

金融化、产权与企业内收入分配

安磊 沈悦 徐妍*

摘要: 本文利用2007–2016年中国上市企业的面板数据,系统考察了企业金融化对劳资要素收入分配、高管–普通员工收入分配的影响,并重点分析了企业产权性质的调节作用。结果显示,企业金融化显著提高了资本要素相对收入份额和高管收入份额;企业产权性质对金融化与资本要素、高管收入相对份额之间的正向关系具有明显负向调节作用,相较于国有企业,企业金融化对资本要素和高管收入份额的提升作用在非国有企业中要明显更强。进一步研究表明,劳资要素收入分配方面,企业金融化在提高资本要素收入的同时,“挤出”了实业劳动力就业,最终导致资本要素相对收入份额上升;而在高管–普通员工收入分配方面,企业金融化对高管、普通员工平均薪酬水平无显著影响,普通员工就业被挤出而导致其收入总额减少,是企业金融化增加了高管相对收入份额的主要原因。

关键词: 企业金融化;劳资收入分配;高管收入份额;产权性质

一、引言

金融化如何影响收入分配是近年学术研究的一个热点问题。20世纪80年代以来,欧美发达国家经济金融化趋势加快,同时还伴随着劳动收入份额的持续性下降。很多学者开始探讨经济金融化与收入分配之间的关系,提出经济金融化可能是OECD国家劳动收入份额下降的决定因素。在经济全球化的推动下,中国经济也开始出现明显的金融化趋势,其中一个重要表现便是企业金融化。根据张成思和张步昙(2015)的研究,2005年以来,中国非FIRE^①行业上市企业金融渠道获利占比呈不断上行态势。与此同时,中国收入不平等问题不容乐观,不少文献指出中国劳资要素收入分配也在发生着显著的变化,劳动、资本要素收入份额此消彼长(罗长远、张军,2009;白重恩、钱震杰,2009)。党的十九大报告也分别从提高劳动者收入水平、基本公共服务均等、缩小收入分配差距、实现居民收入的两个“同时同

*安磊,西安交通大学经济与金融学院,邮政编码:710061,电子信箱:xjtuanlei@163.com;沈悦,西安交通大学经济与金融学院,邮政编码:710061,电子信箱:shenyuel@mail.xjtu.edu.cn;徐妍,长安大学经济与管理学院,邮政编码:710064,电子信箱:xuxiaoyan0125@126.com。

本文感谢国家自然科学基金项目“面向金融安全的房地产市场风险识别及预警研究”(项目编号:71373201)、国家自然科学基金项目“房价冲击系统性风险的机理、影响、测度及防范”(项目编号:71673214)、陕西省自然科学基金重点项目“军民融合发展战略实施中的金融创新研究”(项目编号:2018JZ7001)的资助。非常感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见,文责自负。

①FIRE行业包括金融业、保险业和房地产业(Finance, Insurance, Real Estate, 简称FIRE)。

步”增长^①等几大方面为收入分配改革赋予了新的时代内涵。由是,研究企业金融化是否影响以及如何影响收入分配,对评估企业金融化的经济效应、探寻收入不平等加剧的可能原因,具有较强的现实意义和政策价值。

从国外研究来看,企业金融化会通过弱化劳动力议价能力影响企业内部收入分配格局。Assa(2012)利用 OECD 国家 1970–2008 年的面板数据研究了金融化对收入不平等、经济增长和失业率的影响,结果显示金融化会加剧收入不平等、增加失业率并抑制经济增长。Lin 和 Tomaskovic-Devey(2013)则基于美国非金融行业 1970–2008 年的数据,发现金融化不仅降低了劳动收入份额,还提升了高管收入份额,进而拉大了管理层与普通员工间的收入差距。总的来说,现有国外文献普遍认为金融化是欧美发达国家收入不平等加剧的重要诱因,而劳资要素收入失衡、高管收入份额急剧上升便是两大具体表现。当然,国内学者对经济金融化也不乏关注,已就经济金融化的成因(张慕濒、孙亚琼,2014;何德旭、王朝阳,2017)、企业金融化的诱因(彭俞超等,2018;安磊等,2018)、企业金融化对实业投资和研发投入挤出效应(张成思、张步昙,2016;王红建等,2017)以及金融化对企业绩效与企业价值的影响(杜勇等,2017;戚聿东、张任之,2018)等诸多方面进行了较为丰富的研究,但缺少对企业金融化与收入分配之间关系的探讨。

虽然国外学者已对此进行了大量研究,但相关文献仍然存在以下缺憾:一是缺少来自发展中国家的经验证据;二是相关研究多是基于国家层面或是行业层面的数据,缺少微观层面的证据;三是对企业金融化影响收入分配的作用机理还缺乏细致探讨。有鉴于此,本文利用中国上市企业的微观数据,从劳资要素收入分配和高管–普通员工收入分配双重视角出发,对企业金融化如何影响企业内部收入分配格局展开实证研究,同时探究企业的所有权性质在其中发挥的调节作用,并检验企业金融化影响要素收入分配、高管–普通员工收入分配的作用路径。本文的贡献主要体现在以下几个方面:首先,基于中国企业层面的数据,实证检验了企业金融化的收入分配效应及其作用机制,对国内外现有研究做出有益的完善和拓展。其次,丰富了评估企业金融化的经济效应和探寻收入不平等加剧的潜在诱因等方面的研究视角。再次,立足于中国当前金融化趋势加快、劳资要素收入分配不公加剧以及高管–普通员工收入差距拉大的现实情境,本文将金融化与企业内部收入分配格局纳入同一分析框架,发现企业金融化将导致资本要素收入份额和高管收入份额的增加,进而加剧收入不平等。这进一步证实了“引导资金脱虚返实”在我国的现实紧迫性和必要性,同时也为我国进一步深化收入分配制度改革,尤其是着力改善企业内部收入分配格局提供了决策参考。最后,引入企业所有权性质的调节作用,对国有企业收入分配效应方面的研究形成了补充。

二、理论分析和研究假设

围绕企业金融化如何影响收入分配的理论研究,主要集中于后凯恩斯主义学派。现有文献认为金融化导致劳动力议价能力减弱是加剧收入不平等的重要原因(Stockhammer, 2013)。得益于金融管制的放松以及金融市场盈利机会的增多,非金融企业将越来越多的资金投向金融市场,而非用于实物资本投资以扩大再生产,由此改变了企业所有者、管理层与

^①党的十九大报告指出,要“坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高”,相关表述丰富了十八大报告中“两个同步”的含义。

