

中国式减税降费与经济高质量发展： 企业金融化视角的研究

李真, 李茂林

(华东师范大学经济学院, 上海 200062)

摘要:大规模减税降费是后金融危机时代我国财政政策的重要特征,而且防止经济过度金融化及资本无序扩张是新时期构建内外双循环新发展格局的核心任务之一,但鲜有研究从虚拟经济和实体经济协调发展的角度研究此次减税降费对于中国经济高质量发展的意义。文章基于地方性法规规章和行政区划禀赋特征,深入探讨供给侧改革中的减税降费政策对扭转我国经济金融化趋势的影响效应,理清财税政策在引导社会资本“脱虚还实”过程中的作用机制。研究发现:(1)减税降费政策对于企业金融化具有明显的抑制作用,且在非国有产权、非制造业行业、中西部地区、经济相对落后区域和规模较小的企业中表现得更为突出。(2)减税降费通过有效弱化企业的金融偏向性“投资替代”动机和“实体中介”动机促进社会资本回归实体领域,但并未对企业投资“蓄水池”动机产生显著影响。(3)减税降费对金融化的抑制作用虽有利于促进企业进行实物资本投资,但在引导金融资源回流而促进创新投资方面的作用效果并不明显。文章对于进一步科学优化财政政策设计以引导产业资本流动,以及构建有效的财税政策组合体系和协同有效的现代宏观治理机制具有积极意义。

关键词: 减税降费; 企业金融化; 财政政策

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)06-0004-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210415.201

一、引言

马克思在《资本论》中就已关注到信用制度下金融资本积累与现实资本积累之间的一致性及背离性问题。当金融资本对再生产活动的扩张作用超过了生产边界,仅通过金融体系内部循环实现积累与增殖时,产业资本将逐渐衰落,从而使经济的可持续发展陷入危机。近年来,我国大量非金融企业不断脱离实体经济涉足金融活动,国民经济出现了明显的“脱实向虚”的趋势。为促进金融发展回归服务实体经济的本源,守住不发生系统性风险的底线,党的十九大报告重点强调了“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力”,实体经济与虚拟经济的协调融合是已上升为新时代经济更高水平发展和创新强国总体战略的核心任务之一,也是我国在当前世界百年未有之大变局下的突破之路。

在宏观层面上,经济政策不确定性与经济环境变化是导致经济金融化的重要外部因素,以

收稿日期: 2021-01-09

基金项目: 上海市哲学社会科学规划课题(2018BJL007)

作者简介: 李真(1981-),女,山东青岛人,华东师范大学经济学院副教授,硕士生导师;
李茂林(1998-),男,四川巴中人,华东师范大学经济学院学生。

制造业为代表的实体经济投资收益率下降、金融监管放松以及货币政策扩张为企业金融化提供了有利的宏观环境(胡奕明等, 2017; 张成思和郑宁, 2020)。在微观层面上, 社会经济“脱实向虚”主要反映了非金融企业在利润来源渠道、投资组合选择和资产配置结构等方面越来越偏向于金融体系(Krippner, 2005; Orhangazi, 2008), 其动机主要涉及预防未来生产经营风险(Demir, 2009)、追逐金融资产高额收益(Orhangazi, 2008; Demir, 2009; 张成思和张步昙, 2015; 戴贇等, 2018)以及金融系统对异质性企业的融资歧视(李建军和韩珣, 2019)。此外, 近年来学界对经济金融化的研究更加趋于微观化, 部分学者开始从企业高管工作或教育背景、企业社会责任、公司治理机制等细分方向研究企业金融化异质性问题(顾雷雷等, 2020)。在经济金融化的影响方面, 宏观层面主要关注金融化对经济增长、失业率、经济稳定性的影响, 大部分研究结论持负面和批评态度, 认为金融化趋势加速引导社会资本大量流入虚拟领域, 从而引致实体经济增速下降、产业结构失衡、贫富差距扩大、失业率增加, 从而加强经济系统脆弱性(Riccetti 等, 2016; Sokol, 2017)。微观层面的研究结果则分化较大: 一类认为金融化对实业投资具有挤出效应, 长期来看会抑制创新, 推高企业债务负担, 推动房地产价格泡沫, 并导致影子银行金融风险集聚(Orhangazi, 2008; Bleck 和 Liu, 2018; 李建军和韩珣, 2019); 另一类则主要从金融化有助于优化企业投资配置、提升股东短期价值、缓解财务约束和提升实业利润率等视角进行正面分析(谢富胜和匡晓璐, 2020)。

针对我国经济当中存在的“脱实向虚”现象, 2017年召开的全国金融工作会议明确了金融业发展应当回归本源, 以支持实体经济发展为落脚点的核心要求。在近年来的各类政府政策组合中, 减税降费政策作为供给侧改革及国家现代财税金融体制的重要组成部分及政策工具, 承担着稳妥应对经济下行风险、增强我国经济韧性以及保障实体经济高质量发展的重要历史使命。党的十九届五中全会进一步明确了“十四五”时期建立现代财税金融体制的具体要求。因此, 科学评估我国减税降费政策对扭转经济过度金融化的影响效应, 理清财税政策在引导产业资本和金融资本“脱虚还实”过程中的作用机制, 为我国政府进一步科学优化财政政策设计以引导产业资本流动, 以及构建财政政策与货币政策共同支撑的政策组合体系和协同有效的现代宏观治理机制具有重要意义。

自减税降费政策实施以来, 国内学者已经对其展开了一系列研究, 主要集中在减税降费的目标和政策空间(庞凤喜和牛力, 2019)、减税降费存在的主要问题和成因(杨灿明, 2017)以及减税降费的经济影响评估三个方面。在经济影响方面, 大量研究聚焦在“营改增”等结构性减税方面, 将“营改增”作为自然实验来考察减税降费影响企业的几种效应: 一是减税效应, 增值税改革能有效降低企业税收负担, 提高企业的利润空间, 同时还能促进企业的固定资产投资和研发投入, 提升企业的创新能力(许伟和陈斌开, 2016); 但也有部分研究对“营改增”的减税效应提出质疑, 认为减税可能反过来导致部分中间投入不足的企业实际税负的增加, 并容易导致研发操纵从而降低研发绩效(潘文轩, 2013)。二是分工效应, “营改增”可以提高企业专业化程度, 促进产业间的专业化分工与协作(范子英和彭飞, 2017)。三是行业效应, “营改增”不仅能为受到减税降费的行业减负, 同时还能通过价值链的传导效应带动相关产业的发展, 如服务业的“营改增”可以通过延长抵扣链条对制造业产生减税效应, 进而带动制造业转型升级(孙正和陈旭东, 2018)。总体来看, 目前关于减税降费的研究主要集中在定性分析、微观案例调查和对特定减税降费政策的经济影响三个方面(何代欣, 2019), 仅有少量学者利用定量方法从整体视角评估减税降费的影响(倪红福, 2021)。

上述成果为本文的研究提供了良好的前期基础。本文基于中国特色的减税降费政策实践背景, 将2012—2018年A股非金融类上市公司作为研究对象, 利用地级市的税收数据构建减税

