

# 中国城镇劳动力市场收入极化趋势及其分解研究\*

田 柳 周云波 沈扬扬

**【摘 要】**在中国劳动力市场转型和技术进步不断冲击的背景下,准确测度城镇劳动力市场的收入极化变得愈发重要。文章借助相对分布方法,主要基于 1988~2018 年中国家庭收入调查城镇数据,分析中国城镇劳动力市场收入分布的变化特征,重点研究中等收入劳动力的相对状况。通过将收入分布变化分解为“经济增长效应”与“收入分布形状效应”,文章发现在多数时期内增长效应影响巨大,足以掩盖形状效应。城镇劳动力群体内部的收入极化持续累积,但收入极化的模式在 2002 年前后发生重要转变,只有 1995 和 2002 年可以观察到典型的收入“双极化”模式,而在 2013 和 2018 年,部分中等收入劳动力的份额也在增加。分组样本的结果显示,城镇劳动力市场收入双极化模式得到遏制,可能与东部地区的收入极化趋于减弱有关。文章建议继续强化劳动力市场的保护制度,着力提高就业者的就业质量,积极应对城镇劳动力市场进一步极化的风险。

**【关键词】**劳动力市场 收入极化 相对分布方法 中等收入劳动力

**【作 者】**田 柳 对外经济贸易大学国家对外开放研究院、国际经济研究院,助理研究员;周云波 南开大学经济学院,教授;沈扬扬 北京师范大学经济与资源管理研究院,讲师。

党的十九届五中全会提出,在“十四五”时期要“着力提高低收入群体收入,扩大中等收入群体”,到 2035 年“中等收入群体显著扩大”。然而,以人工智能和机器人技术为代表的新一轮科技革命和产业变革,在有力地推动中国经济增长的同时,也深刻地影响劳动力市场的就业需求结构。中等技能劳动力(通常也是中等收入劳动力)需求可能会

\* 本文为对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助(编号:CXTD12-02)和国家社会科学基金重大项目“基于多维视角的 2020 年以后我国相对贫困问题研究”(编号:19ZDA052)的阶段性成果。

减少,部分劳动者更容易失业或陷入收入增长停滞。劳动力市场收入极化意味着社会收入分配结构的失衡,不利于实现包容性增长和共同富裕的长期目标。因此,在中国劳动力市场结构不断变迁的背景下,应当关注中等收入劳动力群体的演进路径。

Autor 等(2006)和 Goos 等(2007)最先使用“极化”来描述美国和英国劳动力市场上中等工资职业的就业份额相对于高工资职业和低工资职业下降的现象。“极化”是一个与“不平等”密切相关但又有所区别的概念:极化更加强调人口分布中出现“集聚”,比如收入愈发集中在高收入和低收入两个子群体;而不平等更多涉及个体之间的分配是否公平。Esteban 等(1994)甚至认为极化与不平等有本质上的不同。越来越多的人开始担心“机器换人”会引发劳动力市场的收入极化和就业极化(Acemoglu 等,2011),这正是近年来极化研究的重点内容之一<sup>①</sup>。

中国的劳动力市场规模庞大,并且随着计划经济向市场经济的转型,劳动力配置也由计划与行政方式走向市场化(李小瑛、赵忠,2012),在经济中的重要地位开始显现。创造正常运转的劳动力市场是经济繁荣的一个基本前提,而构建包容性的劳动力市场是跨越中等收入陷阱、调整收入分配失衡和实现共同富裕的关键环节。然而,技术的快速变迁已经引起社会的广泛关注,当生产率提高越来越依靠具有创造性和破坏性的自主创新时,劳动力市场将不再能充分保护在竞争中处于相对不利地位的劳动者群体(蔡昉,2019)。已有研究关注到机器人对中国劳动力市场上中等技能劳动力显著的替代效应(王永钦、董雯,2020),这种效应意味着中等收入劳动力的人口比例可能在下降,相关的劳动者福利遭受负向冲击。

关于中国劳动力市场的极化程度和极化趋势的议题,有待细致研究和评估。其中有几个值得关注的地方。第一,虽然劳动力市场极化的研究受到广泛关注,但是针对中国的研究尚未形成定论,并且多数学者主要围绕就业极化展开,对于工资收入方面的极化研究还不够充分(曹洁、罗淳,2018)。第二,越来越多的研究者倾向于使用相对分布方法研究与收入相关的极化。传统的极化测度指标通常忽略了收入分布变化的细节,但这些信息的损失是可以避免的。与传统方法不同,相对分布方法使用非参数框架,不仅可以计算和比较极化指数及其变动,还可以对整个收入分布进行分析。这种方法为结果提供了直观而信息丰富的图形展示,可以视为对传统方法的重要补充。第三,对于像中国这样经济快速发展的国家,中位数收入会持续提高,对极化的分析应该排除增长效应的干扰;增长效应往往会掩盖形状效应,而后者正是判断极化的关键信息。例如,龙莹(2015)和 Schettino 等(2021)基于住户调查数据和相对分布方法分析中国收入极化的总体变化,

<sup>①</sup> 针对美国(Autor 等,2006)、英国(Goos 等,2007)和欧洲(Goos 等,2009)等地区的研究均证实了劳动力市场存在极化现象。

发现虽然经济增长效应在总效应中的作用明显,但形状效应所揭示的收入极化趋势不可忽视。

本文将研究对象聚焦在中国城镇劳动力市场,主要基于中国收入分配课题组1988~2018年5次城镇住户调查数据,将相对分布方法应用到对劳动力市场收入极化的测度上,通过排除增长效应,重点关注在相对较长的时期内,中等收入劳动力是否经历人口比例的下降,以期相关的争论提供更多的实证。本文在分析样本中纳入了2018年中国家庭收入调查微观数据,以反映劳动力市场的最新变化,为中国推进共同富裕和避免收入“极化”提供更有效的参考。

### 一、文献综述

与收入差距和贫困研究相比,研究者对中国的收入极化问题一直关注较少。部分学者提出了“两极分化”的概念,但认为两极分化就是收入不平等的一种表现形式(李实等,1998;陈宗胜,2002)。对中国收入极化的早期研究主要发现与地理相关的极化非常显著(Zhang等,2001),体现在城镇和农村地区、沿海和内陆省份之间。洪兴建和李金昌(2007)注意到极化和不平等在内涵上的根本性区别,介绍了当时国际上通用的几种测度收入极化的方法,并且将其应用到中国的数据,发现中国城乡之间、城镇及农村内部、沿海与内陆之间及行业之间的极化大多呈现上升趋势。与此相似,一系列研究使用不同的极化指标比较了城镇内部和农村内部的极化,发现极化程度或极化速度均显著增加(罗楚亮,2010)。

