

减税激励、融资约束与企业脱实向虚

谭雪¹, 李婧莹²

(1. 湖南师范大学 商学院, 湖南 长沙 410081; 2. 西南交通大学 经济管理学院, 四川 成都 610031)

[摘要]采用2009—2020年A股上市公司数据,从“脱实”“向虚”两个角度,探讨减税激励在微观层面的治理效应。研究表明,减税激励缓解企业“脱实向虚”,融资约束在二者关系间发挥中介作用。进一步研究发现,较高的管理层持股和股权制衡度正向调节减税激励与企业“脱实向虚”的关系。异质性分析发现,在非国企、低政府补助水平的企业中,减税激励的作用更明显。此外,减税激励对非制造业企业金融化趋势缓解更明显,对制造业企业实体投资的促进作用更显著。研究结果为政府调整税收方针政策,推动实体经济发展提供了经验证据。

[关键词]减税激励;融资约束;脱实向虚;公司治理;实体投资;企业金融化

[中图分类号]F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)03-0082-10

一、引言

自西方发达国家掀起金融自由化、去工业化浪潮以来,实体企业“脱实向虚”的危害显著。金融、房地产业汲取原本投向实体经济的资本,实体与虚拟经济逐渐脱节,导致泡沫化严重,带来一系列金融问题。近年来,我国实体经济走势疲软,2008年金融危机后,金融业、房地产业持续走高,正处于新常态增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期三期叠加的中国经济已然出现“脱实向虚”问题^[1-2]。党的十九大报告明确金融发展要服务于实体经济,完善金融监管体系,防范系统性风险。因此,引导金融业服务于实体经济,缓解“脱实向虚”问题,是国家及各界广泛关注的热点。

与此同时,政府积极推进供给侧结构性改革,不仅多次在座谈会、工作报告中强调减税是供给侧结构性改革的重要一环,更是明确提出减税降费预算目标,敦促减税效应落在实处,释放企业活力。研究发现,税负变化影响企业投资水平与投资结构。例如,增值税转型改革显著增加企业投资^[3],影响企业固定资产投资结构^[4],增值税留抵退税政策提高了固定资产投资^[5]。同时,结构性减税政策调整了企业投资结构^[6],区域性税收优惠提高了企业异地投资动机^[7]。此外,减税激励会促进对外直接投资的创新溢出^[8],提高重污染企业的环保投资^[9],加大风险投资企业、风险投资基金对初创科技型企业的资金扶持,进一步促进创业企业创新^[10-11]。因此,减税激励是否对企业“脱实向虚”具有抑制作用,以及如何影响企业“脱实向虚”,有待进一步研究。

关于“脱实向虚”的影响因素可归纳为内部因素及外部因素两方面。在内部因素上,股权质押^[12]、非国有股东治理^[13]、混合所有制程度^[14]、金字塔控股结构^[15]等股权结构差异影响企业实体经济发展。高管金融背景^[16]、团队稳定性^[17]等高管特质影响企业金融资产配置。党组织参与治理也对“脱实向虚”具有显著影响^[18]。在外部因素上,我国实行量化宽松货币政策,信贷资金供应促进了企业实体投资^[19]。此外,财政激励政策提升了企业权益性投资^[20],经济政策不确定性影响金融资产投资总量^[1],

[收稿日期]2022-11-04

[基金项目]国家社会科学基金项目(21CGL009)

[作者简介]谭雪(1988—),男,湖南浏阳人,湖南师范大学商学院副教授,博士,主要研究方向为税收治理与企业投融资,邮箱:2008tanxue@163.com;李婧莹(1998—),女,湖南株洲人,西南交通大学经济管理学院博士生,主要研究方向为资本市场会计审计与公司治理问题。

政府审计抑制了国有企业金融化倾向^[21]。在监管层面,加强金融监管能促进实体经济发展^[22],而非处罚性监管压力增加了企业短期金融资产配置^[23]。

综上,企业“脱实向虚”的影响因素成为重要议题,但现有文献侧重于“脱实向虚”的金融化维度,且税收研究大多停留在政策宏观层面,少有文献从企业层面量化分析税收激励对“脱实向虚”的影响机理。基于此,本文将以2009—2020年沪深A股上市公司为研究对象,试图分析减税激励对企业“脱实”“向虚”两维度的影响,厘清减税激励对企业“脱实向虚”的作用机制和微观层面异质性,以期为企业缓解主营业务优化和金融资产配置之间的矛盾提供经验证据,为进一步优化减税降费政策、推动供给侧结构性改革、完善“脱虚向实”相关部署提供政策建议。

本文的主要贡献可能在于:(1)扩展企业“脱实向虚”研究维度。现有文献侧重探讨企业“脱实向虚”金融化维度的影响因素及经济后果,本文则将“脱实向虚”扩展为实体化和金融化两个维度同时进行研究,分析减税对二者的影响机制和作用效果,这是对企业投资领域文献的有益补充。(2)丰富企业减税效应的研究。本文系统检验减税激励对企业“脱实向虚”的影响路径和作用机制,探讨融资约束的中介效应和股权激励、股权制衡度的调节效应,将为“脱实向虚”的治理提供微观的经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一) 减税激励与企业“脱实向虚”

