

企业负债率对实体企业金融化的中介效应与门槛效应

——基于债务税盾角度

陈丽娜, 马深隆, 杨雪

(西南科技大学经济管理学院, 四川 绵阳 621010)

摘要: 以2010—2022年中国A股上市公司为研究样本, 基于债务税盾视角, 选取企业现金流为中介变量, 检验企业负债率对实体企业金融化的影响。实证结果表明: 企业负债率与实体企业金融化显著负相关; 企业现金流在企业负债率对实体企业金融化的影响过程中起部分中介作用; 企业负债率对实体企业金融化存在门槛效应, 当企业负债率超过门槛值时, 企业负债率对实体企业金融化的抑制作用明显减弱; 代理问题会削弱企业负债率对实体企业金融化的抑制作用; 相较于民营企业, 企业负债率对实体企业金融化的负向影响在国有企业中更加明显。

关键词: 企业负债率; 实体企业金融化; 企业现金流; 债务税盾; 中介效应; 门槛效应

中图分类号: F27; F830; F275 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)19-0049-10

近年来, 企业融资渠道不断丰富, 越来越多的企业选择通过证券市场、债务市场等多元化的渠道来筹集资金, 加剧了实体企业金融化的恶性发展。因此, 寻求抑制实体企业“脱实向虚”的有效途径是当前亟须解决的问题。从宏观经济层面, 加强对金融市场的监管力度、深入挖掘监管漏洞和风险点、建立完备的金融机构和产品审查制度, 是有效遏制金融乱象和金融风险的首要任务; 从微观经济层面, 积极优化企业融资结构和融资条件、建立长期稳定的融资模式和机制、避免过度依赖短期融资和高杠杆融资, 是有效抑制实体企业金融化的根本途径。

企业负债率与实体企业金融化同为财务管理领域中备受关注的重要指标。债务融资在为企业提供支持金融投资的外部资金时, 加剧了股东和债权人之间的利益冲突, 缓解了股东和管理者之间的代理问题, 从而间接影响了企业金融投资决策。因此, 深入研究企业负债率对实体企业金融化的影响, 有助于企业合理利用债务融资、提高融资效率、优化财务结构、降低财务风险; 也有助于政府通过优化税收政策, 提供更加有利于债务融资的税收环境, 推动实体经济的稳定和增长, 为有效抑制实体企业“脱实向虚”提供理论与实践依据。然而, 既有

研究侧重于从去杠杆政策^[1]、过度负债^[2-3]等方面研究负债率与实体企业金融化之间的关系, 鲜有文献从税盾效应视角分析企业负债率对实体企业金融化的影响。那么税盾效应能否通过鼓励企业增加债务融资, 改善企业现金流量, 进而抑制企业“脱实向虚”呢?

鉴于此, 本文采用2010—2022年中国A股上市公司年度数据, 基于债务税盾视角, 以企业现金流为中介变量, 检验企业负债率对实体企业金融化的影响。并进一步研究产权性质和代理问题对企业负债率与实体企业金融化关系的差异化影响。与既有文献相比, 本文的研究具有以下几点边际贡献: ①视角上的创新。基于债务税盾视角, 拓展了企业负债率与实体企业金融化之间的影响途径; ②作用机制上的创新。选取企业现金流量为中介变量, 检验了企业现金流在企业负债率与实体企业金融化之间发挥的作用; ③检验了在产权性质与代理问题的影响下, 企业负债率对实体企业金融化的差异性影响。

1 文献综述

1.1 企业金融化

实体企业金融化已成为阻碍实体经济高质量发展的重要因素。当前, 针对企业金融化的研究主

收稿日期: 2024-03-11

作者简介: 陈丽娜(1977—), 女, 四川绵阳人, 硕士, 副教授, 研究方向为产业经济、金融; 通信作者马深隆(1997—), 男, 四川达州人, 硕士研究生, 研究方向为应用经济学、公司金融; 杨雪(2000—), 女, 四川达州人, 硕士研究生, 研究方向为应用经济学、产业经济。

要分为两大类:一是探索实体企业金融化的动机与影响因素,二是研究实体企业金融化带来的经济后果。

(1)在企业金融化的动机方面,主要包括市场逐利动机和资金储蓄动机。市场逐利动机是指企业为追逐短期超额利润而过多配置金融资产的行为;资金储蓄动机是指企业通过配置金融资产获取超额利润,以满足后期企业发展的资金需求。在企业金融化的影响因素方面,目前已有大量文献分别从宏观和微观层面深入研究了企业金融化的影响因素。在宏观层面,经济政策不确定性^[4-5]、货币政策改革创新^[6-7]、资本市场开放^[8]、通货膨胀预期^[9]、税收征管^[10]、产业政策^[11]、利率市场化^[12]、数字金融的发展^[13]、增值税税率改革^[14]、贷款利率下限放开^[15]等都对实体企业金融化产生影响。在微观方面,现有研究从管理者短视^[16]、风险投资^[17]、企业并购^[18]、研发费用加计扣除^[19]、高管财务背景与管理层战略情绪^[20-21]、ESG(environmental, social, and governance,环境、社会和治理)表现^[22]、碳排放信息披露^[23]、企业数字化转型^[24]、政府补贴^[25]等方面深入研究了影响实体企业金融化的途径与机制。

(2)企业金融化具有广泛的社会与经济影响。通过对现有文献梳理不难发现,相较于企业金融化消极影响的文献,研究企业金融化积极影响的文献较少。在积极影响方面,Smith和Stulz^[26]认为,企业通过出售持有金融资产所获得的收益,能够改善企业现金流,以满足后续资金的需求。Davis^[27]认为企业金融投资可以对冲实业投资失败的风险。另外,有研究发现,企业进行短期金融投资活动,能够扩大企业出口规模,提升市场活跃程度^[28],进而在一定程度上提升了劳动收入在初次分配中的比例^[29],而且企业进行短期的金融投资活动能够促进全要素生产率的发展^[30],显著提升企业价值^[31]。在消极影响方面,有研究认为,企业金融化会通过投资替代渠道,对实体投资产生“挤出”效应^[32-34],导致实体产业投入资金较少,阻碍了生产效率的提高^[35],抑制了企业创新发展^[36]。随着企业金融资产的配置比例上升,降低了企业信息披露质量^[37],加剧了企业的经营风险与财务风险^[38],减少了企业的商业信用融资^[39]。此外,实体企业金融化使得金融系统面临的不确定风险增加^[40],显著提升了股价崩盘的风险^[4]。

