

【综合研究】

数字经济发展与劳动收入份额变动

——兼论数字技术进步的“生产率悖论”

郑浩天 靳卫东

【摘要】本文利用省际面板数据,探究了数字经济发展对劳动收入份额的影响及其作用机制。结果表明:数字经济发展会显著提高劳动收入份额,该结论在经过内生性处理以及多维度稳健性检验后仍成立。基于欧拉方程分解的机制分析发现,数字经济发展会提高平均工资率;同时,数字经济下的产出时滞和就业扩容会遇到技术进步的“生产率悖论”,使其并不会显著提高劳动生产率,导致初次分配更偏向劳动。不过,长期来看,随着数字经济带来的产出收益和就业吸纳回归到正常区间,其对劳动收入份额的正向作用将逐步衰减,甚至会将经济体再次拉入劳动收入份额低位徘徊的“泥潭”。因此,以数字经济发展推动劳动报酬提高与劳动生产率提高的基本同步,对于逐步实现共同富裕有着重要意义。

【关键词】数字经济发展;劳动收入份额;平均工资率;劳动生产率;生产率悖论

【作者简介】郑浩天,青岛大学经济学院,电子信箱:15147152218@163.com;靳卫东,青岛大学经济学院,电子信箱:jinweidong@qdu.edu.cn(邮编 266061)。

【原文出处】《经济评论》(武汉),2024.1.90~104

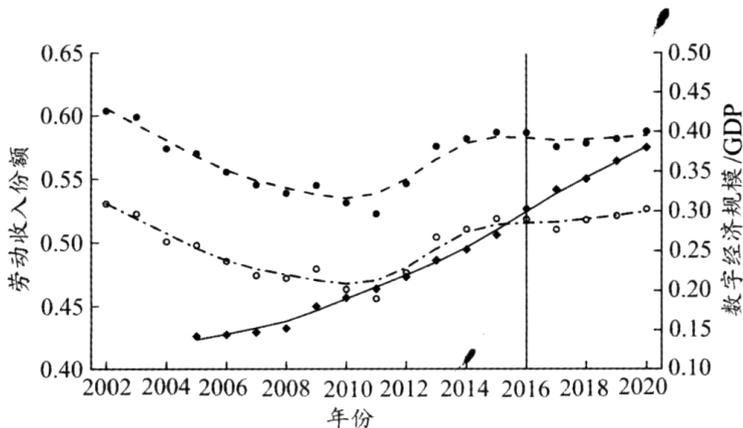
【基金项目】本文得到国家社会科学基金项目“信息技术促进乡村医疗卫生资源有效供给研究”(批准号:21BJY101)、马克思主义理论研究和建设工程特别委托项目“有效市场和有为政府更好结合研究”(批准号:2021MYB014)的资助。

一、引言

要素收入分配是经济学研究的经典命题,提升劳动收入份额是现阶段推进共同富裕的重要内容。党的二十大报告明确提出,提高劳动报酬在初次分配中的比重。伴随着新技术革命兴起,我国步入数字经济时代。历次新技术范式推广很大程度上会替代劳动,损失就业岗位,弱化劳动议价能力,从而降低劳动收入占比(蔡跃洲、陈楠,2019;钞小静、周文慧,2021),而劳动收入份额下降会引发消费需求低迷、贫富差距扩大、社会矛盾激化等诸多问题(宋旭光、杜军红,2021),因此学界对数字化浪潮下的劳动者收入表示担忧。但是,区别于传统技术进步侧重“流程”自动化,数字经济下的技术-经济特征更多表现为嵌入劳动生产过程,延伸职业内涵,是依赖于劳动并赋能于劳动的(戚聿东、刘欢欢,2020),可能带来

要素收入分配结构偏向劳动这一“好”的变化。因此,本文分析数字经济发展对劳动收入份额的影响,对于深化收入分配制度改革并推进共同富裕,必然具有重要意义。

20世纪后期,随着OECD等国家劳动收入份额的普遍下降,其占比“光速般恒定不变”的Kaldor程式化事实被打破,要素收入分配问题受到广泛关注(Karabarbounis and Neiman, 2013)。作为一个发展中的大国,中国劳动收入份额的整体走势也在该时期内呈显著下降趋势(王展祥、龚广祥,2017)。从图1统计数据来看,无论是以收入法还是以要素法核算,整体上劳动收入份额均呈“库兹涅茨式”的U型变动趋势,并于2011年下降到最低点。在此背景下,现有研究分别从技术进步偏向、国际贸易开放、劳资议价能力等视角解读劳动收入份额下降的原因(李卓、李



注:左侧纵坐标对应实心圆点、空心圆点及其连线分别表示以要素法、收入法核算的劳动收入份额及其Lowess平滑处理后的拟合线;右侧纵坐标对应的实心方点及其连线表示数字经济规模占GDP比重及其Lowess平滑处理后的拟合线。

图1 我国数字经济规模与劳动收入份额变动趋势

数据来源:国家统计局、中国信息化百人会和中国信息通信研究院。

智娟, 2014; 王展祥、龚广祥, 2017; 王林辉、袁礼, 2018), 但并没有很好解释劳动收入份额为何在近些年震荡回升。特别是, 从局部特征来看, 劳动收入份额在2016年发生了一次骤降, 并在此之后仅保持低速且相对平滑的增长, 对于这种劳动收入份额的变动“怪象”, 至今鲜有文献涉及。

与全球金融危机后劳动收入占比波动上升在时间维度上相重合, 数字技术蓬勃发展并向经济社会领域不断渗透, 我国步入数字经济时代。图1显示, 数字经济规模占GDP的比重由2005年的14%增长到2020年的38.6%, 数字经济发展已成为国民经济的核心增长极之一。从经验数据角度, 我们发现, 同一观测期内数字经济发展与劳动收入份额可能存在正相关的总体趋势关系^①。而且, 同样在2016年, 数字经济规模占GDP的比重出现一次“跳跃式”提升, 并在此之后保持高速增长, 这与劳动收入份额发生骤降的时点及其后续演变趋势相吻合。那么, 从全局来看, 数字经济发展是否是我国劳动收入份额止降回升的重要原因呢? 如果是, 从局部来看, 为何近些年数字经济水平实现大幅提高, 劳动收入份额却又发生骤降呢? 难道数字经济发展对劳动收入份额的影响并不具备持续性?

