

# 工业智能化赋能共同富裕： 来自门槛和空间效应的经验证据

曾 辉

**摘 要：**作为中国式现代化的重要目标，共同富裕的推进离不开技术进步的深度赋能。本文基于我国 2013—2023 年 30 个省份的面板数据，将工业智能化和共同富裕纳入分析框架，实证检验了工业智能化对共同富裕的影响及其内在机制。研究表明：工业智能化能显著促进共同富裕的实现，该结论在稳健性与内生性检验后依然成立；产业升级在工业智能化影响共同富裕过程中存在双重门槛效应，只有在产业升级程度跨越一定门槛后，工业智能化的促进作用才逐步增强。此外，工业智能化对共同富裕具有显著的正向空间溢出效应，且外溢效应大于本地效应。上述发现为理解工业智能化如何助力共同富裕提供了经验启示，并为相关部门决策提供一定参考。

**关键词：**工业智能化；共同富裕；产业升级；门槛效应；空间溢出效应

## 一、引言

共同富裕作为发展性、共享性与可持续性三位一体的中国式现代化重要特征，是社会主义发展的根本目的，也是我们党始终不渝的奋斗目标。历经改革开放数十年高速发展，在已实现第一个百年奋斗目标、迈上新征程的关键时期，扎实推进共同富裕已成为稳步实现第二个百年奋斗目标过程中刻不容缓的重要任务。然而，尽管我国经济飞速发展，政府部门也对共同富裕建设密切关注，当前我国共同富裕进程仍面临多重挑战，主要体现在城乡、区域间的发展性差距<sup>[1]</sup>、基本公共服务的共享性不足<sup>[2]</sup>，以及在生态环境保护和绿色低碳发展方面的可持续性压力等方面<sup>[3]</sup>。部分结构性矛盾在宏观数据上得到了具体反映：《中国统计年鉴》报告显示，2023 年我国居民收入基尼系数为 0.467，全国居民收入差距正处于高位水平；城乡居民人均可支配收入比为 2.39，人均 GDP 最高省份与最低省份之比超过 3 倍，城乡、区域发展差距依然明显。

在此背景下，探寻更多扎实有效的共同富裕推进路径，已成为一项兼具重大理论价值与现实紧迫性的核心议题。为此，党的二十届三中全会提出加快以新型工业化赋能中国式现代化、推进全体人民共同富裕的发展目标；党的二十届四中全会再次强调加快推动传统制造业智能化升级；学术界也在数字经济、新质生产力、人工智能等方面研究共同富裕的促进因素，证实技术进步带来的数字化、智能化会影响共同富裕的实现<sup>[4,5]</sup>。工业作为立国之本与经济发展的压舱石，其基于人工智能等智能化技术发展而来的工业智能化能，既可以推动生产腾飞与财富涌流持续释放经济增长潜力、壮大社会财富，又能够以增量财政和数字技术反哺公共服务，让发展成果惠及全民，为共同富裕注入

不竭的内源动力。因此,深入探究工业智能化与共同富裕的内在机制,对推动中国式现代化、促进共同富裕具有重要现实意义。

关于工业智能化如何影响共同富裕的实现,权威文献目前尚不多见。与本文研究相关的文献主要沿着以下三条脉络展开:第一,针对工业智能化本身的研究。有学者对工业智能化的发展<sup>[6]</sup>和内在逻辑<sup>[7]</sup>进行理论分析,认为工业智能化的发展具有路径依赖性与自我强化的垄断趋势,其内在逻辑体现为效率扩张与价值理性间的动态牵制和协同重构需求。部分研究聚焦工业智能化对环境、经济与民生的影响<sup>[8-10]</sup>,其结果共同表明:工业智能化能够达成绿色低碳、效率跃升和成果共享。还有研究分析了工业智能化对劳动力需求的非线性机制<sup>[11]</sup>和对城市经济增长的空间效应<sup>[12]</sup>,认为工业智能化的效能发挥取决于一定的门槛条件;其技术溢出具有空间传播特征,能够带动周边区域协同发展。第二,围绕共同富裕的相关探讨。在理论层面,燕连福和王亚丽(2023)<sup>[13]</sup>认为共同富裕是全民全面、共建共享、渐进推进的中国式现代化目标,既要做大蛋糕又要分好蛋糕,在效率与公平、政府与市场、先富与共富的动态平衡中实现共同富裕。在测度层面,罗植等<sup>[14]</sup>基于新发展理念,从财富分配、均衡发展等多个维度构建了共同富裕评价指标体系。陈丽君等<sup>[15]</sup>以共同富裕的内涵和特征为逻辑起点,结合中国各地推进共同富裕实践,开发了共同富裕指数模型。在影响因素层面,现有文献探究了数字经济<sup>[16]</sup>、数字创新<sup>[17]</sup>、环境规制<sup>[18]</sup>等多种因素对不同视角下共同富裕的重要影响。第三,工业机器人与收入差距的关系研究。陈晓华等(2024)<sup>[19]</sup>利用省级面板发现,工业机器人通过推动就业技术结构高级化与提高资本利润率显著拉大城乡收入差距。刘青等(2024)<sup>[20]</sup>基于城市数据得出相反结论,指出工业机器人应用在总体上显著缩小了城乡收入差距。张洁等(2025)<sup>[21]</sup>的研究强调,工业机器人的广泛应用在显著提升中国整体实际收入的同时,也加剧了地区之间的收入不平等现象;其研究进一步表明,若能着重推动西部地区的工业机器人普及与应用,则有望同时达成促进收入增长与缩小区域发展差距的双重政策目标。许健等(2022)<sup>[22]</sup>从劳动者性别出发,证实了工业机器人的应用可普遍提高工资且女性受益更大,缩小了性别工资差距并降低了省级基尼系数。

综合现有文献,尤其是聚焦于工业机器人应用与收入差距的系列研究,为理解工业智能化如何影响共同富裕提供了重要基础。本文认为二者之间的研究可从以下三个方面进行拓展:其一,工业智能化与共同富裕的关系有待考量,多数研究凭借单一核心代理变量,未能充分体现其综合性特征。具体而言,对前者的衡量多聚焦于工业机器人等单一技术,难以捕捉其在基础支撑、生产应用等多维度的综合水平,易导致对工业智能化实际水平的测度偏差。对后者变量的选取则常限于收入差距等经济指标,这不仅难以充分涵盖其发展性、共享性与可持续性的多重内涵,在实践中也易将共同富裕的推进侧重于收入差距改善,相对忽视了其社会公平与长期可持续性的同步提升。因此,要想更准确地识别二者之间的关系,需将工业机器人与收入差距的局部视角上升至工业智能化与共同富裕的整体视角。其二,产业升级作为重要的经济指标,且伴随着工业智能化一同发展<sup>[23]</sup>,鲜有文献厘清产业升级在工业智能化与共同富裕之间扮演的角色。其三,现有研究多将工业智能化的空间溢出与共同富裕的区域协同<sup>[24]</sup>视为两个独立的进程,忽视了二者在空间地理维度上可能存在的作用机制。因此,工业智能化是否通过空间渠道作用于共同富裕,其机制尚未被有效揭示。

