・理论研究・

中国城镇劳动力工资收入差距的长期演变

李 实1,2,吴珊珊3,邢春冰4

(1.浙江大学 公共管理学院,浙江 杭州 310030; 2.浙江大学 长三角智慧绿洲创新中心,浙江 嘉兴 314102; 3.首都经济贸易大学 劳动经济学院,北京 100070; 4.中国人民大学 农业与农村发展学院,北京 100086)

摘 要:随着中国经济的转型和共同富裕的不断推进,城镇劳动力工资收入差距不断扩大受到了学术界和管理层的广泛关注。本文使用1988—2018年中国家庭收入调查 (CHIP) 数据,考察了中国城镇劳动力工资收入差距的长期演变及其影响因素。研究结果表明,1988—2018年,中国城镇劳动力工资收入差距不断扩大。本文采用三种方法考察中国城镇劳动力工资收入差距扩大的影响因素,其中,采用明瑟 (Mincer) 工资方程的回归结果表明,城镇劳动力受教育程度对工资收入的影响持续上升;运用 Shorrocks 分解方法发现,受教育程度在工资收入分配中起到的作用不断加强,地区差异带来的影响不断弱化;使用反事实方法在将工资收入差距分解为条件分布(价格效应)和特征分布(组成效应)后发现,价格效应在工资收入差距扩大中起主导作用。本文的研究结果对于理解中国劳动力市场的演变、工资收入分配变化以及推动共同富裕具有重要参考价值。

关键词:工资收入差距;劳动力受教育程度;Shorrocks分解;反事实分解方法

中图分类号: F126.2; F249.24 文献标识码: A 文章编号: 1000-176X(2023)07-0016-15

一、问题的提出

经过改革开放四十多年的发展,中国完成了脱贫攻坚、全面建成小康社会的历史性任务,取得了令世界瞩目的经济成就。但在经济高速增长和居民收入屡创新高背后,经济发展不平衡不充分的隐忧和居民收入差距仍然较大的问题引起了各界重视。党的二十大报告提出,到2035年基本实现社会主义现代化远景目标,其中,包括到2035年居民人均可支配收入再上新台阶、中等收入群体比重明显提高、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。实现共同富裕是中国式现代化的本质要求之一,而完善收入分配制度是实现共同富裕目标的关键环节。但是由于中国的二元经济结构,城乡发展和收入分配差距仍然较大,对总体收入差距产生了重要影响。[©]在城市化率进一步提升的背景下,城镇劳动力收入差距对全国居民收入差距的影响越来越大[1-3]。由于

收稿日期: 2023-04-20

① 在社会主义集体所有制时期,中国社会各阶层收入水平极其平等。根据 2009年世界银行数据,20世纪 80年代,中国收入基尼系数约为 0.300。但 2019年中国国家统计局数据显示,2018年中国收入基尼系数已达到 0.468。

基金项目: 浙江省哲学社会科学规划 "高质量发展建设共同富裕示范区"重大招标课题"实现共同富裕过程中优化收入分配结构问题的研究";浙江大学中央高校基本科研业务费专项资金;浙江大学长三角智慧绿洲创新中心专项项目;首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务费专项资金(XRZ2022055)

作者简介:李 宴(1956-),男,江苏徐州人,教授,博士,博士生导师,主要从事收入分配与公共政策研究。E-mail:lishi9@zju.edu.cn

吴珊珊(通讯作者)(1989-), 女,福建福州人,讲师,博士,主要从事工资与收入分配研究。E-mail:wushanshan2121@outlook.com

邢春冰(1977-),男,河北三河人,教授,博士,博士生导师,主要从事城乡收入分配、人力资本和教育政策研究。E-mail: xingchb@ruc.edu.cn

工资收入是城镇劳动力的主要收入来源,工资收入差距问题受到的关注不断提升,一些学者对工资收入差距整体演变过程进行了深入探讨,着力于寻找影响工资收入差距及其变动的内在原因 [4-6]。另一部分学者则重点关注不同特征群体间的工资收入差距,如城乡工资收入差距 [7-8]、性别工资收入差距 [9-10]、地区工资收入差距 [11]、行业工资收入差距 [12]、所有制工资收入差距 [13]。本文在已有研究的基础上,利用中国居民收入分配课题组收集的 1988—2018 年不同时期的住户调查数据,对中国城镇劳动力工资收入差距的长期演变及其影响因素进行分析。

20世纪90年代以来,中国城镇劳动力市场经历了重大变革。第一项重大变革是20世纪90年 代中后期的国有企业改革。在20世纪90年代初期以前,中国城镇国有企业和集体企业就业人员 一直占城镇总就业人员的80%以上,而私营企业就业占比则从20世纪90年代开始持续升高。随 后的国有企业改革进一步显著改变了城镇地区劳动力就业的所有制结构: 1997—1998年, 非公 部门就业占比急剧增加了16个百分点至46%,到2019年这一占比已经高达87%。[®]所有制改革使 得国有企业和集体企业的就业份额持续下降。在这场改革冲击下,大批城镇中年劳动力纷纷下 岗、但私营企业的扩张增加了对劳动力的需求。同时、劳动力雇佣和工资收入开始由劳动力市场 供求状况决定,这导致城镇劳动力市场上的工资收入差异显著扩大[14-15]。第二项重大变革是20 世纪90年代以来,城镇劳动力市场涌入大量农村户籍劳动力。虽然这一时期劳动力工资收入迅 速增长,但逐渐放开的流动人口政策使城镇劳动力就业受到了巨大的冲击。陈玉宇等[16]利用 1995年和2002年的CHIP数据研究发现,人力资本和地区因素两个变量对工资收入差距的影响愈 发显著,教育回报率的上升显著扩大了城镇地区的工资收入差距。农村户籍流动人口的进入加剧 了城镇劳动力市场上低技能劳动力的竞争。Zhang等[15]使用更新的CHIP数据或其他调查数据也 得到了类似的结果。Xing和Li^[17]研究表明,工资收入残差不平等(组内差距)的上升也主要是 由技能价格上升导致的。第三项重大变革是1999年启动的高等教育扩招政策。在高等教育扩张 初期,扩招政策不仅缓解了当时的就业压力,也为劳动力市场输送了大量高技能劳动力。但 2008年全球金融危机对中国经济造成了巨大的需求冲击。一些学者也提出,经历了高速增长的 中国经济增速将逐渐放缓,中低速增长将成为中国经济的新常态。面对整体减速的经济状况,大 学毕业生所面临的竞争压力不断增加。由于高等教育招生规模不断扩大、劳动力市场中大学毕业 生的数量不断增加,对高学历劳动力的工资收入水平产生影响。这种影响究竟对不同受教育程度 劳动力(尤其是年轻组别)相对工资收入差异产生什么作用?这也是本文重点关注的问题。