降费衡量指标,结合减税降费相关地方性法规规章和地级市行政区划禀赋特征,探讨各级减税降费政策对引导经济“脱虚还实”的政策绩效及作用机制,并就规模“还实”和结构“还实”问题展开进一步分析。

相较于既有研究,本文的边际贡献可能在于:(1)在研究视角上,本文直接关注减税降费对企业金融化的影响。现有关于企业金融化的研究大多从财务特征和治理特征等微观视角切入,即使从宏观经济政策层面研究企业金融化的文献也主要聚焦金融市场本身,如经济周期、货币政策和资本市场体制等,而鲜有研究关注财政政策对企业金融化的影响。本文补充和丰富了现有关于财税政策评估问题研究的广度和深度,也为经济金融化和“脱实向虚”问题研究提供了一个崭新的观察视角。(2)在研究工具方面,本文首先利用地级市的历年税收增速下降率作为减税降费的代理变量,然后根据地级市所在省级政府出台的地方性法律法规和地级市行政区划禀赋设计工具变量,从税收增速下降率中识别出减税降费引致的部分,并利用其考察减税降费对经济金融化的影响绩效。(3)除了验证减税降费政策对经济金融化的影响效应以及作用机制,本文还对减税降费政策抑制经济“脱实向虚”的异质性影响效应进行拓展分析,以此对“一行一地一企”的精益化财税政策提供实践依据。同时,现有研究经常将“抑制金融化”视为经济“脱虚还实”,然而金融化水平得到抑制并不一定代表社会资本会转向实体投资,也不代表实体投资的质量和结构会得到有效提升,只有资本从金融领域转向实体领域形成规模效应和结构效应,才符合经济“脱虚还实”要求。据此,本文继续对减税降费政策抑制金融化是否进一步带来了经济“脱虚还实”中的投资引流规模效应和投资结构优化效应展开深入探讨,以弥补现有文献在这方面的不足。

二、减税降费影响企业金融化的理论逻辑

减税降费主要通过改变企业经营不确定性的“蓄水池”动机、金融资本高收益偏好的“投资替代”动机以及基于异质性融资约束的“实体中介”动机三种机制对扭转金融化趋势、引导经济“脱虚还实”形成影响作用。

1. “蓄水池”动机。金融资产不仅具有投资属性,而且还是一种流动性贮藏工具(彭俞超和黄志刚,2018)。企业为应对未来经营不确定性而产生预防性储蓄需求(“蓄水池”),方便未来现金流短缺时将金融资产变现以“反哺”主营业务(Smith和Stulz,1985;胡奕明等,2017)。大规模减税降费政策可能对企业“蓄水池”动机产生不同的影响效应:一方面,“蓄水池”动机成立的一个重要前提是存在现金流约束,而企业税负是导致企业存在内部现金流约束的一个重要因素。持续性的减税降费政策组合不仅通过“营改增”优化了企业税收抵扣链条,避免了重复征税问题,同时“研发加计扣除”“所得税优惠”和“社会保险费降低”等措施更是直接降低了企业税收缴纳总额。因此,减税降费会通过缓解企业内部现金流约束而弱化企业金融化的“蓄水池”动机。但另一方面,“蓄水池”动机成立的第二个关键条件是企业对未来经营的不确定性。不确定性是现代经济社会的根本属性之一,虽然个体对不确定性的主观感受差异较大(Bloom,2014),但经济政策一直是影响微观企业不确定性感知的重要原因。聂辉华等(2020)使用文本挖掘方法,从上市公司年报文本中提取信息构建了微观企业层面的不确定性感知指标,发现经济政策的频繁出台加剧了企业不确定性感知水平。而根据中国人民大学财政金融学院2019年发布的《中国企业税收负担报告》,仅以增值税和所得税为例,我国自2012年以来已经出台了20余项政策。频繁的政策更替很可能加剧企业的不确定性感知水平,进而强化企业金融化的“蓄水池”动机。

2. “投资替代”动机。“投资替代”动机主要是由实体投资收益和金融投资收益的扭曲性趋

势导致的(戴贇等, 2018)。在实体投资收益率不断下降而金融投资收益率保持高位的背景下, 企业的短期目标最大化要求容易导致非金融企业放弃实体投资, 转而参与收益率更高的金融投资(Orhangazi, 2008; Demir, 2009)。发达经济体实体投资收益率的下降是欧美国家企业金融化趋势加剧的重要原因(张成思和张步昙, 2015)。2008年金融危机后, 我国由于外需不足和国内结构性矛盾的双重冲击也导致了实体经济收益率的持续下降; 与此同时, 较高的税费负担不仅作为企业净收益重要减扣项进一步压低了实体投资收益率(庞凤喜和刘畅, 2019), 还在区域经济内恶化营商环境、加剧资源错配(Medina 和 Schneider, 2017; 孙群力和陈海林, 2020), 不利于实体投资融通发展。因此, 政府的减税降费政策不仅有利于企业整体税负成本的降低, 而且通过削减收费项目降低了官员的寻租空间, 优化了营商环境, 缓解了宏观税负过度导致资源向隐性经济部门集中, 提高了资源配置效率, 从而促进了企业实体投资收益率的提高, 缓解了企业金融化的“投资替代”动机。但另一方面, 基于“投资替代”动机的金融化企业主要通过购买理财产品和持有金融资产等形式获利(马思超和彭俞超, 2019), 所以其金融化需求的强弱与金融资产在资本市场中的收益率密切相关。当减税降费的政策红利反映在资本市场上时, 投资者信心的增强会进一步推动金融投资收益率的上升, 这可能会强化企业“投资替代”的动机。

3. “实体中介”动机。该动机源于金融系统对异质性企业的融资歧视(Shin 和 Zhao, 2013)。一方面, 资质良好的大型企业凭借规模及信用优势以较低的融资成本从金融系统取得融资, 存在大量闲散资金。这些企业可以通过影子信贷体系向具有融资约束的企业提供信贷资金以获取利息, 在其中充当着“金融中介”的角色(Du 等, 2017)。在商业银行为主的金融体系中, 非金融企业尤其是大型上市公司从事“金融中介”的现象尤为普遍, 从而提高了金融化程度。另一方面, 中小企业因缺少充足抵押、抗风险能力差和银企之间信息不对称引发的逆向选择和道德风险问题, 既难以从银行系统取得信贷融资, 又难以通过资本市场开展融资, 存在明显的融资约束。根据“融资优序”理论, 融资约束越高的企业在内源融资策略无法满足其融资需要且金融资源配置存在扭曲的情况下, 则会形成向影子银行体系融资的巨大需求。因此, 减税降费政策能够通过缓解企业融资约束弱化其寻求外部融资的动机。当高融资约束的企业对影子信贷体系的依赖削弱后, 大型企业的金融化动力也将受到抑制。

基于以上分析, 本文提出下列竞争性假说:

H1a: 减税降费政策对企业金融化趋势具有抑制效应, 有利于经济“脱虚还实”。

H1b: 减税降费政策对企业金融化趋势具有激励效应, 会加强经济“脱实向虚”趋势。

H2: 减税降费政策通过应对企业经营不确定性而产生的预防性储蓄“蓄水池”动机、实体投资收益与金融投资收益率级差的“投资替代”动机以及因融资约束而形成的“实体中介”依赖动机三种机制影响企业金融化趋势。

三、研究设计

(一)数据来源与处理

本文的研究数据主要涉及企业和地级市两个层面: 企业层面数据来源于国泰安上市公司数据库, 本文选取沪深两市 A 股上市公司的财务数据作为研究样本, 并剔除 *ST*、*PT* 以及金融行业和房地产行业的企业; 城市层面的财政数据来源于 *CEIC* 中国经济数据库, 本文从中整理了我国 287 个地级市 2012—2018 年的税收收入数据, 并将上市公司办公地址所在地级市与其匹配, 最终得到一个包含“上市公司—年份—地级市”的面板数据集。为了避免极端值对实证分析所产生的干扰, 我们对公司层面的连续性变量进行了 1% 的双侧缩尾处理。

此外,本文选取了减税降费的地方性法规规章数量和地级市及下属区县数量作为大规模减税降费政策工具变量的重要构成指标。2012-2018年各地级市所在省份出台的关于减税降费的地方性法规规章信息根据北大法宝数据库通过人工检索关键词等方式整理得到,并将其文件数量归类到各个年份,统一整理为“年度-省份-文件数量”数据集。根据我们对历年政府减税降费工作报告文本的阅读情况,本文将检索关键词统一设定为“减税”“减税降费”“营改增”“免税”“降低企业税收负担”“清理/降低行政事业性收费”“税费减免”“降低社会保险费”“普惠性减税”和“所得税专项附加扣除”。行政区划信息来源于民政部官方网站,经过整理得到了各地级市所包含的区县数量。

(二)主要变量定义

1. 经济“脱实向虚”程度指标。借鉴彭俞超和黄志刚(2018)的研究,设定企业金融化趋势变量 fin_grow , 取值等于本期金融资产与上期金融资产的差额占总资产的比例。 fin_grow 取值越大说明金融资产在企业总资产中的占比提升越快,企业金融化趋势越强。此外,依照大量研究关于企业金融资产的界定,本文将资产负债表中的交易性金融资产、衍生金融资产、买入返售金融资产净额、可供出售金融资产净额、发放贷款及垫款净额、持有至到期投资净额、投资性房地产和长期股权投资界定为金融资产范畴(Demir, 2009; 张成思和郑宁, 2018)。

2. 减税降费力度指标。现有文献尚未明确提出直接衡量减税降费政策力度的指标,但相关研究表明,减税降费短期内会直接导致地方财政收入减少,带来潜在的财政风险(张斌, 2019; 段龙龙和叶子荣, 2021)。据此,本文认为地方财政收入的变化程度能够较好地反映减税降费力度,并基于各城市的税收收入设计变量来衡量区域减税降费力度。假设 $tax_{n,t}$ 表示城市 n 当期税收收入,则按如下方式定义区域减税降费力度 $retax$:

$$tax_g_{n,t} = \frac{tax_{n,t} - tax_{n,t-1}}{tax_{n,t-1}} \quad (1)$$

$$retax_{n,t} = \frac{tax_g_{n,t-1} - tax_g_{n,t}}{tax_g_{n,t-1}} \quad (2)$$

式(1)中, $tax_g_{n,t}$ 表示城市当年的税收增速,利用连续两年的税收增速可以构建出式(2)中的城市 n 在 t 年的“税收增速下降率” $retax$ 。本文采取 $retax$ 表示减税降费力度,取值越大说明该城市当年减税降费导致的税收收入增速相对于前一年下降的幅度越大,即减税降费力度越大。采取两年间的税收增速之差主要是考虑到税收增速包含了许多城市层面的其他混杂因素,取差分后可以消除一些年份共同因素的干扰,并最大可能地观测到减税降费所带来的税收增速下降。当然,这样处理后,本文在估计过程中可能仍然面临一定的内生性问题。因此,在后文具体的模型设定过程中,我们将结合减税降费相关政策性文件和城市的相关外生指标构建工具变量。

3. 其他控制变量。由于减税降费政策的具体设计及实施存在明显的区域差异,因此控制变量需要考虑企业和地区两个层面。在企业层面,本文参考已有研究,控制了以下变量:①企业规模($Size$),即总资产的自然对数;②托宾 Q ($Tobin Q$),取值为公司市值与总资产之比;③税费负担(ta),等于公司当期支付的税费占营业收入的比例;④现金流水平($cash$),即经营性现金流与总资产之比;⑤盈利能力(ROA),即净利润除以总资产;⑥成长性($Salesgrowth$),等于主营业务收入相对于上一期的增长率;⑦财务杠杆率(Lev),即总负债除以总资产;⑧董事会规模($Board$),取值为董事会人数的自然对数。在城市层面,本文控制了城市人均收入 $rgdp$ 和财政支出 FC 。

(三)模型设定与识别策略

本文研究地方政府减税降费力度能否对经济“脱虚向实”产生影响,首先建立如下的实证模型:

$$fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times retax_{n,t} + \Gamma \times X_{i,t} + H \times Z_{n,t} + \sigma_i + \delta_n + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,下角标 i 代表企业, n 代表企业所在城市, t 代表年份; fin_{it} 表示经济“脱实向虚”指标, $retax_{n,t}$ 表示企业所在城市减税降费力度; X_{it} 为企业层面的控制变量向量, Z_{it} 表示城市层面的控制变量向量, Γ 和 H 均为控制变量的估计系数向量。如果城市减税降费力度变量 $retax_{n,t}$ 的估计系数 β_1 小于 0 且显著, 则说明加大减税降费力度能够抑制企业的金融化行为。此外, 本文还控制了企业固定效应 σ_i 、城市固定效应 δ_n 和年份固定效应 μ_t , 分别吸收不可观测的企业异质性因素、不随时间变化的城市间异质性因素和不随企业变化的年度宏观经济影响。 ε_{it} 为随机扰动项。

实证模型(3)在估计过程中可能存一定的内生性: 首先是测量误差问题。本文将城市层面税收增速的变化情况 $retax_{n,t}$ 作为减税降费指标, 但影响税收增速变化 $retax_{n,t}$ 的因素除了减税降费之外, 可能还有其他经济变量。其次是遗漏变量问题。由于 $retax_{n,t}$ 可能包含除减税降费外的其他因素, 因此在估计减税降费力度 $retax_{n,t}$ 对企业金融化影响的过程中可能会忽视重要变量的影响, 造成遗漏变量偏误。这两类内生性问题是本研究面临的重大挑战, 理想的解决方式是寻求合适的工具变量, 从 $retax_{n,t}$ 中识别出由减税降费带来的税收增速变化, 并进行模型(3)的估计。在我国, 地级市财政政策实施的基本方向是遵循上一级政府即省级政府的政策性文件指导, 同时受到各地区异质性因素的影响。一般而言, 地级市辖区内的行政区划越多, 越不利于统一政策的执行。因此, 结合各省级政府每年出台的减税降费相关政策性文件数量和各地级市辖区内的区县数量, 本文借鉴 Sequeira 等(2020)的研究思路, 采取以下步骤构建 $retax_{n,t}$ 的工具变量。