鉴于劳动力市场在决定城镇地区收入极化的重要作用,近年来国内外学术界对就业市场极化高度关注,已经就中国劳动力市场是否出现就业极化进行了讨论。屈小博和程杰(2015)认为中国整体就业结构变动呈现“升级”模式,而非“极化”模式。不过,他们发现农民工群体呈现就业极化倾向。都阳等(2017)利用中国城市劳动力调查数据进行分析,也认为当前还不能确定是否出现就业极化,但非常规型任务在劳动力市场上越来越普遍。孙文凯等(2018)利用2003~2013年中国综合社会调查数据,发现技术进步并没有带来显著的劳动参与率下降。相反,除了常规操作性工作,非常规知识性、常规知识性和非常规操作性三类就业占比都在增长,并且常规性就业占比仍然远大于美国。Ge等(2021)分析了1990~2015年中国就业结构变化,发现常规体力劳动的比例大幅下降,从57%降至32%,常规认知工作和不工作的成年人比例显著增加,分别从8%和16%上升至19%和31%,而非常规工作的比例没有显著变化。余玲铮等(2021)根据中国历次人口普查数据研究发现,常规型职业人数由1982年的89.4%下降到2015年的46.7%,下降幅度高达42.7个百分点。

上述研究大多聚焦于中国劳动力市场的就业极化现象,但针对劳动力市场收入极

化的研究不够充分。既有的理论研究和实证检验通常认为,技能偏向型技术既导致劳动力需求的极化,也导致劳动力收入分布的极化(宁光杰、林子亮,2014)。吕世斌和张世伟(2015)通过制造业数据发现 1998~2009 年制造业工人的工资增长呈现“U”形增长的极化趋势,刘廷宇等(2021)同样认为中国劳动力市场出现了工资极化现象。

已有针对劳动力市场收入极化的研究并没有使用具体的极化指数方法,而早期对一般性收入的极化研究则主要基于加总的极化指数。简单的衡量指标虽然可以很方便地描述社会的极化特征,但无法更全面地展示收入分布变化的细节,以及极化的具体模式和随时间的变化趋势。为了克服这些缺陷,本文借助最近发展起来的基于中位数的相对分布方法,考察中国城镇劳动力市场收入分布的变化特征,进而探究中等收入劳动力在一段较长时期内的状况,特别是通过分离经济增长效应,评估形状效应所揭示的收入极化趋势。

## 二、方法和数据

### (一) 相对分布方法简介

为了使用相对分布方法,首先需要设置“比较组”和“参照组”(Handcock 等,1998)。对于两个不同年份的收入变量,可以将较早年份的样本设置为参照组。令  $F_X$  表示比较组的收入分布,  $F_Y$  表示参照组的收入分布。定义  $r=F_Y(y)$  表示  $y$  在收入分布  $F_Y$  上的相对排序,则  $r$  的取值在 0 和 1 之间。 $F_X$  之于  $F_Y$  的相对分布函数  $G(r)$  定义为:

$$G(r)=F_X(F_Y^{-1}(r)), \quad r \in [0,1] \tag{1}$$

根据链式求导法则,  $F_X$  之于  $F_Y$  的相对密度函数  $g(r)$  由下式得到:

$$g(r)=\frac{dG(r)}{dr}=\frac{f_X(F_Y^{-1}(r))}{f_Y(F_Y^{-1}(r))}, \quad r \in [0,1] \tag{2}$$

其中,  $F_Y^{-1}(r)$  是  $F_Y$  上的分位数函数。  $g(r)$  是正值,并且积分为 1。如果两个分布相同,对于所有的  $r$  来说,  $g(r)$  将恒等于 1。如果参照组的收入分布倾向于一阶占优于比较组,那么在较低的  $r$  值上,相对密度大于 1,而在较高的  $r$  值上,相对密度小于 1,反之亦然。同样的,如果参照组和比较组的收入分布具有相似的位置特征,但比较组比参照组更极化,那么在较低的  $r$  值上和较高的  $r$  值上,相对密度大于 1,而在两者之间则小于 1。

相对分布方法的关键特征是可以区分“增长效应”和“形状效应”,也就是将参照组和比较组之间的收入分布差异进行分解:由中位数的变化引起的差异被称为增长效应,由纯粹的收入分布形状变化引起的差异被称为形状效应。一般而言,如果存在较大的中位数差异,则相对分布函数和相对密度函数将由增长效应主导,此时通过构建位置调整的反事实收入分布来获得形状效应,就可以排除增长效应的干扰。

本文考察收入变量,因此假定位置平移使用乘法形式,从而可以按比例重新缩放数



据,这相当于实施对数尺度转换。令 $\tilde{Y}=Y \cdot \mu_Y/\mu_X$ 表示 $Y$ 的位置调整后变量,其中 $\mu$ 是中位数位置测度指标。如果 $\tilde{Y}=t(Y)$ ,那么 $\tilde{Y}$ 的分布等于 $F_Y(t^{-1}(y))$ ,即:

$$F_{\tilde{Y}}(y)=F_Y(Y \cdot \mu_Y/\mu_X) \tag{3}$$

$F_{\tilde{Y}}(y)$ 是位置调整后比较组收入分布,其与参照组具有相同的中位数。总体相对密度可以表示为:

$$g(r)=\frac{f_X(F_Y^{-1}(r))}{f_Y(F_Y^{-1}(r))}=\underbrace{\frac{f_{\tilde{Y}}(F_Y^{-1}(r))}{f_Y(F_Y^{-1}(r))}}_{\text{增长效应}} \times \underbrace{\frac{f_X(F_Y^{-1}(r))}{f_{\tilde{Y}}(F_Y^{-1}(r))}}_{\text{形状效应}} \tag{4}$$

增长效应等于位置调整的参照组与未调整的参照组收入分布密度之间的比率,而形状效应等于未调整的比较组与位置调整的参照组收入分布密度之间的比率。如果两个分布具有不同的中位数,比较组的中位数高于参照组说明增长效应为正。如果比较组在中位数周围的收入分布比经过位置调整的参照组更加发散,就会观察到具有“U”形模式的形状效应,即双极化(双尾增加)。同理还可以识别其他极化模式,比如“降级”、“升级”或收入分布向中位数趋同(Schettino等,2021)。

为了分析比较组和参照组之间由于收入分布形状变化而导致的极化程度,还可以计算中位数相对极化指数(MRP):

$$MRP=4 \cdot E_X(|r_{\tilde{Y}}(y)-0.5|)-1 \tag{5}$$

其中, $E_X$ 是比较组分布的期望, $r_{\tilde{Y}}(y)$ 是位置调整的参照组收入分布中 $y$ 的相对排序,MRP的取值在-1到1之间。MRP取值为0表示收入分布相对于参照年份没有变化;取正值表示相对极化加剧,即分布的两侧尾部增长;取负值表示相对极化减弱,即向分布中心位置的相对收敛。

