

银行业竞争吸引了企业异地投资吗^{*}

胡海峰 白宗航 王爱萍

摘要：推动企业异地投资是畅通国内经济大循环、促进区域协调发展的关键。而加快金融体系的市场化进程、引导金融部门间充分竞争，既是打破区域间资本流动障碍的有效推动力，也是深化金融供给侧结构性改革的关键。为此，本文以上市公司异地设立子公司衡量企业异地投资，基于银行管制放松而引致地区银行业竞争水平提高的现实背景，考察银行业竞争能否吸引企业异地投资。本文研究发现：银行业竞争水平的提高显著吸引了企业异地投资。影响机制的回归结果显示，缓解地区融资约束、降低地区信息搜集成本是银行业竞争吸引企业异地投资的潜在作用机制。进一步研究发现，中心城市和沿海城市银行业竞争水平的提高，会显著吸引来自外围城市和内陆城市企业的异地投资。同时，城商行异地设立分支机构会引起企业同方向异地投资；而银行业结构多样性有助于激发银行业竞争对企业异地投资的吸引效应。最后，本文从城市间银行业联通视角发现，银行业竞争对企业异地投资的吸引效应能够进一步实现城市间经济协同发展。本文的研究为进一步推进全国统一大市场建设和深化金融供给侧结构性改革提供了政策参考。

关键词：银行业竞争 异地投资 融资约束 信息搜集成本 区域协同发展

一、引言

异地投资是企业突破现有发展边界、增强市场竞争力的战略性举措，推动企业跨地区投资有助于企业利用国内超大规模市场优势提升自身竞争力、实现资源优化配置(杨继彬等,2021)。作为资本跨区域流动的微观基础，降低企业异地投资时面临的诸多障碍，不仅有助于推进全国统一大市场建设、畅通国内经济大循环，还有助于实施区域协调发展战略、打造新发展格局。然而，相对于在本地发展，企业异地投资会受到区域间市场分割与双边信任缺失(杨继彬等,2021)、地方政府间税收竞争(王凤荣、苗妙,2015)、自然地理距离(施炳展等,2012)等因素的影响，不仅直接导致很多企业的投资半径仍局限于本地，阻碍了企业跨地区投资，还间接导致我国区域间发展不平衡、不充分。为缓解和解决企业异地投资时面临的种种问题，推动国内市场一体化，政府持续推进交通基础设施建设(马光荣等,2020)、进行分税制改革(范子英、周小昶,2022)、设立自贸区以优化地区营商环境(聂正彦等,2022)等措施以缓解企业异地投资面临的障碍，并通过风险资本和地缘性商会的介入来增强企业异地投资时的双边信任，降低母公司与异地投资目标地间的信息不对称，降低信息搜集成本(曹春方、贾凡胜,2020;余婕等,2022)。但是，资本市场一体化程度并未得到有效改善，这意味着还有更深层次的因素制约企业异地投资(刘志彪、孔令池,2021;胡海峰等,2023)。其中，银行部门在引导各类资本流动方面发挥着重要作用，竞争性银行业结构有助于削弱政府干预对企业异地投资的负面影响(Beirne & Friedrich,2014)，特别是中国现阶段仍是以银行业为主的金融体系，加快银行业市场化进

^{*} 胡海峰、白宗航(通讯作者)，北京师范大学经济与工商管理学院，邮政编码：100875，电子邮箱：bjhuhaifeng@126.com，ecobzh@163.com；王爱萍，北京工商大学经济学院，邮政编码：100048，电子邮箱：bjwangaiping@126.com。基金项目：国家自然科学基金重大项目“新发展格局下提高直接融资比重优化金融结构与经济高质量发展研究”(21&ZD111)。感谢匿名审稿专家的意见，文责自负。

程、引导地区内银行间充分竞争,既能通过影响异地企业信贷可得左右企业异地投资行为(陈诗一等,2019),还会重塑银行业网点空间布局。因此,银行业发展程度与企业异地投资存在密切关系。鉴于此,本文以上市公司异地设立子公司衡量企业异地投资,基于银行管制放松而导致的银行业竞争水平提高这一现实背景,探讨银行业竞争对企业异地投资的影响。