基于此,本文利用中国2013—2023年省级面板数据,对工业智能化和共同富裕之间的计量关

系以及内在机制进行分析，以期为扎实推动共同富裕提供经验证据。与以往文献相比，本文的边际贡献在于：（1）将工业智能化和共同富裕引入同一分析框架，在研究视角上实现了从局部到整体的转变，是更深入、有效地识别二者关系的前提条件。（2）揭示了产业升级在工业智能化影响共同富裕中的门槛关系，并从产业升级视角出发研究工业智能化促进共同富裕的非线性机制，明确工业智能化红利释放的结构性前提与条件边界。（3）突破了二者空间属性割裂考察的局限，将工业智能化与共同富裕置于同一空间模型框架，实证工业智能化对共同富裕的空间溢出效应，为理解区域协同发展的技术动力提供了新证据。

## 二、理论分析和假设提出

### （一）工业智能化与共同富裕

基于马克思主义政治经济学“生产力决定分配关系”的核心观点，本文构建工业智能化与共同富裕关系的分析框架。其中，工业智能化作为生产力对生产过程的深刻变革与系统性重塑，本质是通过大数据、智能算法与实体经济的深度融合，重构生产要素组合与生产控制方式。这一变革势必对财富生成机制与分配结构产生系统性影响。

在微观层面，工业智能化通过精准匹配供需、化解过剩产能，提高企业产能利用率<sup>[25]</sup>，从而增强企业的持续经营与资金积累能力，直接扩大企业员工分配的财富总量。在宏观层面，工业智能化技术对生产过程进行数字化、网络化改造，提升资源配置效率与整体产出水平，带动区域资源配置优化，为经济高质量发展提供新动能。

从分配角度分析，工业智能化可以提升发达地区对高技能制造业和资本的吸引力，并将低技术制造业分配给欠发达地区<sup>[26]</sup>，补充其发展能力和财富存量，形成“高端更聚、低端外补”的分工格局。具体而言，发达地区借助高技能劳动力与资本，专注于智能化等核心技术，而标准化、模块化的工业制造环节则被下放给欠发达地区。借助生产数据要素的可复制、可共享特性，产业得以将订单流、工艺包、供应链信用实时同步到这些地区，让其接入全球产业链，与发达地区共享成果，进而缩小区域间的发展差距，促进共同富裕。据此，本文提出假设 1。

假设 1：工业智能化能有效促进共同富裕的实现。

### （二）产业升级的门槛效应

产业升级是指产业结构由低附加值、劳动密集型向高附加值、资本与技术密集型演进的过程<sup>[27]</sup>，其核心在于实现产业链技术创新能力的提升，最终促进产品附加值增加、技术水平与产业价值链的整体攀升，这也为工业智能化提供了不可或缺的应用场景和内在需求。因此，产业升级不仅是产业结构整体素质提升和生产效率提高的关键路径<sup>[28]</sup>，也是推动工业智能化深度应用进而实现共同富裕的重要基础。然而，产业升级具有阶段性<sup>[29]</sup>，不同阶段的升级深度差异明显，这会直接影响工业智能化同生产体系、劳动力市场的匹配程度，限制工业智能化对共同富裕的促进作用，使得工业智能化在助推共同富裕时呈现出由产业升级程度决定的阶段性特征。

在产业升级初级阶段，地区产业多处于全球价值链尾部，以低端制造环节为主，研发与营销等高附加值功能占比较低<sup>[30]</sup>。此时，工业智能化主要应用于流程优化和成本控制，高技能劳动者对低技能劳动力的替代程度微弱；智能化投入未能有效带动产业向价值链攀升，亦未实现劳动者收入的普遍提升。因此，这一阶段工业智能化对共同富裕的促进作用可能尚不明显。随着产业升级程度的

不断提升,企业通过持续的研究联合开展合作研发,实现产业的高附加值功能转型,并借助协同创新推动技术进步。这一过程对生产系统的任务处理、协同能力提出了更高要求,驱动着工业智能化从单一效率工具转变成深度融合于创新链与价值链的赋能系统。既催生高技能岗位的需求,也通过提升生产效率与增强区域协同,推动收益成果更广泛共享,从而有助于推进共同富裕。据此,本文提出假设 2。

假设 2:产业升级对工业智能化的共同富裕效应中存在门槛效应。

### (三) 工业智能化与共同富裕的空间效应

共同富裕作为一个具有显著空间关联性的系统性目标,其特征表现为发展水平相近地区在空间上的集聚现象<sup>[31]</sup>,这深刻说明其推进过程并非各地孤立发展的简单叠加,而是区域间通过要素流动、产业关联、经验扩散与政策协调形成的系统性联动。这一过程的核心机制在于增长趋同与空间外溢:先发地区通过辐射其先进经验、资本积累与生产技术,在空间上构建起一张带动后发地区的发展网络,从而动态实现先富带动后富<sup>[32]</sup>。与此同时,工业智能化自身也具备强大的空间影响效应,这主要体现在智能化技术能够通过促进技术外溢、优化要素配置和强化产业关联,打破地理空间对经济活动的传统约束。随着数据、人才与资本等关键要素的跨域流动性显著增强,先发地区在工业智能化中积累的知识、技术经验,得以借助产业链协同、市场一体化等通道快速外溢,从而对周边及关联区域形成持续辐射与带动。

工业智能化的空间影响效应与共同富裕的空间关联性并非孤立存在,二者在邻近区域的空间内紧密交织。新经济地理学指出,空间外部性是驱动区域发展联动的根本理论机制。工业智能化通过重塑生产要素的流动与配置,本质上强化了这种空间外部性的作用。因此,工业智能化的空间影响构成了推动区域协同发展的新型动力,这与先富带动后富所依赖的共同富裕空间溢出机制、享空间外部性这一理论内核,在空间维度上存在着深刻的理论关联性。这意味着,在区域间存在产业、市场等联系通道的前提下,一个地区的工业智能化进程,不仅会提升本地的富裕水平,还可能通过空间溢出影响周边区域的共同富裕进程。据此,本文提出假设 3。

