

# 人力资本回报与城乡收入差距变动

罗楚亮<sup>1</sup>, 汪鲸<sup>2</sup>

(1. 中国人民大学劳动人事学院, 北京 100872;  
2. 北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

**摘要:**使用中国收入分配课题组2013年和2018年的住户调查数据,对城乡收入差距的变动特征及其人力资本成因进行了分析。发现城镇人均收入高于农村且内部差距更小,城乡收入差距随着收入分位点的上升而下降,且低收入组两年间的城乡收入比率上升幅度较大。总体不平等指数两年变化不大,组间差距有所下降,但组内差距有所上升。由于城镇人口和收入占比较大,城镇对全国不平等指数的贡献大于农村,且两年有所增长。从总体收入函数的分解来看,城镇和教育变量是总体收入不平等的主要贡献因素,城镇变量系数随着收入分位点上升而下降。教育是城乡组间收入差距禀赋效应的主要贡献因素,总体随着收入分位点的上升其禀赋效应越大,2018年中间收入群体的教育禀赋效应是最大的,系数效应随着收入分位点的上升而下降。

**关键词:**城乡收入差距;收入不平等;收入函数分解;教育回报

**中图分类号:**F015 **文献标志码:**A **文章编号:**1009-1505(2021)05-0077-16

**DOI:**10.14134/j.cnki.cn33-1337/c.2021.05.008

## 一、引言

收入不平等问题在我国经济转型和发展过程中一直受到较多关注。根据国家统计局公布的基尼系数,近十年我国居民人均可支配收入基尼系数一直接近0.47。一些研究使用住户调查数据也证实了我国收入差距处于中高位徘徊状态<sup>[1-2]</sup>。一国收入不平等会带来社会稳定性风险,李实<sup>[3]</sup>指出过去我国经济的快速发展虽然使得贫富差距拉大,但高速发展使得中低收入群体也分享到了发展成果,而未来随着我国经济趋向中低速增长,如果收入差距过大则容易出现社会矛盾和冲突,比如发达国家陆续出现的对社会财富分配不公的抗议。相关研究指出收入分配恶化与中等收入陷阱有

收稿日期:2021-07-05

基金项目:研究阐释党的十九届五中全会精神国家社会科学基金重大项目“强化就业优先政策、稳定和扩大就业研究”(21ZDA098)

作者简介:罗楚亮,男,中国人民大学劳动人事学院教授,博士生导师,经济学博士,教育部“长江学者奖励计划”青年学者,主要从事劳动经济学研究;汪鲸,女,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生,主要从事劳动经济学研究。

密切关系,因此改善收入差距过大问题对于我国经济转型与可持续发展具有重要影响<sup>[4]7</sup>。关于缩小收入差距的目标历年来一直都是政策要点。党的十九届四中全会审议通过了《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度、推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》,指出要“增加低收入者收入,扩大中等收入群体,调节过高收入”。十四五规划中也提出“着力提高低收入群体收入,扩大中等收入群体”“合理调节过高收入”“改善收入和财富分配格局”。因此研究我国收入差距的分布特征及其影响因素,对于改善我国收入分配、维持社会稳定、促进经济转型升级具有重要意义。

大多数关于我国收入差距问题的研究都集中于分析城乡收入差距,因为我国城乡之间存在严重分割现象,城乡在收入、生活水平上存在明显差距,而且城乡组间收入差距在总体不平等中一直都占有重要比重<sup>[2]5[5]36[6]43[7]</sup>。以往研究主要从三个方面对影响城乡收入差距的因素进行分析:一是宏观政策,比如研究重工业导向的发展战略、国内贸易和开放政策、西部大开发、惠农政策等对城乡收入差距的影响<sup>[2]61[5]36</sup>;二是城镇化,随着农村人口不断迁往城市,城乡劳动力市场的人口结构和生产率发生了变化,进而带来城乡收入差距变化<sup>[6]52[8-9]</sup>;三是人力资本,人力资本因素对收入决定具有重要作用,我国长期存在城乡人力资本水平差距过大、农村年轻劳动力较少、劳动人口学历普遍偏低现象,这跟农村教育投资低、教育质量较差有关<sup>[5]37[10]77</sup>。

人力资本对个人收入和经济发展具有重要影响,人力资本的优化(主要指教育水平或质量的提高)不仅可以提高劳动生产率,使劳动力技能满足产业转型的需要,更能促进创新,进一步促进技术进步和产业发展,而且人力资本优化相对于直接的政策补贴对于提高劳动者收入具有长期的效果,相对于政策层面的改进具有较少的制度和实践上的制约,因此通过人力资本优化路径缓解城乡收入不平等具有重要意义<sup>[4]7[11]</sup>。因此本文在分析城乡收入差距的影响因素时着重考虑了教育的作用。此外,近些年随着人口流动增加和人口老龄化趋势,城乡收入差距的特征及人力资本因素的作用可能会出现新变化,比如人口结构可能会对收入差距产生比以往更重要的影响,发现这些新的变动特征及其规律有助于更有针对性地调节收入差距。基于此,本文使用CHIP2013年和2018年的数据,在测算总体、城乡组间组内不平等指标的基础上,分析人力资本特别是教育对城乡收入差距的影响。

本文其余部分内容安排如下:第二部分为文献综述;第三部分对所用数据及其城乡收入分布特征进行基本描述;第四部分对不平等指数进行了城乡人群组分解;第五部分在收入函数的基础上,对城乡收入差距进行分解分析;最后是全文的总结。

## 二、文献综述

研究人力资本影响收入差距的文献主要集中于分析人群教育水平和教育分布对收入差距的影响,前者一般用教育机会或平均受教育水平衡量,后者主要用教育不平等指标衡量。

大量研究实证检验了教育对收入差距的影响。Park<sup>[12]</sup>使用59个国家的横截面数据对教育与收入不平等之间的关系进行了实证检验,发现劳动力拥有更高的教育水平有降低收入不平等的作用,劳动力的教育不平等程度越高,收入不平等程度也越高。Gregorio和Lee<sup>[13]</sup>使用1960—1990年的跨国数据进行检验,也发现了类似的结论:更高的教育水平和更公平的教育分布对收入不平等的下降有显著作用。对于一国内部的收入差距问题,早期的研究显示美国跨州的收入不平等跟教育不平等呈正相关,与平均教育水平呈负相关<sup>[14]</sup>。Mahmud和Akita<sup>[15]</sup>使用孟加拉国国民家庭收入与支出调查2005—2010年的数据,考察了教育在收入不平等中的作用,发现城乡间教育禀赋的差异是影响城乡收入差距的关键因素,但是总体来看组间差距仅占总体不平等的2.3%,90%以上的收入不平等来自城乡和教育组