融资约束与信息搜集成本是制约企业异地投资和资本流动的重要机制障碍。相比于本地企业,异地企业因无法满足本地抵押物要求而存在借款限制,从而面临更为高昂的借贷成本和融资约束(Chong et al,2013),加大异地企业进入本地市场难度。而中国信贷市场普遍存在“所有制歧视”和“规模歧视”,尤其是地区内拥有较大市场份额的商业银行往往不愿意向异地进入者发放贷款,导致异地企业进行本地融资时遭受潜在的进入壁垒(Rogers,2012),抑制了企业异地投资。此外,企业异地投资同样面临异地信息不对称、信息透明度低、地区搜集成本较高等问题,阻碍了企业异地投资(Kang & Kim,2008;曹春方等,2019)。

实际上,为提高银行配置资本效率、缓解信贷市场存在的信贷歧视和企业融资约束问题,自2006年起,政府引导并施行了一系列针对中小商业银行管制放松的结构性改革,^①逐步打破五大国有银行为主导的垄断性银行结构,地区银行业竞争程度提高。^②一方面,银行业竞争增加了地区信贷投放,提高了企业信贷可得性(Love & Peria,2015),一定程度上缓解了异地进入者所面临的信贷歧视和融资约束问题。随着地区银行业竞争水平的提高,为争夺有限的客户资源,银行通常会降低企业贷款成本和贷款抵押品的限制,这便极大缓解了异地企业进入难度,有助于吸引企业异地投资。另一方面,地区银行业竞争提高,会使银行间为争夺客户而进行更加激烈的竞争。银行会尽可能多地搜集与挖掘企业信息,为企业制定合理的信贷决策,大大降低异地进入者的信息收集成本(姜付秀等,2019)。特别地,银行业管制放松还会加快中小商业银行网点布局和异地扩张进程(Goetz & Gozzi,2022)。与大型商业银行相比,中小商业银行在甄别企业软信息时更具优势(张一林等,2019)。与此同时,异地企业可以利用其母公司的信誉、资产规模和还款能力等软信息作为担保进行借款(宋昌耀等,2021),不仅缓解了异地企业的借款难度,还降低了信息搜集成本。而中小商业银行网点异地扩张提高了地区间银行联通度(薛畅等,2022),为企业异地投资提供了必要的信息支持,降低异地企业面临的信息成本和利息溢价(Hollander & Verriest,2016),有助于推动企业异地投资。那么,银行业竞争能否通过缓解地区融资约束、降低地区信息搜集成本来吸引企业异地投资,这正是本文尝试回答的主要问题。

鉴于此,本文首先在Candau & Dienesch(2017)构建的新经济地理模型中引入银行管制程度的地区异质性,以此来分析银行业竞争对企业异地投资的影响及其作用机制,并提出研究假说。在此基础上,借助银保监会公开的金融许可证信息,计算各地级市银行业竞争水平,并结合2003—2020年上市公司异地设立子公司数据,较为全面地考察银行业竞争对企业异地投资的影响效应及作用机制。本文研究发现,银行业竞争显著吸引了企业异地投资。银行业竞争水平每提高1单位标准差,企业异地投资程度平均提高4.21%。机制检验表明,银行业竞争吸引企业异地投资主要通过缓解地区融资约束、降低地区信息搜集成本来实现。本文检验了银行业竞争对企业异地投资方向的影响,发现中心城市和沿海城市银行业竞争水平的提高,会显著吸引来自外围城市和内陆城市企业的异地投资。而城商行异地设立分支机构同样会引起企业同方向异地投资,主要体现在位于城商行总部所在地的母公司向城商行异地分支机构所在城市进行异地投资。进一步检验发现,提高当地银行业结构多样性有助于加强银行业竞争对企业异地投资的吸引效应。经济后果分析表明,银行业竞争对企业异地投资的吸引效应能够进一步实现城市间经济协同发展。