首先, 构建实证模型(4)以检验地级市所在省级政府发布的减税降费政策性文件和城市辖区数量以及两者之间的相互作用对城市税收增速变化的影响:

$$retax_{n,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times files_{n,j,t-1} \times num_n + \alpha_2 \times files_{n,j,t-1} + H \times Z_{n,t} + \delta_n + \mu_t + \varepsilon_{n,t} \quad (4)$$

其中, $files_{n,j,t-1}$ 表示地级市 n 所在省份 j 在前一年发布的关于减税降费的政策性文件数量, num_n 表示地级市 n 包含的区县数量, 其余变量与模型(3)一致。交互项系数 α_1 反映了地级市政府在省级政府政策文件指导下实施的减税降费行为对城市税收增速变化的影响受到自身区县数量的调节效应。如果 α_1 显著, 则说明省级文件的指导和城市的区县数量之间确实存在交互作用。基于此, 可利用估计后的系数 $\hat{\alpha}_1$ 构建 $retax_{n,t}$ 的工具变量 $IV_retax_{n,t}$, 具体方法如下:

$$IV_retax_{n,t} = \hat{\alpha}_1 \times files_{n,j,t-1} \times num_n \quad (5)$$

$IV_retax_{n,t}$ 可以理解为地级市自身的行政区划禀赋特征在减税降费影响税收增速过程中起到的调节效应。而且, 将 $IV_retax_{n,t}$ 作为 $retax_{n,t}$ 的工具变量符合相关性和外生性原则: 在相关性方面, 由于地方政府必须贯彻执行上一级政府发布的关于减税降费的政策性文件, 因此城市层面的减税降费导致的税收增速的变化必然与省级文件要求减税降费所带来的税收增速变化相关(当然, 这一相关性要求在后文的 2SLS 回归中可以得到检验); 在外生性方面, 由于 $IV_retax_{n,t}$ 考虑了城市自然包含的区县数量, 不受到其他因素的影响, 因此 $IV_retax_{n,t}$ 也具有相对严格的外生性。因此, 将 $IV_retax_{n,t}$ 作为 $retax_{n,t}$ 的工具变量进行模型(3)的估计可以准确地识别出减税降费所带来的税收增速变化对微观经济金融化的影响。

(四)描述性统计^①

本文样本中的企业金融化趋势变量 fin_grow 的均值为 1.1%, 最小值为 -9.3%, 最大值为 18.8%, 且其标准差较小, 取值大部分为正说明样本企业具有较为明显的金融化趋势。地级市税收增速的变化幅度 $retax$ 的均值为 -0.031, 其标准差高达 2.299, 取值越大说明税收增速下降幅度越高, 最大值和最小值的绝对值均大于 10, 这反映出样本中各个城市之间税收增速变化的差异

^① 限于篇幅, 主要变量的描述性统计结果并未展示; 如感兴趣, 可向作者索取。

较大。企业规模(*size*)和托宾 Q (*TobinQ*)的标准差均大于 1,表明样本企业之间规模差异较大,本文所选样本具有一定的代表性。其他变量的标准差均小于 0.5,没有出现异常的分布。

四、减税降费政策对经济“脱虚还实”的影响效应及机制检验

(一)基准回归分析

表 1 汇报了减税降费对经济“脱实向虚”的基准回归结果。列(1)和列(2)为不采用工具变量时城市税收增速下降率 *retax* 对企业金融化 *fin_grow* 的估计结果,其中 *retax* 的系数接近于 0,且均不显著。这符合本文预期,因为 *retax* 本身的测量误差问题会严重影响估计结果的显著性。作为真实的减税降费力度引致税收增速下降幅度的代理变量,本文计算的税收增速下降率同时还包含其他经济变量的信息,因此存在一定的测量误差。为了检验测量误差的存在,本文借鉴 Lee 和 Wilhelm (2020)的思路,利用参数方法对列(2)的回归进行测量误差分析。该检验的原假设为解释变量不存在测量误差问题,本文检验发现 P 值为 0.002,且在 99% 的显著性水平上拒绝原假设,表明该回归中 *retax* 存在一定的测量误差。

表 1 减税降费与企业金融化

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		2SLS	
<i>retax</i>	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.007*** (0.002)	-0.008*** (0.003)
固定效应	控制	控制	控制	控制
第一阶段回归结果				
IV_retax			0.143*** (0.022)	0.143*** (0.022)
控制变量			控制	控制
固定效应			控制	控制
观测数	11 570	11 536	11 570	11 536
不可识别检验			58.58	45.57
第一阶段 F 值			63.22	47.64

注: *、**和***分别代表显著性水平 10%、5% 和 1%; 括号内为企业层面聚类稳健标准误; 不可识别检验结果对应 *Kleibergen-Paap rk LM* 统计量; 限于篇幅,含控制变量和常数项的完整回归结果未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

引入工具变量后发现,不论是否加入控制变量,*retax* 的估计系数均在 1% 的水平上显著为负。减税降费带来的税收增速下降率每上升 1%,经济“脱实向虚”趋势就降低 0.8%,约等于样本均值的 73%(0.008/0.011)。以上结果符合假说 $H1a$ 的预期,即减税降费政策能够对经济“脱实向虚”形成抑制效应。此外,列(3)和列(4)的第一阶段回归结果显示, IV_retax 的估计系数显著为正,表明地级市行政区划特征对省级减税降费文件作用效果的干扰作用越小,减税降费政策所带来的税收增速变化则越大,这验证了前文关于工具变量的相关性假定。工具变量有效性方面,*Kleibergen-Paap rk LM* 统计量为 58.58(对应 P 值为 0.000),强烈拒绝工具变量不可识别的原假设。同时,第一阶段 F 值均大于 10,说明不存在弱工具变量问题。此外,由于基准回归只选择了一个工具变量,因此也不存在过度识别问题。

(二)稳健性检验^①

1. 替换被解释变量。除了金融资产外,经济“脱实向虚”还可能表现为企业的利润来源越来

^① 限于篇幅,稳健性检验结果没有在正文中列示;如有需要,可向作者索取。

越依赖于金融渠道(Krippner, 2005)。因此,本部分将企业从金融领域获取的利润与净利润之比作为被解释变量对基准回归结果进行稳健性检验。借鉴胡聪慧等(2015)、杜勇等(2017)的研究,定义企业利润渠道中的金融收益为投资收益、公允价值变动收益与其他综合收益之和减去在联营企业和合营企业中的投资收益的差值。结果显示, $retax$ 的估计系数在5%水平上显著为负,即减税降费政策有利于抑制金融收益在企业利润渠道中的比重,这与基准回归中的结论一致。