普通员工原有关系,导致三者之间的相对力量发生明显变化。

首先,实体企业金融化使得企业投资更加灵活,打破了地域的限制,企业投资从单一的实业投资转变为“金融投资+实业投资”的多元模式。这一转变的重要影响在于,它改变了企业所有者、管理层与普通员工之间原有的激励相容性。当企业进行单一实业投资时,管理层与普通员工收入差距往往由两者的人力资本差距决定。根据效率工资理论,高管工资水平往往跟企业利润挂钩,单一实业投资模式下企业利润主要为生产性盈利。此时,普通员工、管理层和企业所有者三者利益激励相容;企业所有者要获得更多利润,管理层要实现更高薪酬,均依赖于普通员工提供更多产出,因此需要支付更多薪酬给普通员工,激励其付出更多劳动以提高产量。如此一来,三者的相对收入水平保持稳定。而当企业投资变为“金融投资+实业投资”的多元模式时,企业利润由实业产出和金融获利共同决定,且金融渠道获利往往也仅有管理层和企业所有者参与分配。此时,普通员工、管理层和企业所有者三者利益激励相容将退化为管理层与企业所有者两者的激励相容。短期来看,由于金融投资回报率高于实业投资,以大股东、机构投资者为代表的企业外部投资者以及企业管理层的短视投资策略会激励企业管理层为追求更高的短期资本回报,急剧缩减企业固定资产投入,专注于金融资产类的高附加值投资,降低劳动力的需求,由此削弱了劳动力的议价能力。

其次,我国资本市场给予上市企业较大的外部盈利压力会进一步放大企业外部投资者和管理层的短视投资偏好,弱化劳动力的相对议价能力。外部盈利压力主要源于资本市场信息和外部股东的影响(柳永明、罗云峰,2019),相较于企业内部股东以长期价值最大化为投资导向,外部股东,包括外部机构投资者、大股东以及散户(刘伟、曹瑜强,2018),则容易形成短期盈利偏好。外部股东短视投资策略使其将企业当期盈余作为公司价值的代理变量,并通过“用脚投票”在资本市场中传递信息,进而使得股价与企业当期盈余关联起来,当期盈利的降低容易引致股票价格的下跌。如此一来,整个资本市场会将上市企业的即期利润作为经理人管理能力的评判指标,加之经理人自身的利益又通过股权激励与企业股价形成捆绑,经理人通过增加金融投资、减少实业投资以保住短期利润、避免企业股价被低估的动机加强,而金融投资的增加则意味着实业投资的减少和劳动力需求的下降。与此同时,普通员工工资成为调节企业在金融领域、生产领域投资平衡的重要变量。受金融市场盈利压力约束越弱、财务压力越小的企业,越有可能给予员工较高的工资;相反,受金融市场盈利压力约束越强的企业,则越有可能将金融市场高额回报率压力转嫁给普通劳动力,缩减劳动力工资水平。随着企业金融化趋势的加快,实体企业对金融渠道获利依赖度上升,金融投资收益所占比例越来越大,外部投资者和管理层在劳动力工资定价上的话语权会不断得到加强(Lin and Tomaskovic-Devey, 2013),一旦超过了工人集体谈判议价能力,这种将金融市场高额回报率的压力转嫁给普通员工的“可能”则会变为现实。

卡莱茨基的收入分布理论也从另一视角对上述成本转嫁机制进行了论证。根据 Hein 和 van Treeck(2010)的研究成果,在垄断竞争市场中,产品的销售价格由间接成本和加成率决定,间接成本包含了公司的所有成本。从单个公司的角度看,利息支付、红利、留存利润均可能被视为间接成本,而加成率则往往由企业所处行业的集中度、价格竞争以及工会议价能力等方面决定。经济金融化使得实体企业面临着提高利息支付、股息支付和留存利润的市场要求,在价格加成率不变的情况下,增加利息、股息支付和留存利润需求会引致企业提高产品销售价格的需求。然而,在高度自由化和经济全球化的当下,国际贸易中产品价格粘性

很强,贸然提高产品售价的概率微乎其微。这意味着,实现金融市场对上市企业高投资回报率要求的唯一渠道便是降低劳动力成本(Stockhammer, 2005; Dallery and van Treeck, 2011)。这种成本转嫁机制在提升资本要素相对收入份额的同时,也通过高管股权激励契约将管理层收入与股东利益关联起来,导致高级管理人员收入份额增加。

从经验研究层面来看,上述分析中企业金融化对劳资收入分配、高管-普通员工收入分配的影响得到了实证数据的支持。Lin 和 Tomaskovic-Devey (2013) 基于美国非金融行业 1970-2008 年的数据,检验了金融化与收入分配之间的关系,结果显示,非金融行业金融投资收益占比的上升,明显降低了劳动收入份额、提高了高管收入份额并扩大了普通员工间的收入差距,且其解释力分别达到 50%、9.6% 和 10.2%。而 Alvarez (2015) 则利用法国 2004-2013 年 6 980 家非金融企业的数据库,第一次从微观视角对企业金融化如何影响要素间收入分配进行了实证研究,发现非金融企业金融渠道获利的增加会减小工资收入份额。

然而,国外现有实证研究对企业金融化影响收入分配的作用机理——劳动力议价能力减弱的具体表现还缺乏深入的探讨。从直觉上看,金融化对收入分配的影响应当存在收入效应和替代效应两种机制。具体而言,假定企业资本、普通劳动力投入分别为 $\bar{K}$ 、 L ,要素价格分别为 r 、 w ,高管工资水平和数量分别为 w_m 、 L_m ,则资本劳动要素相对收入可表示为:

$$Clshare = \frac{r\bar{K}}{wL + w_m L_m}, \text{ 高管收入份额则可表示为: } Mashare = \frac{w_m L_m}{wL + w_m L_m}.$$

企业金融化影响劳资要素收入分配和高管-普通员工收入分配的收入效应机制为:金融渠道获利的增多增加了资本回报率 r 、高管工资水平 w_m 并降低了普通员工工资水平 w 。而企业金融化影响劳资要素收入分配和高管-普通员工收入分配的替代效应机制为:金融投资对实业投资形成替代,最终挤出了实业劳动力,表现为劳动要素投入规模 L 的减少。企业所有者、管理层与普通员工之间人均收入水平的“此长彼消”以及普通员工就业被“挤出”,本质上均反映了普通员工相对议价能力的减弱。且不论是收入效应,还是替代效应,均会降低劳动收入相对份额、提高高管收入份额。据此,提出假设 H1 和假设 H2。

