

风险投资与企业内共同富裕*

——基于劳动收入份额的视角

杨 晔¹ 武传浩¹ 谈 毅²

(1. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433;

2. 上海交通大学安泰经济与管理学院, 上海 200030)



内容提要:实现全体人民共同富裕是中国式现代化的重要特征。本文立足于现代金融主体在实现全体人民共同富裕战略目标中的支持作用,利用2007—2021年A股上市公司样本,手工整理风险投资的相关数据,基于劳动收入份额视角研究风险投资对企业内部收入分配的影响。结果表明:风险投资显著提升了企业的劳动收入份额。经过一系列内生性检验和稳健性检验,该结论仍然成立。在作用机制上,风险投资主要通过提升企业的自主创新水平,发挥增值与认证作用缓解企业融资约束,并增强企业会计信息的可比性来提升企业劳动收入份额。异质性分析表明,风险投资对企业劳动收入份额的促进效应在非国有企业、劳动密集型企业及竞争行业企业中更为凸显。最后,在进一步讨论中发现,风险投资在促进企业劳动收入份额提升的同时挤占了资本收入份额,并且有助于做大我国的“就业蛋糕”。本文不仅从企业内部收入分配视角拓展了对风险投资增值作用的认识,还为理解金融与共同富裕之间的关系提供了新的视角,同时也为促进共同富裕和推动中国式现代化提供了重要政策启示。

关键词: 风险投资 劳动收入份额 收入分配 共同富裕

中图分类号: F270; F830.59 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2023)08—0167—17

一、引言

当前,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。党的二十大报告进一步指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。改革开放40多年来,我国经济总量已稳居世界第二,经济实力实现了历史性跃升。然而,值得注意的是,中国经济也面临收入分配差距依然较大的问题,基尼系数显著上升,收入差距呈现扩大趋势(郭凯明和罗敏,2021)^[1]。据皮凯蒂在《21世纪资本论》中的发现,资本报酬在整个国民收入中的份额的上升是导致收入分配不平等和贫富差距扩大的直接原因(托马斯·皮凯蒂,2014)^[2]。在现实经济中,向资本所有者支付的利息、租金和红利等资本报酬往往无法流入家庭部门,故资本收入份额过

收稿日期:2022-11-30

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“风险投资网络社群的形成、行为与动态演化路径”(72172077);国家社会科学基金一般项目“多维距离视角下跨境风险投资在华投资动因、模式与绩效研究”(20BJY190)。

作者简介:杨晔,女,教授,博士生导师,研究领域为风险投资、资本市场与公司治理,电子邮箱:young_yeah@mail.shufe.edu.cn;武传浩,男,博士研究生,研究领域为风险投资、资本市场与公司治理,电子邮箱:chuanhaowu@126.com;谈毅,男,研究员,博士生导师,研究领域为风险投资、技术创新管理与评价,电子邮箱:tanyi@sjtu.edu.cn。通讯作者:武传浩。

高直接导致了居民收入分配的不平等。事实上,劳动收入份额的持续下降早已成为了全球性现象(刘亚琳等,2022)^[3]，“卡尔多事实”所秉持的劳动收入份额不变的永恒信念在现实中似乎并不成立。作为居民收入的主要来源,劳动收入份额一方面会直接影响居民的工资水平与收入增长;另一方面,由于初次分配在居民收入体系中占据主导地位,因而提高劳动收入份额是优化社会收入分配格局、保证全体人民共享经济发展成果的内在条件。习近平总书记在二十大报告中强调,“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”。优化收入分配结构不仅关系到我国国民经济的健康发展,而且事关共同富裕战略目标的实现。因此,提高劳动收入份额也日益成为实现劳动报酬与劳动生产率同步提高、居民收入增长和经济发展同步进而实现中国式现代化的应有之义。

党的十八大以来,我国资本市场实现了增“量”提“质”的稳步发展。但不可否认的是,我国以银行信贷为主的间接融资体系仍存在进一步调整优化的空间,以风险投资为代表的直接融资体系亟待进一步发展。林毅夫等(2019)^[4]指出,构建现代化金融体系、深化金融供给侧结构性改革的关键在于化解我国金融结构性矛盾,尤其是直接融资与间接融资之间的结构矛盾。“健全资本市场功能,提高直接融资比重”,也是党的二十大报告为新形势下的资本市场改革发展稳定工作部署的重要任务。而风险投资作为现代金融体系中直接金融安排的主要形式,正逐步成为我国经济结构转型和高质量发展的新引擎。本文试图以风险投资为切入点,探索其对企业劳动收入份额的影响,以期为理解金融与共同富裕之间的关系提供经验证据。纵观以往研究,现有文献已分别围绕风险投资与劳动收入份额开展了大量研究,但将二者衔接起来的研究不多。与本文相近的一支文献是施新政等(2019)^[5]基于股权分置改革研究了金融市场对企业劳动收入份额的影响,紧接着少数学者围绕企业金融化(罗明津和铁瑛,2021)^[6]、卖空放松约束(江轩宇和贾婧,2021)^[7]及资本市场对外开放(江轩宇和朱冰,2022)^[8]等视角展开了一些研究。风险投资作为战略投资者,同时也作为金融市场中重要的机构投资者,是否也会以及通过何种渠道影响企业的劳动收入份额呢?尚未有文献对这一问题做出回应。

与既有文献相比,本文的可能贡献在于以下三个方面:其一,已有研究对风险投资增值作用的探讨多聚焦于其如何“做大蛋糕”,而本文则系统考察了风险投资在初次分配中对“切好蛋糕”的影响。本文的结论表明,风险投资在“做大蛋糕”与“切好蛋糕”两方面并行不悖,风险投资的“逐利动机”与共同富裕目标并不冲突。其二,本文从收入分配视角考察风险投资介入的经济后果,有助于拓展与延伸“金融与共同富裕”领域相关研究。尽管已有部分文献探讨了金融发展与共同富裕之间的关系,但学术界尚未得到一致的结论,并忽视了以风险投资为代表的直接金融安排的收入分配效应。本文利用手工整理的风险投资数据,系统探讨风险投资如何影响企业劳动收入份额,不仅有助于理解“提高直接融资比重”在深化金融供给侧结构性改革中的重要意义,而且为验证现代金融主体在实现全体人民共同富裕战略目标中的支持作用提供了新的研究视角。其三,本文研究了风险投资影响企业劳动收入份额的机制,为考察企业内部收入分配的动因提供了新的解释。本文研究发现风险投资能够通过促进自主创新、缓解融资约束以及增强会计信息可比性促进企业劳动收入份额的提升,并且该效应在不同产权性质、要素密集度以及行业竞争程度的企业之间存在异质性,这有助于深入理解风险投资影响企业劳动收入份额的作用机理,从而为优化收入分配格局提供参考依据。

二、文献回顾、理论分析与研究假说

1. 文献回顾

关于劳动收入份额的变化因素,学术界主要围绕宏观和微观两个层面展开了一系列研究。早期文献强调经济发展阶段(李稻葵等,2009)^[9]、产业结构(白重恩和钱震杰,2010)^[10]等宏观因素

