

“农转非”、劳动力流动与劳动收入份额

李连友¹, 黄保聪¹, 席鹏辉²

(1. 湖南大学公共管理学院, 湖南 长沙 410079;

2. 中国社会科学院财经战略研究院, 北京 100006)

摘要: 提高劳动收入份额是实现共同富裕的重要途径。基于手工收集的城市层面户籍制度改革数据与微观企业的匹配数据, 利用户籍制度改革作为自然实验来研究劳动力市场改革对劳动收入份额的因果效应。研究发现: 劳动力市场改革显著增加了企业的劳动收入份额。异质性效应表明, 这种正向效应在高创新企业、低融资约束企业、非国有企业、小规模企业、劳动密集型企业 and 发达地区企业中更为明显。机制检验发现, 劳动力市场改革通过破除户籍壁垒显著增加了企业雇佣规模、人均薪酬与企业绩效, 从而提高了劳动收入份额。研究结果对于进一步深化户籍制度改革以及当前实现共同富裕具有重要意义。

关键词: 劳动收入份额; 共同富裕; 劳动力流动; 户籍制度改革; 劳动要素占比

中图分类号: C971

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)04-0213-12

Household registration reform, labor transfer and Labor Income Share

LI Lianyou¹, HUANG Baocong¹, XI Penghui²

(1. School of Public Administration, Hunan University, Changsha 410079, China;

2. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China)

Abstract: Increasing the share of labor income is an important way to achieve common prosperity. This paper uses manually collected urban-level household registration system reform data and China's industrial enterprise database, and uses progressive household registration system reform as a “quasi-experiment” to evaluate the causal relationship between labor market reforms and labor income shares. The study found that the labor market reform significantly increased the labor income share. The heterogeneity effect shows that this positive effect is stronger in high-innovation enterprises, low-financing-constrained enterprises, non-state-owned enterprises, small-scale enterprises, labor-intensive enterprises, and enterprises in developed regions. The mechanism test found that the labor market reform has significantly increased the per capita salary, the number of employees, and the performance of the enterprise, thereby increasing the labor income share. The research in this article has enlightening significance for the current realization of common prosperity.

Key words: labor income share; common prosperity; labor mobility; household registration system reform; proportion of labor factors

逐步提高劳动收入份额对深化收入分配改革、实现共同富裕具有重要意义。然而, 自 20 世纪

90 年代以来我国劳动收入份额总体呈下降趋势并长期在低位徘徊^[1-3], 这不利于共同富裕目标的

收稿日期: 2022-10-20 修回日期: 2023-03-01

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“积极老龄化的公共政策与法治问题研究”(19ZDA158)。

作者简介: 李连友(1965—), 男, 湖南安乡人, 湖南大学公共管理学院教授、博士生导师, 博士, 研究方向为社会保障。通信作者: 黄保聪。

顺利实现。要扩大中等收入群体比重,增加低收入群体收入,形成中间大、两头小的橄榄型分配结构。党的二十大报告强调“要努力提高居民收入在国民收入分配中的比重,提高劳动报酬在初次分配中的比重”。因此,提高劳动收入份额,优化劳动要素占比对实现共同富裕具有重大的现实意义。

现有文献对劳动收入份额及其决定因素进行了广泛讨论,主要从宏观制度设计与微观企业安排层面展开。宏观制度设计方面,现有文献主要考察经济结构^[4]、技术偏向^[5]、经济波动^[6]、性别失衡^[7]、人力资本积累^[8]、税收征管和税收减免^[2-3]等因素对劳动收入份额的影响。微观企业层面主要讨论融资约束^[9]、贸易自由化^[10]、工会组织^[11]、资本市场配置效率^[1]、企业规模分化^[12]、营改增^[13]等因素对劳动收入份额的影响。但鲜有文献关注劳动力市场改革(户籍制度改革)对劳动收入份额的因果效应。有鉴于此,本文从制度松绑视角切入,聚焦户籍制度改革的收入分配效应及其作用机制。

关于户籍制度改革对流动人口工资溢价的影响一直是学界研究的重点和难点,但相关理论和实证文献并未取得一致的结论。有学者研究发现,户籍制度改革会增加流动人口的创业选择和收入^[14],提高外来人口的福利待遇^[15],促进生产要素的合理配置^[16]。还有学者研究发现,流动人口在劳动力市场上会受到严重的户籍歧视^[17],平均收入偏低,没有享受工资溢价^[18]。可见从微观个体层面评估户籍制度改革的收入效应并未获得一致的结论,原因可能是户籍制度改革对人口流动的影响机制较为复杂,面临着严重的内生性问题,我们应该更多地利用微观企业层面的大数据和相对外生的事件冲击来探讨户籍制度改革的收入效应及其对收入分配的影响。

中国自 2001 年开始在一些城市陆续推行户籍制度改革,2014 年颁布《进一步推进户籍制度改革的意见》,为本文准确识别劳动力市场改革及其经济效应提供了较好的准实验冲击。这一改革的核

心在于通过推进户籍制度松绑,逐步取消“农业户口”和“非农业户口”,建立城乡统一的“居民户口”(简称“农转非”),进而促进劳动要素在城乡间自由流动,从而促进要素合理配置以及经济健康发展。本文利用手工收集的城市层面户籍制度改革数据、中国工业企业数据以及中国上市公司数据,以两次渐进式的户籍制度改革为自然实验,实证评估了劳动力市场改革对劳动收入份额的影响及其作用机制。研究结果表明,劳动力市场改革显著增加了劳动收入份额。其作用机制是,劳动力市场改革显著提高了企业人均薪酬、从业人数和企业绩效。异质性检验发现,在劳动力市场改革后,高创新企业、低融资约束企业、非国有企业、小规模企业、劳动密集型企业 and 发达地区企业的劳动收入份额提高更加明显。本文研究对了解户籍制度改革的外溢效应以及当前实现共同富裕具有重要启示。