在不同改革时期,中国城镇劳动力的工资收入水平呈现怎样的变化趋势,不同劳动力之间的工资收入差距如何变化?本文试图基于1988—2018年CHIP数据,来回答这些问题。概括起来,本文可能的学术贡献如下:第一,本文对中国城镇工资收入差距的长期变化进行描述和分析,其结果有助于深入理解劳动力市场演变与工资收入差距之间的关系。第二,本文对各种影响工资收入差距的因素进行分解分析后,发现个人受教育年限对工资收入差距具有越来越重要的影响,已成为决定工资收入增长和工资收入差距扩大的主导性因素,这是对现有文献的有益补充。第三,本文利用反事实分解方法发现,城镇工资收入差距的拉大主要归因于价格效应,即各种影响工资收入增长的特征要素回报率的相对变化,而组成效应起到的作用并不明显,这为政府制定精准的支持政策提供了决策依据。

二、研究设计

(一) 数据说明

本文使用1988年、1995年、2002年、2007年、2013年和2018年六轮中国家庭收入调查

① 城镇就业占比除国有企业和集体企业就业人数占比外即为非公部门就业占比。

(CHIP)数据,时间跨度长达三十年。1988年的城镇住户调查大部分集中在北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、云南和甘肃10个省份。1995年在1988年调查省份的基础上增加了四川。[©]2002年覆盖的省份和1995年相同。相比于2002年的调查,2007年的调查还包括上海、浙江、福建和湖南4个省份,2013年的调查增加了山东和湖南。2018年的调查比2013年的调查多了内蒙古。由于本文研究的重点是城镇劳动力工资收入差距,所以,样本中仅包含其工资收入为正且从事工资性收入就业的人员,年龄限制在20—60岁之间,均为城镇户籍劳动力,不包含农民工,本文使用地区权重对样本进行了加权处理,各年份的样本量如表1所示。

CHIP数据不仅具有全国代表性和跨期可比性,还涵盖了中国转型发展过程中的几个重要时期。1988—1995年,随着中国城镇经济体制从计划经济向市场经济转变,中国开启了国有企业改革进程,资源配置方式逐渐市场化;1995—2002年,中国国有企业改革进入攻坚阶段,为了减员增效,导致大量工人失业或下岗;2002—2007年,中国加入世界贸易组织(WTO),经济融入全球化的程度加深,沿海地区出口增加,吸引大量的劳动力从农村转移到城市;2007—2013年,受全球金融危机的影响,中国经济受到短暂冲击,在政府快速实施经济刺激计划后经济迅速反弹,开始新一轮快速增长,产生巨大的劳动力需求;2013—2018年,中国经济进入新常态,供给侧结构性改革不断深入,新兴产业和网络经济快速发展,居民创业创新热情高涨,涌现了许多新型就业岗位,增加对高技能人才的需求。基于CHIP数据,不仅可以刻画20世纪80年代中国城镇劳动力工资收入分配状况,也可以描绘21世纪以来最新的城镇劳动力工资收入差距,并能够较为系统地勾画出中国城镇劳动力工资收入差距的长期演变趋势。

(二) 变量选取

1.被解释变量

本文的被解释变量是城镇劳动力的工资收入(Wage),用工资收入的自然对数(In Wage)衡量。工资收入包括基本工资、奖金、津贴、实物折价、服务折价和个人支付的社会保险费等。企业的奖金和津贴通常是按年支付,这部分收入往往占总收入的相当大份额,所以,本文使用年工资收入而非周或小时工资收入。为了使不同时期工资收入具有可比性,本文使用省级消费者物价指数将每个年份的劳动力工资收入调整为以2018年物价水平衡量的工资收入。

2.解释变量

在解释工资收入差距时,本文主要关注个人人力资本变量的影响,因而将受教育程度和工作经验作为主要的解释变量。其中,受教育程度用受教育年限或学历衡量,受教育年限即实际接受教育的年限,按学历划分为小学及以下、初中、高中、大专、大学及以上这六类,工作经验用年龄减去受教育年限再减6衡量。^②

3.控制变量

本文控制如下变量:性别,女性为0,男性为1;地区,用省份虚拟变量衡量;所有制,劳动力所在单位为国有单位、集体企业、合资或外商独资、私营或个体,分别定义为1、2、3、4。职业,将国家机关、党群组织、企事业单位负责人,专业技术人员,办事员,商业服务业人员,农林副牧渔和水利生产人员,生产运输人员和其他七类人员分别赋值为1—7。行业,划分为十二大类进行控制。

(三) 模型和方法介绍

1.明瑟 (Mincer) 工资方程

本文通过明瑟(Mincer)工资方程研究中国城镇劳动力工资收入的决定因素,OLS模型如下: $lnWage = \beta_0 + \beta_1 Edu + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + \gamma X + \varepsilon$ (1)

① 1995年四川省的调查涵盖了重庆,此后年份的调查中重庆作为独立的省份列入调查。

② 当受教育年限小于10时,工作经验用年龄减去16衡量。

其中,Wage表示城镇劳动力的工资收入,lnWage表示工资收入的自然对数,Edu表示城镇劳动力的受教育年限;Exp和 Exp^2 分别表示城镇劳动力的工作经验和工作经验平方;X表示性别、地区、所有制和行业等控制变量, ε 表示随机误差项。

2. Shorrocks分解方法

分析城镇劳动力工资收入差距问题时,虽然可以通过上述回归方程获得各个因素对工资收入的影响,但是并没有办法获知各影响因素对工资收入差距贡献的大小。Shorrocks [18] 提供了基于回归方程的不平等指数分解方法,具体如下:

$$\ln Wage = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \tag{2}$$

其中,估计系数 $\hat{\beta}_i$ (j=1,2,···,k)衡量了解释变量与工资收入之间的关系。

Shorrocks 分解使用估计系数作为权重来进一步估计这些解释变量对整体工资收入差距的贡献。回归获得的估计系数与该解释变量相乘,便获得这一变量对工资收入的贡献:

$$Wage_{j} = \exp(\beta_{j}X_{j})$$
(3)

其中, Wage;表示第j个解释变量Xi带来的工资收入。

引入基尼系数 $I(\cdot)$ 衡量工资收入差距, ${}^{\circ}I(X_i)$ 度量了变量 X_i 对工资收入差距的贡献, $\Phi(X_i,I)$ 表示加入变量 X_i 后对总工资收入差距的边际贡献。按照不同顺序剔除变量 X_i 会对回归结果产生影响,方程(2)中存在k个变量,那么就存在k!种剔除变量 X_i 的回归方程,对每个方程求出边际效应并取平均值,就能获得变量 X_i 对总工资收入差距的贡献:

$$\Phi(X_{j}, I) = \frac{1}{k!} \sum_{\pi \in \Pi_{k}} \left[I(\widehat{W}_{age}|B(\pi, X_{j}) \cup \{X_{j}\}) - I(\widehat{W}_{age}|B(\pi, X_{j})) \right]$$
(4)

其中, $I(\widehat{Wage}|X)$ 表示条件回归方程预测工资收入估算的基尼系数, Π_k 表示删除第k个变量所有可能的排序, $B(\pi,X_i)$ 表示给定的顺序 π 在 X_i 之前的变量集合。那么变量 X_i 对总工资收入差距的贡献率可以表示为:

$$S(X_{j}) = \frac{\Phi(X_{j}, I)}{I(Wage)}$$
(5)