内。但 Ram<sup>[16]</sup> 的研究显示教育水平和不平等程度对收入差距没有显著影响。

国内也有大量研究分析了教育对收入差距的影响,得出的结论并不一致。杨俊等<sup>[17]</sup> 使用我国1996—2004年的省级面板数据检验了教育不平等与收入不平等之间的关系,结果发现教育不平等的下降并没有改善收入不平等,但收入不平等降低会显著改善教育不平等。石大千和张哲诚<sup>[18]</sup> 通过中国综合社会调查数据库(CGSS),得到中国27省2003年、2005年、2006年、2008年、2010—2013共计8年的面板数据。研究表明,教育机会不平等显著扩大了收入差距,教育努力不平等显著缩小了收入差距。柳光强和杨芷晴<sup>[10]78</sup> 使用2006—2015年29个省份10年的数据对我国农村的教育与收入差距关系进行检验,用平均受教育年限来衡量教育扩展,用教育基尼系数来衡量教育分化,发现农村基础教育扩展有利于缩小地区收入差距,但其效应逐渐减弱,而教育分化与收入差距之间呈现显著的负相关关系。许永洪等<sup>[19]</sup> 利用1997—2016年的省级面板数据,发现教育扩展与收入差距之间的关系符合正U形关系,现阶段教育不均与收入差距之间是负相关关系,即教育不均的改善并没有起到减缓收入差距的作用。

也有部分文献研究教育对城乡之间收入差距的影响。Su和Heshmati<sup>[20]</sup> 使用中国健康与营养调查2000年、2004年、2006年和2009年4轮的数据对影响城乡收入差距的因素进行了分析,发现职业和教育是城乡收入差距的主要贡献因素,如果要缩小收入差距,城乡之间的教育质量和教育机会差距必须缩小。陈斌开等<sup>[5]37</sup> 基于中国收入分配课题组(chip)2002年的数据,用O-B(Oaxaca-Blinder)分解方法对中国城乡收入差距的影响因素进行分解,发现教育水平差异是城乡收入差距最重要的影响因素,其贡献程度达到34.69%,教育回报差异对城乡收入差距的贡献为9.23%。李丹和裴育<sup>[21]</sup> 使用各统计年鉴和中经网等数据库的数据,研究了1997—2015年间城乡基本公共服务差距对城乡收入差距的影响,发现城乡教育差距的扩大将显著加剧城乡收入差距。

本文关注近期我国总体、城乡组间和组内不平等程度的变动特征,并从人力资本视角对其进行解释,以期通过人力资本优化路径来改善收入不平等状况,这对于我国实现共享、均衡和可持续发展具有重要意义。具体来说,本文将从以下两方面展开研究:第一,测算2013年和2018年我国城乡收入差距,包括组内、组间和总体收入差距,并描述城乡收入分布特征;第二,实证检验人力资本因素,特别是教育对收入差距的影响,并分析其在不同收入分位点上的边际效应差异。

### 三、数据描述与收入分布总体特征

本文数据来自中国居民收入分配课题组(CHIP)2013年和2018年的全国住户调查。被调查户来自国家统计局住户调查的样本框,收入信息通过被调查户的收支记账汇总得到,本文的收入指的是家庭人均可支配收入。根据住户的居住地特征,两次调查都包括了城镇、农村和流动人口三类人群,并且这三类人群所覆盖的省份也是相同的。2013年的城镇(包括流动人口)和农村个体数量分别为22435个和38997个,包括6778户城镇家庭,780户流动人口家庭和10454户农村家庭。2018年的城镇和农村样本数量分别为35940个和34491个,城镇、流动人口和农村住户分别为9204户、2171户和9076户。本文按照常住地原则将流动人口归入城镇样本。两个年份的住户调查都包括东中西部不同区域的15个省份,但2018年新增了内蒙古以代替了2013年的新疆。本文根据全国东中西部城乡人群的总体结构对样本进行事后加权。

城乡居民收入分布的基本特征分别如图1和表1所示。图1展示了城乡收入对数的核密度分布情况。两个年份中城市的收入分布均在农村的右侧,并且相对更加集中,说明城镇居民收入水平相对更高且内部差距更小。2018年农村收入分布核密度峰值则更为接近城镇分布。表1计算了两个年份分城

乡的收入均值、城乡收入比率和基尼系数等。是否包含流动人口对城乡居民收入比率<sup>①</sup>的变动趋势具有相反的影响。当城镇包含流动人口时,城镇人均收入增长40.97%,大于农村人均收入增长幅度,因而两年间城乡收入比率从2.70上升到2.84。如果城镇中不包含流动人口,城乡人均收入差距则有所缩小,从2013年的2.90下降至2.84。是否包含流动人口对2018年城镇居民收入的影响不明显,这也说明流动人口与城镇居民收入均值更为趋同。

从城乡内部收入差距来看,城镇与农村内部的基尼系数在2013年与2018年都有所上升,但农村内部的基尼系数在两个年份中都要高于城镇内部。城镇中如果包含流动人口,两个年份的基尼系数比较稳定,基尼系数增幅为0.0056,这一幅度要低于农村基尼系数的上升幅度,后者为0.0158。但如果城镇样本中不包含流动人口,则城镇内部收入基尼系数上升0.0446,要高于农村增幅。

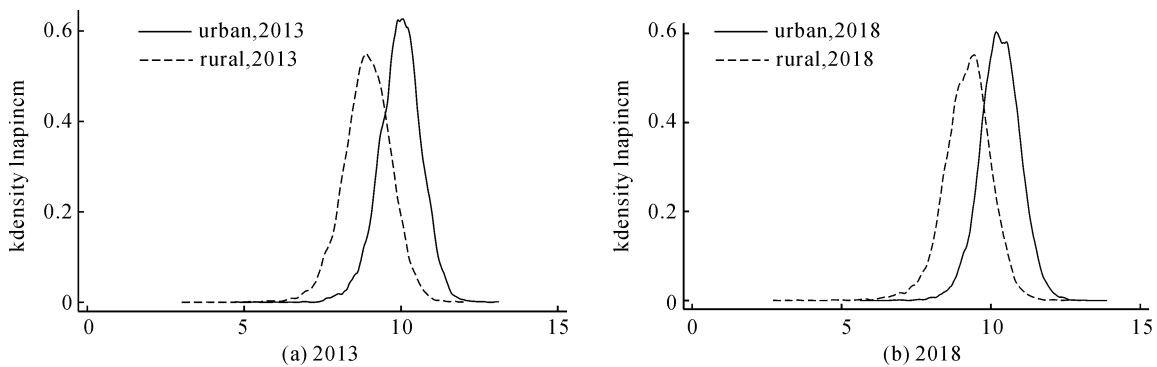


图1 对数收入的核密度分布图

表1 城乡可支配收入水平与不平等程度

	2013年		2018年		2013—2018年	
	人均收入	基尼系数	人均收入	基尼系数	人均收入变化(%)	基尼系数变化
城镇人均收入(含流动人口)	26640	0.3633	37553	0.3689	40.97	0.0056
城镇人均收入(不含流动人口)	28602	0.3544	37598	0.3702	31.45	0.0446
农村人均收入	9852	0.4066	13233	0.4224	34.32	0.0158
城/乡收入比率(含流动人口)	2.70		2.84			
城/乡收入比率(不含流动人口)	2.90		2.84			

将城镇与农村内部居民收入分别从低到高五等份分组,表2给出了各收入组的城乡人均收入比率。从中可以看出,城乡收入比率随着收入组上升而呈现出递减倾向。如在2013年中,城乡人均收入比率从最低20%人群的3.33依次递减至最高20%人群的2.52,类似情形也出现在2018年。无论是否包含流动人口,都不改变这一特征。从两个年份不同收入组中城乡收入比率的变动来看,低收入组中城乡收入比率有所上升,而高收入组中上升幅度不明显。具体来看,最低收入分组两年间的城乡差距增长幅度最大,为28.23%,其次为中高和高收入分组,增长幅度分别为4.81%和4.37%。

