

行政审批制度改革与企业金融化

——基于行政审批中心建立的准自然实验分析

刘 畅¹, 张景华², 王希瑞³

(1. 天津财经大学 财税与公共管理学院, 天津 300222; 2. 中共国家税务总局党校 科研所, 江苏 扬州 225007; 3. 中南财经政法大学 财政税务学院, 湖北 武汉 430073)

摘要: 经济下行压力叠加新冠疫情影响,为步履维艰的实业经营带来了更多不确定性,“脱实向虚”亦成为众多实体企业发展路径中的必然选择。立足于制度变革视野下的企业金融化问题,使用1998—2018年A股上市公司的财务数据,并选取行政审批中心建立这一准自然实验,采用双重差分方法,系统考察行政审批制度改革对企业金融化的引致影响。研究发现,行政审批制度改革总体上对企业金融化产生显著的抑制效应。这种影响机制主要表现为行政审批中心的建立有利于降低企业进入门槛和激励研发创新,继而改变企业现有资源禀赋与市场竞争秩序,使实体企业形成专注实业的内生动力。进一步研究显示,行政审批中心建立对企业金融化的抑制效应显著存在于东部地区企业、内资企业和盈利企业中。研究从制度变迁维度切入,以期为把握企业金融化的深层机理、纠偏企业“脱实向虚”倾向提供新视角和新思路。

关键词: 行政审批制度改革; 实体经济; 企业金融化; 行政审批中心; 准自然实验; 双重差分模型

中图分类号: F832.48; F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)01-0100-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.01.008

一、引言与文献综述

置身后金融危机时代,实体企业由“实业投资轨”逐步向“金融轨”偏移,已然成为我国宏观经济运行的微观特征^[1]。与此同时,经济下行压力加大叠加新冠肺炎疫情的冲击,共同引致大量实体企业经营受阻,经济发展面临多重挑战。而通过深度金融化摆脱其实物流转领域的内生发展困局,已然成为部分实体企业的现实选择,这也相应地引致在具体实践层面上,愈来愈多企业对以金融投资理财为支撑、以“为卖而买”为逻辑的虚拟经济倍加青睐。进一步而言,大量“热钱”涌入虚拟经济市场,必将引起金融投资规模刚性扩增,企业金融化程度不断加深^①。而实体经济是国民经济的根基,如何尽快纠偏实体企业的金融化倾向,引导其向实业投资理性回流,既是防范化解重大金融风险、建设现代化经济体系的焦点问题,也是推进国家治理体系和治理能力现代化的重要议题。特别是在新冠疫情席卷全球、多国“闭关锁国”的特殊背景下,实体企业之于我国经济的突出地位更需得到前所

收稿日期:2020-07-24; 修回日期:2020-12-01

作者简介: 刘畅(1992—),女,天津人,经济学博士,天津财经大学财税与公共管理学院讲师,研究方向为财税理论与政策、微观企业行为、公司金融; 张景华(1982—),男,福建三明人,中共国家税务总局党校科研所研究员,研究方向为财税理论与政策、税收治理、经济学理论与实践; 王希瑞(1995—),女,河北沧州人,通讯作者,中南财经政法大学财政税务学院博士研究生,研究方向为财税理论与政策、微观企业行为。

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(16CJL003); 江苏省第五期“333工程”科研资助项目(BRA2018199); 天津市高校“青年后备人才支持计划”; 中南财经政法大学“收入分配与现代财政学科创新引智基地”项目(B20084)

未有的重视。

值得关注的是,身处市场化改革情境下的我国企业,其金融化发展趋向不单源于虚实经济投融资回报差异的内生驱动,外部环境,特别是扰动其成本端的制度环境,亦是影响我国企业投资偏向、发展走向以及对未来预期研判的重要因素。欣慰的是,国家层面愈来愈关注制度影响微观企业发展这一突出问题。近年来,党中央和国务院以深化行政审批制度改革、为企业发展搭台减负为主要目标,秉承简政放权、放管结合、优化服务的总体要求,对深化改革进行了周密的战略部署。作为行政审批制度改革的先行军,广东省江门市政府于1997年首次尝试建立行政审批中心^②。在此之后,我国其他地区也纷纷跟进,截至2019年底,行政审批中心已覆盖我国287个地级市。

行政审批中心的建立在缩短审批时间、提高行政效率的同时,也最大限度地降低了企业的制度性交易成本,减轻了企业负担^[2],对于激发微观经济主体活力、引导企业投资流向具有重要意义。作为制度环境对企业经营活动的经济性反馈,制度成本高低及其变动趋向可左右企业的资源配置状况与投资偏向。制度环境变迁能否成为影响企业金融化行为的重要动因? 施力方向和作用效果如何? 制度优化影响微观企业金融化的内生机制何在? 这些问题均是本研究的着力点所在。

现有研究围绕制度改革的效应评估、企业金融化动因等方面展开了一定程度的探讨。在制度改革层面,既有文献聚焦于行政审批制度改革的经济效应。张天华等^[3]发现,过度的行政管制易造成经济主体间要素投入配置效率减低,扰动正常经济运行。而行政审批制度改革则通过逐步放松审批,改变外生社会成本^[4],减少企业交易费用^[5-6],优化资源配置^[7],提高产能利用率^[8],继而拉动经济增长^[9-10]。随着研究的纵深推进,行政审批制度改革对微观企业行为的影响逐步成为新的探讨重点。已有研究发现,行政审批制度改革通过跨部门协调促进企业进入^[11],激发企业家精神,推动新企业成立^[12]。而改革所引起的制度性交易成本降低和市场竞争加剧,对企业创新形成双向冲击^[13],抑制僵尸企业数量扩增^[14]。此外,冯笑等^[15]认为,放松行政管制可有效提高企业资产配置效率,提升企业的出口绩效。不应否认的是,不同微观企业类型及行为属性之间存在较大差异。行政制度改革的作用路径与施力效果是否存在差异化表现? 未来在微观经济行为选择范畴及识别机制上,尚有较大的可拓空间。

关于企业金融化的驱动因素研究,既有文献则以融资及投资回报视角的探讨为主,并形成了“预防性储蓄说”与“投资回报说”两类观点^[16-17]。此后,学者将研究视线逐渐转向企业内驱因素。如企业管理者的“体制内”经历^[18]、金融经历^[19]对企业金融化产生助推作用,学术背景则形成抑制效应^[20]。此外,终极控制权分工^[21]以及企业税负^[22]均是企业金融化的重要诱因。在外部动因方面,部分学者已围绕经济政策、金融监管、市场竞争等方面展开讨论^[23-25]。

从现有文献来看,多数文献忽略了制度环境及其变迁对企业金融化的影响,仅有部分学者从经济政策不确定性视角和金融监管视角,阐释了经济环境对企业金融化的影响效应。事实上,企业金融化行为偏向难以与我国当前的制度环境相剥离。政府治理作为企业所处外部环境的一个重要维度,将在很大程度上形塑企业对于未来预期的主观研判^[26],进而影响其经济行为决策。鉴于此,本文基于行政审批中心建立的准自然实验,运用双重差分模型,考察行政审批制度改革对不同类型企业金融化的影响,为经济金融化的机制形成提供来自新兴市场的微观证据。

综括而言,本文有如下三方面的边际贡献:其一,跳出企业金融化研究的传统视角,从政府治理维度挖掘其背后的企业金融化表征,并创新性地考察了行政审批制度改革对企业金融化的作用效应,继而为从整体制度环境把握企业“脱实向虚”的深层机理提供经验支撑。其二,以行政审批中心建立为切入点,阐释行政审批制度改革影响企业“脱实向虚”的传导路径,探究企业金融化中制度环境变迁的内生驱动作用,是对企业金融化领域研究的拓展与深化。其三,作为改革过程中一种派生的制度创新和主要平台^[27],行政审批中心建立这一准自然实验满足样本随机性和趋势一致性的假设前提,为有效识别制度环境优化与治理水平提升创造了良好契机。

