

实体企业金融资产投资动机： 货币政策异质性影响与数字金融调节效应

冯永琦，张浩琳，倪娟

[摘要] 货币政策能够对实体企业投融资产生重要影响。本文构建了引入货币政策和数字金融因素的企业投资决策模型，利用2011—2021年沪深A股上市公司数据，探讨了货币政策影响实体企业金融资产投资动机的异质性及数字金融调节效应。研究发现：“预防性储蓄”和“投资替代”是中国实体企业金融资产投资的重要动机。不同货币政策对实体企业金融资产投资动机的影响存在差异。在宽松货币政策影响下，融资约束较小企业会表现出较强的“预防性储蓄”动机，从而增加金融资产投资，融资约束较大的企业“预防性储蓄”动机不明显，更倾向于增加经营资产投资；紧缩货币政策影响下不同融资约束企业“预防性储蓄”动机的表现则相反。无论是在宽松还是紧缩的货币政策影响下，“投资替代”都较为明显，但紧缩货币政策会进一步增强该动机。数字金融强化了不同货币政策对“预防性储蓄”动机的影响，使融资约束较小的企业在宽松货币政策影响下，以及融资约束较大的企业在紧缩货币政策影响下进一步增加金融资产投资。但数字金融只是强化了宽松货币政策对“投资替代”动机的影响，却抑制了紧缩货币政策对该动机的影响。本研究为提高货币政策支持实体经济的有效性提供了重要的理论依据。

[关键词] 实体企业；投资动机；金融资产投资；货币政策；数字金融

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2024)02-0118-19

一、引言

当前，实体企业青睐金融资产投资的现象依旧较为普遍。金融资产投资具有“流动性管理”与“资本套利”的双重属性，这正是金融资产投资动机产生的根源。一方面，金融资产投资的“流动性管理”属性促使实体企业产生“预防性储蓄”动机。金融资产相较于固定资产通常具有更高的流动性，更容易转化为现金(顾雷雷等，2020)。实体企业可以根据自身的资金需求情况，通过

[收稿日期] 2023-08-30

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国信贷周期形成机理的动态转换与宏观调控研究”(批准号20BJY022)；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“跨周期和逆周期结合下的金融安全维护研究”(批准号22JJD790066)。

[作者简介] 冯永琦，吉林大学经济学院教授，博士生导师，经济学博士；张浩琳，吉林大学经济学院博士研究生；倪娟，内蒙古财经大学会计学院教授，管理学博士。通讯作者：倪娟，电子邮箱：nijuan15207@gmail.com。本文得到吉林大学哲学社会科学创新团队青年项目的资助。感谢吉林大学邓创、于震、李天宇的建设性意见，感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

增加金融资产配置来降低融资成本。另一方面,金融资产投资的“资本套利”属性促使实体企业产生“投资替代”动机,通过减少经营资产投资并增加金融资产投资来追求更高的回报率。随着中国经济从高增长时期进入新常态,金融及房地产行业的高收益率使得大量企业将资本不断从传统实体行业转入金融和房地产领域,诱发实体企业逐渐从多元投资者角色转向资本套利者角色(钱爱民等,2023)。

企业将资金过多地投资于金融和房地产领域,会使其缺乏足够的资金进行创新升级,抑制企业主业的发展(Epstein,2015;Davis,2017)。因此,从实体企业金融资产投资的内在动机入手,有针对性地制定防范对策,对支持实体经济发展和维护金融稳定至关重要。关于中国实体企业金融资产投资的内在动机,研究者们普遍认为存在“投资替代”动机(马思超和彭俞超,2019),但对“预防性储蓄”是否也是主要动机还存在一定争议(张成思和张步县,2016;段军山和庄旭东,2021)。本文以该争议为切入点,对实体企业金融资产投资的驱动力进行全面系统分析。在把握实体企业金融投资决策复杂机理的基础上,为政府部门制定更加精准的措施、引导实体企业合理配置金融资产提供政策建议。

部分研究关注到中国实体企业的金融资产投资行为,并通过设立投资组合选择模型分析这一行为的内在动机(张成思和郑宁,2020;周弘等,2020)。不过,这些研究较少综合考虑宏观货币政策以及数字金融这种新金融业态的影响。虽然学者们普遍认为实体企业的金融资产投资行为与货币政策密切相关(靳庆鲁等,2012;张成思和张步县,2016),但关于货币政策影响投资动机的研究有待进一步深化。此外,单纯研究货币政策对企业金融资产投资总量的影响,可能会掩盖不同投资动机驱动的金融资产投资行为受到货币政策影响的差异性。

本文构建了货币政策和数字金融影响实体企业投资决策的理论模型,验证了不同的货币政策对实体企业金融资产投资“预防性储蓄”和“投资替代”动机的异质性影响以及数字金融的调节效应。本文的结论有助于制定更合理的货币政策,及全面评估其实施效果。虽然本研究集中于中国的实体企业,但本文的理论模型为研究其他国家的类似问题提供了一个合理且可供借鉴的框架。

本文将重点研究以下几个关键问题:①中国实体企业的金融资产投资行为是否不只受到“投资替代”动机驱动,还会受到“预防性储蓄”动机的驱动?②不同的货币政策是否会对“预防性储蓄”和“投资替代”这两种动机产生异质性影响?③数字金融是否能够调节货币政策对实体企业金融资产投资动机的影响,对不同动机的调节效果是否一致?

本文可能的边际贡献主要体现在:①在构建货币政策对实体企业投资决策影响的理论模型基础上,基于投资动机的角度,从理论和实证两个方面验证了不同的货币政策能够对实体企业金融资产投资动机产生异质性影响。目前虽有部分研究关注到中国实体企业金融资产投资的相关问题,但这些研究较少从微观个体层面出发探究货币政策影响金融资产投资动机的内在逻辑。本文为中国实体企业的金融资产投资行为提供了更全面的解释。②将数字金融引入实体企业投资决策理论模型,揭示了数字金融对货币政策影响实体企业金融投资动机的调节作用。以信息技术为支撑的数字金融可以通过减少信息不对称来降低企业的融资成本。本文将数字金融纳入实体企业金融资产投资的分析框架,进一步丰富以数字金融为代表的新兴金融业态对实体企业金融资产投资影响的相关研究。③将实体企业金融投资与实体投资进行比照分析,探究相互之间的内在联系。本文从企业投资选择的整体决策过程出发,综合考虑外部政策和企业自身投资动机等因素的影响,以更全面系统的视角审视实体企业进行金融投资和实体投资选择的内在逻辑。

二、理论模型与研究假说

本文在Sun(2018)、公衍磊等(2020)的企业投资决策模型基础上,构建货币政策影响实体企业金融资产投资两种动机的理论模型。同时,参考战明华等(2020)的研究思路,并考虑到数字金融能够降低金融机构与企业之间的信息不对称,进而通过放松抵押担保要求来降低企业融资的门槛,本文进一步将数字金融引入上述企业投资决策模型。

1. 实体企业投资决策模型的设定与基础分析

假定代表性企业的投资行为分为实体投资和金融投资,即分别投资实体资产和金融资产^①。实体投资部分的收益主要来自生产的产品,成本包括维持企业生产活动所需的各类要素投入。金融投资部分的收益是投资的利息收益,成本主要来自投资的非系统性风险、交易成本和机会成本等。于是,代表性企业的投资决策问题可以概括为在总资产一定的条件下,以投资净利润 Π 最大化为目标,选择持有多少实体资产 I^k 和金融资产 I^f 以及金融负债 B 。假设企业持有的金融负债全部为银行贷款。同时,为进一步简化模型,本文假设企业在观察到中央银行(简称央行)执行相应货币政策而产生的银行贷款利率 r^d 冲击后选择实体资产投资 I^k 和金融资产投资 I^f 。综上,企业投资净利润 Π 是 I^k 、 I^f 、 B 和 r^d 的函数。代表性企业的目标函数为:

$$\Pi = \max \{ Y - (r^d + \delta)I^k + (r^f - r^d)I^f - \chi(I^f) \} \quad (1)$$

其中, Y 表示企业的产出规模, I^k 表示企业拥有的实体资产规模, r^d 表示银行贷款利率(这里相当于资金使用成本), δ 表示固定资产折旧率, r^f 表示金融资产投资收益率, I^f 表示企业持有的金融资产规模。 $\chi(I^f)$ 表示企业持有金融资产的代理成本,设定 $\chi(I^f)$ 为一阶导数大于0、二阶导数也大于0的凸函数^②。由此假设 $\chi(I^f) = \lambda(I^f)^\varpi$, $\lambda > 0$, $\varpi > 1$,为简化模型,假设 $\varpi = 2$ 。

本文将代表性企业的生产函数定义为柯布一道格拉斯生产函数形式。为简化模型,重点分析企业如何配置金融资产和实体资产这两种不同类型的资产以实现投资利润的最大化,本文做了适当的抽象,假定不考虑劳动力市场,生产要素只包括企业投资购买的实体资本:

$$Y = z(I^k)^\alpha \quad (2)$$

其中, z 表示技术进步参数, α 表示实体资本的产出弹性且 $0 \leq \alpha \leq 1$ 。

企业的总资产等于其持有的实体资产与金融资产之和,也等于企业的自有资本与债务之和。企业以抵押贷款等形式取得某固定负债利息率的贷款,贷款额度的上限受到资产类别和资产规模的影响,各约束条件如下所示:

$$I^k + I^f = B + A \quad (3)$$

$$B \leq \xi(\theta I^k + I^f) \quad (4)$$

其中, B 是企业的债务融资额, A 表示企业自有资本。 ξ 表示企业所面临的融资约束, ξ 越大代表

① 本文将企业资产分为实体资产与金融资产。实体资产是指企业用于生产产品和提供服务的资产,如存货、固定资产、无形资产等,通过企业持有的经营资产来衡量,因此在后文的表述中用经营资产代替实体资产。金融资产是指除实体资产之外,可以在有组织的金融市场上进行交易、代表未来收益或资产合法要求权的凭证,如股票、债券和各类金融衍生品。

