

我国劳动力市场分割加剧了相对贫困吗?

胡联^{a,b}, 杨成喻^a, 盛迪^{a*}

(安徽财经大学 a.经济学院; b.城乡发展研究中心, 安徽 蚌埠 233030)

摘要: 基于 2010—2018 年的省级面板数据, 对劳动力市场分割的相对贫困效应进行了分析。结果表明: 2010—2018 年我国劳动力市场分割显著加剧了我国相对贫困; 劳动力市场分割加剧了收入分配不平等, 加剧了劳动力资源错配, 最终加剧了相对贫困; 劳动力市场分割阻碍了我国推动共同富裕。应打破劳动力市场壁垒, 解决市场分割和地方保护, 更好地建设我国劳动力市场, 加快劳动力在各个行业、各个地区之间自由流动, 提高劳动力的配置效率。

关键词: 劳动力市场分割; 相对贫困; 共同富裕; 就业

中图分类号: F249.2

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2023)03-0092-08

Does labor market segmentation aggravate relative poverty?

HU Lian^{a,b}, YANG Chengyu^a, SHENG Di^{a*}

(a.School of Economics; b.Research Center of Urban and Rural Development, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

Abstract: This paper analyzes the relative poverty effect of labor market segmentation based on provincial panel data during 2010–2018, and the results show that: Labor market segmentation significantly exacerbated relative poverty in China during 2010–2018, labor market segmentation exacerbated inequality in income distribution and the misallocation of labor resources, and ultimately exacerbated the relative poverty, labor market segmentation hindered the promotion of common prosperity in China. We should break down labor market barriers, solve market segmentation and local protection, better build China's labor market, accelerate the free flow of labor between various industries and regions, and improve the efficiency of labor allocation.

Keywords: labor market segmentation; relative poverty; common prosperity; employment

一、问题的提出

党的十九届五中全会制定了“十四五”规划和 2035 年远景目标, 首次提出全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。相对贫困人口未来成为富裕人口, 才能使我国共同富裕的进程有实质性的进展^[1]。要素配置市场化改革是“十四五”规划改革的关键突破口, 而我国要素市场一体化明显滞后, 相较于商品和资本市场, 劳动力市场的扭曲程度较

为严重^[2]。2022 年 4 月 10 日, 《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》指出, 目前构建新发展格局的内在要求和基础支撑是各个省份之间破除地方保护和区域壁垒, 坚持对各类市场主体一视同仁、平等对待, 加快国内各种生产要素自由流动, 破除妨碍商品服务流通的体制机制障碍, 提高劳动生产率 and 市场效益, 建设全国统一大市场。打破市场分割, 尤其是打破劳动力市场分割是我国建设统一大市场的关键所在。党的二十大报告中指出, 推进共同富裕, 需要不断完善分配制度, 实施就业优先战略, 强化就业优先政策, 消除影响平等就业的不合理限制和就业歧视, 保障人人都可以通过劳动实现自身发展的机会。由此看出, 我国劳动力市场分割对相对贫困乃至共同富裕的影响,

收稿日期: 2022-09-26

基金项目: 安徽高校科学研究哲学社会科学重大项目 (2022AH040083); 安徽财经大学研究生科研创新基金 (ACYC2021359)

作者简介: 胡联(1978—), 男, 湖南怀化人, 教授。

*为通信作者。

是值得深入探讨的问题。

受特殊的国情和特殊的经济体制的影响,我国劳动力市场分割与国外有显著差异,在地域分割和行业分割的基础上,还存在城乡之间的户籍分割和男女间性别歧视的问题。区域间的政策、地理位置差异,导致我国各区域间发展不均衡。地方本位主义者为了保护本地企业和劳动力的收入水平会制定“一揽子”计划,阻碍劳动力向经济发展水平高的区域流动。行业分割方面,主要受经济体制的影响,国有部门劳动力工资水平高于私有部门。户籍分割表现为政府给予“同质”但户籍不同的城镇劳动力和农村劳动力不同的福利待遇和工资水平。性别歧视主要表现在女性的求职范围狭窄、平均工资水平远低于男性。