本文的边际贡献在于:(1)本文从地区银行业竞争视角探讨企业异地投资,拓展和丰富了现有关

①银保监会分别于2006年2月和2009年4月颁布了《城市商业银行异地分支机构管理办法》和《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见(试行)》。

②银行分支机构数量从2005年的105759家增加到2021年的218553家。

于企业异地投资的相关研究。已有文献从交通基础设施建设、财政激励、地区间信任、异地商会和风险资本介入等角度解析了企业异地投资的影响因素(曹春方等,2019;曹春方、贾凡胜,2020;马光荣等,2020;余婕等,2022;范子英、周小昶,2022),但忽视了金融部门在引导企业异地投资方面所发挥的作用。本文重点关注银行业改革引发的地区银行业竞争能否影响企业异地投资,并从地区融资约束和信息收集成本两方面进一步探讨其中的作用机制,为降低企业异地投资阻碍、深化金融供给侧结构性改革提供了新的视角与思路。(2)本文延伸了银行业竞争的相关研究,丰富了银行业竞争这一研究领域的文献体系。既有文献主要关注银行业竞争对微观企业行为的影响(Love & Peria,2015;张杰等,2017;姜付秀等,2019;李志生等,2020),但针对异地企业投资和进入的探讨较为匮乏。而本文探讨了银行业竞争对企业异地投资的影响,对现有文献体系是一个有益的补充。同时,本文还利用城商行异地分支机构数据测算了城市间银行业联通度,从城市间经济协同发展视角检验了城市间银行业联通吸引企业异地投资的经济后果,为后续针对地区间银行业联通的研究提供参考。(3)本文进一步检验了银行业竞争对企业异地投资方向的影响,验证了银行业竞争对企业异地投资更多地发挥了“虹吸效应”,而非“扩散效应”,不仅为“卢卡斯之谜”提供了新的经验证据,还为各地政府通过推进金融体制改革以及加快本地银行的异地布局来实现招商引资、带动就业提供了有益参考。总之,本文的研究结论对于深化金融供给侧结构性改革、推进全国统一大市场建设具有一定的政策启示。

二、文献综述

(一)关于资本流动和企业异地投资影响因素的研究

企业异地投资作为资本跨区域流动的重要表现形式。Poncet(2003)研究发现我国省份间的市场分割程度甚至比欧盟成员国之间更严重,这极大地阻碍了企业异地投资和国内经济大循环的畅通。

已有研究发现,区域间市场分割和自然地理距离导致企业跨区域经营面临高昂的交易成本和信息搜集成本,导致企业异地投资时面临巨大障碍(施炳展等,2012;杨继彬等,2021),阻碍了企业异地投资。而地区间税收竞争同样会影响企业异地投资决策,地方政府为了限制本地企业异地转移,会通过惩罚式征税来限制企业异地投资,从而实现地方政府税收目标(王凤荣、苗妙,2015),但却一定程度上限制了企业跨地区投资。我国交通基础设施完善、税收制度改革、风险资本介入以及开发区设立进程的加快,极大程度地缓解了企业异地投资面临的障碍,方便了企业异地并购和异地子公司的设立,从而推动企业异地投资(马光荣等,2020;聂正彦等,2022;范子英、周小昶,2022;余婕等,2022)。Dai et al(2021)发现企业倾向于在产业政策支持的地区投资子公司。此外,还有学者从地区间信任视角探讨了地缘性商会和CEO家乡背景对企业异地投资的影响,发现异地商会显著促进了家乡企业的跨地区发展,而且公司会更倾向于向CEO家乡所在地进行异地投资(曹春方等,2018;曹春方、贾凡胜,2020)。这主要是由于异地商会和CEO家乡背景降低了企业在异地投资时因信息不对称产生的交易成本(Kang & Kim,2008),并提高了地区间信任水平,从而实现企业跨地区投资。