② 即金融投资数量越大,成本越高,且投资成本边际递增。在管理者作为有限理性的经济人假设下,企业在信息收集、处理等方面的能力有限,无法收集到交易必需的全部信息。所以,企业获得一定量的信息之后,再获取少量信息需要花费更多的精力和成本,即金融投资项目的搜寻成本边际递增。

企业融资约束程度越小,且 $\xi \geq 0$,即债务融资额度随着可抵押资产的增加而增加。 θ 是常数,且 $\theta < 1$,即固定资产同质且固定资产的流动性或抵押(质押)率小于金融资产(周弘等,2020)。假设企业有动力争取尽可能多的贷款,企业债务融资约束条件式(4)取等号,则有:

$$B = \xi (\theta I^k + I^f) \quad (5)$$

根据式(3)和式(5)可得:

$$I^k = \frac{A - (1 - \xi)I^f}{1 - \xi\theta} \quad (6)$$

$$I^f = \frac{A - (1 - \xi\theta)I^k}{1 - \xi} \quad (7)$$

那么,上述问题即为求以下目标函数的极大值:

$$\Pi = z(I^k)^\alpha - (r^d + \delta)I^k + (r^f - r^d)I^f - \lambda(I^f)^2 \quad (8)$$

为探究企业投资金融资产的最优数量,将目标函数式(8)对 I^f 求一阶导数,且令其等于0,即满足式(9)时,可得关于企业金融资产的最优投资函数:

$$\frac{d\Pi}{dI^f} = \alpha z \frac{\xi - 1}{1 - \xi\theta} \left[\frac{A - (1 - \xi)I^f}{1 - \xi\theta} \right]^{\alpha-1} - (r^d + \delta) \frac{\xi - 1}{1 - \xi\theta} + (r^f - r^d) - 2\lambda I^f = 0 \quad (9)$$

本文首先通过计算 I^f 对 r^d 的导数,对货币政策是否影响实体企业金融资产投资做先验判断。令 $I^f = I^f(r^d)$,由式(9)对 r^d 求导,可得:

$$\frac{dI^f}{dr^d} = \frac{\frac{\xi(1 - \theta)}{1 - \xi\theta}}{\alpha z \left(\frac{\xi - 1}{1 - \xi\theta} \right)^2 (\alpha - 1) \left[\frac{A - (1 - \xi)I^f}{1 - \xi\theta} \right]^{\alpha-2} - 2\lambda} < 0 \quad (10)$$

由上式可知,受货币政策影响的银行贷款利率 r^d 能够对企业金融资产投资 I^f 产生影响。宽松货币政策释放出的资金可能被企业用于金融资产投资,造成资金短期内在金融领域内循环。关于货币政策影响金融资产投资的机理,将在下文按不同投资动机的视角分别研究。据此,本文提出:

假说1:货币政策能够影响实体企业金融资产投资。整体看,货币政策越宽松,企业越倾向于投资金融资产。

2. 货币政策对实体企业金融资产投资动机的影响机理

(1) 货币政策影响下不同金融资产投资动机的存在基础。在货币政策宽松和紧缩的不同时期,变动幅度相同的货币扩张或货币收缩对实体企业金融资产投资的影响可能不一致(陆虹,2012)。此外,仅研究货币政策对企业金融资产投资总量的影响,可能会掩盖不同投资动机驱动下企业金融资产投资行为所受影响差异性。因此,本文在对实体投资与金融投资比照分析的基础上,从投资动机出发,探究不同货币政策对企业金融资产投资动机的影响机理。

从“预防性储蓄”动机看,实体企业投资金融资产主要目的是形成流动性储备,以规避不确定性风险(Chen et al., 2023)。当企业面临财务困境时,可以通过变卖或抵押这些资产来补充流动性(彭俞超等,2018)。基于这一动机进行的金融资产投资还可以帮助企业把握投资机会以及平滑生产投资。当市场出现优质项目时,企业可以通过调整金融资产配置获得更多资金进行投资。因此,通过融资约束与企业金融资产投资的关系来分析“预防性储蓄”动机是比较合理的。

从“投资替代”动机看,实体经济产能过剩导致实体投资回报率下滑,大量的产业资本涌入收益率高的金融投资领域。产能利用率较低的企业因其生产资源没有得到充分利用,生产效率较低,盈

利能力较差(陶长琪和杨雨晴, 2019)。此时, 企业可能会将一部分资金用于金融资产投资, 以获取更高的收益率。相反, 当产能利用率较高时, 企业可能会将更多的资金用于实体投资, 紧跟客户需求进行创新, 从而进一步提高企业的盈利能力。因此, 通过产能利用率与企业金融资产投资的关系来分析“投资替代”动机是比较合理的。

基于上述分析, 本文将融资约束与产能利用率同时引入前文设定的模型中。参考余泳泽(2017)的研究, 将产能利用率纳入生产函数之中, 得出新的生产函数形式 $Y = \eta(hI^k)^\alpha$, 由此, 企业金融资产的最优投资函数变为:

$$\frac{d\Pi}{dI^f} = \alpha\eta h^\alpha \frac{\xi - 1}{1 - \xi\theta} \left[\frac{A - (1 - \xi)I^f}{1 - \xi\theta} \right]^{\alpha-1} - (r^d + \delta) \frac{\xi - 1}{1 - \xi\theta} + (r^f - r^d) - 2\lambda I^f = 0 \quad (11)$$

进一步, 可将实体企业金融资产投资内生为 $I^f = F(\xi, h)$, 设定 $\xi = \xi(r^d)$ 、 $h = h(r^d)$, 则有:

$$\frac{dI^f}{dr^d} = \frac{\partial I^f}{\partial \xi} \times \frac{\partial \xi}{\partial r^d} + \frac{\partial I^f}{\partial h} \times \frac{\partial h}{\partial r^d} \quad (12)$$

由此可知, 货币政策能够通过融资约束 ξ 与金融资产投资之间的关系 $\partial I^f / \partial \xi$, 以及产能利用率与金融资产投资的关系 $\partial I^f / \partial h$, 即通过“预防性储蓄”和“投资替代”动机来影响企业的金融资产投资。货币政策的最终效应取决于其对“预防性储蓄”动机和“投资替代”动机的效应之和。

(2) 不同货币政策对实体企业金融资产投资“预防性储蓄”动机的影响机理。下面分析融资约束 ξ 与企业金融资产投资 I^f 之间的关系, 以探究宽松和紧缩货币政策对实体企业金融投资“预防性储蓄”动机的异质性影响。由式(11)对 ξ 求导, 可得:

$$\frac{\partial I^f}{\partial \xi} = \frac{\alpha\eta h^\alpha \left[I^{k-1} + (\xi - 1)(\alpha - 1)I^{k-2} \times \frac{I^f(1 - \theta) + \theta A}{(1 - \theta)(1 - \xi\theta)} \right] - (r^d + \delta)}{2\lambda \frac{(1 - \xi\theta)^2}{1 - \theta} - \frac{\alpha(\alpha - 1)}{1 - \theta} \eta h^\alpha I^{k-2} (\xi - 1)^2} \quad (13)$$

同时, 分析融资约束 ξ 与企业经营资产投资 I^k 之间的关系, 可得如下表达式:

$$\frac{\partial I^k}{\partial \xi} = \frac{\partial I^k}{\partial I^f} \times \frac{\partial I^f}{\partial \xi} = \frac{\xi - 1}{1 - \xi\theta} \times \frac{\alpha\eta h^\alpha \left[I^{k-1} + (\xi - 1)(\alpha - 1)I^{k-2} \times \frac{I^f(1 - \theta) + \theta A}{(1 - \theta)(1 - \xi\theta)} \right] - (r^d + \delta)}{2\lambda \frac{(1 - \xi\theta)^2}{1 - \theta} - \frac{\alpha(\alpha - 1)}{1 - \theta} \eta h^\alpha I^{k-2} (\xi - 1)^2} \quad (14)$$

式(13)和式(14)的分母大于0, 而分子的正负号无法确定。因此, 融资约束与金融资产投资或经营资产投资之间的关系, 会受到反映货币政策宽松程度的贷款利率 r^d 的影响。若 $\partial I^f / \partial \xi < 0$, 则 $\partial I^k / \partial \xi > 0$ 。 ξ 与 I^f 呈负相关关系, 与 I^k 呈正相关关系。融资约束越大的企业, 越倾向于投资金融资产, 并减少对经营资产的投资, 此时:

$$r^d > \alpha\eta h^\alpha I^{k-1} - \delta + \frac{\alpha\eta h^\alpha (\xi - 1)(\alpha - 1)I^{k-2} [I^f(1 - \theta) + \theta A]}{(1 - \theta)(1 - \xi\theta)} \quad (15)$$

若 $\partial I^f / \partial \xi > 0$, 则 $\partial I^k / \partial \xi < 0$ 。 ξ 与 I^f 呈正相关关系, 与 I^k 呈负相关关系。融资约束越小的企业, 越倾向于投资金融资产, 并减少对经营资产的投资, 此时:

$$r^d < \alpha\eta h^\alpha I^{k-1} - \delta + \frac{\alpha\eta h^\alpha (\xi - 1)(\alpha - 1)I^{k-2} [I^f(1 - \theta) + \theta A]}{(1 - \theta)(1 - \xi\theta)} \quad (16)$$