MRP还可以分解为向下极化指数(LRP)和向上极化指数(URP),分别量化收入分布的上、下半部分的相对极化程度,以区分“降级”(下尾增加)和“升级”(上尾增加)。

$$LRP=4 \cdot E_X(|r_{\tilde{Y}}(y)-0.5| | r_{\tilde{Y}}(y) \leq 0.5)-1 \tag{6}$$

$$URP=4 \cdot E_X(|r_{\tilde{Y}}(y)-0.5| | r_{\tilde{Y}}(y) > 0.5)-1 \tag{7}$$

(二) 数据

本文使用来自中国居民收入分配课题组(CHIP)的城镇住户调查数据,涵盖了近30年的数据,样本具有中国各地区的代表性。1988年的调查包括9009户城镇家庭,1995年为6868户,2002年为6835户,2013年为7175户,2018年为8166户。这5轮调查数据覆盖的省份存在一些差异,因此本文只选取5轮调查均涉及的省份,具体包括北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南和甘肃。本文研究的是中国城镇劳动力市场的收入极化,因此劳动力市场收入和工资性收入被视为相同含义,后

文的表述均沿用这个设定。本文讨论的人群对象限定在 16~65 岁有收入的就业人员，收入按年份计算，只包括劳动收入所得，具体涵盖了工资、奖金、价格补贴（这一项在 1988 年物价补贴取消之前非常重要）、在边远山区工作的地区性津贴、实物收入和第二职业收入等。为排除填报错误导致工资极低的情形，本文借鉴罗楚亮(2018)的做法，将所有年份的收入都限定在 100 元以上。不同年份的收入按照各省份城镇 CPI 进行了调整，基期为 2018 年。

### 三、城镇劳动力市场收入极化趋势及其分解结果

#### (一) 基准结果

图 1 至图 4 分别给出了不同年份间城镇劳动力市场收入的相对分布及增长效应、形状效应的分解结果。相对分布方法直接比较两个年份的密度函数，如果考察年份在所选定的收入分位数上的份额高于参照年份，那么相对密度的值大于 1，反之则小于 1。

首先，增长效应对总效应的影响巨大。对于像中国这样经济快速增长的国家而言，这个结果并不出人意料。如果从世界范围的角度来看，中国的经济增长红利使越来越多的城镇劳动者加入中等收入劳动力群体的行列。同时，增长效应也使低收入劳动力的收入水平不断增长，提高了这部分群体的购买力和福利水平。

其次，增长效应并没有完全解释总效应，一旦消除增长效应，可以观察到更明显的收入极化特征。形状效应反映了城镇劳动力市场中纯粹的收入分布形状变化，可以直接用来判断城镇劳动力市场是否发生极化，以及极化的程度和趋势。结果显示，收入极化的模式在 2002 年发生重要转变。具体来看：(1)1988~1995 年和 1995~2002 年均可以

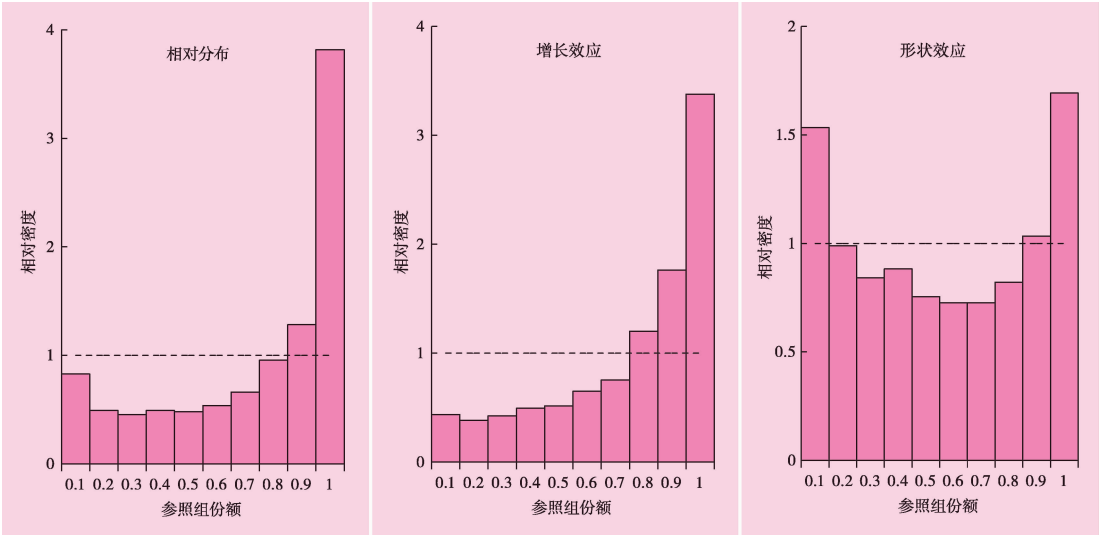


图 1 相对分布分析：1988~1995 年（参照组为 1988 年）

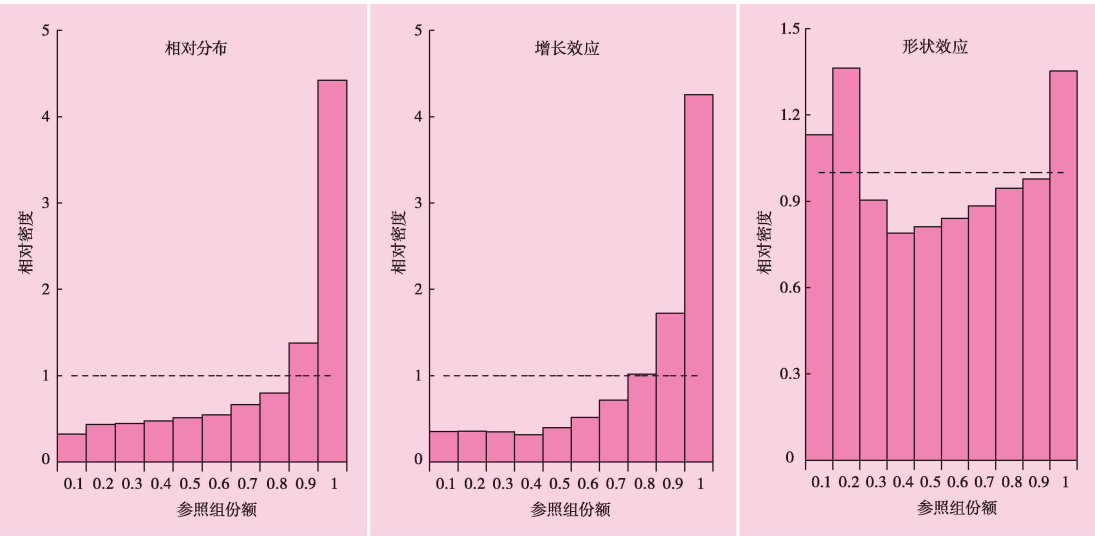


图2 相对分布分析:1995~2002年(参照组为1995年)