(二)关于银行业竞争经济效应的研究

现阶段,中国金融体系仍以银行业为主,诸多学者开始探讨因银行管制放松而导致的银行业竞争对宏观经济增长和经济发展的影响。就宏观经济增长而言,银行业竞争加快了各类银行的异地扩张进程,不仅有利于通过银行业务地理分散来降低地区金融风险,还促进了地区经济增长和FDI流入(郭峰、熊瑞祥,2018;吕朝凤、毛霞,2020)。还有研究从经济周期的视角考察银行竞争的宏观经济效应,发现银行业竞争不仅提高了不同地区间经济周期的关联性(Kerr & Nanda,2009),还有效遏制了银行的风险投机行为,提高金融系统的稳定性(Akins et al,2016)。在银行业竞争对经济发展影响的相关研究中,相关学者研究发现银行业竞争同样提高了当地信贷投放和外地企业的信贷可得,

有助于培育当地营商环境和企业优胜劣汰机制,在改善当地资源配置的同时,也会引导更多的信贷资源支持高新技术的研发,从而促进当地产业结构高级化与合理化(何欢浪等,2019)。国外学者则更多地关注银行业竞争对当地就业和家庭金融的包容性问题,Brown et al(2019)研究发现,银行业竞争提高了原来被排斥家庭的信贷可得性,有利于提高家庭信贷规模和家庭金融包容性(Marin & Schwabe,2019),并一定程度上缓解了低收入家庭因面临较高贷款利率而产生的孩童辍学问题。此外,银行业竞争还提高了本地企业吸纳就业,有助于提高女性劳动参与率和低收入群体工资收入,从而改善当地收入分配水平(Beck et al,2010;Bai et al,2018)。

企业是宏观经济活动的微观主体。已有学者研究发现,银行业竞争提高了企业的信贷可得性,缓解了企业面临的融资约束问题(Love & Peria,2015;姜付秀等,2019),一定程度上能够改善企业投资效率和融资结构(李志生等,2020),推动企业创新和升级(方芳、蔡卫星,2016)。而当企业面临的融资约束问题得到缓解时,会激发个体创业活力和企业的对外直接投资,并一定程度上提高企业支付技能型劳动力溢价的能力,促进了技能劳动力就业,从而缓解企业内部劳动力供需结构性不匹配的问题(铁瑛、刘啟仁,2021)。随着地区内银行业竞争水平的提高,各家银行为争夺有限的信贷资源会放松借贷企业会计稳健性的要求。

(三)文献述评

通过文献梳理发现,已有研究忽略了银行部门在引导企业异地投资所发挥的作用。国外文献更多地关注国家间中央银行独立性和金融自由化等方面对企业跨国投资的影响(Yang et al,2018;Yayi,2023),还有部分国外文献验证了宏观审慎政策和银行业监管政策的实施,有助于遏制因发达经济体政策不确定性而导致的大规模且不稳定的跨境资本流动,从而平稳并推动新兴经济体的经济增长(Fendoglu,2017;Neanidis,2019)。鲜有文献考察国内银行业结构对企业异地投资的影响,而国内学者对这一问题更是缺乏相关探讨。但值得注意的是,我国现阶段仍是以银行业为主的金融体系,银行业经历了从高度垄断到竞争不断提高的发展过程,地区间银行业竞争水平也存在明显差异(郭峰、熊瑞祥,2018;姜付秀等,2019)。同时,区别于美国银行业基于自助取款机等技术升级为目标的管制放松,中国银行业管制放松则是由中央政府推动和实行,旨在消除非市场贷款并削弱企业融资约束等金融所有制歧视问题(铁瑛、刘啟仁,2021)。结合中国银行业管制放松的进程,可以更好地识别出银行业竞争对企业异地投资的影响及其作用机制。

三、理论分析与研究假说

银行管制放松通常会引起地区银行业竞争水平提高,进而对企业融资约束、信息成本等产生影响(姜付秀等,2019)。本文以上市公司异地设立子公司衡量企业异地投资,通过构建新经济地理模型探讨地方银行业竞争对企业异地投资的经济影响及其作用机制,并在此基础上提出研究假说。