假设 3:工业智能化对共同富裕具有空间溢出效应。

## 三、研究设计

### (一) 数据说明

考虑到数据的可获得性和面板数据的完整性,本文选取 2013—2023 年中国 30 个省份(不含西藏和港澳台)的省级面板数据作为研究对象,数据主要采集自《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及 CSMAR 数据库,个别缺失数据采用线性插值法补齐。

### (二) 变量选取

#### 1. 被解释变量

本文遵循“共同富裕要兼备发展性、共享性和可持续性”这一核心内涵,借鉴韩亮亮等(2023)<sup>[33]</sup>与景宏军和葛雅祺(2025)<sup>[34]</sup>的研究,从这三个特征出发构建共同富裕水平评价指标体系;并参考宋佳莹(2026)<sup>[35]</sup>的共同富裕指标,对富裕度、共同度、基础设施以及社会保障对应的三级指标给予补充;最后使用熵权-TOPSIS 法计算共同富裕水平指标体系的综合得分。(见表 1)

表 1 共同富裕水平评价指标体系

| 一级指标 | 二级指标  | 三级指标            | 指标说明                    | 属性 |
|------|-------|-----------------|-------------------------|----|
| 发展性  | 富裕度   | 居民收入水平（元/人）     | 居民人均可支配收入               | +  |
|      |       | 居民消费水平（元/人）     | 居民人均消费支出                | +  |
|      |       | 经济发展水平（元/人）     | 人均地区生产总值                | +  |
|      |       | 农村居民家庭恩格尔系数（%）  | 农村居民家庭食物支出占消费总支出的比重     | -  |
|      |       | 城镇居民家庭恩格尔系数（%）  | 城镇居民家庭食物支出占消费总支出的比重     | -  |
|      | 共同度   | 城乡居民收入倍差        | 城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入 | -  |
|      |       | 城乡居民支出倍差        | 城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出   | -  |
|      |       | 城镇化水平（%）        | 城镇化率                    | +  |
| 共享性  | 文化教育  | 公共图书馆馆藏情况（册/人）  | 人均公共图书馆藏量               | +  |
|      |       | 教育水平（年/人）       | 6岁以上平均受教育年限             | +  |
|      | 医疗健康  | 医疗卫生水平（万张）      | 医疗卫生机构床位数               | +  |
|      |       | 卫生技术人员情况（人）     | 每万人拥有卫生技术人员数            | +  |
|      | 基础设施  | 地方财政公共服务支出占比    | 地方财政一般公共服务支出/地区生产总值     | +  |
|      |       | 公共交通发展水平（标台）    | 每万人拥有公共交通工具             | +  |
|      |       | 公共厕所发展水平（座）     | 每万人拥有公共厕所               | +  |
|      | 社会保障  | 地方财政社会保障和就业支出占比 | 地方财政社会保障和就业支出/地区生产总值    | +  |
|      |       | 社会养老保险参保情况（万人）  | 城乡居民社会养老保险参保人数          | +  |
|      |       | 失业情况（%）         | 城镇登记失业率                 | -  |
|      |       | 城镇人员就业工资水平（元）   | 城镇单位就业人员平均工资            | +  |
|      | 信息化水平 | 移动电话普及情况（万户）    | 移动电话用户数                 | +  |
| 可持续性 | 科技创新  | R&D经费投入情况（%）    | 研究与试验发展经费投入金额           | +  |
|      |       | 专利发展水平（项）       | 国内专利申请受理量               | +  |
|      | 发展质量  | 经济产出水平（元/人）     | 人均GDP                   | +  |
|      |       | 全社会劳动生产率（元/人）   | GDP/年平均从业人数             | +  |
|      | 生态环境  | 公园绿地水平（平方米/人）   | 人均公园绿地面积                | +  |
|      |       | 森林覆盖水平（%）       | 森林覆盖率                   | +  |

## 2. 核心解释变量

本文在孙早和侯玉琳（2019）<sup>[23]</sup>提出的基础建设、生产应用、竞争力与效益分析框架基础上，综合现有研究构建指标体系。具体而言：基础建设参考刘军等（2022）<sup>[36]</sup>的测度指标；生产应用主要沿用孙早和侯玉琳（2019）<sup>[23]</sup>的指标；竞争力与效益则在前者的研究基础上，纳入后者文献中反映企业经营与市场表现的工业企业经营情况、市场利润两项关键指标。最终，本文使用熵权-TOPSIS法计算工业智能化指标体系的综合得分。（见表2）

表 2 工业智能化水平指标体系

| 一级指标   | 二级指标           | 指标说明                            | 属性 |
|--------|----------------|---------------------------------|----|
| 基础建设   | 互联网基础投入（公里）    | 光缆路线长度                          | +  |
|        | 智能化设备投入（亿元）    | 信传软件服务业固定资产投资额                  | +  |
|        | 研发经费投入（亿元）     | 高技术 R&D 经费内部支出                  | +  |
|        | 研发人员投入（人）      | 高技术 R&D 人员数                     | +  |
| 生产应用   | 智能产品开发与应用情况（%） | 嵌入式系统业务收入/工业企业主营业务收入            | +  |
|        | 智能制造企业情况（%）    | 省份智能制造企业的主营业务收入/全国智能制造企业的主营业务收入 | +  |
|        | 新产品生产情况（%）     | 新产品销售收入/工业企业主营业务收入              | +  |
| 竞争力和效益 | 工业企业经营情况（亿元）   | 工业企业主营业务收入                      | +  |
|        | 市场利润（亿元）       | 高技术制造业利润总额                      | +  |
|        | 创新能力（%）        | 国家专利申请授权量/R&D 人员全时当量            | +  |
|        | 经济效益           | 对总资产贡献率和成本费用利用率使用主成分分析进行测度      | +  |
|        | 社会效益（%）        | 电力和煤炭能源总消耗量/GDP                 | +  |

3. 门槛变量

产业升级（*Th1*）参考袁航和朱承亮（2018）<sup>[37]</sup>在产业升级方面的研究，用产业结构转型升级中产业结构高度化的量来代表，其计算方式为：第一产业占比 GDP\*1+ 第二产业占比 GDP\*2+ 第三产业占比 GDP\*3。借鉴李婉红等（2025）<sup>[38]</sup>的研究思路，采用对产业升级变量替换的方式对模型回归结果进行稳健性分析，替换后的产业升级（*Th2*）计算方式为：第一、二、三产业占比 GDP\* 该产业劳动生产率的依次相加，其中劳动生产率的计算方式为：产业增加值 / 产业就业人员。