对劳动收入份额的影响,发现劳动收入份额的下降不仅是产业结构转型与经济发展中的阶段性特征(罗长远和张军,2009)^[11],其变动还具有一定的周期性(马草原和王美花,2015)^[12]。不难看出,宏观层面的研究更多关注的是产业结构和经济发展规律的影响,但由于宏观数据平滑了群体差异,故无法解释产业内部各个部门的劳动收入份额的变动。近期有学者则尝试从微观企业的视角给予解释。一部分学者认为,技术进步偏向导致收入在要素之间的分配也表现出明显的偏向性(Acemoglu,2010)^[13]。有偏型技术进步不仅会影响产业内的劳动收入份额变化,还会诱致要素在产业间流动,进而对劳动收入份额变化的结构效应产生影响(王林辉和袁礼,2018)^[14]。另一部分学者则认为,由资本替代劳动所引致的资本深化是导致劳动收入份额变动的直接因素(罗楚亮和倪青山,2015^[15];郭凯明,2019^[16])。陈登科和陈诗一(2018)^[17]通过测算发现中国资本劳动替代弹性显著大于1,并指出抑制资本劳动相对价格下降是缓解中国劳动收入份额下降的重要手段。还有少数学者关注了贸易自由化与劳动收入份额的关系,发现贸易自由化不仅通过降低技术引进成本导致资本替代劳动(余森杰和梁中华,2014)^[18],还会改变劳动集约度(杜鹏程等,2022)^[19],从而降低了企业劳动收入份额。

就影响企业劳动收入份额的因素而言,除上述原因之外,资本市场及金融发展也是近期文献关注的焦点。20世纪90年代中期以来,由金融环境变化所导致的企业微观行为变动是中国劳动收入份额下降的重要原因(汪伟等,2013)^[20]。近年来,随着金融改革的持续推进,资本市场通过完善公司治理与促进工资的市场化,能够对企业劳动收入份额产生重要影响(施新政等,2019)^[5]。进一步地,国内学者陆续从企业金融化(罗明津和铁瑛,2021)^[6]、卖空放松约束(江轩宇和贾婧,2021)^[7]以及资本市场对外开放(江轩宇和朱冰,2022)^[8]等维度探讨了劳动收入份额的变化动因。

通过上述文献回顾不难发现,虽然已有研究从多个维度探讨了劳动收入份额的变动因素,但关于资本市场与共同富裕之间关系的文献有待进一步补充。风险投资作为现代金融体系中直接金融安排的主要形式,现有文献缺少关于其对企业内部收入分配的影响的关注。由此,本文将考察风险投资是否以及如何影响企业劳动收入份额,以弥补现有研究的不足。

2. 理论分析与研究假说

所谓劳动收入份额,是指劳动报酬占全部要素报酬的比重。在现实经济中,再分配是在初次分配的基础上对收入进行调节的过程,而初次分配在很大程度上决定着最终分配格局的实现(郭庆旺和吕冰洋,2012)^[21]。因此,劳动收入份额与国民收入分配格局密切相关。风险投资作为企业融资的重要来源,在标的企业的成长过程中发挥了重要的培育作用,这一过程增加了企业对劳动力的雇佣需求并支出更多的劳动报酬。另一方面,风险投资带来的高技术成果转化过程也增加了企业对高端劳动力尤其是研发人员的需求,进而导致高端劳动力价格的大幅上涨。值得关注的是,除了为被投资企业直接提供大量的资金支持以外,创新赋能和监督治理职能也被视为风险投资帮助企业实现价值增值的重要路径(Lerner,1995^[22];潘越等,2022^[23])。既有文献指出,技术创新(Acemoglu,2010)^[13]、信息不对称(江轩宇和林莉,2022)^[24]则是决定劳动收入份额高低的关键因素。因此,本文认为风险投资可能通过以下三条路径作用于企业劳动收入份额:

(1)自主创新机制。已有研究表明,风险投资在企业创新活动中扮演着重要角色(陈思等,2017)^[25]。首先,被投资企业能否实现价值增值关乎风险投资活动的成败,因此风险投资通常会主动帮助企业获取重大创新的互补性资产,带来创新资源的直接嵌入。其次,风险投资还能够为被投资企业带来技术、产品与商业模式的前沿信息,帮助企业对创新项目进行管理和培育,并为企业管理团队与研发人员提供专业化辅导。事实上,企业创新本身是一次“伟大的冒险活动”,具有高风险、高投入、周期长的特征。与传统融资方式相比,风险投资的投资周期通常为5~7年,更能够保障长期研发过程中的资金需求及稳定性。熊彼特在“创造性破坏”理论中指出,技术进步必然伴随着企业

对高技能劳动力需求的不断上升。随着我国与发达国家技术差距的缩小,技术进步的主要来源由引进国外先进技术转变为国内自主研发创新,而这一过程促进了劳动偏向性技术进步,进而促进了劳动收入份额的提升(郑江淮和荆晶,2021)^[26]。吴鹏等(2018)^[27]也强调技术进步偏向的作用,指出企业自主创新能力的提升带来的技术原创使得技术进步更多偏向于劳动,进而提升了劳动收入份额。此外,企业创新活动较大程度依赖人力资本来创造知识型资产(Moshirian等,2021)^[28],企业愿意支出更多的劳动报酬来吸引和留住人才。

(2) 融资约束机制。由于中国的金融体系还存在诸多不完善之处(张一林等,2021)^[29],现行的资本市场无法满足企业的融资需求,特别是中小(民营)企业。当企业面临外部融资困难时,不仅会使其被迫通过利润留存方式进行内源融资,还会使得企业减少劳动力的雇佣或压缩现有员工的工资水平,进而造成劳动收入份额下降(汪伟等,2013)^[20]。同时,劳动报酬具有准固定成本的属性,且企业职工薪酬的支付与经营活动现金流入的期限不匹配,因此当企业没有持续、充足的现金流支持时,企业无法支付员工的工资和其他相关支出。风险投资介入后,不仅可以直接通过注入资金缓解企业当前面临的融资约束,还有助于缓解企业后续的融资约束程度(胡刘芬和周泽将,2018)^[30]。首先,风险投资具有“认证”功能。风险投资作为专业的投资者,通常能够筛选到优质的投资对象,向资本市场传递被投资企业具有成长潜力的正面信号,从而吸引更多高声誉的承销商及投资者的关注,有利于被投资企业进一步吸引融资。其次,风险投资凭借其丰富的社会网络资源,还可以为企业带来特殊的“增值”效应。风险投资往往与投资银行、商业银行以及其他风险投资机构具有密切的关系网络,这些网络甚至可以直接为被投资企业给予资金支持(Barry等,1990^[31];Hochberg等,2007^[32])。

(3) 信息传递机制。会计信息质量是影响劳动收入份额的重要因素(江轩宇和林莉,2022)^[24]。具体地,高质量的会计信息有利于投资者根据企业的基本面信息和财务报表中的会计数字做出更为明智的投资决策(Franco等,2011)^[33],并减少企业内部人的利益侵占倾向(袁知柱和张小曼,2020)^[34]。随着会计信息可比性的提高,企业将会更容易吸引外部投资来扩大生产经营,并弱化了经营者产生利用资本要素替代劳动要素的倾向,进而有利于劳动收入份额的提升。风险投资具有“监督”功能(Barry等,1990^[31];Colombo等,2016^[35]),为了减少代理问题带来的逆向选择与道德风险,通常会向被投资企业派驻董事会代表,并在投资契约中设置股权保留条款,通过有效的监督机制促使企业内部“掌舵人”以企业价值最大化为目标(Lerner,1995)^[22]。此外,由于会计信息质量直接影响了风险投资评估和筛选投资项目所付出的信息成本(罗琦和罗洪鑫,2018)^[36],因此也会要求被投资企业提供更加可比的会计信息。