二、理论机制与研究假设

现有文献认为,外部环境对微观企业金融化行为产生扰动影响。而在制度变迁语境下,行政审批制度改革对企业金融化的施力方向和作用效果如何?进一步而言,其对企业金融化的作用路径是什么?本部分尝试从企业进入与研发创新的二维向度进行剖析。

(一) 行政审批制度改革、企业进入与企业金融化

在微观视域,行政审批影响企业投资选择的一个重要机制是为企业设置了较高的进入门槛。由于这一门槛的设定,严格的政府管制会阻碍新企业的创建,且这一门槛效应在自然状态下具有高进入率的行业中更为显著^[28]。体制框架的束缚打破了市场经济自由竞争的状态,使得企业家精神难以有效发挥功用,进一步阻碍了创业活动的顺利开展^[29]。与此同时,政府规制通过抑制企业家精神,造成较低的就业率增长^[30],并引发腐败等一系列问题^[31]。政府管制作为企业进入的主要肇因之一,对市场经济正常运转具有重要影响。以行政审批制度改革为契机,适度放松政府管制,改善制度环境,将对企业进入及企业行为优化起到积极的促进效果。

既有文献中,围绕不同国别数据的研究皆已证实:放松政府管制对企业进入具有积极影响。20世纪90年代,印度放松强制性工业许可证,以促进产业内资源再分配,放松管制后,企业资源配置效率明显提升,小企业进入增加^[32];2002年,墨西哥实行工商登记制度改革,这一改革举措使适用行业中的初创企业数量每月增长5%^[33],非自雇性就业增加2.2%^[34];2005年,葡萄牙实行一站式改革,显著降低了企业的进入成本,并且对于经营规模小、在市场上并不占优的“边缘企业”,这一改革的准入激励更为显著;毕青苗等^[11]对我国的研究同样表明,从1997年开始逐步推进的行政审批制度改革,显著提高了企业进入率。

从企业进入动机视角来看,破除进入壁垒,减少进入摩擦,企业可寻求到更多的商业机会^[35]。在产业竞争日趋激烈、市场饱和、成长空间受限三重压力的叠加影响下,企业有动力调整产业方向以寻求新的利润增长点^[36]。而在进军某特定行业领域之前,企业需要做好注册审批、设厂选址、原料采购、人员配备、物流管理、渠道拓展等大量前期筹备工作。毋庸置疑,注册审批是企业谋求市场进入的“先手棋”,大量工作需围绕行业准入标准和资质核验展开,其间可能造成企业为获取“准入证”而耗费较多的时间成本及其他制度性交易成本,降低企业经营绩效。更为悲观的是,一旦形成严重的行政审批时滞,导致企业前期规划难以及时落地,将产生大量沉没成本,无形中推升企业的不确定性风险。在此情形之下,企业可能更偏向于将资金配置于金融投资等周期短、实物资产配置轻量化等相关领域。

而行政审批的“一体化”运行模式有助于完善企业进入退出的市场机制^[37],调降制度性交易成本,压缩企业运营成本,缓解流动性约束,改善实体经济活动的稳定性和可持续性预期,对企业专注实业投资形成正向激励。同时,制度环境优化将吸引更多资本涌入实体经济,降低虚拟经济对资本的“虹吸效应”,继而相应减少游离于实体经营活动之外的金融资产。此外,更多的企业进入意味着市场竞争加剧,这也将倒逼在位企业不得不实施更为精准的市场定位,进行特色化、精细化、差异化投资以迎合市场需求,相应减少金融资产等高风险投资的配置比重。

但从企业经营收益来看,在行政审批制度改革之前,较高的市场进入壁垒使得垄断行业企业获取了超额经济利润。而放松管制可降低信息不对称程度,增加新进入企业“分一杯羹”的商业机会,同时引致在位企业的既得利益被新进入企业不断稀释。随着某行业领域企业进入率的不断提升,市场同质化竞争加剧,市场逐步趋向饱和,企业利润空间被进一步压缩,实业投资吸引力逐步减弱,这一减弱趋势在以传统制造业为基础的实体经济中尤为凸显。传统实体企业面临经营风险高、利润水平低的双重经营困境,很可能通过“脱实向虚”的方式改变战略投资方向,以扭转市场竞争劣势^[38],从而加速企业的金融化趋向。基于上述分析,本文提出以下竞争性假设:

研究假设 1a: 行政审批制度改革通过企业进入对企业金融化产生抑制效应。

研究假设 1b: 行政审批制度改革通过企业进入对企业金融化产生激励效应。

(二) 行政审批制度改革、研发创新与企业金融化

总体而言,政府规制为企业内部治理及经营战略设定了行为框架,进而影响企业的研发创新行为选择^[39]。诚然,研发创新促进技术进步,提高企业的全要素生产率,对企业长足发展形成诸多利好。但研发投入强度大、周期长、风险高、外部性强,易导致企业主体特别是小微企业对其避而远之。与此同时,行政审批制度的客观存在,可能使企业形成通过寻租方式提升自身经营绩效的策略性选择,继而掣肘企业通过创新途径激励主观能动性的发挥^[40]。

在国内外形势复杂多变、国内经济继续承压的背景下,企业家对于创新研发的投入多持观望态度^[41],外部环境不确定性与制度摩擦将可能放大创新风险,并影响企业的发展思路及行为路径。为此,从制度环境着眼,强化对企业创新活动的积极导向和外生激励尤为重要^[42]。作为企业研发创新的外部“助推器”,行政审批中心的建立,不仅为“小政府,大市场”的治理模式提供了良好的“试验田”和宽松的制度环境,更为减低研发创新成本、屏蔽政策风险创造了有利条件。同时,制度环境的改善也将使企业对创新绩效优化形成良好预期,从而激励企业加大创新投入,提高创新效率^[43]。

研发创新作为行政审批制度改革影响企业金融化的重要中介,其集中体现为:行政审批制度改革是破除企业创新壁垒的重要标识,为企业研发创新注入源头活水;而拆除制度“高墙”使既有利益格局遭遇瓦解,在为非在位企业开拓创新空间、寻求突围机会的同时,倒逼在位企业做出经营策略调整。

对于非在位企业而言,其可通过研发创新等方式打破原有“低技术—高成本—低收益”的低维循环,进而通过增加高水平技术供给,弥合供应缺口并创造新市场需求,提升自身核心竞争力,使企业在本行业领域实现“弯道超车”,对企业专注实体经济、促进实业资本理性回归形成有效引力。从在位企业来看,作为相关领域的市场份额占优者与既得利益者,该类企业对于风险高、周期长、资金注入水平高的研发创新多持审慎态度。而行政审批制度改革对非在位企业所释放的制度红利将产生“鲶鱼效应”,倒逼在位企业为维护其市场份额而优化生产技术,通过创新研发提升产品价值,从而稳固市场地位,并形成创新研发的激励效应。

在企业资本总体稳定的情形下,行政审批制度改革所引发的微观企业主体对创新研发的关注与投入,将带动实体企业投资重点的相机转移,使得企业资金在金融资本与实业资本之间进行重新配置,推动企业相应调减金融资产相对规模,从而有效弱化实体企业的金融化倾向。基于上述分析,本文提出以下假设:

研究假设 2: 行政审批制度改革通过研发创新机制抑制企业金融化。

三、模型设定、指标选取与数据来源

(一) 模型设定

为了定量考察行政审批中心建立这一准自然实验对企业金融化行为的作用效应,本文拟采用双重差分模型进行实证检验。根据这一方法的基本逻辑,实验组和对照组选择的合理性对估计结果的准确性会产生直接影响。据统计,全国地级市行政审批中心建立的时间主要集中在 2001—2005 年,2002 年建立的行政审批中心最多,将 2002 年建立行政审批中心的地级市作为实验组,将 2006 年以后建立或者未建立行政审批中心的城市作为备选对照组。

