

金融化、财政激励与企业投资结构

后小仙¹, 郑田丹²

(1. 南京审计大学 政府审计学院, 江苏 南京 211815; 2. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433)

[摘要] 财政激励政策对企业投资结构的调整具有重要影响。实证研究结果表明, 财政激励政策会促使企业选择提升权益性投资比重, 且这种促进作用具有递减倾向。其中, 税收返还和财政贴息会显著促进企业权益性投资比重升高, 研发补贴则会促进企业固定资产投资比重升高。进一步以企业融资效率为中介变量进行检验发现, 财政激励可以通过提升企业融资效率进而促使企业提升权益性投资比重。因此, 在利用财政激励政策工具调节企业投资结构时, 应充分考虑企业金融化水平, 以避免企业投资结构出现失衡。

[关键词] 财政激励; 金融化; 企业投资结构; 权益性投资; PSM 模型; 脱实向虚

[中图分类号] F812.4; F832.5 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2021)03-0117-11

一、引言

数据显示我国实体企业在生产领域进行的投资比重在不断降低, 2007年上市实体企业实业投资率为8.96%, 2018年下降至5.04%^[1]。其深层原因在于, 金融化环境下不同投资渠道的利润率发生了很大的改变。实体企业为了寻求综合利润的最大化, 会主动改变投资结构。整理2007年至2018年我国上市实体企业投资相关数据发现, 自2007年以来, 我国上市企业的权益性投资规模增长率始终高于固定资产投资规模的增长率。固定资产投资和技术资产投资等实体领域投资的增长率均呈现出显著的周期效应, 在2008年金融危机后, 实体经济经历短暂复苏, 2009年至2013年上述两项实体领域投资增长率均快速抬升, 但企业权益性投资规模的快速膨胀并没有带来与之相匹配的收益说明, 这表明企业权益性投资规模的升高没有迅速形成相应的生产能力。已有研究对企业投资结构的影响因素考察偏向于外部环境, 对政策的研究也偏向于货币政策, 对财政激励政策的讨论较少, 系统研究财政激励政策影响企业投资结构的路径更为鲜见。财政激励政策是政府采取多样化财政收支方式调节总供给与总需求的重要工具, 政府通过降低税率和增加投资拉动宏观经济, 企业融资需求也会顺势增强。相关研究主要分为两个部分, 一是对财政支出政策的研究。Wallsten^[2]指出政府补助计划会滋生企业腐败、降低企业创新的积极性。Lach^[3]则认为政府补贴可以降低项目资金的成本, 激励企业提高经营绩效, 刺激企业加大研发支出。Crisuolo等^[4]与Cerqua和Pelledrini^[5]证明财政补贴可以显著激励企业提升自身投资水平, 但魏志华等^[6]发现这种投资水平的提高并没有带来企业产出效率的提高, 甚至可能扭曲企业投资行为^[7]。王克敏和徐震等发现, 受产业政策重点支持的企业长期负债较多, 企业投资效率低且过度投资程度高^[8-9]。陈东和邢霖^[10]证实了政府补贴对于企业投资的激励在民营企业中体现得更为显著。二是对税收激励政策的研究。Cummins和Hassett^[11]发现税收政策的调整可以通过改变企业投资成本预期激励企业调整其投资的行为决策。Blundell等^[12]研究发现一般性减税可以通过降低投资成本和改善企业现金流等方式激励企业增加投资活动。Hassett和Hubbard^[13]认为临时性的税收激励更能推动刺激企业投资需求。申广军等^[14]发现, 减税不仅可以提升短期总需求, 还可以在长期内改善供给效率。许伟和陈斌开^[15]研究发现增值税有效税率每降低1个百分点, 企业投资将增加约16%。林旭等^[16]认为国有企业相比于民营企业而言更难以对税收政策的调整产生预期效应。杨旭东等^[17]发现税收优惠还可以缓解民营企业研发投资对企业现金流的负向效应。张国庆和李晓春^[18]研究发现税收竞争导致的企业税负差异显著影响投资决策。

因此, 在企业金融化程度不断加深的现实背景下, 财政激励政策是否可以对实体企业的生产发展起到应有

[收稿日期] 2020-12-21

[基金项目] 国家社科基金项目(17BJY001); 江苏省社科基金项目(21JZB001)

[作者简介] 后小仙(1972—), 男, 安徽芜湖人, 南京审计大学政府审计学院教授, 从事政府经济与政府审计研究, Email: houxiaoxiao@163.com; 郑田丹(1993—), 男, 安徽阜阳人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生, 从事财政金融政策研究, Email: may_0425@yeah.net.

的推动作用,企业投资结构的转变是否可以实现财政激励政策的预期等问题显得尤为重要。

本文的贡献主要有三点:一是在讨论财政激励与企业投资结构关系时,将企业金融化作为重要环境因素考虑其中;二是利用 PSM 模型筛选了原始数据,减少样本选择偏误,并分类讨论了财政激励政策的异质性,增加结论丰富度;三是重点考察了财政激励政策影响企业投资结构的内在机制。

二、理论分析与研究假设

企业在市场化竞争中会为了利润最大化而整合资源进行投资,企业投资结构可以实时反映其盈利模式和盈利来源,从盈利来源角度看,我国实体企业的投资渠道主要分为固定资产投资和权益性投资两类。在没有金融资源配置时期,实体企业的全部投资均为固定资产投资,企业通过实体资本的原始积累生产产品和提供服务,在市场中实现生产利润,包括生产加工、品牌价值、专利服务费等形式,无需金融资源参与即可完成盈利,企业通过固定资产投资形式获得生产利润,是实体经济的基础投资形式。金融市场在实体经济发展到一定阶段后就会发展繁荣起来,实体企业在进行投资行为的选择时会出现固定资产投资之外的决策空间。如企业可以通过股权交易、房地产投资和资本市场溢价获取利润,即为权益性投资。实体企业的权益性投资可分为两类:一是股权交易等方式,通过企业间的并购、股权融合和上市等手段,从金融市场上获取股权溢价;二是以构建资金池为目的进行先期融资,进而通过资金池在金融市场进行投资操作,以实现利润最大化。尽管这是银行等金融企业的职能,但实体企业在获取生产利润较为困难时,会主动选择此类模式获取金融利润。实体企业通过上述两种权益性投资方式均可以获得金融利润以弥补企业边际生产利润下降的现实。从实体企业投资渠道而言,固定资产投资和权益性投资组成了投资结构的主要部分,其相对比重会在外部政策环境的变化中此消彼长。