劳动力市场分割的现象备受学界关注。劳动力市场分割的概念是由 John Stuart Mill^[3]提出,研究发现在劳动力市场中工人工资并不是完全由市场机制决定,许多其他的制度因素也会影响劳动力工资水平,工人处于分割的劳动市场中;Doeringer 和 Piore^[4]在此基础上将劳动力市场分为主要劳动力市场和次要劳动力市场,并发现二者工资增长存在显著差异,提出了劳动力市场二元分割理论;Dickens 和 Lang 从实证的角度论证了劳动力市场分割的存在^[5];金晓梅^[6]也验证了我国要素市场尚未完全实现市场化,劳动力、资本等要素市场扭曲。

同时,学界也对劳动力市场分割对经济的影响进行了研究。刘帆^[7]剖析了主次劳动力市场工资变动差异,论证了劳动力市场分割会导致主要劳动力市场劳动力工资“刚性”和次要劳动力市场劳动力工资“黏性”,进而扩大收入分配差距;王宝平^[8]验证了性别、学历等造成的劳动力市场分割会对农民工的收入产生不利的影响;李俊、梁东等^[9]比较研究了不同理论视角下的劳动力市场分割,指出不同的岗位特征会扩大工资收入差距;Ma^[10]探讨了劳动力市场行业分割对农民工与城镇居民工资差距的影响,证实了行业分割会拉大城乡差距;李俊青等^[11]研究发现,在劳动力市场分割的局面下,要素错配导致劳动生产率以及全要素生产率下降,致使市场吸纳过多低效率企业,挤压了企业的整体产出效率,最终滞碍经济体增长;季雷等^[12]从“垄断—竞争”部门和“初级—次级”岗位两个维度考察

了劳动力市场分割的结构效应,论证了劳动力市场分割能够扩大不同部门的教育差距,进而扩大劳动力市场的工资差距。《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》中重点提及为了使市场的效益和生产效率达到最大化,各地方政府应完善要素流通渠道,发挥“看不见的手”的自动最优配置作用,加快市场竞争,破除行业自由流动的壁垒。

2020年我国消除了绝对贫困,当今面临的任务是消除相对贫困。党和中央政府曾多次明确表示,不仅要巩固和完善脱贫攻坚的显著成果,还要找到解决相对贫困、实现共同富裕的有效机制。但是,目前关于劳动力市场分割与我国相对贫困的关系研究主要集中在劳动力市场分割现状的分析、劳动力市场分割对劳动者工资收入、大学生失业、以及收益率的影响等方面,对“劳动力市场分割与相对贫困”的关系研究不足。鉴于此,本文在劳动力市场分割和相对贫困理论分析的基础上,构建我国相对贫困与劳动力市场分割的面板回归模型,以探讨在构建全国统一大市场的潮流下,我国相对贫困与劳动力市场分割的关系及其成因。

二、理论分析与研究假说

劳动力市场分割对劳动力收入差距的影响,主要体现在劳动力的工资水平,因此本文分析劳动力市场分割对相对贫困的影响从“工资扭曲”效应角度出发。

市场经济体制逐步完善下,工人的工资水平得到显著提升,但不可否认的是,实际工资与劳动边际生产率的工资不匹配的现象普遍存在^[13]。现有研究表明,我国要素市场未完全市场化,劳动要素无法在市场机制下自由流动^[6],导致劳动力要素市场扭曲对工资结构产生影响,抑制了劳动力实际工资水平的提升。一方面,劳动力市场“制度性”分割引起了部门分割、城乡分割、职业分割、地域分割等,扩大了不同群体的收入差距,加剧了相对贫困。劳动力市场分割引起的“部门分割”,导致正规部门的工资远高于非正规部门,收入差距扩大^[14];国有部门比非国有部门的员工具有更高的工资水平^[15]。劳动力市场的城乡分割显著拉大了城乡工资差距,城乡工资差异呈现“东部大于中部大于西部”的演变