<sup>①</sup>按照《中国统计年鉴》,2013年和2018年城乡人均收入比率分别为2.81和2.69,略有下降。

表2 分收入组的城乡收入差距

		最低 20%	中低 20%	中间 20%	中高 20%	最高 20%
2013 年	城镇人均收入(含流动人口)	8221	15527	21933	30558	56974
	城镇人均收入(不含流动人口)	9175	17090	23776	32675	60323
	农村人均收入	2467	5190	7651	11307	22649
	城/乡收入比率(含流动人口)	3.33	2.99	2.87	2.70	2.52
	城/乡收入比率(不含流动人口)	3.72	3.29	3.11	2.89	2.66
2018 年	城镇人均收入(含流动人口)	11789	21348	30203	43001	81444
	城镇人均收入(不含流动人口)	11545	21334	30395	43276	81459
	农村人均收入	2762	6901	10397	15196	30924
	城/乡收入比率(含流动人口)	4.27	3.09	2.90	2.83	2.63
	城/乡收入比率(不含流动人口)	4.18	3.09	2.92	2.85	2.63

类似地,图2描绘了不同收入分位点上的城乡收入差距变动。随着收入分位点上升,城乡收入比率表现出明显的下降倾向,这一特征与表2类似。从图2中也可以看出,2018年的城乡差距在各分位点上高于2013年的,尤其是两端人口,这与表2的结论也是一致的,意味着提高农村低收入群体的收入对于改善城乡收入差距具有重要作用。2013年当城镇不含流动人口相比于城镇包含流动人口各分组的城乡差距更大,说明流动人口可能在城市中收入偏低,但2018年这种情况有所改善。

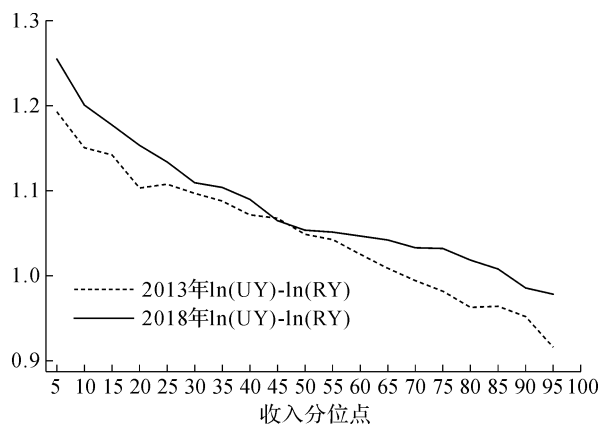


图2 不同收入分位点上的城乡收入差距

#### 四、不平等指数的城乡人群组分解

本文采用两类指标对组内、组间和整体不平等程度进行测量,一类是基尼系数,另一类是广义熵(GE)指数。不同人群组间基尼系数的分解方式如下所示<sup>[22]</sup>:

$$Gini_{whole} = \sum_{k=1}^K \omega_k^{INC} \omega_k^{POP} Gini_k + Gini_{between} + R \quad (1)$$

其中  $Gini_{whole}$  代表整个人群的基尼系数,  $Gini_k$  和  $Gini_{between}$  分别代表人群组  $k$  的组内基尼系数和组间基尼系数。 $\omega_k^{INC}$  和  $\omega_k^{POP}$  分别代表人群组  $k$  的收入和人口在总体中所占的份额,  $\omega_k^{INC} \omega_k^{POP} Gini_k$  代表了人群  $k$  对总体基尼系数的贡献数量。总的组内不平等由  $\sum_{k=1}^K \omega_k^{INC} \omega_k^{POP} Gini_k$  衡量,  $R$  代表剩余项。

GE 指数的分解如(2)式所示:

$$GE_{whole} = \sum_{k=1}^K \omega_k^{POP} \left( \frac{\mu_k}{\mu} \right)^\theta GE_k + GE_{between} \quad (2)$$

其中  $GE_{whole}$ 、 $GE_k$ 、 $GE_{between}$  分别代表整体、 $k$  组内和组间 GE 指数,  $\mu_k$  和  $\mu$  分别为人群组  $k$  和全部人群的平均收入水平,  $\theta$  取 0、1 分别为通常的 MLD 指数和泰尔指数。表 3 和表 4 分别给出了 Gini 系数和 GE 指数的城乡分解结果。

表 3 基尼系数的城乡分解

		城镇人口	城镇收入	城镇 Gini	农村 Gini	对全国 Gini 的贡献		组内	组间	剩余项	总体
						城镇	农村				
2013 年	绝对量			0.3633	0.4066	0.1501	0.0443	0.1944	0.2198	0.0352	0.4495
	份额(%)	54.23	76.21			33.39	9.86	43.26	48.91	7.83	100
2018 年	绝对量			0.3689	0.4224	0.1845	0.0297	0.2142	0.2057	0.0302	0.4502
	份额(%)	61	82			40.98	6.60	47.58	45.70	6.71	100

从表 3 可以看到,两年间总体不平等指数变动不大,组间和组内不平等指数分别有轻微下降和上升趋势。2013 年组间不平等对总体不平等的贡献略大,2018 年转为组内不平等的贡献大于组间不平等。关于组间收入差距近些年下降的原因,李实(2020)指出一是农村人口流入城市后收入高于其务农收入,且农民工工资增速较快;二是农村扶贫力度的加大和各项惠农公共政策(农业税学杂费减免、新农合、新农保等),但其分析的是 2001—2013 年间的数,对比本文数据发现上述理由依旧成立,2013 年和 2018 年流动人口的人均收入分别为 20598.52 元和 37381.63 元,远高于农村人均收入(分别为 9851.70 元和 13232.51 元),流动人口收入两年间增长了 81.48%,远高于城市和农村,农村人均收入增长幅度超过城市(不包括流动人口),而关于城乡组内不平等上升可能跟财产性收入占比增大有关<sup>[4]</sup>。

表 4 MLD 指数、Theil 指数的城乡分解

		城镇 GE 指数	农村 GE 指数	对全国 GE 贡献				组内	组间	总体
				城镇	农村	城镇	农村			
MLD 指数分解										
2013 年	绝对量	0.2262	0.2822	1	1	0.1228	0.1290	0.25181	0.1141	0.3659
	份额(%)			1	1	33.55	35.26	68.82	31.19	100.00
2018 年	绝对量	0.2311	0.3000	1	1	0.1418	0.1160	0.2578	0.1119	0.3696
	份额(%)			1	1	38.35	31.39	69.74	30.26	100.00
Theil 指数分解										
2013 年	绝对量	0.2265	0.2787	1.4034	0.5210	0.1725	0.0664	0.2389	0.1029	0.3418
	份额(%)					50.47	19.43	69.90	30.10	100.00
2018 年	绝对量	0.2333	0.2930	1.3303	0.4763	0.1903	0.0540	0.2443	0.0962	0.3405
	份额(%)					55.90	15.86	71.75	28.25	100.00

两年间城镇的基尼系数上升幅度不大,农村的基尼系数相对上升更多,为0.02个点,表明城乡内部不平等程度的差距也在扩大。2013年城镇人口占比超过了50%,2018年进一步上升为61%。城镇收入2013年占比为76.21%,2018年进一步上升为82%。人口和收入占比的上升使得城镇对全国Gini系数的贡献从2013年的33.39%上升到了2018年的40.98%,农村的贡献从2013年的不到10%,进一步下降到2018年的6.6%。