针对该问题, 从学理角度考虑, 数字经济以数据为关键生产要素, 其具备的渗透性、创造性和互补性

等一系列技术-经济特征决定了数据无法独立创造价值来形成生产力, 必须内化于劳动并嵌入劳动生产过程(宋冬林等, 2021), 而不能单纯作为一种有效的资本形式直接作用于生产领域。这就导致, 劳动力所从事工作的内容和强度、收入的来源和高低、获取收入所依赖的工具和技能、甚至是职业本身的内涵与外延或多或少会发生变化(戚聿东、刘欢欢, 2020)。换言之, 数字技术进步更多体现在知识的载体——劳动力身上, 是与人相协同的技术进步, 以实现物质生产力到精神生产力的超越, 这很可能带来平均工资率的上涨以及劳动收入份额的提升。

更深层次的, 依据欧拉定理, 劳动收入份额的决定因素不仅只有平均工资率, 还有劳动生产率^②, 而劳动生产率的持续提升正是劳动收入份额下降的关键原因之一(罗明津、铁瑛, 2021)。数字经济以数字技术进步为核心, 必然带来劳动生产率水平的跃迁, 但这并非一蹴而就。“技术-经济范式转型”理论表明, 每一轮技术革命都会历经导入期和拓展期(Perez, 2010)。而在新范式扩散初期, 因产出时滞和就业扩容, 劳动生产率增长将经历长时间的低迷阶段, 这便会遇到技术进步的“生产率悖论”(蔡跃洲、陈楠, 2019)。据此, 可以预期数字经济发展还可能通过影响劳动生产率改变劳动收入份额。

不过, 随着新范式在不同部门间均匀扩散, 对就

业的吸纳回归到正常区间,外围部门在充分吸收主导技术并进行生产协同后迸发出强劲产出,便会挣脱“生产率悖论”,显著提升劳动生产率,这可能对劳动收入份额的提高带来抑制作用。因此,即便数字经济发展与劳动收入份额的正相关关系确实存在,也应该具备清晰的“有效性”边界,一旦数字技术带动整体经济的劳动生产率稳步提升,便会损害数字经济发展对劳动收入份额的正向影响。这正是前文统计数据中数字经济水平实现跳跃式提升,劳动收入份额却发生骤降的原因之一。

现有研究也注意到了数字技术进步对劳动收入份额的作用,本文与以下两支文献密切相关。第一支文献聚焦某一技术领域对劳动收入份额变动的影 响,且所得结论不一。例如,Benzell等(2018)构建两期OLG模型证明了人工智能会通过提高无形资产占比挤出劳动收入份额。钞小静和周文慧(2021)认为人工智能在短期内会通过就业结构高级化和扩大技能收入差距降低劳动收入份额。相反,部分研究表明,长期内人工智能应用的生产率效应和岗位创造效应占主导,会增加劳动力需求总量并改变需求结构,并不必然带来劳动收入份额下降(Acemoglu and Restrepo, 2018; 金陈飞等, 2020)。不难发现,该类研究聚焦数字经济下某一技术领域发展引起的要素收入分配结构变动,没有直接衡量数字经济水平,这不足以涵盖数字经济的特点,也无法借此来完全判断此次数字革命对劳动收入份额变动带来的机遇和挑战。第二支文献则基于欧拉方程,注意到数字技术进步影响劳动收入份额的平均工资率和劳动生产率机制,并认为正是对两者的非均衡作用引起了劳动收入份额变动,代表性的研究如宋旭光和杜军红(2021)。但是,该类研究并没有结合数字技术所具备的技术-经济特征,来深入分析数字经济对平均工资率和劳动生产率非均衡作用的原因,从而忽视了数字技术进步可能遇到的“生产率悖论”,也就无法识别数字经济发展的长期影响。

因此,借鉴已有研究,本文从宏观层面论证数字经济发展进程中的要素收入分配效应及其作用机制,可以从三个方面作出边际贡献:第一,区别于多数研究讨论数字经济下某一技术领域对劳动收入份

额的影响,本文从数字经济整体视角对当前劳动收入份额止降回升这一“好”的变化给予解释,是对劳动收入份额影响因素相关研究的有益补充。第二,基于欧拉方程分解,从平均工资率效应和劳动生产率效应两个维度论证数字经济发展影响劳动收入份额的内在机理,有助于打开两者间作用关系的黑箱。第三,本文注意到数字技术进步会遇到的“生产率悖论”,并结合平均工资率和劳动生产率机制,从产出时滞、就业饱和等角度探讨数字经济发展对劳动收入份额影响的可持续性问 题,深化对两者间的关系认知。

二、理论分析

依据欧拉定理,劳动收入份额同时由平均工资率(w)和劳动生产率(Y/L)决定。基于此,本文立足数字经济具备的替代性、创造性和互补性等技术-经济特征,探寻数字经济发展影响劳动收入份额的理论机制。一方面,数字经济发展会影响不同技能劳动的工资结构并提高平均工资率(陈东、姚笛, 2022),即平均工资率效应。另一方面,数字技术进步的产出效应存在时滞,同时也会影响不同技能、不同产业劳动的就业结构并提高就业总量(蔡跃洲、陈楠, 2019),导致对劳动生产率的抑制作用,即劳动生产率效应。

(一)平均工资率效应

平均工资率对劳动收入份额的影响是直观的,其他条件不变时,更高的平均工资率意味着更高的劳动收入份额。虽然,劳动者的收入来源趋于多样化,但是工资收入在全部收入中具备的决定性作用是难以忽视的,特别是对于中低技能劳动者来讲,工资收入不仅是其全部收入的主体,也是影响该群体收入分配状况的决定性因素(Song et al., 2019)。数字经济具备替代性、创造性和互补性,在改变不同技能劳动者工资结构并造成工资极化现象的同时,总效应表现为平均工资率的提升,从而影响劳动收入份额。

对于工资结构而言,“资本-技能互补”理论认为,蕴含先进科学技术的物质资本投资规模扩张会与高技能劳动形成互补并增加其边际产出,但与中低技能劳动的错配会降低其工资率,从而抬高技能溢价(Krusell et al., 2000)。数字技术进步以资本为载