特征^[16]。另一方面,劳动力市场“歧视性”分割造成户籍歧视、性别歧视等问题,阻碍工资差距缩减,进一步加剧了相对贫困。农村劳动者在岗位准入、接受教育和社会保障待遇等方面均落后于城镇劳动者,其工资水平与城镇劳动者有较大差距^[17-19]。由户籍歧视引起的劳动力市场分割,造成公有制单位中城乡工资差距存在“粘性地板效应”^[20]。从本质上而言,劳动力的工资水平是由市场中劳动力的供给与需求决定,但劳动力市场分割造成劳动力供求信息不对称、劳动力自由流动的交易成本提升,加剧了“同工不同酬”等问题,摩擦性失业与结构性失业增加,拉大了收入差距,导致相对贫困的问题更加严峻。由此,本文提出假说 1:劳动力市场分割扩大了收入差距,加剧了相对贫困。

有关资源错配对相对贫困的影响研究主要集中于劳动力资源错配造成的城乡收入差距,普遍认为劳动力资源错配是加剧相对贫困的主要因素^[21-22]。劳动力资源错配是指劳动力资源配置偏离了最优均衡状态,即劳动力资源无法通过市场机制自发调整到效率最高的部门和地区直接变现为“劳动力-岗位”,无法达成最优匹配。因此,劳动力市场分割对资源错配的影响可以从劳动力市场的供需两侧分析。

从劳动力供给侧出发,劳动力市场分割会极大地限制劳动力的跨区域、跨行业流动,影响其搜寻岗位的范围,从而导致劳动力无法与最优岗位匹配。一方面,劳动力市场分割限制了当地劳动者去其他地区应聘岗位,从而造成本地劳动力资源配置过度的局面;另一方面,劳动力市场分割限制了外来劳动者在本地就业,使得本地出现劳动力配置不足的局面。市场分割阻碍了要素自由流动,导致地区间资源配置不均衡,产生资源错配问题^[23]。市场分割带来的要素限制流动不仅会扭曲本地区要素配置行为,也会通过区域之间的溢出效应对周边地区的要素配置效率产生损害^[24]。

劳动力市场分割需求侧影响劳动力资源错配的主要手段是影响当地的就业规模。首先,劳动力市场分割抑制区域经济的高质量发展,阻碍了当地市场规模的扩大,无法激发企业创造新的就业机会。劳动力市场分割使劳动力要素无法发挥其潜在生产力,降低了生产效率,从而影响与之协同发挥作用

的资本等其他生产要素的生产效率,使得当地经济产出受损,抑制了就业市场规模。其次,劳动力市场分割增加了劳动力自由流动的壁垒,劳动者跨区域寻找工作将流动成本考虑在内,对工资报酬有更高的期许,导致企业的用工成本增加,使得企业更倾向于雇佣本地劳动力。企业雇佣劳动力的选择范围受限,无法雇佣到最优的劳动力,致使当地的就业规模和就业质量受到限制。最后,劳动力市场分割阻碍了劳动力跨区域流动的同时抑制了人力资本的跨区域溢出,不利于区域间知识和经验的交融,影响了区域的创新能力和经济活力。同时,外来劳动力无法融入当地社会,特别是子女的教育问题和社会保障问题无法解决,从而影响了下一代的人力资本投资,削弱了当地的持续性创新能力,抑制了当地企业的发展,降低了劳动力需求,影响了就业市场规模。由此可见,劳动力市场分割阻碍了区域经济协调发展,加剧了地区间的同质化竞争,阻碍了当地产业规模的发展,极大地加剧了劳动力资源错配^[25]。

综上,劳动力市场分割通过限制劳动力跨区域、跨行业流动和抑制就业市场规模扩大导致劳动力资源错配问题加剧,进而加剧相对贫困。因此本文提出假说 2:劳动力市场分割限制劳动力自由流动,阻碍就业市场规模扩大,加剧了劳动力资源错配,从而加剧相对贫困。

三、研究设计

(一) 模型设计

为了考察劳动市场分割对相对贫困的影响,本文建立以下模型:

$$P_{it} = \alpha + \beta LMS_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中, P_{it} 指的是*i*省*t*时期的相对贫困发生率, LMS_{it} 指的是*i*省*t*时期的劳动市场分割指数, X_{it} 是所有的控制变量, μ_i 是个体效应, ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 相对贫困