1.2 企业负债率与企业金融化

(1)企业负债率对实体企业金融化的影响。从

企业角度,有研究认为过度负债程度越高的企业金融投资越多,且主营业务盈利能力较低、波动较大、管理费用率较高和两权分离度较高的企业,过度负债对金融投资的加剧作用更为明显^[3]。但也有研究认为,实体企业在降低杠杆率后会增持金融资产,且这一增持效应主要体现在金融结构偏向于银行主导的地区^[41]。而银行业竞争加剧能显著降低企业负债成本,提高企业长期借款的融资能力,缓解企业现金流压力,进而抑制实体企业金融化^[42]。从政府角度,有研究认为地方政府债务通过融资约束^[43],或者企业预期和地区房地产市场两个渠道^[44],加剧了实体企业金融化。并且结合政策发现,去杠杆政策会降低企业金融资产配置占比,并显著作用于非创型行业的企业^[1]。

(2)实体企业金融化对企业负债率的影响。有研究认为,企业金融化加剧了企业过度负债行为^[45]。并且,企业金融化总体上对企业杠杆率有非线性影响,在金融化较高和较低时提高了杠杆率,在中间区域降低了杠杆率^[46]。但是,也有研究认为,企业金融化提升了企业面临的经营风险,因此债权人要求更高的风险溢价,导致债务融资成本增加,进而减少了企业负债率^[47]。

综上所述,现有研究从融资约束、管理层短视、企业预期与地区房地产等角度研究了企业负债率与企业金融化之间的关系,但实体企业金融化的本质是由于实业投资与金融投资之间的巨额利差,而衍生出企业金融化的市场逐利动机与资金储蓄动机。如果寻求企业获得超额利润的其他有效途径,是否就能弱化企业偏好于金融投资获取资金的动机呢?查阅文献发现,现有研究忽视了从债务税盾视角去探究企业负债率与实体企业金融化之间的关系。因此,本文基于债务税盾改善企业现金流这一机制,以企业现金流为中介变量,检验企业负债率与实体企业金融化之间的关系。

2 理论分析与研究假设

债务融资具有“融资效应”和“治理效应”^[3]。“融资效应”是指企业通过举债获取资金以提供企业发展的资金需求,即当企业依托债务融资改善了企业现金流状况。这意味着企业可以利用负债融资来满足短期和长期的资金需求,避免因资金不足而导致的经营困境,同时削弱了企业为追逐超额利润的市场逐利动机与资金储蓄动机,缓解了企业“脱实向虚”的趋势。“治理效应”是指企业通过债务融资带来的按时还本付息压力能够抑制管理层

滥用自由现金流进行非效率投资的行为。即当企业存在大量自由现金流时,管理层为了扩大自己的权益有强烈的动机去进行无效投资或在职消费,而不是以股利等形式分发给股东。但债务融资带来的按时还本付息压力会限制管理者的自由开支,降低因自由现金流引起的代理成本,进而提高企业的投资效率。因此,在治理效应的作用下,避免了管理者短视行为,减少了企业为追求短期超额利润而放弃长期价值创造的投资行为,有效制止了实体企业偏好于金融投资的投资导向^[16]。基于此,提出如下假设。

H1:企业负债率与实体企业金融化显著负相关。

实体企业金融化的逐利动机与储蓄动机的根本原因是由于金融资产流动性强、回报率高的特性导致了企业积极从事金融投资活动。根据MM (Modigliani-Miller)定理,当企业债务成本低于破产成本或者财务困境成本时,随着企业负债率的增加,债务税盾的节税效应能够改善企业现金流。一方面,企业利润增加,弱化了实体企业金融化的市场逐利动机,促使企业减少金融投资活动,进而削弱了金融投资对实业投资的“挤出”效应,有效阻碍了实体企业“脱实向虚”的趋势。另一方面,企业现金流增加,有效解决了企业因突发事件而急需资金的资金流动性问题,弱化了实体企业金融化的资金储蓄动机,促使企业更加注重长期价值创造,进一步削弱了金融投资对实业投资的“蓄水池”效应,有效抑制了实体企业金融化。基于此,提出如下假设。

H2:企业现金流量在企业负债率与实体企业金融化之间充当中介作用。

首先,根据MM定理,当企业债务成本超过破产成本与财务困境成本时,债务税盾带来的节税效应相对失效,企业负债率与企业现金流量呈负相关关系。企业现金流的减少,增加了为防止突发事件对企业的不良冲击的资金需求,削弱了企业负债率对实体企业金融化的抑制作用。其次,企业负债程度越高,可用于配置金融资产的资金越充裕,加之中国企业融资主要依赖于银行信贷等债务融资工具,企业负债率的上升意味着企业实际债务融资规模超过了适宜的债务融资规模,从而形成了一定的“冗余资金”。尽管存在部分高负债、高现金流的企业愿意以现金形式留存这部分资金,但在市场逐利动机驱使下,企业可能更加偏好于将债务融资资金用于金融投资。最后,高负债降低了“债务治理效应”,管理层更加便利地通过金融投资获取私利,加

剧了实体企业金融化的趋势。基于此,提出如下假设。

H3:企业负债率对实体企业金融化的影响存在门槛效应。

3 研究设计

3.1 样本选取与数据来源

以2010—2022年中国沪深A股上市公司年度数据为研究样本,并按照以下原则进行筛选:①删除金融行业与房地产行业的样本;②剔除*ST和ST状态的T类上市公司的样本;③删除关键财务数据缺失的样本和数据异常的样本(年度金融化资产为0或缺失、资产规模缺失);④剔除缺乏连续2年观测值的样本。最终获得34 624个样本观测值。该研究中所使用的公司财务数据全部来自CSMAR (China Stock Market & Accounting Research)数据库。

