

信用信息共享降低了企业现金持有吗?

——来自创建社会信用体系建设示范城市的经验证据

钱雪松 王 帅 秦睿祺*

摘要: 完备的信用信息共享机制对于发挥信用信息的市场价值尤为重要。本文以创建社会信用体系建设示范城市作为建立信用信息共享机制的外生冲击,运用双重差分法系统考察了信用信息共享对企业现金持有的影响。实证结果表明,创建社会信用体系建设示范城市显著降低了企业现金持有,上述效应在信息披露质量较低、公司治理较差、融资约束严重以及外部监督力度较小的企业更为明显。机制检验表明,创建社会信用体系建设示范城市显著增强了企业信用,提升了企业外部融资可获得性并降低了企业代理成本。本文研究发现有助于厘清信用信息共享与企业现金持有之间的内在联系,并对推进社会信用体系建设,构建高水平社会主义市场经济体制具有重要启示。

关键词: 信用信息共享;企业现金持有;企业信用;外部融资

中图分类号: F272; F830

一、引言

党的二十大报告提出,完善产权保护、市场准入、公平竞争、社会信用等市场经济基础制度,优化营商环境。这为社会信用体系建设明确了目标任务,对加强信用经济研究提出了新的要求。近年来,为充分发挥社会信用信息的市场效应,在《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)》的指导下,国家发展和改革委员会与中国人民银行联合发文,分批创建社会信用体系建设示范城市,建立信用信息共享平台。以信用信息共享机制为核心创建社会信用体系建设示范城市不仅是中国构建高水平社会主义市场经济体制过程中的重大课题,还能够为理解和研究信用信息共享对微观企业行为的影响提供合适场景。作为企业至关重要的流动性管理决策,现金持有长期以来备受学界和业界的关注和探讨(Opler et al., 1999; 钱雪松等, 2019)。但是,从社会信用环境角度研究企业现金持有的文献较为匮乏,以创建社会信用体系建设示范城市为切入点探讨信用信息共享如何影响企业现金持有的研究更是寥

*钱雪松,华中科技大学经济学院,邮政编码:430074,电子信箱:qianxuesong2008@163.com;王帅(通讯作者),上海财经大学公共经济与管理学院,邮政编码:200433,电子信箱:wssufe@126.com;秦睿祺,上海交通大学上海高级金融学院,邮政编码:20030,电子信箱:rqqin.22@saif.sjtu.edu.cn。

本研究得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“企业杠杆率对劳动雇佣的影响——基于偿债压力视角的研究”(23YJA790063)、国家自然科学基金面上项目“担保物权制度改革对企业负债融资的影响及经济后果:基于《物权法》自然实验的‘法与金融’研究”(71872067)的资助。作者感谢匿名审稿专家的建设性意见,文责自负。

寥无几。厘清信用信息共享与企业现金持有之间的内在机理,对于进一步理解企业“高额持现之谜”,释放社会信用体系建设红利,促进实体经济高质量发展具有重要现实意义。

从理论上讲,创建社会信用体系建设示范城市通过信用信息共享机制能够放大信誉机制的市场效应,促使企业增强信用,有助于提升企业外部融资可获得性(贺学会等,2008),优化企业资金状况并缓解企业融资约束,进而降低企业基于交易动机和预防性动机的现金持有。同时,信用信息共享机制的建立也有助于激励企业守信经营,缓解管理层的机会主义动机,降低企业的代理成本(黄卓等,2023),管理层或者大股东出于私利动机出现侵占现金的情况将会得到抑制,从而企业的现金持有可能会降低。由此可见,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的影响可能存在多重效应。有鉴于此,本文以企业现金持有为切入点,将创建社会信用体系建设示范城市作为外生冲击,系统考察信用信息共享在流动性管理方面的经济影响,以期为提高企业经营效率和企业价值提供新思路。特别地,本文主要针对性地回答如下三个问题:第一,创建社会信用体系建设示范城市能否有效降低企业现金持有?第二,创建社会信用体系建设示范城市通过何种渠道影响企业现金持有?第三,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的影响是否存在异质性表现?

基于此,本文以2011—2020年中国A股非金融类上市企业年度数据为样本,将2015年逐步推向全国的创建社会信用体系建设示范城市作为一项准自然实验,运用双重差分估计方法系统考察了信用信息共享如何对企业现金持有施加作用。实证结果表明,创建社会信用体系建设示范城市显著降低了企业现金持有。机制检验发现,创建社会信用体系建设示范城市显著增强了企业信用,提升了企业外部融资可获得性并降低了企业代理成本。随后,异质性分析发现,对于信息披露质量较低、公司治理较差、融资约束严重以及外部监督力度较小的企业,上述效应更为凸显。本文的研究结论清晰地揭示了信用信息共享对于企业健康发展的重要作用。

不同于既有研究,本文的边际贡献主要有以下两个方面:

第一,本文从信用信息共享视角切入考察中国企业现金持有问题,是对社会信用体系建设的微观经济效应研究的有益补充。在微观层面,现有研究从企业社会责任(曹雨阳等,2022)、企业违规行为(黄卓等,2023)等视角探讨社会信用体系建设的微观经济效应。作为社会信用体系建设的重要一环,信用信息共享是否对企业流动性管理行为产生影响等问题关乎企业能否实现高质量发展。但由于政策颁布时间较短,较少学者关注到这一重大现实问题。基于此,本文从创建社会信用体系建设示范城市这一政策引致的信用信息共享外部冲击切入,运用多时点双重差分模型考察了信用信息共享对企业现金持有的影响。实证结果表明,信用信息共享显著降低了企业现金持有,这为社会信用体系建设的微观经济效应研究提供了新的经验证据。

第二,补充了有关企业流动性管理行为的决定因素的相关研究。自中国经济步入“新常态”阶段,随着外部环境不断恶化,部分企业倾向于持有大量现金以应对可能发生的负面冲击。已有研究主要侧重于考察企业税负压力(谢雁翔等,2022)、行业成长性(杨兴全等,2016)、法律制度环境(Opler et al.,1999;钱雪松等,2019)等因素对企业现金持有的影响。不同于既有研究,本文强调,信用信息共享是影响企业现金持有的重要因素,并给出了信用信息共享影响企业现金持有的微观机制,这一发现不仅丰富了企业现金持有影响因素的相关

文献,而且为中国制度背景下如何降低企业高额现金持有以减少企业偏离最优现金持有幅度提供了新的参考路径。

二、制度背景、文献综述和研究假说

(一) 制度背景

加快社会信用体系建设是完善社会主义市场经济体制、加强和创新社会治理的重要手段,对增强社会成员诚信意识,营造优良信用环境,提升国家整体竞争力具有重要意义。近年来,为完善社会信用制度,我国围绕“企业和个人征信体系”、“信用评价体系”以及“征信业”等方面陆续出台了一系列配套政策。值得一提的是,2014 年 6 月,国务院根据加快社会信用体系建设的总体要求,印发了中国首部国家级社会信用体系建设专项规划《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020 年)》(以下简称《纲要》),其已经成为社会信用体系建设的工作指南,我国社会信用制度建设也相应进入加速完善阶段。