双重差分模型的选择应满足两个基本假定:随机性假定和平行趋势假定。就本文而言,行政审批中心建立的初衷是将相关行政审批事务集中统一办理,继而提高行政效率,优化营商环境,而并非降低企业的金融化水平。由此可以基本判定样本选取满足随机性假定。此外,按照年份分组加总求出实验组和备选对照组中的企业金融化水平均值,得到如图 1 所示的企业金融化变化趋势。2006 年

之前,实验组和备选对照组企业金融化水平基本保持同步的发展态势,2006年以后实验组的企业金融化水平明显低于备选对照组,样本选择满足了平行趋势假定。

为了确保实验组与对照组样本选择的准确性,分别选择2003年、2004年、2005年、2007年这四个年份以后建立或者始终未建立行政审批中心的城市为备选对照组,发现均不满足平行趋势假定,最终确定2006年之后建立或始终未建立行政审批中心的城市作为最终对照组。

为了定量考察行政审批中心建立对企业金融化的影响,本文将DID模型具体设置如下:

$$ficlizn_{fctit} = \beta_0 + \beta_1 center_{ct} + \beta_2 lficlizn_{fctit-1} + \beta_3 control_{fctit} + industry_i + city_c + year_t + enterprise_f + \varepsilon_{fctit} \quad (1)$$

其中,下标*f*为企业,*i*为行业,*c*为城市,*t*为时间。*ficlizn_{fctit}*为企业的金融化水平。*center_{ct}*为实验组虚拟变量*treat*与行政审批中心建立时间虚拟变量*post*的交乘项。其中,因行政审批中心建立的政策冲击时点为2002年,若城市*c*在2002年建立行政审批中心,则*treat*取1,反之取0;*post*在2002年及之后取1,2002年之前取0。*lficlizn_{fctit-1}*为企业金融化水平的滞后一期项。*control_{fctit}*表示控制变量,主要包括上市公司层面的控制变量和城市层面的控制变量。*industry_i*、*city_c*、*year_t*和*enterprise_f*分别表示行业、城市、年份和企业固定效应。*ε_{fctit}*为随机误差项。

(二) 指标构建

1. 被解释变量。被解释变量*ficlizn*代表企业金融化水平。在进行指标测度时,鉴于本研究所阐述的金融化侧重于对实体经济“脱实向虚”的讨论,本文认为金融资产具体包括“交易性金融资产”“持有至到期投资”“可供出售金融资产”“投资性房地产”等内容,并以“金融资产占企业总资产的比例”对企业金融化水平进行衡量。同时,基期金融化水平将形成下一年度金融投资的基础。因此,依照研究惯例,在模型中控制金融化水平的滞后一期项*lficlizn*。

2. 核心解释变量。自2001年起,中央在全国范围内进行行政审批制度改革,各地级市开始建立行政审批中心。本文核心解释变量*center*用地级市2002年是否建立行政审批中心这一虚拟变量来衡量,建立行政审批中心为1,未建立行政审批中心为0,这也与2002年出现行政审批中心建立高峰的时间趋势相吻合。

3. 控制变量。控制变量的选取主要考虑企业和城市两个层面。企业层面的控制变量具体包括:营业利润率(*OPR*)、企业规模(*lnsize*)、净资产收益率(*ROE*)、现金流水平(*cash*)。其中,*OPR*以“营业利润/营业总收入”表示。该指标反映了企业在考虑营业成本的情况下,通过经营获取利润的能力。一般而言,企业盈利水平越低,通过金融投资改善现有经营状况的意愿越强;同时,企业盈利空间越小,其资金充裕度越低,金融投资空间越窄。因此,*OPR*的符号尚难确定。企业规模(*lnsize*)使用年末资产总额的自然对数衡量。企业随规模扩张,融资约束相对减弱,风险管控水平相对提升,通过配置金融资本缓解融资约束的“预防性储蓄”动机减弱,所以预期企业规模的系数符号为负。净资产收益率(*ROE*)使用“息税前净利润/平均总资产”衡量。一方面,企业净资产收益率(*ROE*)愈高,现金拥有量愈充足,愈有可能通过投资虚拟资产来增加收益;另一方面,基于当前的净资产收益率,企业对未来主业经营拥有较为乐观的预期,企业的战略重心亦有可能是继续当前的产业投资而非虚拟资产。因而,*ROE*的符号有待进一步验证。现金流水平(*cash*)使用“经营现金流量净额/平均

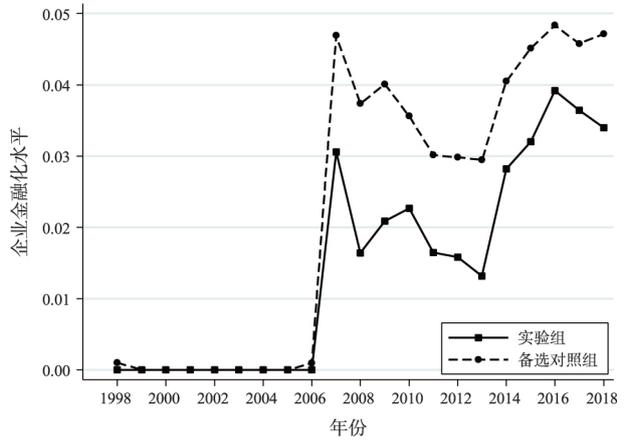


图1 1998—2018年企业金融化水平发展趋势
数据来源:根据CSMAR数据库数据整理绘制。

总资产”进行测度。充足的现金流是保证企业正常运转的必要前提,现金流充裕的企业可能将适度提高虚拟资产的配置比率,因此现金流水平的系数符号预计为正。

城市层面的控制变量具体包括:城市生产总值(*citygdp*)、人力资源禀赋(*manrecourse*)以及基础设施情况(*infrastructure*)。城市生产总值(*citygdp*)为年末城市GDP的自然对数。参考冯笑等^[15]的做法,人力资源禀赋(*manrecourse*)采用“城市高等教育在校人数/年末人口总数”表示,基础设施情况(*infrastructure*)使用“城市年末实有道路面积”衡量。

表1 变量设置

	变量符号	变量名称	指标度量
被解释变量	<i>ficlzn</i>	企业金融化水平	金融资产/资产总额
解释变量	<i>center</i>	建立行政审批中心	是否在2002年建立行政审批中心,是=1,否=0
企业层面控制变量	<i>OPR</i>	营业利润率	营业利润/营业总收入
	<i>lnsize</i>	企业规模	年末资产总额的自然对数
	<i>ROE</i>	净资产收益率	息税前净利润/平均总资产
	<i>cash</i>	现金流水平	企业经营现金流量净额/平均总资产
城市层面控制变量	<i>citygdp</i>	城市生产总值	城市GDP的自然对数
	<i>manrecourse</i>	人力资源禀赋	城市高等教育在校学生数/城市年末总人口
	<i>infrastructure</i>	基础设施情况	城市年末实有道路面积的自然对数
固定效应	<i>industry</i>	行业	行业虚拟变量
	<i>city</i>	城市	城市虚拟变量
	<i>year</i>	时间	时间虚拟变量
	<i>enterprise</i>	企业	企业虚拟变量

