

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20260118.203

# 战略联盟与民营企业劳动收入份额

孙 汉, 连燕玲

(华东师范大学 经济与管理学院, 上海 200062)

**摘要:** 现阶段关注企业战略联盟经济后果的研究多聚焦如何做大“蛋糕”, 而较少涉及在初次分配中对分好“蛋糕”的影响, 本文考察了战略联盟对民营企业内共同富裕的影响。研究发现, 参与战略联盟合作可以提高民营企业劳动收入份额, 资金要素融通效应和人力资本升级效应是上述影响的主要作用渠道。一方面, 企业战略联盟能够缓解融资约束、吸引来自政府的专项资金补助; 另一方面, 企业战略联盟可以优化以高学历和高技能为代表性特征的高层次人力资本结构。拓展性分析发现, 处于高劳动力市场竞争地区、属于高科技行业、合作伙伴包含国有企业以及聚焦共同研发目标时, 战略联盟对民营企业劳动收入份额的正向作用更强。区分劳动收入份额来源后发现, 战略联盟提高了普通员工的劳动收入份额, 而没有证据表明战略联盟改变了高管劳动收入份额, 但总体缩小了普通员工与高管之间的绝对薪酬差距。战略联盟对民营企业劳动收入份额的促进效应存在持续性。本文为战略联盟背景下的民营企业劳动收入份额的变动机理提供了新的微观解释, 对于进一步拓展战略联盟的经济价值和优化收入分配格局具有重要的政策启示意义。

**关键词:** 战略联盟; 劳动收入份额; 共同富裕; 劳动力市场竞争

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)04-0040-18

## 一、引言

党的二十大报告指出“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”, 并把“逐步实现全体人民共同富裕”写入党章。2023年, 我国国内生产总值超过126万亿元, 对全球经济增长的贡献率超过30%。尽管当前经济的高质量发展为做大“蛋糕”提供了坚实的物质基础, 然而更值得关注的是, 现阶段我国收入分配存在失衡问题, 收入分配差距仍待进一步缩小(刘伟和刘守英, 2023)。收入差距过大与规模性收入分配失衡问题既会降低劳动者的福利水平和生活质量, 同时会阻碍国内大循环的畅通, 不利于共同富裕目标的总体实现, 因此需要在做大“蛋糕”的基础上进一步分好“蛋糕”。2024年7月, 《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的

收稿日期: 2025-06-25

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71972073); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(YBNLTS2025-038)

作者简介: 孙 汉(1996—), 男, 华东师范大学经济与管理学院博士研究生;

连燕玲(1982—), 女, 华东师范大学经济与管理学院教授, 博士生导师(通信作者, [new\\_academic090820@126.com](mailto:new_academic090820@126.com))。

决定》强调“完善收入分配制度”“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”“完善劳动者工资决定、合理增长、支付保障机制,健全按要素分配政策制度”。作为初次分配的核心指标和研究收入分配的重要窗口,宏观层面的劳动收入份额衡量了国民收入中劳动收入所占比重(施新政等,2019),落实到具体市场经济主体层面,劳动收入份额是推进企业内全体职工共同富裕的微观量化方式(江轩宇和朱冰,2022;王敏和李敏丽,2024)。提升劳动收入份额是中国经济体系未来调控的重要战略目标,对于构建国内国际双循环相互促进的新发展格局(肖土盛等,2022),以及保障2035年基本实现“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”的社会主义现代化远景目标具有重要作用。

既有研究从宏观和微观层面讨论了企业层面劳动收入分配的影响因素。宏观层面主要关注国家和地区经济政策或特征等角度,例如国有资本经营预算制度(江轩宇和朱冰,2022)、留抵退税政策(王敏和李敏丽,2024)、《中华人民共和国劳动合同法》政策(钱雪松和石鑫,2024)、资本市场股权分置改革和对外开放政策(施新政等,2019;江轩宇和朱冰,2022)等中国转型经济的制度背景,劳动力人口老龄化(张明昂和吴楠,2024)、地区财政压力(熊家财和黄玲,2025)等经济特征对企业劳动收入份额的影响。微观组织层面的研究主要围绕资金融通和人力资本结构角度解释了数字化转型、工业机器人应用和非国有股东治理等影响企业劳动收入份额的作用路径(肖土盛等,2022;Li等,2023;陈东等,2024;王贞洁和王惠,2024)。尽管理论界对劳动收入份额影响因素的研究热度不断上升,但既有研究一方面过度强调了外部宏观环境层面因素对企业劳动收入份额的被动驱动,这在一定程度上限制了现有研究结论的解释力度。另一方面关注组织特征层面的文献则往往将研究范围局限于单个企业内部,而忽略了组织间合作所发挥的协同价值。作为组织边界拓展的重要形式,战略联盟模糊了原有的组织边界,是企业突破内生式增长路径,寻求组织外部资源的重要途径和来源。战略联盟是由两个或多个独立主体通过协议结成的优势互补、风险共担、资源共享的合作组织,通常以共同经营、共同研发、共同营销等为合作目标(Das和Teng,2000;Fang等,2012;黄勃等,2022;连燕玲等,2025)。围绕战略联盟影响后果的既有研究肯定了企业战略联盟的经济效应,但对于战略联盟与民营企业劳动收入份额的影响效应及其实现机制仍缺乏必要探讨。

基于上述理论缺口和现实背景,本文讨论和关注战略联盟对民营企业劳动收入份额的影响及其作用机理。具体而言,首先,通过理论分析和实证检验揭示了战略联盟能够提高民营企业劳动收入份额。其次,剖析战略联盟对民营企业劳动收入份额的深层次影响机理,证实了资金要素融通效应和人力资本升级效应是上述影响的重要渠道。进一步从地区劳动力市场竞争水平、战略联盟主体和合作对象属性等角度进行分析,研究发现战略联盟的正向收入分配效应在不同属性的样本中表现出明显的异质性特征。区分劳动收入份额的来源,企业战略联盟总体缩小了普通员工与高管之间的收入差距。最后,战略联盟对民营企业劳动收入份额存在持续性的正向影响效应。

与既有研究相比,本文可能的研究贡献如下。第一,为企业劳动收入份额的影响因素研究提供了新的视角。聚焦企业内部战略、行为或者特征的既有文献往往偏向以单个组织作为孤立的分析单元(肖土盛等,2022;王贞洁和王惠,2024),而忽略对于企业间正式协同合作的考察。本文从战略联盟的组织边界拓展角度讨论了提升劳动收入份额的可行路径,补充了企业层面劳动收入份额影响因素的相关文献。第二,丰富企业战略联盟经济价值的相关研究。既有研究围绕企业投入产出、资金融通和创新绩效等维度探讨了战略联盟的总体财富创造效应(徐欣等,2019;连燕玲等,2025),而较少涉及对如何分好“蛋糕”的细致探讨。本文深化和补充了战略联盟的微观收入分配研究,并且呼应已有研究提出的需要兼顾做大“蛋糕”与分好“蛋糕”之间

的均衡(李实,2021;钱雪松和石鑫,2024)。第三,基于不同维度探讨战略联盟影响企业劳动收入份额的机制和边界条件。研究发现战略联盟能够发挥金融通效应,尤其关注到其对于优化高层次劳动力结构的社会价值,为从人力资本结构调整的视角理解战略联盟的社会效应提供了新思路。同时围绕劳动力市场环境、合作伙伴特征等角度讨论战略联盟对劳动收入份额的影响差异,补充了既有文献缺乏对合作伙伴、合作目标等细节信息考察的不足(成程等,2022;吴晓晖等,2024)。第四,从战略联盟和劳动收入份额等角度丰富了民营企业高质量成长的相关研究。区别于战略联盟经济效应、劳动收入份额驱动因素的研究话题倾向关注上市企业整体样本(黄勃等,2022;杜勇等,2023),缺乏对民营企业特殊主体的关注。本文注意到了战略联盟对民营企业内部共同富裕的微观贡献,研究结论有助于为促进我国民营企业高质量成长,巩固民营经济在中国式现代化中的重要地位提供借鉴意义。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一)相关文献回顾