在《纲要》的指导下,2015 年 8 月国家发展和改革委员会与中国人民银行联合发文,将 11 个城市列入首批全国创建社会信用体系建设示范城市,2016 年 4 月,又批复 32 个城市(城区)列入试点计划。^① 该政策的实施构建了系统完善的信用信息共享制度,具体表现在以下三个方面:第一,各城市建立了地方信用信息共享平台,进一步完善地方信用网站,为使用者查询信用信息提供便利,并实时共享至全国性信用信息网站“信用中国”;第二,各试点城市充分发挥信用服务机构的专业优势,在信用信息共享和信用产品开发应用等方面与信用服务机构开展了紧密合作;第三,各试点城市出台了相应的标准和规定并以此探索建立重点行业的红黑名单,鼓励并推动金融机构等查询使用信用信息,实现信用联合奖惩的机制化、自动化,显著提升了企业信用的市场价值,构建了以信用为核心的市场监管体系。

与之前的政策相比,此次示范城市建设重点在于建立信用信息共享机制,更加注重大规模信用信息的归集和应用,社会成员信用记录得到了极大扩充,在推动企业自身诚实守信、赋予社会公众“用脚投票”的权利等方面具有积极作用。根据国家发展和改革委员会的考察和通告,上述社会信用体系建设示范城市建设名单中的各个地级市在 2017 年底均建立了公共信用信息共享平台,并实现了机制化、常态化归集公共信用信息,为本文后续分析信用信息共享对企业现金持有的影响提供了可靠的识别场景。

(二) 文献综述

有关信息共享的文献最初集中出现在产业组织理论领域,研究对象主要是产品市场的信息共享机制及其市场后果(Shapiro, 1986)。但随着 20 世纪 90 年代各国信用信息共享机制的逐渐建立,学术界针对信贷市场信息共享机制的研究逐步增多。总的来看,信贷市场的信用信息共享机制主要发挥了信息甄别与约束效应两种作用,并给银行绩效、企业行为以及市场效率带来了显著的积极影响。具体而言,在信息甄别方面, Pagano 和 Jappelli (1993) 使用个人消费信贷市场的数据发现,信用信息共享机制有助于银行在事前判断借贷者信用资质,从而有效降低贷款违约率。 Padilla 和 Pagano (1997) 构建的模型认为,引入银行间的信息共享机制有助于提高银行间竞争,进而减少银行因对借款人信息的垄断而引发敲竹杠行

① 囿于篇幅,创建社会信用体系建设示范城市名单和相应具体措施留存备索。

为。Gehrig 和 Stenbacka(2007)则认为在存在银行间重复竞争的场景下,信用信息共享机制的存在使得贷款人可以低成本地获取信息并从其他的竞争者攫取更多的客户资源,最终提高整个市场的均衡收益。同时,信用信息共享也可作为一种声誉机制对企业行为产生约束。例如,Diamond(1989)发现当借款人和贷款人之间因历史借贷信息过少而存在信息不对称时,借款人有动机选择风险过高的低价值投资项目,所以需要建立长期的声誉机制以促使借款人有足够的激励去进行最优投资。因此,本文研究可对与信用信息共享相关的文献形成有益补充。

作为企业至关重要的流动性管理决策,现金持有水平长期以来备受学界和业界的关注和探讨。现有研究认为,第一,为满足企业日常交易的需要,如用于购买材料、支付工资、缴纳税款、偿还到期债务、支付股利等,企业会持有大量现金,即基于交易动机的现金持有(谢雁翔等,2022);第二,企业的日常经营状况会受到市场负面冲击,并且融资约束问题也会制约其投资良好的项目,为避免陷入市场负面冲击以及失去良好的投资机会所导致的损失,企业更倾向于持有更多的现金资产,即基于预防性动机的现金持有(Opler et al., 1999);第三,在所有权和经营权分离且企业缺乏有效制度保护的情况下,企业的代理问题是当前企业持有高额现金的重要原因,即基于代理动机的现金持有(Dittmar and Mahrt-Smith, 2007)。特别地,企业的现金持有行为不仅影响其经营效率和企业价值,而且一定程度上反映了一个国家制度环境的优劣。近年来,从制度环境视角切入考察企业现金持有的研究不断涌现。例如,钱雪松等(2019)以主要内容为扩大担保财产范围、完善担保物权设定实现程序的《物权法》出台为准自然实验,发现担保物权制度改革缓解了企业融资约束,从而降低了企业基于预防性动机的现金持有。而关于信用信息共享是否以及如何影响企业现金持有,既有研究鲜有探讨。

(三)研究假说

整体来看,创建社会信用体系建设示范城市能够通过建立信用信息共享机制放大信誉机制的市场效应,迫使企业在决策时考虑失信行为可能带来的后果,从而引导企业增强信用。这不仅有助于信用较好的企业获取更多的外部融资(贺学会等,2008),还有助于激励企业守信经营,缓解管理层的机会主义动机,降低企业的代理成本(曹雨阳等,2022;黄卓等,2023)。因此,本文认为,创建社会信用体系建设示范城市引致的信用信息共享机制建立能够提升企业外部融资可获得性、缓解企业代理问题,进而影响企业现金持有。

一方面,创建社会信用体系建设示范城市的核心在于健全信用信息共享机制,可以增强企业信用,进一步通过直接提高企业外部融资可获得性降低企业基于交易动机、预防性动机的现金持有。具体而言,第一,信用信息共享机制的完善能够促使企业增强自身信用。其背后的机理在于,畅通的信息传递渠道有助于发挥市场经济中企业的信誉机制(吴元元, 2012)。第二,在信息传播渠道畅通的条件下,企业的任何失信行为都将被记录于信用平台上并且可以被其他信息使用者获取作为交易前的参考,这将使得企业从事失信活动的机会成本大大增加(沈岍,2019)。市场上的各个参与主体可以借助信用平台上的失信信息来决定是否对企业提供融资,如果企业历史上存在较多失信记录,不仅其获得外部融资的可能性将大幅减少,未来陷入财务困境的概率也会相对增加(贺学会等,2008)。因此,在创建社会信用体系建设示范城市实施之后,理性的企业将尽可能遵守社会诚信,增强自身信用。这会

直接提高企业外部融资可获得性,不仅可以优化企业资金状况,降低企业基于交易动机的现金持有(谢雁翔等,2022),还能够缓解企业融资约束,企业基于预防性动机的现金持有也会随之下降(钱雪松等,2019)。