MLD指数和Theil指数的分解结果与Gini系数类似,两年间总体不平等指数变化不大,但两年组内不平等的贡献都是组间的两倍以上,且组内不平等的贡献随时间推移有上升趋势。城乡比较来看,农村内部GE指数大于城镇,且农村内部GE指数增长幅度大于城镇。相比于农村,城镇对全国GE的贡献份额在增大。

## 五、基于回归的城乡收入差距分解分析

### (一) 收入函数与G·Fields分解

为了讨论城乡因素在收入决定中的差异性,本部分将估计包含城乡差异的收入函数,并在此基础上进行G·Fields分解。收入函数的基本设定形式为:

$$\text{方程 1:} \quad \ln Y = \alpha + \theta \times \text{Urb} + \beta \times X + \mu \quad (3)$$

$$\text{方程 2:} \quad \ln Y = \alpha + \theta \times \text{Urb} + \beta \times X + \delta \times (\text{Urb} \times X) + \mu \quad (4)$$

其中 $\ln Y$ 代表对数收入,Urb为城镇变量, $X$ 为影响收入的人口特征,包括户主年龄、户主受教育程度、家庭劳动年龄人口(16—65岁)所占比重、平均受教育年限、性别结构、健康人口比率,以及65岁以上成员比率、家庭人口规模和地区因素,其中着重考察教育对收入差距的影响, $\mu$ 为误差项。由此所得到的估计系数 $\theta$ 衡量的是在控制影响收入的其他因素的情形下,城乡差异对居民收入所具有的影响。方程1和方程2的差异在于,前者限定城乡特征以外的各变量对收入的边际影响是相同的,而后者则假定这些变量的作用存在城乡之间的差异性。

在收入函数估计结果的基础上,根据G·Fields分解可以得到某个因素对总体不平等的解释程度:

$$\pi_j = \frac{\hat{\beta}_j \text{cov}(x_j, \ln Y)}{\text{var}(\ln Y)} \quad (5)$$

其中, $x_j$ 为相应解释变量, $\hat{\beta}_j$ 为其估计系数,cov和var分别表示协方差和方差。

回归中用到的变量及其在不同人群中的均值可见表5。从表5中可以看到,城镇家庭人均收入对数要高于农村,城镇户主年龄低于农村。城乡样本中,教育程度存在明显的差异。从户主受教育程度来看,2013年城镇样本中户主接受过大学教育的比重为23.7%,而农村中仅为1.1%。农村样本中户主受教育程度为初中的比重从2013年的48.5%上升至2018年的50.2%,而城镇中这一比率则略有下降。这种变化差异一方面表明城镇居民受教育程度具有更大幅度的改善,另一方面与人口流动有关,即由具有相对较高文化程度的农村劳动力向城镇地区流动所致。劳动年龄平均受教育年限也存在明显差异,城镇中高于10年,而农村中不到8年,城市劳动年龄人口平均教育年限比农村高出将近3年。劳动年龄人口中,农村样本中的男性比重更高,2013年比城镇样本高出2.5个百分点,2018年上升至2.7个百分点。从年龄结构来看,无论是城镇还是农村,16—65岁成员比率都有所下降,而农村65岁以上成员比率上升更为明显,2018年上升至10.6%,比城镇高出将近2个百分点。这也表明农村地区的老龄化进程更为快速。城镇劳动年龄人口中健康人口的比率高于农村,2013年比农村高出1.1个百分点,2018年该指标有所下降,但农村降幅更大,从0.920下降至0.904,城乡间相差2.6个百分点。表5反映了农村年轻劳动力偏少、教育程度偏低和劳动力健康水平较差的人力资本劣势。

表5 变量均值

	2013年			2018年		
	城镇	农村	合计	城镇	农村	合计
家庭人均收入对数	9.970	8.923	9.491	10.310	9.211	9.883
户主年龄(岁)	47.260	51.120	49.020	48.080	53.100	50.020
户主大学教育(是=1)	0.237	0.011	0.134	0.269	0.018	0.172
户主高中教育(是=1)	0.274	0.114	0.201	0.251	0.121	0.201
户主初中教育(是=1)	0.361	0.485	0.417	0.355	0.502	0.412
劳动年龄人口平均教育年限(年)	10.340	7.752	9.156	10.590	7.847	9.531
劳动年龄人口男性比率(0-1)	0.473	0.498	0.484	0.470	0.497	0.481
16—65岁成员比率(0-1)	0.760	0.751	0.756	0.732	0.714	0.725
65岁以上成员比率(0-1)	0.080	0.081	0.081	0.088	0.106	0.095
劳动年龄人口健康比率(0-1)	0.931	0.920	0.926	0.930	0.904	0.920
家庭人口规模(人)	3.421	4.303	3.824	3.656	4.451	3.964
西部地区(是=1)	0.229	0.319	0.270	0.238	0.334	0.275
东部地区(是=1)	0.482	0.334	0.414	0.472	0.319	0.412

从表6的估计结果可以看出,城镇变量的估计系数从2013年的0.627上升至2018年的0.718。这意味着,在其他特征相同的情形下,城镇居民相对于农村居民人均收入在2013年高出87%,2018年则上升至105%。<sup>①</sup>由此可见,城乡特征对于居民收入均值仍具有重要的影响。基于方程2的估计结果,也就是考虑到城镇变量与其他变量的交互项,可以看到城镇变量的估计系数大幅度下降。如2013年,城镇估计系数从0.627下降至0.213,2018年从0.718下降至0.487。这意味着,收入决定因素的回报特征在城乡之间的差异性是导致城乡居民收入差距的重要因素。

从户主教育程度的估计系数来看,2018年相对于2013年教育回报率有所上升,表现为相应变量的系数估计值都有不同程度的增加。在带有交互项的回归结果中,2013年城镇变量与户主教育程度交互项的估计系数都显著为正,表明城镇教育回报率要高于农村。不过,2018年这种差异主要表现在高等教育。在2018年估计结果中,户主高中、初中教育与城镇变量的交互项已经不显著,意味着高中和初中教育程度人群中,教育回报的城乡差异不明显。

家庭人口特征对家庭人均收入的影响也存在比较明显的城乡差异。城镇与男性比率和劳动年龄人口比率的交乘项对家庭人均收入都具有显著为正的影响,表明劳动能力强的人群在城镇中可能获得更高的回报。城镇与65岁以上成员比率的交乘项影响也是显著为正的,这可能与养老金体制相关,即城镇老年人更有可能获得养老金,从而家庭人均收入水平更高。城镇与劳动年龄人口健康比率交乘项为负,但其系数大小略小于劳动年龄人口健康比率的系数,可以看出健康对农村劳动力的收入影响远大于城镇。

地区变量的估计结果中,以中部地区作为参照组,西部地区的收入水平总体较低,而东部地区相对更高。不同地区之间仍然存在显著的收入差距。

<sup>①</sup>根据  $\exp(\beta) - 1$  推算得到,即  $\exp(0.627) - 1 = 0.87$ ,  $\exp(0.718) - 1 = 1.05$ 。