相对贫困是本文的被解释变量。关于相对贫困的衡量,目前国内学术界主要是将固定百分比作为相对贫困标准。通常采用人均居民可支配收入或人均家庭可支配收入的均值或中位数的百分比作为相对贫困线,一般采用 40%、50%、60%三个百分

比。本文参考胡联^[26-27]关于相对贫困的研究,选取家庭人均可支配收入的中位数,以其中位数的 40%、50% 和 60% 作为相对贫困线,家庭人均可支配收入低于相对贫困线则判定为相对贫困。0.4、0.5、0.6 标准的相对贫困发生率是以家庭人均可支配收入中位数的 40%、50%、60% 作为相对贫困线判定相对贫困人口占总人口的比例。

2. 劳动力市场分割

劳动力市场分割是本文的解释变量。关于劳动力市场分割的衡量,本文以不同区域环比工资指数为基础数据,参照赵奇伟和熊性美^[28]的研究,通过计算区域间国有单位职工、城镇集体单位职工、其他单位职工平均工资方差的加权平均数得到不同区域的劳动力市场分割程度。

3. 控制变量

政府公共服务支出占比。公共服务发挥兜底和赋能的作用,公共服务支出的增加能够改善民生,有利于缓解相对贫困。李永友和沈坤荣^[29]认为,政府通过征税和转移支付等收入再分配举措,限制高收入群体收入的增长,缓解低收入群体的经济压力,能有效地降低相对贫困。政府公共服务支出占比为地方一般公共服务支出与地方财政一般预算支出的比值。

对外贸易程度。总体来说,一国对外贸易程度的扩大有助于一国经济增长,两者间存在长期均衡关系^[30],提高对外贸易程度对经济增长具有正效应。由于熟练劳动和资本的相互匹配,对外贸易程度扩大也可能通过减少非熟练劳动需求而导致非熟练劳动人口的高失业率^[31],扩大对外贸易的收益会被富人掌控,因而并不会增进低收入人群的福利。本文使用我国进出口贸易额与国内生产总值的比值作为对外贸易程度的代理变量。

城市化率。农民工作为城市化进程中的主力军,人力资本不足和户籍歧视所带来的农民工职业分布固化,使其不仅初始工资低,而且工资同化速度慢,因而无法从根本上消除与城镇职工的工资差距^[32-33]。因此本文将城市化率作为控制变量,以控制城市化发展所引起的相对贫困问题。城市化率为本年度常住城镇人口与本年度常住人口的比例。

产业结构高级化指标。王林辉和袁礼^[34]研究发现,产业结构会影响劳动收入份额的变化,会对收入分配产生显著影响。产业结构高级化指标的计算方法参照干春晖等^[35],采用第三产业产值与第二产业产值之比作为产业结构高级化度量指标。

4. 机制变量

劳动力资源错配。计算方法参照陈永伟和胡伟民^[36],测度的是要素价格扭曲引起的资源错配问题。资源错配会导致实际产出低于潜在产出水平,劳动力资源错配导致劳动力没得到有效配置,部分劳动力被“闲置”。

5. 进一步讨论变量

共同富裕指数。参考胡联^[37]的研究,进一步从“富裕”和“共同”两个角度,选取全体居民人均可支配收入、全体居民人均消费支出、人均拥有公共图书馆藏量、每十万人人口高等学校平均在校生数、每万人拥有公共厕所数、每万人拥有卫生技术人员数、人均公园绿地面积、城乡医疗比、城乡教育比、城乡收入比、行业工资基尼系数、省基尼系数、城市基尼系数、农村基尼系数等变量,用主成分分析法计算综合指标。

(三) 数据说明

本研究参照已有研究,选用 CFPS2010、2011、2012、2014、2016 年和 2018 年的家庭微观数据,计算相对贫困发生率、相对贫困深度和相对贫困强度,其中部分省份的家庭微观数据样本容量小于 30 而被剔除,因此本文计算的相对贫困的数据只涉及如下 23 个省份:河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃。本文使用的面板数据包含 23 个省份,6 年的数据,样本总量为 138。相对贫困深度和相对贫困强度数据通过 FGT 指数计算得到。其他变量的数据主要来自国家统计局的数据。