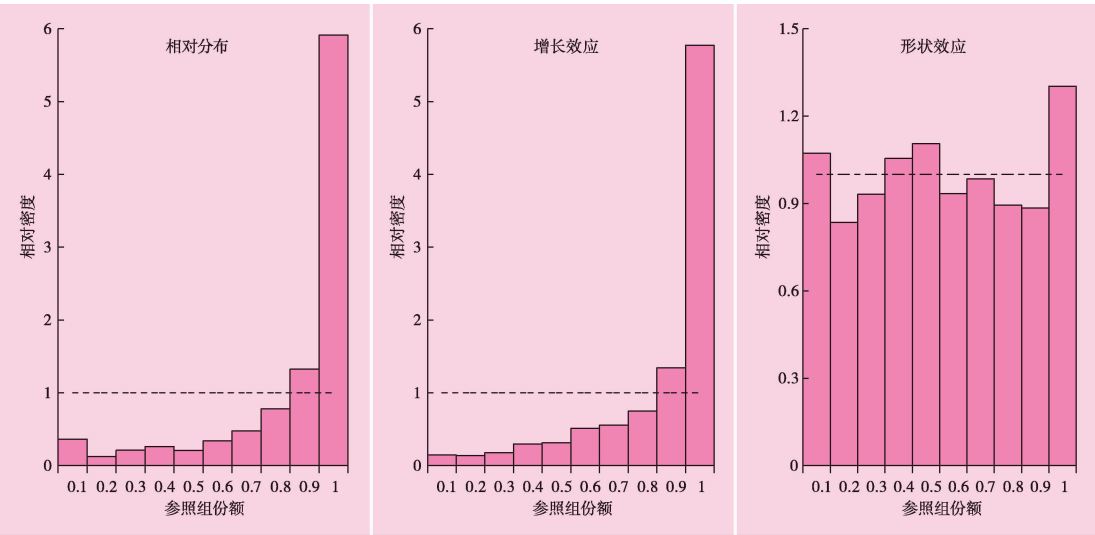


图3 相对分布分析:2002~2013年(参照组为2002年)

观察到典型的收入“双极化”模式,城镇劳动力市场收入分布的中间部分“消失”,两侧尾部的劳动力份额增长。这类极化反映了中等收入劳动力份额减少的事实,但这种极化效应在总效应中被增长效应所掩盖。(2)2002~2013年和2013~2018年可以观察到“W”形极化模式。2002~2013年的第四个和第五个十分位数及2013~2018年的第四个和第六个十分位数的相对密度大于1,这说明除了最低收入和最高收入劳动力比例的增加,部分中等收入劳动力的比例也有所增加。

最后,2013~2018年的结果是比较特殊的,值得特别关注。分解结果显示,增长效

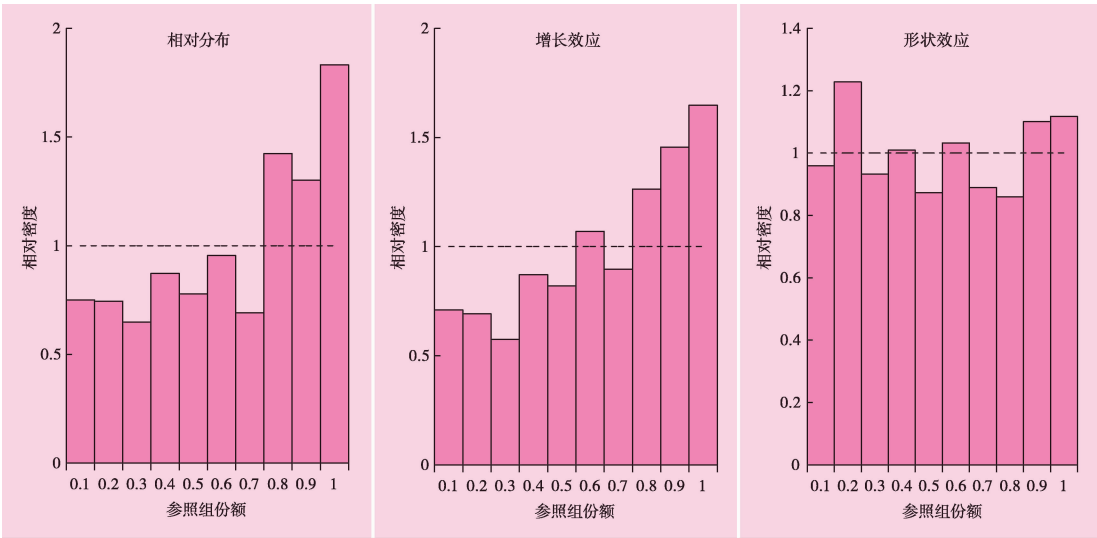


图 4 相对分布分析:2013~2018 年(参照组为 2013 年)

应已经大为减弱,而形状效应所反映的极化模式更多地呈现为较低收入劳动力份额的增长。中国经济从高速增长转入“新常态”的背景下,城镇劳动力市场收入极化的新趋势具有一定的警示性:当经济增长放缓后,极化的力量将被放大,进而可能增加收入分配恶化的风险。考虑到近年来人工智能的不断发展,劳动力市场对中等技能劳动力的需求会持续降低,同时对低技能和高技能劳动力的需求持续增加,收入极化的趋势可能会进一步强化。

为了进一步量化收入极化的跨期变化,表 1 汇报了反映收入分布形状变化程度的中位数相对极化指数(MRP),并将其分解为向下极化指数(LRP)和向上极化指数(URP)。结果显示,MRP 指数始终显著为正。需要注意的是,由于 2002 年之后的收入极化模式已经发生变化,所以 MRP 指数不仅反映了劳动力向收入分布两侧尾部集聚的程度,还包括中等收入劳动力份额的增长。因为其所代表的内容并不完全相同,MRP 指数在 2002 年前后不能直接进行比较。此外,2013~2018 年 MRP 指数明显低于其他时期,说明收入分布形状的变化相对较小。这一时期城镇劳动力市场中的收入极化发生了重要的转折,仅就形状变化而言,收入极化程度持续加剧的态势有所缓解。将 MRP 分解为分布的下尾部和上尾部的贡献后可以发现,在城镇劳动力市场收入极化的过程中,“降

表 1 相对极化指数

年份	MRP	标准误	LRP	标准误	URP	标准误
1988~1995	0.337	0.007	0.335	0.011	0.340	0.009
1995~2002	0.398	0.008	0.445	0.013	0.351	0.010
2002~2013	0.491	0.008	0.550	0.014	0.432	0.011
2013~2018	0.171	0.010	0.184	0.018	0.157	0.012