另一方面,创建社会信用体系建设示范城市通过信用信息共享机制也会缓解企业代理问题,进而影响企业现金持有。具体而言,以信用信息共享机制为核心的创建社会信用体系建设示范城市使得企业的各类失信行为能够统一公布于信用网站,降低了外部投资者、监管部门、新闻媒体以及社会公众对公司的监督难度,有助于削弱公司机会主义动机。同时,信用信息共享机制的完善也放大了信誉机制的市场效应,能够有效提高公司从事失信行为的成本,抑制高管机会主义动机,有效缓解企业代理问题(曹雨阳等,2022;黄卓等,2023)。因此,信用信息共享机制能够有效缓解企业代理问题,直接降低企业基于代理动机的现金持有。基于上述分析,本文提出如下待检验的核心假说1:

研究假说1:以创建社会信用体系建设示范城市为标志的信用信息共享机制降低了企业现金持有。

进一步,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的作用强度还取决于企业异质性特征。第一,信息披露质量会对创建社会信用体系建设示范城市与企业现金持有之间的关系产生重要影响。由于企业与投资者之间存在较为严重的信息不对称,投资者无法清晰准确地识别企业信用情况、生产经营情况和未来发展趋势,因此,对于信息披露质量较高的企业,投资者更能以低成本和高效率展开监管工作;而对于信息披露质量较低的企业,投资者通常会减少对其的信贷额度以降低自身风险(Wang et al., 2020)。考虑到创建社会信用体系建设示范城市的核心在于建立信用信息共享机制,不难推测,在创建社会信用体系建设示范城市实施之后,信息披露质量较低的企业受到信用信息共享冲击的影响会更大,企业现金持有的下降幅度也理应更为明显。

第二,公司治理水平也会影响创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用。诸多研究表明,低效的公司治理往往对应着高额的现金持有(A. Ozkan and N. Ozkan, 2004),这是因为公司治理缺位无法抑制管理层或者大股东的私利动机。考虑到创建社会信用体系建设示范城市是正式制度改革的重要维度,并且缓解企业代理问题是其影响企业现金持有的重要途径,因此,这项政策对企业现金持有的降低作用理应在公司治理较差的企业更大。

第三,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用也会受到企业融资约束高低的影响。在资金供给方占据主导地位的信贷市场中,严重的融资约束引致企业资金不足是企业持有现金的主要原因(钱雪松等,2019),外部融资受阻引致现金持有的上升幅度在高融资约束企业要显著强于低融资约束企业。因此,与融资约束较轻的企业相比,在银行信贷资金规模增加幅度相同时,融资约束严重的企业对现金持有的反应将会更加强烈。考虑到创建社会信用体系建设示范城市能够提升企业外部融资可获得性,该政策降低企业现金持有的作用在融资约束严重的企业将更为凸显。

第四,企业外部监督也会导致创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用表现出差异性特征。既有研究表明,较强的外部监督力度是抑制企业机会主义行为的重要一环(孔东民等,2013)。然而,外部监督者和企业之间的信息不对称将会削弱外部监督

的有效性。鉴于创建社会信用体系建设示范城市使得企业的各类失信行为能够统一公布于信用网站,这在一定程度上可以降低外部监督者和企业之间的信息不对称(曹雨阳等,2022;黄卓等,2023)。而与外部监督力度较大的企业相比,在信息不对称改善幅度相同时,外部监督力度较小的企业面对信用信息的增量将会受益更大。据此不难推测,创建社会信用体系建设示范城市降低企业现金持有的作用在外部监督力度较小的企业将更为凸显。

基于上述分析,本文提出如下待检验的核心假说2:

研究假说2:对于信息披露质量较低、公司治理较差、融资约束严重以及外部监督力度较小的企业,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用更为凸显。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

为考察信用信息共享与企业现金持有之间的相关关系,本文以全国创建社会信用体系建设示范城市为准自然实验,构建了如下计量模型:

$$Cash_{ict} = \alpha + \theta Trust_{ct} + \sum_j \beta_j X_{it} + u_i + \theta_t + Indtrend_p + \varepsilon_{ict} \tag{1}$$

模型(1)中: i 表示企业, c 表示城市, t 表示年份,被解释变量 $Cash$ 是企业现金持有,核心解释变量 $Trust$ 为政策冲击变量,表示企业所在城市是否已经入围创建社会信用体系建设示范城市名单。 X 表示一系列企业层面的控制变量。为排除难以观测的不随时间推移而变化的企业特征、随时间推移而变化的宏观经济环境以及企业所属行业的周期性特征对回归结果造成的干扰,本文在模型中进一步控制了企业固定效应(u_i)、年份固定效应(θ_t)以及行业时间趋势($Indtrend_p$)。为剔除异方差性和序列相关性对估计系数造成的影响,本文将标准误在企业层面进行了聚类调整。

(二) 指标选取与变量定义

充分结合 Opler 等(1999)、钱雪松等(2019)、曹雨阳等(2022),本文对涉及到的指标选取及其度量方式进行界定。对于企业现金持有 $Cash$,本文采用货币资金与总资产和货币资金差额的比值测度。对于政策冲击变量 $Trust$,本文以各城市是否入围创建社会信用体系建设示范城市名单进行界定,实施当年及之后年份赋值为1,否则赋值为0。控制变量主要包括:营业收入 $Insales$,采用营业收入的自然对数度量;长期偿债能力 Lev ,采用负债总额与总资产和货币资金之差的比值度量;企业资产收益率 ROA ,采用净利润与企业总资产的比值度量;现金流量 $Cashflow$,采用经营活动产生的现金流净额与期初总资产的比值度量;托宾 Q 值 $TobinQ$,采用股东权益与公司市值的比值度量;净营运资本 NWC ,计算方式为(流动资产合计-货币资金-流动负债合计)与总资产的比值;企业年龄 $FirmAge$,采用企业成立年限度量;董事会规模 $Board$,采用董事会人数的自然对数度量;独立董事占比 $Indep$,采用独立董事人数与董事会人数的比值度量;两职合一 $Dual$,董事长和 CEO 兼任时赋值为1,否则赋值为0;管理层持股比例 $Mshare$,采用管理层持股数量与总股本的比值度量;机构投资者持股比例 $INST$,采用机构投资者持股数量与总股本的比值度量;第一大股东持股比例 $Top1$,采用第一大股东持股数量与总股本的比值度量;股权制衡度 $Balance$,采用第二大股东持股比与第一大股东持股比的比值度量。