(三) 数据来源及描述性统计

本研究的样本期间为1998—2018年。为最大限度地保证数据的全面性与有效性,本文进行了以下处理:(1)剔除金融行业企业;(2)剔除资产负债率大于1或小于0的企业;(3)剔除数据严重缺失的样本。为减少异常值对计量结果的干扰,本文对所有连续变量在1%与99%分位进行了Winsorize处理,最终实际保留了39814个观测值。行政审批中心数据源自各地级市行政服务中心网站、政府文件、各地年鉴资料以及主流媒体报道;城市层面数据来自历年《中国统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》;企业财务数据源于CSMAR数据库、Wind数据库和巨潮资讯网。主要变量的描述性统计分析如表2所示。表2显示,全样本中企业金融化水平(*ficlzn*)的均值为0.027,标准差为0.068,这表明不同企业间金融资产配置比例差异显著。建立行政审批中心(*center*)的均值为0.459,表明2002年建立行政审批中心的样本在总样本中占比达到45.9%。

四、计量结果分析

本部分实证研究包括以下两方面内容:一是检验行政审批中心建立对企业金融化的引致影响;二是在此基础上,基于六个维度对基准回归结果进行稳健性检验。

四、计量结果分析

本部分实证研究包括以下两方面内容:一是检验行政审批中心建立对企业金融化的引致影响;二是在此基础上,基于六个维度对基准回归结果进行稳健性检验。

(一) 基准回归结果

表3报告了行政审批中心建立影响企业金融化的基准回归结果。第(1)列为控制时间、城市、行业和企业固定效应的情形下,对行政审批中心建立与企业金融化水平的单一考察。计量结果显示,*center*的系数符号为负,且在1%的置信水平上显著,这表明行政审批中心的建立可显著抑制企业的金融化水平。鉴于行政审批制度的改革效果可能存在时滞性,第(2)列进一步控制了企业金融化的

表2 主要变量描述性统计

	变量名称	平均值	最大值	最小值	标准差
核心变量	<i>ficlzn</i>	0.027	0.412	0	0.068
	<i>center</i>	0.459	1	0	0.498
企业层面控制变量	<i>OPR</i>	0.059	0.669	-1.941	0.295
	<i>lnsize</i>	9.445	11.48	8.23	0.601
	<i>ROE</i>	0.057	0.618	-1.042	0.173
	<i>cash</i>	0.042	0.266	-0.212	0.078
城市层面控制变量	<i>citygdp</i>	7.642	8.86	5.229	0.636
	<i>manrecourse</i>	0.435	13.89	0.111	0.391
	<i>infrastructure</i>	7.406	9.893	0.693	1.682

滞后一期项 *center* 的系数同样显著为负。第(3)列至第(5)列依次加入企业规模 (*lnsize*)、营业利润率 (*OPR*)、净资产收益率 (*ROE*)、现金流水平 (*cash*)、城市生产总值 (*citygdp*)、人力资源禀赋 (*manrecourse*) 和基础设施情况 (*infrastructure*) 等控制变量, *center* 与 *ficlzn* 依然呈现显著的负相关关系。这进一步表明 行政审批中心的建立对企业金融化水平具有显著的抑制效应。

此外 企业规模 (*lnsize*) 与企业金融化水平 (*ficlzn*) 反向变动 表明随着企业规模扩大 其金融化的动机趋弱。净资产收益率 (*ROE*) 的系数显著为负 表明收益水平越高的企业 通过金融投资实现资产增值的意愿越弱。而现金流水平 (*cash*) 与企业金融化 (*ficlzn*) 正相关 表明充裕的现金流是企业进行金融投资的重要资本保障。

(二) 稳健性检验

为解决行政审批中心建立与企业金融化之间可能存在的内生性问题 本部分依次采用安慰剂检验、互为因果检验、样本选择偏差检验、替换核心解释变量、剔除其他政策冲击的影响以及倾向得分匹配等方法 进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验

为了验证估计结果的准确性 本文基于反事实假设的基本逻辑 进行如下三类安慰剂检验:

(1) 置换虚拟的政策实施时间。行政审批中心建立这一准自然实验的实施年份是 2002 年 在保持既有对照组不变的前提下 将政策实施时间分别置换成与 2002 年时间相近的 2001 年、2003 年和 2004 年 验证行政审批中心建立对企业金融化的影响。如年份置换后 核心解释变量的系数依然显著 则表明行政审批制度改革并不能有效解释企业金融化行为变动的成因。计量结果如表 4 前三列所示 回归系数皆不显著。该结果验证了 2002 年行政审批制度改革这一政策冲击是使企业金融化水平得到有效抑制的关键因素。

(2) 构建虚拟对照组。如前文所述 将 2006 年以后建立或一直未建立行政审批中心的地级市设定为对照组 符合平行趋势假定。假设将对照组更换为 2006 年及之前未建立行政审批中心的城市 建立伪对照组 便不再符合平行趋势假定 从而在进行基准回归时 由于对照组选定存在偏差 行政审批中心的建立并不会影响企业的金融化水平。如表 4 第(4)列所示 回归结果并不显著 与假设结果相一致。

(3) 1 000 次随机抽样。在总样本中共有 242 个地级市 本文采取随机抽样方法 抽取 121 个地级市的企业样本作为实验组 其余地级市的企业作为对照组。在重新构造实验组和对照组的基础上 采用与上文相一致的回归方法 对行政审批中心建立的政策冲击效应进行检验。同时 为了提高数据抽样的随机性 此抽样回归过程重复实验 1 000 次。回归结果如表 4 第(5)列所示 由于实验组和对照组数据选择具有随机性 在大量重复实验的前提下 统计系数为 -0.000 1, 接近为 0, 这说

表 3 基准回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>center</i>	-0.005 3*** (0.008 9)	-0.002 1** (0.015 1)	-0.002 1** (0.016 4)	-0.002 0** (0.022 3)	-0.001 9** (0.022 6)
<i>ficlzn</i>		0.703 8*** (0.000 0)	0.701 5*** (0.000 0)	0.703 6*** (0.000 0)	0.731 4*** (0.000 0)
<i>lnsize</i>			-0.005 5*** (0.000 2)	-0.005 2*** (0.000 2)	-0.004 9*** (0.000 9)
<i>OPR</i>				0.005 4*** (0.000 4)	0.003 1** (0.047 6)
<i>ROE</i>				-0.007 9*** (0.000 0)	-0.006 0*** (0.002 4)
<i>cash</i>				0.006 6* (0.052 4)	0.011 9*** (0.001 2)
<i>citygdp</i>					0.004 0*** (0.000 4)
<i>manrecourse</i>					-0.000 1 (0.843 7)
<i>infrastructure</i>					-0.000 3** (0.041 8)
<i>constant</i>	-0.011 0 (0.125 9)	-0.005 0 (0.166 4)	0.043 9*** (0.001 4)	0.040 7*** (0.001 5)	-0.022 5 (0.453 9)
<i>year</i>	是	是	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是	是	是
<i>city</i>	是	是	是	是	是
<i>enterprise</i>	是	是	是	是	是
<i>N</i>	39 814	39 814	39 814	39 814	39 814
<i>R-squared</i>	0.192 0	0.569 0	0.569 6	0.572 7	0.634 6

注: 括号中报告的是稳健标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

明 *center* 这一主要解释变量与被解释变量不存在相关关系,从反面验证了金融化水平降低是行政审批中心建立的政策实施效果。

2. 互为因果的检验

基准回归结果显示,行政审批中心的建立可有效降低企业的金融化水平。是否还存在这样一种假设,即经济发展水平欠佳、制度性交易成本较高的地区恰好也是金融化水平比较低的企业的聚集地区,政府为优化营商环境,选择在该类地区建立行政审批中心?倘若这一假设成立,由双向因果关系产生的误差,势必会对本文的计量估计结果产生扰动。为此,本部分采用 Probit 模型,以 2002 年是否建立行政审批中心的虚拟变量为被解释变量,以城市层面企业金融化水平的均值为核心解释变量进行回归。回归结果如表 5 第(1)列所示,两者不存在显著的相关关系,由此验证企业金融化水平并不会影响行政审批中心的建立。