2. 控制滞后效应和非线性效应。财政政策对企业行为的影响可能存在一定的滞后效应,如果在估计过程中不控制滞后期的影响,那么对当期减税降费政策的经济效应的估计结果将产生偏误。因此,本部分将在基准回归的基础上进一步控制滞后效应。本文分别控制了 $retax$ 滞后一期至四期,结果发现 $retax$ 滞后期的估计系数显著为负,基准回归的分析结果稳健。此外,减税降费政策对企业金融化行为的影响还可能不存在非线性效应,即并不是持续表现为抑制效应。当减税降费力度超过一定阈值时,这种抑制效应或将失效或转变为激励效应。如果非线性效应存在,那么基准回归中的结果将趋于片面。因此,本文加入 $retax$ 的二次项对非线性效应进行检验。估计结果显示, $retax$ 及其二次项估计系数均显著为负,说明减税降费对经济金融化的抑制效应并不存在阈值,即减税降费力度越大,对经济“脱虚还实”趋势产生的抑制效应越明显。

3. 改变工具变量。由于减税降费文件并不代表最终的政策执行效果,因此估计结果可能存在一定误差。基于此,本文根据各地“营改增”政策执行的实际情况,在基准回归的基础上引入新的工具变量以考察结果的稳健性。设置“营改增”虚拟变量 VAT ,若企业所在城市当年实施“营改增”政策, VAT 则赋值为1;否则为0。在基准回归中增加 VAT 工具变量后的估计结果发现, $retax$ 的系数仍然显著为负,这与前文结果相吻合。

4. 更换“公司—地级市”匹配方式。虽然办公地址是公司实际开展生产经营活动的场所,企业受到办公地址所在地级市减税降费政策的影响更加直接,但在许多优惠税费政策的资格认定方面,均采用企业注册地信息进行审核。于是,本文重新将上市公司注册地与地级市进行匹配,检验结果发现, $retax$ 的估计系数仍然显著为负。这表明无论是在注册地还是实际办公地,减税降费对企业金融化趋势都具有强烈的抑制效应。

5. 替换核心解释变量。本文在基准估计中将地级市的“税收增速的下降率”作为核心解释变量,认为该下降率越大则减税降费力度越大。这一假设成立的条件是减税降费首先影响税收增速,然后进一步反映在下降率上。因此,如果这一假设成立,那么直接将税收增速作为核心解释变量应该能得到一致的结论。于是,本文将税收增速 tax_g 作为核心解释变量进行回归, tax_g 取值越大,说明税收增速越高,即减税降费力度越小。回归结果显示, tax_g 的估计系数显著为正,说明高税收增速确实加剧了企业金融化趋势,减税降费有利于抑制经济“脱实向虚”。

(三)影响机制检验

本部分进一步讨论减税降费政策如何通过影响企业金融化动机促进经济“脱虚还实”。

1. “蓄水池”动机。根据前文的理论逻辑,减税降费对企业金融化趋势的抑制作用可能来源于“蓄水池”动机中内部现金流约束的缓解。为了考察这一机制是否存在,本文分别采取自由现金流 FCF 和内部现金流充裕度 ICA (李连燕和张东廷,2017)衡量企业内部现金流约束程度,其中 FCF 等于经营性现金流与资本性支出的差值占总资产的比例, ICA 等于经营性现金流与流动负债之比,两者值越大表示企业内部现金流约束程度越低。表2中的Panel A汇报了检验结果, FCF 和 $retax$ 的交互项系数不显著, ICA 和 $retax$ 的交互项系数虽然显著但为正数,结合两者的单独项系数可知,减税降费并不能通过缓解内部现金流约束来抑制企业金融化。“蓄水池”动机成立的重要假设是金融市场高度完善并且金融产品具有相对稳定的价格,而中国欠发达的金融市

场和大幅波动的金融资产价格可能并不是企业流动性管理的最佳选择。因此,即使减税降费能够缓解企业内部现金流约束,但也较难通过这一机制抑制企业金融化趋势。

表 2 减税降费对企业金融化动机的影响

变量	回归结果	变量	回归结果	变量	回归结果
Panel A: “蓄水池”动机					
<i>retax</i>	-0.008*** (0.003)	<i>retax</i>	-0.011*** (0.004)		
<i>FCF</i>	0.026** (0.013)	<i>ICA</i>	0.005 (0.003)		
<i>FCF</i> × <i>retax</i>	0.001 (0.007)	<i>ICA</i> × <i>retax</i>	0.014*** (0.005)		
Panel B: “投资替代”动机					
<i>retax</i>	-0.012** (0.005)	<i>retax</i>	-0.016** (0.009)	<i>retax</i>	-0.007** (0.003)
<i>deta</i>	0.0007** (0.0003)	<i>rk</i>	-0.0008** (0.0004)	<i>rf</i>	-0.000 (0.000)
<i>deta</i> × <i>retax</i>	-0.001** (0.0005)	<i>rk</i> × <i>retax</i>	0.002** (0.001)	<i>rf</i> × <i>retax</i>	0.000 (0.000)
Panel C: “实体中介”动机					
<i>retax</i>	-0.010** (0.005)	<i>retax</i>	-0.059* (0.034)		
<i>fin_d</i>	0.001* (0.0008)	<i>SA</i>	-0.012*** (0.003)		
<i>fin_d</i> × <i>retax</i>	-0.003* (0.002)	<i>SA</i> × <i>retax</i>	0.012* (0.007)		
控制变量	控制		控制		控制
固定效应	控制		控制		控制

注: *、**和***分别代表显著性水平 10%、5% 和 1%; 括号内为企业层面聚类稳健标准误; 不可识别检验结果对应 Kleibergen-Paap *rk LM* 统计量; 限于篇幅, 含控制变量和常数项的完整回归结果未予汇报, 感兴趣的读者可向作者索取。下同。

2. “投资替代”动机。为检验减税降费政策能否通过弱化“投资替代”动机抑制金融化趋势的理论假设, 本部分从实体投资收益率、金融投资收益率、金融投资收益率与实体投资收益率级差三个方面进行验证。本文借鉴张成思和张步昙(2015)的思路确定企业实体投资和金融投资的收益率; 同时, 为了避免内生性的影响, 本文在行业层面设定收益率变量。定义行业实际的实体投资收益率 *rk* 为行业内平均固定资产收益率与其方差之比,^①行业实际金融投资收益率 *rf* 等于行业内平均企业金融资产收益率与其方差之比, 行业金融投资与实体投资的收益率级差 *deta* 等于 *rf* 与 *rk* 的差值, 并将 *rk*、*rf* 和 *deta* 分别纳入模型进行检验。表 2 中 Panel B 的回归结果显示: 首先, *deta* 的系数显著为正, 而 *deta* 与 *retax* 的交互项系数显著为负, 这说明金融投资与实体投资之间的收益率级差的扩大会加强企业金融化趋势, 但政府的减税降费政策能够通过缩小收益率级差抑制企业金融化趋势, 显著改善经济“脱实向虚”问题。其次, *rk* 的系数显著为负, 但 *retax* 和 *rk* 的交互项系数显著为正, 说明实体投资收益率的提升虽有利于抑制企业金融化行为, 但无法得到减税降费政策可以通过此路径抑制经济金融化的充分证据。再次, *rf* 及其和 *retax* 的交互项系数均不显著, 且其绝对值趋近于 0, 这说明减税降费政策也无法通过影响金融资产收益率进而对企业金融化产生影响。综上所述, 减税降费政策能够通过弱化“投资替代”动机而抑制企业金