假设 H1:企业金融化会提高资本要素收入相对份额。

假设 H2:企业金融化会提高高管收入占劳动要素收入的份额。

企业金融化对劳资要素收入分配、高管-普通员工收入分配的影响会因企业所有权性质不同存在明显的差异。首先,相较于非国有企业追求纯粹的经济目标,国有企业除却受到利润最大化的“经济目标”约束外,还在弥补市场失灵、提供公共产品和公共服务以及稳定就业等方面具有诸多“非经济目标”,国有企业金融化动机要明显弱于非国有企业。其次,“编制”对国有企业员工流动设置了障碍。根据张军(1994)的研究,社会主义国家与公民之间存在隐性社会契约,而国家对国有企业员工提供类似于公务员的“编制”保障正是这种隐性社会契约的重要显现。“编制”制度显然限制了劳动要素的流动,相较于非国有企业,国有企业在辞退员工过程中,将面临更大的交易成本,包括支付的经济补偿成本、耗费的时间成本以及难以估测的社会及政治成本(马草原等,2017)。由是,企业金融化对普通员工就业的“挤出”作用在国有企业中将明显更弱。最后,国有企业管理层人员具有较强的行政色彩和“准官员”特征,与货币薪酬相比,晋升机会对国有企业管理层人员的激励更强。在此基础上,国务院国有资产监督管理委员会(简称国资委)等单位在 2009 年联合下发的“限薪令”也在很大程度上制约着国有企业高管的货币薪酬,而民营企业高管则不受上述限制,其薪酬水平市场

化程度更高。自不待言,国资委的“限薪令”对高管-普通员工间的收入分配发挥着重要的调控作用,会在很大程度上限制劳动要素内部的收入分配不公。概而论之,企业金融化可能引起的“收入效应”和“替代效应”在国有企业中所能起到的效果均要大打折扣。这意味着,企业金融化对资本要素收入份额和高管收入份额的正向提升作用在国有企业中要弱于非国有企业,最终表现为国有产权属性对企业金融化的收入分配效应产生负向调节作用。据此,提出研究假设 H3、H4。

假设 H3:国有产权属性对企业金融化与资本要素收入相对份额之间的正向关系具有负向调节作用。

假设 H4:国有产权属性对企业金融化与高管收入占劳动要素收入份额之间的正向关系具有负向调节作用。

三、数据、变量和实证模型

(一) 数据来源说明

本文选择 2007-2016 年我国沪深两市上市公司作为研究样本。财政部在 2006 年发布了《新会计准则》,2007 年开始实行,实施前后,诸多金融资产持有类会计科目发生了调整,为保证指标含义与统计口径前后的一致性,将 2007 年作为样本的起始时间点。根据研究需要,本文主要对原始数据进行以下处理:(1)根据证监会 2012 年行业大类划分标准,剔除金融行业与房地产行业上市企业;(2)剔除 ST 股以及数据缺失严重的上市企业;(3)剔除其他变量观测值损失严重的样本。此外,为了消除极端值的影响,对所有连续变量做上下 1%分位数 Winsorize 处理。所有数据均来自 CSMAR 数据库。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

企业内收入分配变量组($Clshare$, $Mashare1$, $Mashare2$)。本文的被解释变量包含两大方面:一是企业资本要素收入相对份额,参考白重恩等(2008)的研究,本文以营业利润和固定资产折旧之和来衡量企业资本要素收入,劳动要素收入则以支付给职工以及为职工支付的现金加上福利总额来表示,由此资本要素相对收入份额的计算公式为: $Clshare = \text{资本要素收入} / \text{劳动要素收入}$ 。二是高管收入相对份额,本文选择高管收入占劳动要素收入总额的比重来表示,具体计算公式为: $Mashare1 = \text{管理层薪酬总额} / \text{支付给职工以及为职工支付的现金加上福利总额}$;考虑到高管收入中前三名高管收入往往占据较大比重,进一步构建高管收入份额的辅助衡量指标 $Mashare2$, $Mashare2 = \text{前三名高管薪酬总额} / \text{支付给职工以及为职工支付的现金加上福利总额}$ 。

2. 核心解释变量

企业金融化(Fin , $Finper$)。关于企业金融化的内涵,目前有两种影响较为广泛的界定。一种从企业盈利模式出发,认为企业金融化是指非金融企业利润积累对金融渠道获利依赖不断上升的现象(Krippner, 2005);另一种则从企业投资角度来理解,将企业金融化界定为非金融企业将资金更多地用于金融投资的行为(Demir, 2009)。基于这两种关于企业金融化的定义,本文选择两个指标(Fin , $Finper$)来表示企业金融化程度,其中 Fin 从企业投资角度测度,以企业持有的金融资产占资产总额的比重来表示,参考刘贯春等(2018)的研究,金融资产主要包括货币资金、持有至到期投资、衍生金融资产、交易性金融资产、可供出售金融

资产、长期股权投资、投资性房地产及应收股利和应收利息。而 *Finper* 则从企业盈利层面对金融化加以度量,以金融投资收益规模表示,借鉴杜勇等(2017)的研究,金融投资收益=(投资收益+公允价值变动收益+其他收益-对联营企业和合营企业的投资收益),用企业资产规模对金融投资收益额作标准化处理,得到企业金融化的另一衡量指标 *Finper*。