既有研究充分讨论了企业间合作的价值创造效应,主要围绕对企业经营产出绩效、创新绩效、金融通效应等维度的影响。研究发现,建立重复性联盟在一定范围内能够提高企业绩效(韩伟和刘夏青,2024);构建强关系的联盟网络同样对新创企业绩效具有显著的促进作用(彭伟和符正平,2015);战略联盟能够提高企业生产效率和资本市场信息效率(黄勃等,2022;孙汉等,2025)。建立战略联盟还有助于激发企业创新关注、积累技术创新经验、提高研发强度和創新产出等(Chemmanur等,2023;吴晓晖等,2024;连燕玲等,2025)。进一步区分战略联盟的合作目标,缔结研发联盟的企业创新绩效均强于未缔结研发联盟的企业(徐欣等,2019);组建技术联盟能够提升创业企业财务绩效(李梦雅等,2024);建立产学研合作同时有利于增加新产品销售额和产品导向型专利产出(Hsu等,2025)。从资金供给或者信贷约束角度,既有研究证实了战略联盟是企业外部融资的重要来源(Boone和Ivanov,2012;成程等,2022),参与战略联盟的企业通常被视为风险较低的借款者,并会享受较低的债务融资和银行贷款成本(Fang等,2012;Chou等,2014;Du等,2024)。

尽管现有文献从不同维度讨论了企业层面劳动收入份额的影响因素,但金融通和劳动力结构配置是解释劳动收入份额的主要成因。资金要素融通方面,政府补助和企业数字化转型所引致的融资约束改善是提升劳动收入份额的重要影响路径(詹新宇和余倩,2022;Li等,2023)。基于中国资本市场制度设计和变迁以及宏观经济特征角度的文献同样关注到了金融通对劳动收入份额的影响效应,例如留抵退税政策试点、沪深港通制度、地方财政压力能够通过融资约束、债务成本等路径影响劳动收入份额(江轩宇和朱冰,2022;王敏和李敏丽,2024;熊家财和黄玲,2025)。人力资本配置对劳动收入份额的影响方面,杜勇等(2023)研究发现,共同机构所有权投资通过增加对研发人员和高学历人才的需求,带动劳动收入份额提升;企业数字化转型同样能够强化对高技能劳动的需求并挤出部分低技能劳动力,由此增加劳动收入份额(肖土盛等,2022)。基于经济政策的相关研究发现,《中华人民共和国劳动合同法》、国有资本经营预算制度的实施可以提高技术和研发型、非常规高技能、高学历劳动力的相对雇佣比例和需求量(钱雪松和石鑫,2024;江轩宇等,2024),进而提升企业劳动收入份额。

综上所述,围绕企业战略联盟的经济后果角度,相关研究从资源集聚效应、知识搜索效应等角度讨论了战略联盟对企业经营绩效、创新活动和金融通等维度的影响(徐欣等,2019;黄勃等,2022;Chemmanur等,2023),但既有文献往往局限于考察战略联盟对企业价值的总体创造效应,而较少涉及就其如何影响分好企业内部财富“蛋糕”展开细致讨论,并且缺乏对合作伙

伴、合作目标特征等细节信息的深入挖掘。要素集聚方面的文献主要从资金要素融通和劳动要素配置的角度解释了宏微观因素对劳动收入份额的影响机制,尤其是近年来针对转型制度背景下中国本土情境特征和资本市场政策与企业劳动收入份额关系的讨论(施新政等,2019;江轩宇和朱冰等,2022;钱雪松和石鑫,2024)。相关研究同时捕捉到了组织内部行为、资源或特质层面对劳动收入份额的驱动因素(肖土盛等,2022;Li等,2023;陈东等,2024;王贞洁和王惠,2024),但既有研究往往将组织视为孤立的实体,而忽视了企业间战略合作关系对劳动收入份额的潜在影响。上述研究缺口为本文从组织边界拓展的视角分析战略联盟对民营企业劳动收入份额的影响效应及其作用路径提供了重要的研究基础。

## (二)理论基础与研究假设

战略联盟可以发挥资金要素融通效应,从而提升民营企业劳动收入份额。资源基础理论是企业通过战略联盟将要素流动渠道向外部拓展的理论基础(Das和Teng,2000),战略联盟的本质是资源有效整合和重新配置,帮助企业以更高的效率和更低的成本从外部渠道实现资源要素积累,推动资源突破企业边界,形成更有价值的资源集合体(Du等,2024)。企业战略联盟可以通过缓解融资约束和吸引政府补助来改善资金融通程度。一方面,战略联盟有利于直接缓解企业融资约束。当面临较高的融资约束时,企业通常将有限的资金用于满足生产和经营等生存需要,并更倾向于采取削减劳动力雇佣数量、挤占劳动报酬等方式,导致劳动收入份额的下降(Li等,2023;丁辉等,2024)。而参与战略联盟的企业通常拥有较强的风险承担和抵御能力,在日常经营产出效率和绩效表现等方面展现独特性优势(黄勃等,2022),因此将享受较低的银行贷款成本和权益资本成本(Fang等,2012),同时也更容易获取外源融资(Boone和Ivanov,2012;Chou等,2014)。因此战略联盟可以通过降低企业面临的融资约束,进而对民营企业劳动收入份额产生积极影响。另一方面,政府通常运用多种政策工具促进企业开展战略合作(倪红福等,2025),战略联盟有利于帮助企业获取政府补助(黄少卿等,2016;Okamuro和Nishimura,2018;成程等,2022)。通过跨越边界整合互补性资源,形成资源协同效应,战略联盟向外释放关于企业价值和质量的积极信号(孙汉等,2025),并成为组织构建合法性的重要工具(杨勃和刘娟,2020),促进政府在创新投资或战略合作方面为企业提供财政支持。政府补助不仅能够直接增加企业现金流,同时有利于更大程度上向劳动者倾斜和分配(詹新宇和余倩,2022),由此促进民营企业劳动收入份额提升。

战略联盟可以发挥人力资本升级效应,从而提升民营企业劳动收入份额。资源基础理论同时强调了通过建立战略联盟等外部网络来获取知识、技术等高级要素的重要性,有效促进技术和知识等要素的双向或者多向流动(黄勃等,2022;连燕玲等,2025)。企业拥有的知识通常兼具复杂性且难以模仿,而创建或获取特定知识的一个重要来源是通过联盟合作,这种跨组织安排是填补关键领域内部知识空白的有效工具,是企业获取新知识、学习新事物并提升其在竞争环境中战略地位的重要手段(Bamel等,2021),并成为战略联盟创造价值的核心基础。作为一种知识搜索机制(Hohberger等,2015),战略联盟为企业超越系统边界的资源和互补性知识的扩展访问(连燕玲等,2025),使得参与战略联盟合作的员工获得更丰富的知识和技能(Simeth和Mohammadi,2022),包括对创新至关重要的隐性知识,所获得的知识也有助于在劳动市场上形成独特的人力资本价值(Chadwick,2017)。企业同时也越来越倾向于通过组织间合作来获得高级人力资本(Bhatt和Marescaux,2024),强化更高层级的知识吸收能力,通过战略联盟形成的高阶劳动要素融合将充分激发资源配置效率,帮助实现异质性知识资源共享和竞争优势互补(黄勃等,2022)。企业战略联盟能够促进和优化人力资本结构调整,通过战略联盟形成的高学历和高技能劳动要素结构将强化对技术溢价的支付,使得劳动议价能力和工资

水平大幅度提高,提升劳动要素在收入分配中的占比,因此人力资本结构的高级化将直接带动企业劳动收入份额实现跃升(肖土盛等,2022;钱雪松和石鑫,2024;王敏和李敏丽,2024)。基于上述分析,提出如下假设。

假设1:战略联盟能够提高民营企业劳动收入份额。资金要素融通效应和人力资本升级效应是战略联盟提高民营企业劳动收入份额的影响路径。

### 三、研究设计

#### (一)研究样本和数据来源

选取2009—2022年沪深A股非金融上市民营企业作为研究样本。财务数据、治理结构数据等均来自CSMAR和RESSET数据库,战略联盟基础信息来自CNRDS数据库。样本处理过程包括:剔除ST、\*ST的企业样本;剔除变量数据存在严重缺失的企业样本;剔除金融类企业样本;剔除从联盟建立到联盟结束均在同一会计年度的样本。最终得到3661家民营上市企业共计20762个观测值。本文还在1%的水平上对所有连续型变量进行缩尾处理。