表6 全部人群收入函数估计结果

	2013年		2018年		2013年		2018年	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值	系数	t值
城镇	0.627	86.88	0.718	118.81	0.213	3.76	0.487	9.18
户主年龄	0.002	6.43	0.002	9.09	-0.002	-4.30	-0.001	-1.54
户主大学教育	0.401	25.60	0.485	42.38	0.328	9.81	0.380	10.77
户主高中教育	0.158	13.38	0.205	22.59	0.033	2.38	0.179	11.98
户主初中教育	0.086	10.19	0.102	14.33	0.017	1.96	0.068	6.97
劳动年龄人口平均教育年限	0.045	30.74	0.036	29.48	0.058	31.44	0.037	17.82
劳动年龄人口男性比率	-0.142	-7.84	-0.120	-7.75	-0.192	-8.79	-0.230	-8.96
16—65岁成员比率	0.299	14.08	0.313	17.53	0.179	7.41	0.235	7.52
65岁以上成员比率	0.383	13.53	0.468	20.37	0.034	1.09	0.282	7.65
劳动年龄人口健康比率	0.082	4.50	0.147	8.85	0.096	4.79	0.287	12.20
家庭人口规模	-0.177	-69.65	-0.147	-69.66	-0.178	-63.46	-0.144	-44.90
西部地区	-0.049	-7.55	-0.040	-6.33	-0.111	-13.02	-0.169	-16.79
东部地区	0.255	37.06	0.222	38.81	0.318	38.18	0.215	22.41
城镇×户主年龄					0.005	8.43	0.004	6.80
城镇×户主大学教育					0.119	2.93	0.090	2.38
城镇×户主高中教育					0.161	6.62	0.008	0.39
城镇×户主初中教育					0.074	3.81	0.012	0.81
城镇×劳动年龄人口平均教育年限					-0.016	-5.71	0.001	0.36
城镇×劳动年龄人口男性比率					0.149	4.28	0.199	6.18
城镇×16—65岁成员比率					0.191	4.70	0.119	3.13
城镇×65岁以上成员比率					0.599	10.63	0.307	6.49
城镇×劳动年龄人口健康比率					-0.023	-0.61	-0.263	-7.92
城镇×家庭人口规模					-0.003	-0.63	-0.009	-2.01
城镇×西部地区					0.120	9.33	0.226	17.63
城镇×东部地区					-0.100	-7.63	0.025	2.08
常数项	8.838	311.68	8.970	348.52	9.112	268.02	9.176	223.02
N	61022		69906		61022		69906	
F统计量	4639.52		5532.78		2684.70		2957.37	
adj. R-sq	0.519		0.500		0.527		0.506	

基于表6的回归结果,表7给出了针对收入对数方差的G·Fields分解。从方程1的分解结果来看,城镇因素对于收入不均等的解释份额在20%左右,是所有可观测解释特征中的最主要因素。其次为教育变量,对收入不均等的解释份额约为12%。考虑了城乡变量的交互效应后,2013年解释变量中对总体不平等贡献最大的是城镇与家庭结构的交互项,贡献份额为15.26%,其次是教育;2018年贡献份额最大的是城镇,为15.22%,其次是教育。如果城乡差异中考虑各解释变量的城乡系数差异,那么城乡差异对总体不平等的解释程度两年分别为18.79%和22.86%,这与方程1中城乡变量的贡献份额类似。

表7 收入不均等的 G·Fields 分解(%)

	基于方程 1		基于方程 2	
	2013 年	2018 年	2013 年	2018 年
城镇	19.64	22.47	6.66	15.25
教育	12.42	12.39	12.78	11.23
家庭结构	11.98	10.10	12.32	10.38
区域	3.40	2.94	4.60	3.79
城镇×教育			-2.37	1.70
城镇×家庭结构			15.26	3.93
城镇×区域			-0.76	1.98
其他因素	52.56	52.08	51.48	51.72

注:教育包括户主大学教育、户主高中教育、户主初中教育和劳动年龄人口平均教育年限变量;家庭结构变量包括户主年龄、劳动年龄人口男性比率、16—65岁劳动年龄人口比率、65岁以上成员比率、劳动年龄人口健康比率和家庭人口规模;区域变量包括西部地区和东部地区。

## (二) 基于分位数回归的分解分析

由于不同收入分位点上收入的影响因素可能具有不同的表现特征,本文基于 Firpo 等<sup>[23-24]</sup>提出的无条件分位回归,分析相应解释变量在因变量不同分位点上的边际效应差异。收入分布分位点处的再中心化影响函数为:

$$RIF(Y; q_\tau) = q_\tau + \frac{\tau - 1(Y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)} \quad (6)$$

其中  $q_\tau$  满足  $P(Y \leq q_\tau) = \tau, 0 < \tau < 1, P(\cdot)$  为概率分布,若  $Y \leq q_\tau, I(\cdot)$  取 1, 否则为 0;  $f_Y$  为  $Y$  的边际密度函数。如果  $E(RIF(Y; q_\tau) | X) = X\beta$ , 则  $q_\tau(Y) = E(X)\beta_\tau, \beta_\tau$  的含义为解释变量对分位点  $\tau$  处收入水平的边际效应。

根据 O-B(Oaxaca-Blinder)分解思路,城镇与农村居民收入分布  $\tau$  分位点  $q_\tau(\ln Y)$  之间的差距可以分解为:

$$q_\tau(\ln Y_U) - q_\tau(\ln Y_R) = (X_U - X_R)\beta_U + (\beta_U - \beta_R)X_R \quad (7)$$

其中下标  $U$  代表城镇,  $R$  代表农村,通过农村的解释变量和城镇的系数构造反事实参照组,上式右边第一项代表禀赋效应,第二项代表系数(歧视)效应。

为了讨论城乡差距对于收入分布差距的影响,本部分考虑了两种形式的无条件分位数回归。一种是在全部人群的基础上进行分位数回归,着重考虑城镇变量在收入分布不同分位点上的边际效应,另一种是根据城镇和农村内部收入函数的无条件分位回归结果,对城镇和农村相同分位点之间的收入决定因素差异进行分解分析。

对于全部人群的收入分布分位数回归,本文只着重讨论城镇变量在不同分位点上估计系数的分布特征。为了比较,我们把自变量仅包含城镇变量的方程命名为方程 0,<sup>①</sup>基于方程 0、方程 1 和方程 2

①即收入回归方程的基本形式为  $\ln Y = \alpha + \theta \times Urb$ 。

进行分位回归,收入分布各分位点上城镇变量的系数分布如图3所示。可以看到,无论方程中是否加入控制变量,各分位点上城镇变量的系数总体上呈递减倾向,即收入分布低分位点城镇变量的估计系数相对较高,说明城乡分割对低收入人群造成了更为不利的影响。比较2013年和2018年的估计结果可以发现,城镇变量在收入分布不同分位点的边际效应在2013年通常具有更为明显的倒U形特征,转折点也出现在更为接近于中间分位点的位置;而2018年城镇变量在收入分布不同分位点的边际效应的倒U形特征相对弱化,表现出更强的递减特征。此外,在收入分布的低分位点,城镇变量的边际效应在2018年的估计结果要高于2013年,在控制影响收入的其他因素时这一特征表现得更为明显。值得注意的是,从政策环境来看,2013年到2018年期间,针对农村低收入人群的各种补贴、救助等转移支付力度被大大加强,但图3表明,城乡分割对于农村低收入人群的不利影响并没有得到有效缓解。

