

引文格式: 林钟高, 韦文滔. 经济政策不确定性、行业竞争与企业金融化 [J]. 常州大学学报(社会科学版), 2022, 23 (4): 48-59.

# 经济政策不确定性、行业竞争与企业金融化

林钟高, 韦文滔

**摘要:** 基于行业竞争差异视角, 考察经济政策不确定性对企业金融化的影响及行业竞争差异的调节效应。研究表明: 经济政策不确定性对企业金融化具有抑制作用, 且行业竞争程度越高, 抑制作用越明显。商业信用政策、第二类代理成本在行业竞争程度抑制作用差异中具有中介效应。研究揭示了行业差异视角下经济政策不确定性影响企业金融化的传导路径和内在作用机理, 有助于促进金融业与实体经济融合共生, 实现企业脱虚向实、回归实业的基本目标。

**关键词:** 经济政策不确定性; 行业差异; 企业金融化; 脱虚向实

**作者简介:** 林钟高, 安徽工业大学商学院二级教授、博士研究生导师; 韦文滔, 安徽工业大学商学院硕士研究生。

**基金项目:** 国家自然科学基金面上项目“基于缺陷修复视角的企业内部控制风险免疫能力强化机制研究”(71572002); 国家社会科学基金重点项目“信任嵌入视角下风险投资与企业创新的互动耦合机制研究”(19AJY006); 安徽省自然科学基金一般项目“非正式控制对企业非主观预算松弛的抑制机理与效果研究”(2008085MG230); 安徽省高校研究生科学研究项目“安徽上市公司关系型交易影响企业金融化的机理与效应的比较研究”(YJS20210357)。

**中图分类号:** F275 **文献标志码:** A **Doi:** 10.3969/j.issn.2095-042X.2022.04.006

自2017年全国金融工作会议提出“金融要把为实体经济服务作为出发点和落脚点”以来, 企业金融化现象成为学术界和实务界关注的热点话题。金融化趋势愈演愈烈, 非金融类企业逐步卷入金融市场, 实体企业利润大部分来源于金融投资(理财)渠道而非传统商品生产和贸易, 企业发展呈现“金融化”态势, 经济发展潜藏着较大的系统性风险<sup>[1]</sup>。2021年, 中央经济工作会议强调“保持经济运行在合理区间, 加强和改善宏观调控”。为抵御经济压力下行和新冠疫情的冲击, 国家先后实施了“供给侧结构性改革”“1.5万亿元减税让利”等政策, 以激发市场主体活力、提振实体经济、增强金融服务实体经济的实力。新制度经济学强调, 政策出台的目的在于有效配置资源, 熨平经济周期性波动对市场主体的影响<sup>[2]</sup>。现有研究大多基于金融化动因, 主要包括“蓄水池”动机和“投资替代”动机, 前者以预防储蓄为目的配置金融资产, 后者则是以追逐金融资产的短期收益为目的减少实体投资。而且现有研究主要关注企业金融化对实体经济的“投资替代”动机, 研究金融化对实体经济产生的“挤出”效应<sup>[3]</sup>, 较少关注经济政策不确定性(变动)对企业金融化的影响及其作用机制。对于在经济政策不确定环境下如何实现企业“脱虚向实”、如何实现金融发展为实体经济服务的目标, 学界较少关注。经济政策不确定性不仅影响宏

观经济运行、行业发展走势,而且还是微观企业经营决策、投融资行为的重要依据<sup>[4]</sup>。企业的经营战略受到外部经济政策变化的影响,需要时刻关注政策的调整和导向。那么,经济政策的不确定性是否以及如何影响企业的金融化水平?

问题的重要性还在于,在经济政策不确定环境下,行业竞争这种外部治理机制是如何调节企业金融资产投资行为的?现阶段,中国经济进入“新常态”,不仅不同行业的竞争程度存在较大差异,而且不同行业涉足金融领域的程度也存在很大差异<sup>[5]</sup>。新制度经济学认为,因资源技术、信息知识、交互关联等形成的行业网络关系进一步加深了行业竞争<sup>[6]</sup>。行业竞争越激烈,企业购买理财产品或者投资其他金融资产的偏好越明显,追逐金融领域利润的机会主义倾向越容易出现。当经济政策不确定性提高时,不同行业解读经济政策和应对经济风险的能力也不尽相同。在面临经济政策波动时,竞争力不同的企业对市场风向的判断存在差异。那么,行业竞争作为中观层面的影响因素与公司治理的外部机制,在经济政策不确定性与企业金融化之间究竟发挥什么样的作用?这是我们关注的另一个问题。

基于上述分析,以2009—2020年A股上市公司作为研究样本,运用HUANG Y等<sup>[7]</sup>构建的中国经济政策不确定性指数,检验经济政策不确定性对企业金融化的影响以及行业竞争差异对两者的调节作用。可能的贡献在于:提供不同行业竞争环境下宏观经济政策变化影响企业微观行为(即本文所指的金融资产投资行为)的证据,拓宽企业金融化研究的视角,揭示宏观经济政策与企业微观行为的互动过程及其作用机理,为政府部门制定相应产业政策,加强金融监管,引导企业“脱虚向实”提供理论与实践指导。

## 一、理论分析与研究假设

### (一) 经济政策不确定性与企业金融化

#### 1. 经济政策不确定性抑制企业金融化

从市场层面看,经济政策不确定性加剧了外部市场变动和金融市场风险,缩小金融套利空间,进而引发企业内部现金流不稳定、股票风险溢价上升和价格波动等不良经济后果<sup>[8]</sup>。企业难以预知经济政策的出台时间和实施方向,且政策的实施效果具有一定的滞后性和复杂性。出于风险规避的考虑,企业会实行更为审慎的金融投资策略,金融资产投资意愿下降。