(四) 描述性统计

变量描述性统计如表 1 所示,0.4 标准的相对贫困发生率在 2010—2018 年最大值为 0.2881,均值为 0.1457,表明我国目前的相对贫困问题较为严重,收入分配不均匀,不符合“橄榄形”的收入分配格局。

表1 变量描述性统计结果

变量名	变量描述	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
0.4P ₀	0.4标准的相对贫困发生率(%)	138	0.1457	0.0519	0.0125	0.2881
0.4P ₁	0.4标准的相对贫困深度(%)	138	0.0513	0.0311	0.0006	0.1334
0.4P ₂	0.4标准的相对贫困强度(%)	138	0.0255	0.0212	0	0.0947
ufgt0p4	0.4标准城镇相对贫困发生率(%)	138	13.3369	4.9883	1.7500	24.7800
rfgt0p4	0.4标准农村相对贫困发生率(%)	138	13.8125	5.8646	0	28.8600
劳动力市场分割		138	0.1700	0.1700	0.0100	1.1500
政府公共服务支出占比		138	0.1018	0.0205	0.0437	0.1561
对外贸易程度		138	0.0422	0.0476	0.0048	0.2279
城镇化率		138	0.5433	0.1157	0.3390	0.8957
产业结构高级化		138	6.6357	0.2425	6.1084	7.4573
劳动力资源错配		138	0.3740	0.3510	0.0010	2.2050
共同富裕指数		115	-0.0550	0.3460	-0.5710	1.3280

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

劳动力市场分割对相对贫困的基准回归结果如表2所示,基准回归的核心解释变量为0.4标准的相对贫困发生率。在固定效应模型下,本文使用逐步回归法依次加入控制变量。从表2的结果来看,

逐渐加入控制变量后,劳动力市场分割指数的系数依旧在1%的显著性水平下为正,表明劳动市场分割会加剧我国相对贫困发生率,论证了假说1。模型(1)—模型(5)中劳动力市场分割指数的系数无较大波动,在一定程度上增强了假说1的可靠性。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
劳动力市场分割	7.981*** (1.286)	7.950*** (1.306)	7.580*** (1.229)	8.454*** (1.705)	7.484*** (1.864)
政府公共服务支出占比		0.0157 (0.229)	-0.233 (0.228)	0.524 (0.489)	0.508 (0.511)
对外贸易程度			0.886** (0.357)	0.733* (0.360)	0.597 (0.361)
城市化率				0.340** (0.161)	0.528** (0.216)
产业结构高级化指标					-0.0760 (0.0627)
_cons	0.132*** (0.00223)	0.130*** (0.0230)	0.119*** (0.0260)	-0.138 (0.129)	0.273 (0.383)
N	138	138	138	138	138
R ²	0.0876	0.0876	0.132	0.164	0.173

注:括号内的是稳健标准误;*表示对应的伴随概率 $P<10\%$,**表示对应的伴随概率 $P<5\%$,***表示对应的伴随概率 $P<1\%$ 。

(二) 稳健性检验

为了检验基准回归结果的稳健性,本文采用替换被解释变量的方法来验证。用不同标准的相对贫困发生率、相对贫困强度和相对贫困深度替换原被解释变量,结果如表3所示。在0.4标准下的相对贫困强度、相对贫困深度回归结果为表3中模型(1)—模型(2),0.5标准下的相对贫困发生率、相对

贫困强度、相对贫困深度回归结果为表3中模型(3)—模型(5),0.6标准下的相对贫困发生率、相对贫困强度、相对贫困深度回归结果为表3中模型(6)—模型(8)。结果显示,模型(1)—模型(8)中劳动市场分割系数均在1%的显著性水平下为正,且系数没有较大幅度变化,说明劳动力市场分割加剧相对贫困的结论是稳健的。