综合上述分析,本文提出下述研究假说:

H₁: 在其他条件不变的情况下,风险投资可以提高企业的劳动收入份额。

本文理论分析的逻辑框架如图1所示:

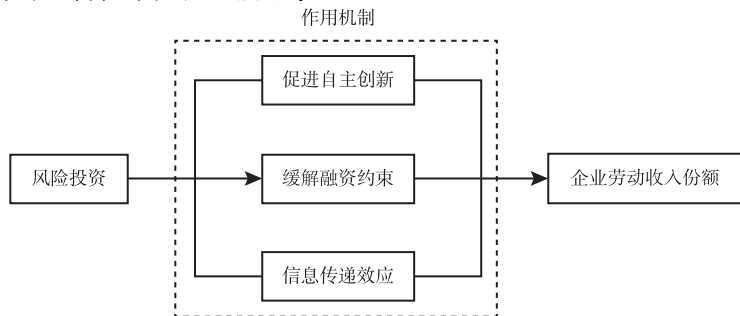


图1 逻辑框架

三、研究设计

1. 样本数据

本文以2007—2021年沪深两市的上市公司为研究对象,风险投资数据通过上市公司年报、风险投资官网、公开网络等途径手工整理获得,其他样本数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)。参照已有文献(施新政等,2019^[5];江轩宇和朱冰,2022^[8])的做法,本文对原始数据进行了如下处理:剔除金融类和房地产类上市公司;剔除ST、*ST类企业的样本;剔除数据缺失严重的样本;为了消除极端值的影响,对本文所涉及的主要连续变量,在1%和99%的水平上进行缩尾(Winsorize)处理。经过以上处理,本文共获得27238个企业年度样本观测值。

2. 模型设定与变量度量

借鉴已有研究(施新政等,2019^[5];江轩宇和朱冰,2022^[8]),本文构建如下模型检验风险投资对企业劳动收入份额的影响:

$$LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 VC + \gamma ControlVariables + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,LS为公司*i*在第*t*年的劳动收入份额。参考施新政等(2019)^[5]、江轩宇和朱冰(2022)^[8],本文采用要素增加值法衡量LS,即LS=支付给职工以及为职工支付的现金/(营业收入-营业成本+支付给职工以及为职工支付的现金+固定资产折旧)。同时,为了使LS在取值上更加符合正态分布,参照方军雄(2011)^[37]和魏下海等(2013)^[38]的处理方式,还对LS进行了对数化处理LN(LS/(1-LS))。

VC是企业是否有风险投资介入的虚拟变量。若企业当年十大股东中有风险投资介入,则赋值为1,否则赋值为0。对于上市公司是否有风险投资介入,本文参照吴超鹏等(2012)^[39]的做法,按照如下标准认定:若上市公司十大股东的名称含有“风险投资”“创业投资”“创业资本投资”,则直接认定为是有风险投资持股的上市公司;此外,对于十大股东中含有“高科技投资”“高新投资”“创新投资”“科技投资”“技术改造投资”“信息产业投资”“科技产业投资”“高科技股份投资”“高新技术产业投资”“技术投资”“投资公司”“投资有限公司”字样的公司,则通过以下两个途径进一步确认:第一,通过查阅中国科学技术发展战略研究院科技投资研究所编制的《中国创业风险投资发展报告》,查找在2007—2021年度被该报告所收录的风险投资公司名录,将待定股东与风险投资名录进行对比,若该股东被收录,则确认为有风险投资持股的上市公司;第二,通过网络搜索查询股东的主营业务,若其中含有“风险投资”“创业投资”“创业资本投资”“非上市企业股权投资”,则作为有风险投资持股的上市公司。

ControlVariables为影响企业劳动收入份额的一组控制变量。参考施新政等(2019)^[5]、江轩宇和朱冰(2022)^[8]的做法,主要控制如下变量:公司规模(Size),用期末总资产(取对数)衡量;财务杠杆(Lev),以当年资产负债率衡量;资本产出比(KY),采用固定资产净额与营业收入比值衡量;资本密集度(CI),总资产除以营业收入;盈利能力(ROA),采用净利润与总资产比值衡量;第一大股东持股比例(TOP1);董事会独立性(Indep),独立董事人数与董事会人数的比值;上市年限(LISTYEAR);行业赫芬达尔指数(HHI),行业内所有上市公司的营业收入占比的平方和;管理层持股(MHOLD),管理层持股数占总股本的比例;托宾Q值(Tobin Q),市值与总资产之比;上市公司注册省份的GDP增长率(GGDP)。最后,本文还控制了行业与年度固定效应,并在回归中采用公司层面聚类调整的稳健标准误。

3. 描述性统计

上述各研究变量的描述性统计结果如表1所示。被解释变量LS的样本均值为0.287,最小值为0.068,最大值为0.674,表明不同企业间的劳动收入份额存在较大差异。解释变量VC均值为

0.224,说明在选定的样本期间内 22.4% 的样本有风险资本介入,共涉及 27238 个样本观测值。控制变量的统计结果与现有研究基本相同,不存在显著差异。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>LS</i>	27238	0.287	0.119	0.068	0.674
$LN(LS/(1-LS))$	27238	-0.986	0.621	-2.616	0.728
<i>VC</i>	27238	0.224	0.417	0	1
<i>Size</i>	27238	22.180	1.233	19.920	26.010
<i>Lev</i>	27238	0.436	0.197	0.060	0.873
<i>KY</i>	27238	0.525	0.599	0.007	3.712
<i>CI</i>	27238	2.338	1.830	0.384	11.850
<i>ROA</i>	27238	0.036	0.063	-0.273	0.196
<i>TOP1</i>	27238	33.880	14.700	8.500	73.330
<i>Indep</i>	27238	0.374	0.053	0.308	0.571
<i>LISTYEAR</i>	27238	2.257	0.660	0.693	3.296
<i>HHI</i>	27238	0.098	0.103	0.016	0.635
<i>MHOLD</i>	27238	0.058	0.122	0	0.569
<i>Tobin Q</i>	27238	2.084	1.322	0.864	8.550
<i>GGDP</i>	27238	0.102	0.051	0.005	0.246

四、实证结果分析

1. 基准回归结果

表 2 列示了风险投资对企业劳动收入份额的影响结果。第(1)列中,当被解释变量为 *LS* 时,风险投资(*VC*)的系数在 5% 的水平下显著为正,与本文的理论预期保持一致。从经济意义上看,这意味着风险投资介入后,标的企业的劳动收入份额平均提升 0.6 个百分点。第(2)列,当被解释变量为 $LN(LS/(1-LS))$ 时,风险投资(*VC*)的系数在 1% 的水平下显著为正,进一步支持了本文的研究假说。

表 2 风险投资对企业劳动收入份额的影响

变量	<i>LS</i>	$LN(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)
<i>VC</i>	0.006 ** (0.002)	0.038 *** (0.012)
<i>Size</i>	-0.021 *** (0.002)	-0.112 *** (0.008)
<i>Lev</i>	-0.011 (0.009)	-0.080 * (0.046)
<i>KY</i>	-0.012 *** (0.004)	-0.062 *** (0.020)
<i>CI</i>	-0.002 * (0.001)	-0.020 *** (0.008)