3.2 变量定义

(1)被解释变量:实体企业金融化(Fin)。参照已有研究,借鉴Demir^[48]、宋军和陆旸^[49]、杜勇等^[50],将交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额纳入金融资产的范畴,即金融资产=交易性金融资产+衍生金融资产+可供出售金融资产净额+持有至到期投资净额+投资性房地产净额。并采用企业当期持有的金融资产与期末总资产之比作为企业金融化程度的衡量指标。

(2)解释变量与门槛变量:企业负债率(Lev)。借鉴郑明贵和郑舒情^[51]用企业期末总负债/企业期末总资产来度量企业负债率。

(3)中介变量:选取现金流量比(Cashflow)作为中介变量,即经营活动产生的现金流净额/总资产。

(4)控制变量:参考文献[3],对公司规模(Size)、总资产利润率(ROA)、应收账款占比(REC)、存货占比(INV)、固定资产占比(FIXED)、是否亏损(Loss)、上市年限(ListAge)等变量加以控制。

变量定义见表1。

3.3 模型构建

3.3.1 固定效应模型

由于上市公司随着上市年限的变化,其公司规模、融资约束等变量也会受时间变量的影响,增加了模型回归结果的偏误。因此,本文通过控制时间效应与个体效应,构建双固定效应模型,用于检验企业负债比例与实体企业金融化的线性关系。

表1 变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业金融化	Fin	企业金融资产/企业资产总计
解释变量 门槛变量	企业负债率	Lev	企业负债总计/企业资产总计
中介变量	现金流量比	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额/总资产
控制变量	公司规模	Size	年总资产的自然对数
	总资产利润率	ROA	净利润/总资产平均余额
	应收账款占比	REC	应收账款净额与总资产的比值
	存货占比	INV	存货净额与总资产的比值
	固定资产占比	FIXED	固定资产净额与总资产比值
	是否亏损	Loss	当年净利润小于0取1,否则取0
	公司上市年限	ListAge	ln(当年年份-上市年份+1)

$$\text{Fin}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Lev}_{i,t} + \alpha_2 \text{year}_{i,t} + \alpha_3 \text{Indiv}_{i,t} + \sum \text{control}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: i, t 分别为第*i*家上市企业和第*t*年度; $\text{Fin}_{i,t}$ 为*i*公司在第*t*年的金融化程度; $\text{Lev}_{i,t}$ 为*i*公司在第*t*年的负债率; $\text{Lev}_{i,t}$ 为解释变量; α_0 为常数项; $\alpha_1 \sim \alpha_3$ 为回归系数; $\text{control}_{i,t}$ 为控制变量; $\text{year}_{i,t}$ 为时间效应; $\text{Indiv}_{i,t}$ 为个体效应; $\epsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。

3.3.2 中介效应模型

构建中介效应模型,检验企业现金流在企业负债与实体企业金融化之间发挥的中介效用。

$$\text{Fin}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Lev}_{i,t} + \alpha_2 \text{year}_{i,t} + \alpha_3 \text{Indiv}_{i,t} + \sum \text{controls} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Cashflow}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Lev}_{i,t} + \beta_2 \text{year}_{i,t} + \beta_3 \text{Indiv}_{i,t} + \sum \text{controls} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{Fin}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Lev}_{i,t} + \gamma_2 \text{Cashflow}_{i,t} + \gamma_3 \text{year}_{i,t} + \gamma_4 \text{Indiv}_{i,t} + \sum \text{controls} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中: $\text{Cashflow}_{i,t}$ 为*i*公司在第*t*年的通过经营活动产生的现金流; $\alpha_0, \beta_0, \gamma_0$ 为常数; $\alpha_1 \sim \alpha_3, \beta_1 \sim \beta_3, \gamma_1 \sim \gamma_4$ 为回归系数。

3.3.3 门槛效应模型

结合研究假设和相关变量设计构建门槛模型,用于检验以企业负债率为解释变量与门槛变量对实体企业金融化的门槛效应。

$$\text{Fin}_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \text{control}_{i,t} + \delta_2 \text{year}_{i,t} + \delta_3 \text{Indiv}_{i,t} + \delta_4 \text{Lev}_{i,t} \times A(\text{Lev}_{i,t} \leq \theta_1) + \delta_5 \text{Lev}_{i,t} \times A(\theta_1 < \text{Lev}_{i,t} \leq \theta_2) +$$

$$\dots + \delta_n \text{Lev}_{i,t} \times A(\theta_{n-1} < \text{Lev}_{i,t} \leq \theta_n) + \delta_{n+1} \text{Lev}_{i,t} \times A(\theta_n < \text{Lev}_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中: $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ 为*n*个不同水平的门槛值; $\delta_1 \sim \delta_n$ 为回归系数; δ_0 为常数项; $\text{Lev}_{i,t}$ 为门槛变量; $A(\cdot)$ 为虚拟变量,当门槛变量处于相应门槛值之间时取1,否则取0。

4 实证分析

4.1 固定效应模型回归分析

4.1.1 变量描述性统计

表2显示,被解释变量Fin的均值为0.045,最大值为0.972,最小值为0,表明不同企业间金融资产配置相差较大,部分实体企业的金融资产配置占比高达97.2%,实体企业“脱实向虚”现象突出;企业负债率Lev的最小值为0.007,最大值为1.957,均值0.418与中位数0.407相差较小,但标准差较大,表明大部分企业存在负债率过高的现象,且都超过了市场平均值;现金流量比率Cashflow的最大值为0.876,最小值为-1.938,均值与中位数相等,标准差为0.077,表明少部分企业现金流存在较大差异,但企业现金流普遍低于平均值;其他控制变量的相关描述统计与现有文献基本一致^[3]。

