

【高质量发展】

社会信用与企业异地发展

——来自中国社会信用体系改革试点的证据

白彩全 薛启航 张贤峰

摘要：本文以中国社会信用体系改革试点为外生冲击，基于2010—2019年上市公司异地投资数据，考察了社会信用体系建设与企业异地发展的关系及其内在机制。实证结果表明：社会信用体系改革试点可以显著吸引上市公司异地投资，该结论在经过多重稳健性检验后依旧成立。机制分析表明，社会信用之所以可以吸引企业异地投资，是通过扩大市场规模、提高金融可得性、改善创新环境的作用机制来实现的。进一步分析表明，当母公司所在地的地方保护主义程度较高、子公司所在地的主导型产业政策较少以及两城市之间的文化差异较大时，社会信用体系建设吸引外地企业的效果更明显。本研究对加快建设全国统一大市场和企业异地发展具有重要启示意义。

关键词：社会信用；企业异地发展；市场规模；制度环境

作者简介：白彩全，湘潭大学商学院教授、博士生导师（湘潭 411105）；薛启航，经济学博士，香港中文大学博士后（香港 999077）；张贤峰（通讯作者），山东大学管理学院博士研究生，（济南 250100）

基金项目：国家自然科学基金青年项目（72204142）

DOI 编码：10.19941/j.cnki.CN31-1957/F.2026.02.007

一、引言

企业异地发展对于提高自身竞争优势及促进宏观经济增长均具有重要意义^①。一方面，企业在不同地区发展可以充分利用各地机会和异质性资源，以获得更多的市场和要素，是实现企业高质量发展和竞争力提升的关键路径^②。另一方面，企业异地发展是

① Hejazi W, Tang J, Wang W, “Selection, Learning, and Productivity at the Firm Level: Evidence from Canadian Outward FDI”, in *Journal of International Business Studies*, 2021, Vol.52, No.2, pp.306—320; McGrattan E R, Waddle A, “The Impact of Brexit on Foreign Investment and Production”, in *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2020, Vol.12, No.1, pp.76—103.

② 曹春方、夏常源、钱先航：《地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验》，《管理世界》2019年第1期，第179—191页；宋渊洋、黄礼伟：《为什么中国企业难以国内跨地区经营？》，《管理世界》2014年第12期，第115—133页。

资本跨区域流动的微观基础和直接体现^①。在中国加快建设全国统一大市场的背景下，资本的跨区域流动有助于优化地区的资源配置，促进区域协调发展，进而可以发挥中国超大规模市场的优势^②。当前，“逆全球化”态势明显，全球范围内的要素流动受到明显阻碍，企业异地发展不但有助于自身把握国内市场，而且对构建中国“双循环”新发展格局尤为重要。因此，研究如何破除障碍、促进企业异地发展已成为学术界与实务界亟需解决的重大理论与实践问题。

社会信用对于企业的发展至关重要，并得到学者们的广泛关注^③。既往研究表明，社会信用可以直接影响企业决策和绩效^④。良好的社会信用环境可以对企业机会主义行为造成多种社会惩罚，降低企业高管操纵财务信息的动机，并使企业更加倾向采用开放式的公司治理模式^⑤。在社会信用体系完善的地区，企业因面临的信息不对称程度和代理成本更低，能够获得更多知识，并可以通过减轻合同的不完全性来增强创新^⑥，还能够承担更多的社会责任^⑦。此外，社会信用还可以影响企业所处的其他外部环境，进而影响到企业的发展^⑧。比如，社会信用对金融体系的效率和金融体系结构的选择具有重要影响^⑨。可见，现有文献已经在社会信用如何影响企业治理领域取得了富有价值的研究成果，但鲜有文献关注社会信用与企业异地发展二者间的关系。鉴于此，本文将深入探讨地区社会信用体系建设对企业异地发展的影响及其内在机制，旨在填补现有文献的空白。

本文研究的最大挑战在于确定社会信用与企业异地发展的因果效应并避免潜在的内生性问题。首先，遗漏变量会对估计结果的准确性带来干扰。本文研究的主要变量均与所属地区的特征有关，而其中许多特征又是不可观测的。比如，地区各种制度、文化因

-
- ① 范子英、周小昶：《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》，《中国工业经济》2022年第2期，第118—136页；McGrattan E R, Waddle A, “The Impact of Brexit on Foreign Investment and Production”, in *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2020, Vol.12, No.1, pp.76—103.
- ② 杨继彬、李善民、杨国超等：《省际双边信任与资本跨区域流动——基于企业异地并购的视角》，《经济研究》2021年第4期，第41—59页。
- ③ Hasan I, Hoi C K, Wu Q, et al. “Does Social Capital Matter in Corporate Decisions? Evidence from Corporate Tax Avoidance”, in *Journal of Accounting Research*, 2017, Vol.55, No.3, pp.629—668.
- ④ 曹雨阳、孔东民、陶云清：《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》2022年第2期，第93—108页。
- ⑤ Boytsun A, Deloof M, Matthyssens P, “Social Norms, Social Cohesion, and Corporate Governance”, in *Corporate Governance: An International Review*, 2011, Vol.19, No.1, pp.41—60.
- ⑥ Xie F, Zhang B, Zhang W, “Trust, Incomplete Contracting, and Corporate Innovation”, in *Management Science*, 2022, Vol.68, No.5, pp.3419—3443.
- ⑦ 曹雨阳、孔东民、陶云清：《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》2022年第2期，第93—108页。
- ⑧ 余泳泽、郭梦华、胡山：《社会失信环境与民营企业成长——来自城市失信人的经验证据》，《中国工业经济》2020年第9期，第137—155页。
- ⑨ 陈元：《信用与资本——开发性金融研究》，《金融研究》2020年第4期，第1—10页。

素对社会信用体系建设以及企业异地发展都具有重要且复杂的影响,准确的结论需要建立在控制这些变量的基础上,但实际操作中难以控制所有因素。其次,社会信用与企业异地发展之间可能存在反向因果关系。理论上来说,地区社会信用体系的建设能够为企业创造出更好的发展环境,从而吸引企业前来投资发展。而企业跨地区投资也会对地区发展产生重要影响,来自不同地区企业之间的各种交易活动一定程度上影响着当地的社会信用环境。最后,由于可观察性和可测量性较差,信用水平的测度依旧是当前研究的一个难题。既往研究通常使用问卷调查数据衡量地区信任水平^①,然而由于调查中可能存在的“晕轮效应”以及问卷样本数量的缺少,实证结果容易受到干扰,不同研究间缺乏一致性。

为了解决上述潜在的内生性问题,本文利用了一个准自然实验,即中国在2015年创建社会信用体系建设示范城市的试点政策。该政策为研究社会信用与企业异地发展的关系提供了良好的契机,一方面,社会信用体系建设示范城市的选取是由中央政府决定的,旨在为地方经济社会发展构建良好的信用环境,并不会受到地区企业异地发展的影响。另一方面,与西方国家采用的信用评级体系不同^②,中国的社会信用体系建设是以政府为主导的,以国家政策试点作为社会信用体系建设的研究依托,不仅避免了可能存在的指标偏误问题,也更符合中国实际国情。因此,本文基于该准自然实验构建了双重差分模型进行实证研究。研究发现:地区社会信用水平的提高可以明显吸引外地企业来此投资。具体而言,社会信用体系建设使外地上市公司在该城市新设立的异地子公司数量增加了0.0076个。这一结论在经过平行趋势检验以及一系列稳健性检验后依旧成立。我们还发现,地区社会信用水平主要通过以下三个渠道吸引外地企业到本地发展:首先,地区社会信用提高扩大了本地市场规模,尤其是第二产业和第三产业的市场规模,为企业异地发展提供了市场基础;其次,地区社会信用建设提高了本地区的金融可得性,解决了企业异地投资的资金难题;最后,地区社会信用改善为企业发展提供了良好的创新环境,有利于企业长期高质量发展。

本文的主要贡献在于:第一,与先前主要关注传统文化、宗教信仰以及企业自身文化等非正式制度影响企业决策的研究相比^③,本文探讨了社会信用水平对企业异地发展的影响及作用边界,进一步拓展了信用影响企业决策的相关研究。研究发现,社会信用可以有效克服地方保护主义,与文化认同和产业政策存在着替代关系。并且,与以往研究

① 杨继彬、李善民、杨国超等:《省际双边信任与资本跨区域流动——基于企业异地并购的视角》,《经济研究》2021年第4期,第41—59页。

② Bach J, “The Red and the Black: China’s Social Credit Experiment as a Total Test Environment”, in *British Journal of Sociology*, 2020, Vol.71, No.3, pp.489—502.

③ 徐细雄、李万利、陈西婵:《儒家文化与股价崩盘风险》,《会计研究》2020年第4期,第143—150页;曾建光、张英、杨勋:《宗教信仰与高管层的个人社会责任基调——基于中国民营企业高管层个人捐赠行为的视角》,《管理世界》2016年第4期,第97—110页;汪良军:《企业强文化的资本性研究》,《中国工业经济》2009年第7期,第109—119页。

信任对于企业异地发展影响的文献不同，本文并不关注特定区域两两之间的信任关系，而主要关注城市内更为一般的社会信用环境。第二，本文从社会信用的角度探讨了影响企业异地发展的因素及其内在机制，拓展了企业异地发展的相关文献。我们发现，投资目的地的良好社会信用可以通过扩大本地市场规模、提高金融可得性和改善创新环境等渠道吸引外地企业到本地进行投资。第三，本文依托社会信用改革试点这一准自然实验，采用上市公司异地子公司数据，构造城市—城市对以及公司—城市对数据，控制多维固定效应，更为有效地缓解了内生性问题，有效识别了社会信用与企业异地发展之间的因果关系，为促进中国社会信用体系建设以及企业跨地区发展提供了严谨的理论支撑和经验证据。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为制度背景与研究假说；第三部分为研究设计；第四部分为实证分析；第五部分为机制检验；第六部分为进一步分析；最后一部分为结论与政策启示。

二、制度背景与研究假说

（一）制度背景

中国社会信用体系建设起步较晚，社会信用体系建设尚不完善^①。具体而言：首先，随着中国信贷体系的逐渐扩张，信用记录覆盖范围不够广泛的问题尤为突出，影响了整体经济的稳定性。其次，守信激励不足，失信成本偏低，失信行为时常发生的问题突出，2013—2020年中国共新增失信被执行人1 578万，2016—2020年失信被执行人年新增数量均超过200万^②。再次，中国信用服务市场尚不发达，中国经济发展需要强大的征信机构与之配套。与发达国家相比，中国征信行业的潜在市场规模较大。截至2022年8月，中国仅有2家持牌的市场化个人征信机构、136家备案企业征信机构和55家备案信用评级机构^③。最后，履约践诺、诚实守信的社会氛围尚未形成。2019年中国社会状况综合调查数据显示中国人与人之间的信任水平中位数为6分（满分10分），还有一定的提升空间。