续表 2

变量	<i>LS</i>	$LN(LS/(1 - LS))$
	(1)	(2)
<i>ROA</i>	-0.714 *** (0.022)	-3.668 *** (0.113)
<i>TOP1</i>	0.001 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)
<i>Indep</i>	-0.029 (0.022)	-0.133 (0.115)
<i>LISTYEAR</i>	0.023 *** (0.002)	0.112 *** (0.013)
<i>HHI</i>	-0.014 (0.022)	-0.025 (0.118)
<i>MHOLD</i>	-0.040 *** (0.010)	-0.216 *** (0.050)
<i>Tobin Q</i>	0.000 (0.001)	-0.008 * (0.005)
<i>GDP</i>	0.005 (0.037)	0.008 (0.202)
常数项	0.731 *** (0.033)	1.460 *** (0.174)
行业/年度固定效应	是	是
观测值	27238	27238
调整 R ²	0.379	0.386

注:括号内是经公司层面聚类调整的稳健标准误;*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平,下同

2. 稳健性检验

(1)内生性问题的讨论。基准回归结果证实了风险投资的介入能够促进企业劳动收入份额的提升。虽然本文控制了一系列控制变量以及固定效应,但依然存在潜在的内生性问题。其一,由于风险投资倾向于投资具有新产品、新技术的高增长潜力企业,这些企业往往具有较高的劳动收入份额,因而可能出现“劳动收入份额较高的企业吸引风险投资”,从而导致互为因果的内生性问题。其二,风险投资和企业劳动收入份额可能会同时受到某些不可观测因素的影响。其三,上市公司是否存在风险资本介入可能不是随机的,从而导致样本选择偏差问题。为了尽可能克服这些潜在的内生性问题,本文拟从三个方面对风险投资与劳动收入份额的关系进行再检验,包括工具变量法、Heckman 两阶段检验以及倾向得分匹配检验。

第一,工具变量法。借鉴吴超鹏等(2012)^[39]的研究,本文以上市公司所在省份风险投资机构的密度(*Density*)作为工具变量进行2SLS检验。选择风险投资机构密度作为工具变量的原因在于:一是与内生变量相关。风险投资具有地理临近性和本地偏差,更倾向于投资与自身地理距离相近的企业,以便于更好地监督和培育项目。因此,当企业所处地区风险投资机构的密度越高,其获取风险投资支持的概率也越大。二是满足外生性要求。企业所处地区的风险投资机构密度不太可能直接对企业劳动收入份额产生影响,因而具有较好的外生性特征。表3列示了工具变量两阶段回归结果。第(1)列结果显示,*Density*与风险投资存在显著的正相关关系,通过了1%的显著性检验,且F值大于10,表明工具变量能够较好地满足相关性。从第(2)列和第(3)列结果可知,风险投资对企业劳动收入份额的促进作用均在1%的水平下显著为正,基准回归结果未发生根本性改变。

表 3 工具变量回归

变量	VC	LS	$LN(LS/(1-LS))$
	第一阶段回归	第二阶段回归	
	(1)	(2)	(3)
VC		0.530 *** (0.160)	2.835 *** (0.852)
Density	0.005 *** (0.001)		
控制变量	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是
观测值	27238	27238	27238
调整 R ²	0.123	-3.466	-3.713
Cragg-Donald Wald F	12.917		

第二, Heckman 两阶段检验。风险投资对不同的上市公司可能存在不同的投资偏好,即不同企业的创新能力、盈利能力及成长前景等存在差异,导致风险资本是否介入还可能受到企业自身特征的影响,从而出现自选择问题。本文采用 Heckman 两阶段方法来缓解此类问题。首先,在控制企业的特征变量(即上述控制变量)及上文提及的工具变量的基础上,通过 Probit 模型估计企业获得风险资本支持的概率并得到逆米尔斯比率(IMR)。其次,将逆米尔斯比率(IMR)加入基准回归模型(1)作为控制变量,以检验可能存在的选择性偏差对研究结论的影响。回归结果如表 4 列(1)和列(2)所示。可以看到,IMR 的系数达到了 1% 的显著性水平,说明存在风险投资的分布偏差。进一步地,将 IMR 纳入基准回归模型(1)后,风险投资(VC)的估计系数依然显著为正,均通过了 1% 的统计检验。说明风险投资确实会提升企业劳动收入份额,基准回归结论依旧稳健。

第三,倾向得分匹配。为了进一步控制样本选择偏差问题对研究结论的干扰,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对基准回归结果进行检验。首先,本文以上述控制变量作为匹配变量,将拥有风险投资机构投资者的企业作为处理组样本,其他为对照组;然后,利用 Logit 模型计算处理组样本的倾向得分,使用最近邻匹配(1:1),为处理组寻找特征相似的对照组;最后,依据匹配后的样本,重新估计基准模型。PSM 平衡性检验和共同支撑假设检验结果显示,处理组与对照组之间的所有协变量的偏差明显变小。表 4 第(3)列和第(4)列列示了经 PSM 后的样本回归结果。结果显示,风险投资对两个企业劳动收入份额的系数分别在 10% 和 5% 的水平下显著为正,仍然支持本文结论。

表 4 内生性检验(Heckman 和 PSM)

变量	Heckman 两阶段		PSM	
	LS	$LN(LS/(1-LS))$	LS	$LN(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)	(4)
VC	0.103 *** (0.019)	0.635 *** (0.098)	0.006 * (0.003)	0.036 ** (0.015)
IMR	-0.057 *** (0.011)	-0.347 *** (0.057)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是

续表 4

变量	Heckman 两阶段		PSM	
	LS	LN(LS/(1 - LS))	LS	LN(LS/(1 - LS))
	(1)	(2)	(3)	(4)
观测值	27239	27239	14153	14153
调整 R ²	0.379	0.386	0.382	0.388

(2)其他稳健性检验。第一,更换被解释变量。考虑到指标选取的有效性,参照施新政等(2019)^[5]的做法,本文以营业收入法重新计算企业劳动收入份额,即 $LS = \text{支付给职工以及为职工支付的现金} / \text{营业收入}$,进行再次回归,结果如表 5 第(1)列和第(2)列所示。第二,控制高维固定效应。本文虽然通过控制行业和年度固定效应,能够在一定程度上缓解潜在的内生性问题。但不可否认,不同地区在不同年度的不可观测因素的差异,如劳动要素禀赋、劳动保护和劳动生产率等,也有可能影响企业的劳动收入份额。因此,本文在基准回归中加入地区和时间的联合固定效应,回归结果见表 5 第(3)列和第(4)列。第三,排除机构大股东的影 响。为了排除机构大股东持股对研究结论的干扰,本文在基准回归中进一步加入机构大股东 (Din) 作为控制变量。参照杜勇等(2021)^[40]的做法,如果机构投资者持股比例超过 10%,则赋值为 1,否则为 0,回归结果见表 5 第(5)列和第(6)列。容易看出,在各种稳健性检验中,风险投资的系数至少在 5% 的水平下显著为正,基准回归结果依旧成立。

表 5 其他稳健性检验

变量	LS	LN(LS/(1 - LS))	LS	LN(LS/(1 - LS))	LS	LN(LS/(1 - LS))
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VC	0.004 ** (0.002)	0.043 *** (0.016)	0.006 ** (0.002)	0.039 *** (0.013)	0.005 ** (0.002)	0.036 *** (0.012)
Din					0.013 *** (0.004)	0.062 *** (0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是	是
地区 - 年度	否	否	是	是	否	否
观测值	27238	27238	27238	27238	27238	27238
调整 R ²	0.442	0.476	0.396	0.391	0.380	0.387