实物期权理论认为,一项实体资产投资进行之后,其沉没成本与机会成本已经发生,具有不可逆性^[24]。因此,企业对固定资产、无形资产和长期资产的投资会更加审慎。一方面,当企业预期未来现金流水平短缺时,会推迟投资时间和减少当前投资规模以预防潜在风险的发生。另一方面,一项投资的流动性取决于投资可逆性,投资资金在投资可逆性越强的项目中越容易被收回。而固定资产、无形资产及长期资产投资可逆性弱,加上在融资约束严重的环境下企业容易陷入流动性危机,因此,减税激励能够促进实体投资。首先,减税激励为企业带来直接、快速的增量利润,提高企业的盈利能力^[9]。这种增量利润在一定程度上弥补了实体投资的沉没成本和机会成本,对冲实体投资前期高额的成本费用,稳定企业利润及盈利波动,进而降低企业对实体投资的谨慎程度。其次,减税激励不仅缓解了企业内部现金流短缺,还提高了企业税后预期收益率,增加投资机构的投资意愿,吸引外部风险投资^[10],进而缓解融资约束。良好的融资环境能避免企业陷入流动性危机,为实体投资提供资金支持,提高企业实体投资意愿。综上,减税激励使得企业缓解对未来现金流短缺引起的财务困境的恐慌,进而减少对短期暴利的追求,专注企业主营业务发展,更新固定资产设备,研发创新新产品,增加产品市场竞争力。基于此,本文提出如下假设:

H1a:减税激励能够提高企业实体投资,即抑制企业“脱实”。

在我国经济总体下行,实体经济投资回报率低于金融投资回报率背景下,投资实业或创新研发等实体活动的企业税后回报率低,因而被迫退出市场,而参与了金融投资等高投资回报的企业则留在市场中,这加剧了整个市场的“向虚”情况。同时,由于金融投资具有可逆性、回报周期短的特征,在企业税负过重和融资难的大环境下,企业金融化现象愈发明显。

企业配置金融资产可能导致“挤出效应”和“蓄水池效应”。“挤出效应”认为企业配置金融资产的目的是投机套利,资金短缺时该动机更明显。“蓄水池效应”认为,企业将在资金充裕时购买金融资产,在资金短缺时出售金融资产以服务主业。在我国,学者已证实金融化的“挤出效应”大于“蓄水池效应”^[25],即企业在可获得资金增加时,投机套利动机减弱,实体投资动机增强。因此,减税激励能够缓解企业金融化。首先,减税激励缩小了实体投资与金融投资间的回报率差异^[26]。税负是企业利润重要影响因素,减税激励带来的增量利润提升企业盈利能力,降低企业生产性成本,增加实体经济利润,在一定程度上降低管理层投机套利动机。其次,减税激励增加了企业内部现金流,吸引外部投资资金,缓解融资约束。这使得企业获取资金难度减小,管理者预期可支配现金流保有量增多,降低了管理层由于业绩

匮乏或资金短缺而配置金融资产投机套利的倾向。减税降低了企业经营面临的支出,减少了企业资金获取难度和投资套利动机。基于此,本文提出如下假设:

H1b:减税激励能够缓解企业金融化,即抑制企业“脱实向虚”。

(二) 减税激励、融资约束与企业“脱实向虚”

首先,减税激励提高企业内源融资空间。广义上,税收是企业成本的重要组成部分。减税激励使得企业盈余公积金和未分配利润增多,从而增加企业当前可支配现金流水平,增强企业内部融资能力,减少对股权融资、债权融资的需求,进而减少资本成本,缓解企业融资约束。其次,减税激励提升企业外源融资空间。投资者会衡量投资收益和风险大小,若监督成本高于投资收益,则投资者不会投资资金,即便投资也会要求资金的高回报来补偿成本。减税激励提高了企业税后收益率,降低了企业生产性成本,传递企业运行和盈利情况良好的信号。减税激励通过向银行等金融机构或者风险投资者发送信号,减少信贷软约束,吸引风险投资等进入企业,拓展外部融资渠道^[27]。最后,减税激励降低企业避税动机。为了保持未来的持续现金流,企业会通过各种合法、非合法避税行为粉饰报表,加剧信息不对称程度,使得投资者无法获取真实情况。在信息不对称情况下,投资者为保障资金安全选择谨慎投资,从而加大企业融资成本。因此税负减少能降低企业避税动机,有利于企业融资约束的缓解。

融资约束程度影响企业金融资产配置。当企业面临融资约束减弱时,企业融资难度降低,管理者预期可支配现金流保有量增多,缓解了流动性压力,减少了投机套利动机,使企业有足够资金投入主业活动中。基于此,本文提出如下假设:

H2:减税激励通过缓解融资约束影响企业“脱实向虚”。

三、研究设计

(一) 数据选取

本文选取沪深两市 2009—2020 年 A 股所有上市公司为样本,并做了如下处理:(1) 由于 ST 公司数据不符合市场实情且有失公允,如纳入将增大实证结果误差,故剔除了 *ST、ST 公司;(2) 由于金融、房地产行业金融属性强,实体经济属性弱,故剔除金融、房地产行业公司;(3) 由于退市公司存在数据失真和数据缺失的问题影响检验结果,故剔除退市、存在缺漏值的公司;(4) 剔除企业实际所得税率异常的样本;(5) 剔除税前利润总额小于等于 0 的样本。经过处理,最终获得 28610 个样本数据。减税激励数据来自 wind 数据库,通过计算得出减税激励指标。实体投资、金融化计算数据来自国泰安数据库(CSMAR),行业代码依据证监会 2012 年分类标准,制造业上市企业较多,因此取二级分类细化研究,其他行业取一级分类。其他变量信息均来自公司年报、wind 数据库、国泰安数据库(CSMAR)。同时为避免极端值影响,进一步提高样本数据有效性,本文对连续变量进行上下 1% 的 Winsorize 缩尾处理。