注:MRP 表示中位数相对极化指数,LRP 表示向下极化指数,URP 表示向上极化指数。标准误为普通标准误。



级”的作用高于“升级”,即LRP的值几乎总是大于URP的值(1988~1995年除外)。这些结果表明,收入极化导致城镇劳动力市场中更多的中等收入劳动力被推向收入分布的下半部分,而这种效应在大多数时期被收入增长效应所抵消。换言之,城镇劳动力的收入增长与群体内部的收入极化趋势是并存的。

(二) 协变量调整与异质性分析

与分解增长效应和形状效应的方法类似,相对分布方法还可以针对协变量的分布变化进行平衡调整。在比较不同年份间的收入分布时,考虑一些与个体特征相关的变量,可以使两个群体更具可比性。由于本文研究的是劳动力市场上单个劳动者的工资收入,协变量的选择标准需要参照经典的明瑟收入方程的设定;其他的约束还包括数据的可获得性、样本量大小,并且要避免发生多重共线性和严重的内生性问题。因此本研究主要选择与人口和地理特征相关的变量进行平衡调整,包括性别(男性=1)、年龄、民族(汉族=1)、党员身份(党员=1)、受教育程度、婚姻状况(已婚=1)、健康状况(非常好或好=1)和地区(东部=1)。图5中的结果显示,对个体特征和地理变量进行平衡调整,会对原始相对密度曲线图产生轻微的影响,但基本结论没有较大改变。

同时,图5给出的相对密度图有助于进一步比较不同时期收入极化的模式。本文发现,1988~1995年和1995~2002年可以观察到非常清晰的双极化趋势,即中等收入劳动力比例下降。但是,2002~2013年和2013~2018年的极化模式明显不同于之前的时期,虽然两侧尾部仍然是增长的,但并没有出现收入分布完全“空心化”。据此可以判断,

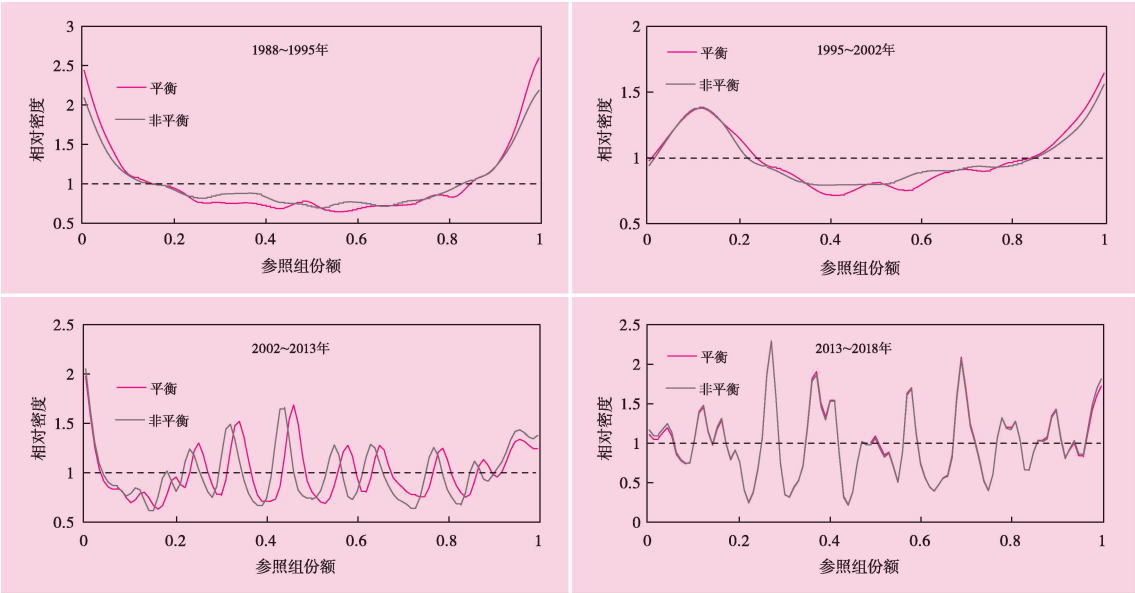


图5 协变量调整后的相对密度

虽然 2002~2013 年和 2013~2018 年的MRP 极化指数均为正,但是不再呈现双极化趋势,并且部分中等收入劳动力的状况有所改善。图 5 中的相对密度图比图 3 和图 4 中的相对分布图提供了更多的信息,可以发现 2002~2013 年和 2013~2018 年的收入极化模式比“W”形更复杂。因为劳动力份额的相对增长并非仅仅发生在收入分布的两侧尾部和中位数附近,所以“W”形只能视为一种近似描述。

接下来,根据特定的协变量将样本分为不同的子组,以考察不同人群中的收入极化趋势。表 2 给出了不同地区子样本的相对极化指数。东部地区在 1988~1995 年 MRP 指数为 0.244,高于中西部地区的 0.100,但在 2013~2018 年,东部地区 MRP 指数不再显著,而中西部地区为 0.079(1%水平上显著),其他年份两个地区的 MRP 指数则较为接近。另外,对于中西部地区来说,URP 指数与 LRP 指数基本相似,而对于东部地区来说,1995~2002 年 URP 指数高于 LRP,而 2013~2018 年 URP 指数为 0.056(1%水平上显著),LRP 指数则为 -0.058(1%水平上显著)。总体而言,东部地区的劳动力市场从收入极化水平较高,逐渐变为极化趋势不再显著,这可能是驱动总体收入极化趋势放缓的关键因素。与之相反,中西部地区的收入极化始终维持正向增长的态势。

表 2 不同地区子样本的相对极化指数

	1988~1995 年	1995~2002 年	2002~2013 年	2013~2018 年
中西部地区				
MRP	0.100*** (0.009)	0.120*** (0.011)	0.024** (0.012)	0.079*** (0.011)
LRP	0.091*** (0.013)	0.101*** (0.014)	0.020 (0.016)	-0.012 (0.016)
URP	0.109*** (0.015)	0.139*** (0.018)	0.028 (0.019)	0.170*** (0.016)
东部地区				
MRP	0.244*** (0.011)	0.085*** (0.013)	0.019 (0.014)	-0.001 (0.013)
LRP	0.260*** (0.016)	0.048** (0.019)	0.022 (0.020)	-0.058*** (0.020)
URP	0.229*** (0.017)	0.122*** (0.021)	0.017 (0.021)	0.056*** (0.019)
样本数	29709	22175	18463	19495

注:同表 1。

表 3 给出了不同受教育水平组的相对极化指数。MRP 指数的结果显示,大专及以下和本科及以上学历的劳动力群体在2002 年之前的极化程度基本比较接近。2002 年之后,大专及以下群体 MRP 指数并不显著,说明其与零无差异,但本科及以上学历群体的 MRP 为 0.100(1%水平上显著)和 0.040(5%水平上显著)。另一方面,对于大专及以下群体来说,1988~1995 年、2002~2013 年和 2013~2018 年 URP 指数均高于LRP,1995~2002 年 URP 指数与 LRP 相差不大。对于本科及以上学历群体来说,1988~1995 年 URP 指数低于 LRP,1995~2002 年和 2013~2018 年 URP 指数高于 LRP,而 2002~2013 年 URP 指数与LRP 接近,说明向上极化和向下极化的程度相当。