表2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Fin	34 624	0.045	0.089	0.000	0.008	0.972
Lev	34 624	0.418	0.212	0.007	0.407	1.957
Cashflow	34 624	0.045	0.077	-1.938	0.045	0.876
Size	34 624	22.136	1.331	15.577	21.942	28.636
ROA	34 624	0.042	0.078	-1.859	0.042	0.969
REC	34 624	0.122	0.106	0.000	0.098	0.813
INV	34 624	0.144	0.137	0.000	0.111	0.943
FIXED	34 624	0.207	0.161	0.000	0.172	0.971
Loss	34 624	0.104	0.305	0.000	0.000	1.000
ListAge	34 624	2.003	0.959	0.000	2.197	3.466

4.1.2 基准回归

固定效应回归结果见表3。其中列(1)呈现了未加入控制变量且没有控制个体和时间的基准回归,回归系数为-0.049,通过了在1%水平上的显著性检验。列(2)是在列(1)的基础上加入控制变量,其中回归系数为-0.028,通过了在1%水平上的显著性检验,且列(2)中 R^2 的调整值为了0.134,大于列(1)中 R^2 调整值0.013,因此列(2)的解释能力比列(1)强。列(3)是在列(2)的基础上,控制时间与个体变量构建了双重固定效应模型。其中回归

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Fin	Fin	Fin
Lev	-0.049*** (0.002)	-0.028*** (0.003)	-0.026*** (0.007)
Size		-0.001** (0.000)	-0.010*** (0.002)
ROA		0.006 (0.008)	-0.007 (0.010)
REC		-0.207*** (0.005)	-0.092*** (0.011)
INV		-0.108*** (0.004)	-0.084*** (0.014)
FIXED		-0.183*** (0.003)	-0.078*** (0.008)
Loss		0.005** (0.002)	0.001 (0.002)
ListAge		0.011*** (0.001)	0.027*** (0.002)
常数项	0.065*** (0.001)	0.135*** (0.009)	0.258*** (0.042)
样本数	34 624	34 253	34 253
adj. R^2	0.013	0.134	0.538
时间效应	No	No	Yes
个体效应	No	No	Yes
F	466.31	667.30	713.60

注：***、** 分别表示在 1%、5% 水平上显著；括号内为稳健性标准误。

系数为-0.026，通过了在 1% 水平上的显著性检验，且列(3)中 R^2 的调整值为 0.538，大于列(2)中 R^2 调整值 0.134，因此列(3)的解释能力比列(2)强。基于固定效应模型的回归结果，企业负债率与实体企业金融化显著负相关，即假设 H1 成立。

4.2 中介效应模型回归分析

表 4 显示，列(1)回归系数为-0.026，即企业负债率对实体企业金融化有显著的负向影响。列(2)表明企业负债率对企业现金流的影响效果，回归系数为 0.031，在 1% 的水平上显著，即企业杠杆率的上升会促进企业现金流的增加。列(3)在列(1)的基础上加入企业现金流后，企业负债率对实体企业金融化的影响系数为-0.025，且在 1% 的显著性水平上显著；企业现金流对实体企业金融化的影响在 1% 的水平上显著，影响系数为-0.251，说明企业经营活动产生的现金流量在企业负债率对实体企业金融化的影响过程中起部分中介效应，其中介效应约为 29.92% $(-0.251 \times 0.031 / -0.026)$ ，即假设 H2 成立。

4.3 稳健性检验

4.3.1 内生性检验

为解决企业负债率(Lev)与实体企业金融化

表 4 中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Fin	Cashflow	Fin
Lev	-0.026*** (0.007)	0.031*** (0.007)	-0.025*** (0.007)
Cashflow			-0.251*** (0.007)
Size	-0.010*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
ROA	-0.007 (0.010)	0.269*** (0.020)	0.001 (0.010)
REC	-0.092*** (0.011)	-0.137*** (0.013)	-0.096*** (0.011)
INV	-0.084*** (0.014)	-0.142*** (0.012)	-0.088*** (0.014)
FIXED	-0.078*** (0.008)	0.068*** (0.007)	-0.076*** (0.008)
Loss	0.001 (0.002)	0.004 (0.003)	0.002 (0.002)
ListAge	0.027*** (0.002)	0.014*** (0.001)	0.027*** (0.002)
常数项	0.258*** (0.042)	0.162*** (0.033)	0.263*** (0.043)
样本数	34 253	34 253	34 253
Within-R	0.148	0.103	0.149
个体效应+ 时间效应	Yes	Yes	Yes
F	81.373	69.729	79.427

注：***表示在 1% 水平上显著；括号内为稳健性标准误。

(Fin)因双向因果问题以及模型中存在遗漏变量而导致的内生性问题，选择企业负债率(Lev)滞后 1 期(Lev_{i-1})和滞后 2 期(Lev_{i-2})作为工具变量，采用二阶段最小二乘法对原模型进行再次检验^[50]，结果见表 5。一阶段回归使用工具变量(Lev_{i-1} 、 Lev_{i-2})对内生性解释变量进行回归，得到估计值($\hat{IV}$)。结果表明，工具变量与内生性解释变量显著正相关。二阶段回归使用估计值($\hat{IV}$)代替解释变量(Lev)对原方程进行回归，结果表明内生性解释变量估计值($\hat{IV}$)与实体企业金融化(Fin)显著负相关，与前文结论一致。另外，本文还进行了不可识别检验、过度识别检验和弱工具变量检验，表 5 中结果显示均通过了检验，即本文选取的工具变量是合适的，且再考虑内生性问题后，本文的核心假设 H1 仍然成立。

4.3.2 替换变量度量方法

首先，借鉴张成思和张步晨^[52]针对企业金融化(Fin)的度量方法，即：企业金融化=(货币资金+持有至到期投资+交易性金融投资+投资性房地产+可供出售的金融资产+应收股利+应收利

息)/企业总资产,并用其替换本文的被解释变量企业金融化(Fin),再次检验模型的稳健性。回归结果见表6列(1),企业负债率(Lev)与实体企业金融化(Fin)显著负相关,与上述检验结果一致。其次,借鉴康志勇等^[53]的研究,将企业期末总负债/期末总资产度量的绝对负债替换成期末长期负债/期末总负债度量的相对负债,回归结果见表6列(2),结果与上述结果一致,则该模型依然稳健。