3. 控制变量

从现有研究来看,资本和技能偏向的技术变革、经济开放程度以及市场结构是影响劳动要素收入份额的三个重要因素,在实证模型中必须对三者加以控制。由于有偏技术进步最终通过影响资本-劳动要素投入相对规模来影响劳动收入份额(宁光杰,2013),参考 Alvarez (2015)等的常用做法,本文以资本密集度来控制有偏技术进步的影响,资本密集度(*Intensity*)=固定资本存量/员工人数。对于企业对外开放程度(*Glob*),参考戴小勇和成力为(2014)的研究,本文以上市企业是否有外资参股加以控制,若企业有外资参与,则*Glob*=1,反之为0。对于市场结构(*Stru*),用赫芬达尔指数 *HHI* 进行衡量。此外,本文还引入了公司特征层面的变量,具体包括:企业规模(*lnAsset*),用企业单季总资产取对数表示;负债情况(*Lev*),以企业的资产负债率进行刻画;投资机会(*Tob*),*Tob*=(股票市场价值+负债账面价值)/总资产;企业主营业务状况(*Fix*),用企业固定资产比率衡量;企业有形资产比率(*Tang*),以企业有形资产占总资产比重表示;资产收益率 *ROA*;以及企业的产权性质 *SOE* (若企业为国有企业,*SOE*=1,否则 *SOE*=0),企业涉足房地产业务情况 *Type* (若企业涉足房地产业务,*Type* 值为1,反之为0)。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	最大值	最小值	标准差
<i>Clshare</i>	14 103	1.196	10.645	-4.429	1.614
<i>Mashare1</i>	14 103	0.032	0.227	0.0007	0.032
<i>Mashare2</i>	14 103	0.013	0.125	0.0003	0.015
<i>Fin</i>	10 412	0.252	0.784	0.029	0.156
<i>Finper</i>	14 103	0.006	4.700	-0.344	0.050
<i>Intensity</i>	14 103	12.504	19.659	8.120	1.123
<i>Golb</i>	14 103	0.028	1	0	0.165
<i>Stru</i>	14 103	0.069	1.000	0.010	0.117
<i>lnAsset</i>	14 103	21.838	25.747	19.236	1.174
<i>Lev</i>	14 103	0.434	0.985	0.046	0.208
<i>Tob</i>	14 103	2.404	13.403	0.205	2.011
<i>Fix</i>	14 103	0.242	0.735	0.005	0.162
<i>Tang</i>	14 103	0.937	1.000	0.521	0.071
<i>ROA</i>	14 103	0.047	0.232	-0.184	0.053
<i>SOE</i>	14 103	0.302	1	0	0.459
<i>Type</i>	14 103	0.514	1	0	0.499

(三) 实证策略与模型设定

本文分别设定模型(1)和模型(2),检验企业金融化对劳资收入分配、高管-普通员工收入分配的影响。

$$Clshare_{it} = \alpha + \beta Fa_{it} + \sum \varphi CV + \sum \theta Industry + \sum \vartheta Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Mashare_{it} = \alpha + \beta Fa_{it} + \sum \varphi CV + \sum \theta Industry + \sum \vartheta Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(1)中:被解释变量 *Clshare_{it}* 为劳资收入分配状况,以资本要素收入与劳动要素收入之比衡

量;核心解释变量为 Fa_{it} ,代表企业金融化程度,包含从投资、盈利两个层面刻画的企业金融化水平(Fin_{it} 和 $Finper_{it}$); CV 为模型中的控制变量组;此外,按证监会 2012 年行业划分标准,控制行业效应 $Industry$ 和年份效应 $Year$, ε_{it} 为随机扰动项。式(2)中被解释变量 $Mashare_{it}$ 为高管-普通员工收入分配状况,用两个变量加以刻画($Mashare1_{it}$, $Mashare2_{it}$),式(2)中其他变量的含义与式(1)相同。

在此基础上,为进一步考察企业所有权性质对企业金融化的收入分配效应的影响,本文在基准模型中引入企业金融化和产权性质的交叉项,得到模型(3)和模型(4)。

$$Clshare_{it} = \alpha + \beta Fa_{it} + \bar{\omega} Fa_{it} \times SOE + \sum \varphi CV + \sum \theta Industry + \sum \vartheta Year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Mashare_{it} = \alpha + \beta Fa_{it} + \bar{\omega} Fa_{it} \times SOE + \sum \varphi CV + \sum \theta Industry + \sum \vartheta Year + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)、(4)中:变量 $Fa_{it} \times SOE$ 表示企业金融化与企业所有权性质的交叉项,其他变量含义与式(1)、(2)保持一致。根据式(3)、(4)中交叉项 $Fa_{it} \times SOE$ 的回归系数,可判断所有权性质对企业金融化和劳资收入分配、高管-普通员工收入分配间关系产生的调节效应。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

基准模型回归结果如表 2 中 M(1)–M(6) 所示。表 2 中 M(1)、M(2) 反映了企业金融化对资本要素收入相对份额影响的回归结果,不难发现,核心解释变量不论是 Fin_{it} 还是 $Finper_{it}$,回归系数均为正,且均在 1% 水平下通过显著性检验。这说明,企业金融化对资本收入相对份额产生了显著正向影响,随着企业金融化程度的提高,相对于劳动要素收入,资本要素收入增加更多。M(3)–M(6) 列示了企业金融化对高管相对收入影响的回归结果,M(3)、M(4) 中,核心解释变量 Fin_{it} 、 $Finper_{it}$ 回归系数分别为 0.011、0.013,均在 5% 水平下通过显著性检验,企业金融化显著提高了高管收入相对份额;M(5)、M(6) 中变量 Fin_{it} 、 $Finper_{it}$ 回归系数均在 10% 水平下显著为正,表明企业金融化对前三名高管收入相对份额也具有正向影响。以上结果意味着,企业金融化不仅提高了资本收入份额,还对劳动要素收入的内部分配有重要影响;随着金融化趋势加快,企业管理层明显比企业普通员工获得了更多的“金融红利”。假设 H1、H2 得到验证。考虑到劳动收入份额的下降、管理层相对收入的攀升均是收入不平等的典型表现,前述结果隐含的另一启示是,企业金融化趋势加快是我国收入不平等加剧的一个重要原因,相较于工薪阶层,股东和管理层在企业金融化过程中获利更多。

表 2 基准回归:企业金融化与劳资收入分配、高管-普通员工收入分配

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
	$Clshare_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare2_{it}$	$Mashare2_{it}$
Fin_{it}	3.127 *** (3.92)		0.011 ** (2.40)		0.009 * (1.68)	
$Finper_{it}$		8.822 *** (4.61)		0.013 ** (2.01)		0.025 * (1.78)
$Intensity_{it}$	0.702 *** (12.43)	0.656 *** (19.86)	0.008 *** (21.37)	0.007 *** (45.67)	0.018 *** (42.32)	0.015 *** (44.85)
$Glob_{it}$	-0.393 ** (-2.25)	-0.286 ** (-2.50)	0.003 *** (2.71)	0.003 *** (3.47)	0.002 (0.97)	0.002 (1.46)
$Stru_{it}$	-0.055 (-0.08)	-0.089 (-0.19)	0.017 * (1.77)	0.007 * (1.74)	0.018 (1.22)	-0.002 (-0.20)