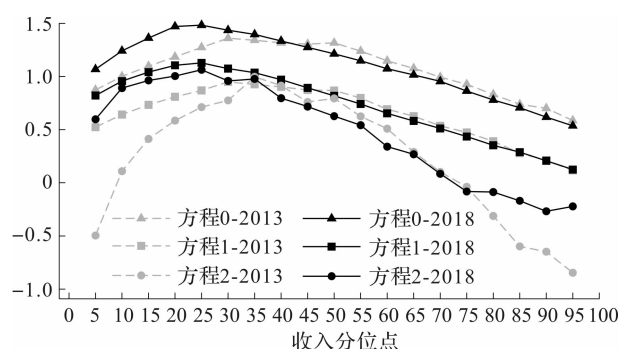


图3 Urb在各分位点的估计系数(边际效应)

表8给出了分城乡的收入函数估计结果,包括基于均值回归的OLS估计与10%、50%和90%分位点的分位回归。本文着重关注教育回报的估计结果。从不同分位点教育回报的分布特征来看,在2013年的估计结果中,城镇人群中户主受教育程度的回报通常都要高于农村人群。在城镇估计结果中,高等教育的回报随着收入分位点的上升而递增,而高中和初中的回报则有递减倾向;在农村低收入分位点上,户主教育程度都不具有显著的边际回报。除了户主为大学教育以外,城镇户主教育程度在各分位点上的边际回报都要高于农村。2018年的估计结果大体类似。值得注意的是,农村收入分布90%分位点上户主大学教育的边际回报要高于城镇。而2018年估计结果显示,农村收入分布低分位点上,教育的边际效应也有明显的改善。家庭劳动年龄人口平均教育年限反映了家庭劳动力人力资本的平均水平。在城镇估计结果中,这一变量在不同收入分布分位点的边际效应没有明显差异,而农村中则表现出轻微的递增倾向。这些特征意味着农村经济发展在一定程度上改善了农村教育的回报特征,尤其是收入分布的高分位点。

根据城镇和农村内部收入函数的分位回归结果,对收入分布10%、50%和90%分位点的城乡收入差距进行O-B分解,相应分解结果可见表9。从2013年的结果来看,禀赋效应占了40%左右,说明城乡收入差距的40%可以由方程中的解释变量特征差异来解释。系数效应的贡献份额在各分位点上都大于禀赋效应,意味着城乡收入决定机制存在较大差别。2018年各分位点禀赋效应进一步下降。从各因素贡献大小来看,2013年禀赋效应中贡献份额最大的是教育因素,接近22%,且随着收入分位点的上升,教育的禀赋效应越大。系数效应中贡献份额最大的是家庭结构,也呈现出随着收入分位点上升而增大的规律。2018年的结果与2013年相似,但从不同收入分位点结果来看,2018年中间收入群体的教育禀赋效应和家庭结构系数效应贡献份额是最大的,表明城乡中间收入群体的收入差距受教育和家庭结构差异的影响最大。

表8 分城乡收入函数回归结果

	OLS		10%分位点		50%分位点		90%分位点	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
2013年								
户主年龄	0.003***	-0.002***	0.003***	-0.003***	0.003***	-0.002***	0.006***	0.000
户主大学教育	0.447***	0.328***	0.453***	0.052	0.441***	0.167***	0.577***	0.813***
户主高中教育	0.194***	0.033**	0.364***	-0.023	0.202***	0.056***	0.100***	0.054**
户主初中教育	0.091***	0.017*	0.267***	0.019	0.049***	0.030***	0.030	-0.038***
劳动年龄人口平均教育年限	0.041***	0.058***	0.040***	0.047***	0.041***	0.057***	0.042***	0.073***
劳动年龄人口男性比率	-0.044	-0.192***	0.052	-0.221***	-0.070**	-0.238***	0.010	-0.082**
16—65岁成员比率	0.369***	0.179***	0.213***	-0.055	0.439***	0.202***	0.316***	0.173***
65岁以上成员比率	0.634***	0.034	0.503***	-0.068	0.759***	-0.045	0.527***	0.114**
劳动年龄人口健康比率	0.073**	0.096***	0.192***	0.220***	0.075**	0.085***	-0.136***	0.031
家庭人口规模	-0.181***	-0.178***	-0.273***	-0.203***	-0.172***	-0.188***	-0.110***	-0.164***
西部地区	0.010	-0.111***	-0.020	-0.214***	0.054***	-0.160***	0.015	-0.005
东部地区	0.218***	0.318***	0.098***	0.161***	0.221***	0.322***	0.384***	0.393***
常数项	9.324***	9.112***	8.746***	8.586***	9.282***	9.217***	9.944***	9.737***
样本量	22330	38692	22330	38692	22330	38692	22330	38692
F统计量	730.826	1051.260	136.475	175.205	772.127	1065.866	167.807	249.809
adj. R-sq	0.328	0.241	0.122	0.063	0.245	0.191	0.142	0.102
2018年								
户主年龄	0.003***	-0.001	0.001	-0.001	0.003***	-0.001***	0.004***	0.000
户主大学教育	0.470***	0.380***	0.439***	0.112**	0.550***	0.328***	0.480***	0.878***
户主高中教育	0.186***	0.179***	0.299***	0.125***	0.238***	0.186***	0.057***	0.204***
户主初中教育	0.080***	0.068***	0.167***	0.091***	0.086***	0.098***	0.017	0.033**
劳动年龄人口平均教育年限	0.038***	0.037***	0.036***	0.028***	0.037***	0.036***	0.038***	0.042***
劳动年龄人口男性比率	-0.031	-0.230***	-0.096**	-0.282***	-0.009	-0.254***	-0.036	-0.147***
16—65岁成员比率	0.354***	0.235***	0.264***	-0.017	0.427***	0.222***	0.334***	0.416***
65岁以上成员比率	0.589***	0.282***	0.606***	0.241***	0.688***	0.237***	0.368***	0.367***
劳动年龄人口健康比率	0.024	0.287***	0.285***	0.359***	-0.055**	0.324***	-0.218***	0.231***
家庭人口规模	-0.152***	-0.144***	-0.170***	-0.110***	-0.165***	-0.162***	-0.123***	-0.149***
西部地区	0.057***	-0.169***	0.146***	-0.192***	0.048***	-0.172***	0.019	-0.053***
东部地区	0.240***	0.215***	0.265***	0.133***	0.236***	0.247***	0.264***	0.306***
常数项	9.663***	9.176***	8.795***	8.352***	9.677***	9.314***	10.680***	9.868***
样本量	35815	34091	35815	34091	35815	34091	35815	34091
F统计量	1319.408	538.439	255.950	84.109	1471.258	636.856	228.951	199.925
adj. R-sq	0.317	0.171	0.093	0.033	0.247	0.151	0.113	0.092