(二) 变量定义与模型设定

为验证假设 H1,探究企业减税激励与实体企业“脱实向虚”的关系,参考已有研究^[28],本文设计如下模型:

$$Invest/Fin = \alpha_0 + \alpha_1 Taxcut + \alpha_2 Size + \alpha_3 Lev + \alpha_4 Roa + \alpha_5 Indep + \alpha_6 Dual + \alpha_7 Top1 + \alpha_8 Inst + \alpha_9 Occupy + Year + Industry + \varepsilon \quad (1)$$

参考许伟等人的研究^[3],本文用企业购买和处置固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金除以总资产来衡量实体投资(*Invest*)。由于金融投资与实体投资的挤压效应、企业对风险的规避,本文预期减税激励正向影响企业实体投资。

Fin 为企业金融化程度,采用金融资产占总资产比值来定义,由于货币资金无法像其他金融资产一样产生投资收益,并且其中一部分来源于公司经营活动,因此本文对金融资产的定义并未包括货币资

金。同时,随着房地产业的迅猛发展,企业投资房地产的动机倾向于短期谋利,房地产已具备金融产品属性,故本文将其包含在金融资产定义中。具体按照如下公式:

$$Fin = (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{可供出售金融资产净额} + \text{持有至到期投资净额} + \text{投资性房地产净额} + \text{长期股权投资净额}) / \text{资产总计}$$

对于解释变量减税激励 $Taxcut$, 现有文献用税率的差额衡量^[9], 本文参考了此类做法。具体而言, 考虑到不同年份同一行业减税宏观政策变化影响, 同一年份的不同行业在政策影响下也存在差异性, 本文定义企业税率为税金及附加与所得税费用之和, 选择营业总收入作为分母进行标准化处理, 在此基础上计算出同一年份企业所处行业所有企业税率的中位数, 将减税激励定义为该中位数减去该企业的企业税率。

本文控制变量包括公司规模、资产负债率、总资产净利润率、独立董事比例、两职合一、机构投资者持股比例、大股东资金占用等。此外, 本文加入行业虚拟变量及年份虚拟变量以控制行业、年份对研究带来的影响。具体如表 1 所示。

为验证假设 H2, 探究融资约束的中介效应, 本文参考 White 和 Wu 的研究构建融资约束 WW 指数^[29], 通过中介效应模型进行检验, 模型第一步已在式(1)给出, 第二步、第三步公式如下:

$$WW = \alpha_0 + \alpha_1 Taxcut + \alpha_2 Size + \alpha_3 Lev + \alpha_4 Roa + \alpha_5 Indep + \alpha_6 Dual + \alpha_7 Top1 + \alpha_8 Inst + \alpha_9 Occupy + Year + Industry + \varepsilon \quad (2)$$

$$Invest/Fin = \alpha_0 + \alpha_1 WW + \alpha_2 Taxcut + \alpha_3 Size + \alpha_4 Lev + \alpha_5 Roa + \alpha_6 Indep + \alpha_7 Dual + \alpha_8 Top1 + \alpha_9 Inst + \alpha_{10} Occupy + Year + Industry + \varepsilon \quad (3)$$

四、实证结果分析

(一) 描述性统计分析

从表 2 列示的主要变量的描述性结果可以看出, 被解释变量企业金融化与企业实体投资均值分别为 0.067、0.051, 中位数为 0.026、0.036, 分布较为均衡。实体投资均值为 0.051 大于中位数 0.036, 小于最大值 0.231, 这表明公司实体投资整体水平低, 实体投资不足。解释变量减税激励均值为 -0.007, 中位数为 0, 中位数大于均值, 超过半数的上市公司高于平均数, 这表明自减税提出以来, 减税降费初步取得成效, 最小值为 -0.160, 最大值为 0.052, 企业之间存

表 1 变量及其定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
自变量	减税激励	$Taxcut$	企业所在年度所在行业企业税率的中位数 - 该企业的实际税率
	企业金融化程度	Fin	金融资产/总资产
因变量	企业实体投资水平	$Invest$	企业购买和处置固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产
	财务杠杆	Lev	总负债/总资产
	公司规模	$Size$	总资产自然对数
	机构投资者持股	$Inst$	机构投资者持股总数/流通股本
控制变量	两职合一	$Dual$	若董事长兼任总经理赋值为 1, 否则为 0
	独立董事规模	$Indep$	独立董事人数/董事会人数
	第一大股东持股比	$Top1$	第一大股东所持股份/总股本
	总资产净收益率	Roa	净利润/总资产平均余额
	大股东资金占用	$Occupy$	其他应收款/总资产
	行业虚拟变量	$Industry$	证监会 2012 年版行业分类
	年度虚拟变量	$Year$	年份