表 3 不同受教育水平子样本的相对极化指数

	1988~1995 年	1995~2002 年	2002~2013 年	2013~2018 年
大专及以下				
MRP	0.170*** (0.007)	0.087*** (0.008)	0.011 (0.010)	0.012 (0.009)
LRP	0.142*** (0.010)	0.087*** (0.012)	-0.004 (0.014)	0.009 (0.014)
URP	0.197*** (0.011)	0.087*** (0.013)	0.026* (0.015)	0.015 (0.014)
本科及以上				
MRP	0.140*** (0.025)	0.083*** (0.026)	0.100*** (0.023)	0.040** (0.019)
LRP	0.179*** (0.038)	0.056 (0.039)	0.107*** (0.035)	-0.002 (0.029)
URP	0.100** (0.039)	0.110*** (0.039)	0.094*** (0.035)	0.082*** (0.028)
样本数	29709	22175	18463	19495

注:同表 1。

(三) 稳健性检验

1. 不包含自我雇佣者

自我雇佣者主要指雇主和自营劳动者等经济主体,他们与雇佣形式的就业者有所不同。在发展中国家,自我雇佣者(主要是自营劳动者)通常被归入非正规部门就业,并且这部分群体的规模可能随着市场化的演进而不断扩大。图 6 给出了不包含自我雇佣者样本的形状效应结果。结果表明,即便不考虑自我雇佣者样本,前文所发现的城镇劳动力市场收入极化趋势没有大的改变。例如,1995~2002 年劳动力相对减少最多的十分位数由第四个转变为第五个,而 2013~2018 年第六个和第九个十分位数的相对密度不再显著高于 1,这些变化表明是否考虑自我雇佣者只对中等收入劳动力的形状效应有

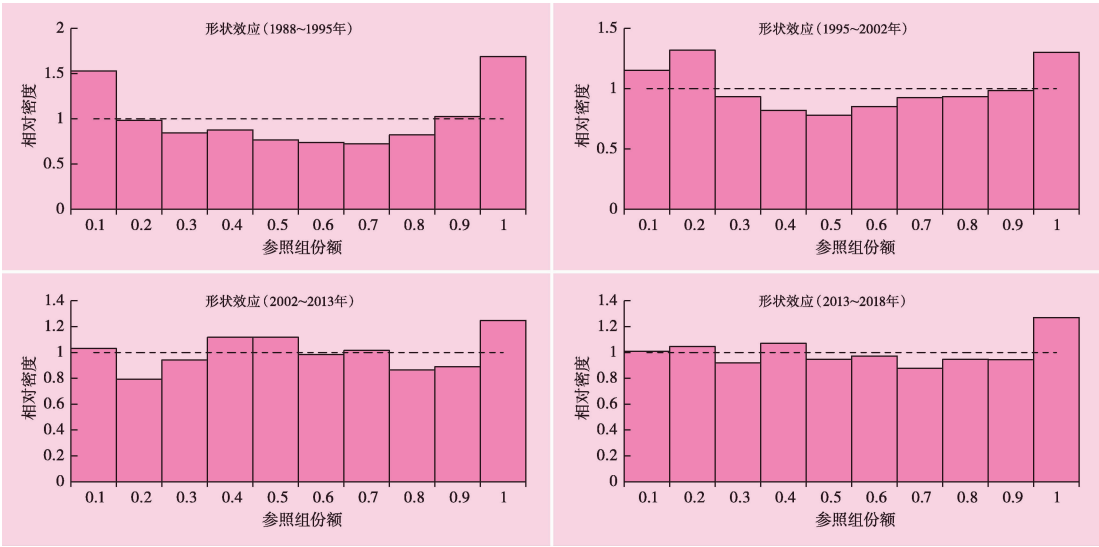


图 6 不包含自我雇佣者的形状效应(1988~2018 年)

轻微影响。此外,前面的基准设定由于包含自我雇佣者,可以视为对中国城镇劳动力市场状况更全面的分析。

2. 考虑城镇流动人口

中国一直存在城乡二元结构,这导致城镇地区存在大量的流动人口,并且主要是农民工,从事着相对低收入的劳动密集型工作。为了考察加入这部分群体对城镇劳动力市场收入极化的影响,本部分给出了纳入流动人口的形状效应结果;由于 CHIP 数据库是从 2002 年开始对流动人口进行调查,因此这部分的分析只使用 2002~2018 年的数据。图 7 显示,考虑城镇流动人口只会带来结果上的细微差别。具体来看,2002~2013 年第一个十分位数的相对密度的增加幅度有所提高,而第六个十分位数的相对密度转变为大于 1,这些说明城镇流动人口有向这两个分布点集中的趋势,并且最高十分位数的相对密度从高于 1.2 降为低于 1.2。另外,考虑城镇流动人口对 2013~2018 年结果的影响较小,主要体现为第四个十分位的相对密度增加更明显。

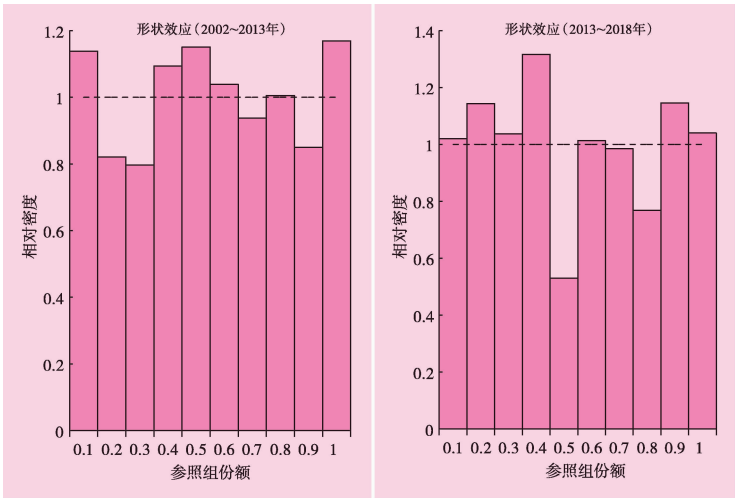


图 7 包含城镇流动人口的形状效应 (2002~2018 年)