续表 2 基准回归:企业金融化与劳资收入分配、高管-普通员工收入分配

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
	$Clshare_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare2_{it}$	$Mashare2_{it}$
$\ln Asset_{it}$	-0.046 (-1.51)	-0.065 *** (-3.38)	-0.007 *** (-21.00)	-0.007 *** (-46.31)	-0.015 *** (-37.32)	-0.014 *** (-45.03)
Lev_{it}	-0.353 (-1.47)	-0.191 (-1.24)	0.000 (0.18)	-0.001 (-1.56)	-0.004 ** (-1.98)	-0.007 *** (-4.26)
Tob_{it}	-0.073 *** (-3.85)	-0.067 *** (-4.41)	0.001 *** (6.24)	0.001 *** (11.78)	0.002 *** (6.76)	0.002 *** (8.33)
Fix_{it}	-3.623 *** (-11.34)	-3.292 *** (-17.78)	-0.042 *** (-21.23)	-0.036 *** (-36.08)	-0.095 *** (-32.94)	-0.081 *** (-36.31)
$Tang_{it}$	0.396 (1.40)	0.638 *** (2.67)	0.008 *** (3.20)	0.009 *** (4.91)	0.011 ** (2.41)	0.015 *** (3.69)
ROA_{it}	21.994 *** (17.83)	23.344 *** (29.20)	0.004 (0.91)	0.005 ** (2.23)	0.007 (1.13)	0.014 *** (2.86)
SOE_{it}	-0.078 * (-1.88)	-0.081 ** (-2.52)	-0.002 *** (-5.47)	-0.002 *** (-7.46)	-0.005 *** (-6.58)	-0.005 *** (-8.77)
_cons	-6.702 *** (-7.97)	-6.155 *** (-11.21)	0.075 *** (10.85)	0.071 *** (18.82)	0.191 *** (9.79)	0.166 *** (19.92)
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10 412	14 103	10 412	14 103	10 412	14 103
$Adj. R^2$	0.418	0.459	0.365	0.331	0.377	0.320

注:小括号中为按行业聚类稳健标准误差下的 t 统计值;***、**、* 分别表示估计系数在 1%、5%、10%水平上显著,下同。

为了降低企业金融化与资本收入、高管收入相对份额因双向因果而产生的内生性问题对研究结果形成干扰,本文进一步通过工具变量法对基准模型进行估计。本文选择企业是否涉足房地产的二分变量^①滞后一期值和滞后两期值作为企业金融化的工具变量,理由在于:一方面,我国实体企业金融投资有一定比例通过房地产投资进行,企业是否涉足房地产也反映了实体企业“脱实向虚”的投资倾向,“涉房”企业金融化程度往往更高;因此,“涉房”决策作为企业金融化的工具变量满足相关性要求。另一方面,当期影响企业要素收入分配和高管-普通员工收入分配的不可观测因素无法影响企业过去的决策,滞后期的“涉房”决策变量较好地满足了工具变量的外生性要求。同时,经检验,企业“涉房”变量也较好地具备时变性特征和满足工具变量排他性要求^②。据此,本文以工具变量-两阶段最小二乘法(IV-2SLS)再次对基准模型进行估计(详细结果见表3)。结果表明,劳资要素收入分配方面,不论是从金融资产层面还是从金融收益层面来刻画企业金融化,企业金融化对资本要素收入份额均在 5% 水平下起到了显著的正向提升作用。高管-普通员工收入分配方面, Fin_{it} 、 $Finper_{it}$ 回归系数均在 1% 水平下显著为正,企业金融化明显提高了管理层收入份额和前三名高管收入份额。上述回归结果与表 2 保持一致,在控制内生性问题后,企业金融化对资本收

①后文简称企业“涉房”决策,若企业涉足房地产业务, $Type$ 值为 1,反之为 0。

②囿于篇幅,未在正文中报告工具变量排他性检验结果,备索。

入份额和高管收入份额的提升效应依然显著存在。

表 3 基准回归结果:IV-2SLS

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
	$Clshare_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare2_{it}$	$Mashare2_{it}$
Fin_{it}	5.684 ** (2.14)		0.064 *** (3.16)		0.125 *** (2.92)	
$Finper_{it}$		61.078 ** (2.41)		0.572 *** (2.79)		1.144 *** (2.65)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
K-P rk LM 检验	43.611 [0.000]	16.329 [0.000]	43.261 [0.000]	16.301 [0.000]	43.391 [0.000]	16.288 [0.000]
C-D Wald F 检验	22.211 {10%}	11.997 {15%}	22.050 {10%}	11.994 {15%}	22.114 {10%}	11.981 {15%}
Hansen J 检验	1.723 [0.189]	0.834 [0.361]	0.846 [0.358]	0.119 [0.730]	0.226 [0.635]	0.068 [0.795]
N	8 985	10 020	8 985	10 020	8 985	10 020
Adj. R^2	0.350	0.276	0.116	0.068	0.152	0.020

注:方括号中为对应 p 值,大括号中为拒绝弱工具变量原假设的临界水平;圆于篇幅,未报告控制变量回归结果,备索;下同。

在基准模型中,还可能存在两个因素对企业金融化的收入分配效应回归结果形成干扰,一是企业个体不随时间变化的不可观测因素可能导致的内生性问题;二是劳资收入分配、高管-普通员工收入分配的粘性特征。对于干扰一,本文通过企业-年份双向固定效应模型再一次展开回归分析,以控制企业层面个体效应的影响。结果如表 4 所示,不难看出,控制企业个体效应后,虽然核心解释变量的回归系数明显减小,但其显著性水平和符号方向仍与前文保持基本一致,由此证实了基准回归结果的稳健性。

表 4 双向固定效应模型回归结果

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
	$Clshare_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare2_{it}$	$Mashare2_{it}$
Fin_{it}	0.597 *** (2.74)		0.004 *** (3.07)		0.005 * (1.96)	
$Finper_{it}$		6.511 *** (3.27)		0.004 (0.48)		0.012 (0.62)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	9 825	14 103	9 805	14 081	9 813	14 089
Adj. R^2	0.162	0.397	0.126	0.139	0.136	0.116

对于干扰二,本文进一步在基准模型中引入被解释变量滞后项,得到动态面板计量模型,用系统广义矩方法对模型进行估计,回归结果如表 5 所示。容易发现,资本收入和高管收入相对份额确实表现出粘性特征。在加入被解释变量滞后项后,核心解释变量 Fin_{it} 的回归系数依旧在 1% 水平下显著为正,虽然变量 $Finper_{it}$ 显著性水平有所下降,但总体来看,动态面板 SYS-GMM 估计结果对前述基准回归结果给予了进一步支持。

表 5 动态面板回归结果(SYS-GMM)

