持续拉大的背景下, 整个社会开始逐渐认识到实现城乡教育均等化对缩小城乡收入差距的作用。1999 年, 我国出台了高等教育扩招政策, 高校扩招使得城镇地区大学生增加的同时, 农村接受高中教育水平的人数也在上升(邢春冰 2013)。这就导致, 短期内我国城乡收入差距虽然在扩大, 但城乡教育不平等程度非但没有加剧反而有所缓解。继续对图 2(a) 中的即期影响效应进行分析可以发现, 这种负向的即期效应从滞后第三期就开始转为正向, 并于第四期达到最大值, 此后逐渐变小并趋于零。这说明, 在短期内, 城乡收入差距对城乡教育不平等的影响并不稳定且具有明显的时变特征; 从长期来看, 随着城乡收入差距的扩大, 城乡教育不平等的程度在加剧, 但是这种正向的影响逐渐减弱。从图 2(a) 中的累积影响来看, 城乡收入差距对城乡教育不平等的影响方向同样经过短期的波动后, 最后稳定为正。但不同的是, 累积影响随着时间的增加而缓慢增加。如图 2(a), 城

^① 具体计算方法可以参照陆铭、陈钊(2005)文中所采用的方法。

乡收入之比每增加 0.1, 30 年后城乡教育水平比将累积扩大约 0.014。因此从长期累积效用来看, 城乡收入差距将造成城镇和农村居民对人力资本投资的不均等, 从而加剧城乡教育不平等。

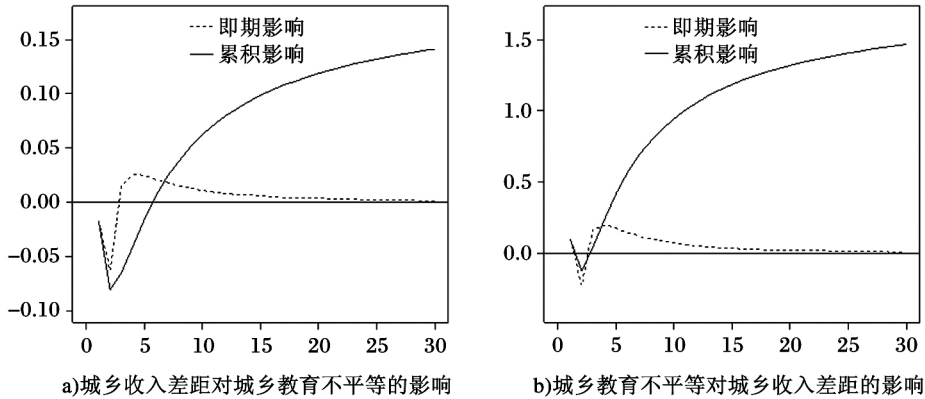


图 2: 城乡教育不平等与城乡收入差距之间相互的即期和累积影响

同样, 城乡教育不平等对城乡收入差距的影响也存在明显的时变特征。从图 2(b) 的即期影响可以看出, 滞后一期的城乡教育不平等对城乡收入差距具有微弱的正向影响, 随后在滞后二期时, 这种影响转为负向, 但从滞后三期开始变为正向并逐渐趋于零。从图 2(b) 的累积影响来看, 在滞后前两期城乡教育不平等对城乡收入差距的累积影响也不稳定, 从滞后第三期开始, 累积影响稳定为正并且持续上升。如图 2(b) 所示, 城乡教育水平之比每增加 0.1, 30 年后城乡收入之比将累积扩大约 0.14。这说明, 从即期影响和累积影响来说, 城乡教育不平等都将拉大城乡收入差距。教育对收入的影响具有滞后性, 所以, 教育不平等对收入差距的长期影响特别是长期累积影响是我们所关注的重点所在。