由式(13)和式(14)可知, ξ 与 I^f 及 ξ 与 I^k 之间均呈非单调关系。由式(15)可知, 紧缩货币政策使得融资约束较大的企业倾向于增加金融投资、降低实体投资, 而融资约束较小的企业则相反。由于

紧缩货币政策会降低商业银行信贷供给,融资约束较大的企业可能会面临较强流动性压力,短期流动资金管理需求增加。这些企业倾向于在短期内增加金融投资并降低实体投资,以把握未来的投资机会。而对于融资约束较小的企业,其倾向于出售持有的金融资产来补充流动性以平滑实体投资。

由式(16)可知,宽松货币政策使得融资约束较小的企业倾向于增加金融投资、降低实体投资,而融资约束较大的企业表现亦相反。宽松货币政策会增加商业银行信贷供给,有助于形成积极的投资者情绪(张前程和杨德才,2015)。当公司面临良好的投资机会时,宽松货币政策通过释放出更多的流动性能够有效地引导公司的投资决策(靳庆鲁等,2012)。融资约束较大的企业出于维持企业长期稳定经营的考虑,会更倾向于增加实体投资。然而,宽松货币政策所带来的流动性,更多地流向融资约束较小且与金融机构信息不对称程度较低的企业(杨继生和向镜洁,2020)。这些企业容易获得超出其生产经营所必需的流动性,并倾向于将多余的流动性通过投资金融资产“储存”起来。在货币政策收紧时,企业可以通过出售这些金融资产平滑实体投资。据此,本文提出:

假说2:企业金融资产投资存在“预防性储蓄”动机,但在不同的货币政策影响下,该动机的表现存在差异。在宽松货币政策影响下,融资约束较小企业会表现出较强的“预防性储蓄”动机;而在紧缩货币政策影响下,融资约束较大的企业则会表现出较强的“预防性储蓄”动机。

(3)不同货币政策对实体企业金融资产投资“投资替代”动机的影响机理。本文接下来分析产能利用率 h 与企业金融资产投资 I^f 之间的关系,以探究宽松和紧缩货币政策对“投资替代”动机的异质性影响。由(11)式对 h 求导,可得:

$$\frac{\partial I^f}{\partial h} = \frac{\alpha^2 \eta h^{\alpha-1}}{2\lambda \frac{1-\xi\theta}{\xi-1} I^{k^*} - \alpha(\alpha-1)\eta h^\alpha \frac{\xi-1}{(1-\xi\theta)I^k}} < 0 \quad (17)$$

本文进一步分析产能利用率 h 与企业经营资产投资 I^k 之间的关系,可得如下表达式:

$$\frac{\partial I^k}{\partial h} = \frac{\partial I^k}{\partial I^f} \times \frac{\partial I^f}{\partial h} = \frac{\xi-1}{1-\xi\theta} \times \frac{\alpha^2 \eta h^{\alpha-1}}{2\lambda \frac{1-\xi\theta}{\xi-1} I^{k^*} - \alpha(\alpha-1)\eta h^\alpha \frac{\xi-1}{(1-\xi\theta)I^k}} > 0 \quad (18)$$

由式(17)和式(18)可知, h 与 I^f 及 h 与 I^k 之间均呈单调关系, h 越低的企业越倾向于降低经营资产投资,并增加金融资产投资。虽然上述关系不会因贷款利率 r^d 的变化而发生方向改变,但货币政策可以通过融资约束来影响产能利用率与两种投资之间关系的强弱。当 h 较低时,其生产资源没有得到充分利用,导致生产效率下降,并对盈利能力产生影响。企业可能会将资金从实体投资转向金融资产投资进行资本套利(Davis,2017)。货币政策的进一步收紧使得实体投资回报率较低的企业更难以获得低成本融资(祝继高和陆正飞,2009),实体投资的收益空间被进一步挤压。因此,这些企业倾向于将资金进一步由实体投资转向金融投资。据此,本文提出:

假说3:不同货币政策下企业金融资产投资的“投资替代”动机始终存在,但相对于宽松货币政策,紧缩货币政策会进一步增强“投资替代”动机。

3. 数字金融对货币政策影响实体企业金融资产投资动机的调节效应分析

(1)数字金融能够调节货币政策对金融资产投资动机影响的内在机理。数字金融影响企业投资行为主要通过放松抵押担保的方式实现。由于借贷双方存在信息不对称,企业在申请贷款时会面临抵押约束(Kiyotaki and Moore,1997)。数字金融的发展降低了金融机构与企业之间的信息不对称。例如,大数据技术可以帮助金融机构综合分析多种类型的数据,这有助于金融机构更准确地评估借款企业的信用风险和还款能力,减少对抵押品的依赖(孙志红和琚望静,2022)。战明华等(2020)认为,投资或产出关于抵押能力的敏感系数与数字金融发展水平负相关。可见,数字金融发

展水平越高, 银行贷款对抵押资产价值的敏感性越低, 抵押资产相同情况下获得的贷款越多。因此, 数字金融发展水平 τ 与企业获得的银行贷款 B 正相关。据此, 银行贷款可进一步表示为:

$$B = \xi (1 + \tau) \times (\theta I^k + I^f) \quad (19)$$

$$0 < \tau < 1 \quad (20)$$

由此, 考虑数字金融影响因素后, 企业金融资产最优投资函数为:

$$\frac{d\Pi}{dI^f} = \alpha z \frac{\xi(1+\tau)-1}{1-\xi(1+\tau)\theta} (I^k)^{\alpha-1} - (r^d + \delta) \frac{\xi(1+\tau)-1}{1-\xi(1+\tau)\theta} + (r^f - r^d) - 2\lambda I^f = 0 \quad (21)$$

与前文分析类似, 计算 I^f 对 r^d 的导数, 对考虑数字金融因素后货币政策是否影响企业金融资产投资做先验判断。令 $I^f = I^f(r^d)$, 由式(21)对 r^d 求导, 可得:

$$\frac{dI^f}{dr^d} = \frac{\xi(1-\theta)}{\frac{\alpha(\alpha-1)z[\xi(1+\tau)-1]^2(I^k)^{\alpha-2}}{[1-\xi(1+\tau)\theta](1+\tau)} - 2\lambda \frac{1-\xi(1+\tau)\theta}{(1+\tau)}} < 0 \quad (22)$$

考虑数字金融因素后, r^d 对 I^f 的影响特性不会发生改变。进一步检验数字金融对货币政策影响实体企业金融投资的调节效应是否存在, 即把式(22)继续对数字金融 τ 求导, 可得:

$$\frac{d^2 I^f}{dr^d d\tau} = -\xi(1-\theta) \frac{MN + 2\lambda}{P} \quad (23)$$

其中:

$$M = \frac{\alpha(\alpha-1)z(I^k)^{\alpha-3}[\xi(1+\tau)-1]^2}{[1-\xi(1+\tau)\theta]^2} < 0 \quad (24)$$

$$N = \xi(\alpha-2)(1+\tau) \frac{I^f(1-\theta) + \theta A}{1-\xi(1+\tau)\theta} + I^k \frac{\xi(1+\tau)(1-2\theta) + 1}{\xi(1+\tau)-1} < 0 \quad (25)$$

$$P = \left\{ \frac{\alpha(\alpha-1)z(I^k)^{\alpha-2}[\xi(1+\tau)-1]^2}{1-\xi(1+\tau)\theta} - 2\lambda[1-\xi(1+\tau)\theta] \right\}^2 > 0 \quad (26)$$

由式(23)~(26)可知, $d^2 I^f / (dr^d d\tau) < 0$ 。所以, 当 τ 上升时, dI^f / dr^d 下降。又因为 $dI^f / dr^d < 0$, τ 上升会导致因 r^d 的变化所引起的 I^f 边际变化变强。数字金融在拓宽企业融资渠道的同时, 降低了企业参与金融活动的成本, 并为企业提供更丰富的金融产品, 打破传统渠道对企业参与金融投资的限制。这使得宽松货币政策释放出的资金更多地被企业用于金融资产投资。据此, 本文提出:

假说4: 数字金融能够调节货币政策对企业金融资产投资的影响。

(2) 数字金融对货币政策影响“预防性储蓄”动机的调节效应。首先计算引入数字金融因素后的 $\partial I^f / \partial \xi$, 再计算其对数字金融 τ 的偏导数 $\partial^2 I^f / (\partial \xi \partial \tau)$ 。与前文分析类似, 进一步将产能利用率 h 与融资约束 ξ 同时引入式(21)中, 并对 ξ 求导, 可得:

$$\frac{\partial I^f}{\partial \xi} = (1 + \tau)(Q_1 + Q_2 + Q_3) \quad (27)$$

$$\frac{\partial I^k}{\partial \xi} = \frac{\partial I^k}{\partial I^f} \times \frac{\partial I^f}{\partial \xi} = \frac{[\xi(1+\tau)-1](1+\tau)}{1-\xi(1+\tau)\theta} (Q_1 + Q_2 + Q_3) \quad (28)$$