选择民营企业作为研究对象主要出于以下考虑。第一,国有企业先天性拥有更高的劳动收入份额(周明海等,2010)。民营企业通常具有更高的市场适应性和灵活性,其劳动收入份额的变化可以更直接地反映市场供需关系的变化。因此研究民营企业如何提升劳动收入份额,从企业内共同富裕角度助力实现民营经济高质量发展,可以为更好地理解市场机制在收入分配制度改革中的基础性作用提供更深刻的洞见。第二,民营企业战略联盟通常遵循市场主导逻辑(连燕玲等,2025),而国有企业战略联盟、劳动收入份额情况可能更容易受到其他政策性安排和非市场化战略因素的影响。战略联盟对民营企业劳动收入份额的影响机制及其影响情境在国有企业背景下可能并不适用。第三,党和国家对民营经济的扶持力度已经全面迈入法治化、制度化阶段,聚焦战略联盟如何更好地助力实现民营企业内共同富裕的研究话题,能够更好地契合民营经济在我国实现中国式现代化进程中的重要地位。

#### (二)模型设定与变量测度

为验证战略联盟对民营企业劳动收入份额的影响,构建以下基准模型。若假设1的基准效应成立,则模型(1)中的 $\beta$ 应该显著为正。

$$LS(LnLS)_{i,t} = \alpha + \beta Alliance_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \delta_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别表示企业和年份,因变量为劳动收入份额,借鉴已有研究(江轩宇和朱冰,2022),采用“支付给职工以及为职工支付的现金”与工业增加值之比衡量( $LS$ ),还进行对数变换处理并定义为 $LnLS$ 。自变量为战略联盟( $Alliance$ )。借鉴已有研究(黄勃等,2022;连燕玲等,2025),若企业处于联盟合作期限内则取值为1,否则为0。 $Controls_{i,t}$ 表示一系列控制变量合集, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项,同时还分别控制了企业固定效应 $\delta_i$ 与年份固定效应 $\phi_t$ 。借鉴相关研究(肖土盛等,2022;黄勃等,2022;钱雪松和石鑫,2024),从企业财务特征、治理特征和宏观经济特征等维度选择控制变量,具体见表1。

### 四、实证分析

#### (一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表2的Panel A所示,劳动收入份额( $LS$ )的均值为0.489,最小值为0.082,最大值为0.951,标准差为0.198。与江轩宇和朱冰(2022)的统计结果基本相同,表明我国上市民营企业的劳动收入份额整体水平不高,且不同企业之间存在较大差异。战略联盟

表1 变量定义表

变量	变量名称	英文简称	计量方式
被解释变量	劳动收入份额	<i>LS</i>	支付给职工以及为职工支付的现金/工业增加值
		<i>LnLS</i>	$\ln[LS/(1-LS)]$
解释变量	战略联盟	<i>Alliance</i>	若企业当年度参与战略联盟,则为1,否则为0
	企业规模	<i>Size</i>	期末资产的自然对数
	偿债能力	<i>Lev</i>	负债/期末资产
	盈利能力	<i>Roa</i>	净利润/期末资产
	成长能力	<i>Grow</i>	(期末营业收入-期初营业收入)/期初营业收入
	固定资产比例	<i>Ppe</i>	固定资产净额/期末资产
控制变量	经营活动现金流	<i>Cf</i>	经营活动现金流/期末资产
	企业年龄	<i>Age</i>	企业成立年限的自然对数
	大股东持股比例	<i>Top1</i>	企业第一大股东持股比例
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会人数
	地区国民生产总值	<i>GDP</i>	省份层面国民生产总值的自然对数
	地区平均薪酬	<i>PSalary</i>	省份层面职工平均货币工资的自然对数
	年份固定效应	<i>Year FE</i>	企业年份层面的虚拟变量
	企业固定效应	<i>Firm FE</i>	企业个体层面的虚拟变量

(*Alliance*)的均值为0.161,统计特征与现有文献基本一致(黄勃等,2022),其余变量的描述性统计结果均处于合理区间。Panel B显示,存在战略联盟的民营企业所对应的劳动收入份额均值和中位数均高于不存在战略联盟组别中的劳动收入份额。

表2 描述性统计

<i>Panel A</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>Sd</i>	<i>Min</i>	<i>Median</i>	<i>Max</i>
<i>LS</i>	20762	0.489	0.198	0.082	0.479	0.951
<i>LnLS</i>	20762	-0.034	0.961	-2.422	-0.084	2.957
<i>Alliance</i>	20762	0.161	0.367	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	20762	21.808	1.073	19.893	21.661	26.104
<i>Lev</i>	20762	0.353	0.187	0.051	0.335	0.847
<i>Roa</i>	20762	0.056	0.044	-0.050	0.050	0.198
<i>Grow</i>	20762	0.210	0.381	-0.425	0.142	2.402
<i>Ppe</i>	20762	0.184	0.130	0.003	0.161	0.719
<i>Cf</i>	20762	0.052	0.068	-0.152	0.051	0.252
<i>Age</i>	20762	2.831	0.366	1.609	2.890	3.497
<i>Top1</i>	20762	0.326	0.140	0.090	0.305	0.750
<i>Indep</i>	20762	0.378	0.052	0.273	0.364	0.571
<i>GDP</i>	20762	10.726	0.725	7.546	10.793	11.768
<i>PSalary</i>	20762	11.307	0.429	10.093	11.347	12.250
<i>Panel B</i>	<i>Alliance</i> =1( <i>N</i> =3333)			<i>Alliance</i> =0( <i>N</i> =17429)		
变量	<i>Mean</i>	<i>Median</i>	<i>Sd</i>	<i>Mean</i>	<i>Median</i>	<i>Sd</i>
<i>LS</i>	0.515	0.509	0.199	0.484	0.473	0.197
<i>LnLS</i>	0.089	0.034	0.981	-0.058	-0.109	0.955

## (二)基准回归结果

表3汇报了战略联盟与民营企业劳动收入份额之间关系的检验结果。列(1)至列(2)显示,战略联盟(*Alliance*)的回归系数分别为0.0093和0.0449,并且均在1%的水平上显著为正,表明战略联盟对民营企业劳动收入份额存在显著正向影响。综合上述结果表明,战略联盟能够增加民营企业劳动收入份额,因此假设1中的基准效应得以验证。

### (三)稳健性检验

#### 1.反向因果问题

拥有更高劳动收入份额的企业往往在市场中更具竞争力,使其更有能力主导或参与战略联盟合作,因此战略联盟与民营企业劳动收入份额之间可能存在反向因果关系。使用工具变量法缓解反向因果问题担忧,借鉴已有研究(黄勃等,2022),选择同地区内其他企业参与战略联盟的比例作为解释变量的工具变量。具体地,同地区的企业通常面临相似的外部经营环境,因此企业在战略联盟决策过程中会受到同地区其他企业参与战略联盟趋势的影响。另外,工具变量在计算过程中排除了样本企业自身,因此符合对于工具变量相关性和外生性的前提要求。表4列(1)显示,工具变量(*PeerAlliance*)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明同地区内其他企业参与战略联盟的趋势确实能够正向影响样本企业进行战略联盟。工具变量的有效性检验结果表明,不可识别检验显著拒绝了不可识别的原假设,弱工具变量检验的F统计量为39.218,大于弱工具变量检验10%水平下的临界值16.38,表明不存在不可识别和弱工具变量问题。在充分考虑工具变量的有效性后,表4列(2)和列(3)回归结果显示,战略联盟拟合值(*Alliance\_hat*)的回归系数均在1%水平下显著为正,表明在考虑反向因果问题后,战略联盟对民营企业劳动收入份额的正向影响依旧成立。

#### 2.样本选择问题

企业是否参与战略联盟属于自选择行为,采用Heckman两阶段回归以缓解本文可能存在的样本自选择问题。在第一阶段中需要纳入影响企业战略联盟的相关变量(陈文瑞等,2021;孙汉等,2025),包括主效应模型中的全部控制变量,城市对外开放度(*Open*)以及企业是否多元化经营(*Diversity*)。运用Probit模型对企业战略联盟(*Alliance*)进行回归,并计算逆米尔斯比率(*Imr*)。在第二阶段中,将*Imr*放入模型中并重新检验战略联盟对民营企业劳动收入份额的影响,研究结果如表4列(4)至列(6)所示。第一阶段回归结果显示,城市对外开放度(*Open*)、企业是否进行多元化经营(*Diversity*)的回归系数均在1%的水平上显著为正,表明城市对外开放度和多元化经营均能够促进企业形成战略联盟。第二阶段结果显示,在考虑了样本自选择问题后,企业战略联盟的估计系数均显著为正。

