

# 政府教育投入、人力资本投资 与中国城乡收入差距\*

□陈斌开 张鹏飞 杨汝岱

**摘要:** 本文研究政府教育投入对城乡收入差距的影响及其作用机制。基于 2002 年 CHIP 数据, Oaxaca-Blinder 分解结果表明, 教育水平差异是中国城乡收入差距最重要的影响因素, 其贡献程度达到 34.69%。文章接下来构建一个包括厂商、消费者、政府和教育部门的理论模型, 进一步考察城乡教育水平差异的决定因素。模型揭示, 城市偏向的教育经费投入政策是城乡教育水平、城乡收入差距扩大的重要决定因素。参数校准后, 数值模拟的结果表明, 模型很好地解释了中国 1981~2001 年间全国、城镇和农村居民收入水平与收入分配的演变。敏感性检验表明本文结果对参数选择是稳健的。

**关键词:** 政府教育经费投入 人力资本投资 城乡收入差距

## 一、引言

改革开放以来, 中国经济年均增长率超过 9%, 创造了“增长的奇迹”。但在经济增长过程中, 特别是 20 世纪 90 年代以来, 收入差距也在不断扩大。大量研究表明, 城乡收入差距扩大是中国收入差距扩大最重要的影响因素, 其贡献率接近一半(林毅夫、蔡昉、李周, 1998)。事实上, 改革开放以来, 中国的城乡收入比由 1985 年 2.1 的上升至 2007 年的 3.3, 上升了超过 50%<sup>①</sup>。如果把实物性收入和补贴都算入个人收入的一部分, 中国可能已经是世界上城乡收入差距最大的国家(李实, 2003)。

现有文献多从政治经济学的角度考察中国城乡收入差距扩大的原因, 认为政府城市偏向型政策是中国城乡收入差距扩大的主要影响因素(Yang, 1999; 蔡昉, 2003; 陆铭、陈钊, 2004)。然而, 这类文献对于城市偏向型政策与城乡收入差距关系的研究多限于理论和宏观层面, 对于城市偏向型政策影响城乡收入差距微观机制的研究尚未深入, 从而也难以分析相关政策对城乡收入差距扩大的定量影响。此外, 大量研究表明, 教育不平等是中国城乡收入差距扩大的主要动因, 且贡献度呈扩大趋势(Secular et al., 2007; 薛进军等, 2008; 陈斌开、许伟, 2008), 但现有文献对于城乡教育不平等产生的政策性原因却研究很少。从现有研究的这两点不足出发, 本文将从微观基础的角度考察政府教育经费投入与城乡教育不平等, 以及城乡教育不平等与城乡收入差距之间的关系及其作用机制。

基于中国社会科学院经济研究所收入分配课题组 2002 年城镇和农村住户及个人调查的 CHIP 数据, 本文首先利用 Oaxaca-Blinder 分解方法对中国城乡收入差距的影响因素进行分解。分解结果表明, 教育是中国城乡收入差距最重要的影响因素, 其贡献程度达到 43.92%。进一步分析表明, 教育水平差异对城乡收入差距的贡献为 34.69%, 教育回报差异对城乡收入差距的贡献为 9.23%。由此可见, 教育, 特别是教育投资水平差异是城乡收入差距最重要的决定因素。

在此基础上, 文章构建一个包括厂商、消费者、政府和教育部门的理论模型, 研究城市偏

\* 作者感谢林毅夫教授对本文提供的宝贵意见, 感谢李实教授提供的数据支持。作者感谢中央财经大学学科建设基金项目(“211 工程”三期资助)、国家社科基金项目(09BJL042)、教育部人文社科基金项目和湖南省教育厅优秀青年项目(B09109)的资助。当然, 文责自负。

向的教育经费投入政策影响城乡教育水平和城乡收入差距的微观机制。政府部门城市偏向的教育经费投入政策导致城乡教育部门教育质量的差异,进而影响到居民人力资本投资回报;教育回报更高的城镇居民将进行更多的人力资本投资,使得城镇居民人力资本水平高于农村居民;城乡居民人力资本水平差异将进一步导致城乡收入差距的扩大。最后,为考察模型对中国城乡收入差距的解释力,本文对模型进行了参数校准和数值模拟。结果表明,模型很好地解释了中国1981~2001年间全国、城镇和农村居民收入水平与收入分配的演变。反事实分析表明,若农村生均教育经费投入与城市相同,2001年农村居民收入将提高近一半,城乡居民收入差距相应降低近一半。敏感性检验结果表明本文结果对参数选择是稳健的。

本文结构具体安排如下:第二节是经验证据,第三节是理论基础,第四节是数值模拟结果,第五节是结论与扩展。

## 二、经验证据

这部分将从微观住户调查数据出发考察城乡收入差距的影响因素,并进一步分析其内在机制。本文使用的数据来自中国社科院经济研究所收入分配课题组2002年城镇和农村住户及个人调查,调查覆盖22个省(直辖市、自治区),调查了6835户城镇家庭和9200户农村家庭,分别涉及20632位城镇居民和37969位农村居民(具体的数据描述可参考李实、罗楚亮,2007)。基于该数据集,我们可以定量考察各种因素对城乡劳动收入差距的影响<sup>②</sup>。我们选择年龄在20~60岁的男性、20~55岁的女性,且劳动收入大于0的个体作为研究对象。经过对主要变量(包括劳动收入、性别、年龄、经验、教育、地区等)的匹配,获得城镇和农村样本数分别为9414和8613个<sup>③</sup>。与经典文献(如Mincer,1974)一致,我们使用半对数模型估计个体劳动收入决定方程:

$$\ln(wage) = C + \alpha edu + \beta X + u \quad (1)$$

其中, $edu$ 为教育年限, $\alpha$ 为教育回报率, $X$ 为作为控制变量的个体特征。模型的其他控制变量包括经验、经验的平方、性别、民族、婚姻状况、是否中共党员、地区等个人变量。经验由至2002年底工作时间表征,对于缺失经验的个体,使用“经验=年龄-教育-6”代替,并剔除