表5 内生性检验结果

因变量	一阶段回归		二阶段回归	
	IV		Fin	
	系数	t	系数	z
Lev _{i-1}	0.590***	64.13		
Lev _{i-2}	0.579***	74.27		
IV _{i-1}			-0.003***	-0.37
IV _{i-2}			-0.043**	-3.52
常数项(滞后1期)	-0.696***	-12.43	0.238***	5.08
常数项(滞后2期)	-0.651	-13.54	0.242	5.24
controls	Yes		Yes	
样本数	29 408		25 181	
F	767.20		530.51	
不可识别检验			747.83***	
弱工具变量检验			1.486***	
过度识别检验			8.168***	

注:***、**表示在1%、5%水平上显著。

表6 替换变量度量方法与实证方法

变量	(1)	(2)	(3)
	Fin1	Fin	Fin
Lev	-0.135*** (0.011)		-0.027*** (0.007)
Lev1		-0.004** (0.005)	
control	Yes	Yes	Yes
常数项	0.979*** (0.062)	0.302*** (0.045)	0.274*** (0.033)
样本数	32 476	27 096	27 096
Within-R	0.367	0.148	0.142
个体/时间	Yes	Yes	Yes
F	245.071	62.820	1 326.680

注:***、**分别表示在1%、5%水平上显著;括号内为稳健性标准误。

4.3.3 更换实证模型

采用个体、时间双固定效应模型,为了进一步检验该模型的稳健性,采用随机效应模型再次检验

企业负债率(Lev)对实体企业金融化(Fin)的相关影响。回归结果见表6列(3),回归系数为-0.027,且通过了1%的显著性水平检验,表明在随机效应模型下,企业负债率(Lev)与实体企业金融化(Fin)显著负相关,与本文核心结论一致,则该模型稳健。

4.3.4 Bootstrap 检验

采用在95%置信区间下的Bootstrap法对“企业负债率-企业现金流量-实体企业金融化”这一中介作用机制进行再次检验,主要通过对样本进行重复抽样,生成不同的估计样本,再对中介模型进行多次回归,根据回归结果求出 $\beta_1\gamma_2$,以90%的置信区间是否覆盖零值来判断中介效应是否显著,并用均值作为中介效应的定量结果。因此,本文将样本量设定为1 000个,通过反复抽样得出表7中的回归结果。结果显示,现金流量作为中介变量时,95%置信区间分别为[-0.000 110, -0.000 013]、[-0.024 55, -0.013],以上区间均不包括0,则直接效应与中介效应均显著^[54]。表明上述中介变量的中介作用显著成立,再次证明了假设H2。

4.4 异质性分析

4.4.1 代理问题的异质性分析

在现代公司理论下,代理问题是企业投资决策的重要影响因素,企业所有权和管理权高度分离导致管理者和股东的目标函数不一致,使企业管理者更加偏好于短期盈利而放弃企业长期价值投资,导致企业配置更多的金融资产。因此,股东和管理层的代理问题存在会诱发管理者短视行为和实体企业投机偏好,进而增加企业金融投资比例^[50]。同时管理层自利会加剧企业负债欲望,增加企业的负债比例,导致企业过度投资^[55]。可见,代理问题不仅加剧了企业管理者的投机偏好,还导致了企业拥有过高的负债率。而企业负债率是影响企业投资决策的关键变量,管理层投机偏好更是导致实体企业金融化的直接因素。代理问题突出可能会导致企业金融化问题更加严重。由此本文推测:代理问题会削弱企业负债率对实体企业金融化的抑制作用。

借鉴邓路等^[55]的研究,以企业管理费用率作为管理者自利程度的代理变量,其中管理费用率为企业管理费用与总营业收入的比例。然后将高于企业

表7 Bootstrap 检验结果

项目	自变量回归系数	系数标准误	z	P>z	[95%置信区间]
直接效应	-6.59×10 ⁻⁵	8.94×10 ⁻⁵	0.74	0.051	[-0.000 110, -0.000 013]
中介效应	-0.018 78	0.002 946	-6.37	0.000	[-0.024 550, -0.013 000]

管理费用率中位数的数据记为低管理费用组,高于企业管理费用率中位数的数据记为高管理费用组。以董事长和总经理是否为同一个人来判断是否存在两权分离问题。最后,结合企业两权分离问题分为低管理费用率两权分离、低管理费用率两权未分离、高管理费用率两权分离、高管理费用率两权未分离等4个组。

表8列示了分组回归结果。列(1)~列(4)的回归系数均显著为负。一方面,两权分离的企业回归系数绝对值均小于两权未分离企业的回归系数绝对值,说明了代理问题削弱了企业负债率对实体企业金融化的抑制作用。因为存在代理问题的企业,其管理者可能为了满足自己的私利、扩大自己权力等,造成管理者短视,进而加剧了实体企业金融化的现象^[16]。另一方面,在同种情况下,高管理费用的回归系数绝对值均低于低管理费用的回归系数绝对值,进一步表明管理者为了赢得董事会的信任,不断提高管理业绩,进行过度的投资与在职消费等行为,使得管理者偏好于追求短期价值而放弃长期价值,导致企业配置更多的金融资产,加剧了实体企业金融化。

4.4.2 产权性质的异质性分析

表8显示,列(5)~列(6)回归系数均显著为负,但国有企业的回归系数绝对值大于民营企业回归系数绝对值。表明国有企业的负债率对企业金融化的

负向影响比民营企业更为明显。由于国有企业以盈利为目标的同时,还充当了扩大生产、保证充分就业的社会责任,所以国有企业在作出经营决策时,不会被企业的营利性而影响,始终致力于长期价值的创造,合理规避金融风险带来的冲击。而民营企业的最终目标是利益最大化,企业可能为追求短期的价值而放弃长期价值,进而增加金融资产的配置。