3. 反事实分解方法

为了进一步讨论中国城镇劳动力工资收入差距有多少归因于个人特征变量的变化,又有多少是由于条件分布导致的,本文使用 Machado 和 Mata [19] 提出的反事实分解方法。该方法是使用基于条件分位回归估计工资收入分布条件,并对结果积分得到无条件工资收入分布,在此基础上解释工资收入差距的影响因素。具体做法是先估计τ分位上的回归模型:

$$\left| \sum_{\alpha \in \left\{i: W_{\alpha} \gg Y_{\alpha, \beta_{t}}\right\}} \tau \right| W_{it} - X_{it} \beta_{t} \left| + \sum_{\left\{i: W_{\alpha} \ll W_{\alpha, \beta_{t}}\right\}} (1 - \tau) \right| W_{it} - X_{it} \beta_{t} \left| \right|$$

其中, W_{ii} 表示第i个个体在t年的自然对数工资收入, X_{ii} 表示解释变量,包括受教育年限、工作经验、工作经验平方、性别和地区。 τ 表示分位值, τ e(0,1),可得到分位点估计:

$$Q_{\tau}(W_{it}|X_{it}) = X_{it}\beta_{t}(\tau)$$
(6)

其中, β_i 或 β_i (τ)为各分位点的估计系数向量。将每个年份中样本进行100次等距的分位数回归,即可得到各个解释变量在不同年份中每个分位点上的系数,从而得到以 X_i : 为条件的工资收入分布。

式(6)有助于识别不同年份的工资收入结构,在此基础上,分解方法将历年工资收入差距的变化分解为特征分布(组成效应)和条件分布(价格效应)两个部分。特征分布是指劳动力市

① I(·)可以用多种不平等指数衡量,如基尼系数、泰尔指数等。本文选择用基尼系数衡量工资收入差距。

场上个人特征变化带来的工资收入差距,也被称为组成效应。条件分布是指给定个人特征情况下,该特征回报率变化(如不同时期教育回报率的变化)带来的工资收入差距,也被称为价格效应。根据 Machado 和 Mata [19] 分解方法,假定 $\alpha(\cdot)$ 是关于工资收入的统计量(如工资收入分位数、工资收入基尼系数、工资收入分布),那么两个年份中 α 的变化可以分解成:

$$\alpha\Big(f\big(W\big(t_1\big)\big)\Big) - \alpha\Big(f\big(W\big(t_0\big)\big)\Big) = \underbrace{\alpha\Big(f^*\big(W\big(t_1\big); X\big(t_0\big)\big)\Big) - \alpha\Big(f^*\big(W\big(t_0\big)\big)\Big)}_{\text{coefficents}} + \underbrace{\alpha\Big(f^*\big(W\big(t_1\big)\big)\Big) - \alpha\Big(f^*\big(W\big(t_1\big)\big)\Big) - \alpha\Big(f^*\big(W\big(t_1\big); X\big(t_0\big)\big)\Big)}_{\text{cov ariates}}$$

$$+ \text{residual}$$

$$(7)$$

其中, $f(W(t_1))$ 和 $f(W(t_0))$ 分别表示 t_1 和 t_0 年个体样本工资收入自然对数边缘密度的估计值, $f^*(W(t_1))$ 和 $f^*(W(t_0))$ 分别表示 t_1 和 t_0 年个体用反事实分解方法模拟出来的样本工资收入自然对数 边缘密度的估计值。 $\alpha(f^*(W(t_1);X(t_0)))$ 表示 t_1 年所有变量拥有 t_0 年工资收入结构的反事实密度。

(四) 描述性统计^①

表1给出了主要变量的描述性统计结果。从表1可以看出,城镇劳动力的平均受教育年限从1988年的10.540年上升到2018年的11.950;1988年受教育程度为大学及以上学历的劳动力在城镇劳动力中仅占6.6%,到2018年,这一占比已经达到25.218%,这说明中国城镇劳动力的受教育程度明显提高。在35岁以下的劳动力中,1988年受过大学及以上教育的占比不到14%,2018年该占比上升到35.5%。^②可见,高等教育的扩张对中国劳动力学历结构产生了很大影响。劳动力供给结构的变化还体现在就业行业的选择上,制造业就业人数占比从1988年的约43%持续下降到2018年的不到15%。

	变 量	1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年
	工资收入(元)	8 329	10 103	18 120	30 677	42 675	59 773
	受教育年限 (年)	10.540	10.810	11.430	12.790	11.960	11.950
	小学及以下(%)	12.126	5.307	2.704	2.140	3.969	5.393
受教育	初中 (%)	38.247	29.887	22.819	18.067	23.582	25.751
程度	高中 (%)	36.053	40.536	41.595	37.070	30.614	25.012
	大专 (%)	6.974	16.200	22.833	26.993	20.427	18.626
	大学及以上(%)	6.600	8.070	10.049	15.730	21.408	25.218
性 别	男性占比(%)	52.417	52.932	55.624	55.718	55.903	56.019
	东部地区(%)	44.630	45.234	47.178	45.592	49.690	47.101
地 区	中部地区(%)	33.117	30.207	28.472	31.572	32.936	28.864
	西部地区(%)	22.253	24.559	24.350	22.836	17.374	24.035
行 业	制造业就业人数占比(%)	42.906	42.356	27.368	20.336	18.452	14.746
	样本量	16 760	10 671	9 415	14 150	6 924	9 064

表1 主要变量的描述性统计结果

1988—2018年六个年份的工资收入自然对数分布和百分位点工资收入增长情况如表 2 所示。随着时间的推移,工资收入分布向右移动,表明城镇劳动力工资收入水平不断提高。工资收入分布的方差越来越大,说明劳动力工资收入差距持续扩大。1988年大部分城镇劳动力的工资收入水平十分接近,工资收入自然对数的均值集中在 8—10 之间,工资收入自然对数中位数大概在 9 左右;到 2018年,城镇劳动力工资收入分布更趋于扁平,工资收入差距更大,工资收入分布在 1995—2002年之间变化最大。不同收入百分位点之间的工资收入增长率具有显著差异。1988—1995年和 1995—2002年高分位点的工资收入增长率明显高于低分位点。2002—2007年,20—60

① 描述性统计汇报的是各个变量的均值,主要变量的方差、中位数等与相关研究类似,留存备索。

② 作者根据CHIP数据计算,未在表1中展现。

分位点的工资收入增长率基本相同,60以上分位点的工资收入增长率依然是高分位点高于低分 位点。2007年以后,高分位点的工资收入增长率显著下降,高分位点的工资收入增长率与低分 位点差异并不明显。在1988—2018年期间,工资收入自然对数上升了1.798,工资收入的年平均 增长率为6%。 ©1988—1995年间,工资收入增长比较缓慢,年增长率低于2%,1995年以后,工 资收入增长有了明显加速; 2002—2007年间工资收入增长幅度最大,年增长率超过10%, 2007 年以后,工资收入的年平均增长率稳定在5.3%左右。具体而言,五个时段城镇劳动力工资收入 的年平均增长率分别为1.9%、7.4%、11.3%、5.4%和5.3%左右。从不同分位点来看,在1988— 1995年间10分位点(P10)上的城镇劳动力工资收入出现了负增长;1995年以后,虽然10分位 点(P10)上的城镇劳动力工资收入持续增长,但其增长率远低于90分位点(P90)上的工资收 人增长率,高工资收入劳动力和低工资收入劳动力的工资收入差距逐渐扩大。当控制了受教育程 度、工作经验、工作经验平方和性别等因素之后,OLS模型的回归中获得的残差可以用来衡量组 内工资收入差距。从表2可以看出,无论是在高工资收入劳动力(P90-50)[®]中还是低工资收入 劳动力(P50—10)中,组内工资收入差距程度不断加大。在1988年高工资收入劳动力(P90— 50)的组内工资收入差距高于低工资收入劳动力(P50—10),但在1995年以后,低工资收入劳 动力(P50-10)的组内工资收入差距超过高工资收入劳动力(P50-10),且二者之间的差别越 来越大。