表 3 稳健性分析

模型编号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被解释变量	$0.4P_1$	$0.4P_2$	$0.5P_0$	$0.5P_1$	$0.5P_2$	$0.6P_0$	$0.6P_1$	$0.6P_2$
劳动力市场分割	5.612*** (1.433)	4.069*** (1.051)	5.628*** (1.838)	5.807*** (1.428)	4.673*** (1.178)	4.930*** (1.360)	5.746*** (1.424)	5.015*** (1.246)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	0.176 (0.228)	0.109 (0.152)	0.330 (0.360)	0.194 (0.253)	0.136 (0.185)	0.225 (0.338)	0.195 (0.259)	0.155 (0.206)
N	138	138	138	138	138	138	138	138
R ²	0.201	0.210	0.149	0.195	0.206	0.110	0.183	0.200

(三) 内生性讨论

为更好地减缓基准回归中可能的内生性问题，本文使用经济增长目标作为劳动力市场分割的工具变量。首先，因当地的经济增长目标是在年初决定的，而且本文也通过控制变量控制了其他可能渠道，该工具变量满足排他性约束的要求。其次，经济增长目标高，政府可能为了当地经济的发展而采取行政干预而产生劳动力流动壁垒，提高劳动力市场分割程度，因此该工具变量满足相关性的要求。用工具变量法处理内生性的结果如表 4 所示，其结

表 4 内生性分析

变量	(1)
劳动力市场分割	16.04** (6.245)
控制变量	Y
N	138
R ²	0.0917
不可识别检验	13.632***
一阶段 F 值	17.01

果拒绝了工具变量不可识别和弱识别的假设，说明当地经济增长目标是有效的工具变量。而劳动力市场分割指数在 5% 的显著性水平下为正，表明使用工具变量法后，劳动力市场分割对相对贫困仍有正向的影响。这进一步表明基准回归结果的稳健性。

(四) 城乡异质性讨论

我国存在城乡二元结构体制，劳动力市场分割对城镇与乡村产生相对贫困效应存在异质性。本文用城镇和乡村的 0.4 标准的相对贫困指标作为被解释变量，考察劳动力市场分割对城乡相对贫困发生率的影响，结果如表 5 模型 (1) — 模型 (6) 所示。从模型 (1) — 模型 (3) 来看，劳动力市场分割对城镇的相对贫困发生率影响不显著，但是会显著加深城镇相对贫困深度和强度。

表 5 城乡异质性分析

模型编号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	$0.4UP_0$	$0.4UP_1$	$0.4UP_2$	$0.4RP_0$	$0.4RP_1$	$0.4RP_2$
劳动力市场分割	3.754 (2.740)	4.356** (1.697)	3.936*** (1.335)	9.603*** (2.415)	5.811*** (1.507)	3.841*** (1.002)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	0.657 (0.391)	0.282 (0.207)	0.120 (0.142)	0.195 (0.328)	0.229 (0.199)	0.139 (0.131)
N	138	138	138	138	138	138
R ²	0.103	0.155	0.186	0.187	0.201	0.198

从模型 (4) — 模型 (6) 来看，劳动力市场分割系数均在 1% 的显著性水平下为正，说明劳动力市场分割会显著加剧农村相对贫困，提高相对贫困发生率、相对贫困深度和强度。从城乡对比来看，劳动力市场分割对农村的影响系数远大于城市，表

明劳动力市场分割对相对贫困的影响效应主要发生在农村。

(五) 机制分析

为了验证研究假说 2，将劳动力资源错配作为被解释变量，考察劳动力市场分割对劳动力资源错

配的影响。将劳动力市场分割作为解释变量,其结果(使用工具变量法)如表6所示。由表6可以看出,在5%和10%的显著性水平下,劳动力市场分割对资源错配的影响系数均为正,说明劳动力市场分割指数与资源错配之间存在正相关关系,劳动力市场分割指数越大,资源错配程度越大,相对贫困更加严重。假说2得以验证。

表6 机制分析

变量	(1)	(2)
劳动力市场分割	24.58** (10.11)	83.81* (42.75)
控制变量	N	Y
_cons	0.331*** (0.0885)	-1.316 (1.304)
N	138	138
R ²	0.03	0.361