(三)数据来源与主要变量的描述性统计

考虑到创建社会信用体系建设示范城市的第一批试点为 2015 年,第二批试点为 2016 年,为保证研究样本的充裕性,同时避免样本区间过宽导致的其他政策的混淆效应,本文以 2011—2020 年中国 A 股上市公司为初始研究样本,初始企业数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。将创建社会信用体系建设示范城市的样本数据和企业数据进行匹配,并且为提高实证结果的可信度,本文对原始数据进行了如下预处理:剔除金融行业上市公司;剔除 ST 类和 PT 类公司;剔除数据缺失的样本;剔除资不抵债的样本。此外,为消除极端值对回归结果的干扰,本文对连续变量在上下 1%水平上进行了缩尾处理,最终得到 25 718 个企业-年份观测值。

变量描述性统计如表 1 所示。其中,给定企业现金持有 *Cash* 的计算方式,其均值与标准差分别为 0.2612 和 0.2971,最小值与最大值分别为 0.0103 和 3.3592,反映出不同企业的现金持有存在较大差异,这有利于本文识别创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的影响。核心解释变量 *Trust* 的均值为 0.3095,表明本文的研究样本中约有 31%受到创建社会信用体系建设示范城市的冲击。其他控制变量的统计结果与现有文献基本一致。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>Cash</i>	25 718	0.2612	0.2971	0.0103	0.0984	0.1684	0.3011	3.3592
<i>Trust</i>	25 718	0.3095	0.4623	0	0	0	1	1
<i>lnsales</i>	25 718	21.4450	1.4617	17.3049	20.4554	21.3189	22.3128	25.7769
<i>Lev</i>	25 718	0.5196	0.2414	0.0704	0.3320	0.5079	0.6889	1.2828
<i>ROA</i>	25 718	0.0384	0.0675	-0.4110	0.0135	0.0374	0.0697	0.2359
<i>Cashflow</i>	25 718	0.0522	0.0877	-0.3223	0.0066	0.0499	0.0974	0.4839
<i>TobinQ</i>	25 718	2.0817	1.5220	0.7987	1.2369	1.6079	2.3287	19.0936
<i>NWC</i>	25 718	0.0566	0.2573	-0.8021	-0.1056	0.0606	0.2302	0.6601
<i>FirmAge</i>	25 718	18.6082	5.7281	4	15	19	22	36
<i>Board</i>	25 718	2.1277	0.1976	1.6094	1.9459	2.1972	2.1972	2.7081
<i>Indep</i>	25 718	0.3752	0.0533	0.3077	0.3333	0.3571	0.4286	0.6
<i>Dual</i>	25 718	0.2761	0.4471	0	0	0	1	1
<i>Mshare</i>	25 718	0.1363	0.1989	0	0	0.0061	0.2537	0.7017
<i>INST</i>	25 718	0.3862	0.2322	0	0.1922	0.3912	0.5669	0.8908
<i>Top1</i>	25 718	0.3401	0.1474	0.0816	0.2250	0.3176	0.4377	0.7578
<i>Balance</i>	25 718	0.7349	0.6100	0.0170	0.2544	0.5714	1.0538	2.9567

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果分析

表 2 展示了基于模型(1)的基准回归结果。为了保证估计结果的稳健性,本文逐步控制了固定效应和控制变量。从中可以看出,*Trust* 的估计系数在各列中均显著为负。这意味着,创建社会信用体系建设示范城市引致的信用信息共享外生冲击显著降低了企业现金持有,研究假说 1 得到验证。进一步地,本文以第(4)列为基准,对回归结果的经济学意义进行阐述。给定企业现金持有 *Cash* 的计算方式,*Trust* 的估计系数为-0.0542,意味着创建社会信用体系建设示范城市使得企业现金持有显著下降约 5.4%,约为全样本均值的 20.75% (0.0542/0.2612)。

表 2 基准回归结果

	Cash			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Trust	-0.0119 ** (0.0057)	-0.0713 *** (0.0108)	-0.0540 *** (0.0100)	-0.0542 *** (0.0099)
lnsales			-0.0932 *** (0.0065)	-0.0945 *** (0.0064)
Lev			0.3000 *** (0.0310)	0.3045 *** (0.0311)
ROA			0.5998 *** (0.0386)	0.6055 *** (0.0378)
Cashflow			0.3682 *** (0.0289)	0.3674 *** (0.0287)
TobinQ			-0.0126 *** (0.0028)	-0.0130 *** (0.0028)
NWC			0.0118 (0.0298)	0.0164 (0.0299)
FirmAge			-0.0109 (0.0261)	-0.0126 (0.0259)
Board			0.0242 (0.0259)	0.0236 (0.0258)
Indep			-0.0569 (0.0747)	-0.0564 (0.0748)
Dual			0.0205 *** (0.0070)	0.0208 *** (0.0070)
Mshare			0.2575 *** (0.0420)	0.2583 *** (0.0413)
INST			0.0218 (0.0187)	0.0213 (0.0187)
Top1			0.4408 *** (0.0526)	0.4481 *** (0.0525)
Balance			0.1045 *** (0.0100)	0.1044 *** (0.0098)
_Cons			2.0232 *** (0.3827)	2.0174 *** (0.3794)
企业固定效应	否	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
行业时间趋势	否	否	否	是
观测值	25 718	25 718	25 718	25 718
调整 R ²	0.0003	0.0843	0.1770	0.1795

注:括号内为聚类到企业层面的标准误,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。下表同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

为了更直观地考察实验组和对照组是否满足平行趋势假设以及企业现金持有在企业所在城市入围创建社会信用体系建设示范城市名单之后的动态效应,本文采用事件研究法进行动态效应分析。具体而言,本文以各地级市入围创建社会信用体系建设示范城市名单的上一年为基期,构建了年份虚拟变量,设定如下计量模型:

$$Cash_{ict} = \alpha_0 + \sum_{k \geq -4, k \neq -1}^4 \vartheta_k Trust^k + \sum_j \beta_j X_{it} + u_i + \theta_t + Indtrend_p + \varepsilon_{ict} \tag{2}$$

模型(2)中:Trust^k表示企业所在地级市入围创建社会信用体系建设示范城市名单之前(之

后)第 k 年,其他变量与模型(1)一致。图1描绘了年份虚拟变量的估计系数及95%置信区间。可以看出,企业所在城市在入围创建社会信用体系建设示范城市名单之前,年份虚拟变量的估计系数均未通过5%水平的显著性检验,证实了平行趋势假设。此外,改革当期及随后年份的年份虚拟变量的估计系数均显著为负,这意味着,信用信息共享对企业现金持有的降低作用在企业所在地级市入围创建社会信用体系建设示范城市名单当年就开始显现,而且持续存在多期。