五、作用机制分析

根据前文的理论分析,风险投资可能通过促进自主创新、缓解融资约束并增强会计信息可比性来提升企业的劳动收入份额。接下来,本文将对此进行深入探讨,以揭示风险投资影响企业劳动收入份额的真实作用机制。

1. 自主创新机制

本文以研发支出占营业收入 (RD) 之比为中介变量验证自主创新渠道的存在性。表 6 列示了“自主创新”机制的检验结果。在第(1)列中,风险投资对企业研发支出的系数为 0.405,在 1% 的水平下显著为正,表明风险投资促进了企业 R&D 投入的提升。表 6 第(2)列和第(3)列的结果显示,R&D 投入对企业劳动收入份额的系数也显著为正,分别通过了 5% 和 1% 的显著性检验。同时,可以发现,本文即使在控制了中介变量后,风险投资对劳动收入份额的系数依然显著为正。由

由此可见,风险投资介入后,可以帮助企业获取重大创新的互补性资产,带来创新资源的直接嵌入,能够通过提高企业自主研发意愿形成对企业劳动收入份额的提升作用。

表 6 自主创新机制

变量	<i>RD</i>	<i>LS</i>	$LN(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)
<i>VC</i>	0.405 *** (0.088)	0.005 ** (0.002)	0.034 *** (0.012)
<i>RD</i>		0.001 *** (0.000)	0.010 *** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是
观测值	27238	27238	27238
调整 R ²	0.516	0.380	0.388

2. 融资约束机制

已有研究表明,融资约束是制约企业发展的重要因素,尤其对于经济转型国家的企业至关重要(罗党论和甄丽明,2008)^[41]。前文已述及风险投资不仅可以直接通过注入资金缓解企业当前面临的融资约束,还具有“认证”功能,通过向资本市场传递被投资企业具有成长潜力的正面信号,协助企业从外界获取更多的资金、技术以及信息等资源,进而有助于提升企业的劳动收入份额。为了考察风险投资是否能够通过缓解融资约束促进企业劳动收入份额的提升,借鉴 Hubbard(1988)^[42]的做法,本文以 *FC* 指数衡量企业的融资约束程度,并基于如下模型进行估算:

$$Z_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{i,t} + \alpha_2 Lev_{i,t} + \alpha_3 Cashdiv_{i,t}/Totalassets_{i,t} + \alpha_4 MB_{i,t} + \alpha_5 NWC_{i,t}/Totalassets_{i,t} + \alpha_6 EBIT_{i,t}/Totalassets_{i,t} \quad (2)$$

其中,*Cashdiv* 为企业发放的现金股利;*Totalassets* 为企业总资产;*MB* 为企业的市值账面比;*NWC* 为企业的净营运资本;*EBIT* 为企业的息税前利润;其他变量定义与前述相同。紧接着,将 $Z_{i,t}$ 代入模型(3)进行 Logit 回归:

$$P(QUFC = 1)Z_{i,t} = e^{Z_{i,t}}/(1 + e^{Z_{i,t}}) \quad (3)$$

其中,*QUFC* 为依据企业总资产、上市年限及现金股利分配率标准化处理后的均值进行排序后按照上下三分位点设置的虚拟变量。 $P(QUFC = 1)Z_{i,t}$ 即为由 Logit 模型拟合出的 *FC* 指数,该指数越大,意味着企业的融资约束程度越严重。

由表 7 可见,第(1)列的回归结果显示,风险投资对融资约束的系数显著为负,通过了 10% 的显著性检验,意味着风险投资有助于纾解企业的融资困境。进一步地,第(2)列和第(3)列中,融资约束的系数均显著为负,且风险投资的系数也依然显著为正,这表明融资约束的缓解确实有助于企业劳动收入份额的提升。因此,风险投资的“缓解融资约束”效应就会形成对企业劳动收入份额的促进作用。

表 7 融资约束机制

变量	<i>FC</i>	<i>LS</i>	$LN(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)
<i>VC</i>	-0.004 * (0.003)	0.006 ** (0.002)	0.037 *** (0.012)

续表 7

变量	<i>FC</i>	<i>LS</i>	$LN(LS/(1 - LS))$
	(1)	(2)	(3)
<i>FC</i>		-0.031*** (0.008)	-0.153*** (0.041)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是
观测值	27238	27238	27238
调整 R ²	0.801	0.379	0.386

3. 信息传递机制

本文以会计信息可比性(*AC*)为中介变量验证风险投资是否会通过信息传递机制而影响劳动收入份额。参考 De Franco 等(2011)^[43]的方法,本文利用公司 *i* 第 *t* 年及以前连续 16 个季度的数据,基于如下模型估计企业的会计信息质量:

$$EARN_{i,q,t} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}RET_{i,q,t} + \alpha_{2i}Neg_{i,q,t} + \alpha_{3i}RET_{i,q,t} \times NEG_{i,q,t} + \varepsilon_{i,q,t} \quad (4)$$

其中, $EARN_{i,q,t}$ 为公司 *i* 所属年度 *t* 第 *q* 个季度 ($-15 \leq q \leq 0$) 净利润与季度初权益市场价值的比值; $RET_{i,q,t}$ 为公司 *i* 所属年度 *t* 第 *q* 个季度的股票收益率; $Neg_{i,q,t}$ 为哑变量,若 $RET_{i,q,t}$ 为负取值为 1,否则取值为 0。通过模型(4)的回归,可以得到参数 α_{0i} 、 α_{1i} 、 α_{2i} 、 α_{3i} 的估计值。然后,通过下列会计系统转换函数,可以计算得到公司 *i* 和 *j* 的预期盈余:

$$E(EARN_{i,i,q,t}) = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}RET_{i,q,t} + \alpha_{2i}NEG_{i,q,t} + \alpha_{3i}RET_{i,q,t} \times NEG_{i,q,t} \quad (5)$$

$$E(EARN_{i,j,q,t}) = \alpha_{0j} + \alpha_{1j}RET_{i,q,t} + \alpha_{2j}NEG_{i,q,t} + \alpha_{3j}RET_{i,q,t} \times NEG_{i,q,t} \quad (6)$$

其中,公司 *i* 和 *j* 的会计信息可比性 $AC_{i,j,t}$ 即为两家公司预期盈余之差绝对值平均数的相反数。

重复上述方法,可以依次计算出公司 *i* 与同行业其他公司的会计信息可比性,公司 *i* 第 *t* 年的会计信息可比性:

$$AC_{i,t} = (1/(N - 1)) \times \sum_{j=1}^{N(j \neq i)} AC_{i,j,t} \quad (7)$$

其中, $AC_{i,t}$ 的取值越大,表明公司 *i* 的会计信息可比性越高。

从表 8 可见,第(1)列中,风险投资的回归系数显著为正,表明风险投资通过有效的监督机制促使企业提供更加可比的会计信息,有助于提升企业的会计信息质量。在第(3)列中,会计信息可比性对企业劳动收入份额的系数也显著为正,这进一步表明风险投资能够通过增强企业会计信息可比性提升企业的劳动收入份额。