表3 战略联盟与民营企业劳动收入份额

变量	(1) <i>LS</i>	(2) <i>LnLS</i>
<i>Alliance</i>	0.0093*** (3.012)	0.0449*** (2.885)
<i>Size</i>	-0.0615*** (-14.847)	-0.3066*** (-14.889)
<i>Lev</i>	0.1194*** (8.132)	0.5810*** (7.829)
<i>Roa</i>	-2.2527*** (-47.273)	-11.0771*** (-45.730)
<i>Grow</i>	-0.0368*** (-11.967)	-0.1880*** (-12.137)
<i>Ppe</i>	0.0602*** (3.038)	0.2857*** (2.923)
<i>Cf</i>	-0.0609*** (-3.467)	-0.2673*** (-3.009)
<i>Age</i>	0.0650*** (2.924)	0.2917*** (2.628)
<i>Top1</i>	-0.0931*** (-3.067)	-0.4639*** (-3.101)
<i>Indep</i>	-0.0121 (-0.379)	-0.0027 (-0.016)
<i>GDP</i>	0.0229 (1.234)	0.1260 (1.405)
<i>PSalary</i>	-0.0509 (-1.419)	-0.2325 (-1.364)
<i>Constant</i>	1.9599*** (5.270)	7.0279*** (3.927)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	20762	20762
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.519	0.498
<i>F</i>	242.0309	219.9087

注:括号内为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

表4 工具变量法和Heckman二阶段检验<sup>①</sup>

变量	(1) <i>Alliance</i>	(2) <i>LS</i>	(3) <i>LnLS</i>	(4) <i>Alliance</i>	(5) <i>LS</i>	(6) <i>LnLS</i>
<i>PeerAlliance</i>	0.2749*** (4.570)					
<i>Alliance_hat</i>		0.1899*** (3.212)	0.9566*** (3.311)			
<i>Open</i>				0.0138*** (3.122)		
<i>Diversity</i>				0.1673*** (7.373)		
<i>Alliance</i>					0.0091*** (2.961)	0.0441*** (2.842)
<i>Imr</i>					-0.0745*** (-3.047)	-0.3167*** (-2.601)
<i>Controls</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Firm FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>N</i>	20 762	20 762	20 762	20 762	20 762	20 762
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.097	0.515	0.495	0.088	0.519	0.498
<i>F</i>	29.7882	256.6509	232.6904	/	234.4157	212.6263
不可识别检验的LM统计量		33.322		/	/	/
不可识别检验的P值		0.000		/	/	/
弱工具变量的F统计量		39.218		/	/	/

本文进一步采用倾向得分匹配法为处理组企业重新匹配控制组,以此减轻样本选择偏误。具体将企业规模、偿债能力等基准模型中的控制变量作为协变量,以是否存在战略联盟为处理变量进行最近邻一比三匹配以及核匹配,使匹配后的各特征变量标准偏差显著降低,并将匹配后的样本重新进行回归,结果表明企业战略联盟的估计系数均显著为正<sup>②</sup>。考虑到企业参与战略联盟接近符合准自然实验场景,采用多期双重差分模型来缓解内生性问题。借鉴已有研究(成程等,2022;连燕玲等,2025),将*Treat*赋值为1,表示存在战略联盟的企业,将*Treat*赋值为0,表示样本期内从未参与战略联盟的企业,定义首次参与战略联盟及之后的年度(*Time*)为1,否则为0。对匹配后的样本进行双重差分估计后,本文核心研究结论依旧成立。

### 3.其他稳健性检验

本文还进行了其他稳健性检验:第一,更换核心变量。借鉴已有研究(连燕玲等,2025),使用连续型变量衡量战略联盟参与程度;借鉴已有研究(施新政等,2019;肖土盛等,2022),以营业收入法重新计算劳动收入份额。第二,剔除部分观测样本。考虑到2021年《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》发布,鼓励浙江高质量发展建设共同富裕示范区,从而可能对劳动收入份额这一企业内共同富裕指标造成影响,因此排除了企业注册地在杭州、宁波、嘉兴等28个试点城市的样本。第三,增加相关控制变量。借鉴已有研究(肖土盛等,2022;陈东等,2024;张明昂和吴楠,2024),补充控制企业数字化转型、人工智能水平、工业机器人应用、产业结构、高等教育水平、制度环境和人口老龄化等指标。结果显示,战略联盟对民营企业劳动收入份额的正向影响是稳健的。

<sup>①</sup>限于篇幅,稳健性检验以及拓展性分析的控制变量详细检验结果未列示,备索。

<sup>②</sup>限于篇幅,采用倾向得分匹配法和双重差分模型,以及其他稳健性检验结果未列示,备索。

## 五、拓展性分析

### (一)影响路径分析

#### 1.资金要素融通和人力资本升级角度

本文旨在检验战略联盟是否能够通过发挥资金要素融通和人力资本升级效应,进而提升民营企业劳动收入份额。资金要素角度包括融资约束和政府专项补助,使用 $FC$ 指数和 $SA$ 指数构造的融资约束指标。借鉴郭玥(2018)的指标构造逻辑,从政府补助明细数据中筛选出“创新”“科技”“研发”“专利”等创新专项资金补助,同时补充“合作”“联盟”“联合生产”“联合研发”等涉及联盟合作的资金补助,并将其汇总求和以及对数化处理得到政府研发专项补助( $Subsidy\_R$ )、合作专项补助( $Subsidy\_C$ )。从员工技能和受教育程度角度刻画人力资本要素优化(肖土盛等,2022),包括高技能员工( $SkillEm$ )和高学历员工( $UnderEm$ )。

表5列(1)至列(2)显示,战略联盟( $Alliance$ )回归系数均在1%水平上显著为负,表明战略联盟能够降低民营企业融资约束。列(3)至列(4)显示,战略联盟回归系数均在10%水平上显著为正,表明战略联盟增加了民营企业获得的政府合作专项和研发专项资金补助收入。列(5)和列(6)显示,战略联盟能够增加民营企业高技能员工和高学历员工数量,实现人力资本结构升级。根据前文的理论基础与假设逻辑,战略联盟有助于资金要素融通以及优化人力资本结构,促进资金更多流入劳动者(詹新宇和余倩,2022),提升劳动要素在企业收入分配中的占比,从而增加劳动收入份额(江轩宇和朱冰,2022;肖土盛等,2022;钱雪松和石鑫,2024;王贞洁和王惠,2024)。因此资金要素融通和人力资本结构优化是战略联盟提升民营企业劳动收入份额的重要影响因素。假设1全部得到支持。

表5 影响机制检验

变量	(1) $FC$	(2) $SA$	(3) $Subsidy\_C$	(4) $Subsidy\_R$	(5) $SkillEm$	(6) $UnderEm$
$Alliance$	-0.0135*** (-4.284)	-0.0058*** (-2.876)	0.2675* (1.679)	0.3080* (1.823)	0.0237* (1.688)	0.0245* (1.665)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Firm\ FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	20762	20762	20762	20762	20762	20762
$Adj.R^2$	0.571	0.895	0.059	0.155	0.495	0.567
$F$	401.4740	1244.9600	33.5789	76.4039	103.8897	157.6551

#### 2.其他影响机制角度

尽管本文验证了资金要素融通效应和人力资本优化效应是战略联盟增加民营企业劳动收入份额的核心影响路径,然而一个潜在的担忧是:战略联盟所引致的融资约束缓解机制同时可能使得企业有相对充足的资金增加固定资产投资,实现资本替代劳动,由此降低劳动收入份额。进一步考察战略联盟能否通过资本深化机制影响劳动收入份额。分别使用人均固定资产投资额的对数值、人均固定资产净额的对数值来衡量资本深化速度( $CD\_1$ )和资本深化水平( $CD\_2$ )。另外借鉴江轩宇和朱冰(2022)的研究设计,以固定资产净值、在建工程净值的变化值与当年的累计折旧之和综合衡量企业资本支出情况,并构建资本支出占总资产的比值( $CD\_3$ ),资本支出占营业收入的比值( $CD\_4$ ),资本支出金额的对数值( $CD\_5$ )三个变量。