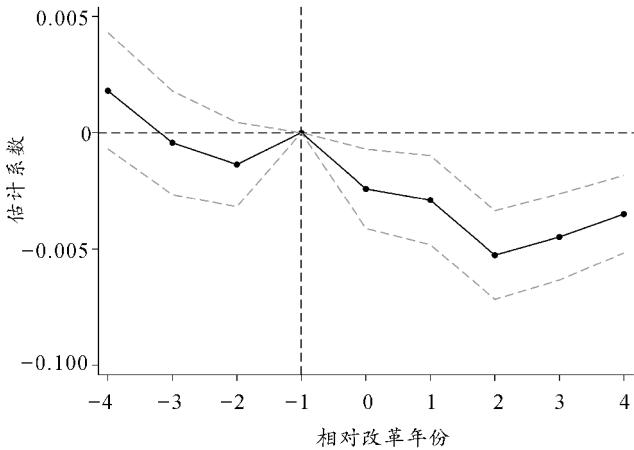


图1 动态效应检验

2.安慰剂检验

为证明企业现金持有的降低确实是由创建社会信用体系建设示范城市带来的,本文进行了安慰剂检验。具体而言,采取随机抽样方法构造了虚假的实验组企业和控制组企业,从而构造了一个虚假的处理变量 $Trust_new$,代替原有模型(1)中的 $Trust$ 进行重新回归。特别地,为了增强结果的可信度,我们将上述过程重复了1 000次。理论上讲,如果本文结论成立,那么核心解释变量 $Trust_new$ 的估计系数理应与0无显著差异。图2展示了1 000次随机抽样所得 $Trust_new$ 估计系数的核密度分布及其P值的分布情况。

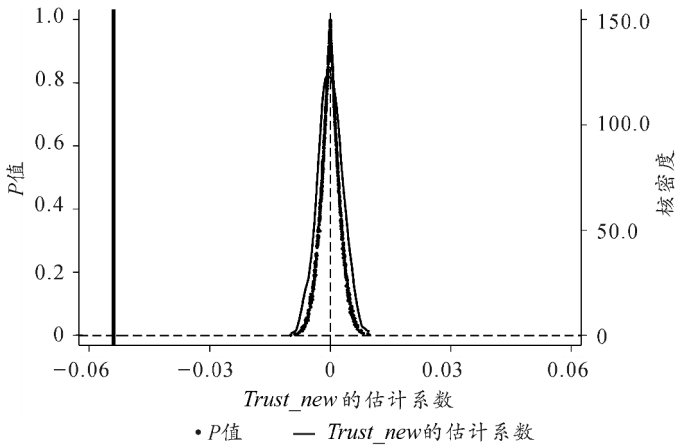


图2 安慰剂检验

可以发现 *Trust_new* 的估计系数明显集中分布于 0 附近,远小于基准回归结果表 2 第 (4)列中 *Trust* 的估计系数-0.0542。结果表明,基准回归结果不存在因遗漏重要解释变量而导致的估计偏差。

3. 替换核心变量度量方式

为了验证核心解释变量的度量方式不会影响基准回归结果的成立,本文采用如下三种度量方式测度企业现金持有:(1) *Cash1*,采用货币资金与总资产的比值测度;(2) *Cash2*,采用(货币资金+交易性金融资产)与(总资产-货币资金-交易性金融资产)的比值测度;(3) *Cash3*,采用(货币资金+交易性金融资产)与总资产的比值测度。回归结果见表 3 第(1)—(3)列。此外,考虑到企业超额现金持有是企业现金持有规模的重要组成部分,并且行业平均的现金持有是一家公司确定目标现金持有的重要参考标准,本文在前文 *Cash*、*Cash1*、*Cash2* 和 *Cash3* 的基础上,借鉴罗进辉等(2018)的方法,将公司实际持有的现金与行业年度均值的差额定义公司的超额现金持有,生成变量 *Excash*、*Excash1*、*Excash2* 和 *Excash3*。回归结果见表 3 第(4)—(7)列。观察估计结果可知,在替换核心解释变量的度量方式之后,核心解释变量 *Trust* 估计系数仍显著为负,基本结论保持不变。

表 3 替换核心变量度量方式的回归结果

	<i>Cash1</i>	<i>Cash2</i>	<i>Cash3</i>	<i>Excash</i>	<i>Excash1</i>	<i>Excash2</i>	<i>Excash3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Trust</i>	-0.0169*** (0.0039)	-0.0134*** (0.0039)	-0.0478*** (0.0100)	-0.0290*** (0.0096)	-0.0464*** (0.0097)	-0.0461*** (0.0097)	-0.0286*** (0.0097)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是	是	是
观测值	25 718	25 718	25 718	25 718	25 718	25 718	25 718
调整 <i>R</i> ²	0.1893	0.1635	0.1532	0.0990	0.1395	0.1544	0.1368

4. 其他稳健性检验

为了验证本文基准回归结果的可靠性,本文还从控制更多固定效应、改变研究样本以及修正异质性处理效应三个维度进行稳健性检验。首先,考虑到行业和地区层面的时变经济因素可能也会影响企业现金持有,本文在模型(1)的基础上进一步控制了行业-时间固定效应和省份-时间固定效应以排除行业和地区层面的时变差异对本文研究结论的影响。回归结果见表 4 第(1)、(2)列。其次,一方面,考虑到制造业企业在全部上市公司中所占比重最高,为排除特定行业因素的干扰,我们仅保留制造业样本进行重新估计。另一方面,考虑到在本文的样本区间内存在大量新成立企业,本文将非平衡面板数据转化为平衡面板数据,以增强研究样本在时间序列上的可比性。回归结果见表 4 第(3)、(4)列。最后,对于本文的创建社会信用体系建设示范城市而言,政策实施较早的处理组样本会被作为政策实施较晚处理组样本的控制组,因此会存在异质性处理效应,采用传统双向固定效应模型可能会造成估计偏误(De Chaisemartin and D’Haultfoeuille,2020)。为此,本文利

用包含异质性处理效应的稳健估计量进行再估计,相关结果见表 4 第(5)列。观察回归结果可知,核心解释变量 *Trust* 的估计系数仍然显著为负,本文核心结论未发生实质性改变。

表 4 其他稳健性检验回归结果

	<i>Cash</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Trust</i>	-0.0400*** (0.0101)	-0.0327** (0.0129)	-0.0565*** (0.0129)	-0.0585*** (0.0133)	-0.0522*** (0.0121)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	否	否	否	否
省份-年份固定效应	否	是	否	否	否
观测值	25 718	25 718	16 740	11 580	25 718
调整 <i>R</i> ²	0.2291	0.1993	0.1719	0.2073	0.1544