表 8 信息传递机制

变量	<i>AC</i>	<i>LS</i>	$LN(LS/(1 - LS))$
	(1)	(2)	(3)
<i>VC</i>	0.0003** (0.000)	0.009*** (0.003)	0.055*** (0.015)
<i>AC</i>		0.180 (0.230)	2.290* (1.179)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是
观测值	16829	16829	16829
调整 R ²	0.175	0.420	0.428

六、异质性分析和进一步讨论

1. 异质性分析

(1)企业所有权性质异质性。表9列示了基于企业所有权性质的分样本估计结果。不难发现,在非国有企业中风险投资的估计系数显著为正,而在国有企业中并不显著,且前者系数绝对值更大。由于我国金融体系尚不完善,非国有企业往往面临着较大的融资约束,故风险投资的介入更能够缓解非国有企业面临的融资困境。同时,国有企业是国民经济发展的中坚力量,承担着经济目标和非经济目标等多重社会责任,政府对企业的控制也更强。因此,风险投资对国有企业控股股东的制衡约束作用较弱,在管理层中也难以拥有话语权,为国有企业带来的“增值”作用小于非国有企业。

表9 异质性分析1:基于企业所有权性质的分组检验

变量	LS	LS	$LN(LS/(1-LS))$	$LN(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
VC	0.003 (0.004)	0.006** (0.003)	0.021 (0.018)	0.036** (0.016)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	11139	15635	11139	15635
调整 R^2	0.464	0.383	0.474	0.395

(2)企业要素密集度异质性。为进一步考察不同要素密集度企业的劳动收入份额受风险投资影响的差异,本文按照劳动力投入密集度的年度中位数高低将企业划分为劳动密集型企业 and 资本密集型企业。表10列示了企业要素密集度异质性的回归结果。可以看到,相比于资本密集型企业,风险投资对企业劳动收入份额的影响在劳动密集型企业中更为显著,且系数更大。这些结果表明,风险投资对劳动收入份额的促进作用在劳动密集型企业中更为凸显。由于劳动密集型企业在生产与经营活动中更加依赖于劳动力投入,因此要素收入分配也向劳动倾斜。

表10 异质性分析2:基于要素密集度的分组检验

变量	LS	LS	$LN(LS/(1-LS))$	$LN(LS/(1-LS))$
	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动密集型企业	资本密集型企业	劳动密集型企业	资本密集型企业
VC	0.010*** (0.003)	0.003 (0.003)	0.062*** (0.016)	0.020 (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	13619	13617	13619	13617
调整 R^2	0.401	0.413	0.418	0.427

(3)行业竞争程度异质性。当企业所面临的行业竞争越激烈时,更容易受与其拥有相似商业模式、创新水平、资源禀赋的竞争对手的威胁。此时,风险投资为竞争行业企业提供的资金支持、信

息共享、商业模式、管理经验等增值服务更能发挥其作用。为了验证该理论预期,本文以上市公司所在行业的赫芬达尔指数来衡量行业竞争程度(钱学锋等,2015)^[44],按照年度按中位数高低划分为垄断行业企业和竞争行业企业,在两组样本中重新对模型(1)进行估计。表 11 列示了行业竞争程度异质性的回归结果。可以发现,在竞争行业企业中风险投资的估计系数显著为正,而在垄断行业企业中并未通过显著性检验。这些结果表明,风险投资对劳动收入份额的促进作用在竞争行业企业中更为凸显。

表 11 异质性分析 3: 基于行业竞争程度的分组检验

变量	LS	LS	LN(LS/(1-LS))	LN(LS/(1-LS))
	(1)	(2)	(3)	(4)
	竞争行业企业	垄断行业企业	竞争行业企业	垄断行业企业
VC	0.008 ** (0.003)	0.003 (0.003)	0.051 *** (0.018)	0.026 (0.016)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是
观测值	13668	13565	13668	13565
调整 R ²	0.349	0.416	0.357	0.423

2. 进一步讨论

从前文的结果可知,风险投资显著提升了企业的劳动收入份额,具有“切好蛋糕”的作用。然而,仍有一些相关的问题有待回答,例如风险投资介入后企业的资本收入份额发生了怎样的变化?风险投资是否也具有做大“就业蛋糕”的功能?本文对此展开进一步讨论。

第一,本文讨论了风险投资对企业资本收入份额的影响。为了探究风险投资对资本收入份额的影响,本文采用要素增加值法测算企业资本收入份额(CS),即 $CS = (\text{营业收入} - \text{营业成本} + \text{固定资产折旧}) / (\text{营业收入} - \text{营业成本} + \text{支付给职工以及为职工支付的现金} + \text{固定资产折旧})$;同时,为了刻画两类要素收入份额的相对变动,采用资本与劳动收入份额之比来衡量资本相对收入份额(CL),然后分别检验风险投资对两者的影响,结果见表 12 第(1)列和第(2)列。可以发现,无论是对资本收入份额还是资本相对收入份额,风险投资的估计系数均显著为负,这表明风险投资在提升劳动收入份额的同时,挤占了资本收入份额,从而表现为资本收入份额的相对下降。

第二,本文考察了风险投资对做大“就业蛋糕”的影响。既有文献多考察风险投资的“做大蛋糕”功能,但缺少对其能否做大“就业蛋糕”的讨论。Samila 和 Sorenson(2011)^[45]基于美国的数据,发现风险投资对就业具有积极的促进作用。为了验证风险投资能否做大我国的“就业蛋糕”,表 12 第(3)列以员工人数对数(EM)为被解释变量进行回归。不难发现,风险投资的估计系数在 1% 的水平下显著为正,表明风险投资对做大“就业蛋糕”具有一定的促进作用。进一步地,分行业来看,劳动密集型企业的估计结果如表 12 第(4)列所示,风险投资的系数显著为正,通过了 1% 的显著性检验,表明风险投资能够促进我国劳动密集型企业的就业创造能力。有意思的是,如表 12 第(5)列所示,在资本密集型行业中,风险投资的系数虽不显著但为负。由于资本密集型行业的生产经营过程更多依赖设备投资,故风险投资在资本密集型企业中可能会产生一定的替代效应。总体而言,风险投资的就业创造效应超过了替代效应,有助于做大我国的“就业蛋糕”。

表 12

进一步讨论

变量	CS	CL	EM	EM	EM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VC	-0.006 ** (0.002)	-0.188 *** (0.047)	0.028 *** (0.010)	0.047 *** (0.013)	-0.008 (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度固定效应	是	是	是	是	是
观测值	27238	27238	27221	13602	13617
调整 R ²	0.378	0.323	0.713	0.820	0.854

七、研究结论与启示

1. 研究结论

提高劳动收入份额以优化收入分配格局,是保证全体人民共享经济发展成果、实现共同富裕的重要举措。本文在理论上阐述了风险投资影响企业劳动收入份额的内在机理,基于手工整理的风险投资相关数据,并以2007—2021年A股上市公司为样本,在微观层面深入探讨了风险投资对企业劳动收入份额的影响效应,并检验了其作用渠道。研究发现:首先,风险投资显著提升了企业的劳动收入份额。经过一系列内生性和稳健性检验,该结论仍然成立。在作用机制上,风险投资主要通过提升企业的自主创新水平,发挥增值与认证作用缓解企业面临的融资约束,并增强企业会计信息的可比性来提升企业劳动收入份额。其次,风险投资对企业劳动收入份额的促进效应会由于企业所有权性质、要素密集度和行业竞争程度的不同存在明显差异,即在非国有企业、劳动密集型企业及竞争行业企业中,风险投资对劳动收入份额的促进效应更为凸显。进一步讨论发现,风险投资在提升企业劳动收入份额的同时,还挤占了资本收入份额,而且有助于做大我国的“就业蛋糕”。