在经济新常态发展形势下,针对企业的财政激励政策具有强烈的政府行政意志,主要为促进经济增长、提升经济质量而出台。财政激励政策通过采取与现行企业税收制度背离的细分政策鼓励企业投资,税收优惠和财政补贴带来的充裕现金流将刺激企业扩大投资规模。财政激励政策在对企业投资结构施加影响时主要以产业政策的形式出现,如在经济结构转型深化的关键阶段,中央政府会审时度势做出 5 年或者更长时期的规划,如例行的“五年规划”和“中国制造 2025”等政策,明确一批未来发展的重点行业。地方政府普遍会依据上述规划,因地制宜制定符合本地区产业发展的扶持政策,以保证优势产业布局优化,作为地区核心竞争力^[8]。

财政激励政策向特定企业投放,是地方政府在晋升政绩考核压力之下做出的政策选择导向,以保证地方官员在晋升锦标赛中脱颖而出^[20]。企业在得到财政补贴和税收优惠后,客观上融资效率提升。随着企业的综合税率降低,企业投资现金流增加,无论是权益性投资还是固定资产投资的绝对量都会大幅增加。但不同的是,实体企业的固定资产投资作为其“基本面”,在面对政策变动时具有变动上的“粘性”,即固定资产投资对财政激励政策引发的税率降低做出的反应不如企业权益性投资敏感^[21]。权益性投资作为实体企业在金融市场发达时的普遍选择,对企业现金流的充沛与否反应强烈;财政激励政策强度升高,企业综合税率降低,现金流增加,企业会倾向选择使用资金在金融市场获利^[22]。企业通过并购、股权融合和上市等手段,从金融市场上获取股权溢价,尤其是上市企业,会通过股票回购推升股价,让市场对企业预期更为乐观,保证企业远期发展的融资约束降低。因此,财政激励政策会推动实体企业的权益性投资提升幅度高于固定资产投资。此外,财政激励政策在以产业政策的形式出现时,具有典型的地域特征,即不同地区的财政激励力度存在差异。而在地区间的招商引资竞争中,会出现为吸引企业入驻投资而竞相提高财政激励水平的情况。相对而言,实体企业的权益性投资因其天然的强流动性,将会比固定资产投资更多地流向财政激励力度更高的地区,呈现出的投资结构特征即为权益性投资比重提高。基于以上分析,本文提出假设 1。

H₁: 财政激励政策将推动实体企业的权益性投资比重升高。

经济金融化对企业投资行为具有显著的双刃剑效应,一方面,金融化可以促进金融配置效率,实体企业通过参与金融资源配置活动,改善投资需求、降低融资约束,最终提升企业的实体投资效率^[23];另一方面,当实体企业的金融化程度过高时,金融投资行为的比重过高也将影响到企业的投资结构平衡,甚至影响企业的实体投资规模、挤压企业发展所必需的创新投资^[24],最终造成资金在虚拟经济中空转,降低金融配置效率^[1]。在我国实体经济发展的过程中,先后经历了“生产利润——生产利润与金融利润并重——金融利润为重”的不同阶段,因此在当前金融利润逐渐取代生产利润主体地位的阶段,实体企业发展重心已不再是主营业务,其投资结构逐渐偏向权益性投资。

在企业金融化迅速深化的进程中,实体企业在投资前会通过金融资源进行资金融通,以保证企业的投资决策施行。在此过程中,上游行业融资租赁公司和产业基金公司将进行金融化运作,放大企业资金池的效应^[25]。而这些机构投资者通过投放资金成为实体企业的股东。在面对委托代理关系中必然存在的矛盾时,企业投资决策者作为代理人,为了实现投资者效益最大化的目标,同时也是为了获取自身股权收益最大化,将在企业投资行为选择上更为偏重短期收益率高的渠道。在权益性投资和固定资产投资中,以股权交易、价值投资、资产证券化、股票回购等多种权益性投资形式来获取资本利差和资本溢价,要比单纯通过固定资产投资来获取生产利润的效率更高^[26]。因此,实体企业将会把资金更多配置于金融资产,企业资本积累也会因此而减少^[27],企业投资结构因金融化程度的提升而更加偏向权益性投资^[28]。据此,本文提出假设2。

H₂:企业金融化水平提高,企业投资结构将偏向权益性投资。

三、基于PSM模型的研究设计

(一)PSM模型选择

在宏观政策影响企业投资结构的实证研究中,较多对某一政策节点的效应进行探讨,并采用面板固定效应和随机效应等计量策略,较少运用工具变量法。但这些模型在样本选择和指标使用上具有较多限制,函数形式和工具变量选取均较为复杂。本文的研究旨在探讨财政激励政策对企业投资结构的影响,基于本文前述章节的分析,一个企业能否受到财政激励政策的惠及并非是随机分布的,财政补贴和税收优惠等政策实施要依据目标企业资质评估结果而确定。企业投资结构的变动与其接受的财政激励政策具有明显的内生性,将出现模型估计偏误问题,且无法通过传统计量方法来解决。

因此,基于研究目标,本文采用PSM(倾向得分匹配)模型进行估计。PSM模型可以有效解决企业样本因选择偏差和有偏估计带来的变量内生性问题,且无需在模型设定时假定参数及误差项的分布形式^[29]。借助PSM模型,本文可以考察处理组的企业是否会与对照组的企业的投资结构间产生统计学上显著差异。

(二)研究设计

本文参照相关研究选取Logit估计计算每个企业受到财政激励政策惠及的条件概率拟合值,也即倾向得分值(PS)。匹配方法如下:

$$PS = Pr\{Int_i = 1 | X_i\} = E\{Int_i = 0 | X_i\} \quad (1)$$

其中, $Int_i = 1$ 表示企业受到财政激励政策的惠及, $Int_i = 0$ 表示企业没有受到财政激励政策的惠及。 X_i 表示可以观测到的企业特征,即模型协变量。在设定上述指标后,即可以对处理组和对照组的企业样本进行匹配。匹配方法主要有最近邻匹配、卡尺匹配、核匹配、样条匹配等多种形式,但尚无统一结论认为有普适的最佳匹配方法,采用不同的匹配方法会因偏差与效率权衡度不同而产生不同的匹配后回归样本^[30]。本文在基准回归中根据不同匹配方式的损失样本数进行综合判断。在进行匹配后要进行样本的平衡性检验来确定上述匹配质量是否符合回归要求。本文计算处理组与对照组的企业投资结构差异,即参与企业的平均处理效应(ATT),具体构建如下:

$$ATT = E[Is_{1i} | Int_i = 1] - E[Is_{0i} | Int_i = 1] = E[Is_{1i} - Is_{0i} | Int_i = 1] \quad (2)$$