3. 样本选择偏差检验

建立行政审批中心可以有效减少企业的交易费用。基于利润最大化的目标诉求,某些企业选择在建立行政审批中心的地级市开设新企业或者进行企业注册、地址变更,上述样本违背了随机性原则,为了保证计量结果的稳健性,将该类样本予以剔除。表 5 第(2)列剔除了 2002 年以后建立的企业样本,第(3)列剔除了 2002 年以后注册地址变更的样本,回归结果依旧显著。

4. 替换核心解释变量

行政审批中心建立时间的衡量主要分为两个维度:一是行政审批中心挂牌成立的时间,这也是基准回归中所使用的成立时间;二是行政审批中心工作取得实质性进展的时间,尽管某些地级市挂牌成立了行政审批中心,但其建立仅是在中央号召下的权宜性选择,并未采取实质性举措开展审批事项集中办理,其后以变更名称、变换办公地址或其他相关措施为标志的改革,才是实质性简政放权的重要体现。相较于行政审批中心挂牌成立的时间,取得实质性进展的时间更能度量简政放权对企业金融化水平的影响。为了准确识别这一政策冲击,本文将主要解释变量替换为 2002 年行政审批中心工作是否取得实质性进展的虚拟变量,回归结果如表 5 第(4)列所示,计量结果依然较为稳健。

5. 剔除其他政策冲击的影响

在 1998—2018 年这一时间跨度内,除了行政审批中心建立会对企业金融化水平产生影响以外,其他政策冲击同样会干扰估计结果的准确性。本文基于 2008 年金融危机这一外生冲击进行检验评估,考虑到时滞性因素的影响,删除 2009 年以后的样本数据进行回归。如表 5 第(5)列所示,行政审批中心的建立与企业金融化水平同样呈现显著的负相关关系。

表 4 安慰剂检验结果

Variables	(1) 2001 年	(2) 2003 年	(3) 2004 年	(4) 虚拟对照组	(5) 1 000 次抽样
<i>center</i>	0.000 5 (0.992 7)	-0.018 1 (0.628 4)	0.005 4 (0.912 7)	-0.003 2 (0.943 2)	-0.000 1 (0.798 8)
<i>lficizn</i>	0.743 5 *** (0.000 0)	0.745 9 *** (0.000 0)	0.734 0 *** (0.000 0)	0.720 1 *** (0.000 0)	0.855 1 *** (0.000 0)
<i>OPR</i>	-0.000 9 (0.727 3)	0.000 6 (0.799 5)	-0.000 8 (0.731 6)	0.007 0 *** (0.009 4)	0.003 5 ** (0.010 9)
<i>lnsize</i>	-0.006 4 *** (0.001 1)	-0.006 9 *** (0.000 3)	-0.006 3 *** (0.000 7)	-0.002 1 (0.314 7)	-0.001 9 *** (0.000 0)
<i>ROE</i>	-0.001 8 (0.629 2)	-0.003 0 (0.408 8)	-0.002 6 (0.473 0)	-0.006 0 (0.125 4)	-0.007 7 *** (0.000 0)
<i>cash</i>	0.003 4 (0.638 9)	0.001 8 (0.800 0)	0.007 8 (0.258 5)	0.010 0 (0.176 9)	0.011 8 *** (0.000 1)
<i>citygdp</i>	0.010 0 *** (0.000 1)	0.009 9 *** (0.000 1)	0.010 1 *** (0.000 0)	-0.000 8 (0.715 1)	0.000 6 *** (0.004 0)
<i>manrecourse</i>	0.000 8 (0.612 2)	0.000 9 (0.581 7)	0.001 6 (0.332 7)	0.001 6 (0.405 6)	-0.000 2 (0.713 1)
<i>infrastructure</i>	-0.000 4 (0.304 8)	-0.000 5 (0.173 6)	-0.000 7* (0.063 0)	-0.000 5 (0.208 6)	-0.000 1 (0.476 3)
<i>constant</i>	-0.001 8 (0.961 0)	0.006 2 (0.862 3)	-0.000 4 (0.992 4)	0.020 1 (0.509 1)	0.009 3* (0.050 0)
<i>year</i>	是	是	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是	是	是
<i>city</i>	是	是	是	是	是
<i>enterprise</i>	是	是	是	是	是
<i>N</i>	6 937	7 068	7 635	4 243	25 532
<i>R-squared</i>	0.648 8	0.651 2	0.635 6	0.617 8	—

注:括号中报告的是稳健标准误,*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

6. 倾向得分匹配(PSM-DID)

在上述回归中,本文主要采用双重差分的估计方法,评估行政审批中心建立对企业金融化的影响。为了提高估计的准确性,进一步采用PSM-DID的方法进行稳健性检验。表5第(6)列显示,center的符号依然为负,进一步佐证了行政审批中心建立对企业金融化的抑制效应稳健存在。

五、机制检验与进一步研究

本部分将着力探究行政审批制度改革对企业金融化的影响机制,并进一步区分不同区位、股权性质、盈利水平的企业,考察行政审批中心建立对不同类别企业的金融化水平是否存在差异化影响,以此进一步厘清深化行政审批制度改革的政策着眼点,助力企业矫正“脱实向虚”倾向,促进资本向实体经济理性回流。

(一) 影响机制检验

行政审批中心的建立可能通过如下两个机制来影响企业金融化水平:一是通过促进企业进入干预企业金融化;二是通过研发创新对企业金融化

形成扰动。本部分将在前述理论机制分析的基础上,验证企业进入与研发创新能否在行政审批制度改革与企业金融化之间产生中介传导作用,借此厘清行政审批中心政策效应的形成路径。

1. 企业进入的机制检验

理论机制部分详述了企业进入在行政审批制度改革影响企业金融化过程中的传导路径,但其最终作用取决于两者间的博弈。本部分采用中介机制检验方法,厘清企业进入对这一政策效果的具体影响路径。在指标衡量方面,企业进入水平采用每年新建立企业的数量进行衡量。

借鉴温忠麟等^[44]提出的中介机制检验的基本原理,本文分别检验核心解释变量、被解释变量与中介变量之间关系的显著程度,验证结果如表6所示。方程(1)显示,行政审批中心建立显著抑制了企业金融化,这一结论与前文中的基准回归结果无异。方程(2)表明,行政审批中心的建立显著促进了企业进入。在此基础之上,进行第三步检验,方程(3)验证了企业进入与金融化水平之间的关系,企业进入变量的估计系数在1%的水平上显著,至此证明了企业进入是行政审批中心建立影响企业金融化水平的中介因素。在方程(3)控制企业进入的条件下,行政审批中心建立对企业金融化的影响依然显著,说明企业进入这一中介变量仅产生部分中介效应,除此之外还有其他中介变量的存在。

2. 研发创新的机制检验

与企业进入相类似,本文采用中介机制的检验方法,验证研发创新在行政审批中心影响企业金融化过程中的作用路径。研发创新指标使用企业申请专利数量的对数值进行衡量,检验结果如表7所示。表7中的方程(1)与表6中的方程(1)所检验的结果相同,表明行政审批中心建立对企业金融化的抑制