表6列(1)至列(5)结果显示,企业战略联盟( $Alliance$ )的回归系数均不显著,表明本文并没有充分证据支持战略联盟能够影响企业资本深化,这与既有文献的研究发现是一致的(黄勃等,2022)。可能的原因在于:从企业间缔结战略联盟的功能定位看,其目的主要在于通过纵向

协同和横向互补来降低交易成本、形成优势互补、进行组织学习、知识搜索、促进战略资源双向或者多向流动等(Fang等,2012;陈文瑞等,2021;连燕玲等,2025),而扩大固定资产投资规模等资本深化措施并非企业通过战略联盟这类市场化导向的手段所期望达成的主要目标,尤其对于以部署轻资产运营和高灵活性为主要特征的民营企业而言。因此本文排除了战略联盟可能通过资本深化机制进而影响民营企业劳动收入份额这一潜在的研究路径。

表 6 战略联盟与资本深化

变量	(1) <i>CD_1</i>	(2) <i>CD_2</i>	(3) <i>CD_3</i>	(4) <i>CD_4</i>	(5) <i>CD_5</i>
<i>Alliance</i>	0.0120 (0.465)	0.0008 (0.056)	0.0004 (0.306)	-0.0018 (-0.405)	0.0100 (0.347)
<i>Controls</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Firm FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>N</i>	20758	20762	17786	17786	16777
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.082	0.495	0.100	0.027	0.224
<i>F</i>	28.2564	136.6084	33.7780	12.4039	77.6071

## (二)异质性分析

### 1.劳动力市场环境

劳动力市场竞争使得企业同时面临产品市场和劳动力市场的双重竞争压力(王贞洁和王惠,2024),这就必然要求企业深入拓宽融资渠道,满足技术投资、研发创新等多元化的资金占用需求,维持产品市场核心竞争力。另外企业需要相应增加劳动力成本,提供更具竞争性的薪酬和福利以吸引和保留劳动力(Kong等,2020),尤其是对高技能和高学历劳动力的吸纳。使用同一行业上市企业数量与省份上市企业数量之比来衡量劳动力市场竞争程度,该变量数值越大,表明企业劳动力市场竞争越激烈。按照劳动力市场竞争的中位数作为界限,将样本企业区分为高劳动力市场竞争样本和低劳动力市场竞争样本。表7列(1)至列(4)显示,在高劳动力市场竞争的子样本中,战略联盟的回归系数均在1%水平上显著为正,表明高劳动力市场竞争环境能够强化战略联盟对民营企业劳动收入份额的正向影响。

表 7 区分劳动力市场环境

变量	(1) <i>LS</i>	(2) <i>LS</i>	(3) <i>LnLS</i>	(4) <i>LnLS</i>
<i>Alliance</i>	0.0174*** (3.883)	-0.0008 (-0.179)	0.0862*** (3.802)	-0.0063 (-0.295)
<i>Controls</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Firm FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>N</i>	10306	10456	10306	10456
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.542	0.493	0.521	0.471
<i>F</i>	134.4919	114.0122	125.0492	103.4024

### 2.企业所属行业类型

高科技企业通常属于知识和技术密集型行业,激烈的新产品和新技术竞争迫使企业面临更强的技术迭代压力。为保持竞争优势,处于高科技行业的民营企业更倾向于通过战略协作获取高层次人力资本。本文预期当民营企业属于高科技行业时,战略联盟对民营企业劳动收入份额的促进效应更强。借鉴已有研究(连燕玲等,2025),将全样本区分为高科技民营企业和非高

科技民营企业。表8列(1)和列(3)显示,当民营企业属于高科技行业时,战略联盟的回归系数均在1%水平下正向显著。而在列(2)和列(4)中,当民营企业不属于高科技行业时,战略联盟的回归系数并没有通过显著性测试。因此战略联盟对劳动收入份额的正向影响在民营企业属于高科技行业时更强。

表8 区分行业类型

变量	(1) <i>LS</i>	(2) <i>LS</i>	(3) <i>LnLS</i>	(4) <i>LnLS</i>
<i>Alliance</i>	0.0154*** (4.262)	0.0026 (0.484)	0.0743*** (4.069)	0.0135 (0.499)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	14200	6562	14200	6562
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.559	0.454	0.535	0.438
<i>F</i>	187.7527	65.7386	165.6483	61.9104

### 3.战略联盟合作伙伴特征

根据产权性质将合作伙伴划分为国有企业、民营企业和外资企业三类。其中,若合作伙伴中包含国有企业(*Alliance\_SOE*),则该变量赋值为1,否则为0。同理,本文也界定了合作对象中是否包含民营企业(*Alliance\_POE*)或外资企业(*Alliance\_MNE*),并据此分析不同产权性质的联盟伙伴对民营企业劳动收入份额的影响。回归结果如表9所示,*Alliance\_SOE*、*Alliance\_POE*的回归系数均在临界范围内正向显著,而*Alliance\_MNE*的回归系数并未通过显著性测试。从各解释变量的系数弹性来看,列(1)和列(2)结果显示,“民营企业—国有企业”的联盟模式对企业劳动收入份额的促进效应更强。

表9 区分战略联盟合作伙伴

变量	(1) <i>LS</i>	(2) <i>LnLS</i>	(3) <i>LS</i>	(4) <i>LnLS</i>	(5) <i>LS</i>	(6) <i>LnLS</i>
<i>Alliance_SOE</i>	0.0145* (1.937)	0.0775** (2.066)				
<i>Alliance_POE</i>			0.0089*** (2.759)	0.0415** (2.548)		
<i>Alliance_MNE</i>					0.0039 (0.706)	0.0212 (0.752)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	20762	20762	20762	20762	20762	20762
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.519	0.498	0.519	0.498	0.518	0.498
<i>F</i>	239.8968	217.4270	241.2029	219.0429	240.4300	217.7719

造成上述影响差异的可能原因在于,首先,当战略联盟合作伙伴中包含民营企业时,合作双方通常面临相似的经营环境与治理结构背景,民营企业间合作行为有利于发挥其在灵活性与资源配置效率上的互补优势,帮助提升劳动收入份额。其次,外资企业在进入中国市场时,可能更倾向于利用低成本劳动力优势(余泳泽和曹瑞,2023),与我国民营企业管理布局和劳动收入分配模式相悖,这可能是战略联盟合作对象有外资企业参与后,劳动收入份额正向效应反而消失的潜在原因之一。最后,国有企业往往能够发挥国民经济“顶梁柱”和“压舱石”作用,因其拥有较强的政策支持和资源优势,国有企业可以享受更便利的融资政策和政府补助(江轩宇和

朱冰,2022;连燕玲等,2025),能够为战略联盟提供更加稳定的合作环境和资源保障。另外,国有企业在合作中可能更注重长期稳定发展和社会效益,在劳动收入分配布局上可能也更为合理。因此相比于与其他企业建立联盟合作关系,合作伙伴包括国有企业时对民营企业劳动收入份额的提升效应更强。

#### 4.战略联盟合作目标

借鉴已有研究(徐欣等,2019;马新啸等,2024),本文将战略联盟合作目标划分为共同经营和共同研发两类。若以共同研发为主要目标时,则定义 $Alliance\_R\&D$ 为1,否则为0。若存在以共同经营为主要目标,则定义 $Alliance\_Oper$ 为1,否则为0。检验不同的战略联盟合作目标对民营企业劳动收入份额的影响,结果如表10所示。 $Alliance\_R\&D$ 、 $Alliance\_Oper$ 的回归系数均在1%或5%水平上显著为正,表明上述合作目标均能提升民营企业劳动收入份额。就各解释变量的系数弹性而言,以共同研发为主要目标的战略联盟对民营企业劳动收入份额的促进效应更强。可能的解释是,当共同研发作为战略联盟的主要合作目标时,民营企业会更加注重技术突破和新产品开发,进一步强化对于高技能和高学历人力资本结构的有效配置,由此促进民营企业劳动收入份额显著提升。相比较而言,以共同经营为合作目标的战略联盟对高层次劳动力的需求相对有限,其对劳动收入份额的提升作用也就相对较弱。

表 10 区分战略联盟合作目标

变量	(1) <i>LS</i>	(2) <i>LnLS</i>	(3) <i>LS</i>	(4) <i>LnLS</i>
$Alliance\_R\&D$	0.0109*** (2.795)	0.0559*** (2.892)		
$Alliance\_Oper$			0.0068** (2.030)	0.0336** (1.988)
<i>Controls</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Firm FE</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>N</i>	20762	20762	20762	20762
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.519	0.498	0.519	0.498
<i>F</i>	239.9655	217.6522	241.8685	220.1096