一、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

户籍制度作为我国最具特色的制度设计,是劳动力市场改革的典型代表,鲜见于其他经济体。建国之初,为了集中力量优先发展重工业,设立了阻隔城乡劳动力自由流动的户籍制度。其主要原因在于,重工业相较于农业和轻工业而言属于资本密集型产业,对于劳动力的吸纳能力较弱。制定优先发展重工业的发展战略就意味着需要适当放弃劳动力就业。因此,需要建立与重工业优先发展战略相匹配的劳动力市场制度。2001 年以来开始的户籍制度改革通过推进户籍制度松绑,破除居民特殊身份和降低落户门槛,在一部分城市逐步取消“农业户口”和“非农业户口”,建立城乡统一的“居民户口”,进而促进劳动要素在城乡间自由流动,从而提高劳动力配置效率以促进地区经济发展。理论上来说,城市地区相比于农村地区居民的平均工资更高,社会福利保障更加健全,能够获取更高额的收入。如陆益龙^[19]研究发现越来越多的农村及城镇人口开始流向大中城市,他们在那里以临时工、合同工及农民工身份务工或

从事着个体经营活动。孙文凯等^[15]认为户籍制度改革能够提高流动人口的收益。有理由相信,随着户籍制度的逐渐放开,农村劳动力流入城市,这会提高流动人口的劳动收入份额。因此,本文主要聚焦于2001年以来小城镇推行的户籍制度改革,并利用户籍制度改革时间和地区层面的差异,构建双重差分模型,识别劳动力市场改革对劳动收入份额的影响。

(二) 理论分析

劳动力市场改革通过何种潜在机制影响劳动收入份额,是目前急需深入探索的重要问题。以户籍制度为核心的劳动力市场改革的核心在于通过制度改革适度放松劳动力在城乡间的自由流动,从而促进要素在地区间的合理配置^[20-22]。以往研究发现,劳动力市场改革对于地区经济增长和企业发展具有重要意义。如都阳等^[16]发现,劳动力流动对于扩大劳动市场规模与提升城市的全要素生产率具有重要作用。因此,劳动力市场改革对于增加劳动力市场的供给,满足城市日益短缺的劳动力需求具有重要意义^[22]。同时,劳动力供给的增加也会改变企业的雇佣决策和经营绩效,并显著提升企业的劳动收入份额。因此,本文认为户籍制度改革影响劳动收入份额的主要逻辑在于:户籍制度改革通过“直接效应”和“间接效应”,增加了企业的雇佣规模、人均薪酬与企业绩效,进而提高了劳动收入份额。

首先,从“直接效应”来看,微观经济主体行为选择是宏观经济变动作用的结果。劳动力市场改革通过破除制度阻碍,吸引了众多劳动力进入企业工作,这为企业提供了更多的雇佣选择,有助于满足企业对于劳动力的需求^[24]。事实上,长期以来,我国东部沿海地区不少企业面临“用工荒”的局面,劳动力市场改革有助于解决东部发达地区企业面临的用工问题,这对于企业的持续发展至关重要。如陆益龙^[19]研究发现越来越多的农村及城镇人口开始流向大中城市,他们以临时工、合同工及农民工身份务工或从事着个体经营活动,给大中城市增添发展活力^[23]。Wang等^[24]也发现,劳

动力市场改革促进了劳动力的自由流动有助于增加企业的就业调整,提升企业用工效率。因此,对于企业而言,户籍制度改革后,那些劳动力短缺的企业可能会从劳动市场雇佣更多的工人以满足企业生产经营需要,企业的劳动雇佣总数和职工工资会因雇佣人数的增加而逐渐提升^[21],劳动收入份额可能会随职工工资收入增长而增加。

其次,从“间接效应”来看,户籍制度改革会增加企业的雇佣规模,缓解企业劳动力规模的短缺,促进企业盈利能力和绩效提升,从而增加企业与员工利润(或叫租金)的分享,间接提高企业的劳动收入份额。具体而言,对于那些长期面临用工短缺的企业而言,劳动力雇佣规模的扩大并不会降低企业的经营绩效,相反由于长期的劳动力短缺,企业的生产规模和经营绩效无法扩张和提升。同时,由于户籍制度壁垒的存在,企业的用工匹配效率较低,也即由于劳动力市场供给受限,企业无法在劳动力市场获得性价比和工作效率高的员工,导致企业效率无法提升。因此,随着劳动力市场改革的推进,企业可以在劳动力市场挑选和雇佣更多的劳动力,企业的劳动要素配置效率得以提升,企业绩效增加^[25]。进一步地,随着企业绩效提升,生产规模进一步扩大,劳动力需求增多,企业雇佣的人数增多,劳动收入份额提升,形成企业绩效提升与劳动收入份额同向增加的良性循环。

综上所述,劳动力市场改革通过促进劳动要素在地区间的合理配置,增加了企业的雇佣人数和职工工资,并提升劳动收入份额。同时,随着企业劳动力短缺得到缓解,企业在劳动要素配置效率改善的助推下,企业经营绩效明显改善,劳动收入份额随之增加。为此,本文提出如下待检验的研究假设:

假说1:在其他条件不变的情况下,户籍制度改革的推进会显著增加企业的劳动收入份额。

假说2:户籍制度改革通过“直接效应”与“间接效应”两条途径作用于劳动收入份额。

二、模型与数据

(一) 模型设定与识别策略

为了准确识别劳动力市场改革对于劳动收入

份额的影响,本文利用户籍制度改革在时间和区域上的差异,构建如下双重差分模型进行实证检验:

$$laber_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 hukou_{ct} + \gamma X_{ict} + \lambda Z_{ct} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