4.5 门槛效应检验

当负债比例在最优负债比例之下时,税盾为企业带来节税效应,改善企业现金流量,弱化了企业金融化的“投机动机”与“蓄水池动机”,抑制了实体企业金融化。但是随着企业负债比例的增加,在财务成本与破产成本的限制下,税盾为企业带来的价值效益也存在上限。较多的负债在满足企业资金需求的同时,企业闲置资金也随之增加。因此,在逐利动机的驱使下,可能导致企业增加金融资产配置。基于此,本文通过门槛效应自举抽样检验法获得 F 统计量的渐进值,并得到 P 值,分别在300次格点搜索以及400次自举抽样,检验企业负债率对实体企业金融化的门槛效应表现。

4.5.1 门槛值分析

在门槛效应模型中,企业负债率既是自变量又是门槛变量,检验结果见表9。企业负债率在单一门槛效果估计中,单一门槛值为0.132, F 统计量为139.560, P 值为0,在1%的显著性水平下显著且置

表8 异质性分析结果

变量	代理问题				产权性质	
	两权分离 低管理费用	两权分离 高管理费用	两权未分离 低管理费用	两权未分离 高管理费用	民营企业	国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin
Lev	-0.063*** (0.008)	-0.041** (0.023)	-0.086* (0.013)	-0.077* (0.026)	-0.019** (0.009)	-0.049*** (0.010)
control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.208*** (0.050)	0.246** (0.124)	0.321*** (0.065)	0.556*** (0.165)	0.323*** (0.058)	0.137** (0.057)
样本数	18 679	5 612	7 162	2 800	22 826	11 427
Within-R	0.142	0.141	0.180	0.176	0.163	0.112
个体/时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F	41.149	13.684	22.188	7.770	64.507	19.546

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为稳健性标准误。

表9 门槛检验结果

自变量	门槛变量	假设检验	残差平方和	均方误差	F	P	门槛值
Lev	Lev	单门槛	36.228	0.002	139.560***	0.000	0.132
		双门槛	36.184	0.002	133.950	0.123	0.263
		三门槛	36.147	0.002	128.730	0.350	0.315

注:***表示在1%的水平下显著。

信区间以,如图1所示;但在双门槛和三门槛检验中均未通过显著性检验,表明企业负债率的门槛效应检验中只存在单一门槛值不存在双门槛和三门槛,即企业负债率和实体企业金融化存在非线性关系。

4.5.2 模型估计结果分析

根据各门槛变量对样本企业进行分类,按照模型进行参数估计,其门槛回归结果见表10。当企业负债率(Lev) ≤ 0.132 时,回归系数为 -0.158 ,通过了在1%水平上的显著性检验,即企业负债率与实体企业金融化显著负相关;当企业负债率(Lev) > 0.132 时,回归系数为 -0.031 ,通过了在1%水平上的显著性检验,即企业负债率和实体企业金融化显著负相关。虽然负债比例在两个阶段都与实体企业金融化显著负向关,但当企业负债率(Lev) > 0.132 时的回归系数的绝对值要明显小于企业负债率(Lev) ≤ 0.132 时的回归系数的绝对值。表明企业负债率和实体企业金融化存在非线性关系,则当企业负债率(Lev)小于门槛值时,税盾效应使得企业负债比例的增加,有效促进企业利润与现金流量的增加,进而弱化了实体企业金融化的“投机动机”与“蓄水池动机”,有效抑制了实体企业金融化;当企业负债率(Lev)超过门槛值时,随着企业负债率的上升,企业负债率对实体企业金融化的负向影响减弱。一方面,现金流量的增加不仅满足了企业资金的需求,还增加了企业的闲置资金,可能导致企业增加金融配置,进而加剧了实体企业金融化的现象。另一方面,企业负债率过高,弱化了负债对管理层滥用资金的约束能力,同时为企业从事金融投资提供了资金支持,加之管理者短视^[16],导致为追求短期利益而增加企业的金融资产配置比例,从而加剧了实体企业金融化。即假设H3成立。

表10 门槛检验结果

变量	(1) Fin
Size	$-0.011^{***} (0.001)$
ROA	$-0.047^{***} (0.010)$
REC	$-0.118^{***} (0.009)$
INV	$-0.086^{***} (0.006)$
FIXED	$-0.078^{***} (0.006)$
Loss	$-0.002 (0.002)$
ListAge	$0.024^{***} (0.002)$
$Lev \leq 0.132$	$-0.158^{***} (0.024)$
$Lev > 0.132$	$-0.031^{***} (0.005)$
常数项	$0.295^{***} (0.023)$
样本数	16 812
Within-R	0.153
个体/时间效应	Yes
F	139.559

注:***表示在1%水平上显著;括号内为稳健性标准误。

5 结论与启示

(1)企业负债率与实体企业金融化显著负相关。即随着企业负债率的上升,债务税盾的节税效应增加了企业现金流量,弱化了实体企业金融化的“市场逐利动机”与“资本储蓄动机”,进而抑制了实体“脱实向虚”的趋势。并且企业现金流在企业负债率与实体企业金融化之间起部分中介作用。

(2)企业负债率对实体企业金融化具有门槛效应。当企业负债率超过门槛值后,高负债比例会削弱企业负债率对实体企业金融化的抑制作用。

(3)企业负债率对实体企业金融化的影响存在异质性。一是不同产权性质的异质性分析。实证结果表明,相较于民营企业,企业负债率对实体企业金融化的抑制性作用在国有企业中更加明显。二是代理问题的异质性分析。结果表明,代理问题会削弱企业负债率对实体企业金融化的抑制作用。