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
	$Clshare_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare2_{it}$	$Mashare2_{it}$
$Clshare_{it-1}$	0.029*** (2.82)	0.030*** (3.41)				
$Mashare1_{it-1}$			0.524*** (12.16)	0.474*** (12.72)		
$Mashare2_{it-1}$					0.637*** (14.69)	0.442*** (13.08)
Fin_{it}	1.832*** (4.69)		0.011*** (3.43)		0.029*** (4.17)	
$Finper_{it}$		4.591** (2.46)		0.002 (0.35)		0.004 (0.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)	-3.53 [0.000]	-2.58 [0.000]	-3.52 [0.000]	-2.19 [0.028]	-3.31 [0.001]	-2.05 [0.040]
AR(2)	-0.59 [0.554]	0.49 [0.621]	0.41 [0.679]	1.15 [0.251]	0.26 [0.797]	0.99 [0.323]
Sargan 检验	52.03 [0.190]	33.80 [0.282]	35.41 [0.191]	33.48 [0.259]	28.47 [0.493]	53.61 [0.142]
N	5 051	8 544	5 125	8 512	5 133	8 521

(二) 企业产权性质的影响

在基准模型中引入企业金融化和企业产权性质的交叉项,回归结果如表 6 所示。

表 6 所有权性质、企业金融化与收入分配

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
	$Clshare_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Mashare2_{it}$	$Mashare2_{it}$
Fin_{it}	5.008** (2.04)		0.061*** (3.28)		0.117*** (3.01)	
$Fin_{it} \times SOE$	-3.280* (-1.81)		-0.051*** (-3.83)		-0.102*** (-3.64)	
$Finper_{it}$		75.062** (2.15)		0.783*** (2.68)		1.572** (2.56)
$Finper_{it} \times SOE$		-61.836* (-1.78)		-0.724** (-2.52)		-1.478** (-2.46)
SOE	0.606 (1.54)	0.275 (1.43)	0.010*** (3.28)	0.002 (1.39)	0.018*** (2.92)	0.003 (0.99)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
K-P rk LM 检验	60.183 [0.000]	14.363 [0.000]	59.423 [0.000]	14.254 [0.000]	59.785 [0.000]	14.243 [0.000]
C-D Wald F 检验	31.954 { 10% }	8.986 { 20% }	31.587 { 10% }	8.923 { 20% }	31.758 { 10% }	8.914 { 20% }
Hansen J 检验	2.059 [0.151]	1.218 [0.270]	0.510 [0.475]	0.000 [0.987]	0.073 [0.788]	0.002 [0.963]
N	8 985	10 020	8 985	10 020	8 985	10 020
$Adj.R^2$	0.383	0.250	0.207	0.209	0.238	0.145

重点关注企业金融化与产权性质交叉项的回归结果。M(1)、M(2)中,变量 $Fin_{it} \times SOE$ 和 $Finper_{it} \times SOE$ 回归系数在 10% 水平下显著为负(t 统计值分别为 -1.81、-1.78),企业产权性质对企业金融化与资本收入份额之间的正向关系起到了显著的负向调节作用,弱化了金融化对资本要素收入份额的提升作用。M(3)、M(4)中,变量 $Fin_{it} \times SOE$ 和 $Finper_{it} \times SOE$ 回归系数分别为 -0.051、-0.724,至少在 5% 水平下通过显著性检验,所有权性质对企业金融化与管理层收入份额之间的正向关系同样起着显著的负向调节效应。M(5)、M(6)中以前三名高管收入份额作为高管-普通员工相对收入代理指标的回归结果同样对该效应的存在性予以支持。由此,研究假设与实证结果相吻合,由于国有企业经营目标的多元化、国有企业员工“编制”造成的劳动要素流动障碍、国有企业高管薪酬受限制以及国有企业高管的非货币化激励,使得企业金融化对国有企业收入不平等的加剧作用要明显弱于非国有企业。

五、机制路径分析:收入效应还是替代效应

企业金融化对劳资收入分配、高管收入份额的影响可能存在两条路径。一是收入效应,企业金融化提高了企业利润、高管平均收入,而对普通劳动力平均收入无影响(或抑制)。二是替代效应,企业金融化导致劳动力议价能力减弱可能表现为普通劳动力就业被“挤出”。企业金融化程度的提高,使得实体企业在要素投入方面,资本对劳动形成替代,劳动力就业规模减小,收入总额下降,最终导致资本收入和高管收入相对份额增加。

(一) 收入效应机制检验

为检验企业金融化是否通过收入效应机制影响资本收入份额和高管收入份额,本文设定计量模型(5)、(6)进行回归分析。

$$\ln cop_{it} = \alpha + \beta Fa_{it} + \sum \varphi CV + \sum \theta Industry + \sum \vartheta Year + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln co_{it} = \alpha + \beta Fa_{it} + \sum \varphi CV + \sum \theta Industry + \sum \vartheta Year + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(5)中: $\ln cop_{it}$ 为企业盈利水平,以企业营业利润比资产总额表示;式(6)中, $\ln co_{it}$ 为高管、普通员工人均收入水平变量组,具体包括:管理层人均收入水平 $\ln co1_{it}$,以管理层人均收入水平取对数衡量;前三名高管人均收入水平 $\ln co2_{it}$,以前三名高管人均收入水平取对数衡量;普通员工人均收入水平 $\ln co3_{it}$,以普通员工人均收入水平取对数表示。式(5)、(6)中其他变量与基准模型保持一致。

根据表 7 中 M(1) 和 M(5),不难发现,核心解释变量 Fin_{it} 和 $Finper_{it}$ 回归系数分别为 0.080、0.598,均在 1% 水平下通过显著性检验(t 值分别为 5.61、5.21),说明企业金融化的确显著增加了实体企业的营业利润,由此资本要素收入水平得以提高,收入效应机制有效。进一步观察表 6 中 M(2)-M(4),以及 M(6)-M(8),容易看出,核心解释变量不论是 Fin_{it} ,还是 $Finper_{it}$,回归系数均未能通过显著性检验。企业金融化对管理层、前三名高管以及普通员工的人均收入水平均无显著影响,“企业金融化程度提高-企业盈利增加-管理层平均收入水平提高”的传导机制并未得到支持。总的来看,在影响劳资要素收入分配方面,企业金融化的收入效应机制是有效的;而在影响高管-普通员工相对收入份额方面,企业金融化的收入效应机制则无效。

表 7 作用机制的检验:收入效应

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)	M(7)	M(8)
	$\ln cop_{it}$	$\ln co1_{it}$	$\ln co2_{it}$	$\ln co3_{it}$	$\ln cop_{it}$	$\ln co1_{it}$	$\ln co2_{it}$	$\ln co3_{it}$
Fin_{it}	0.080 *** (5.61)	0.245 (0.33)	-0.339 (-0.43)	-0.094 (-0.16)				
$Finper_{it}$					0.598 *** (5.21)	-4.462 (-0.69)	-6.975 (-1.02)	-6.300 (-1.12)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
传导机制	机制有效	机制无效	机制无效	机制无效	机制有效	机制无效	机制无效	机制无效
N	9 192	10 007	9 965	9 983	9 192	10 007	9 965	9 983
$Adj.R^2$	0.351	0.303	0.307	0.389	0.328	0.308	0.297	0.408