其中, Is_{1i} 表示受到财政激励政策惠及的企业投资结构, Is_{0i} 表示未受到财政激励政策惠及的企业投资结构, $E[Is_{1i} | Int_i = 1]$ 可以观测,而 $E[Is_{0i} | Int_i = 1]$ 无法观测,因此,需要采用PSM模型去构建 $E[Is_{0i} | Int_i = 1]$ 的反事实替代指标。在匹配成功并通过平衡性检验后,可以采用新样本进行匹配后的多元回归,回归模型设定如下:

$$Is_{it} = a_{it} + a_{1i}Int_{it} + \sum a_i Controls_{it} + \mu_{sector} + \mu_{state} + \mu_{year} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Is 与 Int 即为企业投资结构与财政激励政策,其中 Int 为企业是否受到财政激励政策惠及的虚拟变量。 $Controls$ 即式1中的 X ,表示可观测的企业特征,在下文中详述。 μ_{sector} 、 μ_{state} 、 μ_{year} 分别表示行业、所有制和年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项,本文假定其为正态分布。

(三)指标描述

1. 被解释变量

企业投资结构(Is)。本文研究的是实体企业的投资结构,主要指实体企业投资渠道的比重,即权益性投资和固定资产投资的权重高低。本文参考付文林和赵永辉^[21]的研究将企业投资结构设定如下:

$$\text{企业投资结构} = \frac{\text{权益性投资}}{\text{固定资产投资}} \quad (4)$$

其中,权益性投资 = 交易性金融资产 + 衍生金融资产净额 + 短期投资净额 + 可供出售金融资产净额 + 持有至到期投资 + 长期股权投资 + 投资性房地产净额;固定资产投资 = 存货净额 + 固定资产 + 无形资产 + 在建工程净额 + 工程物资。

2. 解释变量

财政激励政策 (*Int*)。本文以手工收集的上市实体企业历年获得的税收优惠、财政贴息、财政拨款等项目加总,作为企业当年接受的财政激励水平;并设定为虚拟变量,将接受财政激励政策惠及的企业统一设定为 1,其余没有受财政激励惠及的企业设定为 0。

3. 环境变量

金融化 (*Fr*)。本文考察企业金融化对企业投资结构的影响,为了将金融化内生,需要选取企业相关财务指标。微观金融化研究主要是从企业资产配置和企业投资选择两个角度进行指标构建,而本文主要研究企业投资问题,因此,从企业投资的增量角度选用指标会更具代表性。为了避免可能的共线性问题,本文将实体企业从金融渠道获取的收益占企业总经营利润的比重作为企业金融化指标。同时为了将样本数据进一步精确,本文通过手工统计历年实体行业企业的公允价值变动损益、投资收益、净汇兑收益以及其他综合收益之和,并以其与实体企业总经营利润之比作为经济金融化的指标数据来源,考察金融化对企业投资结构的影响。

4. 控制变量

本文采用上市企业数据,在模型控制变量的选取上,以反映影响企业投资结构的财务特征为主。就此,本文主要控制变量包括净资产收益率、托宾 Q、利润率、资产规模、行业、所有制、年份等。控制变量指标均采用国泰安数据库中的变量定义,其中托宾 Q 采用广义标准进行计算;行业性质以 2012 年证监会对上市企业的行业分类为准,剔除建筑业、金融业和房地产业等三类企业,将剩余企业视为实体企业;定义“国有企业、集体所有制企业”为国有性质,定义“民营企业、社会团体、自然人”为非国有性质。

(四) 数据来源与处理

本文的分析对象为 2007 年至 2018 年沪深两市上市的实体企业,时间跨度的选择仍是为了囊括近年来密集出台的财政激励政策。本文对上述企业样本做如下处理:剔除在样本区间内没有持续经营的上市企业、剔除 ST、PT 企业数据;剔除财务困难的企业;剔除主要控制变量全是 0 的企业样本;以企业接受的财政激励政策数值大小为标准,对样本企业进行 1% 的截尾处理。经过上述处理,本文整理得到包括 1387 家企业在内共 15322 个观测值。在本文的实证分析中,除企业投资结构指标外,其余指标均做滞后一期处理。本文使用的相关指标数据均来自上市企业历年年报、CSMAR 数据库与 Wind 金融数据库。本文实证中将非虚拟变量进行对数处理,保证结果的稳定性。

四、实证检验与分析

(一) 倾向得分匹配

本文在表 1 中给出了不同匹配形式下最大样本损失量。可知处理组在匹配后相比匹配前损失的样本仅为 2 个,因此本文最终的匹配质量较好。

参考已有研究经验,本文采用核匹配方式,并将其余匹配方法作为稳健性检验的一部分。匹配前后的倾向得分匹配密度函数图如图 1 所示。从图 1 可以看出,匹配后的处理组样本和对照组样本的核密度高度重叠,因此,本文的样本基本落在共同取值范围内,也验证了上表中的匹配结果。

在匹配了样本数据后,需要对其进行平衡性检验,要求满足在企业获得财政激励政策惠及的概率外生确定的情况下,企业接受的财政激励政策与其特征财务变量之间是相互独立的。表 2 报告了处理组和对照组企业样本匹配变量的平衡性检验结果。

表 2 报告了两组企业分别的匹配前和匹配后的均值变化、标准差和标准差的变动幅度,报告了 T 检验的统计量和相伴概率。标准差越小,表明 PSM 匹配效果越好^[31]。若匹配后各变量的标准差绝对值小于 20%,则表

表 1 PSM 匹配结果

	未匹配样本	匹配样本	总计
对照组	102	1962	2064
处理组	45	13213	13258
总计	147	15175	15322

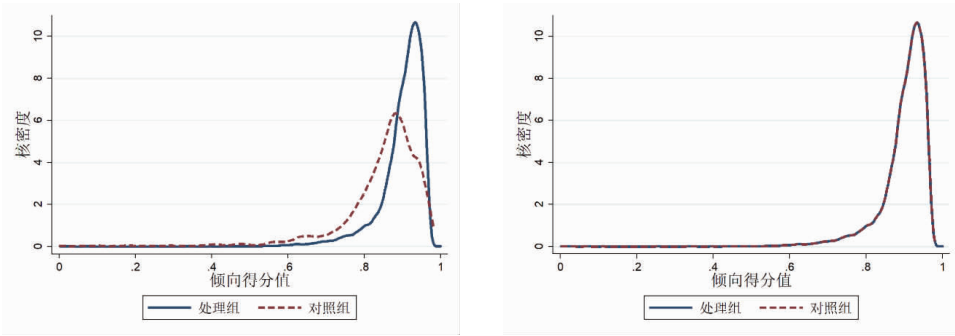


图1 企业倾向得分匹配前后的密度函数图

明基于本匹配进行的倾向得分估计是有效的^[32]。从表2可以看出,在匹配后各变量的标准差绝对值均小于20%,且除企业金融化率和企业行业性质外,其余变量的标准差绝对值均小于5%,这足以说明本文对匹配变量和匹配方法的选取是合适的,样本平衡性假设得到了满足。