2. 政策启示

根据上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,不断深化金融供给侧结构性改革,加快发展风险投资、私募股权基金等直接融资体系,提高直接融资比重。以“追逐利益”为目标的风险投资等直接融资主体能否在实现全体人民共同富裕战略目标中发挥支持作用?本文的结论表明,风险投资的“逐利动机”与共同富裕目标并不冲突,风险投资在“做大蛋糕”与“切好蛋糕”两方面并行不悖,因为风险投资还具有超越银行信贷等间接融资主体的“增值服务”职能。然而,我国融资结构长期以间接融资为主,以风险投资为代表的直接融资体系还有待进一步发展。为此,政府部门要积极引导与加快以风险投资、私募股权基金等为代表的直接融资体系的发展,充分发挥直接融资对实现全体人民共同富裕战略目标的优势功能。一方面,要继续健全多层次资本市场体系,强化股权交易市场功能,规范并健康引导我国并购市场的发展,为风险投资提供更多类型的退出渠道,从而建立多层次的风险投资进入和退出机制。另一方面,政府要进一步拓宽风险投资的资金供给渠道,鼓励其他金融机构及社保基金等进入风险投资行业,并适当放宽对境外VC的限制,引进并借鉴国外风险投资的管理模式,促进我国风险投资行业的进一步发展。

第二,从风险投资的收入分配效应的实现路径来看,本文研究发现,促进企业自主创新、缓解融资约束以及提高会计信息可比性,是风险投资提升企业劳动收入份额的重要作用机制。因此,政府首先要完善创新导向的资本市场体系,加大对创新型企业的政策支持力度,鼓励企业家与科

学家创新合作,推动高技术成果转化与产业化,同时优化与技术创新相匹配的人力资本结构,为企业创新发展注入持续动力。其次,政府应增大对企业特别是中小企业的融资支持力度,拓展银行信贷融资渠道,并持续推进银行业改革,增加银行对中小企业、民营企业的长期信贷供给,提高金融资源配置效率。最后,监管部门应增加对企业会计信息披露的监管力度,加大对财务舞弊、会计信息造假等行为的处罚,提升企业的会计信息质量,从而降低外部投资者与企业间的信息不对称程度。

第三,本文发现风险投资对劳动收入份额的影响在不同类别的企业间差异较大,这表明风险投资并不能完美地优化收入分配,尤其是风险投资对劳动收入份额的促进效应表现为在劳动密集型企业中更为凸显。因此,政府部门应当根据不同企业的特征差异化地制定与完善薪酬福利政策等制度安排,并结合税收优惠和财政补贴等政策,加大财税制度对收入分配的调节力度,降低资本所有者对劳动者收入的挤占;同时,提高劳动者特别是一线劳动者的薪资待遇,完善劳动者权益保障制度,让广大劳动者切实享受到“资本市场发展红利”。

第四,就风险投资在资本市场中所同时扮演着机构投资者角色的角度而言,应重视并充分发挥机构投资者治理对企业内部收入分配的调节作用。伴随着全面深化改革取得重大突破,中国资本市场制度体系日趋完备,机构投资者占比持续攀升已成为资本市场发展的必然趋势。本文研究发现,长期资金支持、公司治理状况的改善是风险投资提升企业劳动收入份额的关键动因。风险投资作为典型的机构投资者,能够对上市公司存在的“一股独大”现象能够有效制衡。因此,应继续完善有利于机构投资者参与资本市场的制度机制,优化中长期资金入市环境;同时,建立对机构投资者的长期考核机制,并鼓励引导机构投资者秉持以长期投资、价值投资为导向的投资理念,有效发挥机构投资者在上市公司增“量”提“质”中的重要作用。

3. 研究局限与展望

本研究还存在不足之处。由于数据的局限性,本文尚未考虑风险投资的差异化投资策略对企业劳动收入份额的影响,也未分行业开展对比性分析。未来可以将样本聚焦于劳动密集型企业及偏好技术进步型企业等,进一步采取访谈与调研的方法,并考虑区域环境及公司治理因素对风险投资与企业劳动收入份额之间关系的影响,以期更深入地探究风险投资改善收入分配的具体渠道和机制。

参考文献

- [1] 郭凯明,罗敏.有偏技术进步、产业结构转型与工资收入差距[J].北京:中国工业经济,2021,(3):24-41.
- [2] 托马斯·皮凯蒂.21世纪资本论[M].巴曙松等译.北京:中信出版社,2014.
- [3] 刘亚琳,申广军,姚洋.我国劳动收入份额:新变化与再考察[J].北京:经济学(季刊),2022,(5):1467-1488.
- [4] 林毅夫,付才辉,任晓猛.金融创新如何推动高质量发展:新结构经济学的视角[J].北京:金融论坛,2019,(11):3-13.
- [5] 施新政,高文静,陆瑶,李蒙蒙.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].北京:经济研究,2019,(12):21-37.
- [6] 罗明津,铁瑛.企业金融化与劳动收入份额变动[J].北京:金融研究,2021,(8):100-118.
- [7] 江轩宇,贾婧.企业债券融资与劳动收入份额[J].上海:财经研究,2021,(7):139-153.
- [8] 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].北京:经济学(季刊),2022,(4):1101-1124.
- [9] 李稻葵,刘霖林,王红领.GDP中劳动份额演变的U型规律[J].北京:经济研究,2009,(1):70-82.
- [10] 白重恩,钱震杰.劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J].北京:世界经济,2010,(12):3-27.
- [11] 罗长远,张军.经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究[J].北京:中国社会科学,2009,(4):65-79,206.
- [12] 马草原,王美花.经济波动与劳动收入份额——基于省际面板数据的分析[J].北京:财贸经济,2015,(9):118-134.