经验小于0的样本<sup>④</sup>。表1汇报了主要变量的描述性统计和计量回归结果<sup>⑤</sup>。

从表1可以看到,城镇居民劳动收入水平是农村居民收入的2.98倍<sup>⑥</sup>。同时,城镇居民的平均受教育水平比农村居民平均高出3.6年,而城镇居民的教育回报率比农村居民高2.9个百分点,这将可能导致居高不下的城乡劳动收入差距。经验对城市居民收入的影响显著为正,且表现出边际报酬递减的特性,相反,经验对农村居民收入影响非常小。在其他解释变量中,男性劳动收入水平在城镇和农村均显著高于女性,劳动收入的性别差异同时存在于城镇和农村。已婚个体的收入显著高于未婚个体,这种差距在农村更为重要,这说明婚姻状况对个体获得劳动收入有所影响。作为社会资本表征的中共党员影响显著。民族对城镇居民收入影响不显著,但在农村比较显著,可能反映了不同民族生活区域的经济水平差异。此外,地区因素影响比较显著,说明劳动收入的地区差异始终存在,体现了地区的非平衡发展。

为考察各种不同因素对城乡收入差距的定量影响,我们使用Oaxaca-Blinder方法对城乡劳动收入差距进行分解。其基本思想是将两组变量之间的差异(如城乡收入差距)分解为禀赋差异(如教育水平差异等)和禀赋回报差异(如教育回报差异等),详细方法参见Oaxaca(1973)和Blinder(1973)。表1汇报了各种因素对劳动收入差距的贡献值和贡献百分比。从分解结果可以看出,教育是城乡收入差距最重要的贡献因素,其贡献程度达到43.92%。进一步地,教育年限差异对城乡劳动收入差距的0.511,贡献度为34.69%;教育回报差异对城乡劳动

表1 教育与城乡劳动收入差距

变量\年份	城市		农村		Oaxaca分解结果	
	系数	均值与标准差	系数	均值与标准差	大小	百分比
劳动收入		11534 (7978)		3876 (4502)	1.473	100.00
教育	0.077***	11.51 (2.96)	0.048***	7.91 (2.48)	0.647	43.92
经验	0.037***	20.35 (9.45)	-0.001	22.98 (11.59)	0.274	18.60
经验的平方	-0.001***		-0.0003***		0.103	6.99
性别	0.181***		0.141***		0.017	1.15
婚姻状况	0.096***		0.270***		0.029	1.97
民族	0.003		0.122***		-0.046	-3.12
中共党员	0.177***		0.270***		0.043	2.92
省份虚拟变量	控制		控制		0.193	13.10
常数	7.320***		6.897***		0.213	14.46
样本数		9414		8613		
调整R <sup>2</sup>		0.2491		0.1842		

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%置信水平上显著。(2)虚拟变量定义。性别:1表示男性,0表示女性;婚姻状况:1表示已婚,0表示未婚;民族:1表示汉族,0表示少数民族;中共党员:1表示是中共党员,0表示非中共党员。

收入差距的贡献为 0.136, 贡献度为 9.23%<sup>⑦</sup>。分解结果表明教育投资水平的差异是城乡收入差距最重要的决定因素<sup>⑧</sup>。然而, 城乡教育水平缘何存在如此大的差异? 人力资本投资理论普遍认为个人人力资本投资选择是由边际成本和边际收益的均衡点决定 (Ben-Porath, 1967; Becker, 1967), 这进一步取决于个体特征 (如个体能力、父母受教育程度等) 和教育部门投入水平 (Fernandez and Rogerson, 1998)。在中国, 教育部门的经费投入决策由政府做出, 政府教育投入的不同将导致城镇与农村教育质量的差异, 教育质量的差异影响到个体人力资本投资选择, 进而影响到城乡收入差距。表 2 总结了 1997~2005 年间初中生均教育经费投入<sup>⑨</sup>, 初中每万人在校生人数<sup>⑩</sup>与城乡居民收入的描述性统计。

从表 2 中可以看出, 城镇教育经费投入远远高于农村, 2000 年以来中国城镇初中生均教育经费投入一直是农村的 2 倍以上。长期的教育经费投入差异将直接导致城乡教育质量不同, 进而影响城镇和农村居民的教育投资选择。从每万人在校初中生人数可以看到, 城镇每万人在校初中生人数是农村的 1.5 倍, 农村居民人力资本投资激励相对较低<sup>⑪</sup>。人力资本投资的差异进而将影响城乡居民的收入水平差异。

### 三、理论基础

为更好地刻画政府教育经费影响个体教育投资, 进而影响城乡居民收入差距的微观机制, 这部分将构建一个包含厂商、消费者、政府和教育部门 4 个行为主体的理论模型, 考察政府教育经费投入对城乡居民收入差距的影响。我们假设, 消费者向厂商或教育部门提供人力资本并获得劳动收入, 同时向厂商购买最终消费品以最大化效用。厂商使用物质资