4. 控制变量

为准确地分析共同富裕进程中工业智能化的作用机制，本文遵循理论驱动原则，参考既有关于工业智能化、共同富裕的相关文献，控制那些可能对核心解释变量和被解释变量有影响的特征，以缓解遗漏变量偏误。具体内容如下：政府干预（*Gov*）<sup>[22]</sup>，用地方财政支出占 GDP 比重表示；环境规制强度（*ER*）<sup>[39]</sup>，用工业污染治理完成投资占工业增加值比重表示；人口聚集度（*PD*）<sup>[22]</sup>，用单位面积常住人口数表示；开放程度（*Open*）<sup>[22]</sup>，用进出口总额占 GDP 比重表示；基础设施水平（*Infra*）<sup>[40]</sup>，用年末人均实有道路面积表示；税负水平（*TB*）<sup>[20]</sup>，用税收收入占 GDP 比重表示；劳动力就业规模（*Labor*）<sup>[11]</sup>，用就业人员数表示；劳动力就业结构（*ES*）<sup>[23]</sup>，用研究生就业数与本科和专科中就业数的比重表示；市场化水平（*Market*）<sup>[12]</sup>，借用樊纲等（2011）<sup>[41]</sup>研究的市场化指数表示。

### (三) 模型构建

#### 1. 基准回归模型

为验证假设 1，构建如下双重固定效应模型：

$$Com_{it} = a_0 + a_1 Int_{it} + a_c X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Com_{it}$  为  $i$  省份在  $t$  年份的共同富裕水平， $Int_{it}$  为核心解释变量工业智能化， $X_{it}$  为一系列控制变量， $a$  为待估系数， $\mu_i$  与  $\delta_t$  分别代表省份和年份固定效应， $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

#### 2. 门槛效应模型

为验证假设 2，构建如下面板门槛模型：

$$Com_{it} = \theta_0 + \theta_1 Int_{it} \cdot I(Th_{it} \leq \gamma) + \theta_2 Int_{it} \cdot I(Th_{it} > \gamma) + \theta_c X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $Th_{it}$  为门槛变量， $\gamma$  为待估计门槛值， $I$  为示性函数， $\theta$  为待估系数，其余变量含义与前式相同。此公式是单门槛模型，应用中可根据实证计量检验结果扩展至多门槛情形。该模型允许工业智能化的系数在门槛变量的不同区间内发生变化，从而捕捉其非线性影响。

#### 3. 空间计量模型

为验证假设 3，构建如下空间杜宾模型（SDM）：

$$Com_{it} = \lambda_0 + \rho W Com_{it} + \lambda_1 Int_{it} + \lambda_2 W Int_{it} + \lambda_{c1} X_{it} + \lambda_{c2} W X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $W$  为空间权重矩阵， $\rho$  为被解释变量的空间自回归系数， $\lambda_2$  为核心解释变量的空间交互项系数，直接度量了邻近地区工业智能化进程对本地区共同富裕的影响，即空间溢出效应，其余变量含义与前式相同。

本文使用  $W_1$  空间邻接矩阵进行实验验证，使用  $W_2$  空间地理距离权重矩阵进行稳健性检验。其中， $d_{ij}$  为  $i$  地区与  $j$  地区省会城市之间的球面距离。

$$W_{1,ij} = \begin{cases} 0, & i \text{ 与 } j \text{ 空间上不相邻} \\ 1, & i \text{ 与 } j \text{ 空间相邻} \end{cases} \quad (4)$$

$$W_{2,ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (5)$$

## 四、实证分析

### (一) 基准回归分析

表 3 展示了工业智能化对共同富裕的回归结果。为保障结论的可靠性，所有模型均采用个体层面的聚类稳健标准误差，以应对面板数据可能存在的组内自相关与组间异方差问题。从变量设定看，列（1）与列（2）汇报了仅引入核心解释变量的回归结果，列（3）与列（4）则是在前面基础上引入全套控制变量；从效应选择看，列（1）与列（3）使用随机效应模型进行估计，列（2）与列（4）采用控制了个体与时间层面的双向固定效应模型。无论基于何种方式，工业智能化的估计系数均显

著为正。在控制最为严格的列(4)中,工业智能化的系数在5%的水平上显著为正,显著性水平和系数大小都有所下降,其可能原因是:控制变量与双向固定效应的引入吸收了核心变量与其他混杂因素的共同影响、缓解了遗漏变量偏误,使其估计结果更接近真实。尽管存在这一现象,但核心解释变量的显著性和方向仍与其他三列保持一致,表明工业智能化对共同富裕具有显著的促进作用。此外,Hausman 检验结果验证了固定效应模型的合理性;在引入控制变量和双向固定效应后,模型的拟合优度得到提升,说明模型设定更为合理。由此,假设1得以验证。

就控制变量而言,政府干预、人口聚集度、开放程度、市场化水平均有助于促进共同富裕,环境规制强度、基础设施水平和税负水平均无显著促进作用。其次,劳动力就业规模与劳动力就业结构对共同富裕的影响显著为负,说明当前劳动力就业规模和水平的发展可能伴随着边际产出下降、结构性失业的问题,从而对共同富裕进程形成阶段性制约。

表3 基准回归结果

|                          | (1)                   | (2)                   | (3)                       | (4)                       |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>Int</i>               | 0.7882***<br>(0.0681) | 0.3260***<br>(0.0819) | 0.4479***<br>(0.0949)     | 0.1547**<br>(0.0639)      |
| <i>Gov</i>               |                       |                       | -0.1615<br>(0.4732)       | 0.6526**<br>(0.2643)      |
| <i>ER</i>                |                       |                       | -2.4126**<br>(0.9730)     | 0.4399<br>(0.3732)        |
| <i>PD</i>                |                       |                       | -3.94E-05**<br>(1.71E-05) | 6.68E-04***<br>(1.57E-04) |
| <i>Open</i>              |                       |                       | 3.58E-05<br>(0.0048)      | 0.0147***<br>(0.0035)     |
| <i>Infra</i>             |                       |                       | 0.0104**<br>(0.0046)      | 0.0029<br>(0.0023)        |
| <i>TB</i>                |                       |                       | -0.2331<br>(0.1953)       | -0.0037<br>(0.1067)       |
| <i>Labor</i>             |                       |                       | -4.16E-06<br>(5.55E-06)   | -1.01E-05*<br>(6.46E-06)  |
| <i>ES</i>                |                       |                       | -0.0926<br>(0.5009)       | -0.6794*<br>(0.4889)      |
| <i>Market</i>            |                       |                       | 0.0149***<br>(0.0024)     | 0.0064***<br>(0.0018)     |
| 常数项                      | 0.1440***<br>(0.0078) | 0.1638***<br>(0.0090) | 0.0912***<br>(0.0271)     | -0.2412***<br>(0.0621)    |
| 个体固定                     | 否                     | 是                     | 否                         | 是                         |
| 时间固定                     | 否                     | 是                     | 否                         | 是                         |
| Hausman 检验               |                       | 16.78***              |                           | 98.04***                  |
| <i>N</i>                 | 330                   | 330                   | 330                       | 330                       |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.673                 | 0.931                 | 0.859                     | 0.962                     |