本文的研究结果对企业和政府在财务决策和

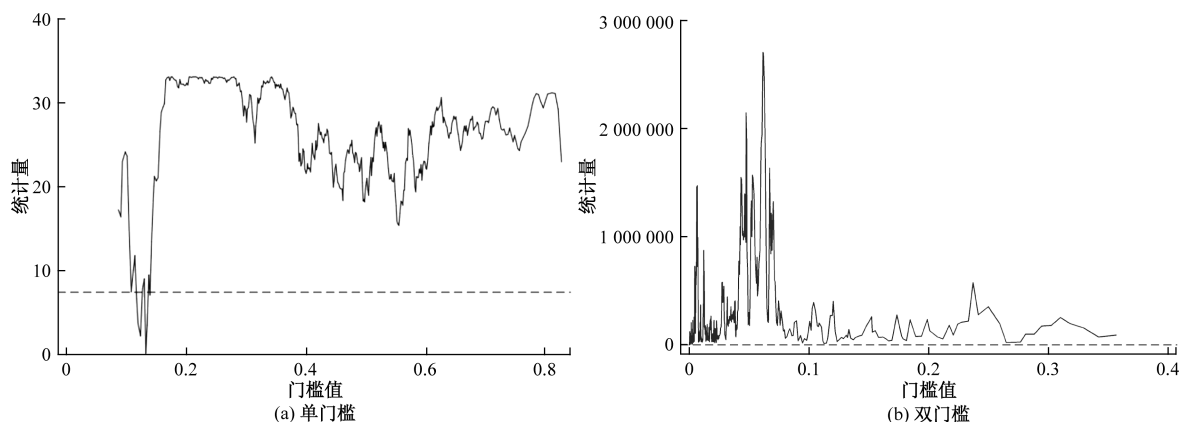


图1 单门槛与双门槛检验及其置信空间

税收政策制定方面具有一定的启示价值。

(1)企业应该充分认识税盾效应对财务决策的重要影响。在融资决策中,企业可以通过合理利用债务融资和税盾效应,优化财务结构和融资策略,提高融资效率,降低财务风险。企业可以通过选择适当的融资方式和债务水平,充分利用税盾效应的好处。

(2)政府制定积极的税收政策,有效抑制实体企业金融化的发展。一方面,政府和监管机构应该制定更有利于债务融资的税收政策,并提供相应的市场监管措施;另一方面,税收政策应该提供相应的激励措施,降低企业的融资成本,减轻债务负担,并提供良好的市场环境和监管机制。政府还应该根据不同行业和市场环境的特点,制定差异化的税收政策,以满足不同企业的需求,并进行定期评估和调整,以确保策略的有效性和适应性。

参考文献

- [1] 窦炜,张书敏.“结构性”去杠杆、企业金融化与创新投资[J]. 工业技术经济, 2021, 40(9): 12-23.
- [2] 王红建,杨笋,阮刚铭,等. 放松利率管制、过度负债与债务期限结构[J]. 金融研究, 2018(2): 100-117.
- [3] 康永辉,褚冬晓. 过度负债会加剧实体企业金融化吗?[J]. 云南财经大学学报, 2020, 36(10): 45-61.
- [4] 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.
- [5] 江民星,丰兴亮,贺一江. 经济政策不确定性与企业金融化:基于个体异质性EPU指标的实证研究[J]. 金融监管研究, 2022(11): 98-114.
- [6] 李增福,李铭杰,汤旭东. 货币政策改革创新是否有利于抑制企业“脱实向虚”?基于中期借贷便利政策的证据[J]. 金融研究, 2022(12): 19-35.
- [7] 姜春艳,李杰,郑尊信. 货币政策与企业金融化的动态机制及其宏观效应[J]. 宏观经济研究, 2023(8): 4-21, 77.
- [8] 代彬,翟誉皓. 资本市场开放与企业金融化:改善还是恶化?[J]. 会计之友, 2023(24): 84-91.
- [9] 陆蓉,朱思源,徐天丽. 通货膨胀预期与企业金融化:基于“通货膨胀幻觉”的视角[J]. 财贸经济, 2022, 43(12): 97-112.
- [10] 王宜峰,魏兴凯. 税收征管与企业金融化[J]. 经济学报, 2023(5): 1-22.
- [11] 江三良,赵梦婵. 产业政策是否纠正了经济“脱实向虚”?[J]. 经济体制改革, 2021(3): 180-186.
- [12] 王俊骅,罗海东,张革革. 利率市场化对实体企业金融化的影响研究[J]. 经济问题, 2023(2): 69-76.
- [13] 温毓敏. 数字金融发展会影响实体企业金融化吗?[J]. 财会通讯, 2023(21): 81-85.
- [14] 杨兰品,冀泽辉,胡凯. 增值税税率改革能否抑制实体企业金融化:基于多期DID的经验证据[J]. 财会月刊, 2023, 44(5): 13-20.
- [15] 安磊,鄢伟波,沈悦. 贷款利率下限放开抑制了企业金融化吗?[J]. 统计研究, 2022, 39(8): 88-101.
- [16] 喻彪,杨刚. 管理者短视与企业金融化[J]. 金融与经济, 2022(10): 37-48.
- [17] 周明生,哈凯,刁鹏. 风险投资驱动企业“脱虚向实”了吗[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(7): 82-92.
- [18] 胡洁,韩一鸣,钟咏. 企业并购能否抑制经济“脱实向虚”:基于产业优化发展的视角[J]. 技术经济, 2022, 41(12): 144-156.
- [19] 王晓亮,梁丹阳,独正元. 研发费用加计扣除政策能够抑制实体企业金融化吗?[J]. 现代财经, 2023, 43(2): 54-74.
- [20] 刘一涛,刘津. 高管财务背景会影响企业金融化吗?:基于融资约束与高管权力视角[J]. 财会通讯, 2023(8): 40-44, 90.
- [21] 关鑫,赵聪慧. 管理层战略情绪是否加剧了企业“脱实向虚”?基于文本分析的方法[J]. 中国人民大学学报, 2023, 37(3): 70-83.
- [22] 王善平,梁欣晔,曹鹏. ESG表现抑制企业金融化的机制与效果检验[J]. 财会月刊, 2023, 44(9): 65-73.
- [23] 高蕾,田祥宇,柳晓倩. 碳排放信息披露会影响实体企业金融化吗?[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2023, 38(3): 80-92.
- [24] 王少华,高明敏,毛敏. 企业数字化转型能助力企业“脱虚返实”吗?[J]. 财会通讯, 2023(23): 39-44.
- [25] 徐建斌,李睿骁,彭瑞娟. 政府补贴与实体企业金融化:抑制效应还是助推效应?[J]. 财政科学, 2023(1): 51-68.
- [26] SMITH C W, STULZ R M. The determinants of firms' hedging policies[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1985(4): 391-405.
- [27] DAVIS L E. Financialization and the non-financial corporation: an investigation of firm-level investment behavior in the United States[J]. Metroeconomica, 2018(1): 270-307.
- [28] 马妍妍,俞毛毛. 企业金融化行为对出口规模的影响分析[J]. 世界经济研究, 2021(6): 121-134, 137.
- [29] 袁翠翠,郭鹏宇,宋晓阳,等. 企业金融化改变劳动收入份额了吗?[J]. 南方金融, 2023(3): 1-15.
- [30] 朱晓杰. 企业金融化对企业全要素生产率的影响研究:基于股权激励视角的重新审视[J]. 金融理论与实践, 2023(3): 82-91.
- [31] 王小红,张宇星,刘梦阳. 企业金融化能有效提升企业价值吗:基于社会责任的调节效应[J]. 会计之友, 2023(1): 14-20.
- [32] 张成思,张步昙. 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.
- [33] XU X, XUAN C. A study on the motivation of financialization in emerging markets: the case of Chinese non-financial corporations[J]. International Review of Economics & Finance, 2021, 72: 606-623.