表 2 教育投入、人力资本投资与城乡收入差距

年份	初中生均教育经费投入			初中在校学生数 (每万人)			收入		
	城镇	农村	比例	城镇	农村	比例	城镇	农村	比例
1997	1679	843	1.99	597.83	345.26	1.73	5160	2090	2.47
1998	1814	886	2.05	579.92	365.34	1.59	5425	2162	2.51
1999	1839	962	1.91	589.26	393.22	1.50	5854	2210	2.65
2000	2123	880	2.41	626.13	417.91	1.50	6280	2253	2.79
2001	2137	884	2.42	720.98	386.12	1.87	6860	2366	2.9
2002	2386	1014	2.35	727.2	390.74	1.86	7703	2476	3.11
2003	2758	1129	2.44	688.68	403.93	1.70	8472	2622	3.23
2004	3067	1220	2.51	631.35	412.26	1.53	9422	2936	3.21
2005	3301	1487	2.22	623.98	367.83	1.70	10493	3255	3.22

数据来源:《中国统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》、《中国教育经费统计年鉴》相关年份。

注:城镇包括城市和县镇;居民收入和教育投入均为当年价格;城镇居民收入为人均可支配收入,农村居民收入为人均纯收入。

本和人力资本生产最终消费品。教育和政府部门为公共部门, 消费者通过教育部门进行人力资本生产和积累, 政府部门支付教育部门的人力资本支出。

#### (一)模型设定

##### 1.消费者

我们考虑一个两期的代际交叠模型 (Overlapping Generation Model), 家户由 1 个老年人和 1 个年轻人组成。假设经济中不存在人口增长, 且人口规模被标准化为 1。假设所有消费者具有相同的偏好, 且只关注老年时期的消费 ( $c_{t+1}$ )。家户  $j$  的年轻人出生时从老年人处继承其人力资本禀赋  $h_t^j$ , 并将  $q_t^j$  用于人力资本积累, ( $h_t^j - q_t^j$ ) 用于生产性活动。个体使用规模报酬不变的技术进行人力资本生产:

$$h_{t+1}^j = I^j (q_t^j)^{\alpha_1} (h_t^j)^{\alpha_2} (H_t^e)^{1-\alpha_1-\alpha_2} \quad (2)$$

其中,  $I^j$  为个体  $j$  人力资本生产率,  $q_t^j$  为个体年轻时期人力资本积累的投入,  $h_t^j$  为个体所在家户老年人的人力资本存量,  $H_t^e$  为教育部门在  $t$  期的人力资本存量。  $\alpha_1 \in (0, 1)$  表征人力资本生产的投入弹性,  $\alpha_2 \in (0, 1)$  是父母人力资本外部性的度量, 刻画家庭环境对个体人力资本生产的影响。  $1-\alpha_1-\alpha_2 \in (0, 1)$  表征教育部门人力资本对个体人力资本生产的影响。老年人使用人力资本  $h_{t+1}^j$  进行生产性活动并获得收入  $w_{t+1} h_{t+1}^j$ 。从而, 消费者问题可以表示为:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{c_{t+1}^j} & u(c_{t+1}^j) \\ \text{s.t.} & c_{t+1}^j = w_{t+1} h_{t+1}^j + r w_t (h_t^j - q_t^j) \end{aligned} \quad (3)$$

$$h_{t+1}^j = I^j (q_t^j)^{\alpha_1} (h_t^j)^{\alpha_2} (H_t^e)^{1-\alpha_1-\alpha_2}$$

其中,  $u(\cdot)$  为连续, 严格单调递增的凹函数,  $r$  为外生的存款利率,  $w$  为工资率。

##### 2.厂商

厂商使用规模报酬不变的新古典生产函数生产最终消费品:

$$Y_t = F(K_t, A_t h_t) = A_t h_t f(k_t); k_t = \frac{K_t}{A_t h_t} \quad (4)$$

其中,  $K_t$  为物质资本投入,  $h_t$  为人力资本投入,  $A_t$  为全要素生产率。  $f(\cdot)$  为连续、严格单调递增的凹函数, 且满足标准稻田条件  $\lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = +\infty$  和  $\lim_{k \rightarrow +\infty} f'(k) = 0$ 。由于本文关注的重点在劳动力市场, 我们对资本市场进行简化描述, 假设厂商可在完全竞争的国外资本市场上以利率  $r$  获得资本。

竞争性厂商在自由竞争的劳动力市场上购买物质资本和人力资本: 给定利率  $r$  和单位有效

人力资本劳动收入  $w_t$ , 厂商决定其物质资本投入  $K_t$  和人力资本投入  $h_t$  以最大化利润。其最优化条件为:

$$\begin{aligned} r &= f'(k_t) \\ w_t &= A [f(k_t) - k_t \times f'(k_t)] = A_t w(r) \end{aligned} \quad (5)$$

从而人力资本水平为  $h_t$ , 个体获得的劳动收入水平为  $w_t(h_t) = A_t w(r) h_t$ 。

### 3. 教育部门和政府部门

教育部门利用自身的人力资本为消费者进行人力资本积累, 教育部门人力资本质量取决于政府部门对教育部门的投入, 我们以教育部门人均收入  $g_t^i$  表征政府在  $t$  期对  $i$  地的教育投入。从而,  $i$  地教育部门的人力资本存量为  $g_t^i/w_t$ 。从而, 消费者  $j$  在  $i$  地进行人力资本投资的生产函数可以表示为:

$$h_{t+1}^j = I^j (q_t^j)^{\alpha_1} (h_t^j)^{\alpha_2} (g_t^i / w_t)^{1-\alpha_1-\alpha_2} \quad (6)$$