面临亟待完善的社会信用体系，国务院于2014年印发《社会信用体系建设规划纲要（2014—2020）》，明确了社会信用体系建设框架。值得注意的是，纲要提出要推动地方信用建设综合示范，率先探索建立社会信用体系的道路方法。2015年8月，国家发展改革委和中国人民银行联合发文，将沈阳、青岛、南京、无锡、宿迁、杭州、温州等11个城市列入首批全国创建社会信用体系建设示范城市。文件明确指出，创建社会信用体系建设示范城市要结合实际探索创新，全面推进政务诚信、商务诚信、社会诚信和司法公信建设，为地方经济社会发展构建良好信用环境，为全国社会信用体系建设探索经验、

① 张牧扬、潘妍、余泳泽：《社会信用、刚兑信仰与地方政府隐性债务》，《金融研究》2022年第10期，第1—19页。

② 数据来源于企查查，<https://www.qcc.com/postnews/670bb4662f3b972d931123f6d1d3550b.html>。

③ 数据来源于Wind金融终端。

做出示范^①。2016年4月,国家发展改革委与中国人民银行联合印发《国家发展改革委中国人民银行关于同意北京市海淀区等32个城市(城区)创建社会信用体系建设示范城市(城区)工作方案的复函》,批复了包括北京市海淀区、呼和浩特市、乌海市等32个城市(城区)创建全国第二批社会信用体系建设示范城市工作方案。改革试点之后,试点城市社会信用体系建设工作加快推进,各项工作取得了显著成就,主要包括:建立了公共信用信息共享平台,开通了城市信用门户网站,大力推进了守信联合激励和失信联合惩戒机制,建立健全了社会信用体系建设组织领导和督促考核机制,信用服务市场加快发展,等等。2016年11月,国家发展改革委办公厅和中国人民银行办公厅便开始对上述示范创建城市进行评估,重点评估各城市贯彻党中央、国务院关于社会信用体系建设决策部署,全面推进社会信用体系建设的工作情况。此后,国家发展改革委办公厅、中国人民银行办公厅按照《国务院关于印发社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)的通知》(国发〔2014〕21号)有关部署,根据社会信用体系建设示范城市(区)创建工作安排,在全国范围内评选出了社会信用体系建设示范城市。

需要说明的是,本文将两批次改革试点城市的政策发生时间统一为2015年。原因在于:其一,从政策本身来看,第一、二批次政策试点名单颁布时间仅相隔8个月,且文件中提出创建示范城市的目标分为两年,要逐步完成建成社会信用体系的工作。而第二批试点城市在名单公布7个月后即开始接受创建信用体系建设示范城市的评估验收工作。可见,第二批试点城市实际建设时间要早于2016年,其在首批示范城市名单公布时便开始了社会信用体系建设工作,政策预期效应十分明显。其二,从地方政府有关社会信用体系建设的文件制定来看,第一批城市在2015年出台了11份社会信用体系建设相关的文件,而第二批试点城市在2015年也出台了21份(不含直辖市)有关的地方规范性文件,这进一步佐证了第二批改革试点城市的社会信用体系建设工作实际在2015年就已发生^②。因此,为了更加准确地评估该政策的实际效果,本文选取2015年为政策效果实际发生年份。在稳健性检验中,本文还将第一批、第二批试点城市的政策年份分别定义为2015年和2016年重新回归,以避免政策时间选取的主观性。

(二) 理论假说

企业将跨地区投资视为获得战略资产和资源的重要手段,企业可以通过设立异地子公司来获取更多的资源和市场^③。企业异地发展是综合成本和收益做出的决策,当投资目的地的制度环境较差时,企业异地发展会提高其经营成本,从而迫使企业将更多的业务停留在本土市场。也就是说,目的地的制度环境是决定企业跨地区投资的重要因素^④。社会信用体系作为社会主义市场经济体制和社会治理体制的重要组成部分,能够破除企业

① http://www.gov.cn/xinwen/2015-08/11/content_2910920.htm。

② 数据来源于北大法宝。

③ 曹春方、夏常源、钱先航:《地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验》,《管理世界》2019年第1期,第179—191页。

④ 宋渊洋、黄礼伟:《为什么中国企业难以国内跨地区经营?》,《管理世界》2014年第12期,第115—133页。

异地发展过程中面临的信息不对称、市场定位不明晰、信贷资源获取困难等障碍，进而吸引外地企业到本地发展。具体而言，本文认为本地的社会信用水平提高可以通过以下三个方面来吸引异地企业到本地发展。

首先，社会信用可以扩大大地市场规模，增加外地企业在当地市场投资的可能性。企业选择异地发展的位置对于公司绩效有着重要影响，投资目的地的基本经济特征是影响企业成本和收入的关键因素，大量研究发现企业更加倾向于选择市场规模较大的地区作为异地发展的目的地。良好的社会信用环境是扩大大地市场规模，保障市场经济有序运行的基础所在。第一，良好的社会信用可以促进市场交易顺利完成。在契约不完全的环境中，良好的社会信用环境可以为契约的实施提供保障，而广泛且良好的契约实施可以降低交易成本，进而扩大大地市场规模和交易范围，最终促进本地区的经济增长^①。第二，社会信用环境可以通过增加互利交易数量刺激经济活动。较高水平的社会信用可以塑造广泛的人际信任关系，这使得交易主体愿意相信他们并不熟知的合作者，进而提高互利交易的数量，促进经济增长，扩大大地市场规模。第三，社会信用环境可以促进社会资本的积累，为市场规模扩大和经济增长提供动力。社会资本可以通过多种方式直接或间接地促进经济增长，而社会信用是社会资本形成的基础载体^②。完善的社会信用环境包括高效的信用服务体系和信任相关的奖惩机制，有助于个体之间关系网络的形成，可以促进全社会形成良好的道德规范和诚信意识。总之，社会信用可以通过促进社会资本积累、提高交易数量、保障契约实施来扩大经济活动范围、促进经济增长，从而提高市场规模。

其次，社会信用可以提升本地区的金融可得性，为异地企业子公司的设立和成长提供资金支持。企业异地发展需要承担大量的前期成本，内部资金基础较为薄弱的公司则需要依赖外部融资以实现异地发展，而这在很大程度上取决于投资目的地的金融发展水平。已有研究证明，本地区较高的金融发展水平可以显著吸引企业来此投资设厂。对于地区的金融可得性以及金融发展而言，社会信用的关键作用不容忽视。第一，信用可以促进资本形成。信用是资本的根本来源和重要构成，信用可以发挥聚合功能，将分散的财富集中起来形成巨大的货币力量，进而可以提供大量的资本。第二，社会信用可以降低银企之间的信息不对称，通过缓解道德风险和逆向选择问题为金融发展扫清障碍。信用信息共享平台是社会信用体系建设的重要组成部分，社会信用体系可以将道德判断和经济行为联系在一起，有效防止欺诈等不道德行为，使市场更加清晰和容易理解，激励企业采取透明、诚信的生产活动。在这种环境下，投资者则会认为企业的信息披露报告更为可信，对于道德风险的担忧更少^③。第三，社会信用可以降低违约风险，为金融发展

① 吕朝凤、陈汉鹏、Santos López-Leyva:《社会信任、不完全契约与长期经济增长》，《经济研究》2019年第3期，第4—20页。

② Agénor P R, Dinh H T, “Social Capital, Product Imitation and Growth with Learning Externalities”, in *Journal of Development Economics*, 2015, Vol.114, pp.41—54.

③ Pevzner M, Xie F, Xin X, “When Firms Talk, Do Investors Listen? The Role of Trust in Stock Market Reactions to Corporate Earnings Announcements”, in *Journal of Financial Economics*, 2015, Vol.117, No.1, pp.190—223.

提供保障。弘扬诚信美德和红黑名单机制是建设社会信用体系的有效手段，道德伦理约束和声誉惩罚机制则可以有效防范金融活动尤其是民间金融活动中的违约风险^①。

最后，社会信用可以优化当地的创新环境，为企业异地发展提供更多机会和资源。良好的创新环境可以帮助企业提高技术水平、增强竞争能力，追寻创新机会也是企业进行跨地区投资的重要动机^②。社会信用体系的建设能够有效改善地区的创新环境。一方面，社会信用体系的建设可以包容创新失败、提高创新激励。提高全社会的诚信意识是建设社会信用体系的目的之一，在这种环境中，投资者将创新不良结果归结于机会主义或者因创新失败而惩罚管理者的倾向较小，这种对创新失败的容忍可以鼓励管理者承担更多风险，激励更多创新，公司雇员的创新行为也会得到相应激励；另一方面，社会信用水平的提高可以促进创新合作，提高创新成功率。良好的社会信用环境可以减少创新者对机会主义的担心，鼓励创新者相互分享资源和知识，也有助于企业间的知识转移和技术合作^③。此外，社会信用体系的建设还可以加强知识产权保护。信用具有约束个体日常行为的作用，良好的社会信用环境可以在客观上减少个体的违法失信行为，降低合作者窃取创新想法的可能性。在中国知识产权保护制度仍待完善的背景下，社会信用环境对于增强知识产权保护的作用尤为重要。

基于上述分析，本文提出以下假说。

假说 1：地区社会信用水平的提高可以有效吸引异地企业来本地发展。

假说 2：地区社会信用水平的提高主要通过扩大本地市场规模、提高金融可得性以及营造良好的创新环境来吸引异地企业到本地发展。

三、研究设计

（一）研究样本和数据来源

本文主要研究城市的社会信用体系建设能否吸引异地公司来此投资，因而需要使用包含地理方向的企业投资数据，仅使用整体投资数据难以实现。设立子公司是母公司投资的重要组成部分，而且子公司的地理位置可以通过多重渠道获取^④，可以较好地表示公司投资行为的地理选择偏好，因此本文主要以上市公司在异地设立子公司的数据为基础进行研究。

在公司数据方面，所用到的数据主要有上市公司及其子公司的地理数据和财务数据，来自于 CSMAR 数据库。子公司的基础数据以 CSMAR 数据库中的上市公司关联方数据为

① 张博、孙涛：《稻麦人所食南北竟谁分：金融组织区域发展差异的历史起源》，《经济学（季刊）》2023 年第 1 期，第 353—370 页。

② Guler I, Guillén M F, “Institutions and the Internationalization of US Venture Capital Firms”, in *Journal of International Business Studies*, 2010, Vol.41, No.2, pp.185—205.

③ Khanna N, Mathews R D, “Posturing and Holdup in Innovation”, in *Review of Financial Studies*, 2016, Vol.29, No.9, pp.2419—2454.