- [34] BARRADAS R. Financialisation and real investment in the European union: beneficial or prejudicial effects[J]. *Review of Political Economy*, 2017, 29: 1-38.
- [35] 刘姝雯, 刘建秋, 阳旸. 企业金融化与生产效率: “催化剂”还是“绊脚石”[J]. *南开管理评论*, 2023, 26(1): 55-68.
- [36] 张辽, 林鑫涛. 企业金融化行为对创新质量的影响研究[J]. *华东经济管理*, 2022, 36(9): 33-44.
- [37] 邓超, 彭斌. 实体企业金融化行为与信息披露质量关系的研究[J]. *财经理论与实践*, 2021, 42(3): 110-117.
- [38] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 实体企业资金“脱实向虚”: 风险、动因及治理[J]. *财经科学*, 2018(11): 83-94.
- [39] 白雪莲, 贺萌, 张俊瑞. 企业金融化损害商业信用了吗?: 来自中国A股市场的经验证据[J]. *国际金融研究*, 2022(9): 87-96.
- [40] 张成思, 贾翔夫, 唐火青. 金融化学说研究新进展[J]. *经济学动态*, 2020(12): 125-139.
- [41] 马永强, 张志远. 去杠杆与实体企业金融资产配置[J]. *国际金融研究*, 2021(12): 14-23.
- [42] 彭方平, 王茹婷, 廖敬贤. 银行竞争、企业债务与“脱虚向实”: 基于双重机器学习方法[J]. *经济理论与经济管理*, 2023, 43(3): 82-97.
- [43] 颜金花, 陈文川. 地方政府隐性债务助推了实体经济“脱实向虚”吗? [J]. *财会通讯*, 2023(7): 74-78.
- [44] 孔丹凤, 谢国梁. 地方政府债务、债务结构与企业金融化[J]. *现代经济探讨*, 2021(11): 27-36, 48.
- [45] 袁歌聘, 郭策. 企业金融化对非金融企业过度负债影响的实证[J]. *统计与决策*, 2019, 35(11): 164-167.
- [46] 李程, 赵一杰. 实体企业金融化对微观杠杆率及财务风险的影响研究[J]. *金融监管研究*, 2019(10): 20-38.
- [47] 白雪莲, 贺萌, 张俊瑞. 企业金融化与债务融资成本: 来自中国A股上市公司的证据[J]. *金融论坛*, 2021, 26(7): 39-49.
- [48] DEMIR F. Financial liberalization private investment and portfolio choice: financialization of real sector in emerging markets[J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2): 314-324.
- [49] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系: 来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. *金融研究*, 2015(6): 111-127.
- [50] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. *中国工业经济*, 2017(12): 113-131.
- [51] 郑明贵, 郑舒倩. 资产负债率、研发投入与企业高质量发展[J]. *会计之友*, 2022(20): 34-40.
- [52] 张成思, 张步昙. 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.
- [53] 康志勇, 冷颜润, 刘馨. 银行业与制造业协同集聚对企业长期债务融资的影响: 基于中国地级市数据的实证检验[J]. *会计与经济研究*, 2023, 37(2): 118-134.
- [54] 温忠麟, 叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补[J]. *心理学报*, 2014(5): 714-726.
- [55] 邓路, 刘瑞琪, 江萍. 公司超额银行借款会导致过度投资吗? [J]. *金融研究*, 2017(10): 115-129.

Intermediary Effect and Threshold Effect of Corporate Debt Ratio on the Financialization of Real Enterprises: Based on the Perspective of Debt Tax Shield

CHEN Lina, MA Shenlong, YANG Xue

(School of Economics and Management, Southwest University of Science and Technology, Mianyang 621010, Sichuan, China)

Abstract: Taking China's A-share listed companies from 2010 to 2022 as research samples, corporate cash flow is selected as the intermediary variable based on the perspective of debt tax shield, and the impact of corporate debt ratio on the financialization of real enterprises is tested. The empirical results show that there is a significant negative correlation between corporate debt ratio and the financialization of real enterprises. Corporate cash flow plays a partial intermediary role in the influence of corporate debt ratio on the financialization of real enterprises. There is a threshold effect of corporate debt ratio on the financialization of real enterprises. When the corporate debt ratio exceeds the threshold value, the inhibitory effect of corporate debt ratio on the financialization of real enterprises is significantly weakened. Agency problems will weaken the restraining effect of corporate debt ratio on the financialization of real enterprises. Compared with private enterprises, the negative impact of corporate debt ratio on the financialization of real enterprises is more obvious in state-owned enterprises.

Keywords: corporate debt ratio; financialization of real enterprises; enterprise cash flow; the debt tax shield; mediating effect; threshold effect