表 2 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	25%	中位数	75%	最大值
Fin	0.067	0.101	0.000	0.003	0.026	0.084	0.530
$Invest$	0.051	0.048	0.000	0.015	0.036	0.071	0.231
$Taxcut$	-0.007	0.031	-0.160	-0.015	0.000	0.010	0.052
$Size$	22.072	1.291	19.350	21.130	21.884	22.806	26.395
Lev	0.425	0.210	0.027	0.256	0.417	0.584	0.990
Roa	0.042	0.068	-0.415	0.015	0.041	0.074	0.245
$Indep$	0.374	0.054	0.250	0.333	0.333	0.429	0.600
$Dual$	0.274	0.446	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$Top1$	0.348	0.149	0.084	0.231	0.327	0.450	0.758
$Inst$	0.368	0.238	0.000	0.159	0.368	0.556	0.889
$Occupy$	0.016	0.026	0.000	0.003	0.008	0.018	0.202

在一定减税效果差异,减税降费还有进一步完善空间。

(二) 多元回归结果

1. 减税激励与企业“脱实向虚”(假设 H1)

减税激励与企业“脱实向虚”的多元回归结果如表3所示。列(1)、列(3)探讨了减税激励与企业“脱实向虚”的关系,列(1)中减税激励(*Taxcut*)系数在1%水平上显著为正($t = 2.45, p < 0.01$),减税激励与企业实体投资呈显著正相关关系,即减税激励能促进企业的实体投资。列(3)中*Taxcut*系数在1%水平上显著为负($t = -6.36, p < 0.01$),减税激励与企业金融化呈显著负相关,即减税激励越多越能抑制企业对金融资产的投资。

控制变量方面,资产负债率(*Lev*)与企业金融化呈显著负相关关系,与实体投资呈显著正相关关系,资产负债率越高的公司,越可能缓解企业“脱实向虚”,这或许是因为资产负债率高表明企业本身存在良好的借贷能力,外部投资者信任度高,不需要依赖金融投资获取短期超额收益。大股东资金占用(*Occupy*)进行的“隧道挖掘”行为,将侵害企业经营利润,减少企业实体投资资金。在盈利指标上,*ROA*与企业实体投资的相关系数为0.135,呈正相关关系并且在1%水平上显著。这表明企业实体投资受盈利能力影响,实体投资需要资金的注入,获利水平高的企业自然具备更强的投资能力。公司治理指标中,两职合一(*Dual*)与企业实体投资显著正相关,可能是因为总经理和董事长两职合一赋予总经理较大权利,缩短沟通链条,做出高效投资决策。

2. 减税激励、融资约束和企业“脱实向虚”(假设 H2)

基于主回归,本文引入融资约束(*WW*)作为中间变量,探讨减税激励对企业“脱实向虚”影响机制。本文使用中介效应模型中逐步检验回归系数的方法^[30],对融资约束的中介效应进行检测,主要分为以下三步:(1)检验减税激励对企业金融化、实体投资的影响。(2)检验减税激励对企业融资约束水平的影响。(3)在步骤(1)基础上,加入融资约束,探讨其在减税激励与企业“脱实向虚”关系中的作用,若融资约束(*WW*)系数显著,则为不完全中介效应,若系数不显著,则为完全中介效应。

表4报告了路径“减税激励—融资约束—企业‘脱实向虚’”的检验结果。中介效应检验第一步结果已在表3中呈现。表4列(1)为中介效应检验第二步的检验结果,*Taxcut*的回归系数在1%水平上显著为负,即减税激励对融资约束存在负向影响,说明企业税负的降低的确能缓解企业面临的融资约束问题。列(2)、列(3)为

表3 减税激励与企业“脱实向虚”

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>Taxcut</i>	0.042 *** (2.45)	0.104 *** (5.48)	-0.394 *** (-6.36)	-0.379 *** (-5.35)
<i>Size</i>		0.001 (1.18)		0.007 *** (4.40)
<i>Lev</i>		0.017 *** (5.06)		-0.076 *** (-7.99)
<i>Roa</i>		0.135 *** (11.60)		-0.157 *** (-5.21)
<i>Indep</i>		0.011 (1.27)		0.025 (1.22)
<i>Dual</i>		0.007 *** (6.23)		-0.005 ** (-2.29)
<i>Top1</i>		0.005 (1.23)		-0.039 *** (-4.00)
<i>Inst</i>		-0.008 *** (-4.08)		0.022 *** (4.69)
<i>Occupy</i>		-0.186 *** (-10.30)		0.137 *** (2.88)
常数项	0.083 *** (13.69)	0.055 *** (4.25)	0.052 *** (6.48)	-0.056 * (-1.73)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	28604	28203	28610	28610
R ²	0.089	0.115	0.101	0.124

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平,括号内为统计量t值。下同。

表4 减税激励对企业“脱实向虚”的治理机制

	(1)	(2)	(3)
	<i>WW</i>	<i>Invest</i>	<i>Fin</i>
<i>Taxcut</i>	-0.045 *** (-4.62)	0.103 *** (5.35)	-0.367 *** (-5.02)
<i>WW</i>		-0.105 *** (-8.70)	0.197 *** (6.66)
常数项	0.051 *** (7.75)	0.056 *** (4.27)	-0.063 (-1.86)
控制变量	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
样本量	26074	26069	26074
R ²	0.814	0.125	0.121
Sobel Z		6.019 ***	-5.228 ***
中介效应占比		0.047	0.023