注:限于篇幅,本表未列出估计系数的标准误或t统计量,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

表9 各分位点的 Oaxaca-Blinder 分解

	均值分解		10% 分位点		50% 分位点		90% 分位点	
	系数	禀赋	系数	禀赋	系数	禀赋	系数	禀赋
2013 年								
合计	0.6363	0.4106	0.6714	0.4799	0.6436	0.4047	0.5702	0.3818
	(60.78)	(39.22)	(58.32)	(41.68)	(61.39)	(38.61)	(59.89)	(40.11)
教育	-0.0705	0.2278	0.1175	0.2327	-0.0955	0.2315	-0.2051	0.2521
	(-6.73)	(21.76)	(10.21)	(20.21)	(-9.11)	(22.08)	(-21.54)	(26.48)
家庭结构	0.4892	0.1515	0.3530	0.2310	0.6395	0.1455	0.5643	0.0743
	(46.73)	(14.47)	(30.66)	(20.06)	(61.00)	(13.88)	(59.28)	(7.80)
地区	0.0049	0.0313	0.0409	0.0162	0.0346	0.0277	0.0035	0.0554
	(0.47)	(2.99)	(3.55)	(1.41)	(3.30)	(2.64)	(0.37)	(5.82)
常数项	0.2127		0.1600		0.0651		0.2075	
	(20.32)		(13.90)		(6.21)		(21.80)	
2018 年								
合计	0.7259	0.3700	0.8148	0.3858	0.6548	0.3988	0.6435	0.3427
	(66.24)	(33.76)	(67.87)	(32.13)	(62.15)	(37.85)	(65.25)	(34.75)
教育	0.0157	0.2356	0.1314	0.2231	0.0102	0.2585	-0.0651	0.2305
	(1.43)	(21.50)	(10.94)	(18.58)	(0.97)	(24.53)	(-6.60)	(23.37)
家庭结构	0.1398	0.1032	0.0851	0.1362	0.2119	0.1089	-0.1144	0.0736
	(12.76)	(9.42)	(7.09)	(11.34)	(20.11)	(10.34)	(-11.60)	(7.46)
地区	0.0833	0.0312	0.1553	0.0265	0.0698	0.0314	0.0108	0.0386
	(7.60)	(2.85)	(12.94)	(2.21)	(6.62)	(2.98)	(1.10)	(3.91)
常数项	0.4871		0.4430		0.3630		0.8122	
	(44.45)		(36.90)		(34.45)		(82.36)	

注:括号内表示相应因素占总体差距的解释份额(%)。

图4进一步对各分位点进行细化,描绘了各分位点上禀赋效应的变化,结论与上述分析一致,2013年的禀赋效应整体比较平稳,2018年的禀赋效应有所下降,且中间分位点的禀赋效应对收入差距的贡献最大,之后随着收入分位点的上升,禀赋效应有所下降。图5和图6描绘了不同收入分位点上教育的禀赋效应和系数效应变化,总体上随着收入分位点的上升,教育的禀赋效应在增大。2018年中间群体的教育禀赋效应最大,与2013年相比有了较大幅度的增长,说明提高农村中间收入分位点群体的教育水平对于缩小该部分人群的城乡收入差距会起到非常有效的作用。系数效应随着收入分位点的上升而下降,说明相对于高收入群体,低收入群体城乡教育收益率差异对其城乡收入差距贡献更大。由于低收入群体的城乡收入差距也是相对较大的,这意味着若低收入群体能进入城镇劳动力市场获得更高的教育收益率,不仅有助于提高其收入,也能有效地缩小城乡收入差距。2018年的系数效应整体有所上升,在15%分位点以上,系数效应对城乡收入差距的贡献转为负,说明在较高收入分位点群体中,农村的教育回报率大于城镇。

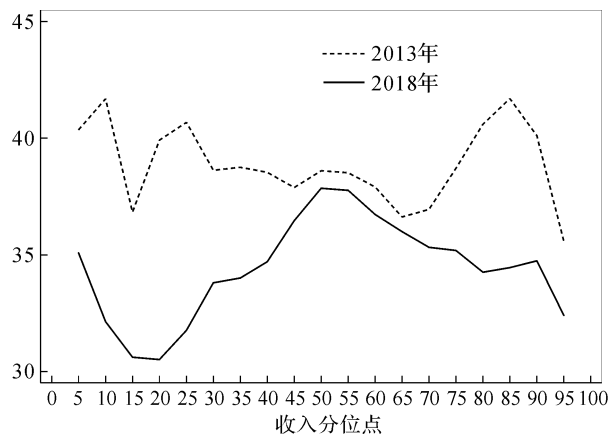


图4 各分位点城乡差距的禀赋效应 (%)

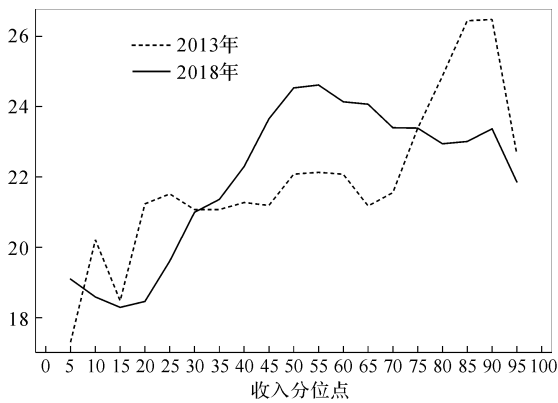


图5 各分位点城乡差距的教育禀赋效应

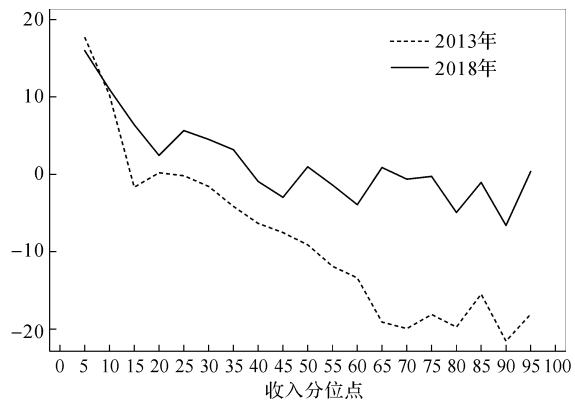


图6 各分位点城乡差距的教育系数效应

### 六、总结

本文使用中国收入分配课题组(CHIP)2013年和2018年的数据,分析了两年城乡居民收入差距变动特征及其人力资本成因。从城乡居民收入分布特征来看,城镇收入远高于农村且内部差距更小,2013年城镇居民人均收入是农村居民的2.7倍,2018年进一步上升为2.8倍左右。城乡收入差距随着收入分位点的上升而下降,即低收入群体的城乡收入差距较大,且低收入组两年间的城乡收入比率上升幅度较大。农村内部收入不平等程度大于城镇,且两年增幅大于城镇。流动人口的收入两年间有所上升,2018年与城镇居民收入均值趋同。

从收入分配角度看,总体不平等指数两年变化不大,这是因为城乡组内和组间不平等分别具有不同的变动趋势,组间差距有所下降,但组内差距有所上升。2018年组内不平等对总体不平等的贡献已经超过组间不平等。由于城镇化导致城镇人口和收入占比上升,城镇对全国不平等指数的贡献大于农村,且两年间有所增长。

从总体收入函数及其分解来看,在其他特征相同的情况下,城镇居民人均收入显著高于农村居民,城乡特征对于居民收入均值具有重要的影响,收入回报特征在城乡之间的差异也是导致城乡居民收入差距的重要因素。城镇和教育变量是总体收入不平等的主要贡献因素。基于分位数回归的分解