模型(1)中, i 代表企业个体, c 代表城市, t 代表时间。 $laber$ 为被解释变量,表示劳动收入份额,用应付工资总额与工业增加值的比值进行衡量。 $hukou$ 为衡量劳动力市场改革的分组虚拟变量,当 c 城市在 t 年推行户籍制度改革则取值为1,反之则取值为0。 α_1 为劳动力市场改革对劳动收入份额的平均处理效应(LATE), X 为企业层面的控制变量,包括企业规模等公司层面的变量, Z 为城市层面的控制变量,用于控制企业层面与城市层面随时间变化的因素对劳动收入份额的影响。 θ_i 和 δ_t 分别表示企业和时间层面的固定效应,需要说明的是,由于改革期间城市的位置等并未发生改变,控制企业层面的固定效应就控制了城市层面的不随时变的固定效应,因此无需在模型中重复控制城市层级的固定效应^[24], ε_{ict} 为误差项。

(二)数据来源与变量解释

1. 数据来源

基于数据的可靠性和可得性,本文主要选择以下3个方面的数据开展研究:一是使用1998—2007年中国工业企业数据库进行分析^[2-3, 24]。其中,工业企业数据库统计了大量企业的基本信息和财务信息,能充分满足本文的研究需求。本文借鉴李连友等^[26]的做法,删除了异常的、不符合逻辑关系的观察值,删除了销售额明显小于500万元、职工人数少于8人、总资产小于固定资产净值、总资产小于流动资产等的企业,最终得到1998—2007年的非平衡面板数据。

二是使用2000—2007年城市层面的宏观统计数据,其中城市层面的户籍制度改革数据为手工搜集,主要通过浏览各级政府网站、查看各级政策文件、统计公报、官方报纸等多种方式进行了查找,总共获得了73个地级市户籍制度改革样本,样

本期间与Wang等^[24]保持一致。分年份来看,2001年获得1个地级市样本,2002年获得10个地级市样本,2003年获得22个地级市样本,2004年获得21个地级市样本,2005年获得10个地级市样本,2006年和2007年分别获得9个地级市样本。此外,其他城市层面数据主要来自《中国统计年鉴》。

三是收集2008—2020年的中国非金融类上市公司数据(国泰安数据库),并对相关数据进行了清理。如删除样本期间内被ST、*ST的公司;删除了缺失值、异常值和极端值等等。当然,由于使用微观企业数据会遇到较多的异常值问题,我们对相关变量上下1%进行了缩尾处理。

2. 变量解释与描述性统计

首先,本文的核心被解释变量是劳动收入份额($laber$),借鉴现有文献的衡量方式^[2-3, 11, 13],劳动收入份额=(工资收入总额+福利收入总额)/(工资收入总额+福利收入总额+营业利润+固定资本折旧)。观察发现,劳动收入份额的衡量指标 $laber$ 的均值为0.3997。另外,劳动收入份额指标的标准差为0.2882,且最小值与最大值之间存在明显的差异。

其次,本文核心解释变量劳动力市场改革($hukou$),采用二分虚拟变量进行衡量。具体而言,其值取决于城市户籍政策实施的具体情况,当 c 城市在 t 年实施了户籍制度改革则取值为1,反之则取值为0,并以此来识别劳动力市场改革对劳动收入份额的影响。

最后,为了保证估计结果的稳健,在控制变量方面,参考相关研究^[2-3, 11, 13],本文首先控制了公司年龄(age)、企业规模($size$)、资产负债率(lev)、有形资产率(fix)、资产流动性(cr)、资产有形比($tang$)等公司层面的变量,其次本文还控制了人均GDP($pgdp$)、地方财政投入($finance$)、总人口($spop$)、职工工资($awage$)等城市层面的变量。观察描述性统计结果并未发现明显的极端值和异常值,具体变量的详细说明及描述性统计如表1所示。

表1 变量的定义

变量符号	变量名	变量定义	观测值	均值	标准差	中位数
<i>laber</i>	劳动收入份额	应付工资总额与工业增加值的比值	813 506	0.399 7	0.288 2	0.341 7
<i>hukou</i>	处理变量	改革后取值为1	813 798	0.302 8	0.459 5	0.000 0
<i>size</i>	企业规模	企业总资产取对数值	813 798	9.738 1	1.412 7	9.556 6
<i>age</i>	企业年龄	企业开业至今总年限	812 759	9.233 6	10.102 8	6.000 0
<i>lev</i>	资产负债率	总负债与总资产的比值	813 798	0.557 5	0.253 8	0.584 9
<i>fix</i>	有形资产率	非流动资产/总资产	813 798	0.418 3	0.236 1	0.402 1
<i>cr</i>	资产流动性	流动资产/流动负债	797 828	1.939 6	3.166 2	1.129 8
<i>tang</i>	资产有形比	固定资产加存货/总资产	813 798	0.528 2	0.230 1	0.532 8
<i>pgdp</i>	人均GDP	人均GDP取对数	813 798	9.398 9	0.696 8	9.347 3
<i>finance</i>	地方财政	地方财政取对数	813 798	12.142 2	1.261 6	12.087 9
<i>spop</i>	总人口	总人口取对数	813 798	5.897 5	0.617 5	5.919 7
<i>awage</i>	职工工资	职工工资取对数	813 798	12.969 7	0.917 8	12.834 0

三、实证结果与机制检验

(一)基础回归结果

理论上,劳动力市场改革通过促进劳动力在城乡间自由流动,促进要素优化配置,可能会增加劳动收入份额。表2汇报了劳动力市场改革对劳动收入份额影响的基准回归结果。其中,*Panel A*第(1)列至第(4)列为控制企业层面控制变量和控制不同类型固定效应的估计结果,*Panel B*中第(1)列至第(4)列为进一步控制企业层面、地区层面控制变量和控制不同类型固定效应的估计结果。从表2 *Panel A*中第(1)列至第(4)列结果中不难发现,劳动力市场改革对劳动收入份额的估计系数为正,且均在1%的显著水平上显著,初步说明劳动力市场改革对劳动收入份额具有正向影响。不过,由于估计结果会受到城市层面遗漏变量的干扰,可能使估计结果存在偏误。为进一步识别两者的关系,*Panel B*中第(1)列至第(4)列报告了进一步控制城市层面控制变量的估计结果。结果显示,劳动力市场改革显著提高了劳动收入份额,平均而言,与非改革组相比,户籍制度改革组企业的劳动收入份额提高了约1% (0.004 3/0.400 0),证明了本文的理论假说1。说明以户籍制度为代表的劳动力市场改革有助于劳动收入份额的提升,这对于当前我国深化收入分配改革、缩小城乡收入差距以及经济的平衡增长具有重要意义。因此,进一步改革户籍制度,深化劳动力市场改革对于劳动收入份额提升具有重要意义,有助于共同富裕目标的实现。