注:系数下方括号内为聚类稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。

(二) 稳健性检验

1. 更换模型

虽然基准回归尽可能多地控制了潜在变量以缓解遗漏变量偏误，但在样本量有限的情况下，这会增加模型的复杂度，扩大过拟合风险。双重机器学习模型能通过正则化过程与交叉拟合技术，有效处理高维控制变量，最大限度地避免过拟合问题；同时，在一定程度上缓解了模型设定偏误。为此，本文借鉴徐红丹和王玖河<sup>[42]</sup>在分析人工智能与企业新质生产力的方法，采用双重机器学习模型（DDML）进行重新估计。如表4第（1）列所示，工业智能化的系数为0.2743，在1%的水平上显著为正。与前文基准回归的结论基本一致，表明工业化智能化对共同富裕的促进作用在不同估计方法下均保持稳健。

2. 剔除直辖市样本

考虑到我国区域发展的不平衡性，直辖市在政策资源、经济基础等方面具有特殊性，工业化智能化发展带来的财富增长和共享效应存在一定的差异。为此，本文在剔除四个直辖市的样本后重新进行回归。列（2）显示，核心解释变量的系数为0.1439，依然在5%的水平上显著。这表明，在排除直辖市的特殊影响后，工业化智能化对共同富裕的促进作用依然显著成立。

3. 缩尾处理

为避免异常值和极端值对回归结果造成干扰，本文对所有变量分别进行1%的双边缩尾处理，并重新估计模型。结果如第（3）列所示，工业智能化的系数为0.1476，仍在5%的水平上显著为正，结果与基准回归基本一致。这说明研究结论不受极端值的影响。

(三) 内生性分析

尽管基准回归已控制了一系列因素并考虑了固定效应，但模型仍可能受到遗漏变量、双向因果等内生性问题的干扰。为缓解内生性问题，本文借鉴向云等（2022）<sup>[43]</sup>在检验数字经济与共同富裕回归结果内生性的做法，选择滞后一期工业化智能化与上一年互联网宽带接入端口对数值的交互项作为当期工业智能化的工具变量。在回归前，本文对工具变量的有效性进行了严格检验。首先，K-P rk LM的统计量在1%水平上显著，表明工具变量可识别。其次，K-P rk Wald F的统计量为192.13，远大于Stock-Yogo弱工具变量检验10%水平上的临界值16.38，拒绝了弱工具变量的原假设。以上结果表明，本文选取的工具变量有效。列（4）展示了工具变量法的最终结果，工业智能化的系数为0.2123，且在1%的水平上显著为正，与基准回归结果基本一致。

表4 稳健性和内生性检验结果

|            | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|            | DDML                  | 剔除直辖市                 | 1%缩尾                  | 工具变量法                 |
| <i>Int</i> | 0.2743***<br>(0.0325) | 0.1439**<br>(0.0681)  | 0.1476**<br>(0.0615)  | 0.2123***<br>(0.0657) |
| <i>Gov</i> |                       | 0.8560***<br>(0.2352) | 0.6912*<br>(0.2634)   | 0.5154**<br>(0.2614)  |
| <i>ER</i>  |                       | 0.8226**<br>(0.3117)  | 0.1946<br>(0.6025)    | 0.3038<br>(0.3312)    |
| <i>PD</i>  |                       | 0.0008***<br>(0.0002) | 0.0007***<br>(0.0001) | 0.0006***<br>(0.0001) |

续表

|                          |          |             |             |            |
|--------------------------|----------|-------------|-------------|------------|
| <i>Open</i>              |          | 0.0102***   | 0.0171***   | 0.0139***  |
|                          |          | (0.0023)    | (0.0033)    | (0.0035)   |
| <i>Infra</i>             |          | 0.0076      | 0.0035      | 0.0024     |
|                          |          | (0.0052)    | (0.0022)    | (0.0021)   |
| <i>TB</i>                |          | -0.0805     | -0.0325     | 0.0171     |
|                          |          | (0.1249)    | (0.1071)    | (0.1123)   |
| <i>Labor</i>             |          | -1.31E-05** | -1.23E-05** | -1.1E-05*  |
|                          |          | (5.11E-06)  | (5.68E-06)  | (5.88E-06) |
| <i>ES</i>                |          | -0.8181**   | -0.7159*    | -0.7870    |
|                          |          | (0.3594)    | (0.4872)    | (0.4830)   |
| <i>Market</i>            |          | 0.0046**    | 0.0063***   | 0.0060***  |
|                          |          | (0.0022)    | (0.0019)    | (0.0086)   |
| 常数项                      | -0.0001  | -0.1019**   | -0.2458***  | -0.4847*** |
|                          | (0.0012) | (0.0597)    | (0.0440)    | (0.1674)   |
| 个体固定                     | 是        | 是           | 是           | 是          |
| 时间固定                     | 是        | 是           | 是           | 是          |
| <i>N</i>                 | 330      | 286         | 330         | 330        |
| 调整 <i>R</i> <sup>2</sup> |          | 0.974       | 0.964       | 0.980      |
| K-P rk LM                |          |             |             | 8.7546     |
|                          |          |             |             | [0.0061]   |
| K-P Wald F               |          |             |             | 192.13     |
|                          |          |             |             | <16.38>    |

注：K-P rk LM对应工具变量可识别检验，[]内为相应统计量的P值。K-P rk Wald F对应弱工具变量检验，<>中为Stock-Yogo weak ID test critical values在10%水平上的临界值。双重机器学习通过正则化与交叉拟合技术处理高维控制变量以缓解混淆偏误，其输出聚焦于核心变量的因果效应估计，故不汇报控制变量系数与模型拟合优度。

（四）门槛效应分析

基准回归结果初步证实了工业智能化对共同富裕的促进作用。然而，结合理论分析，产业升级作为工业智能化的重要载体与协同变量，其发展阶段的差异可能深刻影响技术红利的释放效应。为进一步探究工业智能化对共同富裕的影响是否随产业升级阶段的不同而发生结构性变化，本文构建面板门槛模型进行深入分析。在进行门槛模型估计之前，先要判断产业升级的门槛效应是否存在。首先，采用 Bootstrap 自抽样法反复抽样 300 次，对门槛的存在性与数量进行检验得到表 5 结果。结果显示：产业升级的两个衡量变量均通过了双重门槛检验，确认了工业智能化对共同富裕的影响会随着产业升级程度的不同，而发生非线性变化，即存在基于这两个变量的双重门槛效应。在具体门槛值方面，*Th1* 的第一门槛值和第二门槛值分别为 2.2760 和 2.3730，*Th2* 的第一门槛值和第二门槛值分别为 0.1758 和 0.2267。