① 固定资产收益率=(营业收入-营业成本-营业税金及附加-期间费用-资产减值损失)/经营资产, 其中, 经营资产等于运营资本、固定资产、无形资产等长期资产之和的净值。

融化趋势,但主要作用机制并不是单独地提升实体投资收益率或抑制金融资产收益率,而是通过缩小金融投资收益率与实体投资收益率的级差。

3. “实体中介”动机。由于不发达金融体系中的融资“歧视”驱动了非金融企业开展影子银行活动,因此本部分将从企业融资优序和融资约束两个维度检验政府减税降费政策对企业金融化“实体中介”动机的影响。第一,从企业资产负债结构来看,如果企业从事正常的生产投资活动,金融负债将与金融资产保持负相关关系,即对外进行金融融资(金融负债增加)后再对内进行生产投资(金融资产减少);但如果企业从事影子银行活动,那么金融负债的增加反而会导致金融资产的增加(王永钦等,2015)。因此,本文将企业金融负债 fin_d 纳入基准模型进行分析。^①从表2中Panel C的回归结果可以看出, fin_d 的估计系数显著为正,说明样本企业金融负债的增加加剧了企业金融化趋势;同时, fin_d 和 $retax$ 的交互项系数显著为负,说明政府减税降费政策抑制了企业提高金融负债所带来的金融化程度加深趋势。第二,从金融部门的融资“歧视”和企业的融资约束角度来看,融余约束程度较低的企业金融化程度可能更高(彭俞超和黄志刚,2018)。据此,本文在基准模型中引入融资约束 SA 指数,^②检验结果如表2中的Panel C所示,其中 SA 的估计系数显著为负, SA 和 $retax$ 的交互项系数显著为正,表明融资约束越低的企业金融化趋势越显著,而减税降费政策则可以明显缓解企业金融化对融资约束的敏感性。以上两种路径均证明了“实体中介”动机的存在性以及减税降费政策对该动机的弱化作用,并进一步说明政府的大规模减税降费政策除了会对实体经济产生直接的财税激励效应之外,还能间接缓解因金融资源配置扭曲而导致的经济金融化程度提升。

五、进一步讨论

(一)异质性影响

考虑到财税政策具有明显的行业差异和区域分化属性,本部分将进一步结合企业区位、地区收入水平、行业特点和微观主体所有权等方面进行异质性影响分析。

1. 行业差异。考虑到各地政府税费政策在不同行业之间的力度差异,本文进一步探讨减税降费政策对不同行业金融化的异质性影响。参考童锦浩等(2018)的研究,本文按企业是否处于制造业行业设置虚拟变量 ma 。根据2012版证监会行业分类标准,若企业处于制造业行业, ma 赋值为1;否则为0。表3中的列(1)展示了纳入 $retax$ 和 ma 交互项的检验结果,发现交互项系数显著为正,即相对于制造业行业企业而言,减税降费政策对非制造行业企业金融化的抑制效应更加显著。

2. 区域差异。设定区域虚拟变量 $east$,如果企业办公地址所处城市位于东部地区,^③那么 $east$ 赋值为1;反之为0。检验结果如表3中的列(2)所示, $retax$ 和 $east$ 的交互项系数在1%水平上显著为正,这表明减税降费政策对企业金融化的抑制效应在中西部地区更为明显。东部地区的企业税收负担率相对较低,而中西部地区的税收负担较高(倪红福等,2020),这种税收负担在区域分布上的不均衡使得中西部地区的减税降费政策具有更大的政策实施空间,因此减税降费政策对企业投资行为产生的边际效应在中西部地区更为明显。

3. 城市收入水平的分化效应。企业所在地区的经济发展水平会直接影响企业行为,因此有

^① 借鉴王永钦等(2015)的研究,本文定义金融负债 fin_d 等于长短期借款之和与销售额的比值。

^② $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。SA指数越大,说明企业受到的融资约束程度越严重。

^③ 经查阅相关资料,本文中的东部地区包括河北省、北京市、天津市、山东省、江苏省、浙江省、上海市、广东省、海南省和福建省的所有城市。

必要检验减税降费政策在不同的经济发展水平环境里对经济金融化的影响。按企业是否位于发达地区设置虚拟变量 de , 如果地级市当年人均 GDP 低于全国均值, de 赋值为 1; 反之为 0。从表 3 中列(3)的检验结果可以发现, 相较于发达地区, 减税降费政策对经济发展水平较为落后区域的经济金融化抑制作用更加强烈。另外, 由于东部地区的经济发展和居民收入水平显著高于中西部地区, 因此减税降费政策对经济“脱实向虚”的抑制效应在城市收入水平分化方面的表现与区域异质性一致。

4. 企业控股结构差异。根据有实际控制人或无实际控制人的上市公司第一大股东的性质设置企业产权性质虚拟变量 $state$, 若为国有企业, $state$ 赋值为 1; 反之为 0。如表 3 中的列(4)所示, $retax$ 和 $state$ 的交互项系数显著为正, 表明国有控股会削弱减税降费政策对企业金融化的抑制效应, 减税降费政策对非国有企业金融化趋势的抑制作用更强。

5. 企业规模差异。为了检验减税降费政策对不同规模企业金融化趋势的影响, 本部分设置企业规模虚拟变量 mz 。当企业资产小于样本中位数时, mz 赋值为 0; 否则 mz 赋值为 1。表 3 中列(5)的检验结果显示, $retax$ 和 mz 的交互项系数显著为正, 这说明减税降费政策对规模较小企业的金融化趋势的抑制作用更加明显。

表 3 异质性分析结果

变量	(1)行业类别	(2)地理区位	(3)城市收入水平	(4)企业控股结构	(5)企业规模
$retax$	-0.035** (0.017)	-0.010*** (0.003)	-0.018** (0.007)	-0.012*** (0.005)	-0.023** (0.011)
$retax \times ma$	0.035** (0.017)				
$retax \times east$		0.010*** (0.003)			
$retax \times de$			0.017** (0.007)		
$retax \times state$				0.012*** (0.004)	
$retax \times mz$					0.015** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	11 263	11 263	11 263	11 263	11 288
不可识别检验	6.89	13.06	49.04	26.01	10.19
第一阶段 F 值	6.79	13.09	50.90	25.78	10.39