表2 双重差分估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Panel A</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>
<i>hukou</i>	0.004 0 *** (0.001 4)	0.004 0 *** (0.001 4)	0.003 9 *** (0.001 4)	0.003 9 *** (0.001 4)
样本量	727 743	727 743	727 743	727 743
R^2	0.661 8	0.661 9	0.662 0	0.662 0
地区变量	No	No	No	No
变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Panel B</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>
<i>hukou</i>	0.004 2 *** (0.001 4)	0.004 3 *** (0.001 4)	0.004 2 *** (0.001 4)	0.004 3 *** (0.001 4)
样本量	727 743	727 743	727 743	727 743
R^2	0.661 9	0.661 9	0.662 0	0.662 1
地区变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	No	Yes	No	Yes
地区效应	No	No	Yes	Yes

注: 括号中报告的是稳健标准误, *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

(二)机制检验

劳动力市场改革如何影响了劳动收入份额? 本部分我们考察劳动力市场改革影响劳动收入份额的具体路径。由前文的理论分析可知,一方面,从“直接效应”看,劳动力市场改革会增加企业的雇佣人数和职工工资,从而提高了劳动收入份额。另一方面,从“间接效应”看,劳动力市场改革可能会增加企业的经营绩效,并扩大雇佣规模,提升劳动收入份额。接下来,本文将对这些潜在的理论机制进行实证检验。

1. 雇佣人数和职工工资

本文检验“直接效应”途径是否存在。如前所述,劳动力市场改革会增加企业的雇佣行为并提

升企业的劳动收入份额。主要原因在于,劳动力市场改革通过放松城市落户条件,给予劳动力市场松绑,减轻了劳动力流动的障碍,有利于劳动力的自由流动。同时,经济发达的地区主要集中于东部沿海地区,大量企业聚集于此,需要充足的劳动力以满足企业的长期发展。因此,在劳动力市场松绑的背景下,劳动力得以自由流动,劳动要素配置得以改善,企业能够容易地雇佣劳动力,长期以来发达地区面临的“用工荒”问题得以缓解,企业雇佣规模和工资水平可能会增加,这极有可能提高企业的劳动收入份额。接下来,本文将构建如下指标对此进行实证检验,具体来说,第一,职工工资(*pawage*)用企业付给职工个人的工资和福利支出的总和与职工人数的比值表示;第二,雇佣人数(*llabel*)用企业从业人数总和取对数表示。检验结果如表 3 所示,首先,在第(1)列中,劳动力市场改革的估计系数为 0.027 0,在 1% 的水平上显著为正,这意味着劳动力市场改革会增加企业的职工工资,并提升企业的劳动收入份额,这与前文的理论分析一致。其次,第(2)列中,在控制一系列影响因素后,劳动力市场改革的估计系数为 0.007 0,在 1% 的水平上显著为正,这说明劳动力市场改革会增加企业的雇佣总数,并增加劳动收入份额。因此,户籍制度改革通过增加企业雇佣规模和工资水平作用于劳动收入份额,证实了“直接效应”。

2. 企业绩效

本文检验企业绩效这一“间接效应”是否存在。理论分析表明,户籍制度改革缓解了企业的劳动力短缺,提高了企业雇佣规模和员工工资,从而提高了企业的用工匹配效率,增加了企业绩效。一方面,对于那些用工短缺的企业而言,随着劳动力市场改革,企业可以在劳动力市场雇佣更多的劳动力,劳动配置效率和劳动生产率得以提升,企业绩效也得以提升,劳动收入份额增加。另一方面,随着企业盈利能力和绩效提升,生产规模扩张,劳动力需求增多,企业雇佣的人数增多,劳动收入份额也随之增加,形成企业绩效提升与劳动收入份额正向增加的良性循环。因此,此部分对

企业绩效机制进行实证检验。表 3 汇报了劳动力市场改革对企业经营绩效的影响。其中,在企业经营绩效的衡量上,本文主要参考 Bernard 等^[27]的研究,采用以下两种方式衡量:一是总利润(*pro*),为企业实际利润总额的对数表示;二是总资产利润率(*PRO*),用企业利润总额与资产总额的比值表示。检验结果如表 3 中第(3)列至第(4)列所示,可以发现,劳动力市场改革增加了企业的总利润和总资产利润率,这说明劳动力市场改革通过弥补企业劳动力短缺提升企业绩效并影响劳动收入份额。户籍制度改革不仅有利于企业活力激发,还有助于优化收入分配格局,证实了“间接效应”。

综上所述,户籍制度改革通过“直接效应”和“间接效应”增加了企业雇员总数、人均薪酬与企业绩效,从而提高了企业劳动收入份额,本文的假设 2 得到验证。

表 3 机制检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pawage</i>	<i>llabel</i>	<i>pro</i>	<i>PRO</i>
<i>hukou</i>	0.027 0 *** (0.004 0)	0.007 0 ** (0.003 5)	0.130 1 *** (0.008 8)	0.124 2 *** (0.008 9)
样本量	639 302	641 340	592 712	592 712
<i>R</i> ²	0.728 2	0.930 2	0.805 1	0.706 2
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号中报告的是稳健标准误,***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义。