#### (二) 模型求解

将厂商、政府与教育部门的投入带入消费者的预算约束, 上述模型可以转换为消费者人力资本投资选择问题:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{s_t^j} \quad & u(c_{t+1}^j) \\ \text{s.t.} \quad & c_{t+1}^j = w_{t+1} h_{t+1}^j + r w_t (h_t^j - q_t^j) \\ & h_{t+1}^j = I^j (q_t^j)^{\alpha_1} (h_t^j)^{\alpha_2} (g_t^i / w_t)^{1-\alpha_1-\alpha_2} \\ & w_t = A_t w(r) \end{aligned} \quad (7)$$

消费者的最优教育投资选择由(7)式一阶条件给出, 定义  $B^i \equiv \alpha_1 (A_{t+1} / r A_t) (g_t^i / w_t)^{1-\alpha_1-\alpha_2}$ 。(7)式的最优性条件为  $q_t^j = [B^i (I^j) (h_t^j)^{\alpha_2}]^{1/(1-\alpha)}$ 。显然, 个体人力资本投资水平是政府教育投入的增函数, 也是父母人力资本水平和个体人力资本生产率增函数的增函数。个体在老年期的人力资本水平和工资收入水平分别为:

$$h_{t+1}^j = [I^j (g_t^i / w_t)^{1-\alpha_1-\alpha_2} (h_t^j)^{\alpha_2}]^{1-\alpha_1} [\alpha_1 (A_{t+1} / r A_t)]^{1-\alpha_1} \quad (8)$$

$$w_{t+1} (h_{t+1}^j) = w_{t+1} h_{t+1}^j = A_{t+1} w(r) h_{t+1}^j \quad (9)$$

由此可见, 政府教育投入对个体收入有着直接的影响, 政府教育投入增加将导致教育部门人力资本存量上升, 提高教育质量, 进而提高个体人力资本积累的生产率, 导致更高的人力资本积累和更高的工资水平。

## 四、数值模拟

为考察模型对中国城乡收入差距的解释力, 这部分将在现有文献和中国发展实践的基础上对模型参数进行校准<sup>⑤</sup>, 并基于校准的参数对模型进行

数值模拟。本节将对数值模拟结果和实际数据进行比较, 以检验模型对中国城乡收入差距的解释力, 同时进行敏感性分析以检验模型结论的稳健性。

### (一) 参数校准

模型的主要参数包括人力资本积累方程参数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$ ; 资本回报率  $r$ , 工资参数  $w(r)$ , 全要素生产率  $A$ ; 初始人力资本分布和个体能力分布。

$\alpha_1, \alpha_2$  分别是个体收入对个体教育投入和父母人力资本的弹性, 需利用微观文献对这些参数进行校准。大量文献对  $\alpha_1$  值进行了估计, Johnson 和 Stafford (1973) 估计个体收入的教育投入弹性为 0.198, Card 和 Krueger (1992) 的估计值为 0.2。由于  $\alpha_1$  的估计值非常接近, 我们将取  $\alpha_1=0.2$ 。依据代际之间收入的相关关系, Caucatt (2000) 估计了个体收入对父母人力资本的弹性约为 0.4, 从而我们取  $\alpha_2=0.4$ 。

与代际交叠经典模型一致, 本文模型中一期取为 30 年。  $r$  为 30 年期限的资本回报率, 然而中国资本回报率的准确数据是难以获得的, 准确估计资本回报的难点在于不同形态投资的资本回报率截然不同。一方面, 中国存款的真实利率非常低, 根据 CEIC 关于中国 1989 年 1 月~2005 年 12 月间一年期存款利率的数据, 中国一年期存款名义利率的均值为 6.15%, 同期中国年均通货膨胀率为 5.21%, 从而中国 1989~2005 年间年均真实利率仅为 0.94%。另一方面, 中国投资的资本回报率却非常高, 2005 年中国资本回报率估计值在 8%~15% 之间 (世界银行, 2005; 中国经济研究中心经济观察研究组, 2007)。鉴于此, 我们将真实回报率的基准值设为 8%, 并分别取真实回报率为 4% 和 12% 对模型结果进行稳健性检验。我们使用《中国教育经费统计年鉴》和《中国统计年鉴》1997~2005 年相关数据对教育经费投入的值进行估计。首先, 我们将 1997~2005 年全国、城市和农村的生均教育经费投入标准化为 1980 年不变价。然后, 我们将起始年份的  $A_0 w(r)$  标准化为 1, 并使用 1997~2005 年间人均真实 GDP 的增长率 9% 近似工资率的增长率, 得到各年  $w_t$  的值, 进而计算出各年  $g_t / w_t$  的值。最后, 我们取 1997~2005 年间的  $g_t / w_t$  平均值作为  $g / w$  的校准值: 全国  $g / w$  值为 66, 城市为 93, 农村为 41。

我们还需要对初始人力资本和个体能力的分布进行校准, 与 Hung-Ju Chen (2002) 等文献一致, 本文假设二者均服从对数正态分布。鉴于此, 我们

需要校准4个参数值:初始人力资本存量对数的均值和标准差  $E(\ln h_0)$  和  $Std(\ln h_0)$ ; 个体能力对数的均值和标准差  $E(\ln I)$  和  $Std(\ln I)$ 。我们校准这4个参数值,使之与以下数据特征相匹配:初始年份全国人均收入水平; 初始年份全国收入不平等程度; 终止年份全国人均劳动收入水平; 终止年份全国劳动收入不平等程度。