(二)流量降低与结构优化

除了验证减税降费是否有利于抑制经济金融化趋势之外, 我们还有必要进一步搞清楚的问题是: 这种“抑制效应”是否有利于企业优化投资结构? 如果减税降费只带来了实体企业金融资产流量的降低而没有促进企业投资结构优化, 那么这种“抑制作用”的内涵价值会有所下降。

可持续的实物资本投资是实体经济特别是制造业企业赖以生存和发展的基础, 因此本文首先考察减税降费政策抑制经济“脱实向虚”对企业实物资本投资的影响。借鉴杜勇等(2017)的研究, 本文定义企业实物资本投资率等于固定资产、在建工程和工程物资之和与总资产的比值。将未来一期实物资本投资率作为被解释变量, $retax$ 和 fin_grow 及其交互项作为核心解释变量进行回归后发现, 经济“脱实向虚”确实“挤出”了企业未来的实物资本投资, 但政府减税降费政策能够有效缓解这种“挤出效应”(如表 4 中列(1)所示)。同时, 为了剔除非制造业样本所带来的混杂

影响,本文进一步剔除了所有非制造业上市公司样本,如表4中的列(2)所示, fin_grow 和 $retax$ 交互项系数仍然显著为正,且其绝对值大于列(1)中的交互项系数。这表明相对于其他行业的企业而言,减税降费政策降低制造业企业的金融化程度能够激励更多的实物资本投资。

另外,实体投资的另一项重要内容是企业的创新研发投入。本文从研发资金投入和研发人员投入两个方面来考察减税降费政策能否通过降低经济金融化水平这一渠道提高企业创新投资,分别采用技术人员与企业总人数之比、企业研发支出与主营业务收入之比作为研发人员投入和研发资金投入的衡量指标。通过观察 fin_grow 、 $retax$ 和交互项系数的估计系数后发现,无论是采用人员投入还是资金投入,虽然都能够证明企业金融化对研发投资的“挤出”效应,但并未发现减税降费能通过抑制企业金融化水平促进研发投资的证据。

表4 减税降费,企业金融化与实体投资

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	实物资本		创新投资	
	全样本	制造业	研发资金投入	研发人员投入
$retax$	-0.019** (0.009)	-0.018** (0.009)	0.000 (0.003)	0.024 (0.057)
fin_grow	-0.115*** (0.028)	-0.085** (0.038)	-0.023** (0.009)	0.328 (0.204)
$fin_grow \times retax$	0.144** (0.072)	0.157** (0.070)	-0.005 (0.028)	-0.301 (0.475)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	9 985	5 272	9 968	9 629

以上检验结果表明,减税降费对经济“脱实向虚”的抑制效应有利于提升企业的实物资本投资,但对企业的创新投资则没有明显影响。其可能的原因在于,与实物资本投资相比,创新投资具有高风险性、高沉没成本的特征,存在较大的调整成本和高度的信息不对称,因此即使减税降费抑制了企业金融化趋势并且推动企业重新组织投资策略,但也会面临公司内部董事会成员决策不一致和公司治理中代理成本等因素的干扰,从而令管理层优先考虑收益率相对稳定、风险相对较低的实物资本投资。

六、结论与政策建议

本文基于减税降费政策的制度背景,利用2012—2018年我国287个地级市税收收入、省级政府减税降费相关地方性法规规章和A股上市公司等多维度数据考察了减税降费对于微观企业金融化的影响。研究发现:(1)政府加大减税降费力度有利于抑制经济“脱实向虚”趋势,在考虑到不同金融化指标衡量方式、控制财政政策的滞后效应和非线性效应、变换工具变量、更换公司地址匹配方式和替换核心解释变量等稳健性检验后这一结论仍然成立。(2)政府减税降费政策能够通过有效弱化微观主体“投资替代”动机和“实体中介”动机降低经济金融化,但缺乏证据表明减税降费政策对抑制企业金融化的“蓄水池”动机成立。在“投资替代”动机方面,减税降费并不是单独通过降低企业金融投资收益率或提高实体投资收益率而弱化“投资替代”动机,而是降低了企业金融化对于金融投资收益率和实体投资收益率缺口的敏感程度。在“实体中介”动机方面,减税降费政策缓解了企业融资部分约束,抑制了企业举债进行金融投资的行为,同时降低了低融资约束企业向影子银行的融资需求。(3)减税降费对企业金融化的抑制效应在所有

制、行业、区域、城市收入水平和企业规模等方面具有明显的异质性,即在非国有产权、非制造业行业、中西部地区、人均收入相对落后城市和规模较小的企业中,政府减税降费政策对经济“脱实向虚”的抑制效应更加明显。(4)减税降费政策对企业金融化的抑制效应有利于促进企业实物投资,但对促进企业创新投资的结构效应并不明显。

基于上述研究结论,本文的政策启示在于:第一,近年来我国持续推进的减税降费政策在促进虚拟经济与实体经济协调发展方面起到了积极的政策效应。因此,除了传统的金融体制改革之外,“裁剪式”减税降费政策在治理经济“脱虚向实”中的作用需要得到充分重视。第二,基于减税降费主要通过弱化企业金融化的“投资替代”动机和“实体中介”动机发挥政策作用,建议在持续推进减税降费政策的基础上协调好财税制度改革与金融体制改革在推动经济“脱虚还实”进程中的政策协同关系,强化双边政策效应;建立公开透明的金融市场规则,畅通企业融资渠道,将企业创新绩效与减税降费的经济金融化治理效应对接起来,实现经济“脱虚还实——创新驱动——现代产业链”的新发展格局。第三,鉴于政府减税降费政策对经济金融化的抑制效应存在多维异质性,因此在财税制度优化建设过程中,各级政府需充分关注区域经济发展水平、产业结构、区位特点和企业控股结构等方面的差异,避免“一刀切”或“单一模式”的财税政策,鼓励“一地一行一企一策”的分类政策组合,积极探索建立与本地产业特色及经济发展阶段相适应、相匹配的财税制度,这对推进构建现代产业创新链、持续激发区域产业竞争力、繁荣国内经济和畅通国内大循环都具有积极意义。

参考文献:

- [1]戴贇,彭俞超,马思超.从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评[J].外国经济与管理,2018,(11):31-43.
- [2]杜勇,邓旭.中国式融资融券与企业金融化——基于分批扩容的准自然实验[J].财贸经济,2020,(2):69-83.
- [3]段龙龙,叶子荣.“减税降费”与地方财政解困:基于国家治理效能视角分析[J].经济体制改革,2021,(1):122-128.
- [4]范子英,彭飞.“营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角[J].经济研究,2017,(2):82-95.
- [5]顾雷雷,郭建鸾,王鸿宇.企业社会责任、融资约束与企业金融化[J].金融研究,2020,(2):109-127.
- [6]何代欣.实施更大规模减税降费面临的挑战及对策[J].税务研究,2019,(2):18-20.
- [7]胡聪慧,燕翔,郑建明.有限注意、上市公司金融投资与股票回报率[J].会计研究,2015,(10):82-88.
- [8]胡奕明,王雪婷,张瑾.金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2017,(1):181-194.
- [9]李建军,韩珣.非金融企业影子银行化与经营风险[J].经济研究,2019,(8):21-35.
- [10]李连燕,张东廷.高新技术企业治理资本价值创造效率的影响因素分析[J].数量经济技术经济研究,2017,(5):55-71.
- [11]马思超,彭俞超.加强金融监管能否促进企业“脱虚向实”?——来自2006—2015年上市公司的证据[J].中央财经大学学报,2019,(11):28-39.
- [12]倪红福,吴延兵,周倩玲.企业税负及其不平等[J].财贸经济,2020,(10):49-64.
- [13]倪红福.生产网络结构、减税降费与福利效应[J].世界经济,2021,(1):25-53.
- [14]聂辉华,阮睿,沈吉.企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J].世界经济,2020,(6):77-98.
- [15]潘文轩.“营改增”试点中部分企业税负“不减反增”现象分析[J].财贸研究,2013,(1):95-100.
- [16]庞凤喜,刘畅.企业税负、虚拟经济发展与工业企业金融化——来自A股上市公司的证据[J].经济理论与经济管理,2019,(3):84-94.