(三) 排除同时期其他事件的影响

尽管基准回归结果证实了创建社会信用体系建设示范城市能够降低企业现金持有,但仍然面临样本区间内其他事件对企业现金持有的影响的挑战。在此,本文排除了供给侧结构性改革、民营银行扩张、固定资产加速折旧政策和地方债管理体制改革的重大事件冲击的干扰,主要原因在于:第一,冯圆(2018)研究表明,供给侧结构性改革对于降低企业成本,加强企业生产经营能力具有显著作用,这可能降低企业现金持有。第二,2014—2019 年间,全国各地先后成立了深圳前海微众银行等 19 家民营银行。民营银行作为中国金融体系的重要补充,能够从供给侧发力满足企业巨大的资金需求,可能也会降低企业的现金持有。第三,刘行等(2019)研究表明,固定资产加速折旧政策能够降低企业的税负压力。这意味着,固定资产加速折旧政策在一定程度上也能够缓解企业流动性约束,进而降低企业的现金持有。第四,自 2015 年开始全国各地陆续开展地方债管理体制改革的,不仅抑制了政府债务的增长,还减轻了政府债务融资对企业融资的“挤出效应”,缓解了企业的融资困境(梁若冰、王群群,2021),这在一定程度上也可能降低企业现金持有。因此,为排除上述事件对基准回归结果可能产生的干扰,本文设计了如下变量进行控制:行业虚拟变量 *Group*(技术密集型行业赋值为 1,否则赋值为 0)与时间虚拟变量 *post*(2015 年及之后年份赋值为 1,否则赋值为 0)的交互项 *Group*×*post*、民营银行设立虚拟变量 *Privatebank*(新设立民营银行的城市在当年及之后年份赋值为 1,否则赋值为 0)、固定资产加速折旧政策的虚拟变量 *Adfa*(试点行业企业在政策实施当年及之后年份赋值为 1,否则为 0)以及地方债管理体制改革的虚拟变量 *Reform*(以各地级市政府债券余额的最早公布时间确定地级市债务管理改革的落实时间,实施当年及之后年份赋值为 1,否则赋值为 0)。回归结果见表 5,可以发现,在尽可能地控制住同时期其他事件的影响后,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用仍然显著。

表 5 排除同时期其他事件影响的回归结果

	Cash				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Trust	-0.0552 *** (0.0101)	-0.0394 *** (0.0100)	-0.0545 *** (0.0099)	-0.0525 *** (0.0097)	-0.0391 *** (0.0099)
Group×post	-0.0070 (0.0135)				0.0024 (0.0140)
Privatebank		-0.0355 *** (0.0103)			-0.0353 *** (0.0102)
Adfa			-0.0491 *** (0.0065)		-0.0496 *** (0.0070)
Reform				-0.0052 (0.0072)	-0.0010 (0.0072)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是
观测值	25 718	25 718	25 718	25 718	25 718
调整 R ²	0.1810	0.1823	0.1843	0.1809	0.1857

五、机制检验、异质性分析与进一步讨论

(一) 机制检验分析

前文研究表明,创建社会信用体系建设示范城市显著降低了企业现金持有。考虑到创建社会信用体系建设示范城市引致的信用信息共享机制在于增强企业信用,进而能够提升企业外部融资可获得性并缓解企业的代理问题。因此,本文的逻辑起点在于创建社会信用体系建设示范城市改善了企业信用,从而降低了企业持有现金动机。所以,在探究创建社会信用体系建设示范城市通过何种渠道对企业现金持有施加影响前,有必要对创建社会信用体系建设示范城市改善企业信用状况的效果进行初步评估。

首先,本文采用企业失信与否的二元虚拟变量 *Deadbeat* 测度企业信用,采用 Logit 模型进行估计,检验创建社会信用体系建设示范城市对企业信用的影响。此外,本文还根据上市公司违规处罚信息总表,使用企业违规处罚次数 *Fraud* 作为企业信用的代理变量,争取更加全面地识别出创建社会信用体系建设示范城市如何影响企业信用。回归结果见表 6 第(1)列和第(2)列。可以看出,Trust 的估计系数均显著为负。结果表明,创建社会信用体系建设示范城市有助于降低企业成为失信被执行人的概率以及企业违规处罚次数,即创建社会信用体系建设示范城市有助于增强企业信用。

其次,在企业外部融资可得性方面,本文主要聚焦银行借款、债券发行和商业信用三个维度。在银行借款维度,一方面,本文以企业银行借款总额占企业总资产的比重刻画企业的银行借款规模 *BankLoan*;另一方面,鉴于创建社会信用体系建设示范城市对企业获取的银行非信用借款和银行信用借款可能存在显著差异,本文手工整理了上市公司的每笔银行借款明细,然后以银行非信用借款总额占企业总资产的比重刻画银行非信用借款规模 *NCLoan*,以企业获取的银行信用借款总额占企业总资产的比重刻画银行信用借款规模 *CLoan*。回归结果见表 6 第(3)至(5)列。不难发现,Trust 的估计系数在银行借款规模和银行信用借款规模回归中显著为正,而在银行非信用借款规模回归中不显著。上述结果充分表明,创建社会信用体系建设示范城市显著提升了企业的银行借款规模,并且更依赖于信用环境的信用借

款提升更为明显。在债券发行维度,本文采用企业债券发行金额与企业总资产的比值 *Bond* 刻画企业的债券发行规模。回归结果见表 6 第(6)列。可以看出,*Trust* 的估计系数显著为正。这意味着,创建社会信用体系建设示范城市显著提升了企业债券融资规模。在商业信用融资维度,本文采用企业应付账款与预收款项之和与企业总资产的比值 *Credit* 刻画供应商和客户为企业提供的商业信用。回归结果见表 6 第(7)列。观察可知,*Trust* 的估计系数并不显著。结果说明,创建社会信用体系建设示范城市对企业商业信用融资并无显著作用。其中可能的原因在于:商业信用实质上会承担较高的隐含融资成本(刘行等,2017),因此,创建社会信用体系建设示范城市之后,企业更可能以成本较低的银行信用借款来替代商业信用使用。综上所述,创建社会信用体系建设示范城市主要通过提高企业获取的银行信贷融资规模和债券融资规模,优化了企业资金状况并缓解了企业融资约束,进而降低了企业基于交易动机和预防性动机的现金持有。

最后,在企业代理问题方面,本文参照罗进辉(2012)的做法,采用企业的管理费用与销售费用之和与企业营业收入的比值 *Agency_Cost* 测度企业的代理成本。结果如表 6 第(8)列所示。可以看出,*Trust* 的估计系数显著为负,说明创建社会信用体系建设示范城市降低了企业代理成本,进而降低了企业基于代理动机的现金持有。

表 6 机制检验结果

	<i>Deadbeat</i>	<i>Fraud</i>	<i>BankLoan</i>	<i>NCLoan</i>	<i>CLoan</i>	<i>Bond</i>	<i>Credit</i>	<i>Agency_Cost</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Trust</i>	-0.5580*** (0.1588)	-0.0543** (0.0218)	0.0067** (0.0033)	-0.0036 (0.0036)	0.0066** (0.0031)	0.0032*** (0.0009)	-0.0013 (0.0021)	-0.0075*** (0.0029)
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
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	19 224	25 718	18 691	11 925	14 450	24 974	21 000	25 443
调整 R^2		0.0444	0.3402	0.2090	0.1086	0.0429	0.1796	0.2909
伪 R^2	0.1391							