Chen 和 Ravellion(2007)利用中国城市和农村住户调查数据(UHS与RHS)计算了中国1981~2001年间全国、城市和农村的人均收入和基尼系数。我们以1981年作为初始年份,2001年作为终止年份。数据显示,1981年中国城镇人均收入为486元,农村人均收入为218元,全国人均收入为272元(1980年不变价)。同时,1981年中国城镇居民收入基尼系数为0.1846,农村居民收入基尼系数为0.2473,全国居民收入基尼系数为0.2798。由于1981年的  $A_{0w}(r)$  被标准化为1,从而中国城镇人力资本初始值对数的校准值为6.13;农村人力资本初始值对数的校准值为5.29;全国人力资本初始值对数的校准值为5.50。与初始年份收入不平等数据相匹配,初始年份中国城镇人力资本对数值标准差的校准值为0.33;农村人力资本对数值标准差的校准值为0.45;全国人力资本对数值标准差的校准值为0.5。2001年中国居民收入的均值为990,基尼系数为0.3945,由此可获得个体能力对数校准值的均值为0.77,标准差为0.65。同时,中国居民1981~2001年的人均真实收入年增长率为6.4%。在我们的理论模型中,收入增长由两部分组成:全要素生产率的提高和人力资本水平的提高,从而我们不能直接把收入增长率等同于全要素生产率。我们校准全要素生产率增长使得模型终止年份全国人均劳动收入水平与数据相近,得到  $A_{t+1}/A_t$  的校准值为5.43(即年均全要素生产率增长率为5.8%)。模型参数校准值总结于表3。

(二)数值模拟

为考虑个体人力资本选择及其对收入分配的影响,需要引入处于生命周期不同阶段的个体。假设经济中存在60代交叠的个体,以保证生命周期的每个阶段均存在样本。个体年龄均匀分布在1~60

表3 参数校准值

变量名	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$r$	$A_{t+1}/A_t$	$E(\ln h_0^*)$	$Std(\ln h_0^*)$
校准值	0.2	0.4	10.06	5.43	6.13	0.33
变量名	$E(\ln h_0^*)$	$Std(\ln h_0^*)$	$E(\ln h_0)$	$Std(\ln h_0)$	$E(\ln I)$	$Std(\ln I)$
校准值	5.29	0.45	5.48	0.50	0.77	0.65

之间,每代个体的个数为10000,即经济中存在600000个个体。一个家户包括一个年龄处于1~30岁的个体和一个年龄处于31~60的个体,即  $x$  岁的个体与  $x+30$  岁的个体组成一个家庭。处于1~30岁之间的个体选择其人力资本投资水平,并在完成教育后进入劳动力市场,31~60岁的个体利用其人力资本获得收入。

在经济的第一期,所有年轻个体(1~30岁)能力随机取自均值为  $E(\ln I)$ ,标准差为  $Std(\ln I)$ 的对数正态分布,所有年老个体(31~60岁)的人力资本随机取自均值为  $E(\ln h_0)$ ,标准差为  $Std(\ln h_0)$ 的对数正态分布。年轻个体根据(7)式做出其最优人力资本投资选择,对于年龄大于其最优教育年限的个体,其收入水平与其父辈相同,即  $w_0 h_0$ 。年老个体根据(8)式获得劳动收入。经济中的平均收入水平和收入分配定义为获得收入个体的均值和分布。

当经济进入第二期,所有个体年龄增加一岁,年龄为61岁的个体退出劳动力市场;同时,有10000个年龄为1岁的个体进入经济。新进入者能力随机取自均值为  $E(\ln I)$ ,标准差为  $Std(\ln I)$ 的对数正态分布,并按照(7)式做出其最优人力资本投资选择。以此循环,我们可以模拟出经济中人力资本水平、收入水平、收入分配的动态演化路径。本文利用模拟数据和实际数据的对比来检验模型对中国收入差距演变的解释力,考虑到数据的一致性,本节所用实际数据均来自Chen和Ravellion(2007)。

本文主要关注政府教育经费投入对城乡收入差距的影响,图1描绘了1980~2001年中国城乡人均收入水平的实际数据和模拟数据的比较。

从图1中可以看出,模型很好地拟合了1980~2001年间中国城乡收入差距的动态过程,说明本文模型对于中国城乡收入差距演变有着很强的解释力。从图中可以看出,由于教育投入的不同,中国城乡收入差距有扩大趋势。可以预期,如果城市偏向

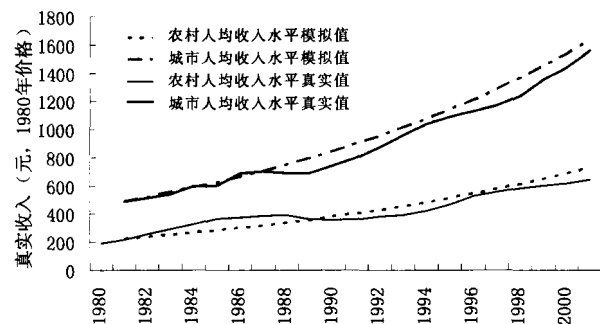


图1 城乡人均收入水平:模型与数据(1980~2001)

的教育投入政策不改变,城乡收入差距还将进一步扩大。为进一步检验理论模型对中国城乡内部收入分配演变的解释力,图2描绘了1980~2001年间城乡内部基尼系数的实际值和模拟值。