四、异质性分析

诚如本文在理论分析中指出的,以户籍制度为代表的劳动力市场改革作为中国最具特色的制度设计,其对劳动收入份额的影响可能在多个方面存在结构性差异,理解这些异质性有助于更好地理解我国劳动收入份额不断下降的事实,从而为制定具体的收入分配政策,有序推进劳动收入份额的提升提供思路。因此,本文接下来进一步考察不同企业类别下劳动力市场改革对劳动收入份额的异质性影响。

(一)创新能力

提升企业的创新能力和水平,加快推进创新驱动发展战略是促进当前中国经济高质量发展的

重要抓手,而劳动成本是影响企业创新的重要因素。不同创新水平下企业的劳动收入份额是否存在差异?接下来,我们对此进行实证检验。具体而言,首先,采用研发密度(rd 和 $rd1$)衡量企业的创新能力。其中, rd 用研发投入占销售收入的比值表示, $rd1$ 用研发投入与营业收入的比值表示。其次,按照研发密度的中位数将样本分为高低两组,当研发密度高于中位数时为创新能力较高组,反之则为创新能力较低组。表4中第(1)—(4)列报告了不同创新水平下劳动力市场改革对劳动收入份额影响的回归结果。结果显示,劳动力市场改革对于创新水平较高组企业劳动收入份额的正面影响更大。

(二)融资约束

以银行贷款为代表的金融政策是影响企业生产经营的重要因素。劳动力市场改革后企业的劳动成本会显著增加,企业预期的收益下降,企业在银行或其它金融部门贷款的难度可能会增加。因此,我们试图评估改革是否显著提高了企业的融资约束。具体而言,此部分借鉴李连友等^[26]的做法,采用SA指数的对数来衡量企业面临的融资约束。具体而言,本文以SA指数中位数为依据将研究样本分为高低两组,也即当SA指数高于中位数时为融资约束较高组,反之则为融资约束较低组,并分组检验劳动力市场改革对劳动收入份额的影响。表4中第(5)列至第(6)列的检验结果显示,在不同融资约束背景下,劳动力市场改革对于融资约束较低组企业劳动收入份额的正面影响更大。

表4 异质性检验1

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>
<i>hukou</i>	0.003 8 *** (0.001 4)	-0.121 5 *** (0.005 8)	0.003 8 *** (0.001 4)	-0.122 1 *** (0.005 8)	0.001 6 (0.003 4)	0.004 1 *** (0.001 5)
	高	低	高	低	高	低
样本量	710 838	12 163	710 827	12 165	54 799	674 738
R^2	0.663 8	0.833 4	0.663 9	0.832 1	0.612 0	0.658 7
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号中报告的是稳健标准误,***表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

(三)产权性质差异

所有权性质是影响企业劳动收入份额的重要

因素,在分析劳动力市场改革的政策效果时必须对产权性质进行充分考虑。表5中第(1)列至第(2)列报告了不同产权性质下,劳动力市场改革对于国有和非国有企业劳动收入份额的影响。结果显示,非国有企业在劳动力市场改革后劳动收入份额增加的幅度更大。结果表明,劳动力市场改革主要提高了非国有企业的劳动收入份额。可能的解释是,国有企业在我国经济中具有举足轻重的地位,由于历史原因和政治考量,国有企业的生产经营不单要考虑经营利润,还肩负经济稳定、就业、扶贫等社会责任和政治责任,因而其就业岗位相对稳定,需要的雇员人数相对固定。与之相反,非国有企业在市场中处于弱势地位,抗风险能力较弱,加之雇佣成本在公司成本预算中占据重要地位,因此,非国有企业在劳动力市场改革后劳动收入份额可能会增加。

(四)企业规模

此部分检验不同规模企业在劳动力市场改革后劳动收入份额的变化。表5中第(3)列至第(4)列报告了不同企业规模下户籍制度改革对劳动收入份额影响的回归结果。结果显示,与大规模企业相比,中小规模企业在劳动力市场改革后,其劳动收入份额的提高更为明显。这充分说明,我国中小规模企业(吸纳80%以上的城镇劳动就业)对于提高劳动要素占比的重要意义。可能的解释如下:大规模企业由于其雄厚的实力、规范的财务制度、相对容易的融资渠道和清晰的劳动雇佣关系,对劳动力市场改革的敏感性应该较低。与之相反,规模较小的企业更容易受到外部政策环境的

表5 异质性检验2

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>	<i>laber</i>
<i>hukou</i>	-0.003 4 (0.003 8)	0.006 8 *** (0.001 5)	-0.005 5 (0.004 5)	0.012 7 ** (0.006 0)
	国有	非国有	大规模	中小规模
样本量	95 945	629 288	19 041	469 607
R^2	0.696 3	0.664 7	0.656 1	0.701 5
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号中报告的是稳健标准误,***、**分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义。

影响,因而当劳动力市场改革后,可能会显著增加小规模企业的雇佣规模。因此,在劳动力市场改革后,中小规模企业的劳动收入份额有明显提高。

(五) 劳动密集度

理论上,劳动力市场改革会增加劳动要素的自由流动,增加企业的雇佣决策,会影响企业的劳动成本,因此这一改革对于不同劳动密集度企业的影响可能并不一致。为了检验这一推论,参考现有文献中关于劳动密集型行业与低技术和低技能密集型产品的界定^[28],本文将样本数据分为非劳动密集型产业和劳动密集型产业进行检验。具体结果如表 6 第(1)列至第(2)列所示,观察发现,劳动力市场改革对于劳动密集型和而非劳动密集型企业劳动收入份额都有显著的提升效应,但相比于非劳动密集型产业,劳动密集型产业在劳动力市场改革后劳动收入份额的提高更为明显。