体,需要通过购买技术专利、机器设备等方式实现智能资本的积累(宋冬林等,2021)。因此,数字经济发展会增加从事分析、处理工作的高技能劳动需求,尤其是更依赖受复杂社会机制影响的创造性、设计性工作内容,这会提高技能型劳动的工资收入(朱琪、刘红英,2020)。不过,工资水平不仅取决于边际产出,还决定于产品价格,即消费者偏好在技术进步与劳动者工资差距间的作用不可忽视。在多部门经济中,数字技术进步并不会为低技能密集型部门带来很多直接的技术收益,却会衍生出大量对低技能型服务的需求,特别是在不同部门间最终产品为消费互补品的情况下更为明显。这会导致低技能劳动产品的相对价格上涨,有助于增加低技能劳动者的工资收入,引发不同技能劳动间的工资U型极化现象(张俊、钟春平,2014)。

然而,数字经济发展在影响不同技能劳动间工资结构的同时,也会提高平均工资率。具体来讲,第一,数字技术进步虽然会增加高技能劳动的边际产出,并与中低技能劳动形成替代,但高技能劳动的工资议价能力远强于中低技能劳动,企业技能工资结构升级很可能造成工资率的上升幅度大于下降幅度,总效应表现为平均工资率提升(王展祥、龚广祥,2017)。第二,数字经济发展会通过知识创造改善生产流程工艺,增加单位劳动的有效工作时间并提高产出规模,此时劳动者会因企业绩效的改善而获取更多的基本工资与福利,提高了利润分享工资(陈东、姚笛,2022)。第三,数字经济发展会扩展“职业”的概念外延,创造出零工经济、平台经济等新业态,既打破了传统职业在工作时间和地点等方面的限制,其薪酬水平也高于同等技能劳动从事其他行业的平均值,劳动者可以实现多重就业并获取多份工资收入(李力行、周广肃,2022)。综上,数字经济发展会改变不同技能劳动的工资结构,但总体上仍会提高平均工资率,从而提高劳动收入份额。由此,提出以下待检验假说:

假说1:数字经济发展会显著提高平均工资率,从而带来劳动收入份额的提高。

(二)劳动生产率效应

从更深层次的分析来看,数字技术进步引致劳

动生产率的变化同样会影响劳动收入份额,而这一机制的作用往往被现有研究忽略(罗明津、铁瑛,2021)。数字经济发展以数字技术进步为核心,长期来看其对生产率的影响必然是颠覆性的(程文,2021)。然而,依据劳动生产率的定义,劳动生产率的增加不仅取决于产出,也受就业总量约束。短期内,当数字经济下的产出存在时滞性并带来就业总量的扩容,就很可能遇到技术进步的“生产率悖论”,导致劳动生产率增速滞后于平均工资率增速,从而提升劳动收入份额。

对于产出时滞而言,数字经济具备的互补性会导致其影响不会即刻表现在产出方面。在数字化应用初期,数字技术进步对产出的促进作用并不会自动实现,需要互补性技术、组织重构、人员素质、制度环境等与之相匹配(蔡跃洲、陈楠,2019)。在资本和劳动力被用于积累无法衡量的无形资产并提升个人、企业乃至国家的数字适应能力过程中,数字技术进步的优势效应很难完全展现(程文,2021)。因此,短暂时期内数字经济下的产出增速可能并不明显,会导致对宏观层面增长效应预期的高估。

对于就业数量变动而言,数字经济具备的替代性、创造性和互补性会深刻影响不同技能、不同产业劳动的就业结构。具体来讲,资本增进型技术进步模型和任务模型均认为,数字技术具备强大的智能化采集、处理与分析能力,使其在重复单一、易于编码的工作领域拥有比较优势,会替代从事程式化劳动的中等技能劳动者,并与从事复杂劳动的高技能劳动者形成优势互补,衍生出大量研发、运营等高技能型岗位(朱琪、刘红英,2020)。同时,数字技术应用并不一定减少从事简单劳动的低技能劳动力需求,其对企业生产成本的降低以及生产规模的扩大,会不断创造与低技能劳动相匹配的就业岗位,从而引发不同技能劳动的就业结构呈现U型极化现象(蔡跃洲、陈楠,2019)。另外,数字经济下的就业结构变化也会表现在不同产业中,同样降低了以程式化任务为主的第二产业就业比重,显著增加低端和高端服务业就业,推动劳动力从传统部门向新兴部门转移,导致不同产业间的就业结构也呈现U型极化现象(胡拥军、关乐宁,2022)。

不过,数字经济对不同技能、不同产业劳动力就业的结构性影响,并不必然造成岗位总量的损失,反而会扩大就业总规模。这是因为,第一,数字经济对程式化劳动的替代,会迫使中等技能劳动转向从事体力密集型工作(Acemoglu and Restrepo, 2018),特别是数字经济催生了大量平台就业等新就业形态,会吸纳众多因技术替代而转岗的劳动者,从而增加就业总量(李力行、周广肃,2022)。第二,即便数字技术应用会替代部分劳动,但人类的知识具备系统性,数字技术无法完全识别人类与生俱来的默会知识,也无法改变人类在问题解决、可变通性以及创造性方面的比较优势。只要人作为劳动者的作用无法被完全替代,就可能通过补偿效应和创造效应平衡替代效应并实现就业总量提升,这也是历史上有关重大技术变革的悲观预测从未真正实现的原因(蔡跃洲、陈楠,2019)。因此,即便平均工资率保持不变,数字经济下的产出时滞和就业总量扩容在短期内会导致劳动生产率的低速增长(甚至是抑制作用),也可能提高劳动收入份额。由此,提出另一个待检验假说:

假说2:数字经济发展并不会显著提高劳动生产率,从而带来劳动收入份额的提高。

需要指出的是,即便数字经济发展对劳动收入份额的正向作用确实存在,也应该具备清晰的“有效性”边界。数字经济发展之所以会提高劳动收入份额,正是建立在因产出时滞和就业总量扩容所导致的“生产率悖论”基础之上。然而,依据“技术-经济范式转型”理论,长期来看,新范式在经历导入期后会过渡到拓展期(Perez, 2010)。这意味着,一旦数字经济在生产网络中均匀扩散,相关互补设施也配套完善,产生可衡量的产出,并且伴随着新技术应用对就业吸纳的逐渐饱和,数字技术带来强大的产出效应很可能超过就业创造效应,从而显著提高劳动生产率(程文,2021)。这会损害数字经济发展对劳动收入份额的正向影响,甚至会将经济体再次拉入要素收入分配结构失衡的“泥潭”。