从公司治理层面看,公司治理的不断完善有助于抑制经济政策不确定性对企业金融化的负面影响。随着混合所有制改革的推进,公司治理机制逐步完善,非控股大股东在公司治理中的作用凸显,其所释放的“退出威胁”和“用脚投票”可以有效降低代理成本和管理层的机会主义行为<sup>[9]</sup>。目前,非控股大股东大多为机构投资者,具备丰富的公司治理经验与市场敏感性,具有多元的投资信息渠道和敏锐的投资嗅觉。当经济政策不确定性程度提高时,非控股大股东必定高度关注企业的金融化行为,为防范因过度金融化导致股价波动等经济后果和经济风险,对企业金融资产的配置规模、方向、速度等必然进行严格的管控与监督。作为公司董事会的成员和治理机制,独立董事大多具有丰富的金融(会计)行业背景,尤其是随着新证券法的颁布实施,独立董事的职业风险陡增,独立董事行为更为谨慎。当外部环境不确定性程度增高时,独立董事也必然更加关注公司的金融资产配置,对于高风险的金融投资组合大多持保留或者谨慎态度,倾向于减少金融投资,增加实业投资。

从债权人层面看,经济政策不确定性加剧了债权人和企业之间的信息不对称,债权人难以准

确评估企业真实的信用风险,债权人权益保障意识大大增强<sup>[10]</sup>。譬如,市场上的信息噪声可能会干扰商业银行关于贷款规模、期限、类型等方面的决策,信贷审批程序趋于严格,放贷空间收紧,企业面临“融资难、融资贵”困境<sup>[11]</sup>。从前瞻性和环境不确定等方面综合考虑,监管机构常常要求银行提高贷款损失准备金计提比例,进而强化了企业融资约束,企业信贷可得性降低,企业投资金融资产的意愿和可能性下降<sup>[12]</sup>。

从管理者行为看,金融资产高收益与高风险并存的“双刃剑”属性,决定了管理者需要掌握资本市场投资风向和未来变动趋势,提高金融资产投资风险的驾驭能力,这需要经年累月的高学习成本、沉没成本、信息采集和分析能力,现实中几乎难以做到。尤其当经济政策处于高度不确定性时,管理者出于职位稳定、薪酬考核以及经理人市场威胁等方面的综合考量,往往存在风险规避心理,通常会瞻前顾后或者拖延不决,对未来持悲观态度,进而减小金融资产规模,规避金融资产投资风险<sup>[13]</sup>。

## 2. 经济政策不确定性促进企业金融化

从市场层面看,经济政策不确定性加深了实体投资市场信息的模糊度,影响了市场信息的时效性。市场信息的噪声阻碍了企业获取和辨识与实体投资决策相关的有用信息,企业在实体投资过程中需要付出高昂的信息搜寻成本、调查成本与甄别成本。而且实体投资具有变现差、不可逆和风险叠加的性质,一旦管理层因判断失误而致实体投资失败,企业将面临大规模的沉没成本以及投资价值损失,现实中经常“暴雷”的企业多元化投资失败现象,就是一种典型的表现。因此,经济政策的不确定程度越高,或者经济政策的波动性越大,企业越有可能放弃收益相对不确定、成本和风险较高的实业项目投资,增加金融资产投资。

从管理激励层面看,大多数企业的管理者薪酬激励都与业绩挂钩,管理者为了能在短时间内提升业绩,获得预期薪酬激励,必然选择周期短、回报高的金融资产投资。因为,研发创新等实体项目一般具有周期长、风险高、不确定性大的特点。在经济政策不确定性的现实环境下,企业难以预测收益回报。因此,管理者具有规避此类实体项目投资的主观偏好,将管理注意力转移到金融资产投资等非主营业务上,实业投资份额收益率下降,企业利润构成质量下降<sup>[14]</sup>。此外,由于激励约束不相容,管理者出于自身利益最大化的考量,可能出现逆向选择等违背企业经营目标的行为,企图通过较少的努力和较低的风险获得较高的薪酬收益,从而倾向于选择金融投资,即使亏损也可以将责任归咎于经济政策的不确定性和市场风险以逃避责难,这也大大提高了企业金融化程度<sup>[15]</sup>。基于以上分析,提出以下竞争性假设:

H1a: 在其他条件不变的情况下,经济政策不确定性会抑制企业金融化水平。

H1b: 在其他条件不变的情况下,经济政策不确定性会促进企业金融化水平。

## (二) 行业竞争程度的调节作用

行业竞争程度作为一种中观层面的影响因素和重要的外部治理机制,反映企业在市场上的竞争地位。一般而言,行业竞争激烈会提高企业信息透明度,进而获得利益相关者的信任,有效缓解信息不对称问题,降低监督成本,起到外部治理效应。从这个角度来说,行业竞争激烈减少了管理层和控股大股东合谋、侵害中小股东利益等不良行为的可能,促使大小股东利益趋于一致,发挥股东协同效应,缓解代理冲突。在这种情况下,管理层的机会主义行为更易被察觉和监督,于是管理将更多的资金用于实业项目投资和新产品研发等非金融资产配置,借此在市场上获得竞争优势。基于此,我们从代理成本和商业信用两个角度,做如下分析。

### 1. 基于代理成本视角

从公司治理角度看,行业竞争促进并加深了控股股东与中小股东之间的利益捆绑,减小代理冲突,降低代理成本。

第一,当企业所处行业竞争较为激烈时,为阻止新的进入者瓜分市场,在位者倾向披露更多的公开信息,以缓解信息不对称,降低利益相关者的监督成本。在追求利益最大化目标下,利益相关者能够充分发挥监督管理职能,要求企业注重长期利益和价值投资,采取更为积极稳健的经营发展战略,在经营决策过程中重视企业的长期业务发展和创新意识培育,促进企业转向实体项目投入<sup>[16]</sup>。相较于垄断行业,竞争激烈的行业意味着产品的同质化程度较高,行业技术壁垒较低,企业的研发创新成果和技术在短时间内容易被同行业竞争对手复制,企业要想在竞争市场上杀出重围、占领先机,必须寻求新的技术突破点,而提高研发创新活动的先行性以及资产专用性和使用价值,便成为企业获取竞争优势的不二选择<sup>[17]</sup>。当经济政策不确定性提高时,企业的信息搜寻和内部调整等创新投入成本增加,基于实体投资带来的中长期资本回报和未来市场价值的考量,企业会重新调整资本结构,削减金融资产投资份额,提高实体投资和其他专用性资产的投入比例,专注主营业务长远发展,培育核心竞争优势以应对外部经济政策不确定性的影响,从而限制或者减少企业实体资金流向金融投资领域。