表5 稳健性检验结果

Variables	(1) 互为因果	(2) 样本选择 偏差(a)	(3) 样本选择 偏差(b)	(4) 替换解释 变量	(5) 剔除其他 政策	(6) 倾向得分 匹配
<i>avefcliczn</i>	-0.044 3 (0.666 8)					
<i>center</i>		-0.002 1** (0.014 8)	-0.002 0** (0.019 9)	-0.001 9** (0.026 9)	-0.002 1** (0.013 8)	-0.002 6** (0.037 3)
<i>lficliczn</i>		0.744 4*** (0.000 0)	0.750 1*** (0.000 0)	0.762 3*** (0.000 0)	0.750 3*** (0.000 0)	0.744 8*** (0.000 0)
<i>OPR</i>		0.003 2* (0.051 7)	0.003 1* (0.057 7)	0.004 0*** (0.001 9)	0.003 7** (0.025 6)	0.002 4 (0.136 2)
<i>lnsize</i>		-0.005 2*** (0.001 1)	-0.004 8*** (0.001 8)	-0.000 1 (0.932 3)	-0.004 5*** (0.005 5)	-0.002 4 (0.283 8)
<i>ROE</i>		-0.006 4*** (0.001 3)	-0.006 0*** (0.001 7)	-0.005 5*** (0.000 3)	-0.004 9** (0.012 1)	-0.003 1 (0.151 5)
<i>cash</i>		0.008 9** (0.021 9)	0.008 7** (0.025 3)	0.001 5 (0.726 8)	0.008 1** (0.044 2)	-0.000 3 (0.963 1)
<i>citygdp</i>	-0.031 3*** (0.004 4)	0.004 3*** (0.000 7)	0.004 0*** (0.001 5)	0.003 7*** (0.003 2)	0.004 1*** (0.001 4)	0.005 4** (0.014 3)
<i>manrecourse</i>	-0.002 7 (0.246 1)	-0.000 0 (0.984 6)	-0.000 2 (0.730 1)	-0.000 3 (0.523 9)	-0.000 1 (0.895 1)	0.000 6 (0.657 2)
<i>infrastructure</i>	-0.001 1** (0.039 9)	-0.000 4** (0.013 6)	-0.000 4** (0.010 7)	-0.000 4** (0.015 1)	-0.000 4*** (0.007 4)	-0.000 6** (0.011 5)
<i>constant</i>	0.307 5*** (0.000 1)	-0.019 5 (0.529 0)	-0.029 1 (0.483 2)	-0.062 6 (0.105 3)	-0.031 0 (0.451 9)	-0.025 7 (0.313 3)
<i>year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是	是	是	是
<i>city</i>	否	是	是	是	是	是
<i>enterprise</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	10 555	22 749	22 376	23 313	21 189	11 001
<i>R-squared</i>	0.023 8	0.648 2	0.655 1	0.666 8	0.656 3	0.647 4

注:括号中报告的是稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

效应显著存在。方程(2)检验了主要核心解释变量与中介变量企业创新之间的关系,结果显著为正,表明建立行政审批中心对企业研发创新具有正向激励效应。方程(3)对建立行政审批中心、企业金融化水平、研发创新三项进行回归,在加入一系列控制变量后,研发创新变量的估计系数在1%的置信水平上显著,与前文的理论假设相吻合,表明研发创新是行政审批中心建立抑制企业金融化的中介变量。

表6 企业进入的影响机制检验

Variables	(1) <i>ficlzn</i>	(2) <i>establishnum</i>	(3) <i>ficlzn</i>
<i>center</i>	-0.002 0** (0.016 6)	3.855 0*** (0.002 8)	-0.002 2*** (0.007 8)
<i>establishnum</i>			0.000 1*** (0.000 0)
<i>lfictin</i>	0.731 5*** (0.000 0)	65.072 0*** (0.000 0)	0.727 8*** (0.000 0)
<i>OPR</i>	0.003 1** (0.047 0)	2.845 0 (0.200 5)	0.002 9* (0.058 9)
<i>lnsize</i>	-0.004 8*** (0.001 0)	10.420 2*** (0.000 1)	-0.005 4*** (0.000 2)
<i>ROE</i>	-0.006 0*** (0.002 4)	0.344 4 (0.886 5)	-0.006 0*** (0.002 2)
<i>cash</i>	0.011 9*** (0.001 2)	0.977 7 (0.835 0)	0.011 8*** (0.001 2)
<i>citygdp</i>	0.004 0*** (0.000 5)	14.398 3*** (0.000 0)	0.003 2*** (0.005 8)
<i>manrecourse</i>	-0.000 1 (0.934 0)	-2.973 5*** (0.000 0)	0.000 1 (0.796 5)
<i>infrastructure</i>	-0.000 3** (0.038 5)	-4.194 8*** (0.000 0)	-0.000 1 (0.672 6)
<i>constant</i>	-0.023 6 (0.431 1)	-162.434 9*** (0.000 0)	-0.014 3 (0.639 6)
<i>year</i>	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是
<i>city</i>	是	是	是
<i>enterprise</i>	是	是	是
N	25 534	25 534	25 534
R-squared	0.634 5	0.609 7	0.635 5

注:括号中报告的是稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

表7 研发创新的影响机制检验

Variables	(1) <i>ficlzn</i>	(2) <i>innovate</i>	(3) <i>ficlzn</i>
<i>center</i>	-0.002 0** (0.016 6)	1.713 6* (0.052 4)	-0.002 0** (0.020 1)
<i>innovate</i>			-0.000 1*** (0.007 1)
<i>lficlzn</i>	0.731 5*** (0.000 0)	-8.733 1** (0.037 8)	0.728 3*** (0.000 0)
<i>OPR</i>	0.003 1** (0.047 0)	0.585 8 (0.221 2)	0.003 2** (0.044 6)
<i>lnsize</i>	-0.004 8*** (0.001 0)	1.475 5 (0.549 0)	-0.005 0*** (0.000 8)
<i>ROE</i>	-0.006 0*** (0.002 4)	-1.194 3 (0.217 6)	-0.006 1*** (0.002 8)
<i>cash</i>	0.011 9*** (0.001 2)	-0.201 2 (0.908 9)	0.011 9*** (0.001 4)
<i>citygdp</i>	0.004 0*** (0.000 5)	-0.072 8 (0.832 6)	0.004 0*** (0.000 5)
<i>manrecourse</i>	-0.000 2 (0.934 0)	-0.523 4** (0.023 2)	-0.000 1 (0.893 0)
<i>infrastructure</i>	-0.000 3** (0.038 5)	-0.296 9 (0.142 4)	-0.000 3** (0.042 1)
<i>constant</i>	-0.023 6 (0.431 1)	-7.016 0 (0.739 4)	-0.022 2 (0.462 5)
<i>year</i>	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是
<i>city</i>	是	是	是
<i>enterprise</i>	是	是	是
N	25 534	25 205	25 205
R-squared	0.634 5	0.009 1	0.630 7

注:括号中报告的是稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

(二) 区分企业异质性的进一步探讨

1. 区分企业区位的考察结果

不同区域的经济水平、产业结构以及制度环境存在较大差异,可能引致制度改革对区域间企业呈现不同的施力效果。为此,本文进一步区分企业区位,考察行政审批制度改革对不同区域企业金融化的作用效应。表8第(1)列至第(3)列分别报告了东部、中部和西部三个地区^③行政审批中心建立对企业金融化的影响。从回归结果来看,东部地区企业金融化水平受行政审批中心建立的影响最大,在5%的置信水平上显著,而中西部地区未呈现显著的相关关系。这主要源于:相较于中西部地区,一方面,东部地区在较早时间、较大范围内建立了行政审批中心,政策效果更为明显;另一方面,东部地区拥有更为成熟的金融市场,金融投资更为活跃,政策介入的边际效应更为显著。

2. 区分股权性质的回归结果

行政审批制度改革的初衷即改善营商环境,引入先进技术、人力资本及引导资金流向。而行政审批中心的建立不仅能为内资企业发展创造更多的潜在机遇,实现先进技术的引入,还将推动实体经济为实现转型升级而更加专注实业经营,从而形成对金融投资的挤出效应。与之相对的是,外资

企业或是在资本、技术等初始禀赋方面具有比较优势,抑或是优先一步享受到外资引入的相关制度红利,从而可能降低行政审批制度改革的边际作用效果。在表8列(4)和列(5)中,行政审批中心设立仅针对内资企业的金融化水平呈现显著的抑制效应,而对外资企业的作用效果不甚明显。这在一定程度上表明,不同股权性质企业对行政审批制度改革的存在显著差异,相较于外资企业,内资企业对改革的感知更为敏锐。