- [13] Acemoglu, D. When Does Labor Scarcity Encourage Innovation? [J]. *Journal of Political Economy*, 2010, (6): 1037 - 1078.
- [14] 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]. 北京: 经济研究, 2018, (11): 115 - 131.
- [15] 罗楚亮, 倪青山. 资本深化与劳动收入比重——基于工业企业数据的经验研究[J]. 北京: 经济学动态, 2015, (8): 40 - 50.
- [16] 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]. 北京: 管理世界, 2019, (7): 60 - 77, 202 - 203.
- [17] 陈登科, 陈诗一. 资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额[J]. 北京: 世界经济, 2018, (12): 73 - 97.
- [18] 余森杰, 梁中华. 贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析[J]. 北京: 管理世界, 2014, (7): 22 - 31.
- [19] 杜鹏程, 刘睿雯, 张烁珣. 要素成本与劳动收入份额: 来自最低工资与进口关税的证据[J]. 北京: 世界经济, 2022, (2): 85 - 110.
- [20] 汪伟, 郭新强, 艾春荣. 融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费[J]. 北京: 经济研究, 2013, (11): 100 - 113.
- [21] 郭庆旺, 吕冰洋. 论要素收入分配对居民收入分配的影响[J]. 北京: 中国社会科学, 2012, (12): 46 - 62, 207.
- [22] Lerner, J. Venture Capitalists and the Oversight of Private Firms[J]. *Journal of Finance*, 1995, 50, (1): 301 - 318.
- [23] 潘越, 刘承翊, 林淑萍, 张鹏东. 风险资本的治理效应: 来自 IPO 暂停的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2022, (5): 121 - 139.
- [24] 江轩宇, 林莉. 会计信息可比性与劳动收入份额[J]. 北京: 金融研究, 2022, (4): 57 - 76.
- [25] 陈思, 何文龙, 张然. 风险投资与企业创新: 影响和潜在机制[J]. 北京: 管理世界, 2017, (1): 158 - 169.
- [26] 郑江淮, 荆晶. 技术差距与中国工业技术进步方向的变迁[J]. 北京: 经济研究, 2021, (7): 24 - 40.
- [27] 吴鹏, 常远, 陈广汉. 技术创新的中等收入分配效应: 原创还是引进再创新[J]. 上海: 财经研究, 2018, (7): 126 - 141.
- [28] Moshirian, F., X. Tian, and W. Zhang. Stock market liberalization and innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, (3): 985 - 104.
- [29] 张一林, 林毅夫, 朱永华. 金融体系扭曲、经济转型与渐进式金融改革[J]. 北京: 经济研究, 2021, (11): 14 - 29.
- [30] 胡刘芬, 周泽将. 风险投资机构持股能够缓解企业后续融资约束吗? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 北京: 经济管理, 2018, (7): 91 - 109.
- [31] Barry, C. B., C. J. Muscarella, J. W. Peavy, and M. R. Vetsuypens. The role of venture capital in the creation of public companies [J]. *Journal of Financial Economics*, 1990, 27, (2): 447 - 471.
- [32] Hochberg, Y. V., A. Ljungqvist, and Y. Lu. Whom You Know Matters: Venture Capital Networks and Investment Performance[J]. *Journal of Finance*, 2007, 62, (1): 251 - 301.
- [33] Franco, G. D., S. P. Kothari, and R. S. Verdi. The Benefits of Financial Statement Comparability[J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49, (4): 895 - 931.
- [34] 袁知柱, 张小曼. 会计信息可比性与企业投资效率[J]. 北京: 管理评论, 2020, (4): 206 - 218.
- [35] Colombo, M. G., D. J. Cumming, and S. Vismara. Governmental Venture Capital for Innovation Young Firms[J]. *Journal of Technology Transfer*, 2016, 41, (1): 10 - 24.
- [36] 罗琦, 罗洪鑫. 风险资本的“价值增值”功能分析——基于网络信息披露的视角[J]. 天津: 南开管理评论, 2018, (1): 63 - 74.
- [37] 方军雄. 劳动收入比重, 真的一致下降吗? ——来自中国上市公司的发现[J]. 北京: 管理世界, 2011, (7): 31 - 41, 188.
- [38] 魏下海, 董志强, 刘愿. 政治关系、制度环境与劳动收入份额——基于全国民营企业调查数据的实证研究[J]. 北京: 管理世界, 2013, (5): 35 - 46, 187.
- [39] 吴超鹏, 吴世农, 程静雅, 王璐. 风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2012, (1): 105 - 119, 160.
- [40] 杜勇, 孙帆, 邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (6): 155 - 173.
- [41] 罗党论, 甄丽明. 民营控制、政治关系与企业融资约束——基于中国民营上市公司的经验证据[J]. 北京: 金融研究, 2008, (12): 164 - 178.
- [42] Hubbard, R. Capital-Market Imperfections and Investment[J]. *Journal of Economic Literature*, 1988, 36, (1): 193 - 225.
- [43] De Franco, G., S. Kothari, and R. Verdi. The Benefits of Financial Statement Comparability[J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, (49): 895 - 931.
- [44] 钱学锋, 潘莹, 毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置[J]. 北京: 世界经济, 2015, (8): 80 - 106.
- [45] Samila, S., O. Sorenson. Venture Capital, Entrepreneurship, and Economic Growth[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93, (1): 338 - 349.

Venture Capital and Common Prosperity within Firms: A Perspective based on Labor Income Share

YANG Ye¹, WU Chuan-hao¹, TAN Yi²

- (1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China;
2. Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai, 200030, China)

Abstract: Chinese-style modernization is a modernization of common prosperity for all people. Labor income share not only directly affects the wage level and income growth of residents, but also relates to how much the people share the fruits of economic development, and therefore largely reflects the fairness of income distribution. For a long time, China's financial structure is dominated by indirect financing, and the direct financing system represented by venture capital needs to be further developed. Will venture capital, as the main form of direct financial arrangement in the modern financial system, affect labor income share of enterprises and through what channels?

In order to solve these problems, this paper firstly theoretically elaborates the intrinsic mechanism of venture capital influencing labor income share. Then, based on the hand-arranged data related to venture capital and taking A-share listed companies as samples from 2007 to 2021, the paper discusses the effect of venture capital on labor income share at the micro level and examines the channel of its effect. The study finds that venture capital significantly improves labor income share, which can help enterprises “cut the cake”. After a series of endogeneity and robustness tests, the conclusion still holds. In terms of its mechanism of action, venture capital can increase labor income share by enhancing their level of independent innovation, playing the role of value-added and certification to alleviate the financing constraints faced by enterprises, and enhancing the comparability of their accounting information. At the same time, the promotion effect of venture capital on labor income share will be significantly different due to the nature of property rights, enterprise factor intensity and the degree of competition in the industry. The promotion effect of venture capital on labor income share is more prominent in non-state-owned enterprises, labor-intensive enterprises and enterprises in competitive industries. Further discussion reveals that venture capital, while raising labor income share, also crowds out capital income share, and helps to enlarge the “employment cake” in China. This paper not only expands the understanding of the value-added role of venture capital from the perspective of intra-firm income distribution, but also provides new perspectives for understanding the relationship between finance and common wealth, as well as important policy insights for promoting common wealth and facilitating Chinese-style modernization.

The potential contribution of this paper lies in the following three aspects: First, while existing studies on the value-added role of venture capital mostly focus on how it can “make the cake bigger”, this paper systematically examines the impact of venture capital on “cutting the cake” in the primary distribution. Secondly, this paper examines the economic consequences of venture capital intervention from the perspective of income distribution, which helps to expand and extend the related research in the field of “finance and common wealth”. Third, this paper unveils the black box of the mechanism by which venture capital affects labor income share, which helps to deeply understand the mechanism by which venture capital affects labor income share, and thus provides a reference basis for optimizing the pattern of income distribution and realizing the common wealth within enterprises.

Based on the above conclusions, this paper puts forward the following policy recommendations. First, government departments should continue to deepen the structural reform of the financial supply side, accelerate the development of direct financing systems such as venture capital and private equity funds, and increase the proportion of direct financing. Second, the government should improve the innovation-oriented capital market system, increase the financing support for SMEs, increase the supervision of corporate accounting information disclosure, and differentiate the formulation and improvement of compensation and welfare policies and other institutional arrangements according to the characteristics of different enterprises. Finally, for the enterprise sector, institutional investor governance should be emphasized and given full play to its role in regulating the internal income distribution of enterprises. For government departments, they should continue to improve the system and mechanism conducive to the participation of institutional investors in the capital market, optimize the environment for medium- and long-term funds to enter the market, and promote the realization of common wealth within enterprises.

Key Words: venture capital; labor income share; income distribution; common prosperity

JEL Classification: D33, G24

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.08.009

(责任编辑: 闫梅)