#### 5.战略联盟与普通员工、高管劳动收入份额

考虑到高管与普通员工在企业薪酬制定中的谈判能力存在固有差异,对此本文进一步将劳动收入份额划分为普通员工劳动收入份额和高管劳动收入份额,以此检验战略联盟对民营企业普通员工劳动收入份额和高管劳动收入份额的影响差异。其中,普通员工劳动收入份额( $LS\_Employee$ )为支付给职工以及为职工支付的现金部分扣除高管薪酬总额后所占工业增加值的比例;高管劳动收入份额( $LS\_TMT$ )为企业高管薪酬总额占工业增加值的比例,以及对数变换处理后的普通员工和高管劳动收入份额指标( $LnLS\_Employee$ 和 $LnLS\_TMT$ )。两者之间的绝对薪酬差距( $SalaryGap$ )等于管理层平均薪酬与普通职工平均薪酬之差。表11显示,民营企业战略联盟显著提高了普通员工的劳动收入份额,而对高管劳动收入份额的影响相对较小且不显著。可能的原因在于,相较于普通员工而言,高管提供的劳动不可替代性较高,议价能力更强(丁辉等,2024),高管劳动收入份额对于战略联盟的资金融通和人力资本结构升级所带来的效应变化相对不敏感。基于上述分析,战略联盟提高了普通职工的劳动收入份额,而没有充分证据可以支持战略联盟能够影响高管劳动收入份额,但从总体层面而言,战略联盟缩小了普通员工与高管之间的绝对薪酬差距。

## 6. 战略联盟的持续性影响效应

通过战略联盟建立的合作关系通常存在依赖性、长期性和常态化等特征(Demirkan和Zhou, 2016; 孙汉等, 2025), 接下来考察战略联盟是否存在持续性影响效应。表12汇报了t-4期至t-1期以战略联盟作为解释变量的结果, 结果显示战略联盟能够显著促进长期范围内的劳动收入份额增长, 表明战略联盟对民营企业劳动收入份额具有正向持续的叠加影响效应。

表 11 区分劳动收入份额来源

变量	(1) <i>LS_Employee</i>	(2) <i>LnLS_Employee</i>	(3) <i>LS_TMT</i>	(4) <i>LnLS_TMT</i>	(5) <i>SalaryGap</i>
<i>Alliance</i>	0.0092*** (2.999)	0.0448*** (2.805)	-0.0000 (-0.004)	0.0116 (0.829)	-0.2079** (-2.265)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	20762	20762	20762	20762	20724
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.518	0.490	0.172	0.369	0.388
<i>F</i>	242.3392	212.3326	37.3409	127.1207	72.7414

表 12 战略联盟的持续性影响效应

变量	(1) <i>LS</i>	(2) <i>LnLS</i>	(3) <i>LS</i>	(4) <i>LnLS</i>	(5) <i>LS</i>	(6) <i>LnLS</i>	(7) <i>LS</i>	(8) <i>LnLS</i>
<i>Alliance<sub>t-1</sub></i>	0.0112*** (3.418)	0.0533*** (3.267)						
<i>Alliance<sub>t-2</sub></i>			0.0122*** (3.134)	0.0604*** (3.093)				
<i>Alliance<sub>t-3</sub></i>					0.0132*** (3.038)	0.0543** (2.527)		
<i>Alliance<sub>t-4</sub></i>							0.0176*** (3.606)	0.0883*** (3.580)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	15895	15895	12634	12634	10098	10098	8279	8279
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.500	0.481	0.488	0.468	0.469	0.445	0.447	0.424
<i>F</i>	183.2143	166.5732	165.1579	149.4582	132.4491	120.0211	104.6438	96.7878

## 六、结论与启示

本文旨在从战略联盟的组织边界拓展视角, 回应“做大蛋糕后如何分好蛋糕”的民营企业共同富裕命题。研究发现, 战略联盟能够显著提高民营企业劳动收入份额。作用机制检验表明, 战略联盟主要通过缓解融资约束、增加政府专项补助的资金要素融通效应, 以及促进高学历、高技能劳动力配置的人力资本结构优化效应, 助力提升民营企业劳动收入份额。异质性分析发现, 当劳动力市场竞争水平较高或企业属于高科技行业时, 战略联盟对民营企业劳动收入份额的正向影响越大。当战略联盟包含国有企业合作伙伴、以共同研发为合作目标时, 其对民营企业劳动收入份额的提升效应更明显。本文还将民营企业劳动收入份额分解为普通员工层面和高管层面, 研究发现战略联盟提高了普通员工层面的劳动收入份额, 而对高管层面的劳动收入份额并无显著影响, 但战略联盟总体缩小了普通员工与高管之间的收入差距。最后, 战略联盟对民营企业劳动收入份额存在持续性正向影响效应。

本文的政策启示主要体现在以下几个方面。第一, 引导民营企业转变发展思维, 鼓励民营

企业突破内生式增长限制,积极地转向和拥抱战略联盟、协同合作等开放式战略。研究发现,战略联盟能够增加民营企业劳动收入份额,并且对高科技行业的促进效应更明显。建议政府机构等相关部门需要打破束缚企业边界拓展的“围墙”,进一步为民营企业联盟提供保障体系,例如主导建立多主体参与的合作机制,鼓励民营企业参与高科技行业联盟、研发联盟,或者以核心技术突破为导向的创新联盟。同时需要培育“大中小企业融通创新服务平台”等类似的第三方科技中介平台,提供技术转移、咨询、培训等服务,促进企业间信息交流和合作。另外从长远意义上来讲,政府需要进一步加快推进和落实民营经济促进法中的各项政策,为更好地发挥民营企业战略联盟的内部收入分配效应保驾护航。

第二,重视国有企业参与战略联盟在提升劳动收入份额水平上的“稳定器”“加速器”作用。根据本文的研究结论,与民营企业、外资企业建立合作关系相比,当战略联盟对象包含国有企业合作伙伴时,其对于劳动收入份额的提升效应更强。这就要求国有资产监督管理委员会等政府相关机构需要支持国企与民企之间建立紧密合作实现优势互补,例如根据合作内容建立一对一配对帮扶机制,通过共享资源、技术和管理经验,实现优势互补;引导国有企业牵头设立融资担保基金,以使民营企业获得充足的资金支持,降低其融资成本和风险;共同建立高端人才培养和交流机制,促进人才在劳动力市场中的流动,提升整体劳动力素质。努力形成国有企业和民营企业共同致力于高质量发展的合力,从而推动实现“国民共进”和劳动收入份额总体提升的良性循环效应。

第三,避免战略联盟企业对高技能和高学历劳动力的过度需求从而引发低技能劳动力的结构性失业问题。本文研究发现,以高技能和高学历为主要特征的人力资本结构升级是战略联盟提升民营企业劳动收入份额的重要渠道。在致力于增加民营企业劳动收入份额的同时,政府相关部门同样需要密切关注和化解民营企业战略联盟可能引致的低技能和低学历劳动力失业的结构失衡问题,从而避免由此可能引发的社会矛盾问题。例如建立和健全更为积极有效的社会保障体系;塑造畅通、公正和有序的劳动力市场环境;强化公共就业服务,实现就业扶持政策全覆盖;推进职业技能提升行动,针对不同对象开展精准培训等,以降低民营企业劳动力市场激烈竞争的情况,促进劳动力在区域间的自由流动和优化配置。

### 主要参考文献

- [1]陈东,姚笛,郑玉璐.工业机器人应用、超级明星企业与劳动收入份额变动:“利好”与“隐忧”并存[J].中国工业经济,2024,(5):97-115.
- [2]陈文瑞,叶建明,曹越,等.战略联盟与公司税负[J].会计研究,2021,(3):72-86.
- [3]陈正威,杨蓉.企业合作创新中的ESG参照点效应研究——基于前景理论的实证研究[J].上海对外经贸大学学报,2026,33(2):108-124.
- [4]成程,陈彦名,黄勃.战略联盟对中国企业国际化的影响研究——来自上市公司公告大数据文本分析的证据[J].国际贸易问题,2022,(6):159-174.
- [5]丁辉,刘新恒,李广众.银行业竞争提高企业劳动收入份额——来自中国制造业上市公司的经验证据[J].经济学(季刊),2024,24(4):1343-1357.
- [6]杜传忠,薛宇择.研发联盟、开放式创新与企业全要素生产率提升[J].数量经济技术经济研究,2024,41(12):111-132.
- [7]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,2021,37(7):105-118,8.
- [8]杜勇,孙帆,谭丽丽,等.共同机构所有权与企业劳动收入份额[J].财经研究,2023,49(11):155-168.
- [9]方明月,林佳妮,聂辉华.数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国A股上市公司的证据[J].数量经济技术经济研究,2022,39(11):50-70.