表 5 门槛值检验结果

| 门槛变量       | 模型  | 第一门槛值 1 | 第二门槛值  | F 值   | P 值    | 临界值   |       |       | BS 次数 |
|------------|-----|---------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
|            |     |         |        |       |        | 10%   | 5%    | 1%    |       |
| <i>Th1</i> | 单门槛 | 2.2760  |        | 34.76 | 0.0467 | 27.27 | 35.87 | 43.48 | 300   |
|            | 双门槛 | 2.2760  | 2.3730 | 29.08 | 0.0400 | 23.02 | 28.32 | 39.39 | 300   |
| <i>Th2</i> | 单门槛 | 0.1758  |        | 51.86 | 0.0033 | 25.66 | 31.62 | 40.05 | 300   |
|            | 双门槛 | 0.1758  | 0.2267 | 32.54 | 0.0200 | 24.52 | 28.84 | 35.38 | 300   |

鉴于此，本文设定双门槛回归模型进行回归，最终得到表 6 的结果。对于列（1），当产业升级低于第一门槛值（ $Th1 \leq 2.2760$ ）时，工业智能化系数为  $-0.0078$ ，但不显著，可能是产业结构层次在较低的阶段时，工业智能化的赋能作用尚未显现，其技术渗透与融合的正向效应可能被结构性摩擦所抵消。当产业升级介于第一门槛值和第二门槛值之间时（ $2.2760 < Th1 \leq 2.3730$ ），工业智能化的系数为  $0.2223$ ，并在突破第二门槛值（ $Th1 > 2.3730$ ）后增大至  $0.3262$ ，且均在 1% 的水平上显著。这表明，随着产业结构层次的持续提升，工业智能化与产业系统的融合程度不断深化，其技术红利得以在更高级的产业形态中得到释放，从而对共同富裕产生了持续增强的边际贡献。

为检验上述门槛回归结果的稳健性，本文采用变量替换的方法，选取与产业升级  $Th1$  变量定义不同但具有高度相关性的变量  $Th2$  重新进行回归分析。如列（2）所示，其系数的显著性和方向与列（1）基本一致，表明工业智能化对共同富裕的非线性影响在不同产业升级度量下均保持稳定，进一步验证了门槛效应的可靠性。由此，假设 2 得以验证。

表 6 门槛效应回归结果及稳健性检验

|                                    |            | (1)        | (2)        |
|------------------------------------|------------|------------|------------|
|                                    |            | 回归结果       | 稳健性检验      |
|                                    |            | $Th1$      | $Th2$      |
| 门槛值                                | $\gamma_1$ | 2.2760     | 0.1758     |
|                                    | $\gamma_2$ | 2.3730     | 0.2267     |
| $Int(Th \leq \gamma_1)$            |            | -0.0078    | -0.0721    |
|                                    |            | ( 0.1152 ) | ( 0.0960 ) |
| $Int(\gamma_1 < Th \leq \gamma_2)$ |            | 0.2223***  | 0.1290**   |
|                                    |            | ( 0.0703 ) | ( 0.0755 ) |
| $Int(Th > \gamma_2)$               |            | 0.3262***  | 0.2843***  |
|                                    |            | ( 0.0684 ) | ( 0.0779 ) |
| 常数项                                |            | -0.2130**  | -0.2487*** |
|                                    |            | ( 0.0938 ) | ( 0.0931 ) |
| 控制变量                               |            | 控制         | 控制         |
| 个体固定                               |            | 是          | 是          |
| 时间固定                               |            | 是          | 是          |
| $N$                                |            | 330        | 330        |
| 调整 $R^2$                           |            | 0.909      | 0.914      |

表 7 共同富裕和工业智能化全局莫兰指数

|      | $Com$  |        | $Int$  |        |
|------|--------|--------|--------|--------|
| 年份   | 全局莫兰指数 | P 值    | 全局莫兰指数 | P 值    |
| 2013 | 0.3059 | 0.0050 | 0.2375 | 0.0038 |
| 2014 | 0.2990 | 0.0060 | 0.2318 | 0.0047 |
| 2015 | 0.2984 | 0.0064 | 0.2359 | 0.0043 |
| 2016 | 0.2956 | 0.0070 | 0.2421 | 0.0036 |
| 2017 | 0.2617 | 0.0153 | 0.2147 | 0.0085 |
| 2018 | 0.2506 | 0.0192 | 0.1940 | 0.0156 |

续表

|      |        |        |        |        |
|------|--------|--------|--------|--------|
| 2019 | 0.2509 | 0.0193 | 0.1845 | 0.0207 |
| 2020 | 0.2642 | 0.0143 | 0.1922 | 0.0165 |
| 2021 | 0.3004 | 0.0061 | 0.2129 | 0.0091 |
| 2022 | 0.3051 | 0.0056 | 0.2105 | 0.0100 |
| 2023 | 0.3168 | 0.0043 | 0.2224 | 0.0071 |

在确认核心变量存在空间相关性的基础上，为确保模型估计的有效性，需进一步确定最优的空间计量模型。在表 8 展示的结果中，LM 检验中各项统计量均高度显著，说明应当选择同时具有空间误差自相关效应和空间滞后效应的空间杜宾模型（SDM）作为分析的起点；Wald 检验和 LR 检验也表明空间杜宾模型不会退化为空间滞后模型或空间误差模型。此外，Hausman 检验支持模型选择固定效应形式。因此，本文最终选定带有个体和时间双固定效应的空间面板杜宾模型进行后续分析。

表 8 模型选择检验结果

| 检验类型       | 检查项目以及原假设          | 统计量       |
|------------|--------------------|-----------|
| LM 检验      | LM-lag             | 23.73***  |
|            | R-LM-lag           | 6.95***   |
|            | LM-error           | 39.37***  |
|            | R-LM-error         | 22.58***  |
| Wald 检验    | SDM 模型可以退化为 SAR 模型 | 310.08*** |
|            | SDM 模型可以退化为 SEM 模型 | 341.53*** |
| LR 检验      | SDM 模型可以退化为 SAR 模型 | 125.73*** |
|            | SDM 模型可以退化为 SEM 模型 | 126.92*** |
| Hausman 检验 | 随机效应模型优于固定效应模型     | 134.25*** |