④ 国家企业信用信息公示系统、天眼查、企查查及网页搜索获取。

主，筛选出其中与上市公司关系为子公司以及所属区域为国内的样本，对于子公司注册地址缺失情况：（1）根据子公司名称获取地区分布。部分子公司名称为“某某地区某某公司”，根据名称中的地区追溯到地级市层面。（2）对于无法根据名称获取地理数据的，结合“天眼查”网站进行补充。为了避免历史投资的影响，本文以上市公司在某地当年新增异地子公司数量衡量其在该地的发展情况以表征企业跨地区投资。

本文研究的主要问题为：目的地的社会信用水平提高是否影响母公司在该城市投资而非其他城市投资。母公司选择范围是除本城市外其他的所有城市，仅采用子公司样本只能观察母公司选择某城市之后的结果，遗漏了其他未被选择的的城市。因此，在获得母、子公司地理分布数据的基础上，我们借鉴已有研究^①，将母、子公司按照地级市加总从而构建城市 i -城市 j -年份 t 的面板数据结构，如“济南-郑州-2010年”可以观测济南市所有上市公司2010年在郑州的新增子公司数量，而“济南-南京-2010年”则观测的是济南市所有上市公司2010年在南京的新增子公司数量。

然而，使用城市 i -城市 j -年份 t 的面板数据进行回归可能存在缺陷，如果城市 i 内存在多家上市公司，那么各上市公司的所在行业、成立年份、发展趋势等存在较大差异，将城市 i 的上市公司母公司进行加总，无法控制公司层面差异性的不可观测因素，而且也无法考察社会信用体系建设对于不同类型公司的异质性影响^②。为了去除加总可能带来的问题，本文进一步构造了母公司 c -城市 j -年份 t 层面的面板数据，得到第 t 年位于城市 i 的上市公司 c 在城市 j 的新增子公司数量。需要说明的是，由于文件中明确提出直辖市并不作为整体直接参与创建社会信用建设示范城市工作，而是以城区为单位进行，为了准确评估社会信用水平提升的实际效果，本文将直辖市从目的地城市中剔除。本文还将直辖市的辖区归并到市级层面重新回归，以保证文章结论的稳健性。

本文样本期为2010年至2019年。一方面，该样本期的选择可以很好地避免新冠疫情以及金融危机的冲击对于企业跨地区投资行为所造成的影响。另一方面，该样本期的选择可以避免部分政策的干扰，较长的时间区间会使得双重差分估计结果更有可能受到其他政策影响，造成估计偏误。因此，在剔除数据缺失的样本后，本文最终得到城市-城市对层面的916 607个观测值以及公司-城市对层面的6 837 876个观测值。企业层面的数据主要来源于国泰安数据库、天眼查，宏观经济数据主要来源于中国城市统计年鉴以及EPS数据库。

（二）模型设定与变量定义

首先，我们基于前文构建的城市 i -城市 j -年份 t 的面板数据，使用双重差分模型(DID)考察地级市社会信用体系建设对企业跨地区投资的影响，主要关注系数 β_1 ，该系数反映了创建社会信用体系建设示范城市对于企业跨地区投资的影响，实证模型如下：

① Siegel J I, Licht A N, Schwartz S H, “Egalitarianism and International Investment”, in *Journal of Financial Economics*, 2011, Vol.102, No.3, pp.621—642.

② 马光荣、程小萌、杨恩艳：《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》，《中国工业经济》2020年第6期，第5—23页。

$$CNSN_{jt} = \alpha + \beta_1 DID_{jt} + \beta_2 X_{jt} + \gamma_i + \theta_j + \sigma_t + \delta_{ij} + \mu_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,参考已有研究的做法^①,被解释变量 $CNSN_{jt}$ 为在第 t 年城市 i 所有上市公司在城市 j 新增子公司数量,核心解释变量 DID_{jt} 为虚拟变量,若城市 j 在某年被列入创建社会信用体系建设示范城市,则当年及以后年度取值为 1,否则为 0。 X_{jt} 控制了子公司所在城市的有关变量,包括:产业结构 ($SINDS$),用第二产业增加值与地区生产总值的比值衡量;经济增长 ($SGDPG$),计算方式为(本期地区生产总值-上期地区生产总值)/上期地区生产总值;人口密度($SDENS$),即城市人口除以城市面积;对外开放程度($SFORE$),采用当年使用外资金额的自然对数表示。 γ_i 和 θ_j 分别控制了城市 i 和城市 j 的固定效应,以反映城市层面不随时间变化的因素; σ_t 代表时间固定效应以控制时间层面不随个体变化的影响因素; μ_{it} 代表母公司所在城市虚拟变量与年份的交互项,从而控制了母公司城市层面所有随时间变化的影响因素,如母公司城市的经济增长、产业结构、城镇化等,因此不需要在模型中再加入母公司所在城市的有关变量。 δ_{ij} 控制城市 i -城市 j 配对层面的固定效应,该固定效应吸收了城市对层面不随时间变化的因素,如两个城市之间的地理距离、文化差异等; ε_{ijt} 为随机扰动项,该回归采用城市-城市对层面的聚类标准误。

本文进一步采用母公司 c -城市 j -年份 t 层面的面板数据,使用双重差分法检验创建社会信用体系建设示范城市对于企业跨地区投资的影响。具体模型如下:

$$FNSN_{cjt} = \alpha + \beta_1 DID_{jt} + \beta_2 X_{jt} + \gamma_c + \theta_j + \sigma_t + \delta_{cj} + \mu_{ct} + \varepsilon_{cjt} \quad (2)$$

其中,被解释变量 $FNSN_{cjt}$ 为第 t 年上市公司 c 在城市 j 的新增子公司数量,核心解释变量 DID_{jt} 为虚拟变量,若城市 j 在某年被列入创建社会信用体系建设示范城市,则当年及以后年度取值为 1,否则为 0。 γ_c 控制了上市公司层面的固定效应,以反映母公司层面不随时间变化的因素; θ_j 控制了城市 j 不随时间变化的因素; σ_t 则是控制了时间固定效应; δ_{cj} 控制了公司-城市对层面的固定效应,该固定效应可以控制母公司所在城市与子公司所在城市之间以及公司与城市之间所有不随时间变化的因素(如两个城市之间的地理距离、公司与城市间的历史关系等); μ_{ct} 为母公司虚拟变量与时间的交乘项,母公司层面所有随时间变化的因素如企业规模、年龄、经营绩效等都已经该固定效应吸收,因而无须在模型中加入这些变量; ε_{cjt} 为随机扰动项。采用公司-城市对数据可以控制公司层面差异性以及反映试点城市对不同类型公司的异质性影响,因此本文将公司-城市对数据的回归结果作为主要结果进行报告,将城市-城市对数据的结果作为参照。

(三) 描述性统计

本文主要变量的描述性统计如表 1 所示。其中, *Panel A* 是在城市-城市对层面相关数据的描述性统计,城市两两之间每年新设立的异地子公司平均数量为 0.041 9,标准差为 0.545 8; *Panel B* 为公司-城市对层面相关数据的描述性统计,每个公司每年在某一城市新增子公司数量的平均值为 0.004 5,标准差为 0.142 5。

① 马光荣、程小萌、杨恩艳:《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》,《中国工业经济》2020年第6期,第5—23页。

表 1 变量描述性统计

变 量	定 义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Panel A: 城市 - 城市对层面主要变量</i>						
<i>DID</i>	政策变量	916 607	0.071 5	0.257 6	0.000 0	1.000 0
<i>CNSN</i>	新增子公司数量	916 607	0.041 9	0.545 8	-46.000 0	47.000 0
<i>SINDS</i>	产业结构	916 607	0.476 2	0.102 1	0.1068	0.897 5
<i>SGDPG</i>	经济增长	916 607	0.093 1	0.044 1	-0.193 8	1.090 0
<i>SDENS</i>	人口密度	916 607	0.043 7	0.032 6	0.000 5	0.275 9
<i>SFORE</i>	开放程度	916 607	9.953 0	1.831 4	1.098 6	14.152 3
<i>Panel B: 公司 - 城市对层面主要变量</i>						
<i>DID</i>	政策变量	6 837 876	0.086 4	0.281 0	0.000 0	1.000 0
<i>FNSN</i>	新增子公司数量	6 837 876	0.004 5	0.142 5	-17.000 0	18.000 0
<i>SINDS</i>	产业结构	6 837 876	0.466 8	0.101 6	0.106 8	0.897 5
<i>SGDPG</i>	经济增长	6 837 876	0.086 3	0.041 8	-0.193 8	1.090 0
<i>SDENS</i>	人口密度	6 837 876	0.043 9	0.032 8	0.000 5	0.275 9
<i>SFORE</i>	开放程度	6 837 876	9.947 7	1.874 0	1.098 6	14.152 3

四、实证分析

(一) 城市 - 城市对层面

表 2 为城市 - 城市 - 年份面板数据的回归结果，所有回归都采用城市对层面的聚类标准误。第 (1) 列为没有控制任何固定效应的基础回归，随后在第 (2) 列中加入城市层面和年份固定效应，在第 (3) 列中引入城市 - 城市对层面的交互固定效应以及母公司所在城市 - 年份固定效应，第 (4) 列加入了子公司城市层面的有关控制变量。表 2 所有回归的核心解释变量系数均在 1% 水平显著为正。这表明在控制子公司城市有关因素、时间变化趋势、地区之间关系、母公司城市所有随时间以及不随时间变化因素的情况下，社会信用水平的提高可以显著吸引外地上市公司在当地发展。第 (4) 列结果显示，核心解释变量的回归系数为 0.086 3，在 1% 的水平显著，意味着因社会信用体系改革试点，其他每个城市向该城市新投资设立的子公司数量增加了 0.086 3 个。控制变量的系数表明企业异地投资更加倾向于选择经济增速较快、人口密度较大、开放程度较高的地区。

表 2 城市 - 城市对层面的回归结果

变 量	(1) <i>CNSN</i>	(2) <i>CNSN</i>	(3) <i>CNSN</i>	(4) <i>CNSN</i>
<i>DID</i>	0.145 8*** (0.009 1)	0.094 1*** (0.007 0)	0.094 7*** (0.006 4)	0.086 3*** (0.006 1)
<i>SINDS</i>	—	—	—	0.003 6 (0.013 8)
<i>SGDPG</i>	—	—	—	0.093 7*** (0.011 0)

(续表 2)

变 量	(1) CNSN	(2) CNSN	(3) CNSN	(4) CNSN
<i>SDENS</i>	—	—	—	3.206 2*** (0.508 0)
<i>SFORE</i>	—	—	—	0.004 3*** (0.000 5)
<i>Constant</i>	0.031 5*** (0.000 7)	0.035 2*** (0.000 8)	0.035 1*** (0.000 5)	-0.157 3*** (0.021 6)
<i>N</i>	916 607	916 607	916 607	916 607
<i>R²</i>	0.004 7	0.087 5	0.405 2	0.405 7
<i>Mcity FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Mcity-Scity FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>Mcity-Year FE</i>	NO	NO	YES	YES