(二) 城乡教育经费支出对城乡教育不平等的影响

从回归的结果来看, 城乡小学和高中生均教育经费投入之比和它们的二次项对城乡教育不平等的影响均不显著。而城乡初中生均教育经费投入之比 $Fedu2$ 及其平方项 $Fedu2^2$ 的系数在 5% 的置信水平下显著(表 1 回归(4)的结果)。其中, $Fedu2$ 的系数为正, $Fedu2^2$ 的系数为负, 说明城乡初中生均教育经费之比与城乡教育水平不平等之间呈现出显著的“倒 U 关系”。 $Fedu2$ 和 $Fedu2^2$ 的系数分别为 0.6562 和 -0.2806, 据此计算出“倒 U 型关系”的拐点值为 1.1693。当 $Fedu2_{it} < 1.1693$ 时, 随着城乡初中生均教育经费支出比减小, 城乡教育不平等程度减弱; 当 $Fedu2_{it} \geq 1.1693$ 时, 随着城乡初中生均教育经费支出比增大, 城乡教育不平等程度增加。之所以城乡初中生均教育经费对城乡教育不平等程度有显著影响, 可能是因为: (1) 农村地区学生在初中阶段的辍学率较高, 一旦辍学, 就失去了后续教育的机会, 这将对人力资本积累产生十分负面的影响。增加对农村初中教育的投入, 将会对减少辍学率大有裨益, 进而会提升农村地区学生的整体受教育水平。(2) 对于农村地区学生而言, 中考升学压力更为巨大, 而农村初中办学水平与高中升学率有直接的关系。可见, 增加对农村初中教育经费的投入将有助于提高农村高中的升

学率,进而提高农村的教育水平,改善城乡教育不平等。

(三) 其它因素对城乡教育不平等和城乡收入差距的影响

从表1的估计结果来看,经济发展水平对城乡教育不平等的影响呈现出显著的“U型”关系,其拐点为4.117。目前我国大多数省份的人均GDP对数值都位于靠近拐点的左侧,所以,目前经济增长整体上有助于改善城乡教育不平等。*Age*对城乡教育不平等有显著的负向影响,说明我国整体教育水平提高的同时,也促进了城乡教育水平的均等化。另外,政府在科教文卫上的支出占GDP的比重*Culture*,能显著改善城乡教育不平等。

从表2的估计结果来看,经济发展水平与城乡收入差距显著负相关,这说明,在控制其它的因素后,我国的经济增长有助于缩小城乡收入差距。所有制结构(*Private*)对城乡收入差距有显著的负向影响,这是因为乡镇企业的发展是非国有经济的重要方面,这会对缩小城乡收入差距有正向的作用。同时,企业所有制的改革有助于提高经济的活力,促进经济发展,从而缩小城乡收入差距。城镇化率(*Urban*)对城乡收入差距有显著的负向影响,这表明我国农村人口向城市流动对于城乡收入差距的缩小具有积极的作用,这与以往研究(陆铭、陈钊 2004;吕炜、高飞 2013)得出的结论一致。对外开放程度(*Open*)对城乡收入差距的影响显著为正。这是因为中国实行对外开放以来,贸易结构不断优化升级,外商的直接投资量增加。然而,外商的投资主要流入城镇地区,促进了城镇的经济发展。因此,外商直接投资将拉大城乡收入差距。表2中回归(2)的结果显示,政府农业投入占比(*Agri*)对城乡收入差距有显著的负向影响,也就是说政府加大对农业的投入将缩小城乡收入差距。金融市场的发达程度(*Bank*)对城乡收入差距的影响不显著。

虚拟变量*East*和*Central*对城乡收入差距和城乡教育不平等的影响都显著为负,说明我国城乡教育不平等和城乡收入差距都呈现出“西高东低”的状况,即在控制其它因素后,西部较东部和中部而言,其城乡教育不平等以及城乡收入差距状况更为堪忧。加之西部地区整体的教育水平和经济发展水平较东中部地区也有一定的差距,所以,政府应该更加重视西部地区的教育以及经济的协调发展(杨俊等 2008;陆铭、陈钊 2005)。

五、稳健性检验

在上述研究中,本文所用的是城乡人均受教育年限之比来衡量城乡教育不平等,如果按照本文的研究框架,认为城乡收入差距很大程度取决于城乡人力资本差异,那么,城乡相对较高学历的群体的数量差异也能很好地衡量城乡教育的不平等。所以,本文采用农村和城市六岁以上初中学历人口数量占总人口数量之比的比值来衡量城乡教育不平等的程度(*Dedu*),并用其来重新估计联立方程组,以验证实证结果的稳健性^①。