(二) 替代效应机制检验

根据前述分析,本文设定以下递归方程,通过中介效应模型检验企业金融化的替代效应机制的有效性。

$$Clshare_{it} = \alpha_0 + \beta_0 Fa_{it} + \sum \varphi_0 CV + \sum \theta_0 Industry + \sum \vartheta_0 Year + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Employ_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Fa_{it} + \sum \varphi_1 CV + \sum \theta_1 Industry + \sum \vartheta_1 Year + v_{it} \quad (8)$$

$$Clshare_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Fa_{it} + \beta'_2 Employ_{it} + \sum \varphi_2 CV + \sum \theta_2 Industry + \sum \vartheta_2 Year + \xi_{it} \quad (9)$$

式(8)、(9)中: $Employ_{it}$ 为中介变量,本文以企业普通员工人数的对数值表示,用以衡量实体经济劳动要素投入规模。依据中介效应检验程序,结合 IV-2SLS 估计方法,对式(7)-(9)进行估计,回归结果由表 8 列示。

企业金融化对劳动要素投入规模具有显著的负向影响(影响系数为-1.113,相应的 t 统计值为-2.28),随着企业金融化程度的提高,实体经济吸纳的普通劳动力数量减少。金融投资占比的上升对劳动要素投入形成“挤出”。而 M(3) 中的回归结果显示,1%水平下,劳动要素规模会对资本要素相对收入份额产生显著的负向作用(影响系数为-1.218, t 统计值为-7.05)。普通劳动力规模壮大的“数量效应”有助于增加劳动要素收入份额。M(3) 中加入解释变量 $Employ_{it}$ 后,核心解释变量 Fin_{it} 的回归系数明显减小(由 5.684 减小为 4.442)。由此,说明劳动要素投入规模是企业金融化影响劳资收入分配的中介因子,中介效应占总效应之比为 21.85%,替代效应机制“企业金融化-普通劳动力被挤出-资本收入相对份额上升”得到验证。M(6) 中,劳动要素投入规模对高管收入份额在 1% 水平下同样具有显著的负向影响(影响系数为-0.009, t 统计值为-12.09),且在基准的回归方程中加入劳动要素规模变量后,核心解释变量回归系数值由 0.064 降至 0.055,这说明劳动要素规模作为企业金融化影响高管-普通员工收入分配的中介因子是显著的,中介效应占总效应之比为 14.06%,由此验证了“企业金融化-普通劳动力被挤出-高管收入相对份额上升”替代效应机制的有效性。企业金融化影响收入分配的替代效应机制具有较好的稳健性,如 M(7)-M(12) 列示,当换成从金融获利层面刻画企业金融化程度时,企业金融化与劳动要素投入规模间的负向关系依然显著成立,而劳动要素投入规模对资本相对收入和高管相对收入的负向影响依然显著存在,且在基准模型中加入变量 $Employ_{it}$ 后,核心解释变量 $Finper_{it}$ 回归系数明显减小,再次验证了

劳动要素投入规模作为企业金融化影响资本收入、高管收入份额中介因子的有效性,中介效应占总效应之比分别为 18.19%、16.08%,与前述结果较为接近。

表 8 作用机制的检验:替代效应

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
	$Clshare_{it}$	$Employ_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Employ_{it}$	$Mashare1_{it}$
Fin_{it}	5.684** (2.14)	-1.113** (-2.28)	4.442* (1.80)	0.064*** (3.16)	-1.113** (-2.28)	0.055*** (2.84)
$Employ_{it}$			-1.218*** (-7.05)			-0.009*** (-12.09)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
传导机制	机制负向传导有效					
变量	M(7)	M(8)	M(9)	M(10)	M(11)	M(12)
	$Clshare_{it}$	$Employ_{it}$	$Clshare_{it}$	$Mashare1_{it}$	$Employ_{it}$	$Mashare1_{it}$
$Finper_{it}$	61.078** (2.41)	-10.851** (-2.29)	49.970** (2.10)	0.572*** (2.79)	-10.851** (-2.29)	0.480** (2.49)
$Employ_{it}$			-1.078*** (-8.36)			-0.009*** (-8.60)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
传导机制	机制负向传导有效					

六、结论与政策启示

本文基于我国上市企业层面的微观数据,研究了企业金融化对劳资收入分配、高管-普通员工收入分配的影响。结果发现,企业金融化显著提高了资本收入和高管收入相对份额;而企业的产权性质对金融化与资本要素、高管收入相对份额之间的正向关系具有明显负向调节作用,相较于非国有企业,企业金融化对资本收入和高管收入相对份额的提升作用在国有企业中要明显更弱。进一步研究表明,要素收入分配方面,企业金融化在提高了资本要素收入的同时,又通过“挤出”实业劳动力就业降低了劳动要素收入,此长彼消的变化最终导致资本要素相对收入份额的上升;而在高管-普通员工收入分配方面,普通员工就业被挤出而导致普通员工收入总额减少,是企业金融化增加高管相对收入份额的主要原因。本文的研究结论不仅丰富了现有关于企业金融化的收入分配效应以及劳动收入份额下降诱因的研究成果,同时还具有一定的政策启示。主要体现在以下两个方面:

第一,政策层应当重视金融化对企业内部收入分配格局产生的影响,加强对实体企业金融投机的监管,避免实体企业过度金融化。根据本文的研究结论,企业金融化会降低劳动要素相对收入份额、拉大高管与普通员工之间的收入差距,而劳动收入份额的下降、高管与普通员工间收入差距的拉大是加剧收入不平等的重要原因;同时,企业金融化过程还伴随着实体企业就业创造能力的下降,威胁着实体经济的长远发展。因此,相关部门应当加强对实体企业金融投资的监管,重点甄别实体企业是否存在金融投机和过度金融化问题,防范实体企

业因过度金融化破坏社会和谐。此外,在防范企业过度金融化过程中应当重视因企业所有权性质而产生的差异。本文的研究显示,民营企业在“金融化”方面可能问题更为严重,国有企业因多元化的经营目标以及国有企业经理人考核机制的低市场化,增加短期金融投资的激励相对较弱;而非国有企业高管因薪酬市场化程度更高和更大的短期业绩压力,通过增加金融投资来保证企业即期利润的动机则很强,因而非国有企业“脱实向虚”问题更为突出,由此对劳动要素相对收入份额的负向影响和对高管与普通员工之间的收入差距的拉大作用也更为明显,相关部门在防范实体企业过度金融化过程中要提高对非国有企业的关注度。