注：***、**和*分别表示回归系数在1%、5%和10%的水平上显著；括号内为采用城市-城市对层面的聚类标准误，下同。

(二) 公司-城市对层面

表3是公司-城市对层面的回归结果。第(1)至(4)列采用与城市-城市对层面回归相同的逐步加入固定效应以及控制变量的方式进行回归，以控制可能会对回归结果造成干扰的其他因素。结果显示，第(1)至(4)列中核心解释变量的估计系数均在1%的水平显著为正，说明在考虑上市公司、子公司所在城市以及公司-城市等多个层面的影响因素后，社会信用体系建设依然显著促进了上市公司在该城市的新增异地子公司数量。第(4)列的结果显示，核心解释变量的系数为0.007 6，在1%的水平显著，这表明社会信用体系建设可以使外地上市公司在该城市新设立的异地子公司数量增加0.007 6个。

表3 公司-城市对层面的回归结果

变 量	(1) FNSN	(2) FNSN	(3) FNSN	(4) FNSN
<i>DID</i>	0.012 7*** (0.000 7)	0.007 4*** (0.000 6)	0.007 9*** (0.000 7)	0.007 6*** (0.00 07)
<i>SINDS</i>	—	—	—	0.000 2 (0.001 6)
<i>SGDPG</i>	—	—	—	0.010 6*** (0.001 5)
<i>SDENS</i>	—	—	—	0.147 8*** (0.054 8)
<i>SFORE</i>	—	—	—	0.000 3*** (0.000 1)
<i>Constant</i>	0.003 4*** (0.000 1)	0.003 9*** (0.000 1)	0.003 9*** (0.000 1)	-0.006 9*** (0.002 4)

(续表 3)

变 量	(1) FNSN	(2) FNSN	(3) FNSN	(4) FNSN
<i>N</i>	6 837 876	6 837 876	6 793 070	6 793 070
<i>R</i> ²	0.000 6	0.011 3	0.166 4	0.166 5
<i>Mfirm FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	NO	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Scity FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>Mfirm-Year FE</i>	NO	NO	YES	YES

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文采用双重差分模型来检验社会信用体系建设对于企业跨地区投资的影响，使用该模型的一个重要条件是要求处理组和对照组之间满足平行趋势假设。为此，本文采用事件研究法进行平行趋势假设检验，具体模型如下：

$$FNSN_{cjt} = \alpha + \beta_1 P_{jt}^{-4} + \beta_2 P_{jt}^{-3} + \beta_3 P_{jt}^{-2} + \dots + \beta_9 P_{jt}^{+4} + X_{jt} + \gamma_c + \theta_j + \sigma_t + \delta_{cj} + \mu_{ct} + \varepsilon_{cjt} \quad (3)$$

其中， P_{jt} 为一系列虚拟变量，其取值规则如下：处理组所处年份位于试点政策前第 n 年则 P_{jt}^{-n} 取 1，反之取 0；处理组所处年份位于政策实施后的第 n 年则 P_{jt}^{+n} 取 1，反之取 0。该模型同样控制了模型 (2) 中的控制变量以及一系列固定效应，以减缓母公司、子公司城市以及公司-城市对各层面影响因素对估计结果所造成的影响。本文研究时间范围为 2010—2019 年，至多可以观测到事前第 5 年及事后第 4 年，本文以事件发生前第 5 年为基期对模型 (3) 进行回归，各期虚拟变量的回归系数和显著性如图 1 所示。可以看到，在试点政策实施之前，回归系数 95% 置信区间中始终包含 0，社会信用体系建设示范城市与控制组城市所接受到的新增异地子公司数量总体水平类似。而在改革试点之后，实验组城市中所设立的新增异地子公司数量显著高于控制组城市，说明城市社会信用体系确实会影响企业的跨地区投资选择，平行趋势假设得到满足。从动态效应来看，改革的效果在第二年达到最大，随后逐年下降。

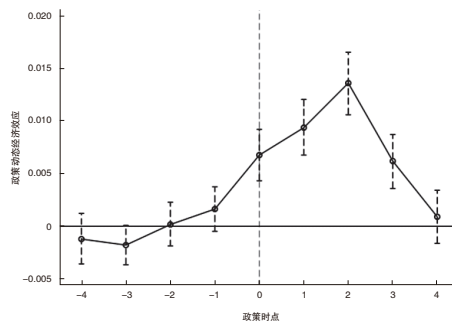


图 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为检验基准回归结果否是由某些偶然因素驱动,本文采用随机生成的虚拟的处理组和政策时点进行安慰剂检验^①。若前文结论稳健,则随机设定之后得到的回归系数应当显著小于基准回归的估计系数。首先,我们假定政策时点的发生时间以及入选的城市数量不变,随机抽取入选城市,对模型(2)重新进行估计,采用蒙特卡洛模拟重复上述过程500次,结果如图2(a)所示;其次,本文将随机设定的规则进一步放松,假设政策发生时点随机发生在研究期内,根据样本期间选择的试点城市数量,从子公司所在城市中随机选出相应数量的城市作为处理组,并随机选择年份作为试点时间,最终得到随机生成的核心解释变量,重新对模型(2)进行估计,得到估计系数,同样用蒙特卡洛模拟重复上述步骤500次,并将结果绘制在图2(b)中;最后,本文采用更为宽松的随机设定规则,假设不同试点城市的政策时点发生时间不完全相同,但均发生在研究期内,在随机抽取试点城市后为每个实验组城市随机分配政策发生时点,相应的回归系数结果绘制在图2(c)中。由图2可以看出,在三种不同的设定下,模型(2)基于随机样本估计得到的系数均分布在0附近,而表2中第(3)列基准回归估计得到的系数,显然位于这些系数分布之外。由此,可以认为基准回归结果并不是由偶然因素引起的。

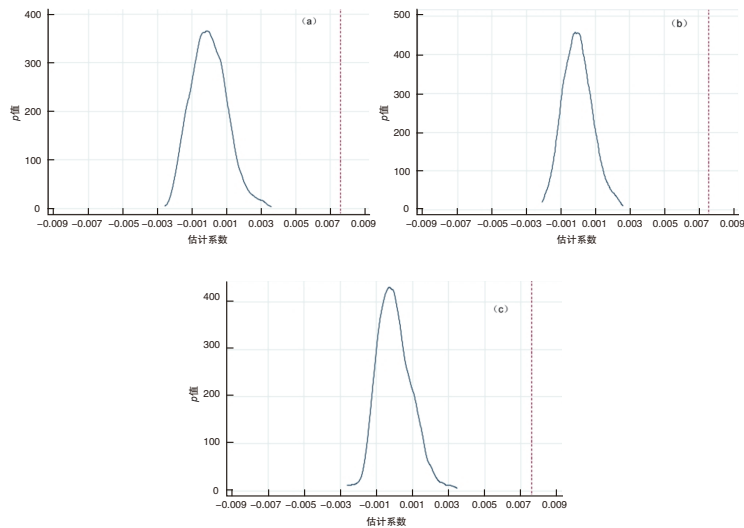


图2 安慰剂检验

3. 考虑政策冲击样本以及时点的影响

本文采用全国创建社会信用体系建设示范城市试点作为准自然实验,检验社会信用体系建设对于企业异地发展的影响,并把第二批试点城市的政策发生期定为2015年与首

^① Ferrara E L, Chong A, Duryea S, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", in *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, Vol.4, No.4, pp.1—31.

批试点城市保持一致。为了进一步保证实证结论的稳健性,本文更改了试验期的判断标准,并且分批次检验了试点城市的政策效果。首先,本文将第一批改革试点城市的政策发生期定为2015年,将第二批的政策发生期定为2016年,此时 DID 在第一批以及第二批入选试点城市名单当年及之后年份取1,否则取0,模型(2)的回归结果如表4第(1)列所示,核心解释变量的系数依然在1%的水平显著为正。其次,本文以表4第(1)列的试验期定义为基础,分批次检验了不同批次创建社会信用体系建设示范城市工作的政策效应,第一、二批分别的回归结果如表4第(2)(3)列所示,核心解释变量的系数均显著为正。

表4 稳健性检验:政策冲击时点的定义

变 量	(1) 更换试验期的判断标准分 别按 2015、2016 年 $FNSN$	(2) 仅考虑第一期以 2015 年 为试验发生当期 $FNSN$	(3) 仅考虑第二期以 2016 年 为试验发生当期 $FNSN$
DID	0.006 6*** (0.000 7)	0.012 5*** (0.001 4)	0.004 4*** (0.000 7)
$SINDS$	0.000 1 (0.001 6)	0.003 1* (0.001 6)	-0.000 2 (0.001 5)
$SGDPG$	0.010 3*** (0.001 5)	0.009 0*** (0.002 1)	0.008 6*** (0.001 5)
$SDENS$	0.144 8*** (0.054 9)	0.173 7*** (0.043 3)	0.146 7*** (0.055 2)
$SFORE$	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 2*** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)
$Constant$	-0.006 5*** (0.002 4)	-0.007 5*** (0.001 9)	-0.006 0** (0.002 4)
N	6 793 070	6 096 114	6 520 305
R^2	0.166 4	0.164 7	0.159 7
$Mfirm FE$	YES	YES	YES
$Scity FE$	YES	YES	YES
$Year FE$	YES	YES	YES
$Mfirm-Scity FE$	YES	YES	YES
$Mfirm-Year FE$	YES	YES	YES

4. 排除其他政策的干扰

创建社会信用体系建设示范城市试点与其他可能影响企业异地投资的相似政策同时进行。《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)》指出要探索区域信用联动机制,开展区域信用体系建设创新示范,优化区域信用环境。2016年,国家发展改革委设立苏浙皖沪长三角地区为国家社会信用体系建设区域合作示范区,该政策可能同样发挥了优化城市社会信用体系建设,吸引企业跨地区投资的作用;此外,市场规模、创新环境与地区金融可得性对于企业异地发展同样具有重要作用。第一,数字经济的发展对于市场

规模以及城市创业活跃度都有着重要影响,可能发挥着吸引企业异地发展的作用,“宽带中国”示范点分别于2014年、2015年和2016年遴选了120个城市(群),旨在提高试点地区的网络基础建设,这对当地数字经济发展有明显促进作用,也可能吸引了企业的异地投资。2011年《科学技术部等部门关于印发促进科技和金融结合试点实施方案的通知》包括了16个试点城市,该试点对于地区金融发展、科技创新的融资获取也具有明显促进作用,也有可能成为企业异地发展的替代解释。因此,本文在模型(2)的基础上,逐步引入三种政策的虚拟变量。首先,引入子公司所在城市当年是否处于社会信用体系建设区域合作示范区的虚拟变量(*SRP*)。其次,加入接受投资城市是否已经被遴选为“宽带中国”示范点的虚拟变量(*BC*);再次,添加投资目的地城市是否已受到促进科技和金融结合试点政策影响的虚拟变量(*TFD*);最后,同时将三个变量纳入到模型(2)中进行回归。表5展示了相应的回归结果,核心解释变量的系数均显著为正,且三种政策的虚拟变量也均在1%的水平显著为正。说明三种政策都对企业异地发展发挥了吸引作用,在排除了替代性解释后,目的地社会信用体系建设对于企业异地发展依然有很强的促进作用。