中介效应第三步的检验结果,也是本文最关注的部分,融资约束(*WW*)回归系数分别在实体投资(*Invest*)、金融化程度(*Fin*)1%水平上显著为负、为正,说明企业面临的融资约束越少,企业金融化倾向越能得到缓解,实体投资规模越大。*Taxcut* 系数显著,表明融资约束是企业税负与企业“脱实向虚”关系的不完全中介变量。此外,中介效应 Sobel 检验结果支持了该结论,对应的 *Z* 统计量为 6.019 和 -5.228,在 1%的水平上显著,中介效应占比分别为 4.7% 和 2.3%,说明在减税激励缓解企业脱实向虚的总效应中,融资约束起到部分间接促进作用,证实了本文的猜想。

(三) 进一步检验:股权激励与股权制衡度的调节效应

1. 管理层股权激励对减税激励与企业“脱实向虚”的调节作用

股权激励通过赋予管理层一定股份,使其与股东目标一致,站在股东立场思考决策问题^[31],进而提高企业绩效,是一种长期激励手段。在股权激励作用下,管理层更可能从企业长远发展的角度进行实体投资,这种实体投资行为向外界传递投资项目的积极信息,缓解信息不对称,降低融资约束^[32],进一步加强了减税效应,有助于缓解企业实体投资资金获取问题。从协同性看,管理层股权激励具有利益协同效应^[31],管理者与高管的利益协同效应促使管理者通过实现企业价值增长的方式来获取收益。减税效应下企业未来可支配资金增多,盈利波动稳定,受股权激励越多的管理层在利益协同效应下更有动机进行实体投资,改善经营管理、优化资产结构,以实现企业可持续长远发展。基于此,本文假设管理层股权激励能够加强减税激励对企业“脱实向虚”的抑制作用。

为探究管理层股权激励的调节作用,在模型(1)的基础上,本文进一步加入管理层股权激励(*Mshare*,等于管理层所持有股本占总股本比重)与减税激励(*Taxcut*)的交乘项进行回归,回归结果如表5列(1)、列(2)所示。结果表明,*Taxcut* 与企业实体投资 *Invest* 显著正相关,与企业金融化程度(*Fin*)显著负相关,主回归结果未改变。同时交乘项系数分别为 0.443、-0.281,管理层持股正向调节减税与企业“脱实向虚”关系,即管理层持股水平越高,减税对企业“脱实向虚”抑制作用越强。

2. 股权制衡度对减税激励与企业“脱实向虚”的调节作用

较高的股权制衡度增强企业监督效应,抑制控股股东谋求短期利润(如金融投资收益)的自利行为,减少管理层追求短期绩效进而影响股东财务增值机会的动机。一方面,较高的股权制衡度能发挥多个大股东的监督合力,督促管理层尽到勤勉责任,降低债权人的投资风险和对企业的风险溢价^[33],进一步降低减税效应下的外部融资成本,加强实业项目投资。另一方面,较高的股权制衡度打破“一言堂”的局面,加强对第一大股东的监督,确保减税激励的增量利润流向利于企业可持续发展的优质实体项目。基于此,本文预期较高的股权制衡度能够加强减税激励对企业“脱实向虚”的抑制作用。

表5 基于企业管理层股权激励、股权制衡度调节作用的回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest</i>	<i>Fin</i>	<i>Invest</i>	<i>Fin</i>
<i>Taxcut</i>	0.061*** (4.99)	-0.333*** (-9.15)	0.087*** (6.77)	-0.291*** (-6.71)
<i>Mshare</i> × <i>Taxcut</i>	0.443*** (7.59)	-0.281* (-1.65)		
<i>Balance</i> × <i>Taxcut</i>			0.025* (1.67)	-0.127** (-2.48)
常数项	0.046*** (7.06)	-0.094*** (-6.31)	0.046*** (6.83)	-0.026* (-1.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	27356	27356	28208	28208
R ²	0.125	0.131	0.120	0.134

为探究股权制衡度的调节作用,在模型(1)的基础上,本文进一步放入股权制衡度(*Balance*,等于第二至第五大股东持股比例与第一大股东持股比例之差)及其与减税激励(*Taxcut*)的交乘项进行回归,回归结果如表5列(3)、列(4)所示。结果表明,减税激励 *Taxcut* 与企业实体投资 *Invest* 显著正相关,与企业金融化程度(*Fin*)显著负相关,主回归结果未改变。交乘项系数分别为 0.025 与 -0.127,股权制衡度正向调节减税激励与企业“脱实向虚”关系,即较高的股权制衡度能加强减税激励对企业“脱实向

虚”的抑制作用。

(四) 异质性分析

1. 基于产权性质的异质性分析

在融资问题上,国有企业有政府背书,面临风险时能够获得政府的资金支持,更容易获得金融机构贷款,面临的融资问题相对较小。同时,资金“脱实向虚”行为能够为企业带来更高的短期报酬,这就使得管理层在国企考核和个人政治生涯考虑的基础上,为了追求在任期内实现业绩最大化而忽视企业长远发展。因此,相对于国有企业,非国有企业更注重企业的存续问题,代理问题相对较轻,更可能积极利用减税激励下的增量利润投资实业来维持企业的可持续发展。