- [10]郭凯明. 人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动[J]. *管理世界*, 2019, 35(7): 60-77,202-203.
- [11]郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018, (9): 98-116.
- [12]韩炜, 刘夏青. 重复性联盟组合重构对焦点企业绩效的影响研究[J]. *研究与发展管理*, 2024, 36(1): 94-107.
- [13]何小钢, 朱国悦, 冯大威. 工业机器人应用与劳动收入份额——来自中国工业企业的证据[J]. *中国工业经济*, 2023, (4): 98-116.
- [14]黄勃, 李海彤, 江萍, 等. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. *管理世界*, 2022, 38(10): 195-211.
- [15]黄少卿, 从佳佳, 巢宏. 研发联盟组织治理研究述评及未来展望[J]. *外国经济与管理*, 2016, 38(6): 63-81,99.
- [16]黄卓, 陶云清, 刘兆达, 等. 智能制造、人力资本升级与企业劳动收入份额[J]. *经济学(季刊)*, 2024, 24(5): 1412-1427.
- [17]贾坤, 申广军. 企业风险与劳动收入份额: 来自中国工业部门的证据[J]. *经济研究*, 2016, 51(5): 116-129.
- [18]江轩宇, 马丽伟, 王艳, 等. 国有资产监管体制完善影响国有企业劳动收入份额吗——基于国有资本经营预算制度实施的经验证据[J]. *财贸经济*, 2024, 45(4): 36-54.
- [19]江轩宇, 朱冰. 资本市场对外开放与劳动收入份额——基于沪深港通交易制度的经验证据[J]. *经济学(季刊)*, 2022, 22(4): 1101-1124.
- [20]李梦雅, 宋喆, 郝晨. 技术联盟对创业企业绩效的影响研究[J]. *科学学研究*, 2024, 42(11): 2397-2408.
- [21]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.
- [22]连燕玲, 崔雪, 孙汉. 数字化转型背景下市场战略、非市场战略及二元平衡对组织韧性的影响研究[J]. *学术研究*, 2026, (2): 82-91,177-178.
- [23]连燕玲, 孙汉, 高皓. 危中寻机: 战略联盟对民营企业韧性的影响研究[J]. *南开管理评论*, 2025, 28(7): 161-172.
- [24]连燕玲, 郑伟伟, 高皓. 创新困境下的制造业企业战略响应——基于创新绩效期望落差与响应式搜索行为的研究[J]. *中国工业经济*, 2023, (8): 174-192.
- [25]刘景东, 程允. 研发联盟提前终止何以影响知识获取?[J]. *外国经济与管理*, 2023, 45(3): 137-152.
- [26]刘伟, 刘守英. 论新发展阶段与社会主义初级阶段[J]. *经济研究*, 2023, 58(3): 4-22.
- [27]鲁若愚, 周阳, 丁奕文, 等. 企业创新网络: 溯源、演化与研究展望[J]. *管理世界*, 2021, 37(1): 217-233,14.
- [28]马浩. 战略管理研究: 40年纵览[J]. *外国经济与管理*, 2019, 41(12): 19-49.
- [29]马新啸, 汤泰劫, 王心蕊. 国企—民企战略联盟与国有企业竞争地位跃升[J]. *财经研究*, 2024, 50(3): 78-92.
- [30]倪红福, 彭思仪, 钟道诚. 战略主动视角下产学研合作创新的驱动因素研究[J]. *中国工业经济*, 2025, (8): 159-177.
- [31]彭伟, 符正平. 联盟网络、资源整合与高科技新创企业绩效关系研究[J]. *管理科学*, 2015, 28(3): 26-37.
- [32]钱雪松, 石鑫. 加强劳动保护提高了劳动收入份额吗?——基于《劳动合同法》实施的经验研究[J]. *经济学(季刊)*, 2024, 24(1): 286-302.
- [33]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, 54(12): 21-37.
- [34]孙汉, 连燕玲, 高皓. 新常态危机情境下企业战略联盟对股票流动性的影响研究[J]. *证券市场导报*, 2025, (10): 66-79.
- [35]唐雪松, 杜怡霏. 技术冲击下企业战略联盟的价值创造功能[J]. *科研管理*, 2025, 46(8): 156-164.
- [36]涂国前, 石琦. 战略联盟、信息披露与股价同步性[J]. *会计研究*, 2024, (10): 33-50.
- [37]王慧, 高山行, 杨张博. 战略联盟网络嵌入层次对企业技术创新的影响研究[J]. *科研管理*, 2025, 46(11): 32-41.
- [38]王敏, 李敏丽. 留抵退税政策、企业流动性与劳动要素收入提升[J]. *管理世界*, 2024, 40(4): 60-77.
- [39]王玉龙, 李佩茹, 鄢翔. 客户集中度能影响企业劳动收入份额吗[J]. *会计研究*, 2022, (10): 99-114.
- [40]王贞洁, 王惠. 非国有股东治理与国有企业职工劳动收入份额——兼论混合所有制改革中的要素收入分配[J]. *会计研究*, 2024, (5): 98-112.
- [41]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, 48(8): 16-28.
- [42]吴晓晖, 李佳玲, 秦利宾. 机构股东权力与劳动收入份额[J]. *南开管理评论*, 2025, 28(3): 77-87,99.
- [43]吴晓晖, 秦利宾, 薄文. 客户战略联盟如何激发企业创新——基于文本分析的经验证据[J]. *南开管理评论*, 2024, 27(7): 86-96.
- [44]肖土盛, 董启琛, 张明昂, 等. 竞争政策与企业劳动收入份额——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. *中国工业经济*,