根据稳健性分析的结果,城乡收入差距和城乡教育不平等之间相互的即期和累积影响如图3所示,与图2的结果相似。说明城乡收入差距和城乡教育不平等之间的关系具有较强的稳健性。方程(10)和方程(11)中各个解释变量(除了*Fedu3*)对被解释变量的影响无论是在大小还是方向上都没有发生较大改变。

① 限于篇幅,本文未列出稳健分析的回归结果,需要的读者请与编辑部联系。

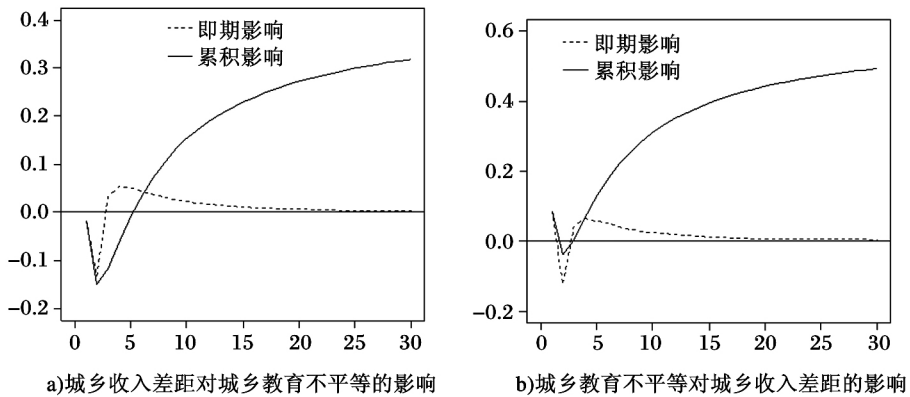


图 3: 稳健情况下城乡教育不平等和城乡收入差距之间相互的即期和累积影响

六、结论与启示

本文通过在盖勒和斯利亚 (Galor & Zerai, 1993) 所提出的跨期模型中引入城乡二元结构和政府行为, 从理论层面揭示了城乡教育不平等、城乡收入差距和政府教育投入这三者间的内在关系。在未引入政府行为前, 理论推导表明: 城乡初始资本的差距导致了人力资本投资的差异从而使得城乡教育不平等程度加剧。反过来, 城乡教育不平等又将通过人力资本投资的回报拉大城乡收入差距。在基本的跨期模型基础上, 通过引入政府行为, 进一步发现: 城乡教育不平等和城乡收入差距可以通过政府实施农村偏向的教育投入政策予以改善。

基于上述理论分析框架, 本文利用中国 2001 ~ 2011 年的省级面板数据, 构建联立方程组模型进行了经验研究。考虑到城乡教育水平和收入差距的滞后影响, 本文把城乡教育不平等和城乡收入差距及其滞后项作为相互影响的内生变量纳入了该联立方程组模型, 将城乡的生均教育经费比作为一个重要的考察变量, 研究其对城乡教育不平等和城乡收入差距的影响。本文发现: 城乡收入差距与城乡教育不平等之间的相互影响关系存在明显的时滞性特征, 从长期来看, 城乡教育不平等将会加剧城乡收入差距, 城乡收入差距也会促使城乡教育不平等的程度进一步加大。不同教育阶段(小学、初中和高中)的城乡经费投入对城乡教育不平等的影响存在显著差异。缩小城乡初中教育经费的差距可以有效地降低城乡教育不平等, 并可以进一步缩小城乡收入差距。而缩小城乡小学或高中教育经费的差距对降低城乡教育不平等和缩小城乡收入差距并无显著作用。

本文的政策意义是, 政府应该在加大教育投入的基础上, 更加关注教育资源的结构配置问题。教育经费应着重向农村义务教育, 尤其是农村初中义务教育倾斜。实施农村偏向的教育投入政策, 增加对农村初中教育的支持力度为打破城乡教育不平等和城乡收入差距“恶性循环”的怪圈提供了一个可行的思路。