表5 稳健性检验:排除其他政策的干扰

变 量	(1) 考虑信用示范创建区 <i>FNSN</i>	(2) 考虑宽带中国 <i>FNSN</i>	(3) 促进科技和金融结合试点 <i>FNSN</i>	(4) 同时考虑三种政策 <i>FNSN</i>
<i>DID</i>	0.007 1*** (0.000 7)	0.007 2*** (0.000 7)	0.007 4*** (0.000 7)	0.006 6*** (0.000 7)
<i>SRP</i>	0.003 3*** (0.000 5)	—	—	0.003 3*** (0.000 5)
<i>BC</i>	—	0.001 0*** (0.000 3)	—	0.000 9*** (0.000 3)
<i>TFD</i>	—	—	0.002 3*** (0.000 8)	0.002 1*** (0.000 8)
<i>SINDS</i>	-0.001 2 (0.001 6)	0.000 6 (0.001 6)	0.000 2 (0.001 6)	-0.000 8 (0.001 6)
<i>SGDPG</i>	0.010 0*** (0.001 5)	0.010 5*** (0.001 5)	0.010 4*** (0.001 5)	0.009 7*** (0.001 5)
<i>SDENS</i>	0.167 3*** (0.055 3)	0.146 0*** (0.054 8)	0.144 0*** (0.054 9)	0.162 2*** (0.055 5)
<i>SFORE</i>	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)
<i>Constant</i>	-0.006 6*** (0.002 4)	-0.007 2*** (0.002 4)	-0.007 1*** (0.002 4)	-0.006 9*** (0.0024)
<i>N</i>	6 793 070	6 793 070	6 793 070	6 793 070
<i>R²</i>	0.166 5	0.166 5	0.166 5	0.166 5
<i>Mfirm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

(续表 5)

变 量	(1) 考虑信用示范创建区 <i>FNSN</i>	(2) 考虑宽带中国 <i>FNSN</i>	(3) 促进科技和金融结合试点 <i>FNSN</i>	(4) 同时考虑三种政策 <i>FNSN</i>
<i>Mfirm-Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

5. 替换被解释变量

本文以国泰安数据库中的上市公司关联方数据为基础，将其中与上市公司关系为子公司的企业筛选出定义为子公司，以子公司数量来衡量企业跨地区投资。为检验回归结果对于被解释变量定义的敏感性，本文对被解释变量做出以下替换。首先，本文将子公司重新定义为母公司直接持股比例超过 50% 的公司^①，重新计算公司 - 城市对层面中接受投资城市的新增异地子公司数量 (*FNSN1*)，替换被解释变量后模型 (2) 的回归结果如表 6 第 (1) 列所示，核心解释变量的回归系数为 0.006 4，在 1% 的水平显著。其次，本文将被解释变量替换为母公司所在城市在接受投资城市中新增异地子公司占该城市所有新增子公司的比例 (*FNSN2*)，表 6 列 (2) 中核心解释变量的回归系数依旧显著为正。再次，本文将新增子公司数量是否大于 0 的虚拟变量 (*PFNSN*) 作为被解释变量，替换到模型 (2) 中进行回归，核心解释变量的回归系数在 1% 的水平显著为正。最后，本文将模型 (2) 中的被解释变量替换为上市公司 *c* 在城市 *j* 所有子公司的数量 (*CSN*)，社会信用水平提高依然可以发挥吸引投资的作用。总的来说，在更换不同的被解释变量后，本文主要结论依旧是稳健的，城市社会信用水平提高可以显著促进外地企业在本地发展。

表 6 稳健性检验：替换被解释变量

变 量	(1) <i>FNSN1</i>	(2) <i>FNSN2</i>	(3) <i>PFNSN</i>	(4) <i>CSN</i>
<i>DID</i>	0.006 4*** (0.000 7)	0.000 8*** (0.000 2)	0.005 2*** (0.000 4)	0.044 1*** (0.003 0)
<i>SINDS</i>	-0.000 2 (0.001 6)	0.000 1 (0.000 5)	0.001 3 (0.000 9)	0.014 2*** (0.005 3)
<i>SGDPG</i>	0.010 5*** (0.001 5)	0.000 8* (0.000 4)	0.005 4*** (0.000 9)	0.014 9*** (0.003 4)
<i>SDENS</i>	0.034 8 (0.057 0)	0.084 8*** (0.017 6)	0.225 6*** (0.022 0)	2.923 5*** (0.236 9)
<i>SFORE</i>	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 0 (0.000 0)	0.000 3*** (0.000 0)	0.002 2*** (0.000 2)
<i>Constant</i>	-0.001 9 (0.002 5)	-0.002 6*** (0.000 8)	-0.009 3*** (0.001 0)	-0.129 4*** (0.010 2)
<i>N</i>	6 663 637	6 793 070	6 793 070	6 793 070
<i>R</i> ²	0.009 6	0.057 9	0.125 7	0.679 3

① 范子英、周小昶：《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》，《中国工业经济》2022 年第 2 期，第 118—136 页。

(续表6)

变 量	(1) <i>FNSN1</i>	(2) <i>FNSN2</i>	(3) <i>PFNSN</i>	(4) <i>CSN</i>
<i>Mfirm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

6. 更换样本范围

首先, 由于直辖市以市辖区为单位参与改革试点工作, 并不以直辖市整体为单位作为试点对象, 前文中将直辖市从目的地城市中予以剔除, 在此, 本文将直辖市的辖区归并到市级层面, 确定直辖市的试点时间, 对核心解释变量 *DID* 进行调整后重新进行回归, 回归结果如表 7 第 (1) 列所示, 核心解释变量的系数在 1% 水平显著。其次, 本文剔除了样本期间内上市公司母公司所在城市发生变化的样本, 这些企业所投资的异地子公司数量变化可能是由企业搬迁所导致的, 回归结果如表 7 列 (2) 所示, 回归系数为 0.007 7, 在 1% 水平显著。再次, 本文将母公司为金融业的样本剔除, 金融业中的企业财务情况和投资行为与其他行业有较大差异, 可能会对估计结果造成干扰, 剔除之后的回归结果如表 7 列 (3) 所示, 回归系数依然在 1% 的水平显著, 其值为 0.007 8。最后, 本文同时将以上两种样本予以剔除进行回归, 表 7 第 (4) 列的回归结果表明核心解释变量系数仍在 1% 的水平显著为正, 且大小未发生较大变化。

表 7 稳健性检验: 更换样本范围

变 量	(1) <i>FNSN</i>	(2) <i>FNSN</i>	(3) <i>FNSN</i>	(4) <i>FNSN</i>
<i>DID</i>	0.009 9*** (0.000 8)	0.007 7*** (0.000 7)	0.007 8*** (0.000 7)	0.007 9*** (0.000 7)
<i>SINDS</i>	-0.004 0** (0.001 8)	0.000 4 (0.001 7)	0.000 3 (0.001 7)	0.000 4 (0.001 7)
<i>SGDPG</i>	0.013 0*** (0.001 8)	0.010 6*** (0.001 6)	0.010 6*** (0.001 5)	0.010 7*** (0.001 6)
<i>SDENS</i>	0.158 4*** (0.055 1)	0.119 9** (0.057 1)	0.180 5*** (0.058 7)	0.151 2** (0.061 2)
<i>SFORE</i>	0.000 4*** (0.000 1)	0.000 4*** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 4*** (0.000 1)
<i>Constant</i>	-0.005 8** (0.002 5)	-0.006 0** (0.002 5)	-0.008 4*** (0.002 6)	-0.007 4*** (0.002 7)
<i>N</i>	6 863 611	6 392 058	6 662 916	6 268 082
<i>R²</i>	0.171 7	0.165 9	0.167 8	0.167 2
<i>Mfirm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES

(续表 7)

变 量	(1) FNSN	(2) FNSN	(3) FNSN	(4) FNSN
Year FE	YES	YES	YES	YES
Mfirm-Scity FE	YES	YES	YES	YES
Mfirm-Year FE	YES	YES	YES	YES

五、机制检验

(一) 扩大市场规模

如前文所述，地区社会信用的提升对于扩大市场规模具有重要作用，进而吸引企业前来投资发展。首先，本文基于城市层面数据，以市场规模为被解释变量，构建双向固定效应模型，采用城市层面的聚类标准误，实证检验社会信用提升的市场规模扩大效应。第一，本文使用城市社会消费品零售总额（百亿元）衡量地区市场规模，该指标越高说明地区绝对市场规模越大，在表 8 第（1）（2）列中，核心解释变量的系数均在 1% 的水平显著为正，支持了本文的理论假说。第二，为尽可能准确衡量地区市场规模，本文以城市社会消费品零售总额和城市间空间距离为基础计算市场潜能以表征城市可能的市场规模（ $SIZE2$ ），具体公式为 $SIZE2_{it} = E_{it} + \sum_{r=1, r \neq i} (E_{rt}/d_{ri})$ ，其中， E_{it} 、 E_{rt} 分别为第 t 年城市 i 、 r 的社会消费品零售总额， d_{ri} 为城市 r 和城市 i 之间的距离，表 8 第（3）列结果表明核心解释变量 DID 的回归系数为 8.818 5，在 1% 的水平显著。第三，进一步地，本文在考虑城市面积的基础上，以地区生产总值来计算市场潜力， i 城市 t 年市场潜能的具体计算公式为 $SIZE3_{it} = \frac{gdp_{it}}{d_i} + \sum_{r=1, r \neq i} (gdp_{rt}/d_{ri})$ ， gdp_{it} 和 gdp_{rt} 分别为城市 i 和城市 r 在 t 年的地区生产总值， d_{ri} 为城市 r 和城市 i 之间的距离， d_i 为城市 i 的内部距离，计算公式为 $d_i = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{area_i}{\pi}}$ ， $area_i$ 表示城市 i 的面积，表 8 第（4）列中核心解释变量的估计系数依然显著为正。其次，本文以城市 - 城市对层面数据为基础，使用子公司所在城市与母公司所在城市的社会消费品零售总额之比作为被解释变量，替换到模型（1）中进行回归，该比值越高，说明子公司所在城市的市场规模比母公司所在城市市场规模变大得更快。表 8 第（5）列汇报了回归结果，核心解释变量 DID 的估计系数依然为正，说明良好的社会信用显著提高了投资接受城市的市场规模。

表 8 影响机制：扩大市场规模

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城市层面				城市 - 城市对
	SIZE1	SIZE1	SIZE2	SIZE3	DIS_SIZE
DID	6.968 7*** (1.440 9)	6.265 1*** (1.355 9)	8.818 5*** (1.801 9)	0.881 7*** (0.271 7)	47.892 3*** (11.749 7)