第二,在防范实体企业金融化产生的不良影响过程中,重点是要完善公司治理体系,从制度设计层面促使企业所有者、管理层与普通员工之间的利益激励相容。企业管理层利用普通员工参与创造的利润进行金融投资,增加了企业所有者和企业管理层的利益。而作为利润初始创造者的普通工薪阶层不仅没能从金融投资收益中获得补偿,其就业反被挤出。因此,一方面,在管理层薪酬合约设计时应加强高管薪酬与实体企业实业绩效的关联度,使得企业经理人注重实体企业主营业务的长期发展,增加研发投入和固定资产投资,减少短期“金融逐利”行为,以此减轻企业金融化对劳动力就业的“挤出”效应;同时,通过完善股权结构和独立董事制度,加强对大股东和经理人通过金融投机套利的监督和约束,使得大股东和经理人更加注重企业的长期价值增值而非过度利用金融投机赚取短期利润。另一方面,在避免企业内部收入分配不公进一步加剧的过程中,应让普通员工一定程度上参与金融投资收益的分配,借此提高普通员工的收入和福利水平;同时可以尝试对企业金融投资收益和高管人员资本利得征收资本利得税,从而对普通员工进行转移支付,以此改善企业内收入分配状况。

参考文献:

- 1.安磊、沈悦、余若涵,2018:《高管激励与企业金融资产配置关系——基于薪酬激励和股权激励对比视角》,《山西财经大学学报》第12期。
- 2.白重恩、钱震杰,2009:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》第3期。
- 3.白重恩、钱震杰、武康平,2008:《中国工业部门要素分配份额决定因素研究》,《经济研究》第8期。
- 4.戴小勇、成力为,2014:《财政补贴政策对企业研发投入的门槛效应》,《科研管理》第6期。
- 5.杜勇、张欢、陈建英,2017:《金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制》,《中国工业经济》第12期。
- 6.何德旭、王朝阳,2017:《中国金融业高增长:成因与风险》,《财贸经济》第7期。
- 7.刘贯春、张军、刘媛媛,2018:《金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率》,《世界经济》第1期。
- 8.刘伟、曹瑜强,2018:《机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗》,《财贸经济》第12期。
- 9.柳永明、罗云峰,2019:《外部盈利压力、多元化股权投资与企业的金融化》,《财经研究》第3期。
- 10.罗长远、张军,2009:《劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析》,《管理世界》第5期。
- 11.马草原、马文涛、李成,2017:《中国劳动力市场所有制分割的根源与表现》,《管理世界》第11期。
- 12.宁光杰,2013:《市场结构与劳动收入份额:基于世界银行对中国企业调查数据的分析》,《当代经济科学》第2期。
- 13.彭俞超、韩珣、李建军,2018:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》第1期。
- 14.戚聿东、张任之,2018:《金融资产配置对企业价值影响的实证研究》,《财贸经济》第5期。
- 15.王红建、曹瑜强、杨庆、杨笋,2017:《实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究》,《南开管理评论》第1期。

- 16.张成思、张步昙,2015:《再论金融与实体经济:经济金融化视角》,《经济学动态》第6期。
- 17.张成思、张步昙,2016:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。
- 18.张军,1994:《社会主义的政府与企业:从“退出”角度的分析》,《经济研究》第9期。
- 19.张慕濒、孙亚琼,2014:《金融资源配置效率与经济金融化的成因——基于中国上市公司的经验分析》,《经济学家》第4期。
- 20.Assa, J. 2012. “Financialization and Its Consequences: The OECD Experience.” *Finance Research* 1(1): 35–39.
- 21.Alvarez, I. 2015. “Financialization, Non-financial Corporations and Income Inequality: The Case of France.” *Socio-Economic Review* 13(3): 449–475.
- 22.Dallery, T., and T.van Treeck. 2011. “Conflicting Claims and Equilibrium Adjustment Processes in a Stock-Flow Consistent Macroeconomic Model.” *Review of Political Economy* 23(2): 189–211.
- 23.Demir, F. 2009. “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets.” *Journal of Development Economics* 88(2): 314–324.
- 24.Hein, E., and T.van Treeck. 2010. “Financialisation and Rising Shareholder Power in Kaleckian/Post-Kaleckian Models of Distribution and Growth.” *Review of Political Economy* 22(2): 205–233.
- 25.Krippner, G.R. 2005. “The Financialization of the American Economy.” *Socio-economic Review* 3(2): 173–208.
- 26.Lin, K.H., and D.Tomaskovic-Devey. 2013. “Financialization and US Income Inequality, 1970–2008.” *American Journal of Sociology* 118(5): 1284–1329.
- 27.Stockhammer, E. 2005. “Shareholder Value Orientation and the Investment-profit Puzzle.” *Journal of Post Keynesian Economics* 28(2): 193–215.
- 28.Stockhammer, E. 2013. “Why Have Wage Shares Fallen? An Analysis of the Determinants of Functional Income Distribution.” In *Wage-led Growth: An Equitable Strategy for Economic Recovery*. Edited by M.Lavoie and E. Stockhammer, 40–70. UK: Palgrave Macmillan.

Financialization, Ownership and Enterprise Income Distribution

An Lei¹, Shen Yue¹ and Xu Yan²

(1: School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University;

2: School of Economics & Management, Chang'an University)

Abstract: This paper uses the panel data of listed Chinese enterprises from 2007 to 2016, studies the impact of enterprise financialization on the income distribution of labor and capital and analyzes the regulating effect of enterprise ownership. The results show that the enterprise financialization significantly increases the relative income share of capital and the executives. The ownership has a significant negative adjustment effect on the positive relationship between financialization and the relative income share of capital and the executives. Compared with the state-owned enterprises, financialization has a stronger effect on the non-state enterprises. Further research shows that financialization increases the capital income but crowds out the employment, leading to a higher capital income share. In terms of the income distribution between executives and employees, the enterprise financialization has no significant impact on the average salaries. Therefore, the “crowding out” effect of employees leading to the decrease of total labor income may be the main reason for the increase in relative income share of executives.

Keywords: Enterprise Financialization, Functional Income Distribution, Executive Income Share, Ownership

JEL Classification: C33, D63, G31

(责任编辑:赵锐、彭爽)