其中:

$$Q_1 = \frac{\alpha \eta h^\alpha I^{k^{\alpha-1}} (1 - \theta)}{2\lambda [1 - \xi(1 + \tau)\theta]^2 - \alpha(\alpha - 1)\eta h^\alpha I^{k^{\alpha-2}} [\xi(1 + \tau) - 1]^2} \quad (29)$$

$$Q_2 = \frac{\alpha \eta h^\alpha I^{k^{\alpha-2}} [\xi(1 + \tau) - 1](\alpha - 1)[\theta A + I^f(1 - \theta)]}{2\lambda [1 - \xi(1 + \tau)\theta]^3 - \alpha(\alpha - 1)\eta h^\alpha I^{k^{\alpha-2}} [\xi(1 + \tau) - 1]^2 [1 - \xi(1 + \tau)\theta]} \quad (30)$$

$$Q_3 = -\frac{(r^d + \delta)(1 - \theta)}{2\lambda[1 - \xi(1 + \tau)\theta]^2 - \alpha(\alpha - 1)\eta h^\alpha I^{k^{\alpha-2}}[\xi(1 + \tau) - 1]^2} \quad (31)$$

在引入数字金融影响后, ξ 与 I' 以及 ξ 与 I^k 之间依然呈非单调关系, 这与前文的分析结果一致。进一步计算 $\partial I'/\partial \xi$ 和 $\partial I^k/\partial \xi$ 对数字金融 τ 的偏导数 $\partial^2 I'/(\partial \xi \partial \tau)$ 和 $\partial^2 I^k/(\partial \xi \partial \tau)$, 可得如下表达式:

$$\frac{\partial^2 I'}{\partial \xi \partial \tau} = (Q_1 + Q_2 + Q_3) + (1 + \tau) \left[\frac{dQ_1}{d\tau} + \frac{dQ_2}{d\tau} + \frac{dQ_3}{d\tau} \right] \quad (32)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 I^k}{\partial \xi \partial \tau} &= (Q_1 + Q_2 + Q_3) \frac{2\xi(1 + \tau) - \xi^2\theta(1 + \tau)^2 - 1}{[1 - \xi(1 + \tau)\theta]^2} \\ &+ \frac{\xi(1 + \tau)^2 - (1 + \tau)}{1 - \xi(1 + \tau)\theta} \left[\frac{dQ_1}{d\tau} + \frac{dQ_2}{d\tau} + \frac{dQ_3}{d\tau} \right] \end{aligned} \quad (33)$$

虽然 $(Q_1 + Q_2 + Q_3)$ 的符号不确定, $dQ_1/d\tau$ 与 $dQ_2/d\tau$ 的符号也不确定, 但 Q_3 与 $dQ_3/d\tau$ 的符号与 r^d 有关, 所以数字金融能够调节货币政策对“预防性储蓄”动机的影响效果。其内在原因是: 紧缩货币政策会使得企业外部融资成本提高, 数字金融可以增加企业金融资产投资便利性, 对于融资约束较大的企业, 数字金融可以帮助其在紧缩货币政策影响下进一步增加金融资产投资, 并降低经营资产投资; 而对于融资约束较小的企业, 数字金融为其提供了更多实体投资的机会, 并使其可以通过数字金融平台, 获取更广泛的市场信息。这就使得数字金融可以帮助融资约束较小的企业在紧缩货币政策影响下进一步增加经营资产投资, 降低金融资产投资。

虽然宽松货币政策可以提供更多流动性和融资机会, 但传统金融服务在满足长尾客户的融资需求方面仍存在一定的不足。数字金融可以进一步弥补传统金融服务的短板, 降低金融服务门槛和服务成本, 使得融资需求难以被满足的企业在宽松货币政策的影响下更容易获得所需资金, 从而投入生产经营中。同时, 数字金融利用数字技术实现了金融产品和服务的创新, 为融资约束较小的企业储备多余流动性提供了丰富多样的金融工具。关于数字金融调节货币政策影响“预防性储蓄”动机的具体作用效果, 将在实证部分做进一步的检验。据此, 本文提出:

假说5: 数字金融能够调节货币政策对“预防性储蓄”动机的影响, 且不同货币政策条件下调节作用存在差异。

(3) 数字金融对货币政策影响“投资替代”动机的调节效应。同样, 首先计算引入数字金融因素后的 $\partial I'/\partial h$, 并计算其对数字金融 τ 的偏导数 $\partial^2 I'/(\partial h \partial \tau)$ 。将产能利用率 h 与融资约束 ξ 同时引入式(21)中, 并对 h 求导, 可得:

$$\frac{\partial I'}{\partial h} = \frac{\alpha^2 \eta h^{\alpha-1}}{2\lambda I^{k^{\alpha-2}} \frac{1 - \xi(1 + \tau)\theta}{\xi(1 + \tau) - 1} - \alpha(\alpha - 1)\eta h^\alpha \frac{\xi(1 + \tau) - 1}{[1 - \xi(1 + \tau)\theta] I^k}} < 0 \quad (34)$$

$$\frac{\partial I^k}{\partial h} = \frac{\partial I^k}{\partial I'} \times \frac{\partial I'}{\partial h} = \frac{\alpha^2 \eta h^{\alpha-1}}{2\lambda I^{k^{\alpha-2}} \left[\frac{1 - \xi(1 + \tau)\theta}{\xi(1 + \tau) - 1} \right]^2 - \alpha(\alpha - 1)\eta I^{k^{\alpha-1}} h^\alpha} > 0 \quad (35)$$

在引入数字金融影响后, h 与 I' 以及 h 与 I^k 之间依然均呈单调关系。为探究数字金融对上述关系的调节效果, 进一步计算 $\partial I'/\partial h$ 和 $\partial I^k/\partial h$ 对数字金融 τ 的偏导数 $\partial^2 I'/(\partial h \partial \tau)$ 和 $\partial^2 I^k/(\partial h \partial \tau)$, 可得:

$$\frac{\partial^2 I'}{\partial h \partial \tau} = -\alpha^2 \eta h^{\alpha-1} \frac{2\lambda \xi (I^k)^{-\alpha} \left[(1 - \alpha) \frac{X}{V} + \frac{(\theta - I) I^k}{W} \right] - \frac{U \xi (I^k)^{-1} \left[-\frac{XW}{V} + I^k (I - \theta) \right]}{\left[2\lambda I^{k^{\alpha-2}} \frac{V}{W} - \frac{UW}{V} \right]^2} \quad (36)$$

$$\frac{\partial^2 I^k}{\partial h \partial \tau} = -\alpha^2 \eta h^{\alpha-1} \frac{2\lambda \xi (I^k)^{-\alpha} \left[(1-\alpha)X + \frac{2I^k(\theta-I)V}{W} \right] + \frac{U\xi(I^k)^{-1}}{V^2} X}{\left[2\lambda I^{k-\alpha} \left(\frac{V}{W} \right)^2 - U \right]^2} \quad (37)$$

$$U = \alpha(\alpha-1)\eta I^{k-1} h^\alpha \quad (38)$$

$$V = 1 - \xi(1+\tau)\theta \quad (39)$$

$$W = \xi(1+\tau) - 1 \quad (40)$$

$$X = I^f(1-\theta) + \theta A \quad (41)$$

由式(36)—(41)可知,数字金融能够调节货币政策对实体企业金融资产投资“投资替代”动机的影响效果。虽然 r^d 不会对 $\partial^2 I^f / (\partial h \partial \tau)$ 和 $\partial^2 I^k / (\partial h \partial \tau)$ 直接产生影响,但可以通过影响 ξ 对 $\partial^2 I^f / (\partial h \partial \tau)$ 和 $\partial^2 I^k / (\partial h \partial \tau)$ 产生间接作用。 $\partial^2 I^f / (\partial h \partial \tau)$ 和 $\partial^2 I^k / (\partial h \partial \tau)$ 的符号无法确定,说明在不同货币政策影响下,数字金融的调节效果也存在差异。其原因可能是:一方面,数字金融使企业能够根据金融资产投资的需求和预期回报进行更灵活的投资决策,从而强化宽松货币政策对“投资替代”动机的影响。另一方面,数字金融能够通过提供多样融资工具来缓解高成本借款对实体投资利润率的潜在压力。这会鼓励企业积极获取所需资金,并将其投入生产经营中,以增强企业生产能力和市场竞争力。由此,便会抑制紧缩货币政策对“投资替代”动机的影响。关于数字金融调节货币政策影响“投资替代”动机的具体效果,将在实证分析部分做进一步的检验。据此,本文提出:

假说6:数字金融能够调节货币政策对“投资替代”动机的影响,且不同货币政策条件下调节作用存在差异。

三、研究设计

1. 计量模型设定

在研究货币政策对金融资产投资动机的影响之前,应先检验货币政策是否影响企业金融资产投资,以及数字金融对这一影响关系是否存在调节效应。为此,首先构建如下回归模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MP_t + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + k_n + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (42)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 MP_t + \beta_2 Dige_{it} + \beta_3 MP_t \times Dige_{it} + \beta_4 X_{it} + \mu_i + k_n + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (43)$$

其中, i 和 t 分别代表企业和年份, Y_{it} 为本文被解释变量,以企业金融投资水平和实体投资水平作为代理变量, MP_t 表示货币政策冲击, $Dige_{it}$ 表示数字金融发展水平, X_{it} 表示一系列控制变量, μ_i 、 k_n 和 σ_t 分别为企业、行业和年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。^①

其次,为验证不同货币政策是否能够对实体企业金融资产投资的“预防性储蓄”和“投资替代”动机产生异质性影响,本文构建如下面板门槛模型:

$$Y_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 MOT_{it} \cdot I(MP_t \leq \pi_1) + \varphi_2 MOT_{it} \cdot I(\pi_1 < MP_t \leq \pi_2) + \dots + \varphi_{m+1} MOT_{it} \cdot I(\pi_m < MP_t) + \varphi_{m+2} X_{it} + \mu_i + k_n + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (44)$$