3. 使用其他调查数据样本

本文还选取中国健康和营养调查(CHNS)数据,以进行基本结果的横向比较。CHNS 的样本来自北京、重庆、广西、贵州、黑龙江、河南、湖北、湖南、江苏、辽宁、陕西、山东、上海、云南、浙江等省份,采用多阶段随机聚类的方法在每个省份抽取调查样本。数据包括 1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009、2011 和 2015 年,共 10 个年份。由于本文所使用的 CHIP 数据主要包括 1988、1995、2002、2013 和 2018 年,其可以视为分别代表 20 世纪 80 年代末、20 世纪 90 年代以及 21 世纪的不同时期。与此类似,本文选取 1989、1993、2000、2011 和 2015 年五组作为样本考察点,以便对两个数据库所获结果进行比较。研究对象排除农村地区,样本限定在 16~65 岁有收入的就业人员,收入按年计算,并且只包括劳动收入。本部分同样使用 CPI 对每年的工资进行调整,基期为 2015 年。

图 8 给出了 CHNS 数据的形状效应结果。CHNS 数据表明城镇劳动力市场的收入极化模式在前后两个时期发生重要的改变,2000 年之前可以观察到收入双极化,而 2000 年之后观察到收入分布中间部分的劳动力份额在增加。不过,CHNS 数据中形状效应在

2000~2011 年呈现“W”形模式,而 2011~2015 年呈现为近似倒“U”形模式,收入分布向中位数趋同(双尾减少),表明城镇劳动力市场在这段时期内出现“逆”收入极化的趋势,只是这种逆转还不足以改变整个时期内的收入极化结果。尽管 CHNS 数据与 CHIP 数据所涵盖的调查年份、地区和覆盖的人群有所区别,两者所给出的收入极化趋势在细节上存在一定差异,但是总体而言,两部分分析的基本结论是相似的。

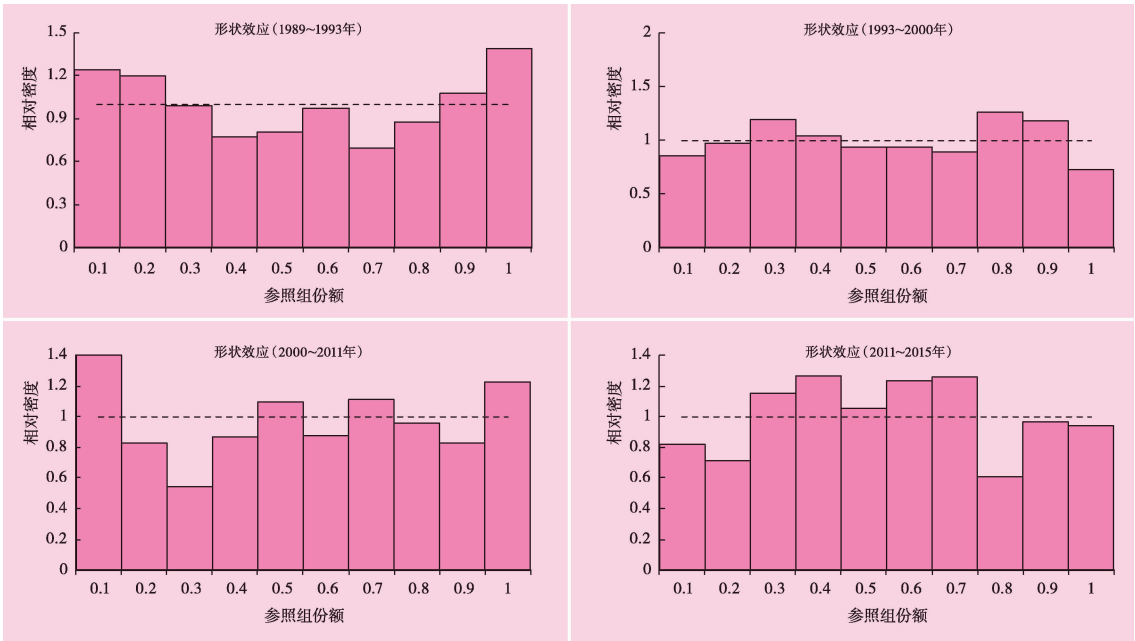


图 8 CHNS 数据中的形状效应(1989~2015 年)

四、收入极化的解释

中国城镇劳动力市场脱胎于计划经济转型,劳动力市场结构变迁使劳动力群体间的收入分配格局不断演进。这种向劳动力市场化转型的影响是巨大的,工资和就业的决定机制由之前的国有经济部门主导转向多元化的市场调节为主。20 世纪 90 年代中后期以来,国企雇员数量大幅度减少,其他所有制企业开始成为市场的重要主体。

构建健康运转的劳动力市场无疑会激活城镇地区的经济发展潜能。对改革开放初期的中国而言,丰富的劳动力资源是支撑中国经济起飞的核心动能之一。随着更多的劳动力从低效率的经济部门中释放出来,非国有部门的迅速崛起,吸收了更多的劳动力资源,优化了整个城镇地区的资源配置率。因此,在中国经济进入“新常态”之前,可以观察到增长效应对城镇劳动力收入增长的显著作用。

然而不可忽视的是,市场化也伴随着均等化收入分配模式的衰落。转型国家通常还



会面临劳动力市场非正规化的倾向,劳动法律法规和政府规制的缺失也使劳动者的保护机制受到冲击。这些都限制了低收入劳动者提高就业质量的机会,甚至增加了中等收入劳动者跌入低质量就业的风险。另外,在劳动力市场化发展的早期,政府也未能对高收入人群的收入增长实施有效的控制。这些因素均与 2002 年之前形状效应所揭示的收入双极化现象密切相关,共同导致城镇劳动力市场收入极化加剧。

欧美国家在过去几十年就业市场的结构性变化也表现出类似的规律(Howell 等, 2019)。为了应对经济衰退、全球化进程、技术进步和人口变化等新形势,欧美国家的劳动力市场更加强调竞争力和灵活性,因而放弃了二战后所形成的标准雇佣关系和广泛的就业保护与监管体系,逐渐转向新自由主义。就业质量的下降与非标准就业模式的兴起密切相关,后者催生了大量临时工作和兼职工作,使利润从劳动者转向资本所有者。由于很多劳动者不能获得一份“体面”的工作,劳动力市场的极化趋势越来越严重。

面临收入差距增大和收入极化的趋势,中国政府在完善劳动力市场制度方面出台了一系列政策,加强了对劳动力市场就业者的保护。2008 年颁布的《劳动合同法》规范了劳资关系,强调了政府规制的重要性,这与发达国家放松劳动力市场管制的做法不同。政府也出台了一系列政策调控高收入群体的收入水平。例如,2003 年发布的《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》明确提出“健全个人收入监测办法,强化个人所得税征管”。此后,各地税务机关普遍对当地高收入人员建立了档案,对其实施跟踪管理。2013 年 2 月,国务院批准了《关于深化收入分配制度改革的若干意见》,旨在支持低收入群体、扩大中等收入群体和限制高收入群体。本文的结果从侧面表明,这些政策变化切实提高了中等劳动力的份额,在一定程度上阻止了中等收入群体相对状况的恶化,并使收入极化模式由 2002 年之前的双极化转变为之后的“W”形极化。