(一)代表性消费者

假设代表性消费者同时消费工业产品 M 和农产品 G ,两者对于消费者来说具有不完全替代性,工业产品 M 表示各类工业产品 z 的集合。前者采用 C-D 生产函数形式,后者采用 CES 函数形式,代表性消费者效用函数和工业产品函数展示如下:

$$U = M^\alpha G^{1-\alpha}, M = \left[\int_0^n q(z)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, n 表示非农产品 z 的种类, $q(z)$ 表示代表性居民对工业产品 z 的需求, $\sigma > 1$ 便表示了不同种类工业产品之间的替代弹性。 $\alpha \in [0, 1]$ 既表示工业产品集合 M 对居民效用的贡献度,又表示居民支出中用于工业产品消费的预算份额。故消费者面对的预算约束为 $PM + P^G G = Y$, P^G 为农产品的价格, P 表示工业产品集合 M 的价格指数。农产品通常在国内运输具有补贴,各地区农产品价格相对差异较小,从而将农产品作为计价物,设定价格 $P^G = 1$ 。参考现有相关文献,本文使用 CES 函数

形式及不同种类工业产品之间的替代弹性来表示工业产品的加权价格 P ：

$$P = \left[\int_0^n p(z)^{1-\sigma} dz \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

将式(2)与消费者效用最大化问题一同求解,得到代表性消费者对产品 z 的消费需求：

$$q(z) = \alpha Y P^{\sigma-1} p(z)^{-\sigma} \quad (3)$$

(二)企业

假设每家企业同时存在一个母公司和子公司,母公司负责产品设计及销售,子公司负责产品制造与生产。参照 Candau & Dienesch(2017)的思路,母公司雇佣高技能工人从事设计、管理及销售活动,雇佣低技能工人从事生产制造活动,同时两类工人在不同地区的密集程度与企业劳动力成本密切相关,通常假定高技能工人主要积聚在经济发达地区,低技能工人主要集聚在经济落后地区。因此,人力资本质量差异会影响企业对其子公司的选址。此外,由于经济发达地区的人均收入更高,其产品消费需求更高,企业将子公司建设在该地区可有效降低贸易运输成本。

在中国的信贷市场上,普遍存在的“所有制歧视”和“规模歧视”进一步提高了异地企业的融资壁垒(Rogers,2012)。因此,本文从融资约束和信息搜集成本两个视角引入银行业竞争与企业成本之间的关系。在给定信贷规模下,子公司积聚在同一地区会造成较强的信贷资源竞争,导致较强的融资约束。尤其是在银行管制程度越高的地区,银行业竞争不充分使异地企业面临严重的信贷歧视和融资约束问题(Love & Peria,2015),降低了其信贷可得性。此外,银行管制程度越高的地区越不利于中小银行发展,削弱了中小商业银行在甄别异地企业软信息时具有的优势(张一林等,2019);同时,银行业竞争不充分地区降低了银行间为争夺客户而对企业进行的信息搜集和挖掘,均会使异地企业进入时面临高昂的信息搜集成本,会面临较高的信息搜集成本(姜付秀等,2019)。基于此,企业的成本函数具体如下：

$$TC_{ij} = f_i \omega_i^H + T(b_j) + v_i b_j \omega_j^L q(z), z \in [0, n], c_j \in [0, 1], b_j \geq 1 \quad (4)$$

当 $i=j$ 时,企业将母公司与子公司设置在同一地区;当 $i \neq j$ 时,企业将母公司与子公司设置在不同地区。 f 和 v 分别表示企业对高技能工人和低技能工人的劳动需求,同时这两项均由处于 i 地区的母公司决定。 b_j 表示银行管制程度, $b_j q(z)$ 衡量了给定产量下在不同地区的企业生产所面临的单位融资成本。 $T(b_j)$ 表示 j 地区的信息搜集成本,与产量无关,当存在银行管制时,外地企业进入将面对更高的进入壁垒,信息不对称程度增强,信息搜集成本越高,即 $\partial T / \partial b > 0$,为简便起见,假设信息搜集成本与银行管制程度之间是线性的, $T = c b_j$ 。