其中, MOT_{it} 为受门槛变量影响的核心解释变量,在本文中为企业的融资约束和产能利用率;门槛变量为货币政策代理变量 MP_t , $I(\cdot)$ 为示性函数,当门槛变量 MP_t 的取值满足条件时 $I(\cdot)=1$,不满

^① 由于研究样本中企业存在行业异质性,且较多企业存在跨行业变动,因此,本文同时控制企业、行业和年份固定效应,能够尽可能地吸收固定效应,使得回归结果更稳健。

足条件时 $I(\cdot)=0$ 。为探究货币政策对“预防性储蓄”和“投资替代”动机的影响,首先将融资约束和产能利用率分别作为核心解释变量纳入式(44)中,接着将二者同时作为核心解释变量纳入上述模型中,以检验在考虑货币政策同时影响两种动机时,回归结果是否会发生变化。

再次,以数字金融为调节变量,检验其对货币政策影响实体企业金融资产投资动机的调节效应。参考马勇和姚驰(2021)的方法,构建含有交乘项的面板门槛回归模型,具体如下:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \zeta_0 + \zeta_1 MOT_{it} \cdot I(MP_t \leq \nu_1) + \zeta_2 MOT_{it} \cdot I(\nu_1 < MP_t \leq \nu_2) + \dots + \zeta_{m+1} MOT_{it} \cdot I(\nu_m < MP_t) \\
 & + \zeta_{m+2} Dige_{it} \cdot I(MP_t \leq \nu_1) + \zeta_{m+3} Dige_{it} \cdot I(\nu_1 < MP_t \leq \nu_2) + \dots + \zeta_{2m+2} Dige_{it} \cdot I(\nu_m < MP_t) \\
 & + \zeta_{2m+3} MOT_{it} \cdot Dige_{it} \cdot I(MP_t \leq \nu_1) + \zeta_{2m+4} MOT_{it} \cdot Dige_{it} \cdot I(\nu_1 < MP_t \leq \nu_2) + \dots \\
 & + \zeta_{3m+3} MOT_{it} \cdot Dige_{it} \cdot I(\nu_m < MP_t) + \zeta_{3m+4} X_{it} + \mu_i + k_n + \sigma_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (45)$$

其中, MOT_{it} 、 $Dige_{it}$ 和 $MOT_{it} \cdot Dige_{it}$ 均为式(45)中受门槛变量影响的核心解释变量。与式(44)的计算方法类似,将融资约束和产能利用率作为 MOT_{it} 的代理变量纳入式(45)中。

2. 变量测度与说明

(1)被解释变量:金融资产投资(Fin)。基于企业资产负债表明细科目,用企业持有金融资产与总资产的比值来反映企业金融资产投资情况。借鉴杜勇等(2017)、周弘等(2020)的做法,将资产负债表中交易性金融资产、衍生金融资产、持有至到期投资、可供出售金融资产、买入返售金融资产、发放贷款及垫款、投资性房地产以及长期股权投资科目纳入金融资产投资的范畴。同时,投资动机的差异不仅体现在金融资产投资规模上,还会体现在金融资产配置结构上^①。本文参照彭俞超等(2018)、谭德凯和田利辉(2021)的研究,将资产负债表中排序在可供出售金融资产前的项目视为短期交易金融资产($Finshort$),之后的视为长期稳定金融资产($Finlong$)。

经营资产投资(Fix)。借鉴胡奕明等(2017)的研究,本文将企业所持有的经营资产作为实体投资活动的表现形式。据中国注册会计师协会的定义,参照新旧《企业会计准则》,本文计算的企业经营资产包括货币资金、存货、固定资产净值、无形资产净值、在建工程、工程物资、应收账款、预付账款、合同资产、开发支出等,并用年末总资产进行标准化处理。

(2)解释变量:货币政策(MP)。当前,央行开始逐渐推动货币政策调控框架从以数量型调控为主向以价格型调控为主转变。因此,本文选择中国货币市场中具有代表性的利率指标即上海银行同业拆借利率($Shibor$)作为货币政策的代理变量。

融资约束(KZ)。现有研究在度量企业融资约束时主要采用诸如 KZ 指数、 WW 指数以及 SA 指数等综合指数。本文参考彭俞超等(2018)研究,使用 KZ 指数作为企业融资约束的代理变量,该指数值越大,表明企业所面临的融资约束程度越大。

产能利用率(CU)。该指标表示企业实际产出占潜在生产能力的比重。本文参考曲玥(2015)、李雪松等(2017)的做法,通过估计生产函数的前沿面,将该前沿看作产业的潜在最大产出水平,进而用实际产出与前沿产出的比值表示企业产能利用率。

(3)调节变量:数字金融($Dige$)。本文参考李春涛等(2020)、宋敏等(2021)的研究,综合百度搜索指数和金融科技数量两种方法构建地市级层面的数字金融发展指数。数字金融关键词词库的构造基于“资源配置渠道”“支付结算渠道”“技术基础渠道”“风险管理渠道”和“网络渠道”这五个维度^②。

① 如果企业投资金融资产主要出于“预防性储蓄”动机,则其可能更倾向于投资风险较低、流动性较强的短期交易型金融资产。如果企业持有金融资产主要是出于“投资替代”动机,则其可能更倾向于投资价值稳定的长期稳定金融资产(彭俞超等,2018;谭德凯和田利辉,2021)。

② 数字金融各维度包含的具体关键词参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

因存在新闻重复转发等问题,单纯利用百度搜索指数构建的数字金融指数易产生偏差。为弥补该缺陷,加入地级市层面的金融科技企业数量来综合衡量各地级市的数字金融发展水平。

(4)控制变量。参考已有文献,微观层面控制变量包括反映企业经营情况和企业管理层情况的诸多变量,宏观层面包括企业所在地的地区生产总值和企业所在地户籍人口数^①。

3. 数据来源与描述性统计

本文利用2011—2021年中国沪深两市A股上市公司的数据为初选样本,并剔除以下样本:①金融业和房地产业的企业;②上市时间不足5年的企业;③被ST和*ST处理的企业;④数据存在严重缺失的企业,最终得到27198个研究样本。企业的相关财务数据来自CSMAR数据库,货币政策相关指标来自Wind数据库,宏观控制变量数据来源于中经网数据库。根据描述性统计分析结果可以发现,在研究样本中,至少3/4以上的观测样本进行了金融资产投资、金融资产投资和经营资产投资情况差距较大、不同企业之间融资约束和产能利用率也存在较大差异^②。

四、货币政策对金融资产投资动机的异质性影响

1. 先验性分析

本文首先对货币政策是否会影响企业金融资产投资,以及数字金融是否对这一影响存在调节效应进行检验。这是研究货币政策与金融资产投资动机之间关系的基础。检验结果如表1所示。

表1 先验性分析:货币政策对实体企业金融资产投资的影响及数字金融的调节效应

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Fin</i>	<i>Finshort</i>	<i>Finlong</i>	<i>Fix</i>	<i>Fin</i>	<i>Finshort</i>	<i>Finlong</i>	<i>Fix</i>
<i>Shibor</i>	-0.0330*** (-9.4476)	-0.0151*** (-6.9303)	-0.0178*** (-6.2295)	0.0684*** (15.4039)	-0.0280*** (-7.9222)	-0.0118*** (-5.2998)	-0.0163*** (-5.5091)	0.0631*** (13.8139)
<i>Dige</i>					0.0031*** (3.9509)	0.0021*** (4.0976)	0.0010* (1.6898)	-0.0033*** (-3.4260)
<i>Shibor</i> × <i>Dige</i>					-0.0005* (-1.6721)	-0.0004* (-1.6624)	-0.0001 (-0.6835)	0.0006 (1.6396)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.1745** (2.5019)	0.0030 (0.0684)	0.1715*** (2.9853)	0.8625*** (9.1339)	0.2020*** (2.8312)	0.0196 (0.4282)	0.1824*** (3.1244)	0.8378*** (8.6533)
调整 R ²	0.0816	0.0764	0.0673	0.2680	0.0840	0.0783	0.0679	0.2692
N	27198	27198	27198	27198	27198	27198	27198	27198

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为t值,经过了Robust异方差处理。以下各表同。

表1中第(1)—(4)列的回归结果显示,不论被解释变量为哪种类型的金融资产,货币政策代理变量*Shibor*的回归系数均显著为负;当被解释变量为经营资产(*Fix*)时,*Shibor*的回归系数显著为

① 控制变量的具体名称、定义及衡量方法参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 描述性统计具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

正。宽松的货币政策通过降低利率和增加货币供给,提高了企业信贷资源的可获得性,这为企业投资金融资产提供了资金支持。在短期内,宽松的货币政策所释放出的流动性会在金融系统内空转,从而削弱货币政策提振实体经济的传导效果。综上,假说1得到验证。

表1中第(5)一(8)列显示了将数字金融(*Dige*)以及货币政策与数字金融的交乘项(*Shibor*×*Dige*)进一步加入模型后的回归结果。当被解释变量为全部金融资产(*Fin*)和短期金融资产(*Finshort*)时,交乘项的回归系数均显著为负。当被解释变量为长期金融资产(*Finlong*)和经营资产(*Fix*)时,交乘项的回归系数不显著。这部分支持了假说4,即数字金融的发展能够调节货币政策对企业金融资产投资的影响。然而,对于长期金融资产投资而言,数字金融的整体促进作用却不明显。对于这一现象,后文研究数字金融对货币政策影响实体企业金融资产投资“投资替代”动机部分将做进一步探讨。

2. 不同货币政策对金融资产投资动机影响差异的分析

为了对假说2和假说3进行检验,本文分别将融资约束(*KZ*)和产能利用率(*CU*)作为解释变量,以货币政策代理变量*Shibor*作为门槛变量,代入式(44)中进行回归分析。