- 2023, (4): 117-135.
- [45]肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. *管理世界*, 2022, 38(12): 220-235.
- [46]熊家财, 黄玲. 地方财政压力与企业劳动收入份额——基于取消农业税的准自然实验分析[J]. *系统工程理论与实践*, 2025, 45(4): 1095-1112.
- [47]徐欣, 郑国坚, 张腾涛. 研发联盟与中国企业创新[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(11): 33-53,81.
- [48]杨勃, 刘娟. 来源国劣势: 新兴经济体跨国企业国际化“出身劣势”——文献评述与整合框架构建[J]. *外国经济与管理*, 2020, 42(1): 113-125.
- [49]余泳泽, 曹瑞. 偏向性减排目标分配与区域间共同富裕[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(12): 27-48.
- [50]詹新宇, 余倩. 政府补助的收入分配效应——基于劳动收入份额视角的模型与实证[J]. *财政研究*, 2022, (5): 59-77.
- [51]湛泳, 马从文. 专精特新“小巨人”企业培育对突破式创新的影响研究[J]. *管理学报*, 2024, 21(4): 560-567.
- [52]张明昂, 吴楠. 劳动力人口老龄化降低了企业劳动收入份额[J]. *经济学(季刊)*, 2024, 24(4): 1222-1238.
- [53]张任之. 研发联盟、知识流动与企业数字技术创新[J]. *北京师范大学学报(社会科学版)*, 2024, (2): 142-153.
- [54]张子尧, 黄炜, 丁相元, 等. 企业社保缴费负担与劳动收入份额: 理论分析与经验证据[J]. *世界经济*, 2023, 46(12): 167-196.
- [55]周茂, 陆毅, 李雨浓. 地区产业升级与劳动收入份额: 基于合成工具变量的估计[J]. *经济研究*, 2018, 53(11): 132-147.
- [56]周明海, 肖文, 姚先国. 企业异质性、所有制结构与劳动收入份额[J]. *管理世界*, 2010, (10): 24-33.
- [57]邹颖, 石福安, 祁亚. 以数促联: 公共数据开放与企业供应链地理布局[J]. *世界经济*, 2026, 49(1): 85-110.
- [58]左志刚. 国外企业战略联盟研究的整体性分析: 结构趋势与整合成果[J]. *外国经济与管理*, 2015, 37(1): 62-70,81.
- [59]Bamel N, Pereira V, Bamel U, et al. Knowledge management within a strategic alliances context: Past, present and future[J]. *Journal of Knowledge Management*, 2021, 25(7): 1782-1810.
- [60]Bettinazzi E L M, Amore M D, Reuer J J. Family ownership and alliance intensity[J]. *Journal of Management Studies*, 2024, 61(7): 3052-3080.
- [61]Bhatt M, Marescaux E. HRM systems and knowledge transfer in alliance projects: Exploring social identity dynamics[J]. *Human Resource Management Review*, 2024, 34(2): 101016.
- [62]Bodnaruk A, Massa M, Simonov A. Alliances and corporate governance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 107(3): 671-693.
- [63]Boone A L, Ivanov V I. Bankruptcy spillover effects on strategic alliance partners[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(3): 551-569.
- [64]Bu X N, Zhang Y H, Xing Y F. Joint governance corporate alliance and the share of labour income: Evidence from China's private firms[J]. *Economic Modelling*, 2024, 139: 106807.
- [65]Cacciolatti L, Rosli A, Ruiz-Alba J L, et al. Strategic alliances and firm performance in startups with a social mission[J]. *Journal of Business Research*, 2020, 106: 106-117.
- [66]Chadwick C. Toward a more comprehensive model of firms' human capital rents[J]. *Academy of Management Review*, 2017, 42(3): 499-519.
- [67]Chemmanur T J, Shen Y, Xie J. Innovation beyond firm boundaries: Strategic alliances and corporate innovation[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2023, 80: 102418.
- [68]Chen W R, Chen Z W, Qin L, et al. Strategic alliance, agency problems, and labor investment efficiency[J]. *Economic Modelling*, 2024, 139: 106809.
- [69]Chou T K, Ou C S, Tsai S H. Value of strategic alliances: Evidence from the bond market[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 42: 42-59.
- [70]Cui G H, Zhang Y, Ma J W, et al. Does environmental regulation affect the labor income share of manufacturing enterprises? Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2023, 123: 106251.
- [71]Cui V, Yang H B, Vertinsky I. Attacking your partners: Strategic alliances and competition between partners in product markets[J]. *Strategic Management Journal*, 2018, 39(12): 3116-3139.
- [72]Das T K, Teng B S. Instabilities of strategic alliances: An internal tensions perspective[J]. *Organization Science*, 2000, 11(1):

77-101.

- [73]Demirkan S, Zhou N. Audit pricing for strategic alliances: An incomplete contract perspective[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(4): 1625-1647.
- [74]Doblinger C, Surana K, Anadon L D. Governments as partners: The role of alliances in U. S. cleantech startup innovation[J]. *Research Policy*, 2019, 48(6): 1458-1475.
- [75]Du Y G, He Y, Guo M N. Disclosure of strategic collaborative agreements and the cost of equity capital[J]. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 2024, 35(1): 68-114.
- [76]Fang Y W, Francis B, Hasan I, et al. Product market relationships and cost of bank loans: Evidence from strategic alliances[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2012, 19(5): 653-674.
- [77]Hohberger J, Almeida P, Parada P. The direction of firm innovation: The contrasting roles of strategic alliances and individual scientific collaborations[J]. *Research Policy*, 2015, 44(8): 1473-1487.
- [78]Hohberger J, Kruger H, Almeida P. Does separation hurt? The impact of premature termination of R&D alliances on knowledge acquisition and innovation[J]. *Research Policy*, 2020, 49(6): 103944.
- [79]Hsu D H, Hsu P H, Zhou K G, et al. Industry-university collaboration and commercializing Chinese corporate innovation[J]. *Management Science*, 2025, 71(6): 5351-5375.
- [80]Joshi A M, Nerkar A. When do strategic alliances inhibit innovation by firms? Evidence from patent pools in the global optical disc industry[J]. *Strategic Management Journal*, 2011, 32(11): 1139-1160.
- [81]Kong D M, Liu J, Wang Y N, et al. Employee stock ownership plans and corporate environmental engagement[J]. *Journal of Business Ethics*, 2024, 189(1): 177-199.
- [82]Kong D M, Wang Y N, Zhang J. Efficiency wages as gift exchange: Evidence from corporate innovation in China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 65: 101725.
- [83]Kumar P, Liu X J, Zaheer A. How much does the firm's alliance network matter?[J]. *Strategic Management Journal*, 2022, 43(8): 1433-1468.
- [84]Lai J M, Ke J J, Lin S P, et al. Business environment optimization and labor income share of enterprises: Evidence from China[J]. *Research in International Business and Finance*, 2024, 71: 102491.
- [85]Li C M, Huo P, Wang Z Y, et al. Digitalization generates equality? Enterprises' digital transformation, financing constraints, and labor share in China[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 163: 113924.
- [86]Moghaddam K, Bosse D A, Provance M. Strategic alliances of entrepreneurial firms: Value enhancing then value destroying[J]. *Strategic Entrepreneurship Journal*, 2016, 10(2): 153-168.
- [87]Okamuro H, Nishimura J. Whose business is your project? A comparative study of different subsidy policy schemes for collaborative R&D[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2018, 127: 85-96.
- [88]Ozmel U, Robinson D T, Stuart T E. Strategic alliances, venture capital, and exit decisions in early stage high-tech firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 107(3): 655-670.
- [89]Peng X, Jia Y B, Chan K C, et al. Let us work together: The impact of customer strategic alliances on IPO underpricing and Post-IPO performance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 67: 101899.
- [90]Sabherwal R, Sabherwal S, Havakhor T, et al. How does strategic alignment affect firm performance? The roles of information technology investment and environmental uncertainty[J]. *MIS Quarterly*, 2019, 43(2): 453-474.
- [91]Shukla D M, Mital A, Qureshi I. Effects of alliance portfolio breadth and depth on exploratory and exploitative innovation: Evidence from Indian high-tech sectors[J]. *Journal of Business Research*, 2024, 179: 114686.
- [92]Simeth M, Mohammadi A. Losing talent by partnering up? The impact of R&D collaboration on employee mobility[J]. *Research Policy*, 2022, 51(7): 104551.
- [93]Slotnick S A, Sobel M J. Collaboration with a supplier to induce fair labor practices[J]. *European Journal of Operational Research*, 2022, 302(1): 244-258.
- [94]Wang L, Hu J, Yao D F, et al. Indelible imprint: CEOs' poverty experience and corporate labor income share[J]. *Journal of Business Research*, 2025, 199: 115539.

- [95]Wang T. R&D alliance and innovation: The interaction of network structure and the quality of the relationship[J]. *British Journal of Management*, 2025, 36(2): 650-666.
- [96]Williams C, Allard G. University-industry collaboration in R&D: The role of labor market rigidity[J]. *R&D Management*, 2018, 48(4): 410-421.
- [97]Zhang J A, O’Kane C, Bai T. How do university-firm interactions affect firm innovation speed? The case of Chinese science-intensive SMEs[J]. *Research Policy*, 2024, 53(7): 105027.

## Strategic Alliances and Labor Income Share of Private Firms

Sun Han, Lian Yanling

(*School of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200062, China*)

**Abstract:** Current research on the economic consequences of corporate strategic alliances primarily focuses on how such alliances help expand the “cake”, with less attention paid to how the “cake” is divided in the process of primary income distribution. This paper examines the impact of strategic alliances on common prosperity within private firms. The study finds that participation in strategic alliances can increase the labor income share of private firms. The primary mechanisms are the financing flow effect and the human capital upgrading effect. Specifically, strategic alliances help alleviate financing constraints and attract government subsidies, while also generating demand for highly educated and skilled labor. Extended analysis shows that the positive impact of strategic alliances on labor income share is stronger when the firm is located in a highly competitive labor market, belongs to a high-tech industry, includes state-owned partners, or focuses on joint R&D objectives. Further breakdown of labor income share sources indicates that strategic alliances increase the labor income share of ordinary employees, with no evidence that executive compensation is affected. However, the absolute pay gap between ordinary employees and executives is reduced overall. Finally, the positive impact of strategic alliances on labor income share persists over a longer-time horizon. This paper provides a new micro explanation for changes in the labor income share of private firms in the context of strategic alliances and offers important policy implications for further exploring the economic value of strategic alliances and optimizing income distribution.

**Key words:** strategic alliances; labor income share; common prosperity; labor market competition

(责任编辑:王 孜)