第二,行业竞争提高了信息透明度,增加了大股东通过配置金融资产获取短期利益的信息披露风险,也提高了采取资金占用、关联交易等方式实现利润转移的监管成本,降低了大股东的掏空动机<sup>[18]</sup>。随着新证券法颁布实施,投资者特别是中小投资者的法律保护意识和法律应用能力增强,代理成本进一步降低。也就是说,当经济政策不确定性提高时,在卖方市场上大股东无法通过出售股票等激进方式“轻松退出”,只能采取与企业共进退的和平方式,大小股东之间的关系更多地表现为协同效应而非代理冲突。这些分析表明,经济政策不确定性有利于行业竞争活跃的企业优化配置资源,对于改善企业金融化具有一定的促进作用。

第三,大小股东的利益趋同,促使企业关注同行业其他竞争对手的投资行为。在“大智移云”的新经济时代,关系网络与动态信息成为企业投资行为的重要特征,管理层可以通过观察其他竞争对手的决策行为来分析推测出有效信息,以降低经济政策不确定性带来的冲击,增强同群效应<sup>[19]</sup>。当经济政策不确定时,行业竞争对手密集投资某领域项目,潜在地向外界传递该项目前景利好的信号,一定程度上诱使企业增加同类型项目投资,减少金融资产投资。同时,企业采用相对业绩评估方式考核管理者的努力程度,其评价标准不仅与自身业绩挂钩,还与行业竞争对手的业绩挂钩。大小股东的协同效应,促使企业在业绩评价时更加关注竞争对手的长期项目投入与发展情况,进而更加注重企业项目投资视野长远化。

### 2. 基于商业信用视角

基于中国企业传统的“关系信任”模式,不同企业往往通过提供商业信用建立长期的交易关系,以维系经营的稳健性<sup>[20]</sup>。在竞争激烈的行业,基于“关系信任”基础上的商业信用越来越多地被企业用来作为锁住客户源和吸引新客户的核心手段,企业通过“关系交易”模式扩大自身市场份额<sup>[21]</sup>。理论上,企业可能会出于预防性储蓄动机购买金融资产以增加短期资金流动性。而商业信用作为企业交易过程中的短期款项占用,在一定程度上会增加信用供给方的现金流压力,企业往往会通过出售金融资产的方式保持充盈的现金流,降低企业金融资产持有规模或者配置比例<sup>[22]</sup>。

同时,考虑同行业竞争对手的威胁和制约,处于激烈竞争行业的企业往往更倾向采取“现金为王”的战略,保持高水平的现金持有量,缩减金融资产投资比例,降低企业金融化程度。就商

业信用获取角度而言,债权人提供的商业信用存在潜在风险和不可预测性,管理层会为抵御此类风险而进行金融资产的优化配置,一定程度上限制企业盲目地将现金流用于逐利性投资。就商业信用供给角度而言,企业提供的商业信用作为一种缓解融资约束的替代性渠道,受到客户的青睐,客户倾向于选择这种低成本的融资方式,进而促使企业减少非必要的金融投资。另外,商业信用彰显企业良好的声誉和信用状况。当经济政策不确定性提高时,企业提供的商业信用可以向外界传递经营状况良好的信号,吸引上下游企业交易,稳定供应链关系,降低经营风险,促进企业长远发展。

因此,无论经济政策不确定性对企业金融化的影响方向如何,处在激烈竞争行业的企业都需要将精力集中在实体投资上以保持长久的竞争优势,这在一定程度上抑制了企业的金融化趋势。基于以上分析,提出以下竞争性假设:

H2a: 当经济政策不确定性抑制企业金融化时,行业竞争对两者关系具有正向调节作用。

H2b: 当经济政策不确定性促进企业金融化时,行业竞争对两者关系具有负向调节作用。

## 二、研究设计

### (一) 模型设计与变量定义

为检验经济政策不确定性对企业金融化的影响以及行业竞争程度的调节作用,设置如下模型:

$$Fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{t-1} + \beta_2 HHI_{i,t-1} + \beta_3 EPU_{t-1} \times HHI_{i,t-1} + \beta_4 Controls_{i,t-1} + \sum Ind + c_{i,t} \quad (1)$$

$Fin$  代表企业金融化水平。借鉴王红建等<sup>[23]</sup>的做法,金融资产包括交易性金融资产、可供出售金融资产、衍生金融资产、持有至到期投资、长期股权投资和投资性房地产。企业拥有的以上各类金融资产之和除以企业期末资产总额,即企业金融化水平。2018年新会计准则实施之后,用“债权投资”代替“持有到期投资”,用“其他债权投资”“其他权益工具”之和代替“可供出售金融资产”。

$EPU$  表示主要解释变量经济政策不确定性。多数文献采用 BAKER 等<sup>[24]</sup>构建的中国经济政策不确定指数测度经济政策不确定性。其依据的是香港《南华早报》,单一的依据决定了内容的全面性、公正性、客观性存在一定的缺陷。相比较而言, HUANG Y 等<sup>[7]</sup>根据中国内地十家主流权威报纸构建的中国经济政策不确定性指数更具公允性,本文主检验采纳这一方法,并使用 BAKER 的中国经济政策不确定性指数进行稳健性测试。