表8 企业异质性检验结果

Variables	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 内资	(5) 外资	(6) 盈利	(7) 亏损
<i>center</i>	-0.003 5** (0.024 9)	0.000 6 (0.721 1)	0.001 7 (0.597 2)	-0.002 3* (0.073 2)	-0.008 2 (0.174 3)	-0.002 9** (0.027 1)	-0.004 7 (0.242 6)
<i>lficlizn</i>	0.732 5*** (0.000 0)	0.880 4*** (0.000 0)	0.707 2*** (0.000 0)	0.728 2*** (0.000 0)	0.827 7*** (0.000 0)	0.733 1*** (0.000 0)	0.660 5*** (0.000 0)
<i>OPR</i>	0.002 4 (0.415 6)	-0.002 1 (0.594 0)	0.011 2 (0.177 4)	0.004 3 (0.132 7)	-0.004 3 (0.353 8)	0.026 8*** (0.001 3)	-0.004 2* (0.082 3)
<i>lnsize</i>	-0.002 3 (0.334 4)	0.000 5 (0.889 5)	-0.005 1 (0.513 6)	-0.002 9 (0.225 8)	0.003 7 (0.567 5)	-0.006 8*** (0.001 8)	-0.006 1 (0.246 9)
<i>ROE</i>	-0.005 7 (0.188 4)	0.007 8* (0.052 0)	-0.008 1 (0.186 5)	-0.003 3 (0.335 9)	-0.010 6* (0.050 7)	-0.019 0 (0.115 5)	-0.005 0* (0.064 5)
<i>cash</i>	0.004 3 (0.589 1)	0.000 9 (0.934 5)	-0.027 0* (0.087 3)	-0.001 0 (0.892 2)	0.037 2* (0.050 8)	-0.000 5 (0.934 5)	0.025 1* (0.068 2)
<i>citygdp</i>	0.006 3** (0.027 8)	-0.000 1 (0.973 5)	0.000 1 (0.978 2)	0.005 6** (0.016 8)	-0.000 2 (0.965 5)	0.008 4*** (0.000 6)	-0.006 3 (0.118 2)
<i>manrecourse</i>	0.001 2 (0.622 0)	0.004 9*** (0.008 5)	0.000 5 (0.855 0)	0.000 8 (0.578 2)	0.000 6 (0.911 2)	0.002 4 (0.196 3)	-0.000 3 (0.901 7)
<i>infrastructure</i>	-0.000 4 (0.183 9)	-0.000 1 (0.779 9)	-0.000 9* (0.074 5)	-0.000 4* (0.066 2)	-0.000 9 (0.146 3)	-0.000 4* (0.063 2)	-0.000 4 (0.598 2)
<i>constant</i>	-0.025 0 (0.368 3)	-0.003 5 (0.924 1)	0.045 8 (0.545 5)	-0.007 6 (0.798 6)	-0.020 3 (0.755 5)	-0.008 2 (0.756 5)	0.123 9** (0.028 1)
<i>year</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>city</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	8 183	1 232	1 439	10 383	481	8 930	1 766
<i>R-squared</i>	0.638 5	0.824 0	0.541 9	0.631 1	0.880 6	0.646 8	0.568 9

注: 括号中报告的是稳健标准误,*、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

3. 区分企业盈余水平的检验结果

企业投资策略选择会受其经营状态与盈利能力的影响,而行政审批中心建立这一外生冲击,也可能导致不同盈利状况的企业形成差异化的投资表现。如表8列(6)和列(7)所示,处于盈余状态的企业对政策的感知更为敏锐。具体而言,行政审批中心的建立降低了制度性交易成本,企业营商环境水平显著提升,为实业投资创造了更为稳定乐观的预期。为此,盈利企业会相机调整资源配置,减少虚拟资产的投资占比。与之相对的是,鉴于亏损企业的流动性约束难以打破,基于现实考量,该类企业的各类投资相对低迷,未呈现出对政策的敏锐感知。

六、结论与政策建议

制度革新是影响企业金融化行为选择的重要外生动因。已有文献多从企业维度对实体企业金融化的驱动因素进行探讨,本研究则将视线聚焦于制度层面,以期为把握企业金融化的深层机理、纠偏企业“脱实向虚”倾向提供新思路。本文使用1998—2018年A股上市公司的财务数据,选取行政审批中心建立这一准自然实验,采用双重差分方法,实证检验了行政审批中心建立对实体企业金融化的影响。研究表明,总体上,行政审批中心建立能显著降低实体企业的金融化水平,但该政策效应仅在东部地区企业、内资企业和盈利企业中较为显著。从影响机制上看,行政审批中心的建立通过降低企业进入门槛和激励创新研发,改变企业现有资源禀赋与市场竞争秩序,使实体企业形成专注实业的内生激励,从而有效降低企业金融化水平。

本研究对于突围企业金融化困局、防范化解重大金融风险、构建新发展格局、推动经济高质量发展具有重大现实意义。基于上述研究结论,相关政策建议如下:第一,进一步优化营商环境,在全国范围内推广和落实行政审批中心制度,为实体经济营造一个更为宽松的发展平台。特别是对于初始禀赋并不占优的西部地区而言,亟须加快制度变革步伐,为实体企业提供更为优渥的发展土壤,切实为企业松绑减压。第二,根据企业的所有权性质和经营状况,以差异化的行政审批服务与之精准对接,解决不同类型企业在发展过程中的痛点和堵点问题,破除实业投资壁垒,引导企业资本向实体经济有序回流。第三,有效发挥科技创新对实体企业金融化的抑制作用。创新研发作为行政审批中心影响企业金融化的有效渠道,在推动实体经济转型升级、激发实体企业内生动力等方面的作用不容小觑。为此,应进一步明确行政审批中心建立的功能定位,形成外部制度环境优化与企业内生驱动的合力作用,以此纠偏实体企业的金融化倾向,对冲外部环境冲击对企业生存发展的负向影响,助力实体经济行稳致远。

注释:

- ①据CSMAR数据统计,近年来,A股上市公司金融资产投资一路攀升。绝对水平的中位值自2010年的200万元升至2018年5270万元的峰值水平;与之相对应,相对水平中位值由2010年的0.066%升至2018年的1.2%。
- ②引自广东省江门市人民政府门户网站。
- ③本文依据全国人大六届四次会议通过的“七五”计划,将我国区域划分为东部、中部、西部三部分。其中,东部地区包括北京、天津、河北、山东、辽宁、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南,中部地区包括黑龙江、吉林、内蒙古、山西、河南、安徽、江西、湖北、湖南与广西,西部地区包括陕西、甘肃、宁夏、青海、四川、重庆、贵州、云南、新疆和西藏。

参考文献:

- [1]张成思,张步县.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].经济研究,2016(12):32-46.
- [2]王永进,冯笑.行政审批制度改革与企业创新[J].中国工业经济,2018(2):24-42.
- [3]张天华,刘子亮,陈思琪,等.行政审批中心的资源配置效率研究——基于中国工业企业数据的分析[J].财经研究,2019(9):127-140.
- [4]ZHU X F,ZHANG Y L. Political mobility and dynamic diffusion of innovation: the spread of municipal pro-business administrative reform in China[J]. Journal of public administration research and theory, 2016, 26(3):535-551.
- [5]BRANSTETTER L,LIMA F,TAYLOR L J,et al. Do entry regulations deter entrepreneurship and job creation? Evidence from recent reforms in Portugal[J]. Economic journal, 2014, 124(577):805-832.
- [6]夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017(4):47-59.
- [7]郭小年,邵宜航.行政审批制度改革与企业生产率分布演变[J].财贸经济,2019(10):142-160.
- [8]王磊.行政审批对中国制造业生产率的影响及其机制研究——基于进入管制视角[J].产业经济研究,2020(2):102-115.
- [9]TREISMAN D. The causes of corruption: a cross-national study[J]. Journal of public economics, 2000, 76(3):399-457.
- [10]CHONG A,LA PORTA R,LOPEZ-DE-SILANES F,et al. Letter grading government efficiency[J]. Journal of the European economic association, 2014, 12(2):277-298.
- [11]毕青苗,陈希路,徐现祥,等.行政审批改革与企业进入[J].经济研究,2018(2):140-155.
- [12]张龙鹏,蒋为,周立群.行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角[J].中国工业经济,2016(4):57-74.
- [13]鲁桐,党印.投资者保护、行政环境与技术创新:跨国经验证据[J].世界经济,2015(10):99-124.
- [14]张龙鹏,钟易霖,汤志伟.行政审批改革会抑制僵尸企业的形成吗?[J].经济体制改革,2019(3):179-184.
- [15]冯笑,王永进,刘灿雷.行政审批效率与中国制造业出口——基于行政审批中心建立的“准自然实验”[J].财经研究,2018(10):98-110.
- [16]罗来军,蒋承,王亚章.融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响[J].经济研究,2016(4):74-88.

- [17]戴贇,彭俞超,马思超.从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评[J].外国经济与管理,2018(11):31-43.
- [18]戴维奇,刘洋,廖明情.烙印效应:民营企业谁在“不务正业”?[J].管理世界,2016(5):99-115+187-188.
- [19]戴泽伟,潘松剑.高管金融经历与实体企业金融化[J].世界经济文汇,2019(2):76-99.
- [20]杜勇,王婷.管理者金融危机经历影响企业金融化水平吗?——基于中国上市公司的实证研究[J].商业经济与管理,2019(8):58-71.
- [21]刘玉龙,任国良,文春晖.“虚”“实”终极控制、金字塔组织演化与大股东掏空[J].中国经济问题,2014(3):40-49.
- [22]彭俞超,刘代民,顾雷雷.减税能缓解经济“脱实向虚”吗?——来自上市公司的证据[J].税务研究,2017(8):93-97.
- [23]许翌,伍文中.经济政策不确定性会抑制实体企业金融化投资吗[J].当代财经,2018(9):114-123.
- [24]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.
- [25]张春鹏,徐璋勇.市场竞争“拦路虎”还是“助推剂”——技术异质性企业“脱实向虚”的证据[J].财经科学,2019(8):1-13.
- [26]刘畅,张景华.“宽放”“善管”与企业避税[J].财经论丛,2019(11):30-40.
- [27]陈时兴.行政服务中心对行政审批制度改革的机理分析[J].中国行政管理,2006(4):36-39.
- [28]KLAPPER L, LAEVEN L, RAJAN R. Entry regulation as a barrier to entrepreneurship [J]. Journal of financial economics 2006 82(3):591-629.
- [29]BJØRNSKOV C, FOSS N J. Economic freedom and entrepreneurial activity: some cross-country evidence [J]. Public choice 2008 134(3-4):307-328.
- [30]CICCONE A, PAPAIOANNOU E. Red tape and delayed entry [J]. Journal of the European economic association 2007 5(2-3):444-458.
- [31]DJANKOV S, LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F, et al. The regulation of entry [J]. The quarterly journal of economics 2002 117(1):1-37.
- [32]ALFARO L, CHARI A. Deregulation, misallocation, and size: evidence from India [J]. The Journal of law and economics, 2014 57(4):897-936.
- [33]KAPLAN D S, PIEDRA E, SEIRA E. Entry regulation and business start-ups: evidence from Mexico [J]. Journal of public economics 2011 95(11):1501-1515.
- [34]BRUHN M. License to sell: the effect of business registration reform on entrepreneurial activity in Mexico [J]. The review of economics and statistics 2011 93(1):382-386.
- [35]陈刚.管制与创业——来自中国的微观证据[J].管理世界,2015(5):89-99+187-188.
- [36]罗党论,刘晓龙.政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J].管理世界,2009(5):97-106.
- [37]金晓雨.行政审批制度改革、市场准入与异质性企业研发[J].产业经济研究,2020(4):102-114.
- [38]庞凤喜,刘畅.企业税负、虚拟经济发展与工业企业金融化——来自A股上市公司的证据[J].经济理论与经济管理,2019(3):84-94.
- [39]GOYER M. Corporate governance and the innovation system in France 1985—2000 [J]. Industry and Innovation 2001 8(2):135-158.
- [40]杨天宇.政府行政审批制的经济学分析[J].经济学家,2003(1):27-31.
- [41]中国企业家调查系统,李兰,张泰,等.新常态下的企业创新:现状、问题与对策——2015·中国企业家成长与发展专题调查报告[J].管理世界,2015(6):22-33.
- [42]彭博,王满,马勇.产品市场竞争能影响投资羊群效应吗?——基于我国上市公司的实证分析[J].南京财经大学学报,2020(2):60-72.
- [43]鲁桐,党印.公司治理与技术创新:分行业比较[J].经济研究,2014(6):115-128.
- [44]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.

(责任编辑:戴芬园)

(下转第142页)

China from 2003 to 2017, this paper uses PSM and DID analysis methods to test the above theoretical mechanism by taking the exogenous impact of the implementation of the innovative city pilot policy as a quasi-natural experiment. The results show that the pilot policy of innovative cities has the phased characteristics of “emphasizing services and neglecting manufacturing”, which has an inhibitory effect on the collaborative agglomeration of urban industries. This conclusion is still significant after a series of robustness tests and endogenous analyses. Through further in-depth research, it is found that in cities with a high degree of agglomeration of producer services, the implementation of the pilot policy shows the policy orientation of both producer services agglomeration and manufacturing agglomeration, which indicates that the pilot policy eventually has a positive impact on the agglomeration of urban manufacturing industries by promoting the agglomeration of producer services.

Key words: innovative city; pilot policy; industrial agglomeration; emphasizing services and neglecting manufacturing; quasi-natural experiment; instrumental variable

(上接第 112 页)

Administrative approval system reform and firm financialisation: analysis of a quasi-natural experiment based on the administrative approval centers' establishment

LIU Chang¹, ZHANG Jinghua², WANG Xirui³

(1. School of Public Finance and Administration, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. Research Institute, The State Administration of Taxation Party School of CCP, Yangzhou 225007, China;

3. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: The downward pressure on the economy, coupled with the impact of COVID-19, has brought more uncertainty to the struggling industrial operation. Shifting away from real economy towards virtual economy has also become an inevitable choice in the development path of many real enterprises. Using financial data of A-share listed companies from 1998 to 2018, this paper establishes a quasi-natural experiment from the administrative approval center, based on the firm financialisation under the perspective of institutional change. The paper then systematically examines the impact of the administrative approval system reform on firm financialisation by adopting the difference-in-differences model. The study finds that the reform of the administrative approval system has a significant dampening effect on firm financialisation in general. The main influence mechanism is that the establishment of administrative approval centers is conducive to lowering the barriers to entry and stimulating R&D innovation, which in turn changes the existing resource endowment of enterprises and the order of market competition, allowing real enterprises to develop an endogenous motivation to focus on industry. Further research shows that the dampening effect of the establishment of administrative approval centers on firm financialisation greatly exists among eastern regional enterprises, domestic enterprises and profitable ones. This study takes the institutional change dimension as a starting point, in the hope of providing new perspectives and new ideas to grasp the deeper mechanisms of firm financialisation and to correct the company's tendency from real economy to virtual economy.

Key words: administrative approval system reform; real economy; firm financialisation; administrative approval center; quasi-natural experiment; difference-in-differences model