本文根据是否国企设定虚拟变量 *SOE*,若样本公司属于国企,赋值为 1,若样本公司属于非国企,赋值为 0。我们根据是否国企虚拟变量进行分组回归。

如表 6 所示,列(1)、列(3)为国有企业分组回归结果,列(2)、列(4)为非国有企业分组回归结果。结果表明,无论是国有企业还是非国有企业,减税激励与企业“脱实向虚”关系均显著,但非国有企业分组回归中,*Taxcut* 系数明显增加。本文借助似无相关模型检验分组回归系数的显著性(下同),减税激励与实体投资、金融化经验 *p* 值分别为 0.044 和 0.003,分别在 5%、1% 水平上显著,证实组间系数存在明显差异性,即非国有企业显著增强了减税对企业“脱实向虚”的抑制作用。

2. 基于企业所在行业的异质性分析

从实业依赖程度上看,无论现金流紧缺程度和融资约束水平如何,制造业企业很少占用过多的实体投资资金,即便进行短期金融投资,也趋向于为实业发展提供流动性储备。这是因为相比于非制造业,制造业企业依赖厂房、流水线等固定资产,以提高生产效率、增加产能、降低生产成本为发展目标。因此,减税激励带来的“脱实向虚”趋势缓解效应在制造业和非制造业间可能存在差异。

本文根据是否制造行业设定虚拟变量 *MF*,若样本公司所处行业为制造业,赋值为 1,若样本公司所处行业为非制造业,赋值为 0。根据是否制造业虚拟变量进行分组回归,回归结果如表 7 所示,列(1)、列(3)为制造业分组回归结果,列(2)、列(4)为非制造业分组回归结果。结果表明,无论是否制造业行业,减税激励显著抑制企业“脱实向虚”。减税激励对实体投资的显著促进作用在制造业更明显,*Taxcut* 系数由非制造业的 0.058 增加到 0.149,通过系数检验;减税对金融化的显著抑制作用在非制造业更明显,*Taxcut* 系数由制造业的 0.144 增加到 0.593,通过系数检验。这说明,在减税激励的作用下,非制造业企业金融化趋势缓解更明显,制造业企业实体投资增加作用更明显。出现这一结果的原因在于,制造业企业价值增长主要依靠实业发展,需要提高生产效率、增加产能,优化生产结构。企业即便进行短期金融投资,也不会占用过多的实体投资资金。在减税的作用下,减税节约的部分现金流刺激

表 6 基于产权性质的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>Taxcut</i>	0.077 *** (4.96)	0.123 *** (7.41)	-0.304 *** (-6.72)	-0.499 *** (-10.73)
常数项	0.026 *** (2.95)	0.048 *** (4.64)	0.047 ** (2.44)	-0.149 *** (-7.41)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	9796	18407	9797	18411
R ²	0.183	0.123	0.153	0.130
经验 <i>p</i> 值	0.044 **		0.003 ***	

注:“经验 *p* 值”用于检验组间 *Taxcut* 系数差异的显著性。下同。

表 7 基于企业所在行业的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>Taxcut</i>	0.149 *** (9.60)	0.058 *** (3.54)	-0.144 *** (-3.54)	-0.593 *** (-12.48)
常数项	0.059 *** (7.17)	0.022 ** (2.17)	-0.056 (-3.74) ***	-0.034 (-1.37)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	19147	9056	19149	9059
R ²	0.088	0.169	0.071	0.143
经验 <i>p</i> 值	0.000 ***		0.000 ***	

制造业企业对实业发展的追求,将更多的资金运用在实体投资上。非制造企业对固定资产的依赖较小,资金更多地投入到短期金融投资,因而减税对其“向虚”的抑制作用更强。

3. 基于政府补助的异质性分析

政府补助水平的高低能够影响企业可支配资金流和融资约束压力。政府补助对企业经营最直观的影响体现为增加企业持有可用资产。因此,在不同政府补助下,减税激励对企业“脱实向虚”的抑制作用存在差异。政府补助水平低的企业,来自政府额外的自由可支配资金较少,因而现金流更为紧缺,在减税的影响下,对短期金融投资的追求能够得到更多的缓解。

本文用资产总额对样本公司政府补助金额做标准化处理,并根据年度均值分组,将大于均值的样本设置为高政府补助组,将小于均值的样本设置为低政府补助组,并分别进行回归。回归结果如表 8 所示,列(1)、列(3)为高政府补助组回归结果,列(2)、列(4)为低政府补助组回归结果。结果表明,在低政府补助组中,减税激励抑制实体投资、企业金融化效果更加显著,通过系数差异检验。这说明减税对企业“脱实向虚”缓解作用在政府补助水平较低的企业更为显著。原因在于,政府补助水平高的企业,本身具备较充足的自由可支配资金,减税的利润留存效果作用相对小。但在政府补助水平较低的企业中,为了缓解现金流紧张,公司管理层追求能带来短期高收益的金融投资项目,在减税效应的影响下,这种对短期金融投资的追求能够在很大程度上得到缓解,从而抑制企业的“脱实向虚”程度。

(五) 敏感性分析和内生性测试

第一,货币资金是否能完全归于金融化行为尚存争议,因此本文首先加入货币资金重新定义广义金融化水平进行回归,同时,为体现减税激励对企业“脱实向虚”的综合影响,采用主成分分析法对实体投资指标和金融化指标提取主成分,构造整体的“脱实向虚”二维指标。为使基础指标之间具有可通约性,对实体投资指标取倒数处理。其次,本文进一步采用个体固定效应模型控制公司层面的影响。以上回归结果均与前文结论一致。最后,本文参照已有研究^[34],设定投资不足虚拟变量,本文还采用研发支出占总资产比例替换实体投资变量,以探讨减税对创新投资的影响。结果表明,减税能够减少企业投资不足水平,并增强创新投资水平(因篇幅限制,结果留存备索,下同)。