变 量		1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年
	均值	8.871	9.001	9.516	10.081	10.404	10.669
	P10	8.336	8.310	8.685	9.157	9.470	9.681
	P25	8.633	8.705	9.129	9.625	10.016	10.247
	P75	9.121	9.364	9.982	10.555	10.928	11.228
分位点	P90	9.376	9.657	10.332	10.989	11.345	11.650
	P50—10	0.546	0.745	0.917	0.938	1.017	1.056
	P90—50	0.493	0.602	0.730	0.894	0.858	0.913
	P90—10	1.039	1.347	1.647	1.833	1.875	1.970
	方差	0.261	0.355	0.579	0.533	0.751	0.805
	P50—10	0.371	0.579	0.777	0.737	0.822	0.866
残差I	P90—50	0.415	0.501	0.598	0.677	0.676	0.680
%左 Ι	P90—10	0.787	1.080	1.375	1.414	1.498	1.546
	方差	0.183	0.244	0.431	0.350	0.550	0.558
	P50—10	0.370	0.582	0.767	0.739	0.809	0.855
43.4.11	P90—50	0.417	0.492	0.594	0.662	0.666	0.675
残差 II	P90—10	0.787	1.074	1.361	1.401	1.475	1.530
	方差	0.180	0.239	0.423	0.341	0.528	0.543
\$ } ₹	# 表 1 自 浬 汗 汁·	曾与人在 (八的工)	欠 il か は か オ i * * * * * * * * * * * * * * * * * *	: 巫教育和康 丁	佐		, 巫, 数 吞 积 亩 上 丁

表2 1995—2013年工资收入自然对数的均值、各分位点、方差以及残差

注: 残差I是通过计算每个年份的工资收入自然对数与受教育程度、工作经验、工作经验平方、性别以及受教育程度与工作经验、受教育程度与工作经验平方、受教育程度与性别、性别与工作经验的交互项和省份虚拟变量回归得到的残差。残差II则进一步控制了省份虚拟变量、受教育程度虚拟变量、性别与工作经验的交互项,这里的受教育程度指的是学历。

三、中国城镇劳动力工资收入差距长期演变的典型事实

总体来看,城镇劳动力工资收入差距在1988—2018年间呈现扩大趋势。根据CHIP数据计

① 工资增长率的计算方式为: (10.669-8.871) /30=1.798/30=0.0599, 约等于6%。

② P90—50表示工资收入自然对数在50分位点到90分位点之间的城镇劳动力,P50—10表示自然对数工资收入在10分位点到50分位点之间的城镇劳动力,P90—10表示自然对数工资收入在10分位点到90分位点之间的城镇劳动力。

算,1988年、1995年、2002年、2007年、2013年、2018年,中国城镇劳动力总体的工资收入基 尼系数分别为0.271、0.303、0.358、0.383、0.374、0.394,在30年间扩大1.454倍。笔者从组内 工资收入差距和组间工资收入差距两个角度讨论1988—2018年城镇劳动力工资收入差距的演变。

(一) 组内工资收入差距及其变化

为考察城镇劳动力组内工资收入差距及其变化,笔者使用工资收入基尼系数这一指标分析受 教育程度、性别和年龄三个组内城镇劳动力工资收入差距,分析结果如图1所示。

第一,图1a中同等受教育程度劳动力组内工资收入差距总体上处于上升的趋势,只是有学 历组在个别年份出现差距缩小的情况。如小学及以下和初中学历的城镇劳动力组内工资收入差距 在1988—2018年间呈现先上升后略微下降的趋势。1988年小学及以下学历城镇劳动力的组内工 资收入差距最小,工资收入基尼系数为0.286,此后持续上升,到2002年达到最高的0.375,之后 逐渐下降,至2018年为0.345。初中学历城镇劳动力的组内工资收入差距在1988—2018年间的变 化趋势同样呈现倒U型变化。高中学历城镇劳动力组内工资收入差距在1988—2018年间则呈现 不断上升的趋势,工资收入基尼系数由 1988 年的 0.267 上升至 2018 年的 0.357,并且在 2013 年和 2018年高中学历城镇劳动力的组内工资收入差距是所有学历组中最高的。大学及以上学历的城 镇劳动力组内工资收入差距在1988年和1995年之间呈现下降趋势,工资收入基尼系数由0.286下 降到 0.254, 但在 1995—2018 年间均呈现上升趋势, 到 2018 年工资收入基尼系数上升至 0.336。 总体来看,近年来低学历城镇劳动力的组内工资收入差距基本维持不变,而中高学历城镇劳动力 的组内工资收入差距则呈现略微上升趋势。

第二,图 1b中不同年龄城镇劳动力组内工资收入差距基本上呈现扩大趋势。年龄在 20—30 岁的城镇劳动力工资收入基尼系数从1988年的0.288上升到2002年的0.362,2002年以后该年龄 组基尼系数变化不大,2007-2013年在0.365左右徘徊,2018年略微上升至0.387。31-40岁和 41-50岁年龄组的工资收入基尼系数变化情况十分类似,1988-2007年间基尼系数快速提高, 2007—2013年间回落至0.360左右之后,在2018年又提高至0.390左右。而51—60岁之间的城镇 劳动力工资收入基尼系数表现为不断扩大的趋势,从1988年0.239快速扩大至2018年的0.434, 工资收入差距扩大了1.816倍,说明年长组中工资收入差距扩大情况比较严重。

第三,图1c中男性和女性组内的工资收入差距在1988—2007年间不断扩大,但在2007— 2018年维持在较高的水平。1988年女性劳动力的工资收入基尼系数为0.277,到2007年达到 0.373, 2013年略微下降后,到2018年达到峰值0.382。1988年男性城镇劳动力工资收入基尼系 数为0.241,到2018年达到0.387,是1988年的1.606倍。

第四,图 1d中所有地区内的城镇劳动力工资收入基尼系数在2007年以前大致呈现持续上升 的趋势,但在2007年以后,东部地区城镇劳动力工资收入基尼系数略微下降后上升,而中部地 区和西部地区城镇劳动力工资收入基尼系数持续上升,在2018年达到最大值。