在对门槛的存在性以及门槛模型的形式进行检验之后^①,对货币政策影响实体企业金融资产投资动机的具体表现进行分析,结果如表2所示。其中,第(1)一(4)列是货币政策对“预防性储蓄”动机影响的回归结果。当*Shibor*处在1.9581和2.1828附近时,融资约束对企业全部金融资产投资和短期金融资产投资的影响均发生了显著的变化。当*Shibor*处于(0,1.9581]区间时,融资约束对全部金融资产和短期金融资产的回归系数都显著为负,对经营资产投资的回归系数显著为正。

表2 分别考虑“预防性储蓄”和“投资替代”动机的面板门槛模型回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	被解释变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Fin</i>	<i>Finshort</i>	<i>Finlong</i>	<i>Fix</i>		<i>Fin</i>	<i>Finshort</i>	<i>Finlong</i>	<i>Fix</i>
门槛值	$\pi_1=1.9581$ $\pi_2=2.1828$	$\pi_1=1.9581$ $\pi_2=2.1828$	不存在 门槛效应	$\pi_1=2.1828$	门槛值	$\vartheta_1=1.9581$ $\vartheta_2=2.6266$	$\vartheta_1=1.9581$ $\vartheta_2=2.6266$ $\vartheta_3=2.7724$	$\vartheta_1=1.9581$	$\vartheta_1=1.9581$ $\vartheta_2=2.6266$
<i>KZ</i>					<i>CU</i>				
(0, π_1]	-0.0044*** (-9.6455)	-0.0078*** (-22.1594)	0.0032*** (9.6925)	0.0014*** (2.8871)	(0, ϑ_1]	-0.0254* (-1.6641)	-0.0017 (-0.1442)	-0.0268** (-2.4467)	0.2617*** (12.8466)
(π_1 , π_2]	-0.0006 (-1.4885)	-0.0029*** (-8.8232)	0.0015*** (4.1355)	-0.0029*** (-6.3397)	(ϑ_1 , ϑ_2]	-0.0427*** (-2.8049)	-0.0063 (-0.5212)	-0.0406*** (-3.7085)	0.3066*** (15.0902)
(π_2 , +∞)	0.0035*** (10.2026)	0.0010*** (3.8732)	0.0028*** (11.4282)		(ϑ_2 , ϑ_3]	-0.0647*** (-4.2895)	-0.0146 (-1.2166)		0.3486*** (17.3153)
					(ϑ_3 , +∞)		-0.0261** (-2.2004)		
控制变量	是	是	是	是	控制变量	是	是	是	是
调整 R ²	0.0728	0.0931	0.0525	0.2221	调整 R ²	0.0674	0.0663	0.0514	0.2501
N	27198	27198	27198	27198	N	27198	27198	27198	27198

在宽松货币政策影响下,融资约束较小的企业会表现出较强的“预防性储蓄”动机,倾向于将其生产经营所必需的流动性通过投资金融资产储存起来。而对于融资约束较大的企业,虽然宽

① 门槛效应检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

松货币政策使得银行可配给的信贷资源增多,但银行出于防范风险考虑,往往只愿意向这些企业提供短期信贷(Fan et al., 2012),这对企业的短期流动性形成一定的补充。同时,货币政策宽松度提高表示政府有意刺激实体经济,这一政策信号有助于形成高涨的投资者情绪(张前程和杨德才, 2015)。当公司面临较好的投资机会时,宽松货币政策使得这一投资机会能够更好地引导公司的投资决策(靳庆鲁等, 2012)。此时,融资约束较大的企业出于维持企业长期稳定经营的考虑,会倾向于增加实体投资。当 *Shibor* 处于(1.9581, 2.1828]区间时,融资约束对全部金融资产的回归系数不显著,对短期金融资产的回归系数依然显著为负,对经营资产投资的回归系数显著为正。

货币政策紧缩会导致货币供应减少和融资成本上升,使得融资约束较大的企业面临较强的流动性压力,短期流动资金管理需求增加。*Shibor* 处于(2.1828, +∞)区间时,融资约束对全部金融资产和短期金融资产的回归系数显著为正,对经营资产的回归系数显著为负。融资约束较大的企业会倾向于在短期内增加金融投资并降低实体投资,以把握未来的投资机会。与此相对,融资约束较小企业可以通过出售其在货币政策宽松时期储备的金融资产,迅速补充流动性,以实现投资的跨期平滑。综上可知,实体企业金融资产投资的“预防性储蓄”动机主要表现在其对短期交易金融资产的投资上,且回归结果支持假说2。

表2的第(5)一(8)列展示了货币政策对“投资替代”动机影响的回归结果。产能利用率对企业全部金融资产和长期金融资产投资的影响始终显著为负,对经营资产投资的影响始终显著为正,而对短期金融资产投资只在 *Shibor* > 2.7724 时显著为负。

实体企业金融资产投资的“投资替代”动机主要表现在其对长期稳定金融资产的投资上。当 *Shibor* < 1.9581 时,产能利用率较低的企业倾向于将部分资金从经营资产投资转移到价格长期稳定的金融资产投资上。随着货币政策利率 *Shibor* 的不断增大,产能利用率对各种类型投资回归系数的绝对值都不断增加,但系数的方向始终没有发生变化。这表明,在不同货币政策的影响下,实体企业金融资产投资的“投资替代”动机始终存在。而随着货币政策收紧,企业的融资成本不断上升。实体回报率较低的企业由于难以获得低成本的融资,其实体投资的收益空间被进一步挤压,通过投资金融资产进行资本套利的意愿也会变得更强。综上,假说3得到验证。

由于实体企业金融资产投资的“预防性储蓄”和“投资替代”动机是同时存在的,本文进一步将融资约束(*KZ*)和产能利用率(*CU*)同时作为解释变量代入式(44)中进行回归。回归结果在系数大小和显著性方面并没有明显的改变^①,表明前文估计的结果是稳健可靠的。

3. 内生性分析^②

前文的回归中可能存在因遗漏变量和反向因果而带来的内生性问题。对于上述问题,本文采用以下方法加以缓解:

(1) 遗漏变量的解决。本文在回归模型中加入被解释变量的滞后项作为部分遗漏变量的代理变量。回归结果与前文基本一致。

(2) 反向因果的解决。①基于实体企业的投资行为效率,本文将研究样本分为投资过度组和投资不足组。企业如果存在投资过度,则可能导致资产流动性不足,最终使企业面临较为严重的融资约束。而企业如果存在投资不足,可能造成企业未来持续经营的可用资源短缺,使得企业的产能利用率下降。分组回归结果显示,无论是在投资过度组还是在投资不足组,回归结果与前文的发现基

① 回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 内生性分析结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

本一致。②采用核心解释变量融资约束和产能利用率的滞后期作为核心解释变量做回归分析。研究发现,所得出的结论与前文的回归结果基本一致。

(3)使用工具变量解决内生性。本文参照李梅和柳士昌(2012)的研究方法,首先根据面板门槛模型进行门槛值估计,然后根据相应门槛值划分样本区间,最后通过工具变量法对按照门槛值划分的子样本进行分样本回归。工具变量回归结果与前文的回归结果基本一致。

4. 稳健性分析^①

(1)改变变量的度量方式。本文分别调整了货币政策、融资约束和产能利用率以及企业金融资产投资的度量方式。①对于货币政策,本文选择法定存款准备金率作为货币政策的替换指标。②对于融资约束和产能利用率,本文借鉴王宜峰等(2015)的研究,改用企业经营现金流与总资产的比值作为融资约束的代理变量,借鉴李雪松等(2017)、丁志国等(2020)的研究,改用总资产周转率作为产能利用率的替代变量。③对于企业金融资产投资水平,考虑到中国影子银行业务的规模小,将“发放贷款和垫款”科目排除在实体企业金融资产投资之外,对前文的回归结果进行检验。通过使用这三种方法分别改变变量的度量方式后得到的回归结果依然与前文的结果一致。

(2)改变样本范围。为对受货币政策影响较大的中小企业进行有针对性地分析,本文将研究样本更换为创业板和中小板企业。研究发现,以创业板和中小板实体企业为研究对象的回归结果与以主板上市实体企业为研究对象的回归结果基本一致。

(3)剔除直辖市的企业。直辖市是省级行政单位,可能受到特殊政策和经济环境的影响。剔除了所在地为直辖市的企业后,回归结果依然与前文的结果一致。

五、数字金融对货币政策影响实体企业金融资产投资动机的调节效应

由于信息不对称等金融摩擦问题的存在,企业往往会面临较高的外部融资成本。数字金融提供了更加高效、便捷和透明的金融服务,使企业能够更容易获得全面且准确的信息,减少了信息不对称问题。在此背景下,综合考虑宏观货币政策和数字金融对实体企业金融资产投资动机的影响,对于厘清实体企业金融资产投资的动机进而实现政策实践优化至关重要。

为了对假说5和假说6进行检验,本文分别将融资约束(KZ)、数字金融($Dige$)和融资约束与数字金融的交乘项($KZ \times Dige$),以及产能利用率(CU)、数字金融($Dige$)和产能利用率与数字金融的交乘项($CU \times Dige$)作为解释变量,代入式(45)中进行回归分析。