(二)基于PSM匹配样本的估计结果

在匹配样本的基础上,本文基于式3的计量模型对财政激励政策和企业投资结构的关系进行估计,估计结果如表3所示。

表3第1列报告了财政激励政策与企业投资结构的直接回归估计结果,作为基准检验的结果;第2列在此基础上报告了加入企业层面控制变量的估计结果;第3列在此基础上又将年份固定效应与所有制固定效应加入回归;第4列则进一步控制了行业固定效应。从四列估计结果均可以发现,核心解释变量财政激励政策的系数符号与显著性水平没有发生变化,这表明模型基准回归的结果是稳健的。财政激励政策的系数显著为正,表明财政激励政策促使企业权益性投资比重上升,因此在本文选取的样本中,研究假设1得到验证。从环境变量金融化率的回归系数看,实体企业金融化率越高,企业投资结构越偏向权益性投资。

从表3中第4列控制变量的估计结果看,企业净资产收益率的提高,将降低权益性投资的比重,这是因为企业的治理结构仍待完善,企业决策层的投资选择并不完全与企业所有者的意志相符合。托宾Q值对企业投资结构的影响显著为正,这表明企业的成长性和市场预期越高,企业将越扩大投资,以保证未来利润增长率。同时,Q值对权益性投资的影响要高于固定资产投资,表现为权益性投资比重的升高。

利润率对投资的关系与之类似,利润率越高,企业越有扩大投资的倾向,且权益性投资的扩张速度高于固定资产投资。企业资产规模大,企业的权益性投资反而会降低,因为投资加速数理论在我国当前的企业投资环境中并不能被验证,企业规模的膨胀没有预期提高企业投资水平。

表2 倾向得分匹配前后解释变量与控制变量的平衡性检验结果

变量	匹配前后	均值		标准化偏差 (%)	标准偏差减少幅度 (%)	T 检验	
		处理组	对照组			T 值	p > t
净资产收益率	匹配前	0.049	0.032	1.8	96.9	1.29	0.000
	匹配后	0.049	0.049	0.1		0.39	0.189
托宾 Q	匹配前	2.556	4.295	-23.2	95.0	-23.27	0.000
	匹配后	2.556	2.644	-1.2		0.78	0.316
利润率	匹配前	0.040	-1.490	3.5	82.9	7.31	0.001
	匹配后	0.040	0.302	-0.6		-1.08	0.090
金融化率	匹配前	0.249	0.301	-13.9	56.7	-6.20	0.000
	匹配后	0.250	0.272	-6.0		-3.44	0.255
资产规模	匹配前	22.259	21.779	24.8	93.1	7.36	0.000
	匹配后	22.257	22.290	-1.7		2.39	0.398
所有制	匹配前	1.231	1.267	9.2	85.9	6.49	0.000
	匹配后	1.231	1.233	-1.3		0.16	0.592
行业性质	匹配前	5.078	6.953	-47.0	69.2	-12.28	0.000
	匹配后	5.078	5.656	-14.5		-1.23	0.478

表3 匹配后财政激励政策与企业投资结构的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
财政激励	6.9032 *** (6.422)	7.4101 *** (6.152)	7.1372 *** (5.982)	8.4376 *** (7.110)
净资产收益率		-1.6398 * (1.682)	-1.4829 * (1.472)	-1.4215 ** (1.464)
托宾 Q		5.9082 ** (4.172)	5.8399 *** (4.069)	5.7277 *** (3.996)
利润率		0.1015 *** (0.069)	0.1128 *** (0.073)	0.1273 *** (0.079)
金融化率		1.3234 (3.931)	5.1143 ** (5.839)	8.834 ** (8.304)
资产规模		0.3637 (0.959)	-0.5382 ** (1.319)	-1.2550 *** (1.569)
常数项	62.2334 *** (1.234)	-12.3709 *** (42.382)	26.2348 *** (53.238)	-32.4875 *** (25.394)
所有制	N	N	Y	Y
行业性质	N	N	N	Y
年份	N	N	Y	Y
观测值	15175	15175	15175	15175
R 方	0.0792	0.1354	0.1875	0.2193

注:***、**和*分别表示检验值在1%、5%和10%的水平上显著,括号内数值表示标准差,下同。

(三) 财政激励政策的异质性讨论

1. 不同强度的财政激励政策

基准回归已经证明财政激励政策对于企业投资结构的影响是显著为正的。为了更进一步证明财政激励政策的强度大小与企业投资结构的关系,此处稳健性检验将企业接受的财政激励与其主营业务收入之比作为财政激励强度,并按照数值从小到大排序。将财政激励强度数值排序的四分位作为临界点,将企业样本划分为四种类型。财政激励强度定义为 Int^k ,其中 $k=1,2,3,4$ 。 k 越大,表示财政激励强度越大。检验模型拓展为:

$$Is_{it} = a_0 + \sum \lambda_i Int_i^k + \sum a_i Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

通过对上述模型的估计,可以根据比较不同强度财政激励政策的回归系数来确定财政激励政策强度对企业投资结构的异质性影响。模型4的估计结果如表4所示。

表4按照基准回归的顺序依次报告了多强度财政激励政策对企业投资结构的估计结果。第(1)列没有加入控制变量,第(2)列加入企业层面的财务特征变量,第(3)列加入企业所有制和年份固定效应,第(4)列加入行业固定效应。可以发现,财政激励政策强度最低的一组企业样本回归结果显示,政策实施对企业投资结构的影响不显著,且系数与基准回归相比较小。本文认为,低强度的财政激励政策无法有效缓解企业的融资约束,致使企业的投资结构变动较小。当企业受到的财政激励政策逐步提高时,对企业投资结构的影响效应

表4 多强度财政激励政策与企业投资结构的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Int^1	2.2720 (1.931)	2.5148 (2.104)	2.5321 (2.180)	2.6088 (2.265)
Int^2	5.9105 * (5.459)	6.1316 * (5.532)	6.3642 * (5.772)	7.0038 * (6.138)
Int^3	7.2133 ** (6.678)	7.4373 ** (6.801)	7.6330 *** (6.994)	8.8918 *** (7.349)
Int^4	7.2359 ** (6.682)	7.4801 *** (6.809)	7.6594 *** (7.008)	8.9446 *** (7.358)
Controls	N	Y	Y	Y
所有制	N	N	Y	Y
行业性质	N	N	N	Y
年份	N	N	Y	Y
观测值	15175	15175	15175	15175
R方	0.0710	0.1213	0.1242	0.1644