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》2004 6。
- 钞小静、沈坤荣 2014 “城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长”,《经济研究》2014 6。
- 陈安平、杜金沛 2010 “中国的财政支出与城乡收入差距”,《统计研究》2010 11。
- 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》, 2010 1。
- 李实 2003 “中国个人收入分配研究回顾与展望”,《经济学(季刊)》2003 2。
- 李明芳 2007 “教育不均与城乡收入差距的思考”,《教育评论》2007 4。
- 陆铭、陈钊 2004 “城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距”,《经济研究》2004 6。
- 2005 “因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响”,《经济研究》, 2005 12。
- 林毅夫、蔡昉、李周 1998 “中国经济转型时期的地区差距分析”,《经济研究》1998 6。
- 吕炜、高飞 2013 “城镇化、市民化与城乡收入差距——双重二元结构下市民化措施的比较与选择”,《财贸经济》2013 12。
- 万川 1999 “当代中国户籍制度改革的回顾与思考”,《中国人口科学》1999 1。
- 万海远、李实 2013 “户籍歧视对城乡收入差距的影响”,《经济研究》2013 9。
- 王海光 2003 “当代中国户籍制度的形成与沿革的宏观分析”,《中共党史研究》2003 4。
- 王美艳 2005 “城市劳动力市场上的就业机会与工资差异”,《中国社会科学》2005 5。
- 邢春冰 2013 “教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例”,《经济学(季刊)》2013 1。
- 谢嗣胜、姚先国 2006 “农民工工资歧视的计量分析”,《中国农村经济》2006 4。
- 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》2008 1。
- 章元、王昊 2011 “城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视”,《管理世界》2011 7。
- 张海峰 2006 “城乡教育不平等与收入差距扩大”,《山西财经大学学报》2006 2。
- Becker, G. S. and B. R. Chiswick, 1966. “Education and the Distribution of Earning.” *American Economic Review*. 56: 358 – 69.
- Benjamin, Dwayne, Loren Brandt and John Giles, 2004. “The Dynamics of Inequality and Growth in Rural China: Does Higher Inequality Impede Growth?” *Working Paper*, University of Toronto.
- Galor, O. and J. Zeira, 1993. “Income Distribution and Macroeconomics.” *Review of Economic Studies*. 60: 35 – 52.
- Knight, J. B. and R. H. Sabot, 1983. “Educational Expansion and the Kuznets Effect.” *American Economic Review*. 45: 1 – 28.
- Sicular, Terry, Ximing Yue, Björn Gustafsson and Shi Li, 2007. “The Urban – Rural Income Gap and Inequality in China.” *Review of Income and Wealth*. 53(1): 93 – 124.
- Sylwester, K., 2000. “A Model of Public Education and Income Inequality.” *Working Paper*. Carbondale: Southern Illinois University.
- Wan, Guanghua, Ming Lu and Zhao Chen, 2006. “The Inequality – Growth Nexus in the Short and Long Runs: Empirical Evidence from China.” *Journal of Comparative Economics*. 34: 654 – 67.

The Urban – Rural Income Gap and Education Inequality and Government Spending on Education in China

Lü Wei , Yang Mo & Wang Yan

(Dongbei University of Finance and Economics , Dalian)

Abstract: This article focuses on how the internal mechanism about the Urban – rural income gap and education inequality in China can be improved by the policy of rural – bias education investment. To achieve this purpose , we extend Galor and Zeria’s theory model (1993) by incorporating the dual urban – rural structures and government behaviors. Furthermore , we build an equation system and distribute the lags model based on provincial panel data from 2001 to 2011 to test the theory model empirically. Empirical results show that the urban – rural income gap is aggravated by urban – rural education inequality. In turn , urban – rural education inequality also increases the urban – rural income gap. Moreover , reducing the ratio of urban to rural average junior middle school education expenditures can help reduce urban – rural education inequality , while reducing that ratio of primary school and senior middle school don’t help. The policy suggestion of this paper is that implementing the rural – bias policy and support of rural senior middle school can break the “vicious cycle” of urban and rural areas effectively.

Key words: Urban – Rural Education Inequality; Urban – Rural Income Gap; Government Behavior; Human Resources

(责任编辑: 刘承礼)