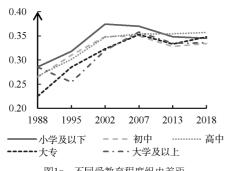


图1a: 不同受教育程度组内差距

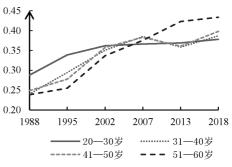


图1b: 不同年龄组内差距

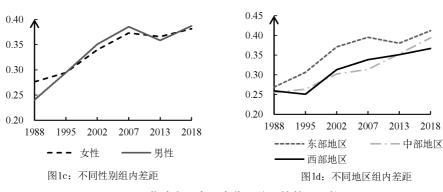


图1 劳动力组内工资收入差距的基尼系数

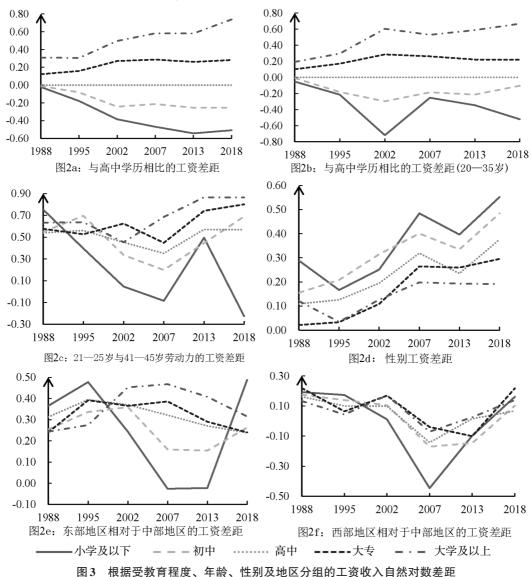
(二) 组间工资收入差距及其变化

图2显示了受教育程度、年龄、性别和地区分组下工资收入自然对数的差异,具体分析如下:第一,图2a给出了不同受教育程度的劳动力相对于高中毕业生的工资收入自然对数变化情况。从图2a可以看出,大学及以上的劳动力与高中学历劳动力相比,工资收入自然对数差距在1988—2007年之间显著上升,2007—2013年变化不大,但在2013年之后继续上升。而初中学历的劳动力与高中学历劳动力相比,其工资收入自然对数差距在1988—2002年间显著扩大,但2002年以后便维持在一个相对稳定的水平。图2b中,35岁以下受教育程度为大学及以上的劳动力与35岁以下的高中学历劳动力相比,工资收入自然对数在2007—2013年之间仍在上升。考虑到大量年轻大学毕业生进入劳动力市场,年轻劳动力工资收入自然对数继续上升确实值得进行深入探讨。初中学历的年轻劳动力与高中学历的年轻劳动力相比,2002—2018年间工资收入自然对数差距大致呈现缩小,但小学及以下学历的年轻劳动力和高中学历的年轻劳动力相比,2007年之后差距扩大比较明显。

第二,图 2c 考察了不同受教育程度的年轻劳动力(21—25 岁)和中年劳动力(41—45 岁)之间的工资收入差距。在 2007 年之前,低学历劳动力的年龄工资收入差异基本呈现下降趋势,学历越低这一下降趋势越明显。然而在 2007 年以后,除小学及以下学历城镇劳动力以外,其他学历城镇劳动力的年龄工资收入差距都呈现上升趋势,并且高学历劳动力年龄(工作年限)带来的工资收入溢价在 1995—2018 年增长更快。不同年龄组的工资收入差距曲线呈 U型。具体来看,年轻劳动力的工资收入增长较快,但到达一定年龄之后呈下降趋势。近年来,大学及以上学历劳动力的年龄工资收入差距呈现更加明显的 U型。图 2d 显示,性别工资收入差距从 1995 年开始急剧扩大,并且在 2013—2018 年,低受教育程度劳动力的性别工资收入差距扩大更快。高学历劳动力的性别工资收入差距小于低学历劳动力。大专以上学历劳动力性别工资收入差距在 2007 年以后基本保持不变,但高中及以下学历劳动力的性别工资收入差距,虽然在 2007—2013 年间有下降的趋势,但 2013 年以后明显上升。

第三,图 2e考察了以中部地区为基准组的地区工资收入差距。从东部地区相对于中部地区的工资收入差距来看,1995—2007年小学及以下学历的城镇劳动力工资收入差距呈现持续下降趋势,但到 2018年二者的工资收入差距又出现较为大幅的攀升,重新接近于1995年的工资收入差距水平。东部地区初中学历城镇劳动力对于中部地区的工资收入差距在1988—2002年间呈现扩大趋势,但 2002—2013年间则呈现缩小趋势,2018年工资收入差距出现反弹,接近于1988年的工资收入差距水平。对于高中学历的城镇劳动力而言,1995—2018年,东部地区与中部地区的工资收入差距一直呈现下降趋势,到 2018年成为所有学历中地区工资收入差距最低的。2008年以后,东部地区大专学历的城镇劳动力相对于中部地区的工资收入差距开始呈现下降趋势,到 2018年,其地区工资收入差距与高中学历的差距相近。对于大学及以上学历的城镇劳动力而言,

在2007年之前,东部地区相对于中部地区的工资收入差距一直呈现扩大趋势,但2007年以后,地区工资收入差距则持续缩小。由此可以看出,高学历城镇劳动力东部地区相对于中部地区的工资收入差距近年来呈现下降趋势,而低受教育程度城镇劳动力东部地区相对于中部地区的工资收入差距则呈现相反的扩大趋势。图2f报告了西部地区相对于中部地区的工资收入差距,与东部地区表现不同的是,2007年以来,不论是高受教育程度还是低受教育程度的劳动力,西部地区相对于中部地区的工资收入差距都呈现扩大趋势。



四、基于OLS模型的回归分析

(一) 基准回归分析

本文使用Mincer方程对城镇劳动力的工资收入决定因素进行估计,表3报告了估计结果。从表3可以看出,城镇劳动力的受教育年限的回归系数[®]从1988年的0.038大幅上升到2002年的0.093,到2018年已经达到0.117,是1988年的3.079倍,且所有系数都在1%的水平上显著。1988—2018年,男性劳动力与女性劳动力的工资收入差距显著拉大。随着越来越多的大学毕业

① 受教育年限的回归系数也被称为教育回报率。

生进入劳动力市场,教育回报率是否会下降便成为人们关心的重要问题。部分研究认为,新进入劳动力市场的工人大部分是受过高等教育的年轻劳动力,这部分劳动力可能对年轻劳动力内部的教育回报率有较大的影响。为此,本文将样本分为年轻组(35岁以下)和年长组(35岁及以上)两个年龄组。从不同年龄组的教育回报率来看,年轻组的教育回报率在大部分年份都比年长组更高。年轻组劳动力的教育回报率在2002年以前持续快速增长,2002年以后略有波动,但教育回报率依然维持在0.100以上的水平,并且2018年城镇劳动力的教育回报率依然为0.116左右。2013年,年轻组的教育回报率为0.123,年长分组的教育回报率仅为0.105。2018年二者教育回报率十分接近,但年轻组依然略高于年长组。通过年龄分组还发现,年长组的性别工资收入差距大于年轻组。因为个人教育与工作特征显著相关,在继续控制所有制、职业和行业之后,城镇劳动力的教育回报率有所下降。但是,2013年以前教育回报率的增长趋势和相对较高的教育回报率并没有改变。控制更多影响因素之后,2013—2018年,教育回报率从0.079下降至0.074,这与不控制所有制、职业和行业的趋势略有不同。1988年性别工资收入差距为0.131,但到2018年,女性劳动力的年工资收入比男性劳动力低0.372。控制更多影响因素之后,年轻组和年长组之间的教育回报率差异变得更大,但性别工资收入差距的差异有所缩小。