$HHI$  为调节变量行业竞争程度,采用赫芬达尔-赫希曼指数进行度量。 $HHI$  值越大,企业所处行业的竞争程度越小。为增强实证结果的可读性与可理解性,对  $HHI$  取负值,即数值越大,表示行业竞争程度越高。

借鉴才国伟等<sup>[25]</sup>关于金融化影响因素的研究,从公司特征(包括总资产周转率、企业规模、资产负债率、总资产报酬率、经营现金流、托宾 Q 值)、公司治理(包括国际四大、产权性质、股权集中度、两职合一、董事会规模、独立董事占比)、宏观经济环境(包括经济增长率、货币政策、宏观经济景气指数、行业固定效应)等 3 个方面设置控制变量。由于自变量是时间序列数据,一旦控制年份会与自变量产生多重共线性,因此仅控制行业固定效应。此外,由于经济政策的实施具有滞后性,为克服潜在的内生性问题,解释变量与控制变量均采用滞后一期的数据。

## （二）样本选取与数据来源

选取 2009—2020 年中国 A 股上市公司数据为初始样本。剔除 ST、PT 公司，金融、保险业和房地产业上市公司，数据缺失或存在异常的观测样本。为了避免极端值对分析结果的影响，对连续变量进行上下 1% 水平的缩尾（winsorize）处理。最终获得 21958 个有效样本。研究数据来自 CSMAR 及 WIND 数据库，使用 STATA 15 软件处理数据。

# 三、实证结果及分析

## （一）描述性统计

主要变量描述性统计结果表明：多数企业存在金融化现象且不同企业间金融资产配置差异较大，既存在不配置金融资产的企业，又存在金融资产配置超过总资产半数的过度金融化的企业。近十年受到美国主权信用评级下调、人民币汇率固定机制的变化等影响，经济政策波动幅度较大。同时，样本窗口期内至少有一半以上的行业处于激烈竞争中。

## （二）相关性检验

主要变量的相关性检验结果显示：经济政策不确定性（ $EPU$ ）和企业金融化（ $Fin$ ）呈负相关。经济政策不确定性（ $EPU$ ）和行业竞争程度（ $HHI$ ）的交乘项（ $EPU \times HHI$ ）在 1% 水平显著负相关，初步得出行业竞争可以加剧经济政策不确定性对企业金融化的抑制作用。但是这里只是通过两两因素的简单检验，还需要通过更为严格的回归分析检验。另外，变量之间的相关性系数绝大部分都小于 0.5，初步判断模型不存在多重共线性。限于篇幅，相关性检验结果不再列示。

## （三）回归分析

对模型（1）分别进行 OLS、基于面板数据（混合回归）、基于面板数据（ $FE$ ）和滞后两期回归，回归结果（见表 1）显示：普通 OLS 回归结果中  $EPU$  系数为  $-0.038$ ，在 1% 水平上显著为负，说明由于经济政策不确定性的提高，企业更倾向采用稳扎稳打的保守策略，发展实业而非投资高风险金融资产。其他各种回归结果亦证实了这一点。因此，经济政策不确定性对企业金融化产生抑制作用，验证了前文的假设 H1a，拒绝假设 H1b。

进一步从行业差异的视角出发，将行业竞争程度作为调节变量，构建交乘项（ $EPU \times HHI$ ），考察其是否会对经济政策不确定性与企业金融化的关系产生影响。表 4 报告了交乘项  $EPU \times HHI$  的回归结果，回归结果均在 1% 的水平上显著为负，说明行业竞争程度起到正向调节作用，即行业竞争强化了经济政策不确定性对企业金融化的抑制作用，验证了前文假设 H2a。对于处于高竞争行业的企业来说，其市场准入门槛和技术壁垒更低，面临着更高的经营风险。因此，为避免被市场淘汰，企业会将资金用于研发创新活动以提高核心竞争力。此外，超产权论（这种理论重在追求企业治理机制与利益趋同效应）认为，行业竞争越激烈，企业利润激励机制效用越大。企业若要在竞争环境中获得长期效益，需优化资产配置，完善内部治理机制，这在一定程度上抑制了企业金融化水平。而处于低竞争行业的企业，大多处于垄断或寡头地位。根据信息不对称和风险承担理论，其享有更优越的信息资源以及风险应对能力，有动机将闲置资金用于基金、信托等金融资产管理投资，企业金融化水平也会更高。假设 H2b 未得到验证的原因可能在于：虽然经济政策不确定性的上升会增加企业推迟投资的期权价值，但考虑行业的竞争性和等待成本，企业更倾向提前行使实物期权，抢占市场先机，提高实业投资比例。