三、研究设计

(一)实证模型设定

为检验数字经济发展对劳动收入份额的影响,本文构建如下基准计量模型:

$$LIS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DEI_{it} + \lambda Control_{it} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中:下标*i*表示省份;*t*表示年份; LIS_{it} 表示劳动收入份额; DEI_{it} 表示数字经济发展水平; $Control_{it}$ 表示一系列可能影响劳动收入份额的控制变量。 α_0 是截距项, α_1 、 λ 是待估计参数, δ_i 是省份固定效应, η_t 是年份固定效应, ε_{it} 是随机误差项。

(二)变量定义与说明

1. 劳动收入份额(LIS)

劳动收入份额是指劳动者报酬总额占国内生产总值的比重。有关劳动收入份额的衡量,主要分歧集中在劳动收入份额的测算方式以及劳动者报酬的核算口径上。对于劳动收入份额的测算方式,借鉴王展祥和龚广祥(2017),本文保留GDP中的生产税净额部分,采用收入法进行核算,具体公式为: $LIS = \text{劳动者报酬总额} / \text{收入法核算的GDP}$ 。对于劳动者报酬核算口径的调整,2004年和2008年两次全国经济普查规定,将个体经济业主、国有和集体农场的劳动者报酬与营业盈余合并,统一计入劳动者报酬,因此需要将两类主体的营业盈余从其劳动者报酬中剥离。借鉴谭晓鹏和钞小静(2016)的处理方式,利用城乡居民收入来源和个体就业人数推算个体经济业主的营业盈余,并利用各省份农业产值占比推算国有和集体农场的营业盈余,来分别剔除两类主体劳动者报酬中的营业盈余部分。

2. 数字经济发展水平(DEI)

数字经济是数字技术与国民经济运行各方面紧密结合的产物,需要从广义视角进行测度。本文参考中国信息通信研究院的评价体系,并借鉴王军等(2021),围绕数字基础设施、数字产业化和产业数字化三个维度构建评价体系,采用熵权TOPSIS法合成数字经济指数。其中,数字基础设施反映宏观层面数字经济发展的先决条件和基础保障,数字产业化反映数字经济的规模与成果产出,产业数字化反映数字经济对传统产业的渗透与融合,数字基础设施、数字产业化和产业数字化之间融合互动,共同构成宏观层面数字经济发展的主要内容。指标体系具体见表1。数字经济指数合成的具体步骤为:第一,运用极值法对各维度指标进行无量纲化处理;第二,依据熵权法思想,计算各维度指标的信息熵,构建加权

矩阵;第三,依据TOPSIS法思想,利用加权矩阵确定最优方案和最劣方案及其相应的欧氏距离,计算各测度方案与理想方案的相对贴近度,得到省份层面数字经济指数。

3. 机制变量

根据欧拉定理,本文检验是否因数字经济发展对平均工资率和劳动生产率的非均衡作用导致了劳动收入份额变动。

(1)平均工资率(wage)。利用以2008年为基期的居民消费价格指数平减后的工资性收入数据来测算省际层面平均工资率。具体的核算公式为:

$$wage = \sum_{i=\text{城镇, 农村}} \frac{\text{人均工资性收入} \times \text{人口数}}{\text{就业人数}} \quad (2)$$

(2)劳动生产率(pro)。根据劳动生产率定义,利用以2008年为基期平减的实际GDP除以就业人数(emp)来表示。

4. 控制变量

劳动收入份额的变动受许多因素影响。为提高估计精度,参考宋旭光和杜军红(2021)、钞小静和周文慧(2021),在实证模型中加入以下控制变量:(1)产业结构(str),利用第三产业增加值占GDP比重表示;(2)人力资本积累(lnhc),利用劳均受教育年限取对数表示;(3)外商投资规模(fdi),利用外商投资总额占GDP比重表示;(4)经济增长(lnpgdp),利用2008年为基期平减的实际人均GDP取对数表示;(5)劳动力约束(lab),利用老年抚养比来表示;(6)税负水平(tax),利用税收收入占GDP比重表示。

(三)数据来源与描述性统计

鉴于数字产业革命是在2008年金融危机后开始在欧美兴起并迅速向全球传播,以及2017年之后很多省份不再公布以收入法核算的GDP及其具体构成项目,本文实证分析所用数据为2008—2017年30个省份的平衡面板数据(由于数据缺失,不包含西藏数据和港澳台地区数据)。原始数据来自《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国信息产业年鉴》,部分缺失数据通过线性插值补齐。变量描述性统计见表2。

四、实证结果

(一)基准回归分析

依据前文的实证模型设定,检验数字经济发展对劳动收入份额的作用大小与方向。表3结果中,列(1)仅控制省份固定效应和年份固定效应;列(2)在模型中补充了一系列可能影响劳动收入份额的控制变量;列(3)放松截面维度的控制,考虑同一年度省份间数字经济水平的差异及其对劳动收入份额的影响,未控制省份固定效应。估计结果均表明,DEI的回归系数在1%的水平上显著为正,数字经济发展会显著提高劳动收入份额。从经济意义来讲,以列(2)为例,数字经济水平增加一个标准差(0.1548),会使劳动收入份额提高1.4%(=0.1548×0.0883),相当于在均值水平(0.4757)上提高了2.9%。

(二)内生性问题

前文基准估计结论可能面临内生性挑战。首先,数字经济发展在影响要素收入分配格局的同时,

表1 数字经济综合评价体系

一级指标	二级指标	指标说明	指标属性
数字基础设施	光缆建设水平	长途光缆线路长度/省份土地面积	正向
	互联网普及	互联网端口接入量/人口数	正向
	通信基础设施	信息传输计算机固定资产投资额/GDP	正向
数字产业化	电信业务规模	电信业务总量/GDP	正向
	信息产业发展	电子信息产业制造业企业数/人口数	正向
	软件业务规模	软件业务收入/GDP	正向
产业数字化	农业数字化	农村宽带接入用户/农村人口数	正向
	工业数字化	规模以上工业企业R&D经费支出/企业数	正向
	服务业数字化	快递业务总量/人口数	正向

注:各指标均为省级层面数据。

表2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
LIS	300	0.4757	0.0472	0.3640	0.6220
DEI	300	0.2008	0.1548	0.0420	0.8966
str	300	0.4590	0.0900	0.2979	0.8269
lnhc	300	2.4014	0.0974	2.1373	2.6861
fdi	300	0.3771	0.4548	0.0476	4.5522
lnpgdp	300	1.2517	0.5218	-0.0308	2.6160
lab	300	0.1315	0.0267	0.0740	0.2060
tax	300	0.1136	0.0327	0.0569	0.2452