(六) 地区差异^①

中国是一个地域辽阔、区域管理层级众多的国家。21 世纪初以来,户籍制度在不同地区逐步推行,其政策效果褒贬不一,不同地区间存在明显差异。如河南郑州市曾在 2003 年短暂推行户籍制度改革,但因人口过多流入于 2004 年又取消了 2003 年推行的户籍制度改革政策。此外,从经济发展水平来看,东部和中部地区经济相对发达,地区平均工资相对于西部落后地区普遍偏高。随着户籍制度松绑,越来越多的劳动人口从西部落后地区自由流动到中东部地区以获得较高的劳动收入,这是 21 世纪以来中国地区间人口流动的典型事实。为此,有必要对地区间的劳动收入份额的异质性进行分析。表 6 第(3)列至第(5)列分别报告了西部、东部和中部地区劳动力市场改革对劳动收入份额影响的回归结果。结果显示,在劳动力市场改革的背景下,东部和中部地区在劳动力市场改革后其劳动收入份额有明显上升,说明劳动力市场改革对东部和中部发达地区企业的劳动收入份额的提高更加显著,这与现实情况较为一

致,证明了我国劳动力为追求高收入从落后地区向发达地区流动的典型事实。也充分说明我国区域间存在明显的不平等,需要制定针对性的举措来平衡地区间的发展。

表 6 异质性检验 3

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	laber	laber	laber	laber	laber
hukou	0.007 2 *** (0.002 7)	0.003 1 ** (0.001 6)	0.002 3 (0.004 1)	0.004 7 *** (0.001 5)	0.019 9 ** (0.008 9)
	劳动密集	非密集	西	东	中
样本量	209 831	522 006	107 088	503 276	115 069
R ²	0.692 9	0.647 7	0.613 5	0.685 0	0.622 7
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号中报告的是稳健标准误,***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义。

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

平行趋势检验是双重差分实证策略开展的重要前提,为了验证处理组和对照组间的共同趋势,同时探究劳动力市场改革政策的动态效果,参考现有文献^[24],我们主要利用事件分析法对其进行检验。具体如式(2)所示。

$$laber_{ict} = \alpha + \beta_k \sum_{k=-2}^4 D_{ict_k} + \gamma X_{ict} + \lambda Z_{ict} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其他变量的含义与式(1)基本一致,主要是将式(1)中的 hukou 变量替换为 $\sum_{k=-2}^4 D_{ict_k}$,其中 D_{ict_k} 是一个虚拟变量,表示距离改革的时间, $-2 \leq k < 4$ 。如 D_{ict_0} 表示位于 j 城市的样本 i 是否处于该城市改革当年,如果是则取值为 1,否则为 0。此外,为了解决模型中的序列相关问题,在具体回归中标准误在城市层面和年份层面进行聚类^②。若控制组与处理组的差异并非来源于由于改革前 D_{ict_k} ($k < 0$) 业已存在的差异,而是由改革后的 D_{ict_k} ($k > 0$) 所引发,那么我们就可以认为处理组和控制组

① 户籍制度改革,主要促使劳动力在城乡和地区间流动,因此很有必要分析改革后劳动收入份额在地区间的差异,这对于进一步缩小地区差距,平衡区域发展有重要意义。
② 当然,我们也尝试在企业层面聚类,结果保持一致。

满足平行趋势假设,回归结果不会存在明显的选择性偏误问题。式(2)估计的结果如图1所示。从图1可以发现,在劳动力市场改革政策实施之前,处理组和对照组企业的劳动收入份额变化趋势是一致的,不存在显著差异,而在改革后,劳动收入份额显著提高。上述结果表明,处理组和控制组在改革前满足平行趋势假设,双重差分估计前置条件满足。

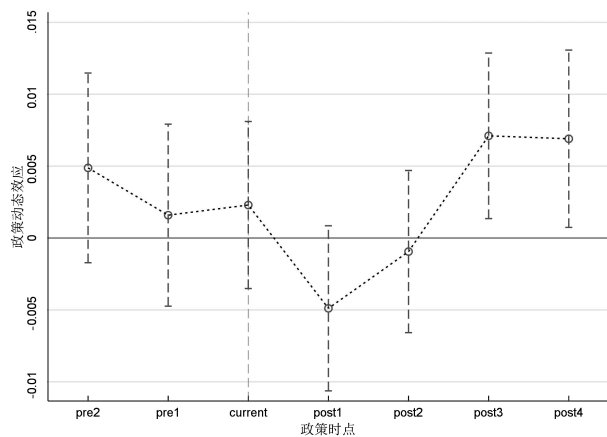


图1 平行趋势检验

(二)安慰剂检验

前文的估计结果表明,劳动力市场改革会显著增加企业的劳动收入份额。但为了保证本文的估计结果不是由某些难以观察的偶然因素导致,同时也为了排除其他因素的干扰,此部分我们进行安慰剂检验。具体而言,就是将劳动力市场改革政策冲击的时间统一提前一年进行安慰剂检验,观察其在虚构事件冲击下的经济效应。检验结果发现,劳动力市场改革对劳动收入份额的影响并不显著,说明前文的估计结果并非偶然获得,具有稳健性。

(三)PSM + DID 估计

尽管前文已经对户籍制度改革组和非改革组的事前趋势进行检验,但为了进一步保证估计结果的稳健。接下来,本文进一步采用倾向得分匹配—双重差分模型(PSM - DID)来重新估计本文的结果。首先,以劳动力市场改革前的样本企业匹配变量为基础,参考相关文献,采用邻近匹配的方式对样本进行匹配,以矫正内生选择偏差问题。其次,利用匹配好的样本对劳动力市场改革与劳

动收入份额的关系进行双重差分估计。估计结果发现,即使考虑选择偏差问题,劳动力市场改革对劳动收入份额的影响依旧显著为正,与前文的估计结果保持一致。

(四)控制各交互固定效应与改变聚类层级

前文基准结果中,标准误选择聚类在地区层面,同时在固定效应方面我们控制了企业、行业、时间和地区层面的固定效应。此部分通过增加固定效应的控制和调整标准误的聚类层级来进行稳健性检验。具体而言,首先,在基准回归的基础上还控制了行业与年份交互固定效应、地区与年份交互固定效应;其次,将标准误聚类调整在企业层面。观察结果可以发现,即使增加交互固定效应控制和调整标准误的聚类层级,劳动力市场改革对于劳动收入份额的正向影响依旧显著。