递增效果已逐渐降低; $k=3$ 时与 $k=4$ 时相比较,该影响效应系数已非常接近。这一结果反映了财政激励政策对企业投资结构的非线性影响效应,虽并非严格意义上的统计学结论,但仍然表明,基准回归中的研究结论具有成立的局限性,即财政激励政策不会通过简单递增而提升企业权益性投资的比重。本文认为,当财政激励政策强度过高时,会引发企业的过度投资^[34]。根据本文的理论分析,企业权益性投资的流动性较强,因此当财政激励政策强度提升时,企业首先会增加权益性投资的比重以提升利润率,但当财政激励强度提高到一定水平继续上升时,企业继续增加权益性投资的边际利润率逐渐下降,固定资产投资提升速度也会加速,表现为过度激励对企业投资结构的影响不如适度激励的影响效应明显。

结合表3与表4的估计结果,表4展示了高强度财政激励与适度财政激励的政策效应的不同,而表3展示的则是不同政策效应的平均影响效应。财政激励政策对企业投资结构的影响效应出现了非线性的效果,且总体显著为正。因此,本文认为该稳健性检验同样支持基准回归的结论。

2. 不同形式的财政激励政策

为了进一步区分不同形式的财政激励政策对企业投资结构的影响效果,本文将财政激励拆分,在加强研究结论稳健性的同时,还可以横向比较不同形式的财政激励政策对企业投资结构的影响差异。本文将财政激励政策分为税收返还、财政贴息和研发补贴三种形式。其中税收返还包括税收优惠政策所得到的财政返还和因其他政策而得到的纳税奖励;财政贴息是指企业在获取贷款时政府进行的贴息补助,分为直接补贴和银行简洁补贴两种形式;研发补贴包括高新技术企业的技术认定

表5 不同形式的财政激励政策与企业投资结构的估计结果

变量	(1) 税收返还	(2) 财政贴息	(3) 研发补贴
财政激励	8.9723 *** (7.732)	7.1105 *** (6.434)	-1.6779 * (1.407)
控制变量	Y	Y	Y
观测值	12462	12611	4729
R方	0.1791	0.1528	0.1014

补助和企业进行高新技术人才引进而获得的补助之和。本文将上述指标作为财政激励政策的子指标,定义虚拟变量后重新做回归,回归结果如表5所示。可以发现,财政激励政策对企业投资结构的影响存在着结构性的差异。税收返还对企业投资结构的影响要高于财政贴息的影响,且高于基准回归中的结果。研发补贴对企业投资结构的影响表现为推动固定资产投资的比重提高,这可以为政策制定者提供有意义的启示:对实体企业的财政激励政策可依据企业投资结构的变化而改变方式,在实体企业的权益性投资比重较低的发展阶段,可以采用税收返还或者财政贴息的形式促使其提高金融资源配置效率;若实体企业在金融化的后期阶段,固定资产领域投

资比重过低,可通过人才引进补贴和技术认定补贴的形式鼓励企业增加实体生产投资。

五、稳健性检验

表6 稳健性检验结果

变量	(1) 剔除“营改增”	(2) 制造业企业	(3) 高新企业	(4) 新投资结构1	(5) 新投资结构2
财政激励	5.8291 *** (5.202)	8.0192 *** (6.821)	10.2938 *** (8.670)	4.3912 *** (3.266)	3.3274 *** (4.291)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	3522	10632	4408	14218	15093
R方	0.2263	0.2261	0.2782	0.2012	0.1779

(一)“营改增”的影响

“营改增”政策是我国近年来主要的财政制度改革措施,该政策从2011年开始试点工作,经过数年发展,从2016年5月1日起在全国推开。作为经济社会的“细胞”,税收政策的重大改革将会影响企业的现金流进而影响到企业的

投资决策。为了避免“营改增”政策对本文研究结论的影响,本文将“营改增”政策全面推开后的企业样本剔除,也按照改革中不同地区、不同行业、不同环境作为标准逐步剔除2011年至2016年间受到试点改革惠及的实体企业,利用新企业样本重新做得分倾向匹配和回归估计,估计结果如表6第(1)列所示。可以发现,在剔除了全面“营改增”后的数据后,影响效应依然显著,但系数较基准回归结果更小,这表明“营改增”后企业的税收负担降低,“营改增”已经行使了财政激励政策中税收优惠部分的职能,因此财政激励政策的影响效应被降低,但仍会对企业投资结构的改变有显著效应。

(二)制造业企业

本文基准回归中采用的原始企业样本为上市非金融企业,包括了除金融业和房地产业之外的主要行业。为了进一步提升结论的适用性,这里摘取其中特定类型的企业构建新样本进行稳健性检验。制造业企业作为我国实体经济的重要支柱之一,财政激励政策对其投资结构的影响效应较为重要。因此,本文选取上市制造业企业作为新样本进行估计,结果如表6第(2)列所示。可以发现,制造业企业接受财政激励政策的影响效应仍然显著为正,同时系数值略低于全样本实体企业,这表明制造业企业的投资结构的变化相较于其他企业更加稳定。

(三)高新企业

与上一个稳健性检验类似,本文选取高新企业群体作为新样本重新回归。高新企业作为享受税收减免优惠和特定财政补贴最多的企业群体,将其单独进行研究是具有代表性的。根据高新技术企业的相关资质认定文件,选取符合标准的企业构建新样本,估计结果如表6第(3)列所示。可以发现,高新技术企业的投资结构受到财政激励政策的影响更为显著,这也是由企业的行业性质决定的。作为高新技术企业,相比之下其发展仍处于需要保护和激励的阶段,企业在发展初期能够在金融渠道获得更多的收益,有助于企业融资约束降低,以更低的成本获取发展所必需的现金流。因此,财政激励政策对企业权益性投资的影响更加强烈,也表明财政激励政策可以为高新技术企业获得更多的收益而产生正向效应。

(四)企业投资结构的替代变量

为了避免核心变量指标选取带来的内生性,本文采用新的方式对企业投资结构进行度量。第一,本文将原始指标中的明细科目度量方式从每年的存量变为增量,作为新投资结构作为替代变量再回归;第二,本文将原始指标中的固定资产投资加入研发支出,作为新的固定资产投资支出构建企业投资结构。上述两种方式度量的新指标的模型估计结果如表6第(4)列和第(5)列所示。可以发现,在更换了度量方式后,基准回归结果得出的结论依然成立。