表 1 经济政策不确定性、行业竞争度与企业金融化回归结果

解释变量	被解释变量 ( <i>Fin</i> )			
	OLS	基于面板数据（混合回归）	基于面板数据（FE）	滞后两期
<i>EPU</i>	−0.038* (−6.19)	−0.040* (−10.17)	−0.033* (−11.22)	−0.052* (−8.21)
<i>HHI</i>	−0.003(−1.24)	−0.003(−1.08)	−0.003(−1.49)	−0.006** (−2.13)
<i>EPU</i> × <i>HHI</i>	−0.014* (−7.77)	−0.012* (−5.56)	−0.012* (−8.40)	−0.011* (−4.52)
<i>Turnover</i>	−0.024* (−13.99)	−0.014* (−4.26)	−0.009* (−3.27)	−0.025* (−16.90)
<i>Size</i>	0.011* (12.19)	0.011* (4.91)	0.001(0.53)	0.011* (12.97)
<i>Lev</i>	−0.092* (−17.19)	−0.084* (−7.17)	−0.024* (−2.62)	−0.090* (−17.64)
<i>Roa</i>	−0.003(−0.16)	−0.011(−0.47)	−0.068* (−4.33)	0.026(1.73)
<i>Cf</i>	−0.034* (−3.01)	−0.037** (−1.97)	0.017*** (1.77)	−0.045* (−3.87)
<i>Big4</i>	−0.011* (−3.64)	−0.011(−1.46)	0.005(0.57)	−0.012* (−3.27)
<i>TobinQ</i>	0.003* (3.88)	0.003* (2.37)	0.002** (2.06)	0.003* (7.71)
<i>Soe</i>	0.010* (5.40)	0.019* (3.85)	−0.011** (−1.94)	0.007* (3.84)
<i>Top1</i>	−0.000* (−6.41)	−0.000* (−3.54)	−0.000* (−2.83)	−0.000* (−6.26)
<i>Dual</i>	0.004** (2.18)	0.002(0.80)	0.001(0.36)	0.003* (1.87)
<i>Board</i>	−0.034* (−7.46)	−0.032* (−2.86)	−0.008(−1.06)	−0.036* (−7.60)
<i>Indep</i>	−0.054* (−3.90)	−0.053*** (−1.77)	−0.009(−0.47)	−0.055* (−3.43)
<i>Gdp</i>	−0.450* (−4.42)	−0.484* (−6.14)	−0.693* (−9.53)	0.048(0.42)
<i>M2</i>	0.036(1.43)	0.039** (2.07)	−0.047* (−3.20)	−0.074* (−2.93)
<i>Pi</i>	0.029(1.17)	0.038** (2.23)	0.049* (3.43)	0.084* (3.20)
<i>_cons</i>	0.014(0.43)	0.019(0.35)	0.149** (2.11)	−0.034(−1.00)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	21958	21958	21958	18295
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.130	0.048	0.081	0.134
<i>F</i>	48.792	27.011	16.283	77.717

注：\* 表示在 1%水平相关，\*\* 表示在 1%~5%的水平相关，\*\*\* 表示在 5%~10%水平相关。括号内为异方差调整后的 *t* 值。为了节省篇幅，后续检验不再列示控制变量。表 2~5 同。

（四）内生性检验

由于经济政策属于国家宏观层面，而企业金融化是企业微观行为，因此两者几乎不存在反向因果关系。为进一步验证，使用工具变量法和系统 GMM 回归进行内生性检验。首先，借鉴陈胜蓝等<sup>[26]</sup>的研究，选取滞后两期的美国经济政策不确定性指数（*UEPU*）和全球经济政策不确定性指数（*GEPU*）作为工具变量，进行两阶段最小二乘回归，计算方法和上文一致。两种指数均会影响中国的经济政策不确定性程度，但对于中国的金融化水平并未产生直接影响，因此满足工具变量的外生性要求且通过检验证明是强工具变量。回归结果显示，交乘项 *EPU*×*HHI* 在 1%水平显著负相关。其次，借鉴彭俞超等<sup>[11]</sup>的做法，视所有变量为内生变量，行业虚拟变量为外生变量，采用财务杠杆率（*Lev*）、经营现金流（*Cf*）等控制变量滞后项进行 GMM 型工具变量回归，回归结果显示，交乘项 *EPU*×*HHI* 在 10%水平显著负相关，与前文结论一致。限于篇幅，内生性检验结果不再列示。

（五）稳健性检验

为验证结论的稳健性，采用以下方式进行稳健性检验。第一，调整样本期间。考虑新冠疫情的影响，在样本窗口期内剔除 2019 年和 2020 年样本，重新进行回归。第二，替换解释变量。借鉴 BAKER S R 等<sup>[24]</sup>的中国经济政策不确定性指数，计算方法和上文一致。第三，替换调节变量。借鉴 PERESS J<sup>[27]</sup>的研究，使用勒纳指数（*PCM*）衡量企业竞争地位的高低，其中，勒纳

指数 (PCM) = (营业收入 - 营业成本 - 销售费用 - 管理费用) / 营业收入。第四, 改变计量方法。虽然企业金融化的总体分布处于一个正数范围内, 但有一部分企业金融化程度集中为 0。因此, 样本适用于截尾回归模型, 即将原来的 OLS 回归改为 Tobit 回归重新检验上述模型。第五, 排除行业间影响。考虑经济政策不确定性对不同行业的金融化程度影响可能有所不同, 虽然前文回归中已控制行业因素, 但其影响可能依旧存在, 因此本文剔除其他行业, 只保留制造业上市公司样本重新进行回归。第六, 剔除“洗大澡”因素。考虑样本公司可能存在的“洗大澡”行为对回归结果产生影响, 剔除  $Roa < 0$  的样本。回归结果表明假设 1 的结果是稳健的。限于篇幅, 稳健性检验结果不再列示。

#### 四、基于行业差异作用机制的进一步研究

前文分析指出, 行业竞争不仅促使企业控股股东和中小股东更好地发挥协同效应, 减少或者缓解代理冲突, 而且通过提高商业信用供给绑定交易, 影响企业金融化程度。那么, 对于竞争程度不同的行业, 代理冲突与商业信用两者之间的传导机制有何差别? 公司内外部治理是否在其中起到作用? 这些问题将在这一部分进行详细探讨。

##### (一) 第二类代理成本的中介效应检验

现代企业所有权和经营权分离催生出一系列委托代理问题。截至 2020 年, 我国有超过三分之二的上市公司存在持股比例 5% 以上的非控股大股东。相较于管理者和股东之间的第一类代理问题, 我国的第二类代理问题更为严重。股权集中度的提高, 加剧了大小股东之间的利益冲突, 表现为大股东为自身获利实施掏空行为, 侵害中小股东利益, 第二类代理成本提高<sup>[28]</sup>。然而, 当经济政策不确定性提高时, 大股东出于企业长远考虑会加大研发投入以提高市场竞争力, 放弃侵害中小股东利益的短期金融化行为, 追求长期利益和注重主业发展, 第二类代理成本下降<sup>[16]</sup>。