表 9 展示了空间面板杜宾模型在工业智能化对共同富裕空间溢出效应的分析结果。列（1）显示，工业智能化的系数在 1% 水平上显著为正，说明其对本地共同富裕具有显著的正向驱动作用。同时，工业智能化的空间滞后项系数在 5% 水平上显著为正，初步表明工业智能化存在正向的空间溢出效应。此外，共同富裕的空间自回归系数  $\rho$  也在 1% 水平上显著为正，说明共同富裕本身具有明显的空间依赖特征，即邻近地区之间存在协同发展。为更准确地量化空间溢出效应的强度，本文进一步采用偏微分方法进行效应分解。结果表明，基于空间邻近权重矩阵  $W_1$  的间接效应系数为 0.1442，在 5% 水平上显著，这意味着本地区工业智能化的发展对邻近地区共同富裕产生了积极的辐射作用。为检验上述空间回归结果的稳健性，本文借鉴丁建勋等（2025）<sup>[44]</sup> 关于人工智能对产业结构转型升级的空间分析思路，改用空间地理距离权重矩阵  $W_2$  进行重新估计。其中全局莫兰指数和模型选择检验与上文结果保持一致，在此不多赘述。由列（2）可知，在不同矩阵下，工业智能化的直接效应、间接效应以及空间自回归系数均保持显著为正，其经济意义与列（1）回归结果高度一致，表明其具有稳健的正向空间溢出效应。

此外，对比系数不难发现：工业智能化对于共同富裕的外溢效应大于其本地效应。原因可能在于，长期发展过程中，地方政府受行政规划及自身职权限制，其政策与资源投入主要集中于本地发展，但对于经济毗邻地区之间潜能的激发则相对不足。而工业智能化凭借其数字化、可复制的特性突破了地理行政边界的信息流通限制，使得知识、技术等要素得以向周边地区低成本扩散，充分激发邻近地区的潜能，因而展现出强劲的外溢效应。

综上所述，2013 到 2023 年间，我国工业智能化的发展不仅直接促进了本地区共同富裕的实现，还通过空间溢出效应显著带动了周边地区的共同富裕进程。据此，假设 3 得证。

表 9 空间溢出效应结果及稳健性检验

|                | (1)          | (2)          |
|----------------|--------------|--------------|
|                | 回归结果         | 稳健性检验        |
|                | 矩阵 $W_1$     | 矩阵 $W_2$     |
| $Int$          | 0.1111***    | 0.1142***    |
|                | ( 0.0194 )   | ( 0.0207 )   |
| $W \times Int$ | 0.0180**     | 0.1089**     |
|                | ( 0.0364 )   | ( 0.0552 )   |
| $\rho$         | 0.5626***    | 0.5746***    |
|                | ( 0.0426 )   | ( 0.0542 )   |
| 控制变量           | 控制           | 控制           |
| 个体固定           | 是            | 是            |
| 时间固定           | 是            | 是            |
| $N$            | 330          | 330          |
| 调整 $R^2$       | 0.952        | 0.951        |
| $\sigma^2_e$   | 4.54E-05***  | 5.12E-05***  |
|                | ( 3.61E-06 ) | ( 4.06E-06 ) |
| 直接效应           | 0.1246***    | 0.1381***    |
|                | ( 0.0220 )   | ( 0.0229 )   |
| 间接效应           | 0.1442**     | 0.3817***    |
|                | ( 0.0690 )   | ( 0.1105 )   |

五、结论与建议

本文立足于第四次工业革命中整体工业视角的智能化，借助我国 2013—2023 年 30 个省份的面板数据从直接影响，门槛效应，以及空间溢出三个方面定量考察工业智能化是否能够有效助力共同富裕。研究结果显示：（1）工业智能化可有效促进共同富裕，在经过稳健性与内生性检验后该结论依然

成立。(2) 产业升级在工业智能化助力共同富裕的过程中扮演着门槛变量角色, 呈现出双重门槛效应。当产业升级程度未跨过第一门槛值时, 工业智能化对共同富裕未表现出显著影响, 而当产业升级程度迈过第一门槛并持续发展时, 工业智能化对共同富裕的促进作用会逐步得到加强。(3) 工业智能化在空间上不仅能助力本地共同富裕水平的提升, 还能通过溢出效应带动周边区域共同富裕, 且这种外溢效应大于本地效应。

基于上述研究结论, 本文提出如下建议:

第一, 为扎实推进工业智能化发展, 地方政府应加大工业互联网等新型基础设施的投入, 向外提供专项补贴与技术咨询, 推动制造业中小企业的设备智能化改造, 提升企业生产应用能力。企业也应积极进行产教联合, 攻关智能技术, 提高产业竞争力与效益。此外, 还需关注工业智能化对劳动力就业造成的潜在冲击<sup>[45]</sup>, 加强技能培训与就业引导, 以缓解结构性失业, 从而在扎实推动共同富裕的进程中, 确保其发展成果有效转化为居民收入, 惠及于民。

第二, 各地区在制定工业智能化政策时, 应结合本地产业升级实际水平, 实施差异化推进策略。对于产业升级程度较低的地区, 应优先推动基础数字化改造与技能培训, 为工业智能化应用创造基础条件; 对于产业升级已跨越门槛的地区, 则应加大智能技术研发投入与产业链协同创新, 推动工业智能化向价值链高端延伸。

第三, 在区域层面建立更健全的工业智能化发展协同机制, 通过跨区域合作平台、产业链共建共享、技术转移与人才流动等措施, 促进智能化要素在区域间的自由流动。同时, 可依托经济带打造工业智能化协同发展示范区, 形成“以点带面、辐射联动”的发展格局, 充分发挥工业智能化对区域均衡发展的带动作用, 助力共同富裕。

作者简介: 曾辉, 湖北工业大学理学院硕士研究生。

## 参考文献

- [1] 蒋永穆, 豆小磊. 共同富裕思想: 演进历程、现实意蕴及路径选择 [J]. 新疆师范大学学报 (哲学社会科学版), 2021, 42(6): 16–29.
- [2] 钟裕民. 迈向共同富裕的基本公共服务均等化: 理论逻辑与实践进路 [J]. 当代经济管理, 2024, 46(2): 55–61.
- [3] 沈满洪. 生态文明视角下的共同富裕观 [J]. 治理研究, 2021, 37(5): 5–13+2.
- [4] 张瑶. 乡村振兴视角下流通数字化赋能城乡共同富裕的实证检验 [J]. 商业经济研究, 2025(8): 105–109.
- [5] 杨飞, 范从来. 产业智能化是否有利于中国益贫式发展? [J]. 经济研究, 2020, 55(5): 150–165.
- [6] 何诚颖, 陈锐, 郇金梁, 等. 工业智能化的发展逻辑: 基于经济学视角的诠释 [J]. 经济学家, 2023(7): 79–86.
- [7] 黄速建. 智能化工业革命语境下的理性协同重构逻辑: 效率扩张与价值回归 [J]. 国际贸易问题, 2025(8): 1–20.