在分别对面板门槛的存在性以及面板门槛模型的形式进行检验后^②,本文通过含交乘项的面板门槛回归模型分析数字金融对货币政策影响“预防性储蓄”动机的调节作用,如表3中第(1)一(4)列所示,结果支持假说5。在货币政策代理变量 $Shibor$ 处于 $(0, 1.9581]$ 区间时,数字金融发展的程度越高,融资约束对实体企业全部金融资产投资(Fin)和短期金融资产($Finshort$)的负向影响作用越强。宽松的货币政策虽然会使得市场上可用资金的规模增加,然而企业融资难、融资贵的问题依然存在。数字金融可以有效补足传统金融服务的短板,使得在传统金融体系中融资需求难以被满足的高融资约束企业可以获得更多的信贷资金(Shen and Huang, 2016),并进一步投入实体投资项目中。但同时,数字金融对金融服务行业的技术革新也推动了金融产品和服务的创新。这为融

① 稳健性分析结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 门槛效应检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表3 数字金融调节货币政策对实体经济金融资产投资动机影响的
面板门槛模型回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	被解释变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Fin</i>	<i>Finshort</i>	<i>Finlong</i>	<i>Fix</i>		<i>Fin</i>	<i>Finshort</i>	<i>Finlong</i>	<i>Fix</i>
门槛值	$v_1=1.9581$ $v_2=2.6266$	$v_1=1.9581$ $v_2=2.6266$	$v_1=1.9581$	$v_1=1.9581$ $v_2=2.6266$ $v_3=2.7724$	门槛值	$v_1=1.9581$ $v_2=2.6266$ $v_3=2.7724$	$v_1=1.9581$ $v_2=2.6266$ $v_3=2.7724$	$v_1=1.9581$	$v_1=1.9581$ $v_2=2.6266$
<i>KZ</i>					<i>CU</i>				
(0, v_1]	-0.0043*** (-6.3810)	-0.0075*** (-14.3814)	0.0031*** (6.2975)	0.0018** (2.0439)	(0, v_1]	-0.0193 (-1.0932)	-0.0007 (-0.0466)	-0.0271** (-2.1793)	0.1979*** (8.4101)
(v_1, v_2]	0.0011** (2.1890)	-0.0011*** (-2.7827)	0.0025*** (8.3064)	-0.0008 (-1.1789)	(v_1, v_2]	-0.0362** (-2.0507)	-0.0064 (-0.4531)	-0.0397*** (-3.1988)	0.2402*** (10.2288)
(v_2, v_3]	0.0025*** (5.2039)	0.0003 (0.7025)		-0.0016 (-1.2324)	(v_2, v_3]	-0.0543*** (-3.1097)	-0.0109 (-0.7626)		0.2816*** (12.1075)
($v_3, +\infty$)				-0.0021*** (-2.9574)	($v_3, +\infty$)		-0.0210 (-1.4948)		
<i>Dige</i>					<i>Dige</i>				
(0, v_1]	0.0038*** (11.4961)	0.0027*** (10.7020)	0.0013*** (5.8772)	-0.0039*** (-7.8316)	(0, v_1]	0.0038*** (2.7297)	-0.0010 (-0.8695)	0.0039*** (3.9189)	-0.0129*** (-6.8632)
(v_1, v_2]	0.0017*** (6.4255)	0.0016*** (7.8997)	0.0002 (1.3555)	-0.0005 (-1.1286)	(v_1, v_2]	0.0030** (2.4841)	0.0033*** (3.3836)	-0.0010 (-1.2235)	-0.0111*** (-6.9319)
(v_2, v_3]	0.0000 (0.0731)	0.0004 (1.3585)		0.0022*** (4.0913)	(v_2, v_3]	-0.0061*** (-2.7682)	-0.0032* (-1.7078)		0.0016 (0.5543)
($v_3, +\infty$)				0.0052*** (6.1963)	($v_3, +\infty$)		-0.0091*** (-3.6651)		
<i>KZ</i> × <i>Dige</i>					<i>CU</i> × <i>Dige</i>				
(0, v_1]	-0.0003*** (-3.3793)	-0.0002*** (-2.8819)	-0.0001* (-1.8622)	0.0006*** (5.1508)	(0, v_1]	-0.0029 (-1.4533)	0.0027* (1.7167)	-0.0046*** (-3.2849)	0.0167*** (6.2801)
(v_1, v_2]	-0.0000 (-0.6367)	-0.0001 (-1.1489)	0.0000 (0.6232)	0.0002** (2.3029)	(v_1, v_2]	-0.0022 (-1.2803)	-0.0034** (-2.4324)	0.0020* (1.6496)	0.0149*** (6.5636)
(v_2, v_3]	0.0005*** (4.7690)	0.0004*** (5.1251)		-0.0003* (-1.7793)	(v_2, v_3]	0.0102*** (3.2855)	0.0052** (1.9638)		-0.0027 (-0.6612)
($v_3, +\infty$)				-0.0009*** (-4.8570)	($v_3, +\infty$)		0.0131*** (3.7534)		
控制变量	是	是	是	是	控制变量	是	是	是	是
调整R ²	0.0835	0.0995	0.0556	0.2406	调整R ²	0.0708	0.0715	0.0534	0.2541
N	27198	27198	27198	27198	N	27198	27198	27198	27198

资约束较小的企业储备宽松货币政策带来的剩余流动性提供了更多的便利。当货币政策代理变量 *Shibor* 处于 (1.9581, 2.6266] 区间时, 数字金融对融资约束与实体经济全部金融资产投资 (*Fin*)、短期金融资产投资 (*Finshort*) 以及长期金融资产投资 (*Finlong*) 之间的影响均不显著。而当货币政策代理变量 *Shibor* 越过 2.6266 之后, 数字金融发展程度越高, 融资约束对实体经济全部金融资产投资 (*Fin*) 和短期金融资产 (*Finshort*) 的正向影响作用越强, 对经营资产投资 (*Fix*) 的负向影响作用也越强。紧缩性货币政策使得市场上可用资金规模减少, 数字金融的发展丰富了企业投资金融产品的

多样性和便利性,增强了融资约束较大企业金融资产投资的“预防性储蓄”动机,并对经营资产投资造成了进一步挤出。而对于融资约束较小的企业,数字金融平台的发展为其获取更多样的实体投资信息提供了便利。这也就使得数字金融可以帮助融资约束较小的企业在紧缩货币政策影响下进一步增加经营资产投资,并降低金融资产投资。

表3中第(5)一(8)列展示了数字金融对货币政策影响“投资替代”动机调节作用的回归结果,该结果验证了假说6。数字金融能够强化宽松货币政策对“投资替代”动机的影响,而抑制紧缩货币政策对“投资替代”动机的影响。具体看,当Shibor处于(0,1.9581]区间时,数字金融发展的程度越高,产能利用率对实体企业短期金融资产投资(*Finshort*)的负向影响越弱,对长期金融资产投资(*Finlong*)的负向影响反而越强。数字金融能够为企业提供更全面、及时和透明的金融信息,使企业能够更好地评估和比较不同投资机会的风险和回报,吸引那些生产能力较差的企业把更多的资金投入向金融市场。但同时,宽松的货币政策也可能导致金融泡沫的形成。因此,出于风险规避的考虑,企业可能更倾向于将资金投资于金融市场中价格相对稳定的长期金融资产而非短期金融资产。在Shibor超过1.9581之后,数字金融发展的程度越高,产能利用率对实体企业全部金融资产(*Fin*)、短期金融资产(*Finshort*)和长期金融资产投资(*Finlong*)的负向影响作用普遍越弱。数字金融的发展为企业提供了更丰富的融资渠道和更多元化的金融工具。即使在货币政策相对紧缩时期,企业仍然能够以较低的成本获取一定数量的资金,缓解了高成本借贷对企业实体投资利润率的挤压。这会鼓励企业积极获取所需资金,并将其投入生产经营中,以增强企业的生产能力和市场竞争力。

考虑到实体企业金融资产投资的“预防性储蓄”和“投资替代”动机是同时存在的,本文将融资约束(*KZ*)和产能利用率(*CU*)同时作为解释变量纳入式(45)中做进一步检验。结果在系数大小和显著性方面并没有明显的改变^①,表明前文估计的结果稳健可靠。

六、结论与政策建议

本文以现有文献关于中国实体企业金融资产投资是否存在“预防性储蓄”动机的争论为出发点,构建了引入货币政策和数字金融因素的企业投资决策模型,在理论和实证两个层面检验不同货币政策对实体企业金融资产投资动机的影响及数字金融对该影响的调节效应。为使研究更加全面,本文还将经营资产投资与金融资产投资做对比分析,从而探究企业进行不同类型投资选择的内在权衡逻辑。研究发现:①实体企业进行金融资产投资,既可能是出于缓解流动性约束的“预防性储蓄”动机,也可能是出于追逐更高利润的“投资替代”动机,“预防性储蓄”亦是中国实体企业进行金融资产投资的重要动机。②在不同的货币政策影响下,“预防性储蓄”和“投资替代”动机的表现存在差异。当受到紧缩货币政策影响时,面临较强融资约束的企业倾向于增加金融投资,减少实体投资,而融资条件较为宽松的企业则倾向于减少金融投资,增加实体投资。在宽松的货币政策影响下,融资约束不同的企业“预防性储蓄”动机表现则相反。在不同货币政策影响下,“投资替代”动机始终存在。相对于宽松货币政策,紧缩货币政策对该动机的增强作用更加明显。③数字金融能够调节货币政策对金融资产投资两种动机的影响。对于“预防性储蓄”动机,数字金融能够促使融资约束较小企业在宽松货币政策影响下进一步增加金融资产投资,并促使融资约束较大企业在紧缩货币政策影响下进一步增加金融资产投资。对于“投资替代”动机,数字金融能够抑制紧缩货币政

^① 回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

策对该动机的影响,而强化宽松货币政策对该动机的影响。基于上述结论,本文提出如下政策建议:

(1) 正确认识和引导实体企业金融资产投资,为实体经济长期健康发展提供动力。实体企业基于“预防性储蓄”动机进行适度的金融资产投资,通常是为了降低风险和保障流动性。然而,宽松货币政策所带来的流动性会更容易流向那些信贷优势企业,这些企业倾向于将多余的流动性通过投资金融资产储存起来,造成资金短期内在金融领域内循环。政府可以通过采取一系列措施来加强监管和监控,以确保信贷资源的公平分配和合理使用。实体企业基于“投资替代”动机而进行的金融资产投资是为了获取更高的收益,而非服务其主营业务。监管部门应该制定相关政策和规范,控制实体企业对热门金融资产的过度追逐,限制企业对高风险、高杠杆金融产品的投资。

(2) 抑制实体企业“脱实向虚”相关政策的制定应该依据金融资产投资动机的不同特征“对症下药”。在货币政策宽松时期,政府应当向面临较强融资约束的企业在实体经济领域投资提供优惠政策,如提供专项贷款或担保费用减免等。通过优化投资环境,提高企业在实体经济领域的投资信心和积极性。加强对金融市场和金融机构的监管和引导,确保监管制度和监察制度有效执行。在货币政策紧缩时期,政府应当采取措施提高实体项目获得贷款的优先级并扩大长期低成本贷款规模。增加对战略性新兴产业和公益型行业技术创新的支持。这包括设立专项资金、提供科研项目资助、建立科技创新孵化基地等。在货币政策有效性下降的背景下,重视预期管理的作用。应拓宽央行与市场沟通的途径,提高货币政策的透明度,让市场参与者更清楚地了解货币政策的走向和决策依据。

(3) 推动数字金融体系建设,提高货币政策对实体经济的支持力度。具体措施如下:①加强金融业务的数字化。数字技术的广泛应用可以促进金融产品和金融服务的创新和发展,降低金融服务门槛,提高金融服务的覆盖面。②促进数字金融与监管科技的协同发展。监管机构应根据数字金融的发展特点及时制定相应的监管政策。③推动金融科技创新。金融科技可以通过大数据、人工智能等技术,提供更加精准和全面的数据支持,帮助央行更好地了解经济走势和通货膨胀预期,提高货币政策的针对性和适应性。④支持金融机构数字化转型。政府可以加强对金融机构数字化转型的支持,提高金融机构服务水平和效率,实现数字经济与实体经济良性互动。

〔参考文献〕

- [1] 丁志国,张炎炎,任浩锋. 供给侧结构性改革的“去产能”效应测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, (7): 3-25.
- [2] 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.
- [3] 段军山,庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2021, (1): 155-173.
- [4] 公衍磊,邓辛,杨金强. 全要素生产率、产能利用率与企业金融资源配置——基于中国上市企业委托贷款公告数据的经验分析[J]. 金融研究, 2020, (7): 57-74.
- [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] 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.
- [7] 靳庆鲁,孔祥,侯青川. 货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J]. 经济研究, 2012, (5): 96-106.
- [8] 李春涛,闫续文,宋敏,杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020, (1): 81-98.
- [9] 李梅,柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分

- 析[J].管理世界,2012,(1):21-32.
- [10]李雪松,赵宸宇,聂菁.对外投资与企业异质性产能利用率[J].世界经济,2017,(5):73-97.
- [11]陆虹.我国货币政策信贷传导渠道的非对称效应及地区经济影响[J].财经研究,2012,(7):133-144.
- [12]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.
- [13]马勇,姚驰.双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应——基于银行风险承担的视角[J].管理世界,2021,(6):51-69.
- [14]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.
- [15]钱爱民,吴春天,朱大鹏.民营企业混合所有制能促进实体经济“脱虚返实”吗[J].南开管理评论,2023,(1):134-147.
- [16]曲玥.中国工业产能利用率——基于企业数据的测算[J].经济与管理评论,2015,(1):49-56.
- [17]宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021,(4):138-155.
- [18]孙志红,琚望静.数字金融的结构性效应:风险抑制还是推动[J].产业经济研究,2022,(2):128-142.
- [19]谭德凯,田利辉.民间金融发展与企业金融化[J].世界经济,2021,(3):61-85.
- [20]陶长琪,杨雨晴.产能利用率对企业国际产能合作决策的影响研究:来自微观企业的证据[J].世界经济研究,2019,(3):122-134.
- [21]王宜峰,王燕鸣,吴国兵.公司投资对股票收益的影响研究[J].管理评论,2015,(1):103-113.
- [22]杨继生,向镜洁.货币传导异质性与实体经济流动性配置的“马太效应”[J].金融研究,2020,(11):40-57.
- [23]余泳泽.异质性视角下中国省际全要素生产率再估算:1978—2012[J].经济学(季刊),2017,(3):1051-1072.
- [24]战明华,汤颜菲,李帅.数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J].经济研究,2020,(6):22-38.
- [25]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.
- [26]张成思,郑宁.中国实体企业金融化:货币扩张、资本逐利还是风险规避[J].金融研究,2020,(9):1-19.
- [27]张前程,杨德才.货币政策、投资者情绪与企业投资行为[J].中央财经大学学报,2015,(12):57-68.
- [28]周弘,张成思,唐火青.融资约束与实体企业金融化[J].管理科学学报,2020,(12):91-109.
- [29]祝继高,陆正飞.货币政策、企业成长与现金持有水平变化[J].管理世界,2009,(3):152-158.
- [30]Chen, D., Y. Zhu, N. Zhou, and M. Xing. Impacts of Environmental Uncertainty on Degree of Enterprise Financialization and the Moderating Role of Executive Incentives[J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2023, 11: 1170596.
- [31]Davis, L. E. Financialization and Investment: A Survey of the Empirical Literature [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2017, 31(5): 1332-1358.
- [32]Epstein, G. Financialization: There's Something Happening Here [R]. Political Economy Research Institute, Working Paper, 2015.
- [33]Fan, J. P. H., S. Titman, and G. Twite. An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47(1): 23-56.
- [34]Kiyotaki, N., and J. Moore. Credit Cycles[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(2): 211-248.
- [35]Shen, Y., and Y. Huang. Introduction to the Special Issue: Internet Finance in China[J]. *China Economic Journal*, 2016, 9(3): 221-224.
- [36]Sun, Q. The Real Effects of Entrusted Lending [R]. Shanghai University of Finance and Economics Working Paper, 2018.

Motivations for Investment in Financial Assets of Entity Enterprises: Heterogeneous Impacts of Monetary Policy and Moderating Effects of Digital Finance

FENG Yong-qi¹, ZHANG Hao-lin¹, Ni Juan²

(1. School of Economics, Jilin University;

2. School of Accounting, Inner Mongolia University of Finance and Economics)

Abstract: Monetary policy plays an important role in stimulating the real economy and can significantly influence the investment and financing behaviors of real enterprises. Understanding the specific mechanisms through which monetary policy affects entity enterprises' investment in financial assets is crucial for policymakers. It allows them to develop targeted countermeasures and policy interventions that can support the real economy, foster sustainable growth, and maintain financial stability. By comprehending these dynamics, policymakers can make informed decisions to steer monetary policy in a manner that aligns with their overarching economic objectives.

This study focuses on the question of whether Chinese entity enterprises exhibit the “precautionary saving” motivation in financial asset investment. To explore this issue, a corporate investment decision-making model is constructed, which integrates factors of monetary policy and digital finance. By utilizing data from listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2011 to 2021, this study aims to investigate the heterogeneous effects of monetary policy on the motivation for financial asset investment among entity enterprises. Furthermore, this study explores the potential moderating effect of digital finance on this relationship. This study intends to provide insights into the complex dynamics between monetary policy, digital finance, and entity enterprises' investment motivation in financial assets.

The findings are as follows. First, both the “precautionary saving” and the “investment substitution” can drive entity enterprises to engage in financial asset investment. Second, there are significant variations in the manifestation of corporate motivation for financial asset investment under different monetary policies. Under the influence of loose monetary policy, enterprises facing lower financing constraints exhibit a stronger propensity to engage in “precautionary saving” through investing financial assets. Enterprises facing higher financing constraints may be more inclined to invest in operating assets. Under the influence of tight monetary policy, the manifestation of the “precautionary saving” motivation across enterprises facing different financing constraints is reversed. For the “investment substitution” motivation, it is apparent under the influence of both loose and tight monetary policy, but tighter monetary policy has a stronger influence on it. Third, digital finance can enhance the heterogeneous effects of different monetary policies on the “precautionary saving” motivation, prompting enterprises facing lower financing constraints to further increase financial assets under loose monetary policy, and enterprises facing higher financing constraints to further increase financial assets under tight monetary policy. While digital finance serves to intensify the influence of loose monetary policy on the “investment substitute” motivation, it can also weaken the impact of tight monetary policy on this motivation.

The contributions of this study are mainly reflected in the following aspects. First, by establishing a theoretical framework for the impact of monetary policy on firms' investment decisions, this study proves that different monetary policies have a heterogeneous impact on firms' motivation to invest in financial assets. Second, by incorporating digital finance into the theoretical model, this study contributes to existing research on digital finance. It not only enriches our understanding of digital finance but also sheds light on the moderating role of digital finance in influencing how monetary policy affects the investment motivation of financial assets among entity enterprises. Third, through comparative analysis of the investment behavior of enterprises in financial and real assets, this study explores the intrinsic relationship between these two fields. This allows us to consider the influence of both external policy conditions and the internal investment drivers of firms.

Keywords: entity enterprise; investment motivation; financial asset investment; monetary policy; digital finance

JEL Classification: L52 G38 M41

[责任编辑:覃毅]