借鉴温忠麟等<sup>[29]</sup>中介效应模型进行三步回归: 首先, 用模型 (1) 检验行业竞争程度在经济政策不确定性和企业金融化之间的调节作用; 然后, 用模型 (2) 检验经济政策不确定性对第二类代理成本 (AC2) 的影响; 最后, 用模型 (3) 检验第二类代理成本 (AC2) 在经济不确定性对企业金融化的影响中是否具有中介效应。

$$AC2_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 EPU_{t-1} + \gamma_2 EPU_{t-1} \times HHI_{i,t-1} + \gamma_3 Controls_{i,t-1} + \sum Ind + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Fin_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 EPU_{t-1} + \delta_2 EPU_{t-1} \times HHI_{i,t-1} + \delta_3 AC2_{i,t-1} + \delta_4 Controls_{i,t-1} + \sum Ind + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

借鉴马曙光等<sup>[30]</sup>的研究, 采用其他应收款占总资产的比例来衡量大小股东之间的代理成本 (AC2), 该数值越大, 表示第二类代理成本越高。回归结果见表 2。表 2 中第四列和第七列分别是竞争度高组和竞争度低组, 两组的经济政策不确定性 (EPU) 系数均显著为负, 表明中介效应存在。同时采用似无相关模型的检验方法 (suest) 进行组间系数差异比较, 结果证明二者在 1% 水平存在显著差异。第五列报告了模型 (2) 的回归结果, 经济政策不确定性 (EPU) 对第二类代理成本 (AC2) 的系数为 -0.004 且在 5% 水平显著为正, 说明经济政策不确定性提高会导致第二类代理成本下降。第六列报告了模型 (3) 的回归结果, 第二类代理成本 (AC2) 对企业金融化 (Fin) 的系数为 0.069 且在 5% 水平显著为正, 表明第二类代理成本在其中发挥了信号传递作用, 中介效应显著。对于处于激烈竞争行业中的企业来说, 第二类代理成本在经济政策不确定性影响企业金融化的过程中发挥部分中介作用。当经济政策不确定性提高时, 由于企业所处行业竞争较为激烈, 为维持并扩大市场份额, 大股东倾向于加大研发创新投入以提高未来主营业



绩和核心竞争力,减少或者缓解大股东侵占中小股东利益的现象,大小股东利益协同。而对于竞争度低组,第九列AC2的系数不显著,尚不能判断是否存在中介效应,需要进一步进行Bootstrap检验,结果见表3。由于间接效应和直接效应95%的置信区间均包含0,因此中介效应不显著,说明在竞争度低的行业,经济政策不确定性并不是通过第二类代理成本的传导路径作用于企业金融化。当经济政策不确定性提高时,企业自身的优势地位和相关利益者的固化,并不能促进大小股东之间的利益趋同,大股东仍旧会为短期利益做出不利于企业长远发展的投资决策。

表2 第二类代理成本的中介效应检验结果

变量	全样本			竞争度高组			竞争度低组		
	Fin	AC2	Fin	Fin	AC2	Fin	Fin	AC2	Fin
EPU	-0.040* (-6.79)	-0.005* (-3.43)	-0.039* (-6.77)	-0.037* (-5.42)	-0.004** (-2.18)	-0.037* (-5.40)	-0.028* (-2.69)	-0.007* (-1.97)	-0.029* (-2.70)
EPU× HHI	-0.015* (-8.23)	-0.000 (-0.39)	-0.015* (-8.20)	-0.024* (-8.82)	0.000 (0.50)	-0.024* (-8.82)	-0.004 (-1.65)	-0.001 (-0.17)	-0.004*** (-1.65)
AC2			0.053*** (1.81)			0.069** (1.77)			-0.044 (-1.03)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
-cons	-0.007 (-0.20)	0.039* (4.26)	0.004 (0.12)	-0.070*** (-1.81)	0.037* (3.49)	-0.073*** (-1.87)	0.408* (4.41)	-0.014 (-0.42)	0.415* (4.48)
Ind	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	21958	21958	21958	15027	15027	15027	6931	6931	6931
adj. R <sup>2</sup>	0.130	0.083	0.130	0.142	0.086	0.142	0.102	0.028	0.102
F	49.111	34.577	48.626	36.891	26.415	36.534	11.743	2.979	11.462

表3 第二类代理成本中介效应 Bootstrap 检验结果

AC2	系数	标准误	z	P> z	95%置信区间	
间接效应	-0.0020	0.0016	-1.27	0.208	-0.0051	0.0011
直接效应	-0.0144	0.0170	-0.85	0.422	-0.0477	0.0189

## (二) 企业提供商业信用的中介效应检验

当经济政策不确定性提高时,激烈的行业竞争会促使企业通过提供商业信用以维系客户和供应商的关系,保持业绩平滑,对金融投资产生一定程度的“挤出”效应<sup>[22]</sup>。

借鉴温忠麟等<sup>[29]</sup>中介效应模型进行三步回归:首先,用模型(1)检验行业竞争程度在经济政策不确定性和企业金融化之间的调节作用;然后,用模型(4)检验经济政策不确定性对商业信用(AR)的影响;最后,用模型(5)检验商业信用(AR)在经济政策不确定性对企业金融化的影响中是否具有中介效应。

$$AR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 EPU_{t-1} + \gamma_2 EPU_{t-1} \times HHI_{i,t-1} + \gamma_3 Controls_{i,t-1} + \sum Ind + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Fin_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 EPU_{t-1} + \delta_2 EPU_{t-1} \times HHI_{i,t-1} + \delta_3 AR_{i,t-1} + \delta_4 Controls_{i,t-1} + \sum Ind + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