- [ 8 ] Wang L, Wang H, Cao Z, et al. Can industrial intellectualization reduce carbon emissions?—Empirical evidence from the perspective of carbon total factor productivity in China[J]. *Technological Forecasting and Social Change*,2022,184:121969.
- [ 9 ] 金光敏,祝滨滨. 工业智能化对区域经济高质量发展的影响机制及空间溢出效应 [J]. *经济地理*,2025,45(10):121–130.
- [ 10 ] 刘洋,韩永辉,王贤彬. 工业智能化能兼顾促增长和保民生吗?[J]. *数量经济技术经济研究*,2023,40(6):69–90.
- [ 11 ] 沈洋,张秀武. 工业智能化对就业的影响及其机制分析 [J]. *经济与管理*,2024,38(5):41–49.
- [ 12 ] 王士香,孙嘉笛,刘备. 工业智能化与城市经济增长: 来自空间溢出与门槛效应的经验证据 [J]. *东南大学学报(哲学社会科学版)*,2023,25(6):56–65+144.
- [ 13 ] 燕连福,王亚丽. 全体人民共同富裕的核心内涵、基本遵循与发展路径 [J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*,2022,42(1):1–9.
- [ 14 ] 罗植,刘烨,李晓壮. 共同富裕评价指标体系构建与实证 [J]. *统计与决策*,2024,40(16):45–50.
- [ 15 ] 陈丽君,郁建兴,徐钦娜. 共同富裕指数模型的构建 [J]. *治理研究*,2021,37(4):5–16+2.
- [ 16 ] Li X. The Digital Economy, Factor Allocation and The Realization of Common Prosperity—An Empirical Study Based on Panel Data of 30 Provinces and Cities in China[J]. *Journal of Global Economy, Business and Finance*,2024,6(9):29–37.
- [ 17 ] Zhang B, Chen P. Digital technology innovation and common prosperity within enterprises: destruction or creation[J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2025: 1–35.
- [ 18 ] Zhao J, Dong K Y, Nepal R. Towards common prosperity: can Environmental regulations help narrow income gap in China?[J]. *Environmental Economics and Policy Studies*, 2025: 1–26.
- [ 19 ] 陈晓华,邓贺,杜文. 工业机器人应用会加剧中国城乡收入差距吗?[J]. *南京审计大学学报*,2024,21(1):88–100.
- [ 20 ] 刘青,陈政宇,肖柏高. 工业机器人应用的共同富裕效应: 基于城乡收入差距的视角 [J]. *经济理论与经济管理*,2024,44(11):90–106.
- [ 21 ] 张洁,周文倩,毛海涛. 工业机器人、劳动力迁移与收入不平等——基于量化空间模型的研究 [J]. *国际贸易问题*,2025(12):99–118.
- [ 22 ] 许健,季康先,刘晓亭,等. 工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕 [J]. *数量经济技术经济研究*,2022,39(9):134–156.
- [ 23 ] 孙早,侯玉琳. 工业智能化如何重塑劳动力就业结构 [J]. *中国工业经济*,2019,(05):61–79.
- [ 24 ] 覃成林,杨霞. 先富地区带动了其他地区共同富裕吗——基于空间外溢效应的分析 [J]. *中国工业经济*,2017(10):44–61.
- [ 25 ] 徐斌,吕波. 工业智能化对企业产能利用率的影响研究——基于制造业上市公司的经验证据 [J]. *技术经济*,2024,43(9):126–140.
- [ 26 ] 王雪璐. 工业智能化、生产要素流动与制造业地理格局 [J/OL]. *工程管理科技前沿*,1–13[2025–12–13].

- [27] 刘伟,蔡志洲.我国工业化进程中产业结构升级与新常态下的经济增长[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2015,52(3):5-19.
- [28] 王兴国,于婷.数字普惠金融、产业结构升级与城乡收入差距——基于中介效应和门槛效应的实证检验[J].东岳论丛,2024,45(11):129-138+192.
- [29] 马宗国,蒋依晓.研究联合体驱动国家自主创新示范区产业转型升级的演进过程及作用机理[J].中国科技论坛,2023(12):96-105.
- [30] 习媛杰,王直,马弘.产业升级测度与国际比较:基于价值链关联和功能专业化的视角[J].经济研究,2025,60(6):189-208.
- [31] 郭元源,秦武,吴亮,等.共同富裕政策推进区域共同富裕水平的空间溢出效应[J].经济地理,2023,43(9):20-30.
- [32] 贺建风,吴慧.共同富裕视角下先富地区带动后富地区了吗——基于空间外溢效应的分析[J].华南师范大学学报(社会科学版),2024(3):30-49+205.
- [33] 韩亮亮,彭伊,孟庆娜.数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J].软科学,2023,37(3):18-24.
- [34] 景宏军,葛雅祺.乡村振兴促进共同富裕的机制与路径——基于省级层面的准自然实验分析[J].农业经济与管理,2025(5):40-52.
- [35] 宋佳莹.从“适老”到“智富”:人工智能赋能共同富裕的“U型”效应与适度性边界[J].当代经济管理,2026,48(3):75-84.
- [36] 刘军,钱宇,曹雅茹,等.中国制造业智能化驱动因素及其区域差异[J].中国科技论坛,2022(1):84-93.
- [37] 袁航,朱承亮.国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J].中国工业经济,2018(8):60-77.
- [38] 李婉红,薛青廉,王帆.数字化创新、多维动态能力与企业绿色转型[J/OL].研究与发展管理,1-14[2025-12-20].
- [39] 陈晔婷,黄曾媛,何思源,等.绿色金融如何赋能共同富裕:作用机制与实证检验[J].农林经济管理学报,2024,23(6):768-777.
- [40] 管金玲.新质生产力、流通数字化与共同富裕[J].商业经济研究,2026(4):33-37.
- [41] 樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,46(9):4-16.
- [42] 徐红丹,王玖河.人工智能与制造企业新质生产力——基于双重机器学习模型[J].软科学,2025,39(5):26-33.
- [43] 向云,陆倩,李芷萱.数字经济发展赋能共同富裕:影响效应与作用机制[J].证券市场导报,2022(5):2-13.
- [44] 丁建勋,王云瑶,韩熠.人工智能对产业结构转型升级的影响效应研究——基于中介效应与空间效应分析[J].调研世界,2025(10):19-34.
- [45] 汪前元,魏守道,金山,等.工业智能化的就业效应研究——基于劳动者技能和性别的空间计量分析[J].管理世界,2022,38(10):110-126.