(五)考虑遗漏变量问题

在基准回归中,我们参考相关文献控制了部分城市层面的变量,为进一步保证结果的稳健性,此部分进一步控制了预算支出、固定资产投资净额、非农业人口、登记失业人数等城市层面的变量。检验结果发现,即使增加对部分城市层面的变量的控制,本文估计系数的方向未发生明显变化。进一步地,考虑到最低工资可能影响劳动收入份额,因此我们手工收集了城市层面的最低工资数据并与原样本匹配进行控制,检验结果发现估计系数依旧显著为正,说明遗漏变量对本文估计结果的影响较小,前文估计结果稳健。

(六)排除其他替代性政策的干扰

在本文的样本期间,中国于2004年在东北三省(吉林省、辽宁省和黑龙江省)推行了增值税转型试点改革,这可能会影响企业劳动收入份额的变化,导致本文估计结果有偏。其实,从理论上而言,增值税转型改革并不直接影响劳动收入份额,但由于这一政策的实施与劳动力市场改革推行存在重叠,可能对微观企业行为产生影响,因此可能影响到本文研究的劳动收入份额。为了保证研究结果的稳健,我们删除了注册地位于东北三省的企业。检验结果发现,在排除增值税转型干扰政策的影响后,劳动力市场改革和劳动收入份额之

间的正向关系依旧稳健。

(七) 缩小样本估计期间

由于户籍制度改革政策实行需要一定的时间窗口,为了保证估计结果的准确,参考 Wang 等^[24]的研究,将户籍制度改革实施的最终时间限定在 2005 年。其目的是为了保证户籍制度改革的效果至少两年,从而准确识别劳动力市场改革的净效应。此部分将 2006 年和 2007 年实施户籍制度改革的 9 个地级市样本删除,保留 2001—2005 年的全部城市样本,共计 64 个地级市。检验结果如表 7 第(1)列至第(4)列所示,可以发现,即使考虑改革的滞后效应,劳动力市场改革对劳动收入份额的提升效应依然存在。

表 7 缩小样本估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	laber	laber	laber	laber
<i>hukou</i>	0.004 1 *** (0.001 4)	0.004 2 *** (0.001 4)	0.004 5 *** (0.001 4)	0.004 6 *** (0.001 4)
样本量	727 743	727 743	727 743	727 743
R^2	0.662 0	0.662 0	0.662 0	0.662 1
企业变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市变量	No	No	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	No	Yes	No	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 括号中报告的是稳健标准误, *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

(八) 使用 2008—2020 年上市公司数据检验

为了弥补工业企业和城市层面数据分析的不足,本文还收集了最新的上市公司数据对户籍制度改革的劳动收入效应进行检验。具体而言,本文利用 2014 年国务院出台的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》的事件冲击来构建双重差分模型进一步评估户籍制度改革对劳动收入份额的影响。关于模型设定,个体层面将辽宁省、吉林省、河南省、安徽省等 17 个出台户籍制度改革政策的省份设置为处理组,其他未出台改革政策的省份设置为对照组;时间层面则以 2014 年户籍制度改革为分界进行设置。企业层面主要控制了企业规模、公司年龄、资产结构、净资产收益率、股权集中度、股权性质等变量,城市层面控制了人均

GDP、财税收入、进出口贸易等,同时模型中也控制了企业和年度固定效应^③。具体检验结果如表 8 第(1)列至第(5)列所示,可以发现,即使采用最新的户籍制度改革和上市公司数据,劳动力市场改革对劳动收入份额的提升效应依然存在。平均而言,与非改革组相比,劳动力市场改革组企业的劳动收入份额提高了约 3% (0.003 5 系数/0.117 1 均值)。

表 8 双重差分估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	laber	laber	laber	laber	laber
<i>hukou</i>	0.020 8 *** (0.000 6)	0.021 4 *** (0.000 5)	0.015 4 *** (0.000 7)	0.003 5 *** (0.000 6)	0.003 5 *** (0.000 6)
样本量	80 527	80 527	59 074	59 071	59 058
R^2	0.018 1	0.126 9	0.139 3	0.816 9	0.846 1
企业变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes
地区变量	No	No	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	No	No	Yes	Yes
年份效应	No	No	No	Yes	Yes
行业效应	No	No	No	No	Yes

注: 括号中报告的是稳健标准误, *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

六、结论与启示

研究发现:劳动力市场改革显著增加了劳动收入份额,有利于共同富裕目标的实现。其作用机制在于,劳动力市场改革提高了劳动要素占比(企业人均薪酬、从业人数和企业绩效),从而增加了劳动收入份额。异质性检验发现,高创新企业、低融资约束企业、非国有企业、小规模企业、劳动密集型企业 and 发达地区的企业在劳动力市场改革后,其劳动收入份额的提高更加明显。上述结果表明,劳动力市场改革能够激发劳动要素活力,促进劳动力自由流动,显著提升劳动收入份额,有利于优化要素分配格局,促进共同富裕目标的实现。

本文可能的政策建议如下:第一,要按照“十四五”规划要求继续深化户籍制度改革,以户籍制度为重要抓手,破除阻碍城乡发展的劳动力流动障碍,增加城市劳动力市场供给,给企业提供“援助之手”,助力企业经营绩效提升。同时,要继续坚定户籍制度改革的信心和决心。深化劳动力市