借鉴陆正飞等<sup>[31]</sup>的研究,使用应收账款、应收票据以及预付账款的总和除以总资产,衡量公司提供商业信用的规模,用AR表示,该数值越大,表明企业提供的商业信用供给越多。在表4的回归结果中,第四列和第七列分别是竞争度高组和竞争度低组的主回归结果,均是显著负相关,中介效应的讨论提前成立。第五列报告了模型(4)的回归结果,经济政策不确定性(EPU)对商业信用(AR)的系数为0.020且在1%水平上显著为正,说明经济政策不确定性提高,企业提供的商业信用也越多。第六列报告了模型(5)的回归结果,经济政策不确定性

(*EPU*) 对企业金融化 (*Fin*) 的系数为  $-0.039$  且在  $1\%$  水平上显著为负，商业信用 (*AR*) 对企业金融化 (*Fin*) 的系数为  $-0.173$  且在  $1\%$  水平上显著为负，说明在竞争度高组中，商业信用的中介效应显著。对处于激烈竞争行业中的企业来说，提供的商业信用在经济政策不确定性影响金融化的过程中发挥部分中介作用。当经济政策不确定性提高时，企业不得不通过信用扩张来吸引和扩大客户（供应商）资源，以此稳固企业在供应链中的地位。由于商业信用作为契约型社会交易双方联结的纽带，商业信用供给比例的提升有利于维系企业间长期合作关系，因此更多的现金流被用于企业间的交易活动而非金融投资。对于竞争度低组，第八列 *EPU* 系数并不显著，此时尚不能判断是否存在中介效应，需进行进一步 Bootstrap 检验，结果见表 5。由于间接效应和直接效应  $95\%$  的置信区间均包含 0，因此中介效应不显著。这说明在竞争度低的行业，经济政策不确定性并不是通过企业提供商业信用的传导路径影响到金融化程度，可能是因为企业间竞争并不活跃，缺乏“鲶鱼效应”的刺激。在此类情境下，即使经济政策不确定性提高，商业信用供给也并不能发挥中介效应缓解企业金融化。

表 4 商业信用的中介效应检验结果

变量	全样本			竞争度高组			竞争度低组		
	<i>Fin</i>	<i>AR</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>AR</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>AR</i>	<i>Fin</i>
<i>EPU</i>	$-0.039^*$ ( $-6.74$ )	$0.013^{**}$ ( $2.16$ )	$-0.041^*$ ( $-7.18$ )	$-0.037^*$ ( $-5.39$ )	$0.020^*$ ( $2.95$ )	$-0.039^*$ ( $-5.82$ )	$-0.029^*$ ( $-2.76$ )	$0.010$ ( $1.25$ )	$-0.030^*$ ( $-2.87$ )
<i>EPU</i> × <i>HHI</i>	$-0.015^*$ ( $-8.21$ )	$0.015^*$ ( $8.61$ )	$-0.013^*$ ( $-7.32$ )	$-0.024^*$ ( $-8.81$ )	$0.013^*$ ( $5.12$ )	$-0.023^*$ ( $-8.51$ )	$-0.004^{***}$ ( $-1.70$ )	$0.007^*$ ( $3.93$ )	$-0.004$ ( $-1.60$ )
<i>AR</i>			$-0.177^*$ ( $-28.53$ )			$-0.173^*$ ( $-23.99$ )			$-0.070^*$ ( $-3.45$ )
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	$0.011$ ( $0.35$ )	$0.317^*$ ( $9.73$ )	$0.101^*$ ( $3.12$ )	$-0.065^{***}$ ( $-1.68$ )	$0.438^*$ ( $16.12$ )	$0.025$ ( $0.65$ )	$0.408^*$ ( $4.41$ )	$-0.022$ ( $-0.31$ )	$0.422^*$ ( $4.57$ )
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	21958	21958	21958	15027	15027	15027	6931	6931	6931
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.130	0.293	0.158	0.141	0.246	0.169	0.101	0.166	0.104
<i>F</i>	50.098	308.059	63.401	37.706	237.12	46.374	11.982	21.226	12.012

表 5 商业信用中介效应 Bootstrap 检验结果

<i>AR</i>	系数	标准误	$z$	$P> z $	95%置信区间	
间接效应	$-0.0005$	0.0031	$-0.16$	0.873	$-0.0066$	0.0056
直接效应	$-0.0159$	0.0178	$-0.89$	0.373	$-0.0508$	0.1907

五、研究结论与政策建议

采用 Huang Y 等<sup>[7]</sup>编制的中国经济政策不确定性指数，以 2009—2020 年 A 股上市公司作为研究样本，从行业差异的视角，检验经济政策不确定性对企业金融化的影响。实证结果表明：第一，经济政策不确定性会抑制企业金融化水平；第二，行业竞争会强化经济政策不确定性对企业金融化的抑制作用；第三，机制检验发现，经济政策不确定性会通过第二类代理成本和商业信用供给的传导路径作用于企业金融化，发挥中介效应。具体而言，随着经济政策不确定性的提高，处于激烈竞争中的企业通过提高商业信用供给吸引客户（供应商），维持交易持久性和企业经营

稳定性。同时,为应对外部环境对企业的冲击,大小股东利益趋于一致,发挥协同效应,鼓励管理层加大研发投入和实体资本注入以提高核心竞争力,从而降低第二类代理成本下降,进一步抑制企业金融化行为。

基于以上结论,我们发现,经济政策的波动并非中国经济“脱实向虚”的动因所在。当经济政策不确定性提高时,企业出于风险规避会减少投机性投资,增加有利于企业长远发展的生产性投资。所以,我们应从根本上抑制企业过度金融化的行为,使得金融回归本原,并尝试提出如下建议:第一,从内部治理角度,企业可以提高董事、监事、高管和独立董事的持股比例、管理层股权激励和核心研发人员期权激励,从而促进企业技术创新,振兴实体经济发展在国计民生中的底盘和根基作用;第二,从宏观经济角度,当前中国社会发展进入“新常态”阶段,经济增长从高速转向中高速,面临供给侧结构性改革以及经济结构化转型,政府部门出台相关政策前,应基于行业差异考虑政策的适用性,鼓励和扶持竞争激烈行业的研发创新,促进产业结构化转型;第三,从信贷政策视角,鼓励银行围绕实体需求提供精准金融融资业务,拓宽供应链融资渠道,追求金融业与实业的共生关系。