- [17]庞凤喜, 牛力. 论新一轮减税降费是直接目标及实现路径[J]. 税务研究, 2019, (2): 5-11.
- [18]彭俞超, 黄志刚. 经济“脱实向虚”的成因与治理: 理解十九大金融体制改革[J]. 世界经济, 2018, (9): 3-25.
- [19]孙群力, 陈海林. 我国地区营商环境的决定因素、影响效应和评价指数——基于 MIMIC 模型的研究[J]. 财政研究, 2020, (6): 105-120.
- [20]孙正, 陈旭东. “营改增”是否提升了服务业资本配置效率?[J]. 中国软科学, 2018, (11): 17-30.
- [21]童锦治, 苏国灿, 魏志华. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财贸经济, 2015, (11): 14-26.
- [22]谢富胜, 匡晓璐. 制造业企业扩大金融活动能够提升利润率吗?——以中国 A 股上市制造业企业为例[J]. 管理世界, 2020, (12): 13-28.
- [23]许伟, 陈斌开. 税收激励和企业投资——基于 2004~2009 年增值税转型的自然实验[J]. 管理世界, 2016, (5): 9-17.
- [24]杨灿明. 减税降费: 成效、问题与路径选择[J]. 财贸经济, 2017, (9): 5-17.
- [25]张斌. 减税降费与中长期税制优化[J]. 国际税收, 2019, (9): 11-14.
- [26]张成思, 张步昙. 再论金融与实体经济: 经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015, (6): 56-66.
- [27]张成思, 郑宇. 中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J]. 世界经济, 2018, (12): 3-24.
- [28]张成思, 郑宇. 中国实体经济金融化: 货币扩张、资本逐利还是风险规避?[J]. 金融研究, 2020, (9): 1-19.
- [29]Bleck A, Liu X W. Credit expansion and credit misallocation[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2018, 94: 27-40.
- [30]Bloom N. Fluctuations in uncertainty[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(2): 153-176.
- [31]Demir F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets[J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2): 314-324.
- [32]Du J L, Li C, Wang Y Q. A comparative study of shadow banking activities of non-financial firms in transition economies[J]. *China Economic Review*, 2017, 46: S35-S49.
- [33]Krippner G R. The financialization of the American economy[J]. *Socio-Economic Review*, 2005, 3(2): 173-208.
- [34]Lee Y J, Wilhelm D. Testing for the presence of measurement error in Stata[J]. *The Stata Journal*, 2020, 20(2): 382-404.
- [35]Medina L, Schneider F. Shadow economies around the world: New results for 158 countries over 1991-2015[R]. Cesifo Working Paper, 2017.
- [36]Orhangazi O. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973-2003[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6): 863-886.
- [37]Ricchetti L, Russo A, Gallegati M. Financialisation and crisis in an agent based macroeconomic model[J]. *Economic Modelling*, 2016, 52(5): 162-172.
- [38]Sequeira S, Nunn N, Qian N. Immigrants and the making of America[J]. *Review of Economic Studies*, 2020, 87(1): 382-419.
- [39]Shin H S, Zhao L. Firms as surrogate intermediaries: Evidence from emerging economies[R]. Princeton Working Paper, 2013.
- [40]Smith C W, Stulz R M. The determinants of firms' hedging policies[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1985, 20(4): 391-405.
- [41]Sokol M. Financialisation, financial chains and uneven geographical development: Towards a research agenda[J]. *Research in International Business and Finance*, 2017, 39(2): 678-685.

Chinese-style Tax and Fee Reduction and Economic High-quality Development: A Study from the Perspective of Enterprise Financialization

Li Zhen, Li Maolin

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

Summary: In recent years, a large number of non-financial enterprises in China have been engaged in financial activities, and the national economy has obviously introduced the trend of “from reality to deficiency”. In China’s policy portfolio, tax and fee reduction policies, as an important part of supply-side reform, undertake the important historical mission of prudently coping with economic downturn risks, enhancing China’s economic resilience and ensuring high-quality development of the real economy. Therefore, scientific evaluation of the impact of tax and fee reduction policies on reversing the over-financialization of the economy is of great significance for further scientifically optimizing the design of fiscal policies to guide industrial capital flows and constructing a policy combination system supported by fiscal policies and monetary policies as well as synergistic and effective modern macro governance mechanism.

This paper takes A-share non-financial listed companies from 2012 to 2018 as the research object, uses the tax data of prefecture-level cities to construct the measurement indicators of tax and fee reduction, and explores the policy performance and mechanism of tax and fee reduction policies at all levels in guiding the economy to “get rid of deficiency and return to reality” with the relevant local regulations of tax and fee reduction and the characteristics of administrative district endowment of prefecture-level cities. It is found that tax and fee reduction has a significant restraining effect on enterprise financialization, and the effect is more intense in enterprises with non-state-owned property rights, non-manufacturing industries, central and western regions, cities with relatively backward per capita income and small-scale enterprises. The mechanism research shows that tax and fee reduction can effectively weaken the motivation of “investment substitution” and “entity intermediary” of enterprise financialization, but it has no obvious influence on the motivation of “reservoir”. Further research shows that the restraining effect of tax and fee reduction on enterprise financialization is conducive to promoting enterprises’ physical capital investment, while the promoting effect on innovation investment is not obvious.

The marginal contribution of this paper may be as follows: Firstly, it directly focuses on the impact of tax and fee reduction on enterprise financialization, which provides a new perspective for the study of economic financialization. Secondly, in terms of research tools, the instrumental variables designed in accordance with local regulations and administrative division endowments in this paper are a useful attempt for the research methods of such policies. Thirdly, in addition to verifying the effect and mechanism of tax and fee reduction on economic financialization, it also analyzes the heterogeneous effect of tax and fee reduction policies to restrain the economy “from reality to deficiency”, so as to provide a practical basis for the lean fiscal policy of “one industry, one region, one enterprise”.

Key words: tax and fee reduction; enterprise financialization; fiscal policy

(责任编辑 景 行)