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
DEI	0.0898***(0.0213)	0.0883***(0.0217)	0.0786***(0.0197)
str		0.2766***(0.0695)	0.2385***(0.0510)
lnhc		0.1412**(0.0583)	0.1259**(0.0542)
fdi		0.0099**(0.0044)	0.0091**(0.0041)
lnpgdp		0.0470**(0.0209)	0.0591***(0.0165)
lab		-0.1004(0.1193)	-0.1447(0.1099)
tax		-0.3004*(0.1819)	-0.3136*(0.1639)
_cons	0.4565***(0.0133)	0.7072***(0.1677)	0.7381***(0.1185)
Province	YES	YES	NO
Year	YES	YES	YES
N	300	300	300
R ²	0.8542	0.8758	0.3376

注：*、**、***表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健标准误，下表同。

劳动相对价格变动也会激励企业自主选择不同形式的数字技术进步(Acemoglu and Restrepo, 2018)。例如,劳动收入份额提升会增加企业生产成本,企业更有内生动力选择节约劳动的资本偏向型技术进步,即两者间可能存在反向因果关系。其次,数字经济和劳动收入份额均为宏观层面变量,很可能受到产业结构、市场规模等共同因素的影响,存在遗漏变量偏差。因此,本文运用工具变量法来克服模型中可能存在的内生性问题。

关于工具变量的选取,借鉴赵涛等(2020)的思路,选取历史邮电业务变量,本文利用各省份1984年每百人固定电话机数量(iv1)来衡量。首先,数字经济发展以互联网技术为基础,而互联网技术基本是以电话拨号接入方式走进大众视野,其历史特征会在技术水平和使用习惯等方面影响后续数字技术的

迭代升级(赵涛等,2020),满足相关性条件;其次,传统信息通信技术对经济发展的影响会随着使用频率下降而逐渐式微,数字经济的历史基础不太可能对现今的劳动收入份额产生直接影响,满足排他性条件;最后,数字经济发展的历史数据具有前定性,很难被当前要素收入分配状况所影响,满足外生性条件。另外,为避免工具变量选择偏误,本文同时运用地形起伏度(iv2)这一外生性更强的工具变量。一方面,地势条件会直接影响数字设备的部署、调试以及后期维护,从而影响网络通信质量与运行效率,与数字经济发展强相关;另一方面,地形起伏度作为自然地理变量,其变化随时间相对稳定,与经济社会因素弱相关(刘传明、马青山,2020),不会直接影响劳动收入份额;同时,自然地形特征也具备前定性,不可能被当前要素收入分配状况所影响。

由于上述两类工具变量为截面数据形式,无法满足平衡面板数据的估计需求,构造历史邮电业务量和地形起伏度与样本期上年度全国互联网用户数的交互项,以使工具变量具备时变性。Goldsmith-Pinkham等(2020)称这种形式的工具变量为份额转移,并认为其外生性主要由份额部分决定(本文工具变量的份额部分为历史固定电话数量和地形起伏度)。工具变量的估计方式为两阶段最小二乘法(2SLS)。估计结果见表4。

可以看到,不同工具变量下DEI的回归系数仍显著为正。说明运用工具变量缓解内生性问题后,数字经济发展会提高劳动收入份额这一基本结论未发生质的改变。另外,不同工具变量下第一阶段回归系数均显著,满足相关性条件。KP rk LM、KP rk Wald F统计量也通过不可识别和弱工具变量检验,说明工具变量的选取是合理且有效的。

考虑在工具变量恰好识别情况下,难以从统计上验证其排他性,本文采用三种替代方式进行检验。第一,以工具变量作为解释变量,对可能影响劳动收入份额的其他因素,包括城镇化水平、技术创新、金融发展、企业规模进行回归,发现回归系数并不显著,说明工具变量并不会通过上述途径间接影响劳动收入份额;第二,在工具变量回归中,进一步控制了城镇化水平、技术创新、金融发展、企业规模,发现加入控制变量后,与表4结果相比回归系数并未发生较大变化;第三,进一步放松工具变量的严格外生假设,借鉴

Conley等(2012)提出的置信区间集合法(UCI),在“近似外生”条件下检验本文工具变量选择的稳健性,发现数字经济变量估计系数的置信区间始终为正,且表4的估计系数均落在该区间内,说明在近似外生的条件下本文工具变量的选取是稳健可靠的^③。

(三)其他稳健性检验^④

1. 改变研究方法

首先,考虑到劳动收入份额在时间上的继承性与延续性,在模型中纳入劳动收入份额的一阶滞后项构建系统GMM模型,从动态角度出发对基准模型进行再估计。其次,数字经济具备的渗透性和协同性能突破传统地理距离的束缚,实现跨区域的分工与合作并产生空间外溢性,出现本地区数字经济发展也会影响其他地区劳动收入份额的现象。因此,以地区间人均GDP差值构建经济距离矩阵,利用空间杜宾模型(SDM)重新估计。结果均表明,DEI的回归系数仍显著为正,本文基准结论稳健。

2. 替换衡量指标

首先,替换被解释变量的衡量方式。借鉴钞小静和周文慧(2021)的方法,直接利用劳动者报酬占GDP的比重而不进行相应的核算口径调整,作为劳动收入份额的衡量方式。其次,更换核心解释变量的衡量方式。考虑到数字经济更多体现为数字产业与其他产业的融合互动,利用各省份投入产出表中通信设备、计算机和其他电子设备制造业,以及信息传输、软件和信息技术服务业投入到三大产业的中

表4 内生性问题处理结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	DEI	LIS	DEI	LIS
iv1	0.3831***(0.0343)			
iv2			-0.0116***(0.0020)	
DEI		0.1693***(0.0236)		0.1369**(0.0689)
Control	YES	YES	YES	YES
Province	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
KP rk LM统计量		40.575		30.234
KP rk Wald F统计量		124.474		33.218
N	300	300	300	300
R ²	-	0.8690	-	0.8734

间投入品总额占增加值总额比重,来进一步反映三大产业数字化程度,并将其纳入前文指标评价体系对数字经济发展水平再测算。估计结果均表明,DEI的回归系数仍显著为正,基准估计结论稳健。