本文的局限性表现在:第一,本文分析的是静态金融化,未来可以基于行业差异,尝试分析动态金融化的影响因素和作用机理;第二,行业差异的分类过于宽泛,由于各个行业受经济政策的影响程度存在显著差异,未来可以进行更为细致的分类,具体到行业和企业不确定性的异质性分析上。

#### 参考文献:

- [1] 张成思. 金融化的逻辑与反思 [J]. 经济研究, 2019, 54 (11): 4-20.
- [2] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究 [J]. 世界经济, 2017, 40 (2): 27-51.
- [3] 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, 52 (1): 181-194.
- [4] GULEN H, ION M. Policy uncertainty and corporate investment [J]. The review of financial studies, 2015, 29 (3): 523-564.
- [5] 于连超, 张卫国, 毕茜. 产业政策与企业“脱实向虚”:市场导向还是政策套利 [J]. 南开管理评论, 2021, 24 (4): 128-142.
- [6] 夏子航. 企业金融化同群效应:“取长补短”抑或“盲目跟风”? [J]. 中南财经政法大学学报, 2021 (4): 74-88.
- [7] HUANG Y, LUK P. Measuring economic policy uncertainty in China [J]. China economic review, 2020, 59 (2): 1-18.
- [8] 张普, 高传三, 杨珺涵. 信息不对称、期权博弈与股价波动 [J]. 常州大学学报(社会科学版), 2020, 21 (3): 66-76.
- [9] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗 [J]. 南开管理评论, 2019, 22 (4): 161-175.
- [10] ALESSANDRI P, BOTTERO M. Bank lending in uncertain times [J]. European economic review, 2020, 128 (1): 1-19.
- [11] 彭俞超, 韩珩, 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.
- [12] 申宇, 任美旭, 赵静梅. 经济政策不确定性 with 银行贷款损失准备计提 [J]. 中国工业经济, 2020 (4): 154-173.
- [13] 王朝阳, 张雪兰, 包慧娜. 经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆 [J]. 中国工业经济, 2018 (12): 134-151.
- [14] KLIMAN A, WILLIAMS S D. Why ‘financialisation’ hasn’t depressed US productive investment [J]. Cambridge journal of economics, 2014, 39 (1): 67-92.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 徐光伟, 徐逸君. 经济政策不确定性抑制还是促进了企业创新?:基于中国 EPU 指数的经验证据 [J]. 常州大学学报(社会科学版), 2021, 22 (5): 61-70.
- [18] 黄惹舟, 王维. 大股东持股比例与企业金融化:“监督”还是“合谋” [J]. 财会月刊, 2022 (2): 43-52.

- [19] 张骁. 经济政策不确定性、管理者动机与企业投资同群效应研究: 基于沪深 A 股上市公司的经验数据 [D]. 武汉: 中南财经政法大学, 2019.
- [20] COULIBALY B, SAPRIZA H, ZLATE A. Financial frictions, trade credit, and the 2008—09 global financial crisis [J]. *International review of economics & finance*, 2013, 26 (4): 25-38.
- [21] FISMAN R, RATURI M. Does competition encourage credit provision? evidence from African trade credit relationships [J]. *Review of economics and statistics*, 2004, 86 (1): 345-352.
- [22] 杜勇, 宗泽, 游鸿. 商业信用与实体经济金融化 [J]. *商业经济与管理*, 2021 (6): 65-75.
- [23] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等. 实体经济金融化促进还是抑制了企业创新: 基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. *南开管理评论*, 2017, 20 (1): 155-166.
- [24] BAKER S R, BLOOMB, DAVIS S J. Measuring economic policy uncertainty [J]. *The quarterly journal of economics*, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [25] 才国伟, 吴华强, 徐信忠. 政策不确定性对公司投融资行为的影响研究 [J]. *金融研究*, 2018 (3): 89-104.
- [26] 陈胜蓝, 刘晓玲. 经济政策不确定性与公司商业信用供给 [J]. *金融研究*, 2018 (5): 172-190.
- [27] PERESS J. Product market competition, insider trading, and stock market efficiency [J]. *The journal of finance*, 2010, 65 (1): 1-43.
- [28] LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F, SHLEIFER A. Corporate ownership around the world [J]. *The journal of finance*, 1999, 54 (2): 471-517.
- [29] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. *心理科学进展*, 2014, 22 (5): 731-745.
- [30] 马曙光, 黄志忠, 薛云奎. 股权分置、资金侵占与上市公司现金股利政策 [J]. *会计研究*, 2005 (9): 44-50.
- [31] 陆正飞, 杨德明. 商业信用: 替代性融资, 还是买方市场? [J]. *管理世界*, 2011 (4): 6-14.

## Economic Policy Uncertainty, Industry Competition and Corporate Financialization

Lin Zhonggao, Wei Wentao

**Abstract:** From the perspective of industry competition difference, this paper studies the impact of economic policy uncertainty on corporate financialization and the moderating effect of industry competition difference. The results show that the economic policy uncertainty has a restraining effect on corporate financialization, and the higher the degree of industry competition, the more obvious the restraining effect. Commercial credit policy and the second type of agency cost have a mediating effect on the restraining effect differences of industry competition degree. It reveals the transmission path and internal mechanism of the influence of economic policy uncertainty on corporate financialization from the perspective of industry differences, which promotes the integration and coexistence of financial industry and real economy, and realizes the basic goal of enterprises' transformation from virtual to real and return to industry.

**Keywords:** economic policy uncertainty; industry differences; corporate financialization; from virtual to real

(收稿日期: 2022-03-07; 责任编辑: 沈秀)