(二) 异质性分析

前文实证结果显示,创建社会信用体系建设示范城市导致企业现金持有下降。但是,不同类型企业受到该政策的影响可能存在差异。因而,与前文整体层面的分析不同,本文分别从企业的信息披露质量、公司治理、融资约束以及外部监督四个维度切入,运用分组回归方法考察创建社会信用体系建设示范城市冲击影响企业现金持有的横截面差异。整体而言,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用在信息披露质量较低、公司治理较差、融资约束严重以及外部监督力度较小的企业更为凸显。本文的研究假说 2 得以证实。

1. 基于企业信息披露质量视角的检验

为检验企业信息披露质量如何影响创建社会信用体系建设示范城市与企业现金持有之间的关系,本文借鉴 Khan 和 Watts(2009)、Kim 和 Verrecchia(2001)的做法,采用会计稳健性和 KV 指数对企业信息披露质量进行测度。分组回归结果见表 7。可以看出,无论是信息披露质量高的样本还是信息披露质量低的样本,*Trust* 的估计系数均显著为负。但 *Trust* 的估计系数在会计稳健性小和 KV 指数大的样本中显著较小。结果充分表明,创建社会信用体系

建设示范城市降低企业现金持有的作用在信息披露质量较差的企业中更为凸显。

表 7 基于企业信息披露质量的异质性分析

	Cash			
	会计稳健性		KV 指数	
	≥50%	<50%	≥50%	<50%
	(1)	(2)	(3)	(4)
Trust	-0.0534 *** (0.0134)	-0.0732 *** (0.0142)	-0.0644 *** (0.0164)	-0.0182 ** (0.0089)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是
观测值	10 019	11 381	12 570	12 576
调整 R ²	0.1839	0.2100	0.2067	0.1343
分组系数差异	0.0136		0.0002	

注:连续性分组指标均采用年度中位数进行分组。分组系数差异汇报的是 P 值。下表同。

2. 基于公司治理视角的检验

借鉴曹春方等(2015),本文从两职是否兼任、独立董事人数和机构投资者持股比例三个维度出发,检验公司治理水平如何影响创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用。分组回归结果见表 8。可以看出,Trust 的估计系数在不同公司治理水平下均显著为负,这意味着无论公司治理水平如何,创建社会信用体系建设示范城市均显著降低了企业现金持有。但 Trust 的估计系数在两职兼任组、独立董事人数较少组和机构投资者持股较低组中显著较小。结果表明,创建社会信用体系建设示范城市降低企业现金持有的作用在公司治理较差的企业中更为凸显。

表 8 基于公司治理水平的异质性分析

	Cash					
	两职是否兼任		独立董事人数		机构投资者持股	
	分离	兼任	≥50%	<50%	≥50%	<50%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Trust	-0.0414 *** (0.0106)	-0.1001 *** (0.0245)	-0.0420 *** (0.0153)	-0.0618 *** (0.0117)	-0.0283 ** (0.0111)	-0.0741 *** (0.0175)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是	是
观测值	18 616	7 102	4 569	21 149	12 857	12 861
调整 R ²	0.1569	0.2733	0.1935	0.1939	0.1358	0.2322
分组系数差异	0.0001		0.0744		0.0014	

3. 基于企业融资约束视角的检验

为检验企业融资约束如何影响创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的作用强度,本文借鉴钱雪松等(2019)对企业融资约束的刻画方式,采用企业规模、企业所有制形式以及企业年龄作为企业融资约束的测度指标。分组回归结果见表 9。不难看出,Trust 的回归系数在企业规模小、非国有企业和企业年龄小的子样本中显著为负,而在企业规模大、国有企业和企业年龄大的子样本中显著性水平下降或不显著,且前者系数明显小于后者。

这些结果充分表明,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用在融资约束较高的企业中更大。

表 9 基于企业融资约束的异质性分析

	Cash					
	企业规模		企业所有制形式		企业年龄	
	≥50%	<50%	国有	非国有	≥50%	<50%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Trust	-0.0158 * (0.0094)	-0.0922 *** (0.0191)	-0.0155 (0.0099)	-0.0748 *** (0.0145)	-0.0123 (0.0096)	-0.0827 *** (0.0177)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是	是
观测值	12 857	12 861	8 700	17 018	11 950	13 768
调整 R ²	0.1668	0.2480	0.1799	0.2241	0.1699	0.3183
分组系数差异	0.0000		0.0000		0.0000	

4. 基于企业外部监督视角的检验

为进一步检验企业外部监督是否影响创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的作用大小,本文借鉴辛清泉等(2014)、孔东民等(2013),从审计监督、媒体关注和社会公众关注三个视角刻画企业的外部监督情况,并分别采用企业是否被四大会计师事务所审计、报刊财经新闻中出现企业的新闻数量以及以股票代码、公司简称、公司全称为关键词的主流网络搜索引擎搜索数量进行测度。表 10 结果不难看出,Trust 的回归系数在企业被非四大会计师事务所审计、媒体关注度低和社会公众关注度低的子样本中显著为负,且明显小于企业被四大会计师事务所审计、媒体关注度高和社会公众关注度高的子样本。这些结果表明,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用在外部监督力度较小的企业中更为凸显。

表 10 基于外部监督力度的异质性分析

	Cash					
	四大会计师事务所审计		媒体关注度		社会公众关注度	
	是	否	≥50%	<50%	≥50%	<50%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Trust	-0.0029 (0.0195)	-0.0595 *** (0.0105)	-0.0159 (0.0117)	-0.0732 *** (0.0152)	-0.0410 *** (0.0118)	-0.0598 *** (0.0167)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是	是
观测值	1 374	24 344	12 397	12 892	12 207	12 210
调整 R ²	0.3519	0.1845	0.1536	0.2198	0.1431	0.2194
分组系数差异	0.0002		0.0000		0.0828	

六、结论与政策启示

本文以创建社会信用体系建设示范城市作为建立信用信息共享机制的外生冲击,采用 2011—2020 年中国 A 股市场非金融类上市公司年度数据,系统考察了信用信息共享对企业现金持有的影响。基于双重差分方法的估计结果显示,创建社会信用体系建设示范城市显

著降低了企业的现金持有。机制检验表明,创建社会信用体系建设示范城市显著增强了企业信用,提升了企业外部融资可获得性并降低了企业代理成本。异质性分析发现,创建社会信用体系建设示范城市对企业现金持有的降低作用在信息披露质量较低、公司治理较差、融资约束严重以及外部监督力度较小的企业中相对更大。这些新的经验证据不仅拓展了创建社会信用体系建设示范城市的微观经济效应的研究视野,还有助于厘清信用信息共享与企业现金持有之间的联系和内在机理,丰富了对社会信用体系建设如何影响现金持有等企业流动性管理问题的认识和理解。