结果表明,各分位点上城镇变量的系数总体上呈递减倾向,即城乡分割对低收入分位点人群造成了更为不利的影响,且这种不利影响两年有所增长。农村高收入分位点上的教育回报则有所改善。2013年城乡组间收入差距的禀赋效应占了近40%,2018年其解释份额有所下降,而且中间收入分位点群体的总体禀赋效应较大。教育是禀赋效应的主要贡献因素,随着收入分位点的上升其禀赋效应越大,相比于2013年,2018年中间收入分位点群体的教育禀赋作用是最大的。系数效应随着收入分位点的上升而下降,说明相对于高收入群体,低收入群体城乡教育收益率差异对其城乡收入差距贡献更大。

本文的结论强调了提高农村居民教育和人力资本水平的重要性。农村居民整体收入水平偏低,内部不平等程度高,存在人口老龄化、年轻劳动力偏少、教育程度偏低等人力资本劣势。根据本文结论,提高农村居民教育水平可以有效缓解城乡收入差距,可能的机制如下:根据城乡收入差距的O-B分解结果,教育禀赋效应随着收入分位点的上升而增大,这意味着提高农村中高收入群体的教育水平能更有效地缩小城乡收入差距。特别地,2018年中间收入群体的总体禀赋效应和教育禀赋效应是最大的,因此农村中间收入群体也许是政策的着力点。此外,从教育的系数效应来看,农村中高收入群体的教育收益率高于城市,意味着农村教育投资可以获得更大的收入回报。

本文还为通过促进人口城乡流动来缩小城乡收入差距提供了经验支持<sup>[25-26]</sup>。一方面,本文发现低收入群体的城乡收入差距及其增长幅度相对比较大,而该部分人群受城乡分割的影响也是最大的,如果允许该部分群体进城,则其收入可以得到很大的提高。另外,由于城乡教育收益率差异是构成低收入群体收入差距的重要因素,进城后该部分群体也可以通过更高的教育回报获得更高的收入。另一方面,提高农村居民的教育水平也可以通过人口流动来实现。若中高收入群体能进城接受更好的教育,也将有效缩小城乡收入差距。本文的结论验证了教育通过人力资本机制对城乡收入差距产生了重要影响,通过投资农村教育或者破除城乡人口流动障碍,进而缩小城乡居民教育水平和收益率差异,是缓解城乡收入不平等的有效手段。

#### 参考文献:

- [1] 罗楚亮,李实,岳希明. 中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J]. 中国社会科学,2021(1):33-54.
- [2] 罗楚亮. 收入结构与居民收入差距变动——新中国成立以来收入差距的基本特征[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2020(4):32-42.
- [3] 李实. 全球化中的财富分配不平等:事实、根源与启示[J]. 探索与争鸣,2020(8):17-20.
- [4] 谢伏瞻,蔡昉,江小涓,等. 完善基本经济制度推进国家治理体系现代化——学习贯彻中共十九届四中全会精神笔谈[J]. 经济研究,2020(1):4-16.
- [5] 陈斌开,张鹏飞,杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界,2010(1):36-43.
- [6] 万海远,李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究,2013(9):43-55.
- [7] MA X, F WANG, CHEN J. The Income Gap Between Urban and Rural Residents in China: Since 1978[J]. Computational Economics,2018(52):1153-1174.
- [8] 陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究,2004(6):50-58.
- [9] 穆怀中,吴鹏. 城镇化、产业结构优化与城乡收入差距[J]. 经济学家,2016(5):37-44.
- [10] 柳光强,杨芷晴. 基础教育差异对农村地区收入分配的影响——异质性教育收益视角的解释[J]. 教育研究,2019(2):69-84.
- [11] 程锐,马莉莉. 制造业出口高质量升级的内源动力:人力资本的结构演进视角[J]. 商业经济与管理,2020(4):68-87.
- [12] PARK K H. Educational Expansion and Educational Inequality on Income Distribution[J]. Economics of Education Review,1996,15(1):51-58.
- [13] GREGORIO J D, LEE J. Education and Income Inequality[J]. Review of Income and Wealth,2002,48(3):395-416.
- [14] CHISWICK B. Education and the Distribution of Earnings[J]. American Economic Review,1966,56(1-2):358-369.
- [15] MAHMUD S S, AKITA T. Urban and Rural Dimensions of the Role of Education in Income Inequality in Bangladesh[J]. Review of Urban & Regional Development Studies, 2018,30(3):169-183.

- [16] RAM R. Population Increase, Economic Growth, Educational Inequality, and Income Distribution: Some Recent Evidence[J]. *Journal of Development Economics*, 1984, 14(3): 419-428.
- [17] 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[J]. *管理世界*, 2008(1): 38-47.
- [18] 石大千, 张哲诚. 教育不平等与收入差距关系再检验——基于教育不平等分解的视角[J]. *教育与经济*, 2018(5): 48-56.
- [19] 许永洪, 萧珍丽, 朱建平. 教育缓解了收入分配不均衡吗[J]. *数理统计与管理*, 2019(4): 704-718.
- [20] SU B, HESHMATI A. Analysis of the Determinants of Income and Income Gap between Urban and Rural China[J]. *China Economic Policy Review*, 2013, 2(1): 1-29.
- [21] 李丹, 裴育. 城乡公共服务差距对城乡收入差距的影响研究[J]. *财经研究*, 2019(4): 111-123.
- [22] 徐宽. 基尼系数的研究文献在过去八十年是如何拓展的[J]. *经济学(季刊)*, 2003(3): 757-778.
- [23] FIRPO S P, FORTINN M, LEMIEUX T. Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions[J]. *Econometrics*, MDPI, *Open Access Journal*, 2018, 6(2): 1-40.
- [24] FIRPO S, FORTINN, LEMIEUX T. Unconditional Quantile Regression[J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 953-973.
- [25] 洪勇, 王万山. 技术创新、市场分割与收入不平等——基于中国省级面板数据的分析[J]. *商业经济与管理*, 2019(9): 57-67.
- [26] 刘玉成. 科技创新对科技人才聚集的影响及其空间溢出效应——基于空间面板 Durbin 模型的实证研究[J]. *浙江工商大学学报*, 2019(5): 80-91.

## Return of Human Capital and Change of Urban-Rural Income Gap

LUO Chuliang<sup>1</sup>, WANG Jing<sup>2</sup>

(1. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

**Abstract:** Using the 2013 and 2018 household survey data of the China Household Income Project (CHIP), we analyze the changing characteristics of the urban-rural income gap and the cause of it from the human capital perspective. It is found that the urban per capita income is higher than that of the rural areas and its internal gap is smaller. The urban-rural income gap decreases with the increase of the income quantile, and the urban-rural income ratio of the low-income group increases greatly in two years. The overall inequality index changed little over the two years, with the gap between groups declining, but the gap within groups increasing. Due to the large proportion of urban population and income, the contribution of urban areas to the national inequality index is greater than that of rural areas, and has increased in the two years. Based on the income function and its decomposition, the urban and education variables are the main contributing factors of the overall income inequality, and the coefficient of urban variable decreases with the increase of the income quantile. Education is the main contributor to the endowment effect of the income gap between urban and rural groups, and the education endowment effect increases with the increase of the income quantile. In 2018, the education endowment effect of middle-income groups is the largest. The coefficient effect decreases with the increase of the income quantile.

**Key words:** urban-rural income gap; income inequality; decomposition based on regression; education return



(责任编辑 孙 豪)