	变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
又 里		1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年	1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年
	受教育	0.038***	0.054***	0.093***	0.107***	0.111***	0.117***	0.026***	0.031***	0.045***	0.069***	0.079***	0.074***
	年限	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.003)
全样	性别	0.131***	0.141***	0.219***	0.250***	0.273***	0.372***	0.114***	0.119***	0.166***	0.202***	0.221***	0.322***
本	11.7/1	(0.007)	(0.010)	(0.014)	(0.010)	(0.018)	(0.017)	(0.007)	(0.010)	(0.014)	(0.010)	(0.019)	(0.017)
7*	样本量	16 782	10 671	9 415	14 150	6 922	9 064	16 782	10 671	9 415	14 150	6 922	9 064
	\mathbb{R}^2	0.293	0.301	0.225	0.332	0.252	0.263	0.314	0.348	0.348	0.403	0.308	0.318
	受教育	0.050***	0.068***	0.113***	0.100***	0.123***	0.116***	0.036***	0.040***	0.066***	0.070***	0.097***	0.090***
-	年限	(0.003)	(0.004)	(0.006)	(0.005)	(0.007)	(0.008)	(0.003)	(0.004)	(0.006)	(0.005)	(0.007)	(0.008)
年轻	性别	0.086***	0.105***	0.131***	0.156***	0.151***	0.346***	0.075***	0.088***	0.102***	0.144***	0.125***	0.311***
组	11.7/1	(0.011)	(0.019)	(0.028)	(0.021)	(0.034)	(0.035)	(0.011)	(0.018)	(0.026)	(0.020)	(0.032)	(0.034)
~11.	样本量	6 642	3 584	2 466	3 534	2 119	2 133	7 342	3 871	2 749	4 005	2 331	2 399
	\mathbb{R}^2	0.252	0.243	0.218	0.308	0.244	0.221	0.277	0.287	0.320	0.358	0.297	0.269
<u></u>	受教育	0.034***	0.049***	0.085***	0.109***	0.105***	0.115***	0.022***	0.026***	0.037***	0.068***	0.070***	0.069***
年长	年限	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.005)	(0.004)
组	性别	0.161***	0.158***	0.247***	0.303***	0.332***	0.380***	0.143***	0.134***	0.189***	0.247***	0.275***	0.323***
-11	11.7/1	(0.009)	(0.012)	(0.017)	(0.012)	(0.022)	(0.019)	(0.009)	(0.012)	(0.016)	(0.012)	(0.023)	(0.020)
	样本量	10 140	7 087	6 949	10 616	4 803	6 931	9 440	6 800	6 666	10 145	4 591	6 665
	R^2	0.213	0.255	0.214	0.356	0.262	0.285	0.247	0.317	0.356	0.443	0.326	0.348
	工作经验	控制											
控	工作经验2	控制											
制	省份FE	控制											
变	所有制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
量	职业	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	行业	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表3 基准回归结果

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著,括号内是稳健标准误。下同。

(二) 分组回归分析

由于不同受教育年限的教育回报率可能是非线性的、较高的教育回报率可能是由于受教育程

度较低的劳动力的教育回报率比较高引起的(如中学学历相对于小学学历的城镇劳动力的教育回报率差异较大),按受教育程度(即学历)分组研究教育回报率变得十分必要。表4报告了按受教育程度分组得到的教育回报率。从表4可以看出,1988—2018年,具有大学及以上学历的城镇劳动力相对于具有高中学历的城镇劳动力的教育回报率持续上升。但大专学历的教育回报率在2002年以后略微下降,后又略微回升。与高中学历的劳动力相比,初中及以下学历的城镇劳动力的教育回报率为负数,1995—2002年间初中及以下学历的城镇劳动力与高中学历的城镇劳动力教育回报率差距先是扩大,2002—2007年间缩小,2007年以后又略微扩大而后再次缩小。控制个人工作特征因素之后,城镇劳动力教育回报率的趋势大体保持不变,且年轻组大学及以上学历和大专学历城镇劳动力相对于高中学历城镇劳动力的教育回报率都高于年长组。在2007年以前,年轻组初中学历与高中学历城镇劳动力的工资收入差距高于年长组,但2013年以后情况发生了改变,年长组的学历工资收入差距超过了年轻组。

变 量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
		1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年	1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年
全	大学及以上	0.210	0.290	0.588	0.605	0.628	0.784	0.160	0.176	0.322	0.406	0.465	0.570
样	大专	0.133	0.168	0.350	0.327	0.323	0.332	0.091	0.091	0.178	0.204	0.234	0.233
本	初中	-0.095	-0.164	-0.300	-0.244	-0.276	-0.268	-0.053	-0.081	-0.168	-0.153	-0.199	-0.168
年	大学及以上	0.314	0.379	0.675	0.553	0.653	0.732	0.259	0.249	0.440	0.422	0.523	0.587
轻	大专	0.193	0.217	0.361	0.275	0.322	0.294	0.150	0.124	0.213	0.200	0.262	0.226
组	初中	-0.124	-0.196	-0.365	-0.176	-0.222	-0.153	-0.090	-0.107	-0.242	-0.103	-0.162	-0.089
年	大学及以上	0.180	0.231	0.507	0.639	0.576	0.790	0.134	0.122	0.244	0.421	0.410	0.554
长	大专	0.092	0.124	0.330	0.351	0.317	0.345	0.060	0.059	0.157	0.212	0.212	0.235
组	初中	-0.085	-0.153	-0.283	-0.255	-0.295	-0.285	-0.030	-0.074	-0.140	-0.154	-0.206	-0.173
	工作经验	控制											
控	工作经验2	控制											
制	省份FE	控制											
变	所有制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
量	职业	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	行业	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 4 以高中为对照组的回归结果

五、基于Shorroks分解方法的影响因素分析

本文采用 Shorrocks [18] 提出的分解方法来评估不同因素对这一时期工资收入差距影响的贡献,分解结果如表 5 所示。从表 5 可以看出,1988—2018 年间受教育年限对工资收入差距起着越来越重要的作用。在 1988 年受教育年限变量仅解释了工资收入差距的 4.26%,到 2018 年,受教育年限变量的贡献达到 15.60%,它对工资收入差距的解释比例是 1988 年的 3.662 倍。作为人力资本水平的另一项重要指标——工作经验,对工资收入差距的解释呈现出 U 型变化轨迹。在 1988 年,工作经验对城镇劳动力工资收入差距的贡献率为 22.11%,1988—2007 年不断下降,到 2007 年只有 4.05%, © 2007 年以后工作经验对城镇劳动力工资收入差距的贡献有所回升。地区变量对工资收入差距的影响作用大致呈现不断下降的趋势,反映了劳动力市场上劳动力流动带来的影响,引发地区间的工资收入差距逐渐缩小。劳动力的性别变量和工作特征(所有制、职业、行业)变量在决定工资收入差距方面也发挥着作用,但它们的作用相对较小,且在不同年份有着不一样的表现。分析结果还表明,不可观察因素(残差)在扩大工资收入差距方面发挥了重要作