3. 调整研究样本

首先,数字技术的更新和迭代速度较快,相关技术-经济特征在近年来才逐渐凸显,其对劳动收入份额的影响可能更加深远。因此,借助部分省份公布的2017年以后收入法核算的GDP数据,构建2008-2019年的非平衡面板数据进行再估计。其次,考虑到省际数据过于宽泛,对城市间异质性的忽略容易降低结论的适用范围和可信度。借鉴赵涛等(2020),测算城市数字经济水平,并利用城市工资总额占收入法GDP的比重测算城市劳动收入份额,构建城市面板数据对基准模型再估计。估计结果均表明,DEI的回归系数仍显著为正,基准结论在更长的数据区间以及更精确的城市层面稳健。

4. 考虑跨区域经营问题

数字经济下平台经济迅速兴起,实现了不同地域和部门间具有相似逻辑经济活动的集成化处理,为产品和服务的跨地区、跨品类交易提供了一般性场所(谢富胜等,2019)。由于平台经营的跨区域属性日益凸显,不同省份难以准确获取所属企业对应的资本收入,可能造成劳动收入份额估计偏误。因此,分别利用地区间资本流动、市场整合变量控制跨区域经营行为对劳动收入份额的影响^⑤。估计结果也均表明,分别控制资本流动和市场整合变量后,DEI的回归系数仍显著为正,基准结论稳健。

(四)机制分析

前文基于欧拉定理明确了数字经济发展会通过

平均工资率效应和劳动生产率效应,以及对两者的非均衡作用影响劳动收入份额。因此,从该角度验证数字经济发展对劳动收入份额的影响机理,并进一步考察数字经济发展对平均工资率和劳动生产率的结构性影响。

首先,检验数字经济发展的平均工资率效应和劳动生产率效应。表5列(1)—(2)中,直接将平均工资率和劳动生产率作为被解释变量纳入模型中。可以看到,数字经济发展会显著提升平均工资率和劳动生产率,且对前者的影响大于后者。但是,依据欧拉定理对劳动收入份额的分解,平均工资率和劳动生产率是比值关系,各自的基数不同,所以数字经济对两者的影响可能并不直观。因此,以变动率为研究对象,重新对两者的对数值进行回归,以便在同一量级下比较。列(3)—(4)结果表明,数字经济发展对平均工资率增速的影响仍显著为正,这验证了假说1。然而,数字经济发展对劳动生产率增速的影响为负但不显著,这验证了假说2。同时,相较于以劳动生产率对数为被解释变量,数字经济的回归系数在以平均工资率对数为被解释变量时更大,说明数字经济发展在提高平均工资率的同时,并不会以“涓流”的方式同等提高劳动生产率,从而导致要素收入分配结构更加偏向劳动。

进一步探讨数字经济发展对平均工资率和劳动生产率的结构性影响。前文理论分析表明,数字经济具备替代性、创造性和互补性的技术-经济特征,会影响不同技能劳动的工资结构并形成工资U型极化现象,对此进行检验。考虑到宏观统计资料缺乏按不同学历划分的劳动者工资水平数据,借鉴钞小静和周文慧(2021)的思路,以大专及以上学历劳动者

表5 机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	wage	pro	lnwage	lnpro
DEI	1.0934***(0.2531)	0.6960***(0.1354)	0.2370***(0.1185)	-0.0876(0.1188)
Control	YES	YES	YES	YES
Province	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
N	300	300	300	300
R ²	0.9900	0.9898	0.9911	0.9691

占比最高的科学研究和技术服务业与高中学历占比最高的制造业相对工资,表示高技能与中等技能劳动间溢价(hm_wage),以初中及以下学历占比较高的住宿和餐饮业与制造业相对工资,表示低技能与中等技能劳动间溢价(lm_wage)^⑥。表6列(1)—(2)结果表明,数字经济发展会提升高技能劳动和低技能劳动相对于中等技能劳动的工资水平,验证了数字经济下不同技能劳动的工资结构极化现象。特别是,DEI的系数值在以高技能与中等技能劳动间溢价为被解释变量时较大,更多是会提升高技能劳动的技能溢价,说明即便数字经济发展提高了劳动收入份额,也更多表现为高技能劳动收入占比而非普通劳动者收入占比提升。

数字经济发展对劳动生产率增速的影响为何会表现为遮掩作用?前文分析表明,劳动生产率由产出水平和就业总量来决定,而数字经济下的产出时滞和就业扩容会遇到技术进步的“生产率悖论”,在短期内并不会显著提升劳动生产率,对此进行检验。同前文处理方式,根据劳动生产率的定义,产出总额和就业水平并不在同一量级,因此分别对两者求自然对数,以增长率作为被解释变量进行分析。表6列(3)—(4)表明,数字经济发展并没有显著提升当期产出水平,却增加了就业总量,且对后者的影响远大于前者。这解释了为什么数字经济发展并不会显著提高劳动生产率,甚至表现为微弱的抑制作用,会放缓经济体的劳动生产率增速,同时也验证了数字经济下“生产率悖论”的存在性。

不过,前文理论分析表明,数字经济发展在扩大就业总量的同时,也会造成不同技能、不同产业劳动

者就业结构的U型极化现象。因此,利用劳动者受教育程度及其所从事行业的分布信息,考察数字经济发展对劳动者就业的结构性影响。关于不同技能劳动的划分,以初中及以下学历、高中学历以及大专及以上学历分别表示低、中、高技能水平,测算高技能与中等技能劳动就业数量比(hm_semp)、低技能与中等技能劳动就业数量比(lm_semp)。关于不同产业劳动的划分,结合前文劳动者学历的行业分布,以住宿和餐饮业、制造业、科学研究和技术服务业分别表示低端服务部门、生产部门以及高端服务部门,测算低端服务部门与生产部门劳动就业数量比(hp_iemp)、高端服务部门与生产部门劳动就业数量比(lp_iemp)。表6列(5)—(8)结果表明,DEI的系数值均显著为正,说明数字经济发展在提高就业总量的同时,也会改变不同技能、不同产业劳动的就业结构,形成就业极化现象。

五、进一步讨论

前文指出,“技术-经济范式转型”理论所揭示的长期内新范式由导入期向拓展期转变的演变规律,会逐渐打破技术进步的“生产率悖论”,因此,数字经济发展提高劳动收入份额是否具备可持续性值得进一步讨论。鉴于此,我们仍基于欧拉定理,探究数字经济发展提高劳动收入份额是否存在有效性边界及其原因。

首先,需要找到一个新范式传播和扩散的转折点,来初步验证数字经济发展对劳动收入份额影响的阶段性。前文统计数据表明,2016年数字经济规模占GDP比重实现跳跃式提升,并结合同年份G20于杭州峰会对数字经济给予官方定义,就发展数字