从图2可以看出,模型较好地模拟了中国城乡内部收入差距的变化。这说明理论模型在一阶矩和二阶矩上都很好地拟合了实际数据<sup>⑨</sup>。城乡内部收入差距扩大的主要原因在于个体人力资本水平尚未达到稳态,不同个体因政府投入、家庭背景和内在能力不同而选择不同的人力资本水平,导致收入差距扩大。这在中国体现为个体间人力资本水平差异的扩大和个体间收入不平等程度的扩大。为定量考察政府教育投入对城乡收入差距的影响,我们对农村收入水平的演化进行反事实分析。我们假设农村教育投入与城市相同,即 $g/w$ 为93,并模拟农村收入水平的变化,结果如图3所示。

从图3中不难看出,若政府对农村的教育经费投入与城市相同,则农村收入水平要大大高于实际的水平。事实上,在反事实的情形下,2001年农村平均水平为1057元,而非729元。换言之,若政府对

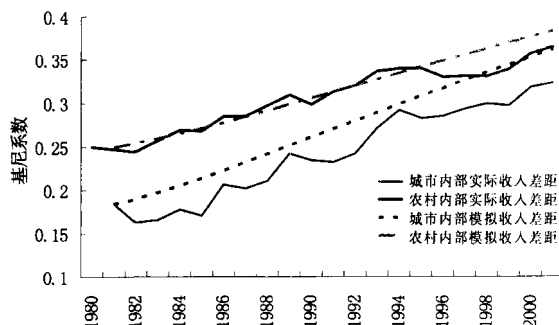


图2 城乡内部收入差距:模型与数据(1980~2001)

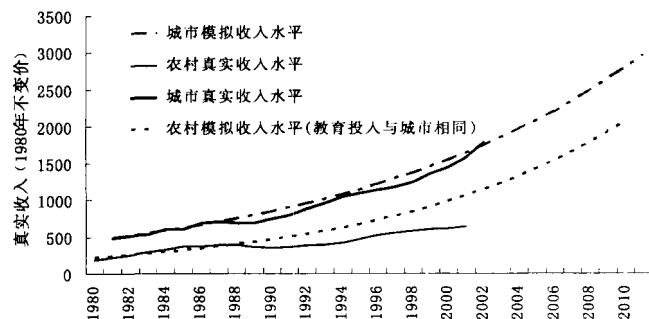


图3 城乡收入差距的反事实分析(1981~2011)

农村的教育经费投入与城市相同,则2001年农村收入水平将比实际数据提高近一半,城乡收入差距也将相应下降近一半。

### (三)敏感性检验

如前文所指出,我们选择的利率水平未必准确,本节将检验利率不同是否会影响文章结论。在基准模型中,我们选年利率为8%,在本节中我们分别选择实际利率为4%和12%。基于不同的利率,我们利用相同的方法重新校准 $E(\ln I)$ 的值:当利率为4%, $E(\ln I)$ 的校准值为0.55;当利率为12%时, $E(\ln I)$ 的校准值为1。表4描绘了不同利率水平下模拟的中国城乡收入水平的动态。

从表4中可以看出,利率水平不同基本对我们的模拟结果没有影响,说明本文模型结果是稳健的。我们也模拟了城乡内部收入不平等的演化路径,发现利率水平对城乡内部收入不平等的演化路径影响很小。

综上所述,模型很好地解释了中国1981~2001年间全国、城镇和农村居民收入水平与收入分配的演变。反事实分析表明,若农村生均教育经费投入与城市相同,2001年农村居民收入将提高近一半,城乡居民收入差距相应降低近一半。敏感性检验表明本文结果对参数选择是稳健的。

## 五、结论与扩展

本文的研究表明,教育水平差异是中国城乡收入差距扩大最重要的影响因素,城市偏向的教育经费投入政策是导致城乡教育不平等的主要原因。政府部门城市偏向的教育经费投入政策导致城乡教育部门教育质量的差异,进而影响到居民人力资本投资回报。教育回报更高的城镇居民将进行更多人力资本投资,使得城镇居民人力资本水平高于农村居

表4 不同利率水平下中国城乡居民收入水平动态

	实际收入		模拟收入(利率=8%)		模拟收入(利率=4%)		模拟收入(利率=12%)	
	农村	城市	农村	城市	农村	城市	农村	城市
1981	218	486	221	487	223	489	220	486
1982	259	515	235	518	234	517	234	519
1983	292	537	250	552	249	551	250	553
1984	326	598	266	588	265	586	265	588
1985	368	604	282	625	282	624	282	625
1986	377	686	300	664	300	664	299	665
1987	388	703	318	706	319	707	318	706
1988	392	687	338	750	339	751	338	750
1989	364	687	358	797	359	799	359	797
1990	357	745	380	846	382	849	381	848
1991	360	798	404	899	405	903	405	901
1992	381	876	429	954	431	959	430	958
1993	394	959	455	1013	457	1019	457	1018
1994	423	1041	483	1076	486	1084	485	1082
1995	465	1092	512	1142	515	1150	515	1150
1996	526	1134	543	1213	547	1221	546	1223
1997	557	1173	576	1288	580	1298	580	1299
1998	582	1240	612	1367	616	1379	616	1381
1999	604	1356	649	1451	653	1464	654	1467
2000	617	1443	688	1541	694	1555	694	1558
2001	643	1565	729	1636	735	1651	737	1655