结合研究结论,本文提出如下政策建议:第一,加强信用信息共享,更大程度地发挥信用信息的市场价值。具体而言,在总结经验的基础上继续推广创建社会信用体系建设示范城市,并继续贯彻实施《关于推进社会信用体系建设高质量发展促进形成新发展格局的意见》等政策,通过多种方式归集各类企业信用信息,引导和鼓励金融机构对企业信用信息的使用,支持专业投资机构和投资者根据企业信用信息进行标的选择,不断提高信用信息的市场效应,充分发挥信用信息在改善公司治理和实现企业可持续发展中的重要作用。第二,培育专业信用服务机构,运用市场化手段提高数据覆盖面和质量。通过信用服务机构提供企业信用信息,是充分发挥“信用中国”网站、国家企业信用信息公示系统、事业单位登记管理网站以及社会组织信用信息公示平台作用的重要前提。我国应加快建立公共信用服务机构与市场化信用服务机构相互补充、信用信息基础服务与增值服务相辅相成的信用服务体系,加快征信业市场化改革步伐,培育具有国际竞争力的信用评级机构,以最大程度发挥信用信息共享机制的市场效应。

参考文献:

- 1.曹春方、周大伟、吴澄澄,2015:《信任环境、公司治理与民营上市公司投资-现金流敏感性》,《世界经济》第5期。
- 2.曹雨阳、孔东民、陶云清,2022:《中国社会信用体系改革试点效果评估——基于企业社会责任的视角》,《财经研究》第2期。
- 3.冯圆,2018:《实体经济企业降成本的路径选择与行为优化研究》,《会计研究》第1期。
- 4.孔东民、刘莎莎、应千伟,2013:《公司行为中的媒体角色:激浊扬清还是推波助澜?》,《管理世界》第7期。
- 5.贺学会、王海峰、王小曼,2008:《企业信用行为与失信惩戒机制:一个基于信用资本的分析框架》,《金融研究》第10期。
- 6.黄卓、陶云清、王帅,2023:《社会信用环境改善降低了企业违规吗?——来自“中国社会信用体系建设”的证据》,《金融研究》第5期。
- 7.梁若冰、王群群,2021:《地方债管理体制变革与企业融资困境缓解》,《经济研究》第4期。
- 8.刘行、叶康涛、陆正飞,2019:《加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据》,《经济学(季刊)》第18卷第1期。
- 9.刘行、赵健宇、叶康涛,2017:《企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析》,《管理世界》第10期。
- 10.罗进辉,2012:《媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角》,《金融研究》第10期。
- 11.罗进辉、李小荣、向元高,2018:《媒体报道与公司的超额现金持有水平》,《管理科学学报》第7期。
- 12.钱雪松、代禹斌、陈琳琳、方胜,2019:《担保物权制度改革、融资约束与企业现金持有——基于中国〈物权法〉自然实验的经验证据》,《会计研究》第1期。
- 13.沈岍,2019:《社会信用体系建设的法治之道》,《中国法学》第5期。
- 14.吴元元,2012:《信息基础、声誉机制与执法优化——食品安全治理的新视野》,《中国社会科学》第6期。
- 15.谢雁翔、覃家琦、金振、耿明阳,2022:《增值税税收中性与企业现金持有》,《财贸经济》第12期。
- 16.辛清泉、孔东民、郝颖,2014:《公司透明度与股价波动性》,《金融研究》第10期。

- 17.杨兴全、齐云飞、吴昊旻,2016:《行业成长性影响公司现金持有吗?》,《管理世界》第 1 期。
- 18.De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille. 2020. "Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects." *American Economic Review* 110(9): 2964–2996.
- 19.Diamond, D. W. 1989. "Reputation Acquisition in Debt Markets." *Journal of Political Economy* 97(4): 828–862.
- 20.Dittmar, A., and J. Mahrt-Smith. 2007. "Corporate Governance and the Value of Cash Holdings." *Journal of Financial Economics* 83(3): 599–634.
- 21.Gehrig, T., and R. Stenbacka. 2007. "Information Sharing and Lending Market Competition with Switching Costs and Poaching." *European Economic Review* 51(1): 77–99.
- 22.Khan, M., and R. L. Watts. 2009. "Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism." *Journal of Accounting and Economics* 48(2–3): 132–150.
- 23.Kim, O., and R. E. Verrecchia. 2001. "The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information." *The Accounting Review* 76(4): 633–654.
- 24.Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, and R. Williamson. 1999. "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings." *Journal of Financial Economics* 52(1): 3–46.
- 25.Ozkan, A. and N. Ozkan. 2004. "Corporate Cash Holdings: An Empirical Investigation of UK Companies." *Journal of Banking & Finance* 28(9): 2103–2134.
- 26.Padilla, A. J., and M. Pagano. 1997. "Endogenous Communication among Lenders and Entrepreneurial Incentives." *Review of Financial Studies* 10(1): 205–236.
- 27.Pagano, M., and T. Jappelli.1993."Information Sharing in Credit Markets." *Journal of Finance* 44(5): 1693–1718.
- 28.Shapiro, C. 1986. "Exchange of Cost Information in Oligopoly." *Review of Economic Studies* 53(3): 433–446.
- 29.Wang, C.W., W.C. Chiu, and T.H. D. King. 2020. "Debt Maturity and the Cost of Bank Loans." *Journal of Banking & Finance* 112,105235.

Does Credit Information Sharing Reduce Firm's Cash Holding?

Qian Xuesong¹, Wang Shuai² and Qin Ruiqi³

(1: School of Economics, Huazhong University of Science and Technology; 2: School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics; 3: Shanghai Advanced Institute of Finance, Shanghai Jiao Tong University)

Abstract: A comprehensive credit information sharing mechanism is particularly important for unleashing the market value of credit information. Taking the pilot policy of social credit system reform demonstration cities as an exogenous impact of establishing a credit information sharing mechanism, this paper systematically examines the impact of credit information sharing on firm's cash holding using difference-in-differences method. The results show that the reform significantly reduces firm's cash holding, and such effect is more pronounced in firms with lower quality of information disclosure, poorer corporate governance, tighter financial constraints and weaker external supervision. Further mechanism tests show that, the reform significantly strengthens firm's credit, improves the availability of external financing and reduces agency cost. This research is helpful to clarify the relationship between credit information sharing and firm's cash holding, and has important policy implications for promoting the construction of social credit system and building a high-level socialist market economy system.

Keywords: Credit Information Sharing, Corporate Cash Holding, Corporate Credit, External Financing

JEL Classification: D82, M14, K22

(责任编辑:彭爽)