表6 对机制结果的进一步讨论

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	hm_wage	lm_wage	lngdp	lnemp	hm_semp	lm_semp	hp_iemp	lp_iemp
DEI	0.6616*** (0.1313)	0.4288*** (0.0438)	0.1084 (0.0770)	0.8352*** (0.1756)	1.7113*** (0.5452)	0.7428*** (0.1330)	0.0968*** (0.0347)	0.0427** (0.0204)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Province	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	300	300	300	300	300	300	300	300
R ²	0.8554	0.8356	0.9916	0.9954	0.9612	0.9324	0.9339	0.9814

经济达成全球共识这一具体实践,将2016年作为数字经济发展迈向全盛的转折点,据此进行分阶段估计。表7列(1)—(2)结果表明,2008—2015年间,DEI的回归系数在1%的水平上显著为正,而随着数字经济发展进入加速期,2016—2019年间该系数值虽为正但变得不显著。结合前文结论可以认为,从全局来看数字经济发展对劳动收入份额的正向作用确实存在,但从局部来看两者关系存在有效性边界,一旦数字经济水平实现大幅提高,该正相关关系便不会持续下去,这也回应了引言统计数据中数字经济发展与劳动收入份额的变动“怪象”。

为更准确地判断数字经济发展提高劳动收入份额在长期内是否具备持续性,以相关变量的移动平均值反映长期效应,重新估计数字经济发展对劳动收入份额的长期影响。考虑到稳健性,同时汇报3年和4年的移动平均估计结果。表7列(3)—(4)表明,DEI的回归系数逐渐缩小并变得不显著,说明数字经济发展对劳动收入份额的影响不会产生长期效应,且总体上呈边际效应递减的非线性趋势。这印证了上文分阶段估计得到的猜测,即数字经济发展对劳动收入份额的正向作用从长期来看可能不具备持续性。

进一步探究该长期效应的原因。数字经济发展会提高劳动收入份额的关键在于技术进步初期会遇

到“生产率悖论”,即由于产出时滞和就业总量扩容,数字经济对劳动生产率的正向影响会滞后于平均工资率。那么,一旦数字技术带来的产出收益和就业吸纳回归到正常区间,生产率的增长时滞被打破,其对劳动收入份额的正向作用便不复存在。因此,利用数字经济的滞后项对产出、就业和劳动生产率的对数值进行回归,来验证该推论。列(5)—(7)结果表明,滞后2期和4期的数字经济水平会显著提升当期的产出和劳动生产率,并且该正向影响会随滞后期延长而增强;但是,数字经济在滞后5期时的就业创造效应却不再显著。^⑦可以认为,随着新一轮科技革命步入拓展期,数字经济发展会显著提升产出水平并削弱就业吸纳能力,从而挣脱“生产率悖论”,显著提高劳动生产率。这也辅证了数字经济发展对劳动收入份额的正向作用并不具备持续性,长期来看甚至会降低劳动收入份额。

六、结论与政策建议

如何提高劳动收入份额,对于深化收入分配制度改革、扎实推进共同富裕具有重要意义。数字经济作为当今发展最为迅猛的领域之一,其演进趋势与劳动收入占比止降回升的现实背景高度吻合,那么,数字经济发展是否以及如何提高了劳动收入份额?为此,本文分析数字经济发展对劳动收入份额的影响,提出并验证了数字经济作用于劳动收入份额

表7 进一步讨论结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2008—2015年	2016—2019年	3年平均	4年平均	lngdp	lnemp	lnpro
DEI	0.1459*** (0.0511)	0.0974(0.0653)	0.0751** (0.0307)	0.0241 (0.0375)			
L2.DEI					0.2144** (0.1045)		
L4.DEI							0.3483** (0.1532)
L5.DEI						0.4051 (0.4005)	
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Province	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	240	87	240	210	240	150	180
R ²	0.9010	0.9555	0.8930	0.9093	0.9891	0.9973	0.9967

的平均工资率渠道和劳动生产率渠道,并就其长期效应进行讨论。

研究表明:第一,数字经济发展会显著提高劳动收入份额,且该结论在考虑工具变量估计以及多维度稳健性检验后保持不变。第二,基于欧拉方程分解的机制分析发现,一方面,数字经济发展会提高平均工资率;另一方面,数字经济下的产出时滞和就业扩容会遇到技术进步的“生产率悖论”,使其并不会显著提高劳动生产率。也就是说,数字经济发展带来平均工资率增长的同时,并不会以“涓流”的形式同等提升劳动生产率,对两者的非均衡作用导致了要素收入分配结构偏向劳动这一“好”的变化。第三,“技术-经济范式转型”理论所揭示的新范式扩散周期律表明,数字经济下的“生产率悖论”并不具备持续性,其对劳动收入份额的正向作用可能具备“有效性”边界。据此,运用分阶段估计、移动平均法等方式验证发现,长期来看,随着数字经济下的产出收益和就业吸纳回归到正常区间,其对劳动收入份额的正向作用会逐步衰减,并不具备持续性。

本文研究不仅有助于丰富劳动收入份额影响因素相关文献,其所折射的政策含义也是明确的。数字经济是全球竞争的战略制高点,其与实体经济的深度融合势不可逆,而本文结论也验证了推动数字化转型与实现共同富裕目标的兼容性,但这并不意味着需要对效率目标作出取舍。数字经济本质是以数字技术为核心驱动力的新经济形态,本身就意味着社会生产力水平的跃迁,长期来看,其所迸发的强劲生产率会不断削弱劳动在生产中的主体地位,将经济体再次拉入要素收入分配结构失衡的历史循环。因此,根据欧拉定理所揭示的劳动收入份额的内涵,在数字化浪潮后期,如何保障“数字革命”包容性的关键就在于完善收入保障制度,多渠道扩展劳动收入,实现劳动报酬提高与劳动生产率提高的基本同步。具体来讲,首先,完善企业劳动契约、工资支付、工作时间等制度性规定,加快建立集体协商的民主参与机制,积极发挥工会、妇联等群团力量,提高数字经济时代劳动者的议价能力,从而保障劳动者,特别是一线劳动者对数字超额利润的分配权益。其次,鼓励企业完善员工培训计划,通过开发实