民,进而导致更高的城乡收入差距。与现有文献相比,本文主要存在以下3个方面的特色,第一,文章强调了城市偏向教育经费投入对城乡收入差距的作用。近年来,城乡人力资本水平差异已经构成城乡收入差距扩大最重要的决定因素,城市偏向的教育经费投入政策是城乡收入差距扩大的制度性根源;第二,本文构建了一个包括厂商、消费者、政府和教育部门的理论模型,探讨了城市偏向教育经费投入政策影响城乡教育水平和城乡收入差距的微观机制,为研究城市偏向政策的影响提供了一个微观基础;第三,本文对理论模型进行了参数校准和数值模拟,检验了模型对中国城乡收入差距演变的解释力,并对模型进行敏感性检验,考察模拟结果的稳健性。

本文的研究结果具有很强的现实含义。城市偏向的教育经费投入政策是城乡收入差距扩大最重要的决定因素,它表明降低教育机会不平等是缓解城乡收入差距的一个最重要途径。九年制义务教育的贯彻执行对穷人提供了基本的教育,是教育机会平等化的一个基本前提,但基础教育质量差异是穷人人力资本水平提高的重要制约因素。唯有大幅度增加农村教育经费投入,提高教育质量,进而提高农村人力资本投资回报,才能有效降低中国城乡收入差距。中共十六大以来,政府对农村越来越重视,明确指出政府公共投入应该更加向农村倾斜。从2009年1月1日起,义务教育学校实施绩效工资制度,确保义务教育教师平均工资水平不低于当地公务员平均工资水平。本文的分析则表明,农村倾斜的教育经费投入对于提高农村居民收入是至关重要的。

此外,文章的研究还有可以深入探讨之处。本文理论模型基于完备金融市场的假设,若考虑到金融市场不完备性,城乡倾向教育投入的影响可能更大。由于人力资本投资缺乏抵押品,导致其难以在金融市场获得融资。信贷约束导致财富水平低的农村居民难以进行高人力资本水平投资(Galor and Zeria,1993),进一步恶化城乡收入差距。定量考察金融市场不完备性的影响是本文未来的研究方向。

(作者单位:陈斌开,中央财经大学经济学院;张鹏飞,北京大学经济学院;杨汝岱,湘潭大学中国农村发展研究中心、湘潭大学社会主义经济理论研究中心;责任编辑:蒋东生)

### 注释

①数据来源:《中国统计年鉴》。城乡收入分别指城市居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入。

②本文中,城镇居民劳动收入为工薪收入,包括工资及补贴收入与其他劳动收入;农村居民劳动收入包括非企业组织中劳动所得,本地企业劳动所得,常住人口外出从业所得和其他工资性收入。

③本文去掉了部分不可信的样本,包括经验或年龄小于0的样本,经验大于年龄的样本,教育大于“年龄-6”的样本,对于经验缺失的样本,我们使用“年龄-教育-6”代替。我们保留了劳动收入大于0且主要变量无缺失值的样本。

④使用“年龄-教育-6”代替经验缺失值是基于以下假设:个体6周岁后开始接受教育,受教育完成后直接进入劳动力市场。

⑤使用子样本数据直接估计教育回报可能带来选择性偏误(Heckman,1979),我们尝试使用Heckman两步法对模型进行修正,但我们发现逆Mills比率并不显著,从而我们选择汇报了更有效的最小二乘结果。

⑥城乡居民收入水平及差距与宏观数据有所差异原因在于微观数据中只考虑的劳动收入非零的个体。

⑦Secular等人(2007)在考虑了住房收入、价格差异、流动人口等因素后的分解结果与本文分解结果非常相近:教育水平的贡献为31.8%,教育回报的贡献为7.4%。

⑧大量研究发现,教育不平等是地区间收入差距的重要因素。陈钊、陆铭、金煜(2004)的研究表明,教育发展差距是我国地区间收入差距扩大的重要原因之一。白雪梅(2004)发现教育不平等导致更大的地区收入差距。杨俊、黄潇和李晓羽(2008)则发现教育不平等与收入不平等不是简单的线性关系。

⑨《中国教育经费统计年鉴》提供了小学、初中生均教育经费,农村小学、初中生均教育经费数据,根据《中国教育统计年鉴》城市、县镇、农村初中生在校人数可推算出城镇小学、初中生均教育经费投入。城镇小学教育经费一直是农村的1.5倍以上,2005年有所下降,限于篇幅,我们只汇报了初中生均教育经费结果。

⑩根据《中国教育统计年鉴》城市、县镇、农村普通初中生在校人数和《中国统计年鉴》城镇、农村年底人口数计算所得。

⑪另一方面,教育质量的差异将影响学生升学难易,这将导致教育层次越高,城乡差距越大。事实上,2005年城镇每万人在校高中生人数是农村的12.3倍,大学则可能更高。

⑫由于在数值模拟中,我们发现角点解的情形不曾出现,故此处忽略了角点解的讨论。

⑬参数校准的核心思想和具体方法参见陈斌开、许伟(2009)。

⑭文章数值模拟结果较好地反映了这城乡收入差距的变化趋势,但还难以反映出城市(农村)内部收入差距本身的波动性。中国城乡内部收入差距变化的影响因素是非常复杂的,它同时受到中国经济增长和经济转型等多方面因素的影响(李实,2003;陈斌开、许伟,2008),城乡内部收入差距波动的原因需要进一步深入研究。感谢匿名审稿人对这个问题提出的宝贵意见。