(续表 8)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城市层面				城市 - 城市对
	SIZE1	SIZE1	SIZE2	SIZE3	DIS_SIZE
<i>SINDS</i>	—	3.035 3 (2.456 2)	15.924 2** (6.143 6)	4.722 5*** (1.119 9)	-22.276 2 (21.668 7)
<i>SGDPG</i>	—	4.537 4* (2.544 2)	12.831 8** (6.176 4)	2.542 6** (1.285 9)	76.784 8*** (26.703 4)
<i>SDENS</i>	—	263.276 4*** (45.349 6)	330.070 7*** (98.275 8)	67.618 2*** (14.985 9)	-172.154 3 (305.135 7)
<i>SFORE</i>	—	0.425 5*** (0.093 1)	1.385 4*** (0.199 8)	0.264 7*** (0.036 0)	1.236 1 (0.864 9)
<i>Constant</i>	8.433 3*** (0.103 0)	-9.133 6*** (2.294 0)	-10.704 0** (4.975 0)	2.285 9*** (0.825 4)	13.266 9 (16.938 0)
<i>N</i>	2 728	2 728	2 724	2 724	776 148
<i>R²</i>	0.928 7	0.937 5	0.940 5	0.964 0	0.504 0
<i>Mcit FE</i>	NO	NO	NO	NO	YES
<i>Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mcit-Scity FE</i>	NO	NO	NO	NO	YES
<i>Mcit-Year FE</i>	NO	NO	NO	NO	YES

然而, 总体市场规模的扩大并不意味着每个单一市场规模均扩大, 对不同产业的企业吸引力也不同。此外, 不同产业市场规模受到社会信用的影响也有所差别。对此, 本文分产业检验社会信用通过市场规模扩大效应吸引异地投资的影响机制。首先, 本文以城市层面数据为基础将三次产业增加值 (*FIRST_IND*、*SECOND_IND*、*THIRD_IND*) 作为被解释变量进行回归^①, 表 9 第 (1) — (3) 列表明, 当被解释变量为 *FIRST_IND* 时, 核心解释变量 *DID* 的系数并不显著, 而当被解释变量为 *SECOND_IND* 和 *THIRD_IND* 时, 核心解释变量的系数均在 1% 的水平显著为正。这说明社会信用体系建设对于主要依靠自然禀赋的第一产业影响并不大, 其主要影响第二、三产业的市场规模。接下来, 本文以公司 - 城市对层面的数据为基础, 以三次产业为依据分组进行回归, 以检验是否社会信用体系建设确实对于第二、三产业的企业跨地区投资影响更大。可以发现, 表 9 第 (4) 列中核心解释变量的估计系数并不显著, 第 (5) (6) 列的估计结果均在 1% 的水平显著为正, 说明社会信用对第一产业的企业没有吸引作用, 主要吸引第二、三产业的企业, 这与本文在城市层面的估计结果相一致, 进一步佐证了市场规模扩大效应是社会信用吸引外来企业的重要机制。总之, 地区社会信用水平的提高确实能够扩大本地市场规模, 为外地企业来本地发展奠定市场基础。

① 由于数据限制, 本文无法穷尽所有行业, 仅按照三次产业划分进行实证检验。

表 9 分产业检验市场规模扩大效应

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城市层面			公司 - 城市对		
	<i>FIRST_IND</i>	<i>SECOND_IND</i>	<i>THIRD_IND</i>	<i>FIRST_IND</i>	<i>SECOND_IND</i>	<i>THIRD_IND</i>
<i>DID</i>	0.008 5 (0.064 6)	3.133 1*** (0.917 3)	8.733 4*** (2.061 7)	0.002 1 (0.001 9)	0.005 4*** (0.000 6)	0.010 9*** (0.001 7)
<i>SINDS</i>	1.217 9*** (0.269 6)	25.679 1*** (2.993 6)	-3.991 1 (3.235 9)	0.024 3** (0.012 1)	0.000 9 (0.001 7)	-0.003 7 (0.003 7)
<i>SGDPG</i>	-0.005 4 (0.142 2)	3.329 1 (2.287 2)	8.579 5* (4.372 9)	-0.005 3 (0.008 1)	0.008 1*** (0.001 4)	0.015 1*** (0.003 8)
<i>SDENS</i>	-3.156 5 (1.922 9)	280.331 2*** (61.813 6)	550.888 8*** (98.962 6)	0.361 0 (0.420 6)	0.038 9 (0.063 0)	0.249 3* (0.132 2)
<i>SFORE</i>	0.039 4*** (0.010 1)	0.342 7*** (0.077 0)	0.670 5*** (0.135 7)	-0.000 1 (0.000 7)	0.000 2*** (0.000 1)	0.000 6*** (0.000 2)
<i>Constant</i>	0.995 8*** (0.181 0)	-17.863 8*** (2.845 3)	-20.207 6*** (4.327 7)	-0.021 5 (0.017 9)	-0.001 3 (0.002 7)	-0.010 5* (0.005 8)
<i>N</i>	2 728	2 728	2 728	90 384	4 753 925	1 927 807
<i>R²</i>	0.962 6	0.965 6	0.936 5	0.215 4	0.148 7	0.217 8
<i>Mfirm FE</i>	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Scity FE</i>	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Year FE</i>	NO	NO	NO	YES	YES	YES

(二) 提高金融可得性

较高的金融可得性与金融发展水平可以有效解决企业跨地区投资的资金难题，社会信用可以发挥促进资本积累、缓解信息不对称、降低违约风险等作用促进当地金融发展。首先，本文以城市层面数据为基础，以金融可得性为被解释变量，构建双向固定效应模型，采用城市层面的聚类标准误，实证检验社会信用改善对金融可得性提高的重要作用。第一，本文根据中国银保监会官网银行分支机构的有关数据，识别银行成立和退出时间整理出城市银行机构数量的面板数据，用银行数量的对数衡量金融服务可得性 (*FINANCE1*)^①，表 10 第 (1) (2) 列结果表明，核心解释变量 *DID* 的估计系数分别为 0.044 1 和 0.042 2，均在 1% 的水平显著为正，社会信用体系建设使得地区金融可得性上升了 4.22%，社会信用建设对于提高金融可得性具有积极作用。第二，考虑不同银行机构之间的差异，非商业银行基本都是区域性经营，本文以在获取存贷款方面更具优势的城市商业银行数量来衡量地区金融可得性 (*FINANCE2*)，表 10 第 (3) 列中的回归结果仍然显著，而且系数变大。第三，本文还使用了居民人均存款额 (万元) 衡量金融可得性 (*FINANCE3*) 以加强本文结论的稳健性，表 10 第 (4) 列的回归结果

① 张建鹏、陈诗一：《金融发展、环境规制与经济绿色转型》，《财经研究》2021 年第 11 期，第 78—93 页。

支持了本文的理论假说。此外，本文还以城市-城市层面的数据为基础，使用子公司所在城市与母公司所在城市的金融可得性之比衡量城市间金融可得性差距 (DIS_FINA)，将其作为被解释变量替换到模型(1)中进行回归，表10第(5)列表明，核心解释变量 DID 的回归系数在1%的水平显著为正，意味着社会信用水平的提升能够明显提升本地地区的金融发展水平与金融可得性，使其比其他非试点城市的金融发展更快，进而吸引更多的外地企业到本地发展。

表10 影响机制：提高金融可得性

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城市层面				城市-城市对
	$FINANCE1$	$FINANCE1$	$FINANCE2$	$FINANCE3$	DIS_FINA
DID	0.044 1*** (0.015 4)	0.042 2*** (0.015 6)	0.039 7*** (0.012 9)	4.315 1*** (1.042 8)	0.004 5*** (0.000 3)
$SINDS$	—	-0.100 0 (0.068 3)	-0.031 2 (0.058 5)	-3.493 8 (2.244 9)	-0.018 2*** (0.001 0)
$SGDPG$	—	0.086 1 (0.053 5)	0.120 8** (0.059 8)	4.767 3* (2.666 8)	0.010 6*** (0.000 6)
$SDENS$	—	0.940 7** (0.416 9)	1.474 0*** (0.402 0)	355.138 0*** (82.116 1)	0.074 0*** (0.014 6)
$SFORE$	—	0.002 9 (0.002 4)	0.003 8* (0.002 1)	-0.038 7 (0.116 2)	0.000 1*** (0.000 0)
$Constant$	6.246 9*** (0.001 1)	6.216 4*** (0.038 9)	5.599 5*** (0.029 0)	-6.200 4* (3.535 8)	1.066 0*** (0.000 8)
N	2 719	2 719	2 728	2 728	880 955
R^2	0.989 1	0.989 2	0.996 2	0.956 8	0.998 5
$Mcit FE$	NO	NO	NO	NO	YES
$Scity FE$	YES	YES	YES	YES	YES
$Year FE$	YES	YES	YES	YES	YES
$Mcit-Scity FE$	NO	NO	NO	NO	YES
$Mcit-Year FE$	NO	NO	NO	NO	YES

(三) 改善创新环境

创新环境是社会信用吸引企业异地投资的关键机制之一。如前文所述，社会信用水平的提高可以通过提高创新包容度、促进创新合作、加强知识产权保护来优化地区创新环境。对此，本文分别采用城市、城市-城市对层面的数据实证检验该影响机制。在城市层面：第一，由于良好的创新环境可以促进研发投入的增加和创新效率的改善，因此本文直接采用科学支出(万元)以及城市发明专利授权量(个)来综合衡量城市创新环境，从而得到城市创新环境指数 ($INNOI$)，按照公式 $y_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{i\min}}{x_{j\max} - x_{j\min}}$ 得到指标效用值， x_{ij} 表示城市 i 指标 j 的实际值， $x_{j\max}$ 为指标 j 的最大值， $x_{j\min}$ 表示指标 j 的最小值， y_{ij} 为城市 i 指标 j 的效用值。在获得指标效用值的基础上，采用变异系数法获得各指标权重，指标

的变异系数为 $V(j) = \frac{s_j}{\bar{x}}$, s_j 为指标 j 的标准差, \bar{x} 为样本均值, 指标权重为 $W_j = \frac{V(j)}{\sum_{j=1}^n V(j)}$,

最终加权得到创新环境指数作为被解释变量进行回归^①, 表 11 第 (1) (2) 列中的核心解释变量系数分别为 0.028 4 和 0.021 8, 均显著为正。第二, 良好的知识产权保护制度是激励创新的重要制度因素, 在科学投入和发明专利授权的基础上, 本文添加知识产权保护维度作为创新环境指数的构成要素之一, 使用地区每万人知识产权案件数表征城市知识产权保护力度, 该指标越大, 则城市知识产权保护力度越大, 并采用相同的方法将三个指标进行标准化加权得到城市创新环境指数的综合指标, 表 11 第 (3) 列展示了相应的回归结果, 核心解释变量的系数在 1% 水平显著为正。第三, 风险投资面临着较大的失败危险, 城市风险投资水平反映了社会的风险承担能力和其对创新的包容、鼓励程度, 较高的风险承担水平可以有效促进创新。本文进一步将城市风险投资水平纳入创新环境指标体系^②, 同样使用效用值法和变异系数法得到城市的总体创新环境指数, 表 11 第 (4) 列为相应的回归结果, 核心解释变量的系数依然显著为正。此外, 本文使用城市-城市对层面的数据进行回归, 将模型 (1) 中被解释变量替换为城市间创新环境差距, 具体表示为子公司城市的创新环境指数与母公司城市的创新环境指数的比值, 该比值越大则意味着子公司城市社会信用建设使其与其他城市相比具有更良好的创新环境, 创新环境改善更快, 表 11 第 (5) 列表示核心解释变量的估计系数显著为正, 社会信用体系建设确实促进了城市创新环境改善。