(五)不同匹配算法的估计结果

为了确保本文对样本匹配的方法选择是稳健的,此处采用多种形式的匹配算法对原始企业样本进行分别匹配。多种算法匹配后的平均处理效应结果如表7所示。

表7 不同匹配算法下的平均处理效应

检验方法	(1) n(3)	(2) radius	(3) kernel	(4) llr	(5) n(3) Bootstrap	(6) radius Bootstrap	(7) kernel Bootstrap	(8) llr Bootstrap
平均处理效应	7.3287 *** (6.453)	6.4234 *** (6.312)	8.1278 ** (6.611)	8.4820 *** (6.836)	8.1913 *** (6.729)	6.6749 *** (6.500)	7.3732 *** (6.441)	6.3212 *** (6.289)
观测值	15175	15175	15175	15175	15175	15175	15175	15175

表7中,第(1)列采用最近邻匹配法,并设定选取3个临近值;第(2)列采用半径匹配法,并选择默认半径;第(3)列为本文基准回归中的核匹配法;第(4)列采用局部线性匹配法,并选择默认带宽。PSM模型存在天然的缺陷,即有些不可观测变量的存在可能导致模型构建的可忽略性假设得不到满足,样本匹配和倾向得分将出现较大的偏差^[29]。上述检验的标准误同样可能不够准确,为此,本文采用Efron^[33]的Bootstrap法对样本进行多次重复抽样之后再行样本的匹配。表7的第(5)列汇报了重复抽样后的最近邻匹配结果,临近值个数为3;第(6)列汇报了重复抽样后的半径匹配结果,选择默认半径;第(7)列汇报了重复抽样后的核匹配结果;第(8)列汇报了局部线性匹配结果,选择默认带宽。通过对比8种不同形式的匹配算法下的平均处理效应结果可以发现,不论采用何种算法,企业样本的倾向得分匹配得出的平均处理效应系数符号完全相同,且绝对值大小也很接近。这表明,本文的实证研究和稳健性检验采用的方法及得出的结果均是稳健可靠的。

六、基于融资效率的机制检验

(一) 机制梳理

本文通过理论梳理和实证检验发现:财政激励政策对于企业投资结构有显著影响;财政激励的强度增强,企业的权益性投资比重提高;财政激励对企业权益性投资比重的提升效应存在边际递减。

财政激励政策会减轻企业融资约束,进而改变企业的融资效率。本文证明固定资产投资是实体企业在融资约束限定下的首选。当金融化程度加深、融资途径增加、融资约束减轻时,企业增加权益性投资所需现金流规模会随着企业融资效率的提高而提升。融资效率变高,企业现金流越充裕,不论是固定资产投资规模还是权益性投资规模,均会选择扩大投资规模以提高利润和扩大企业发展水平。但是众多研究显示,企业的融资效率提高后,由于企业的资金周转率将随之变高,企业权益性投资规模提升的水平相对更高,表现为企业的固定资产投资的比重会随之降低^[21]。因此,财政激励政策可以通过改变企业融资效率来改变企业投资结构。

在财政激励的政策效应边际递减现象中,融资效率的传导机制同样具有解释力。在财权与事权改革的进程中,地方政府在生产要素的定价上具有绝对控制力,且财政激励政策的制定和准入资格审核同样由地方政府支配。但是上述权力的行使在法律制度上仍有较大空间^[35],因此企业为了获取财政激励政策的惠及,会与地方政府产生寻租关系^[36]。而寻租产生的成本会随着企业获取的财政激励强度而随之增加^[37],企业在高财政激励强度下,也愿意付出更高成本进行寻租^[38]。财政激励政策带来的融资约束减轻效果也会因此而产生边际效应递减,直至寻租成本足够高,导致财政激励政策不再能够推动融资效率的提升。上文已经阐述融资效率促进企业权益性投资的机制,因此,财政激励政策通过提升企业融资效率来改变企业投资结构,并呈现边际效应递减的效果。

(二) 检验模型与中介变量选取

中介机制检验步骤包括三步:首先将因变量(企业投资结构)与自变量(财政激励)进行回归,即本文的基准回归;其次,将中介变量(即融资效率)对自变量(财政激励)进行回归;最后将因变量(企业投资结构)同时与自变量(财政激励)和中介变量(融资效率)进行回归。中介机制检验模型设定如下方程组所示。

$$Is_{it} = a_{it} + a_{i1}Int_{it} + \alpha_{i2}Fr_{it} + \sum a_i Controls_{it} + \varepsilon_{it}^1 \quad (5)$$

$$Cme_{it} = b_{it} + b_{i1}Int_{it} + b_{i2}Fr_{it} + \sum b_i Controls_{it} + \varepsilon_{it}^2 \quad (6)$$

$$Is_{it} = c_{it} + c_{i1}Int_{it} + c_{i2}Fr_{it} + c_{i3}Cme_{it} + \sum c_i Controls_{it} + \varepsilon_{it}^3 \quad (7)$$

其中 Cme 为中介变量企业融资效率。已有研究对融资效率的研究比较成熟,且衡量企业融资效率的方式较多,本文在已有研究的基础上分别采用三种方式对融资效率进行度量。

首先借鉴曹亚勇等^[39]的研究,本文将企业融资效率定义为“投资回报率与资本成本率之比”。其中,投资回报率采用总资产收益率数据,资本成本率采用加权平均资本成本率数据,以综合考虑不同渠道的融资方式。加权平均资本成本率的计算方式为债务资本成本率 \times (债务资本/总资本) \times (1-所得税)+权益资本成本率 \times (权益资本/总资本),权益资本成本的计算方式通过PEG模型^[40]进行计算,即未来2期与未来1期的每股收益之差与基期每股收盘价之比的平方根。其次,参考张玉喜和赵丽丽^[41]的研究,本文将融资风险加入企业融资效率的计算公式中,具体为融资收益 \times [1-融资成本(1+融资风险)],其中融资收益采用净资产收益率(ROE)数据,融资成本仍采用上述加权平均资本成本数据,融资风险定义为息税前利润/(息税前利润-利息)。最后,参

考沈忱^[42]的研究,本文采用三阶段 DEA 模型对企业融资效率进行计算。其中投入指标选取总资产、资产负债率等两个变量;产出指标选取净资产收益率、总资产周转率等两个变量;环境指标选取企业规模、盈利能力等两个变量,企业规模包括职工人数、销售收入总额和利润总额等,盈利能力包括销售净利率、净资产收益率和每股收益等。通过上述变量设定和模型设定,本文对每个企业进行融资效率的计算。通过上述中介机制检验模型和关键变量的多样化指标设定,本文进行财政激励政策对企业投资结构的影响机制检验。