宗慧隽等^[38]认为,劳动力市场分割主要导致低技能劳动者供应过剩,由于地方的户籍限制、福利水平等有针对性的保护政策,限制了劳动力的自由流动。劳动力市场分割,阻碍了劳动力在行业间自由流动,地区间劳动力需求与供给不均衡,东部沿海地区劳动力供给不足,中西部地区劳动力供过于求等,劳动力资源错配加剧。劳动力资源错配,劳动力生产效率以及协同的其他生产效率受损,进一步降低了低技能劳动者的收入水平。发展落后地区低技能劳动者在当地劳动力充沛的情况下获得更低的工资水平。这种资源错配,导致低技能劳动者收入水平增长缓慢,直接影响了低收入群体的收入增长速度,因此加剧了相对贫困。

五、进一步讨论:劳动力市场分割与共同富裕

本文用共同富裕指数替换相对贫困指标,以考察劳动力市场分割对共同富裕的经济效应,结果如表7所示。表7中,模型1为无控制变量的结果,模型2为有控制变量的结果,模型3为使用工具变量法的结果,3个模型的劳动力市场分割系数分别在1%、10%、1%的显著性水平下为负。综上,劳动力市场分割的系数显著为负,表明劳动力市场分割不利于促进共同富裕。

表7 进一步讨论

变量	(1)	(2)	(3)
劳动力市场分割	-46.01*** (13.63)	-25.38* (12.99)	-63.66*** (17.18)
控制变量	N	Y	Y
_cons	0.0309 (0.0256)	0.654*** (0.107)	0.488*** (0.133)
N	115	115	115
R ²	0.245	0.491	0.357

六、主要结论与政策建议

本文分析了劳动力市场分割与我国相对贫困的关系,得出以下研究结论:一是劳动力市场分割显著加剧我国相对贫困;二是劳动力市场分割对农村的相对贫困的影响效应大于对城市的相对贫困影响效应;三是劳动力市场分割通过对劳动力市场的供需两侧影响“劳动力-岗位”的最优匹配,加深了劳动力资源错配问题,加剧了相对贫困。

为了减小收入分配差距,减缓相对贫困,推进共同富裕,必须采取相应的政策解决劳动力市场分割问题。第一,在政策制定方面,应当制定差异化劳动政策,消除地方保护政策,解决异地劳动力歧视的问题,缓解劳动力市场分割与工资扭曲的问题;第二,在基础设施建设方面,应加快建设便于劳动力跨区域转移的交通基础设施,降低劳动力跨地区流动的成本,从需求侧解决劳动力市场分割的经济效应;第三,在福利保障方面,解决异地劳动者子女就学、买房等配套问题,提升地域可持续就业能力,缓解资源错配问题;第四,加大劳动力培训力度,尤其是农村流动劳动力的培训,为劳动力向配置不足地区转移提供条件,缩减城乡劳动力技能差异,保证“同工同酬”,保障农村户籍劳动力的合法权益。

参考文献:

- [1] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 4-13.
- [2] 宋大强, 皮建才. 要素价格扭曲的经济效应: 一个文献综述[J]. 经济社会体制比较, 2020(3): 171-181.
- [3] L L P, MILL J S, ASHLEY W J. Principles of political economy[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1910, 73(4): 447.
- [4] DOERINGER P B, PIORE M J. Equal employment