表 11 影响机制: 改善创新环境

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城市层面				城市-城市对
	<i>INNO1</i>	<i>INNO1</i>	<i>INNO2</i>	<i>INNO3</i>	<i>DIS_INNO</i>
<i>DID</i>	0.028 4*** (0.008 6)	0.021 8*** (0.005 0)	0.017 6*** (0.003 9)	0.013 7*** (0.004 1)	7.085 7*** (0.288 0)
<i>SINDS</i>	—	-0.005 4 (0.008 0)	-0.000 9 (0.006 0)	-0.007 4 (0.012 9)	3.433 3*** (0.744 4)
<i>SGDPG</i>	—	0.010 4 (0.009 7)	0.014 1** (0.006 8)	0.027 4** (0.013 1)	0.132 4 (0.481 1)
<i>SDENS</i>	—	2.433 6*** (0.582 3)	1.059 4*** (0.158 8)	2.407 8*** (0.574 4)	834.290 8*** (95.223 2)
<i>SFORE</i>	—	0.001 1*** (0.000 3)	0.000 6*** (0.000 2)	0.001 7*** (0.000 4)	0.493 7*** (0.017 6)
<i>Constant</i>	0.008 1*** (0.000 6)	-0.107 1*** (0.024 4)	-0.047 4*** (0.007 6)	-0.067 1*** (0.024 5)	-37.424 3*** (3.871 7)
<i>N</i>	2 728	2 728	2 728	2 715	776 148

① “中国城市营商环境评价研究”课题组:《中国城市营商环境评价的理论逻辑、比较分析及对策建议》,《管理世界》2021年第5期,第98—112+8页。

② 城市风险投资的数据来源于北京大学国家发展研究院开发的“中国区域创新创业指数”。

(续表 II)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城市层面				城市 - 城市对
	<i>INNO1</i>	<i>INNO1</i>	<i>INNO2</i>	<i>INNO3</i>	<i>DIS_INNO</i>
R^2	0.804 0	0.888 8	0.895 6	0.868 6	0.800 1
<i>Mcit</i> FE	NO	NO	NO	NO	YES
<i>Scit</i> FE	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i> FE	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mcit-Scit</i> FE	NO	NO	NO	NO	YES
<i>Mcit-Year</i> FE	NO	NO	NO	NO	YES

六、进一步讨论：异质性分析

(一) 母公司所在城市地方保护主义的异质性

地方保护主义是遏制资本跨区域流动的重要因素，是造成国内市场分割、地区产业结构趋同的关键诱因，地方政府间难以协调的不同利益诉求阻碍了国内市场一体化以及统一市场的建设^①。可以预期，当母公司所在城市的地方保护主义很强时，其很难得到有效发展和公平竞争，更倾向于到外地寻求更好的发展机会。因此，当母公司所在城市地方保护主义程度较高时，目的地社会信用水平提高对其设立子公司的吸引力越大。

对此，本文以上市公司所缴纳的税费占地区财政收入的比重来衡量上市公司所在地的地方保护主义，该指标可以反映出地方政府保护税基的动机大小，在已有研究得到了广泛应用^②。首先，本文使用上市公司所缴纳的所得税、增值税和营业税等税费之和占上市公司母公司所在城市财政收入的比重来衡量地方保护主义，以该指标的中位数为划分标准将样本分为高地方保护主义 ($High_protect1=0$) 和低地方保护主义 ($High_protect1=1$) 两组。表 12 第 (1) (2) 列为相应的回归结果，第 (1) 列核心解释变量系数为 0.007 1，第 (2) 列中社会信用体系建设的回归系数为 0.004 2，二者相差 0.002 9。考虑分组回归中核心解释变量的系数均显著为正，为进一步检验组间差异，第一，本文采用费舍尔组合检验考察两组回归中核心解释变量的系数是否存在显著差异，结果在 1% 的水平显著；第二，本文在基准回归中加入了核心解释变量 (DID) 与地方保护主义变量 ($High_protect1$) 的交互项后重新进行回归，结果如表 12 第 (3) 列所示，交互项系数在 5% 的水平显著为负。

进一步地，考虑企业所得税、营业税和增值税的征收管理权和收入支配权存在差异，可能导致地方保护税源的动力不同，因此本文使用更具激励作用的企业所得税占上市公司母公司城市财政收入的比重衡量地方保护主义。在此基础上，分别采用分组回归、组间差异检验和加入交互项回归，三种方法的相应结果如表 12 第 (4) — (6) 列所示，相

① 刘志彪：《全国统一大市场》，《经济研究》2022 年第 5 期，第 13—22 页。

② 陈冬、范蕊、梁上坤：《谁动了上市公司的壳？——地方保护主义与上市公司壳交易》，《金融研究》2016 年第 7 期，第 176—190 页。

关系数的显著性和方向未发生变化。

经过以上异质性分析可知，社会信用对位于高地方保护主义地区的上市公司具有更强的吸引作用，其有助于克服地方保护主义所带来资本要素壁垒。社会信用与市场一体化建设存在互补关系，在克服高地方保护主义中发挥着重要作用。

表 12 母公司所在城市地方保护主义的异质性

组间差异检验	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	0.003***		添加交互项	0.001**		添加交互项
	高地方保护主义	低地方保护主义		高地方保护主义	低地方保护主义	
变量	FNSN	FNSN	FNSN	FNSN	FNSN	FNSN
<i>DID</i>	0.007 1*** (0.001 4)	0.004 2*** (0.000 6)	0.006 5*** (0.000 7)	0.006 0*** (0.001 3)	0.005 0*** (0.000 6)	0.006 7*** (0.000 7)
<i>High_protect1</i>	—	—	-0.000 5* (0.000 3)	—	—	—
<i>DID×High_protect1</i>	—	—	-0.002 6** (0.001 2)	—	—	—
<i>High_protect2</i>	—	—	—	—	—	-0.000 7** (0.000 3)
<i>DID×High_protect2</i>	—	—	—	—	—	-0.002 4** (0.001 2)
<i>SINDS</i>	0.000 3 (0.002 3)	-0.003 0 (0.002 6)	-0.000 0 (0.001 6)	0.004 0* (0.002 3)	-0.004 1 (0.002 5)	-0.000 1 (0.001 6)
<i>SGDPG</i>	0.011 2*** (0.002 3)	0.005 7*** (0.001 7)	0.010 7*** (0.001 5)	0.009 1*** (0.002 4)	0.007 7*** (0.001 6)	0.010 7*** (0.001 5)
<i>SDENS</i>	0.160 6 (0.115 7)	0.127 7** (0.063 0)	0.153 3*** (0.054 7)	0.043 0 (0.139 0)	0.150 5*** (0.055 2)	0.152 8*** (0.055 0)
<i>SFORE</i>	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)
<i>Constant</i>	-0.005 1 (0.004 4)	-0.004 0 (0.003 2)	-0.006 8*** (0.002 4)	-0.002 3 (0.005 2)	-0.005 0* (0.002 9)	-0.006 7*** (0.002 4)
<i>N</i>	3 328 446	3 307 844	6 793 070	3 331 375	3 298 254	6 793 070
<i>R²</i>	0.216 9	0.223 9	0.166 5	0.218 6	0.214 0	0.166 5
<i>Mfirm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(二) 子公司所在城市产业政策的异质性

从子公司所在城市的角度出发，投资目的地的主导型产业政策是影响企业进行异地投资的关键因素之一，也是促成“行政区经济”形成的主要措施，因此有必要进一步区分在主导型产业政策的异质性条件下，社会信用对企业异地投资的影响差异，识别社会

信用发挥吸引投资作用的边界。

中国“行政区经济”的特性是阻碍全国统一大市场形成的重要因素，通过兴建开发区来“挑选赢家”吸引特定企业进入来实现经济增长绩效和官员升迁是各级政府的常见做法之一^①。截至2018年中国总共设立了552家国家级开发区和1991家省级开发区，覆盖全国337个地级行政区划，开发区设立已经成为区域经济发展的一项广泛应用且重要的政策。本文预计，子公司城市的主导产业政策与社会信用体系建设存在一定的替代效应。原因在于：当一个城市设立开发区来特定支持某类产业时，会迅速吸引相关企业前来设厂入驻，以尽快获得政策红利。此时，社会信用水平的提高并不会再起到类似的作用，其反而在没有相应开发区的城市效果更大。此外，这种政策特区所创造的政策洼地效应造成了区域不平等和市场不统一，而社会信用体系建设却能够在一定程度缓解此类问题。

本文参考已有研究，以《中国开发区审核公告目录（2018年版）》和中国政府网公布的国家级开发区批复文件为基础，识别每个城市每年的开发区政策所选择的主导产业。具体而言，首先识别开发区所在城市，然后将开发区的主导产业类型与上市公司进行匹配，如果上市公司所属行业在当年被任意级别的开发区选为主导产业，则认为城市存在与该上市公司相对应的主导型产业政策，由此构造公司-城市层面的虚拟变量（*Ind_policy1*）。根据是否有与上市公司所属行业相对应的开发区将样本分为两组进行回归，结果如表13第（1）（2）列所示，可以看出社会信用的系数均在1%水平显著为正，且在有相应开发区的城市中社会信用吸引企业异地投资的效应会受到削弱，社会信用与主导型产业政策之间呈现出替代效应。由于分组回归中的核心解释变量系数均显著为正，本文分别采用费舍尔组合检验和加入交互项回归的方式进一步检验组间差异，结果均支持组间差异的显著存在。

进一步地，考虑到中央主导型产业政策表现较为弱势，地方政府主导的产业政策的制定和实施更能体现“行政区经济”。本文以是否有与上市公司所属行业相对应的省级开发区为依据生成分组的虚拟变量（*Ind_policy2*），分别回归的结果如表13的第（4）（5）列所示，可以看出在无相应省级开发区的子样本中，核心解释变量的系数更大，社会信用能更好地吸引企业异地投资。组间差异检验的结果也进一步支撑了该结论。

（三）母子公司所在城市间文化认同的异质性

从城市间关系的角度来看，文化差异在资本要素流动中发挥着重要作用，文化差异较大的城市间更容易缺乏信任^②，完善的社会信用体系将发挥着更大的作用。因此，本文进一步探讨在社会信用影响企业异地发展中，城市间文化认同的异质性。