(三)机制检验结果分析

根据上述模型和数据,本文做机制检验结果如表 8 所示。其中上述融资效率指标依序记为 Cme1、Cme2 和 Cme3 以示区别。

表 8 融资效率的中介机制检验估计结果

	投资结构	融资效率			投资结构		
		(Cme1)	(Cme2)	(Cme3)	(Cme1)	(Cme2)	(Cme3)
财政激励	8.7552*** (7.440)	1.4837*** (1.682)	0.9101*** (1.201)	1.2072*** (1.466)	4.0982* (3.925)	3.7717 (3.802)	4.2135 (4.110)
融资效率					3.9957*** (3.651)	4.0821*** (3.787)	4.0541*** (4.306)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	24462	12558	13021	10533	12558	13021	10533

表 8 第 1 列为式 5 的回归结果,即为基准回归表 3 第 4 列,此处列出作为对比结果;表 8 第 2 至第 4 列为式 6 的回归结果,展示了不同计算方式下融资效率对财政激励政策回归的结果;表 8 第 5 至第 7 列为式 7 的回归结果,展示了中介机制检验的第三步估计结果,同样按照融资效率的三种指标进行列述。从第 2 至第 4 列的展示可以看出,企业的融资效率受到财政激励政策的显著影响,在三种度量方式下,财政激励政策均对企业的融资效率产生推动作用,企业受到财政政策的惠及程度越高,在金融市场上的融资约束越低,融资效率越高。在此基础上,第 5 至第 7 列结果显示,融资效率的提高也显著促使企业增加权益性投资的比重,而财政激励政策的系数仅在第一种融资效率指标的回归中显著,显著性水平为 10%。而在另外两种融资效率指标度量下的回归中,财政激励政策的系数均不显著。为了确定融资效率在财政激励政策与企业投资结构间产生完全中介效应,本文进一步做 Sobel 检验,通过检验中介变量路径上的回归系数乘积的显著性,若显著则中介效应显著。本文通过一阶泰勒公式计算 $b_{11} \times c_{13}$ 的标准误,再根据表 8 的估计结果得到 $b_{11} \times c_{13}$ 的标准差。检验结果显示,上述系数乘积在 1% 的水平下显著。因此,融资效率具有完全中介效应,中介机制成立。

为了进一步考察不同形式的财政激励政策在融资效率中介机制检验中的差异表现,本文仅选取 DEA 形式的融资效率作为中介变量,将财政激励政策按照前文的方法拆分为三种形式,分别进行机制检验,回归结果如表 9 所示。纵向来看,不管选用何种形式的财政激励政策,融资效率作为中介变量影响企业投资结构的机制均成立。横向对比来看,税收返还和财政贴息对企业融资效率的提升作用相近,但都不如研发补贴的效应强烈。这一结果符合现实情况:由于补贴准入机制的存在,研发补贴较高的企业往往具有较强的创新能力和科技水平,在金融市场往往受到资本的追捧,因此融资效率更高。三种回归模式下,融资效率均可以显著提高企业权益性投资的比重,因此融资效率具有完全中介效应。

表 9 基于不同形式的财政激励政策下中介机制检验结果

	投资结构			融资效率			投资结构		
税收返还	8.9723*** (7.732)			0.8263*** (1.004)			5.2674*** (4.864)		
财政贴息		7.1105*** (6.434)			0.8107*** (0.909)			3.898*** (3.240)	
研发补贴			-1.6779* (1.407)			1.2103*** (1.482)			-1.2037*** (1.082)
融资效率							3.2611*** (3.180)	3.6135*** (3.338)	5.2783*** (5.012)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	12462	12611	4729	12462	12611	4729	12462	12611	4729
R 方	0.1791	0.1528	0.1014	0.2038	0.1819	0.2008	0.2783	0.3010	0.2994

七、结论与启示

本文通过构建 PSM 模型,系统梳理财政激励政策对企业投资结构的综合影响,并将企业金融化的趋势背景作为控制因素加入分析。以 2007 年至 2018 年我国上市实体企业为样本研究发现,财政激励政策促使企业提升权益性投资比重,投资结构偏向金融领域;企业金融化程度越高,企业投资结构越有“脱实向虚”的趋势。为了保证上述结论的稳健性,本文通过多种形式进行稳健性检验,估计结果均支持基准回归的研究结论。

在基准回归基础上,本文进一步讨论了财政激励政策的异质性效应。为了弥补 PSM 模型中财政激励政策二值变量的缺憾,进一步考察财政激励政策强度的影响效果,本文以财政激励政策的强度作为标准将企业划分为四种类型,将不同强度的财政激励政策组企业分别进行回归检验。研究发现,财政激励政策强度越高,企业越会增加权益性投资的比重,但是这种促进作用的增加幅度呈现出下降的现象。将财政激励政策拆分为税收返还、财政贴息和研发补贴等三种类型进行对比回归发现,税收返还政策会促使企业增加权益性投资的比重,财政贴息政策有类似效果,但促进效应显著小于税收返还政策,研发补贴政策则会促使企业增加固定资产投资的比重,但这一促进作用不显著。为了深入挖掘财政激励政策对企业投资结构的影响途径,本文还构建以企业融资效率为中介变量的机制检验模型进行验证。机制检验结果显示,财政激励政策可以通过改变企业融资效率进而对企业投资结构产生影响。

本文的研究结论在丰富已有研究的基础上,对当前实体企业在金融化浪潮中如何优化投资结构有一定的借鉴意义。近年来,我国出台了较多财政激励政策,如“营改增”“三去一降一补”和“中国制造 2025”等。这些政策的共同点在于,实体企业在政策环境中将获得大量的财政激励,而且这些财政激励的强度越来越高,但是企业权益性投资也受此影响而迅速提升,事实上助推了实体企业“脱实向虚”。因此,可以对财政激励政策的资质核准进行优化,将目标企业的金融化水平与其接受政策惠及资质进行挂钩,适度降低高金融化实体企业的财政激励幅度,并终止严重空心化的实体企业的政策惠及资格。同时,对受到财政激励政策惠及的企业定期进行绩效评价,加强监督力度,落实财政激励对实体经济的推动效果。此外,财政激励政策与货币政策可以进行有机配合,在解决实体企业“融资难、融资贵”问题的同时,有效抑制实体企业的过度金融化。

参考文献:

- [1] 张成思,张步县. 中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J]. 经济研究,2016(12):32-46.
- [2] Wallsten S J. The effects of government-industry R&D programs on private R&D: The case of the small business innovation research program[J]. The Rand Journal of Economics,2000,31(1):82-100.
- [3] Lach S. Do R&D subsidies stimulate or displace private R&D? Evidence from Israel[J]. The Journal of Industrial Economics,2002,50(4):369-390.
- [4] Criscuolo C, Martin R, Overman H, et al. The causal effects of an industrial policy[R]. NBER Working Paper No. 17842,2012.
- [5] Cerqua A, Pellegrini G. Do subsidies to private capital boost firms' growth? A multiple regression discontinuity design approach[J]. Journal of Public Economics,2014,109(1):114-126.
- [6] 魏志华,赵悦如,吴育辉. 财政补贴:“馅饼”还是“陷阱”?——基于融资约束 VS. 过度投资视角的实证研究[J]. 财政研究,2015(12):18-29.
- [7] 肖兴志,王伊攀. 政府补贴与企业社会资本投资决策——来自战略性新兴产业的经验证据[J]. 中国工业经济,2014(9):148-160.
- [8] 王克敏,刘静,李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J]. 管理世界,2017(3):113-124.
- [9] 徐震,黄健柏,郭尧琦. 政府补贴、企业属性与过度投资——基于中国 A 股上市企业的实证研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2017(1):73-84.
- [10] 陈东,邢霖. 政府补贴会提升企业的投资规模和质量吗——基于国有企业和民营企业对比的视角[J]. 山西财经大学学报,2019(8):84-99.
- [11] Cummins J G, Hassett K A, Hubbard R G. A reconsideration of investment behavior using tax reforms as natural experiments[J]. Brookings Papers on Economic Activity,1994,55(2):1-59.
- [12] Blundell R, Bond S, Devereux M. Investment and Tobin's Q: Evidence from company panel data[J]. Journal of Econometrics,1992,51(1-2):233-257.
- [13] Hassett K A, Hubbard R G. Are investment incentives blunted by changes in prices of capital goods[J]. International Finance,1998,1(1):103-125.
- [14] 申广军,陈斌开,杨汝岱. 减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究[J]. 经济研究,2016(11):70-82.
- [15] 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.
- [16] 林旭,苏宏通,朱凯. 税负抑制了公司投资吗?——基于国有股权私有收益的解释[J]. 财经研究,2018(3):45-55.
- [17] 杨旭东,沈彦杰,彭晨宸. 行业竞争、高管激励与企业实际税负[J]. 税务研究,2019(1):99-106.
- [18] 张国庆,李晓春. 税收竞争、企业投资决策与实体经济振兴[J]. 南京社会科学,2019(9):31-38.

- [19]张莉,朱光顺,李世刚,等.市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J].管理世界,2019(3):114-126.
- [20]周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(7):36-50.
- [21]付文林,赵永辉.税收激励、现金流与企业投资结构偏向[J].经济研究,2014(5):19-33.
- [22]Edwards A S,Schwab C M,Shevlin T. Financial constraints and cash tax savings[J]. The Accounting Review,2016,91(3):859-881.
- [23]Davis L E. Financialization and the non-financial corporation: An investigation of firm-level investment behavior in the United States[J]. Metroeconomica, 2018,69(1):270-307.
- [24]郭丽婷.制造业金融化对创新投资的影响:“挤出效应”or“蓄水池效应”? [J].现代经济探讨,2017(12):49-59.
- [25]邓超,许志勇.我国实体企业的盈利模式与金融化策略[J].甘肃社会科学,2017(5):228-232.
- [26]Crotty J. The neoliberal paradox: The impact of destructive product market competition and impatient finance on nonfinancial corporations in the neoliberal era[J]. Review of Radical Political Economics,2003,35(3):271-279.
- [27]Trivedi S R. Financialization and accumulation: A firm-level study in the Indian context[J]. Procedia Economics and Finance,2014,11(4):348-359.
- [28]宋建波,高翔.经济金融化挤出了企业实体投资吗?——基于我国A股上市公司的经验证据[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2019(5):143-151.
- [29]Heckman J J, Vytlačil E J. Econometric evaluation of social programs, Part II: Using the marginal treatment effect to organize alternative econometric estimators to evaluate social programs, and to forecast their effects in new environments[J]. Handbook of Econometrics,2007,6(1):4875-5143.
- [30]Caliendo M, Kopeining S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching[J]. Journal of Economic Surveys,2008,22(1):31-72.
- [31]Smith J, Todd P. Does matching overcome lalonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. Journal of Econometrics,2005,125(1-2):305-353.
- [32]Rousseau P L, Wachtel P. What is happening to the impact of financial deepening on economic growth? [J]. Social Science Electronic Publishing,2011,49(1):276-288.
- [33]Efron B. Bootstrap method: Another look at the jackknife[J]. Annals of Statistics,1979,7(1):1-26.
- [34]徐震,黄健柏,郭尧琦.政府补贴、企业属性与过度投资——基于中国A股上市企业的实证研究[J].北京工商大学学报(社会科学版),2017(1):73-84.
- [35]余明桂,回雅甫,潘红波.政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J].经济研究,2010(3):65-77.
- [36]Shleifer A, Vishny R W. Privatization in Russia: First steps[M]. Chicago: University of Chicago Press,1994.
- [37]毛其淋,许家云.政府补贴、异质性与企业风险承担[J].经济学(季刊),2016(4):1533-1562.
- [38]邵敏,包群.政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J].中国工业经济,2012(7):70-82.
- [39]曹亚勇,刘计含,王建琼.企业社会责任与融资效率[J].软科学,2013(9):51-54.
- [40]Easton P D. PE Ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital[J]. Accounting Review,2004,79(1):73-95.
- [41]张玉喜,赵丽丽.政府支持和金融发展、社会资本与科技创新企业融资效率[J].科研管理,2015(11):55-63.
- [42]沈忱.中小企业在新三板市场融资效率研究——基于三阶段DEA模型定向增发研究[J].审计与经济研究,2017(3):78-86.

[责任编辑:杨志辉]

Financialization, Financial Incentives and Corporate Investment Structure

HOU Xiaoxian¹, ZHENG Tiandan²

(1. School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Financial incentive policy has an important impact on the adjustment of corporate investment structure. The empirical results elucidate that the fiscal incentive policy will promote the enterprises to choose to increase the proportion of equity investment, and this promotion has a decreasing trend. Among them, tax returns and financial discount will significantly promote the proportion of equity investment, while R&D subsidies will promote the proportion of fixed assets investment. Furthermore, test, which considers enterprise financing efficiency as the intermediary variable, shows that financial incentive promotes the proportion of equity investment by improving enterprise financing efficiency. In the final analysis, when using fiscal incentive policy tools to adjust the investment structure of enterprises, it should completely consider the level of enterprise financialization in order to avoid the imbalance of enterprise investment structure.

Key Words: financial incentives; financialization; corporate investment structure; equity investment; PSM model; transformation of economy from the substantial to the fictitious