① 2007年CHIP调查数据较大比例地集中在相对富裕的地区(如省会城市),在解释力度趋势的表现上可能存在一些偏移。

用,其对工资收入差距的解释在绝大部分调查年份都保持在45%以上。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年
受教育年限(%)	4.260	6.450	8.590	12.180	14.180	15.600
工作经验(%)	22.110	19.920	14.420	4.050	14.500	12.000
性 别(%)	3.940	2.500	2.710	3.970	3.240	3.940
地 区 (%)	12.620	17.890	13.030	17.170	5.330	4.360
所有制(%)	2.490	3.310	3.260	4.310	6.060	5.860
行业(%)	0.930	1.870	5.960	3.070	3.420	3.420
职业(%)	0.730	2.760	6.890	5.570	4.880	6.500
残 差 (%)	52.920	45.290	45.150	49.690	48.380	48.320

表5 基于Shorroks分解方法的回归结果

注:分解结果总计100%。

六、基于反事实分解方法的价格效应和组成效应

在对工资收入差距的演变进行分析后,本文进一步探讨工资收入差距的演变中有多少可以归因于条件分布(价格效应)的变化,又有多少可以由特征分布(组成效应)的变化来解释。以1988年的条件分布为基础,用其他五个年份样本特征构造的反事实工资收入分布与1988年的真实情况十分接近。这意味着条件分布(价格效应)的变化是使工资收入分布变得愈加不平等的主要原因,而特征分布(组成效应)仅仅解释了工资收入差距扩大的很小一部分,如表6所示。

分 布	变 量	1988年	1995年	2002年	2007年	2013年	2018年
	P50—10	0.546	0.745	0.917	0.938	1.017	1.056
事实	P90—50	0.493	0.602	0.730	0.894	0.858	0.913
分布	P90—10	1.039	1.347	1.647	1.833	1.875	1.970
	方差	0.261	0.355	0.579	0.533	0.751	0.805
	P50—10		0.501	0.469	0.518	0.536	0.511
反事实	P90—50		0.439	0.447	0.525	0.519	0.514
分布	P90—10		0.941	0.916	1.043	1.055	1.025
	方差		0.173	0.163	6.220	0.199	0.191

表6 事实及反事实工资收入分布

注:进行反事实估计的时候,控制了受教育年限、性别、工作经验、工作经验平方以及教育与性别、性别与工作经验的交互项和省份虚拟变量。

从表6可以看出,对于高工资收入劳动力(P90—50)来说,1988年的实际工资收入差距指数为0.493。反事实方法得到的后续五年的工资收入差距指数为0.439、0.447、0.525、0.519和0.514(即按照1988年的系数估计值和1995年、2002年、2007年、2013年和2018年的样本特征得出工资收入差距指数)。这些年份模拟出来的工资收入差距指数与1988年实际工资收入差距指数之间的差额,表明了1988年到这个年份之间由于劳动力个人特征分布变化带来的工资收入差距的变化。在低工资收入劳动力(P50—10)中,估计出来的1995年及以后年份反事实工资收入差距指数都低于1988年实际工资收入差距指数。这意味着1988年后低工资收入劳动力(P50—10)特征分布的变化不仅不是扩大这些劳动力的工资收入差距的因素,而是有助于缩小工资收入差距。上述分析表明,若将1988年的条件工资收入分布保持不变,工资收入差距不会因为样本特征的变化而发生明显的变化,即1988年后城镇劳动力工资收入差距的扩大主要是由劳动力个

人特征的回报率变化导致的,即条件分布(价格效应)在工资收入差距的变化中占主导地位。

七、结论、讨论与政策建议

改革开放四十多年来,中国经济快速增长,居民收入大幅提高。与此同时,居民收入差距的不断扩大也成为经济社会发展的一个突出问题。本文利用1988—2018年中国家庭收入调查(CHIP)数据分析了中国城镇劳动力的工资收入变化以及引起工资收入差距的影响因素,主要研究结论以下:

第一,1988—2018年间中国城镇劳动力年均工资收入实际增长率约为6%,其中,2002—2007年的年均工资收入增长率最高。在此期间由于高工资收入劳动力的工资收入增长率高于低工资收入劳动力,工资收入分配变得越来越不平等,工资收入基尼系数从1988年的0.271上升到2018年的0.394。

第二,使用Mincer方程进行OLS估计发现,1988—2013年教育回报率不断提高,但在2013—2018年间,教育回报率处于一种稳定状态,一种高水平稳定。若不控制所有制、职业和行业变量,2018年教育回报率依然呈上升趋势;若控制以上三个变量后,2018年教育回报率略低于2013年。此外,1988—2018年间性别工资收入差距一直处于不断扩大过程。

第三,借助Shorroks分解方法发现,受教育年限、工作经验、地区等变量是可观测因素中决定工资收入分配不均等的最重要因素。作为人力资本重要的表现形式,受教育程度变量对工资收入差距的影响不断增强;工作经验变量的影响呈现先下降后上升的U型变化,地区变量的影响不断减弱。

第四,通过分位数回归构建反事实,并将工资收入差距分解为条件分布(价格效应)和特征分布(组成效应)后发现,条件分布(价格效应)在解释工资收入差距上升中的作用较大,而特征分布(组成效应)对于工资收入差距的解释力度较小。

值得进一步讨论的是,1988—2018年中国经济处于改革阶段。改革对中国劳动力市场的发育、发展和演进起到了很大的推动作用,对城镇劳动力工资收入形成机制和工资收入差距的变化产生了很大影响,工资收入分配中市场机制的逐步形成在工资收入决定中起到越来越重要的作用。不同的工资收入形成机制会产生不同的工资收入分配机制和工资收入差距。当一种个人特征(如学历)受到劳动力市场的青睐,它的回报率上升,自然拉大了高低学历劳动力之间工资收入差距。本文一些发现正是验证了这样一种判断:工资收入差距扩大的背后是工资收入形成机制的演变,表现为城镇劳动力个人特征回报率的变化。

除此之外,还应该看到工资收入差距扩大背后的一些不合理因素,比如,女性在劳动力市场上受到歧视,拉大性别工资收入差距,又比如,在劳动力市场供大于求的情况下,低学历劳动力在就业中往往处于劣势地位,缺少话语权。针对这些问题,笔者提出以下政策建议:

第一,进一步完善劳动力市场,努力消除劳动力市场歧视并营造公平竞争环境,加强保障弱势劳动力的基本权利。加强劳动力市场监管,政府可以加强对用人单位的监督,制定更加明确的法律法规,严禁任何形式的就业歧视行为,特别是对女性、残疾等弱势群体的歧视。监管部门应加大执法力度,对违法行为给予严厉处罚,维护劳动者的合法权益。同时,政府应加强职业培训和技能提升计划,特别注重弱势劳动力的培训和就业支持。通过提供免费或补贴的培训机会,帮助弱势劳动者提升技能水平,提高就业竞争力。