### 参考文献

(1)白雪梅:《教育与收入不平等:中国的经验研究》,《管理世界》,2004年第6期。

(2)蔡昉:《城乡收入差距与制度变革的临界点》,《中国社会科学》,2003年第5期。

(3)陈斌开、许伟:《中国城镇居民劳动收入分配与演变:1990~2003》,工作论文,2008年。

(4)陈斌开、许伟:《所有制结构变迁与中国城镇居民劳动收入差距演变》,《南方经济》,2009年第3期。

(5)陈钊、陆铭、金煜:《中国人力资本和教育发展的地区差

异:对于面板数据的估算》,《世界经济》,2004年第12期。

(6)李实、罗楚亮:《中国城乡居民收入差距的重新估计》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》,2007年第2期。

(7)李实:《中国个人收入分配研究回顾与展望》,《经济学季刊》,2003年第2期。

(8)林毅夫、蔡昉、李周:《中国经济转型时期的地区差距分析》,《经济研究》,1998年第6期。

(9)陆铭、陈钊:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》,2004年第7期。

(10)世界银行中国代表处:《国有企业分红:分多少?分给谁?》,研究报告,2005年10月。

(11)薛进军、园田正、荒山裕行:《中国的教育差距与收入差距:基于深圳市住户调查的分析》,《中国人口科学》,2008年第1期。

(12)杨俊、黄潇、李晓羽:《教育不平等与收入分配差距:中国的实证分析》,《管理世界》,2008年第1期。

(13)中国经济观察研究组:《我国资本回报率估测——新一轮投资增长和经济景气微观基础》,《经济学季刊》,2007年第6卷第3期。

(14)Becker G. S., 1967, "Human Capital and the Personal Distribution of Income", W. S. Woytinsky Lecture, No.1, University of Michigan.

(15)Blinder, Alan S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, 8, pp.436-455.

(16)Card, David and Alan Krueger, 1992, "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States", *Journal of Political Economy*, 100(1), pp.1-40.

(上接第35页) "Is the Technology-driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations Revisited", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (8), pp.1379-1399.

(38)Gali, J., 1992, "How Well Does the IS-LM Model fit Postwar U.S. Data?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, pp. 709-738.

(39)Gali, J., 1999, "Technology, Employment and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?", *American Economic Review*, Vol. 89(1), pp.249-271.

(40)Gali, J. and P. Rabanal, 2004, "Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the RBC Model Fit Postwar U.S. Data?" In: Gertler, M., Rogoff, K. (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press.

(41)Hamilton, J. B., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton New Jersey.

(42)Hansen, G., 1985, "Indivisible Labor and the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, pp.309-327.

(43)Hansen, G. and Wright, R., 1992, "The Labor Market in Real Business Cycle Theory", *Frbmqr*, Vol.16, pp.2-12.

(44)King, R., C. Plosser. and S. Rebelo, 1988, "Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, pp.195-232.

(45)King, R. and S. Rebelo, 1999, "Resuscitating Real Business Cycle", In *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1b, edited by John B. Taylor and Michael Woodford, North Holland.

(46)Kydlan, F., 1995, "Business Cycles and Aggregate Labor Market Fluctuations", In *Frontiers of Business Cycle Research*, edited by Cooley T., Princeton University Press, Prince-

(17)Caucatt, Elizabeth M., 2000, "The Evolution of the Income Distribution When There are Peer Group Effects", University of Rochester.

(18)Chen and Ravellion, 2007, "China's (uneven) Progress against Poverty", *Journal of Development Economics*, 82, pp.1-42.

(19)Fernandez R. and R. Rogerson, 1998, "Public Education and the Dynamics of Income Distribution: A Quantitative Evaluation of Education Finance Reform", *American Economic Review*, 88(4), pp.813-833.

(20)Galor, O. and J. Zeira, 1993, "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60, pp.35-52.

(21)Hung-Ju Chen, 2002, "Growth, Income and Human Capital Accumulation with Imperfect Credit Market", PHD thesis, University of California Los Angeles.

(22)Johnson, George E. and Stafford, Frank P., 1973, "Social Returns to Quantity and Quality of Schooling", *Journal of Human Resources*, 8(2), pp.139-155.

(23)Mincer, Jacob, 1974, "Schooling, Experience, and Earnings", New York: NBER.

(24)Oaxaca, R., 1973, "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.

(25)Siular, T. X. Yue, B. Gustafsson and S. Li, 2007, "The Urban-Rural Income Gap and Inequality in China", *Review of Income and Wealth*, 53 (1), pp.93-126.

(26)Yang, D. T., 1999, "Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China", *American Economic Review*, 89(2), pp.306-310.

ton.

(47)Liu Zheng and Phaneuf Louis, 2007, "Technology Shocks and Labor Market Dynamics: Some Evidence and Theory", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, pp.2534-2553.

(48)Marimon, R. and A. Scott, 1999, *Computational Methods for the Study of Dynamic Economics*, Oxford University press.

(49)Perron, P., 1990, "Test for Unit Roots in a time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistic*, Vol. 8, pp.153-162.

(50)Shapiro, M. and M. Watson, 1988, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual*, pp.111-148.

(51)Sims, C. A., 1980, "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48(1), pp. 1-48.

(52)Sims, C. A., 1986, "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 10, pp.2-6.

(53)Uhlig Harald, 2004, "Do Technology Shocks Lead to a Fall in Total Hours Worked?", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2, pp.361-371.

(54)Walsh, C. E., 2002, "Labor Market Search and Monetary Shocks", Prepared for Elements of Dynamic Macroeconomic Analysis, S. Altug, J. Chadha, and C Nolan(ed.).

(55)Yun, Tack, 1996, "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity and Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, pp.345-370.

(56)Zhang, W., 2008, "China's monetary policy: Quantity versus Price Rules", *Journal of Macroeconomics*, doi: 10.1016/j.jmacro. 2008.09.003.