③ 本文对重新设定的双重差分模型进行了平行趋势检验、替换被解释变量、安慰剂检验、PSM + DID 等一系列稳健性检验,发现估计结果稳健,限于篇幅未详细展示。

场改革,以户籍制度改革带动关键环节和重要领域的改革,破除要素流动的阻碍,通过劳动力市场改革提升劳动要素在初次分配中的占比,着力缩小收入差距,努力向共同富裕目标迈进。第二,近年来,中国的劳动要素占比不断下降,收入分配格局出现结构性失衡,这会加大地区和居民间的收入不平等,不利于共同富裕目标的顺利实现。党的二十大报告指出,“要坚持按劳分配为主体、多种分配方式并存,构建初次分配、再分配、第三次分配协调配套的制度体系。努力提高居民收入在国民收入分配中的比重,提高劳动报酬在初次分配中的比重^④”。因此,要按照“二十大”报告的要求,继续深化收入分配改革、努力提高劳动要素占比,从而实现生产要素的合理配置,提高资源配置效率,推动经济高质量发展和社会福利提升。第三,中小微企业是稳就业的主体,是中国经济高质量发展的重要推动力。前文的结果也发现中小微企业对于劳动收入份额的提升具有重要意义,因此,在未来的改革中,要继续加大对于小微企业的政策扶持,帮助小微企业缓解融资难、融资贵、用工难、税费高的现实困境,从而为其劳动收入份额提升奠定良好的基础和条件。第四,目前社会上普遍存在一种观点,认为通过“劫富济贫”的方式可以实现共同富裕。本文研究发现,推动制度改革(户籍制度)可以释放活力有效提升劳动要素占比,有助于实现共同富裕。因此,本文的结果表明,要通过破除制度障碍、推动制度改革(户籍改革)等方式来优化要素分配,提高劳动收入份额,最终实现共同富裕目标,满足人民对于美好生活的向往。

参考文献:

- [1]施新政,高文静,陆瑶,等. 资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据[J]. 经济研究, 2019(12):21-37.
- [2]杜鹏程,王姝勋,徐舒. 税收征管、企业避税与劳动收入份额——来自所得税征管范围改革的证据[J]. 管理世界, 2021(7):105-118,8.
- [3]LI B, LIU C, SUN S T. Do corporate income tax cuts decrease labor share? Regression discontinuity evidence from China [J]. Journal of development economics, 2021, 150: 102624.
- [4]ACEMOGLU D. Labor-and capital-augmenting technical change [J]. Journal of the European Economic Association, 2003(1): 1-37.
- [5]陈宇峰,贵斌威,陈启清. 技术偏向与中国劳动收入份额的再考察[J]. 经济研究, 2013(6):113-126.
- [6]马草原,王美花. 经济波动与劳动收入份额——基于省际面板数据的分析[J]. 财贸经济, 2015(9):118-134.
- [7]魏下海,董志强,蓝嘉俊. 地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响:理论与经验研究[J]. 世界经济, 2017(4): 129-146.
- [8]张明昂,施新政,纪珽. 人力资本积累与劳动收入份额:来自中国大学扩招的证据[J]. 世界经济, 2021(2): 23-47.
- [9]汪伟,郭新强,艾春荣. 融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费[J]. 经济研究, 2013(11):100-113.
- [10]余森杰,梁中华. 贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析[J]. 管理世界, 2014(7):22-31.
- [11]魏下海,董志强,黄玖立. 工会是否改善劳动收入份额? ——理论分析与来自中国民营企业的经验证据[J]. 经济研究, 2013(8):16-28.
- [12]陆雪琴,田磊. 企业规模分化与劳动收入份额[J]. 世界经济, 2020(9):27-48.
- [13]苏桂芳,陈昌楠,蓝嘉俊. “营改增”与劳动收入份额:来自中国上市公司的证据[J]. 财贸经济, 2021, 42(1): 44-61.
- [14]宁光杰,段乐乐. 流动人口的创业选择与收入——户籍的作用及改革启示[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(2): 771-792.
- [15]孙文凯,白重恩,谢沛初. 户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J]. 经济研究, 2011(1):28-41.
- [16]都阳,蔡昉,屈小博,等. 延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利[J]. 经济研究, 2014(8):4-13,78.
- [17]章莉,李实, WILLIAM A, 等. 中国劳动力市场就业机
- [18]刘金东,秦子洋,孔培嘉. 流动人口享受工资溢价了吗? ——对户籍来源地“反向歧视之谜”的再检验[J]. 经

^④ 党的二十大报告参见 http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

济学动态,2020(12):92-105.

[19]陆益龙. 户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动[J]. 中国社会科学,2008(1):149-162, 207-208.

[20]FIELDS G S, SONG Y. Atheoretical model of the Chinese labor market [Z/OL]. 2013 [2023-02-06]. <https://www.iza.org/publications/dp/7278/a-theoretical-model-of-the-chinese-labor-market>.

[21]SONG Y. Six central features of the current Chinese labor market: an extensive literature survey [J]. International labour review, 2017, 156(2): 213-241.

[22]宋扬. 户籍制度改革的成本收益研究——基于劳动力市场模型的模拟分析[J]. 经济学(季刊),2019(3):813-832.

[23]CHEN B, LU M, ZHONG N. How urban segregation distorts Chinese migrants' consumption? [J]. World development, 2015(70): 133-146.

[24]WANG F, MILNER C, SCHEFFEL J. Labour market reform and firm-level employment adjustment: evidence from the hukou reform in China [J]. Journal of development economics, 2021(149): 102584.

[25]宁光杰,张雪凯. 劳动力流转与资本深化——当前中国企业机器替代劳动的新解释[J]. 中国工业经济,2021(6):42-60.

[26]李连友,黄保聪,席鹏辉. 税收征管体制改革与社保基金征缴收入[J]. 经济学动态,2022(6):80-96.

[27]BERNARD A B, MOXNES A, SAITO Y U. Production networks, geography, and firm performance [J]. Journal of political economy, 2019(2): 639-688.

[28]蒋灵多,陆毅. 最低工资标准能否抑制僵尸企业的形成[J]. 中国工业经济,2017(11):118-136.

(本文责编:辛 城)