第二,深化收入分配制度改革,建立公平竞争的就业制度和同工同酬的工资收入分配制度,遏制工资收入差距扩大,实现社会公平。建立公平的工资支付制度,推动同工同酬原则的贯彻落实。这意味着不同性别、不同岗位的劳动者,对于同等工作贡献应获得相同的报酬。政府应制定相应的法规和政策,要求企业提升工资透明度和公开度,确保工资的公正分配。政府还应加大对

低收入群体的支持力度,确保他们能够获得合理的收入,并通过提供社会福利、补贴和扶持措施,帮助低收入群体减轻经济负担。此外,政府可以通过税收调节和财政补贴等方式,适度调整收入分配结构,加大对低收入群体的税收减免力度,同时,适度提高高收入群体的税负,防止收入差距拉大,促进收入公平。

第三,发挥教育在缩小工资收入差距方面的重要作用,保证教育的公平获得,通过提升教育的普惠性保证教育公平,不断提高教育质量,促进人力资本投资均等化。政府采取措施加大对教育的投入,应优先保障基础教育的公平获得,加大落后地区学校设施改善力度,提供优质的教育资源。同时,加大对贫困家庭和弱势群体的教育资助力度,确保他们能够平等接受教育。此外,政府可以加强对职业教育质量的监管和评估,确保培养出的技能人才符合市场需求,并且具备实际工作所需的技能和素质。

参考文献:

- [1] LIS, TERRY S. The distribution of household income in China: inequality, poverty and policies [J]. The China quarterly, 2014, 217(1): 1-41.
- [2] MENG X, SHEN K, XUE S. Economic reform, education expansion, and earnings inequality for urban males in China, 1988—2009[J]. Journal of comparative economics, 2013, 41(1): 227-244.
- [3] RAVALLION M, CHEN S. China's (uneven) progress against poverty [J]. Journal of development economics, 2007,82(1): 1-42.
- [4] 夏庆杰,宋丽娜, APPLETON S. 中国城镇工资结构的变化:1988—2008[J]. 劳动经济研究,2015,3(1): 3-35.
- [5] 陈纯槿,李实. 城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等:1989~2009[J]. 管理世界,2013(1): 45-55.
- [6] 邢春冰,李实. 中国城镇地区的组内工资差距:1995—2007[J]. 经济学(季刊),2011,10(1):311-340.
- [7] 孙婧芳. 城市劳动力市场中户籍歧视的变化:农民工的就业与工资[J]. 经济研究,2017,52(8): 171-186.
- [8] 王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别工资差异[J]. 经济研究,2005(12): 35-44.
- [9] 罗楚亮, 滕阳川, 李利英. 行业结构、性别歧视与性别工资差距[J]. 管理世界, 2019(8): 58-68.
- [10] 宋锦,史泰丽,别雍·古斯塔夫森. 中国城镇性别工资差距:新趋势?[M]//李实,岳希明,史泰丽,等. 中国收入分配格局的最新变化——中国居民收入分配研究 V. 北京:中国财政经济出版社,2017:285-318.
- [11] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国 269个城市的实证研究[J]. 管理世界,2013(8): 41-52.
- [12] 叶林祥,李实,罗楚亮. 行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究[J]. 管理世界,2011,211(4): 26-36.
- [13] 杨娟, DEMURGER S, 李实. 中国城镇不同所有制企业劳动力收入差距的变化趋势[J]. 经济学(季刊), 2012,11(1): 289-308.
- [14] WHALLEY J, XING C. Ownership restructuring and wage inequality in urban China [J]. International labour review, 2016, 155(1): 57–72.
- [15] ZHANG J, ZHAO Y, PARK A, et al. Economic returns to schooling in urban China, 1988 to 2001[J]. Journal of comparative economics, 2005, 33(4): 730-752.
- [16] 陈玉宇,王志刚,魏众. 中国城镇居民20世纪90年代收入不平等及其变化——地区因素、人力资本在其中的作用[J]. 经济科学,2004(6): 16-25.
- [17] XING C, LI S. Residual wage inequality in urban China, 1995—2007[J]. China economic review, 2012, 23(2): 205-222.
- [18] SHORROCKS A F. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the shapley value[J]. The journal of economic inequality, 2013, 11(1): 99-126.
- [19] MACHADO J A F, MATA J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression[J]. Journal of applied econometrics, 2005, 20(4): 445–465.

Long-Term Evolution of the Wage Gap in Urban China

LI Shi^{1, 2}, WU Shan-shan³, XING Chun-bing⁴

(1. School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310030, China; 2. Innovation Center of Yangtze River Delta, Zhejiang University, Jiaxing 314102, China; 3. School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China; 4. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100086, China)

Summary: Achieving common prosperity is one of the essential requirements of Chines - style modernization, and improving the income distribution system is a critical link in achieving the goal of common prosperity. Due to China' dualistic economic structure, the gap between urban and rural development and income distribution remains large, significantly impacting the overall income gap. Against the background of a further increase in urbanization rate, the income gap of the urban labor force has an increasing impact on the income gap of the nation's residents. This paper explores the evolution and causes of the wage gap in urban China using data from the China Household Income Survey from 1988 to 2018. The findings show that during 1988-2018, the urban labor force's average annual wage increased by about 6%, but the wage gap kept widening. The benchmark regression results indicate that the return to education of the urban labor force has continued to rise, and the wage gap between different gender groups has been widening. Using the Shorrocks decomposition method, this paper finds that education, work experience, and region are the most important factors among the observable factors in determining wage inequality, with education playing an increasing role in the wage distribution, the influence of the work experience showing a U-shaped change and the influence caused by regional differences keeping weakening. Using the counterfactual method to decompose the wage gap into conditional distribution (price effect) and characteristic distribution (composition effect), this paper finds that the price effect plays a more significant role in explaining the rising wage gap and the composition effect is less potent in explaining wage inequality.

The results in this paper validate that the widening wage gap is embedded in the evolution of the wage formation mechanism, which has an essential reference value for understanding the evolution of China's labor market, changes in the wage distribution, and promoting common prosperity. Main policy recommendations are as follows. First, the government should further improve the labor market, strive to eliminate labor market discrimination and create a level playing field, and strengthen the protection of fundamental rights of disadvantaged labor. Second, the government should deepen the reform of the income distribution system, establish a fair and competitive employment system and a wage distribution system with equal pay for equal work, curb the widening wage gap, and achieve social equity. Third, the government should attach importance to the critical role of education in narrowing the income gap, ensure equitable access to education, promote educational equity by enhancing the universality of education, continuously enhance the quality of education, and equalize investment in human capital.

Key words: wage gap; education level of loabor force; Shorrocks decomposition; counterfactual decomposition method

(责任编辑:巴红静)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2023.07.002

[引用格式]李实,吴珊珊,邢春冰.中国城镇劳动力工资收入差距的长期演变[J]. 财经问题研究,2023(7): 16-30.