① 包群、唐诗、刘碧：《地方竞争、主导产业雷同与国内产能过剩》，《世界经济》2017年第10期，第144—169页。

② 丁从明、吉振霖、雷雨等：《方言多样性与市场一体化：基于城市圈的视角》，《经济研究》2018年第11期，第148—164页。

表 13 子公司所在城市主导型产业政策的异质性

组间差异检验	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	0.003 0***		添加交互项	0.004 0***		添加交互项
	无相应国家或省级开发区	有相应国家或省级开发区		无相应的省级开发区	有相应的省级开发区	
变 量	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>
<i>DID</i>	0.008 7*** (0.001 1)	0.005 8*** (0.000 7)	0.009 3*** (0.001 1)	0.009 1*** (0.001 1)	0.004 9*** (0.000 7)	0.009 4*** (0.001 1)
<i>Ind_policy1</i>	—	—	0.000 6 (0.000 4)	—	—	—
<i>DID×Ind_policy1</i>	—	—	-0.003 2** (0.001 3)	—	—	—
<i>Ind_policy2</i>	—	—	—	—	—	0.000 3 (0.000 5)
<i>DID×Ind_policy2</i>	—	—	—	—	—	-0.003 7*** (0.001 2)
<i>SINDS</i>	0.000 5 (0.002 2)	-0.002 1 (0.002 5)	0.000 2 (0.001 6)	0.000 0 (0.002 1)	-0.001 0 (0.002 5)	0.000 3 (0.001 6)
<i>SGDPG</i>	0.010 0*** (0.001 9)	0.010 3*** (0.002 3)	0.010 6*** (0.001 5)	0.012 7*** (0.002 0)	0.006 6*** (0.002 2)	0.010 6*** (0.001 5)
<i>SDENS</i>	0.336 4*** (0.073 4)	-0.096 6 (0.104 6)	0.148 4*** (0.054 8)	0.160 3** (0.067 9)	0.039 3 (0.051 8)	0.140 1** (0.054 5)
<i>SFORE</i>	0.000 4*** (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 4*** (0.000 1)	0.000 2* (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)
<i>Constant</i>	-0.014 5*** (0.003 0)	0.007 0 (0.004 8)	-0.007 3*** (0.002 4)	-0.007 3** (0.002 9)	0.000 0 (0.002 7)	-0.006 8*** (0.002 4)
<i>N</i>	3 584 829	3 183 648	6 793 070	3 947 803	2 823 621	6 793 070
<i>R²</i>	0.201 6	0.164 0	0.166 5	0.190 2	0.167 4	0.166 5
<i>Mfirm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES

本文主要基于方言差异和地理距离来识别地区间的文化认同效应。首先，语言是思维的承载。在中国，方言则更为完全地体现了语言的差异，使用相同方言的个体往往具有类似的思维方式，地域文化与方言在实质上一脉同源。因此，本文依据《汉语方言大辞典》《中国语言地图集》整理了各区县的方言数据，根据母公司城市和子公司城市是否完全属于同一方言小片，将样本划分为两组进行回归，回归结果如表 14 第（1）、（2）列所示，可以看出在城市所属的方言小片不同时，核心解释变量系数为 0.007 6，在 1% 水平显著，而在不存在方言差异的情况下，社会信用体系建设的系数为 0.001 1 且不显著。

其次，中国行政区域划分与文化区域高度重合，历史上城市间的山川河流阻碍和交

通不便,影响了区域文化的形成,城市间的相邻关系较为稳定,更能反映出长期以来形成的城市间文化差异。因此,本文以城市是否相邻作为分组依据,分别回归检验社会信用对企业异地发展的影响作用在文化认同方面的异质性,回归结果如表14第(3)(4)列所示,可以看出在不相邻城市间,核心解释变量的系数为0.0074且在1%的水平显著,而在相邻城市间,社会信用体系建设的系数并不显著。以上异质性的分析表明,在城市间文化差异较大的情况下,社会信用能够更好地发挥出吸引企业异地投资的作用,弥补文化差异造成的要素流动障碍。

表14 母子公司所在城市间文化认同的异质性

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	方言小片不同	方言小片相同	不相邻城市	相邻城市
	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>	<i>FNSN</i>
<i>DID</i>	0.007 6*** (0.000 7)	0.001 1 (0.014 8)	0.007 4*** (0.000 7)	0.014 7 (0.010 6)
<i>SINDS</i>	-0.000 2 (0.001 6)	0.071 1 (0.065 3)	-0.000 3 (0.001 5)	0.064 1 (0.061 2)
<i>SGDPG</i>	0.010 2*** (0.001 5)	0.041 0 (0.070 5)	0.010 2*** (0.001 5)	-0.000 6 (0.064 3)
<i>SDENS</i>	0.150 2*** (0.054 8)	-1.977 9 (2.076 6)	0.178 5*** (0.045 5)	-2.390 6 (2.226 5)
<i>SFORE</i>	0.000 3*** (0.000 1)	-0.002 3 (0.002 2)	0.000 3*** (0.000 1)	0.002 2 (0.002 9)
<i>Constant</i>	-0.006 9*** (0.002 4)	0.135 2 (0.135 7)	-0.008 2*** (0.002 1)	0.091 3 (0.121 4)
<i>N</i>	6 746 365	45 619	6 617 277	109 739
<i>R</i> ²	0.166 1	0.451 7	0.167 1	0.458 4
<i>Mfirm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Scity FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Mfirm-Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

七、结论与政策启示

在加快全国统一大市场建设以及“双循环”新发展格局构建的背景下,研究企业如何破除障碍、开拓国内市场具有重要的理论价值与现实意义。本文以创建社会信用体系建设示范城市的试点政策作为准自然实验,实证检验了社会信用水平提高对企业跨地区投资行为的影响。研究发现:地区社会信用水平的提高可以显著增加外地企业到本地投资的数量,具体为社会信用体系建设使外地上市公司在该城市新设立的异地子公司数量提高了0.0076个。机制分析表明,社会信用体系的建设主要通过以下三个渠道对企业异地发展产生正向影响:其一,社会信用体系建设扩大了本地的市场规模,尤其是第二产

业和第三产业的市场规模；其二，作为金融市场发展的重要制度补充，社会信用体系建设提高了地区的金融可得性，能够为企业异地发展提供充足的资金；其三，社会信用体系建设明显改善了地区的创新环境，提高了对企业前来投资的吸引力。异质性分析表明，社会信用体系建设对高地方保护主义地区的上市公司具有更强的吸引作用，可以有效克服母公司所在城市的保护主义；社会信用体系建设在子公司城市缺乏相关主导型产业政策的情况下对异地企业投资具有较高吸引作用，在进一步减少主导型产业政策、破除“行政区经济”的过程中，社会信用将成为促进资本要素流动的新生动力；在地区间文化差异较大时社会信用对异地投资的引致作用更为明显，有助于缓解地区间较高文化差异所带来的资本要素流动障碍。

本文研究结论表明，社会信用体系改革试点可以很好地吸引企业异地投资，表明社会信用建设已经成为促进企业异地发展、提高资本要素市场流通性、构建全国统一大市场的关键影响因素。本文从上市公司跨地区投资的角度出发，加深了对中国社会信用体系建设成效的理解，其研究发现具有如下政策启示：

第一，社会信用建设对于全国统一大市场的建立具有重要作用，改善社会信用可以显著促进企业异地发展，促进资本跨地区流动，有利于发挥统一大市场的规模效应，推动中国市场由大到强的转变。因此，有必要持续推进地区社会信用建设，为企业跨地区发展扫清障碍、创造条件。当前社会信用建设已在关键性领域取得重大进展，但社会信用体系建设是复杂的全社会工程，在实际建设中还存在着顶层立法缺乏、实际操作不当、主体范围不全、认定界限不清等突出问题。各级政府应加快社会信用体系立法，鼓励形成市场为主导的信用信息应用机制，引导“鼓励守信”和“打击失信”的市场行为。

第二，社会信用建设可以优化企业经营环境。首先，社会信用建设可以发挥市场规模扩大效应，中央政府在实施扩大内需战略、加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局时，可以将社会信用建设作为关键抓手为挖掘市场潜力、扩大市场规模提供关键支持，尤其对于第二、三产业的企业来说，更应该把握社会信用建设带来的市场规模扩大的外部机会，提升自身竞争优势，为经济发展做出贡献。其次，提高金融可得性是社会信用建设的重要作用之一。坚实的社会信用是发展普惠金融、扩大信贷规模、破解融资困境的关键基础。在促进金融服务实体经济的过程中，可以通过加强公共信用信息和金融信息共享整合的方式，加快金融规范发展。最后，在创新活动方面，良好的社会信用可以为其提供优良的外部环境。社会信用建设可以为提高创新包容、促进创新合作、加强知识产权保护等提供道德基础，推行科研诚信承诺制和探索知识产权领域信用评价是进一步强化社会信用体系的关键内容，加快实施创新驱动发展战略应与健全社会信用体系紧密结合。

第三，社会信用建设促进资本要素流动具有丰富的应用场景。首先，社会信用面对高地方保护主义依然可以促进资本要素流动，在以保护税基为动机所形成的市场分割情况下，社会信用可能是打破地方保护主义、提高要素效率的重要方式。其次，在中国多民族、多文化的特色背景下，社会信用对于资本要素统一市场的形成更具意义。因为在

文化差异较大的情况下，社会信用建设可以更加有效地活跃不同文化地区间的企业投资活动，是替代传统文化认同感的有效措施。最后，在当前破除行政区经济，减少各地主导型产业政策以期实现全国统一大市场的建设过程中，社会信用的作用不会受到阻碍，其与主导型产业政策呈现显著的相互替代关系，有望在克服主导型产业政策缺点的基础上，更为全面有效地吸引企业异地投资。

Social credit and cross-regional development of enterprises: Evidence from the pilot reform of China's social credit system

BAI Caiquan, XUE Qihang, ZHANG Xianfeng

Abstract: Taking the pilot reform of China's social credit system as an exogenous shock, this paper examines the relationship between the construction of social credit system and the cross-regional development of enterprises and its internal mechanisms based on the cross-regional investment data of listed companies from 2010 to 2019. The empirical results show that this pilot reform can significantly attract listed companies' cross-regional development. This conclusion is still valid after multiple robustness tests. Mechanism analysis indicates that expanding market size, increasing financial accessibility, and improving the innovation environment are key mechanisms in which the construction of social credit attracts enterprises to invest in different locations. Furthermore, when the level of local protectionism in the parent companies' locations is higher, the dominant industry policies in the subsidiaries' locations are fewer, and two cities have larger cultural differences, the effect of social credit system construction is more pronounced in attracting enterprises from other regions. This study has important implications for accelerating the construction of national unified large market and the cross-regional development of enterprises.

Keywords: social credit; cross-regional development of enterprises; market size; institutional environment

(责任编辑: 陈 彬)