践、技能培训、“干中学”等方式,增强劳动者在数字时代的自适应能力,同时也要完善个性化、终身化的教育体系,特别是加大对高职类院校的教育经费投入,重视新一代数字化人才队伍建设。最后,推动数字经济与传统产业的深度融合,鼓励传统产业的平台化、服务化转型,激活就业新形态,为劳动者灵活就业创造空间,并通过财政补贴、税收减免、创业培训等方式支持数字经济创新创业活动,多渠道拓宽劳动者收入来源。

注释:

①Pearson相关性检验也发现两者在1%的置信水平上显著正相关。

②根据欧拉定理,对于规模报酬不变的生产函数,总产出会被劳动和资本要素完全分配($Y=wL+rK$),劳动收入份额可表示为: $LIS=wL/Y=w/(Y/L)$ 。其中, w 为平均工资率, Y/L 为劳动生产率,是总产出与总就业量的比值。关于欧拉定理成立的前提假定,李小克和李小平(2022)对资本和劳动产出弹性的估计结果显示,我国总量生产函数十分接近规模报酬不变的特征。关于欧拉定理的具体运用,罗明津和铁瑛(2021)、宋旭光和杜军红(2021)等研究也都基于欧拉定理分解,判断相关经济变量对平均工资率与劳动生产率影响的相对大小,借此解释劳动收入份额的变动。

③因篇幅有限检验结果未给出,留存备案。感谢匿名审稿专家的意见。

④因篇幅有限稳健性检验结果未给出,留存备案。

⑤资本流动变量以各地区货物和服务净流出减去货物和服务净出口表示,市场整合变量利用各地区食品类、烟酒及用品类、衣着类、家庭设备用品类、医疗保健和个人用品类、交通和通信类、娱乐教育文化用品及服务类、居住类这八类商品的相对价格信息测算。感谢匿名审稿专家的意见。

⑥初中及以下学历占比最高的行业是农林牧渔业。考虑到该行业劳动者多为兼业人员,其工资水平无法真实反映相关劳动者收入,因此选取初中及以下学历占比第二高的住宿和餐饮业作为低技能代表行业。

⑦随着数字经济变量滞后期的延长,其对产出增速和劳动生产率增速的正向影响和统计显著性逐渐增大,而对就业增长率的正向影响却是逐渐减弱并且变得不显著。因篇幅有

限,本文只给出数字经济变量的估计系数在其统计显著性发生转折时的回归结果,其他滞后期的估计结果留存备索。

参考文献:

[1]蔡跃洲、陈楠,2019:《新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业》,《数量经济技术经济研究》第5期。

[2]钞小静、周文慧,2021:《人工智能对劳动收入份额的影响研究——基于技能偏向性视角的理论阐释与实证检验》,《经济与管理研究》第2期。

[3]陈东、姚笛,2022:《人工智能扩大了企业间的工资差距吗?——来自中国工业企业的证据》,《经济科学》第3期。

[4]程文,2021:《人工智能、索洛悖论与高质量发展:通用目的技术扩散的视角》,《经济研究》第10期。

[5]胡拥军、关乐宁,2020:《数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究》,《改革》第4期。

[6]金陈飞、吴杨、池仁勇、吴宝,2020:《人工智能提升企业劳动收入份额了吗?》,《科学学研究》第1期。

[7]李力行、周广肃,2022:《平台经济下的劳动就业和收入分配:变化趋势与政策应对》,《国际经济评论》第2期。

[8]李小克、李小平,2022:《中国全要素生产率演变的测度和多重效应分解:偏向性技术进步视角》,《经济研究》第4期。

[9]李卓、李智娟,2014:《中国贸易开放战略为何不利于劳动增收?——兼论“Stolper-Samuelson”效应未在中国显现的原因》,《经济评论》第6期。

[10]刘传明、马青山,2020:《网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验》,《中国人口科学》第3期。

[11]罗明津、铁瑛,2021:《企业金融化与劳动收入份额变动》,《金融研究》第8期。

[12]戚聿东、刘欢欢,2020:《数字经济下数据的生产要素属性及其市场化配置机制研究》,《经济纵横》第11期。

[13]宋冬林、孙尚斌、范欣,2021:《数据成为现代生产要素的政治经济学分析》,《经济学家》第7期。

[14]宋旭光、杜军红,2021:《智能制造如何影响劳动收入份额——基于中国省级面板数据的实证研究》,《经济理论与经济管理》第11期。

[15]谭晓鹏、钞小静,2016:《中国要素收入分配再测算》,《当代经济科学》第6期。

[16]王军、朱杰、罗茜,2021:《中国数字经济发展水平及演

变测度》,《数量经济技术经济研究》第7期。

[17]王林辉、袁礼,2018,《有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局》,《经济研究》第11期。

[18]王展祥、龚广祥,2017:《劳动报酬份额偏离程度分析——基于劳资议价能力的视角》,《经济评论》第1期。

[19]谢富胜、吴越、王生升,2019:《平台经济全球化的政治经济学分析》,《中国社会科学》第12期。

[20]张俊、钟春平,2014:《偏向型技术进步理论:研究进展及争议》,《经济评论》第5期。

[21]赵涛、张智、梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期。

[22]朱琪、刘红英,2020:《人工智能技术变革的收入分配效应研究:前沿进展与综述》,《中国人口科学》第2期。

[23]Acemoglu, D., and P. Restrepo. 2018. "The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment." *American Economic Review* 108(6): 1488-1542.

[24]Benzell, S., L. Kotlikoff, G. Lagarda, and J. Sachs. 2018. "Robots Are Us: Some Economics of Human Replacement." NBER Working Papers 20941.

[25]Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi. 2012. "Plausibly Exogenous." *Review of Economics and Statistics* 94(1): 260-272.

[26]Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift. 2020. "Bartik Instruments: What, When, Why, and How." *American Economic Review* 110(8): 2586-2624.

[27]Karabarbounis, L., and B. Neiman, 2013. "The Global Decline of the Labor Share." *Quarterly Journal of Economics* 129(1): 61-103.

[28]Krusell, P., L. E. Ohanian, J. V. Ros-Rull, and G. L. Violante. 2000. "Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis." *Econometrica* 68(5): 1029-1053.

[29]Perez, C. 2010. "Technological Revolutions and Techno-Economic Paradigms." *Cambridge Journal of Economics* 34(1): 185-202.

[30]Song, J., D. Price, F. Guvenen, and N. Bloom. 2019. "Firming Up Inequality." *Quarterly Journal of Economics* 134(1): 1-50.