第二,本文采用工具变量法进行内生性测试,用同一地区同一行业除特定公司外所有企业税率的均值作为工具变量,该工具变量对本文模型来说兼具相关性和外生性。一方面,该工具变量与特定公司减税情况有一定相关性;另一方面,该工具变量无法直接影响个体的“脱实向虚”程度。本文还采用解释变量的滞后一期作为工具变量。工具变量法的结果与前文一致,验证了本文结果的有效性。另外,为进一步缓解减税激励与企业“脱实向虚”潜在的互为因果问题,本文将减税激励变量滞后一期重新回归。在缓解互为因果问题后,减税激励对企业“脱实向虚”依然具有抑制作用。

第三,为了减轻内生性的担忧,本文还进行了双重差分法(DID)测试。2012年,财政部、国家税务总局发布《关于公共基础设施项目和环境保护、节能节水项目企业所得税优惠政策问题的通知》(下文简称10号文),明确了相关企业项目营业收入在“三免三减半”所得税优惠政策下的纳税年度,有利于水利、环境和公共设施管理业企业依据政策申请所得税减免。如果减税激励对企业“脱实向虚”有负向影响,那么在10号文实行之后,所处水利、环境和公共设施管理业企业的“脱实向虚”程度将得到缓解。为此,本文加入分类和时间虚拟变量,二者交乘项系数为政策效应。回归结果符合本文结论。

表 8 基于企业政府补助的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>Taxcut</i>	0.043 *	0.109 ***	-0.241 ***	-0.406 ***
	(1.73)	(8.76)	(-4.44)	(-10.50)
常数项	0.041 ***	0.048 ***	-0.113 ***	-0.016
	(3.27)	(5.87)	(-5.36) ***	(-0.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	10301	17907	10301	17907
R ²	0.097	0.130	0.103	0.129
经验 p 值	0.020 **		0.013 **	

五、结论性评述

对实体企业而言,实体投资是企业可持续发展的基础和源泉,更是企业良性发展的重要抓手。但金融市场的蓬勃发展,让市场陷入投资热潮,非金融企业的广泛参与,使得“脱实向虚”现象愈发严重。本文选取2009—2020年A股市场上市公司有效数据,研究减税激励对企业“脱实向虚”的影响。研究发现:减税激励将使得企业减少对金融资产的投资,增加实体投资,即减税激励能抑制企业“脱实向虚”倾向;减税激励对企业“脱实向虚”的影响通过融资约束机制传递,融资约束在减税激励与企业“脱实向虚”的关系中发挥中介效应;较高的股权激励、股权制衡度加强了减税激励对企业“脱实向虚”的抑制作用;在非国企、低政府补助水平分组中,减税激励将使企业“脱实向虚”水平得到更多程度的降低,非制造业企业金融化趋势缓解更明显,制造业企业实体投资增加作用更明显。

由以上结论,本文提出如下政策建议:(1)减税激励是降低企业经营成本、激发企业投资活力的有效途径,能够有效缓解企业“脱实向虚”。因此,要贯彻减税降费方针政策。具体而言,首先通过加大政策宣传力度,普惠大中小企业,为企业带来实质利益。其次,填补虚拟经济税收监管的空白处,用财税政策的方式引导虚拟经济去泡沫化,防控金融风险对实业经济的侵蚀,建设虚拟经济的服务型角色。(2)复杂的融资环境、苛刻的融资条件将大大削弱减税激励的作用。因此,营造适度宽松的融资环境有利于实现税收政策去金融化、促进实体主业投资的政策目标。同时,要建立严密的资金管控系统,严防融资资金流向错误,确保融资资金正确流向实业投资。(3)引导企业加强对管理层的股权激励,优化企业股权结构,发挥多个大股东的监督作用。完善公司治理体系,打造平衡稳定的内部环境,能够使减税效应得到更好的发挥。(4)根据不同行业、不同地区、不同治理水平公司的经营诉求,探索建立相互协调、相互匹配、具有企业特色的税收体系,激发实体间优势互补,畅通产业循环,形成实体特色竞争力。

本文的研究展望包括以下几方面:首先,限于数据可得性,研究对象为上市公司,缺乏对中小企业减税效应的探讨。中小企业是国民经济重要组成部分,近年来减税政策多涉及中小企业,以期激发市场活力,因而进一步探讨中小企业减税效应具有现实意义。其次,“向实”是目的和根本落脚点,与成功“脱虚”同等重要。如何发挥虚拟经济对实体经济的辅助功能,探索企业资金流入实体的有效渠道,激发企业动机,是未来需要关注的地方。最后,减税效应存在个体差异,深入挖掘企业在减税激励下的反应,有助于推动各项方针政策落地生根和不断优化。

参考文献:

- [1] 彭俞超,韩珣,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济,2018(1):137-155.
- [2] 蔡则祥,武学强. 新常态下金融服务实体经济发展效率研究——基于省级面板数据实证分析[J]. 经济问题,2017(10):14-25.
- [3] 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.
- [4] 汪德华. 差异化间接税投资抵扣能改善企业投资结构吗?——来自中国2009年增值税转型改革的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2016(11):41-58.
- [5] 刘金科,邓明欢,肖翊阳. 增值税留抵退税与企业投资——兼谈完善现代增值税制度[J]. 税务研究,2020(9):111-118.
- [6] 曹东坡,黄志军. 结构性减税是否有助于扭转国内企业投资的结构偏向[J]. 税务与经济,2019(3):95-102.
- [7] 赵仁杰,周小昶. 区域性税收优惠与企业异地投资的避税效应[J]. 财贸经济,2022(11):59-74.
- [8] 李勃昕,韩先锋,刘斌. 宏观税负是否影响了对外直接投资的创新溢出? [J]. 财政研究,2019(10):87-99.
- [9] 谢东明,王平. 减税激励、独立董事规模与重污染企业环保投资[J]. 会计研究,2021(8):137-152.
- [10] 李炳财,倪晓然,王昆仑. 税收激励、风险投资与企业创新——来自政策试点的证据[J]. 财政研究,2021(10):63-76.
- [11] 彭涛,黄福广,孙凌霄. 税收优惠能否激励风险投资:基于准自然实验的证据[J]. 管理世界,2021,37(1):33.
- [12] 杜勇,眭鑫. 控股股东股权质押与实体企业金融化——基于“掏空”与控制权转移的视角[J]. 会计研究,2021(10):14-25.
- [13] 曹丰,谷孝颖. 非国有股东治理能够抑制国有企业金融化吗? [J]. 经济管理,2021(1):54-71.

- [14] 梁上坤, 徐灿宇. 混合所有制程度和国有企业金融资产配置[J]. 经济管理, 2021(7): 75-92.
- [15] 李仲泽, 陈钦源, 张翼, 等. 企业金字塔控股结构与金融化[J]. 科学决策, 2022(8): 40-58.
- [16] 陈文川, 李文文, 李建发, 等. 官员金融经历能否促进地区实体经济“脱虚向实”[J]. 经济管理, 2022(5): 100-120.
- [17] 刘锦英, 徐海伟. 高管团队稳定性影响企业金融化水平吗? [J]. 经济与管理评论, 2022(2): 71-84.
- [18] 乔嗣佳, 李扣庆, 佟成生. 党组织参与治理与国有企业金融化[J]. 金融研究, 2022(5): 133-151.
- [19] 汪洋, 刘潇. 财政补贴与企业金融化——基于信贷资金分配市场化的调节效应分析[J]. 财政研究, 2021(11): 117-128.
- [20] 后小仙, 郑田丹. 金融化、财政激励与企业投资结构[J]. 审计与经济研究, 2021(3): 117-127.
- [21] 陈文川, 李文文, 李建发. 政府审计与国有企业金融化[J]. 审计研究, 2021(5): 16-28.
- [22] 李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究, 2022(1): 137-154.
- [23] 林慧婷, 何玉润, 刘金雅. 财务报告问询函压力与企业金融化[J]. 会计研究, 2021(9): 65-76.
- [24] Rodrik D. Policy uncertainty and private investment in developing countries[J]. Journal of Development Economics, 1991, 36(2): 229-242.
- [25] 高培勇. 中国税收持续高速增长之谜[J]. 经济研究, 2006(12): 13-23.
- [26] 孙正, 陈旭东, 雷鸣. 增值税减税提升了中国资本回报率吗[J]. 南开管理评论, 2020(6): 157-165.
- [27] 邓力平, 何巧, 王智烜. 减税降费背景下企业税负对创新的影响研究[J]. 经济与管理评论, 2020(6): 101-111.
- [28] 郭胤含, 朱叶. 有意之为还是无奈之举——经济政策不确定性下的企业“脱实向虚”[J]. 经济管理, 2020(7): 40-55.
- [29] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk[J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19(2): 531-559.
- [30] Baron R, Kenny D. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [31] Armstrong C S, Jagolinzer A D, Larcker D F. Chief executive officer equity incentives and accounting irregularities[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(2): 225-271.
- [32] 胡国强, 盖地. 高管股权激励与银行信贷决策——基于我国民营上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2014(4): 58-65.
- [33] 王运通, 姜付秀. 多个大股东能否降低公司债务融资成本[J]. 世界经济, 2017(10): 119-143.
- [34] Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2-3): 159-189.

[责任编辑: 黄 燕]

Tax Reduction Incentives, Financing Constraints and Enterprises Shifting from Real to Virtual

TAN Xue¹, LI Jingxuan²

(1. School of Business, Hunan Normal University, Changsha 410081, China;

2. School of Economics and Management, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031, China)

Abstract: Using data from A-share listed companies from 2009 to 2020, the micro-level governance effects of tax reduction incentives are explored from the perspectives of “shifting from real” and “to virtual”. The results show that the tax reduction incentives can mitigate the shift from real to virtual of enterprises, and the financing constraint plays a mediating role in the relationship between the two. The study further finds that the high level of management shareholding and equity balance positively moderates the relationship between the tax reduction incentive and the “shift from real to virtual” of enterprises. Heterogeneity analysis finds that the effect of tax reduction incentives is more pronounced in the sub-sample of non-SOEs and low government subsidies. In addition, tax reduction incentives are more obvious in mitigating the trend of financialization of non-manufacturing enterprises and more significant in promoting real investment in manufacturing enterprises. The results of this study provide empirical evidence for the government to adjust its tax policies to promote the development of substantial economy.

Key Words: tax reduction incentive; financing constraint; shift from real to virtual; corporate governance; physical investment; financialization of enterprise