- opportunity in Boston[J]. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 1970, 9(3): 324-339.
- [5] DIECKENS W T, LANG K. A test of dual market theory[J]. *The American Economic Review*, 1985, 9(4): 113-120.
- [6] 金晓梅. 我国要素价格扭曲程度的测度[J]. *经济与管理*, 2020, 34(4): 32-37.
- [7] 刘帆. 劳动力市场分割: 收入分配差距扩大的一个新解[J]. *中国青年政治学院学报*, 2007, 26(6): 106-110.
- [8] 王宝平. 劳动力市场分割对来沪农民工收入影响分析[J]. *经济师*, 2009(12): 62-63.
- [9] 李俊, 梁东, 李志宏. 区域合作发展政府间协调机制研究[M]. 武汉: 武汉理工大学出版社, 2016.
- [10] MA X X. Labor market segmentation by industry sectors and wage gaps between migrants and local urban residents in urban China[J]. *China Economic Review*, 2018, 47: 96-115.
- [11] 李俊青, 苗二森. 资源错配、企业进入退出与全要素生产率增长[J]. *产业经济研究*, 2020(1): 1-14, 56.
- [12] 季雷, 周博. 基于劳动力市场分割的工资收入差距影响研究[J]. *经济纵横*, 2021(9): 92-99.
- [13] 李言, 孔令池. 劳动力价格异质性扭曲的宏观经济效应——基于DSGE模型的模拟分析[J]. *南开经济研究*, 2020(5): 87-108.
- [14] LEHMANN H, PIGNATTI N. Informal employment relationships and the labor market: is there segmentation in Ukraine?[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46(3): 838-857.
- [15] 李路路, 朱斌, 王煜. 市场转型、劳动力市场分割与工作组织流动[J]. *中国社会科学*, 2016(9): 126-145, 208.
- [16] 蒲艳萍, 彭聚飞, 张玉珂. 劳动力市场多重分割下的城乡劳动力工资差异及其分解[J]. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2020, 26(2): 69-84.
- [17] 蔡昉, 都阳, 王美艳. 户籍制度与劳动力市场保护[J]. *经济研究*, 2001(12): 41-49, 91.
- [18] 李芝倩. 劳动力市场分割下的中国农村劳动力流动模型[J]. *南开经济研究*, 2007(1): 93-106.
- [19] 余向华, 陈雪娟. 中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁——工资差异与机会差异双重视角下的实证研究[J]. *经济研究*, 2012, 47(12): 97-110.
- [20] 钟若愚, 屈沙. 劳动力市场分割、就业机会不平等与城乡工资差异——基于中国综合社会调查(CGSS)数据的研究[J]. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2019, 34(6): 88-104.
- [21] 柏培文, 杨志才. 中国二元经济的要素错配与收入分配格局[J]. *经济学(季刊)*, 2019, 18(2): 639-660.
- [22] 孙宁华, 堵溢, 洪永森. 劳动力市场扭曲、效率差异与城乡收入差距[J]. *管理世界*, 2009(9): 44-52, 187.
- [23] 林伯强, 杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. *经济研究*, 2013, 48(9): 125-136.
- [24] 宋马林, 金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. *经济研究*, 2016, 51(12): 47-61.
- [25] 袁胜超, 吕翠翠. 地方政府合作与地区资源配置效率[J]. *当代财经*, 2022(9): 3-14.
- [26] 胡联, 缪宁, 姚绍群, 等. 中国农村相对贫困变动和分解: 2002—2018[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38(2): 132-146.
- [27] 胡联, 姚绍群, 宋啸天. 中国弱相对贫困的评估及对2020年后减贫战略的启示[J]. *中国农村经济*, 2021, 433(1): 72-90.
- [28] 赵奇伟, 熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析: 时间走势与区域差异[J]. *世界经济*, 2009(6): 41-53.
- [29] 李永友, 沈坤荣. 财政支出结构、相对贫困与经济增长[J]. *管理世界*, 2007(11): 14-26, 171.
- [30] 康继军, 张宗益, 傅蕴英. 开放经济下的经济增长模型: 中国的经验[J]. *数量经济技术经济研究*, 2007(1): 3-12, 21.
- [31] BEYER J. On the transformation of apparition stories in Scandinavia and Germany, c. 1350-1700[J]. *Folklore*, 1999, 110(1-2): 39-47.
- [32] 陈珣, 徐舒. 农民工与城镇职工的工资差距及动态同化[J]. *经济研究*, 2014, 49(10): 74-88.
- [33] 吕炜, 杨沫, 朱东明. 农民工能实现与城镇职工的工资同化吗?[J]. *财经研究*, 2019, 45(2): 86-99.
- [34] 王林辉, 袁礼. 有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局[J]. *经济研究*, 2018, 53(11): 115-131.
- [35] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. *经济研究*, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [36] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. *经济学(季刊)*, 2011, 10(4): 250-271.
- [37] 胡联, 王娜, 汪三贵. 我国共同富裕实质性进展的评估及面临挑战[J]. *财经问题研究*, 2022(4): 3-14.
- [38] 宗慧隽, 李真. 最低工资标准、劳动力市场分割与资源配置效率[J]. *产业经济研究*, 2020(4): 74-89.

责任编辑: 黄燕妮