## 五、结论和政策启示

本文借助相对分布方法,主要基于 1988~2018 年的 CHIP 调查数据,研究了近 30 年来中国城镇劳动力市场的收入极化趋势及其分解结果。研究结果表明:首先,中国城镇劳动力市场的收入极化趋势基本得到证实,但收入极化的模式在 2002 年前后发生重要转变。1988~1995 年和 1995~2002 年可以观察到典型的收入双极化,即收入分布中间部分的群体向两侧尾部集中,而 2002~2013 年和 2013~2018 年则观察到收入分布中间部分的劳动力份额也在增加,中等收入劳动力并未呈现持续减少的态势。其次,分解结果表明,增长效应可以解释相对分布总效应的较大部分,其贡献度分别为 85%(1988~1995 年)、95.4%(1995~2002 年)、96%(2002~2013 年)和 51.7%(2013~2018 年);2013~2018 年的增长效应大幅减弱。中国经济高速增长使大多数劳动者向更高的收入水平移

动,这种效应的贡献很大,以至于掩盖了劳动力市场的收入极化。当经济增速放缓时,收入分布形状变化的作用将会凸显,以往所积累的收入极化问题可能会被放大。再次,将极化指数分解为分布的下尾部和上尾部的贡献后可以发现,中等收入劳动力更多地转移到下尾部。此外,样本分组的结果表明,不同子群体内部的收入极化趋势与总体趋势相似。东部地区的劳动力市场从收入极化水平较高,逐渐转变为极化趋势不再显著,这可能是驱动总体收入极化趋势放缓的重要原因。

本文的研究结论有重要的启示。首先,收入极化和收入不平等有重要的区别,从政府治理的角度来看,解决极化问题应当着眼于壮大中等收入劳动力群体。在当前中国发力科技创新和人工智能的大背景下,技术深化可能会使得中等技能劳动力群体进一步受到负向冲击,劳动力市场收入极化有进一步加剧的风险。快速的技术进步意味着劳动者需要定期更新技能,以适应不稳定的劳动力市场条件。其次,如果不考虑增长效应对总效应的巨大影响,将很难捕捉到收入分布形状变化中所揭示的收入极化趋势,因而过度乐观地认为中国城镇劳动力市场没有出现收入极化趋势。当前中国经济增长已经放缓,过去所积累的极化效应可能会逐渐释放,因此有必要采取积极的反极化措施,以应对劳动力市场中的收入极化。很多研究已经观察到劳动力市场的就业极化趋势,如果收入极化和就业极化相互加强,将可能带来不利的后果。对劳动力市场的治理可以吸收发达国家的经验教训,不能放任过度自由化,而要增强对劳动者的就业保护。最后,本文发现东部的劳动力市场收入极化放缓,加之全国层面的基尼系数也已趋于平缓,反映中国政府推进共同富裕的战略已取得一定成效。《中共中央 国务院关于支持浙江高质量发展建设共同富裕示范区的意见》于2021年6月正式发布,选定东部比较有代表性的浙江省作为高质量发展建设共同富裕示范区,可以为以后全国范围内推进共同富裕积累宝贵的经验。

#### 参考文献:

1. 蔡昉(2019):《经济学如何迎接新技术革命?》,《劳动经济研究》,第2期。
2. 曹洁、罗淳(2018):《劳动力市场极化问题研究综述》,《劳动经济研究》,第2期。
3. 陈宗胜(2002):《关于收入差别倒U曲线及两极分化研究中的几个方法问题》,《中国社会科学》,第5期。
4. 都阳等(2017):《劳动力市场结构变迁、工作任务与技能需求》,《劳动经济研究》,第3期。
5. 洪兴建、李金昌(2007):《两极分化测度方法述评与中国居民收入两极分化》,《经济研究》,第11期。
6. 李实等(1998):《中国经济转型与收入分配变动》,《经济研究》,第4期。
7. 李小瑛、赵忠(2012):《城镇劳动力市场雇佣关系的演化及影响因素》,《经济研究》,第9期。
8. 刘廷宇等(2021):《承接离岸外包、常规任务偏向型技术进步与工资极化》,《财贸经济》,第2期。

9. 龙莹(2015):《中等收入群体比重变动的因素分解——基于收入极化指数的经验证据》,《统计研究》,第2期。
10. 罗楚亮(2010):《居民收入分布的极化》,《中国人口科学》,第6期。
11. 罗楚亮(2018):《城镇居民工资不平等变化:1995~2013年》,《世界经济》,第11期。
12. 吕世斌、张世伟(2015):《中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究》,《经济学(季刊)》,第2期。
13. 宁光杰、林子亮(2014):《信息技术应用、企业组织变革与劳动力技能需求变化》,《经济研究》,第8期。
14. 屈小博、程杰(2015):《中国就业结构变化:“升级”还是“两极化”?》,《劳动经济研究》,第1期。
15. 孙文凯等(2018):《我国就业结构变动与技术升级研究》,《经济理论与经济管理》,第6期。
16. 王永钦、董雯(2020):《机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据》,《经济研究》,第10期。
17. 余玲铮等(2021):《工业机器人、工作任务与非常规能力溢价——来自制造业“企业—工人”匹配调查的证据》,《管理世界》,第1期。
18. Acemoglu D., Autor D. (2011), Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. *Handbook of Labor Economics*. 4:1043-1171.
19. Autor D., Dorn D. (2013), The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*. 103(5):1553-1597.
20. Autor D., Katz L., Kearney M. (2006), The Polarization of the U.S. Labor Market. *American Economic Review*. 96(2):189-194.
21. Esteban J., Ray D. (1994), On the Measurement of Polarization. *Econometrica*. 62(4):819-851.
22. Ge P., Sun W., Zhao Z. (2021), Employment Structure in China from 1990 to 2015. *Journal of Economic Behavior & Organization*. 185:168-190.
23. Goos M., Manning A. (2007), Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *Review of Economics and Statistics*. 89(1):118-133.
24. Goos M., Manning A., Salomons A. (2009), Job Polarization in Europe. *American Economic Review*. 99(2):58-63.
25. Handcock M., Morris M. (1998), Relative Distribution Methods. *Sociological Methodology*. 28(1):53-97.
26. Howell D., Kalleberg A. (2019), Declining Job Quality in the United States: Explanations and Evidence. *RSF: the Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*. 5(4):1-53.
27. Schettino F., Gabriele A., Khan H. (2021), Polarization and the Middle Class in China: A Non-parametric Evaluation using CHNS and CHIP Data. *Structural Change and Economic Dynamics*. 57:251-264.
28. Zhang X., Kanbur R. (2001), What Difference Do Polarisation Measures Make? An Application to China. *Journal of Development Studies*. 37(3):45-58.

(责任编辑:许 多)