参考 Dixit-Stiglitz 模型,求解企业利润最大化条件时,首先求得在生产部门所在地的产品价格,即出厂价格 $p_j^*(z) = \omega_j^L \sigma v_i b_j / (\sigma - 1)$ 。当从 j 地区生产的工业产品运输至 i 地区出售时,必然要考虑生产运输过程中的冰山成本 τ_{ij} ,因而,工业产品在 i 地区的销售价格 $p_{ij}^*(z) = \tau_{ij} p_j^*(z)$,这一价格包含了贸易成本和银行管制成本。结合代表性居民对工业产品 z 的需求方程,产品价格以及贸易成本后,可以描述母公司和子公司均在 i 地区的企业的利润方程：

$$\pi_i^* = p_i^{1-\sigma} M A_i - c b_i - f_i \omega_i^H, i \neq j \quad (5)$$

$$M A_i = M A d_i + M A f_i, i \neq j \quad (6)$$

$$M A d_i = \frac{Y_i}{p_i^{1-\sigma}} \tau_{ii}^{1-\sigma}, M A f_i = \sum_j M A b_{ij}, M A b_{ij} = \frac{Y_j}{p_j^{1-\sigma}} \tau_{ij}^{1-\sigma}, i \neq j \quad (7)$$

其中, $M A_i$ 表示所有市场消费能力的加总, $M A d_i$ 表示 i 地区(本地)的消费能力, $M A f_i$ 表示其他地区对该地区生产产品的消费能力的加总,其他所有地区的每个地区对 i 地区产品的消费能力为 $M A b_{ij}$ 。进一步地,推导出母公司和子公司在不同地区的企业的利润方程为：

$$\pi_{ij}^* = p_j^{1-\sigma} MA_j - cb_j - f_i \omega_i^H \quad (8)$$

很明显,企业是否选择异地设立生产部门取决于 π_{ii}^* 和 π_{ij}^* 的相对大小。此外,企业的利润函数还取决于市场总体的消费能力 MA ,其受到银行管制成本 b 、冰山成本 τ 以及市场规模 $Y/P^{1-\sigma}$ 的影响。

从上述分析看,尽管本文仅考虑了企业在 i 地区设立母公司,在 i 或 j 地区设立子公司,但实际上,企业是可以选择在 j 地区设立母公司,选择在 i 或 j 地区设立子公司,因而,企业最终的利润均衡条件为:

$$\pi^* = \max\{\pi_{ii}^*, \pi_{ij}^*, \pi_{ji}^*, \pi_{jj}^*\} \quad (9)$$

为便于进一步理论推导和实证检验,本文将其简化为一个南北贸易模型,并进行以下两方面设定:(1) N 地区为经济发达地区, S 地区为经济落后地区,所有厂商将总部设立在 N 地区。(2) N 地区的劳动力包含所有高技能工人和部分低技能工人, S 地区的劳动力仅包含低技能工人。因此, N 地区和 S 地区的居民收入分别为 $Y_N = \omega_N^H H + \omega_N^L L_N$ 和 $Y_S = \omega_S^L L_S$ 。其中, H 和 $L(L_N + L_S)$ 分别表示高技能工人和低技能工人的人数,且均标准化为 1, ω^H 和 ω^L 分别指两者的工资率。同时,假设生产一单位工业产品企业对高技能工人的劳动需求为 1,即 $f_N = f_S = 1$ 。根据式(5)和式(8),本文便可以分别计算出厂商将生产部门设立在 N 地区和 S 地区的利润方程: $\pi_{NN} = \frac{\alpha}{\sigma n} \left(\frac{Y_N}{s_N + \phi s_S \xi} + \phi \frac{Y_S}{\phi s_N + s_S \xi} \right) - T_N - \omega_N^H$, $\pi_{NS} = \frac{\alpha}{\sigma n} \xi \left(\phi \frac{Y_N}{s_N + \phi s_S \xi} + \frac{Y_S}{\phi s_N + s_S \xi} \right) - T_S - \omega_N^H$ 。其中, $\xi = (b_S/b_N)^{1-\sigma}$ 表示 S 地区和 N 地区的银行管制相对差异,若以 N 地区的银行管制为基准, ξ 越大, S 地区的银行管制越低, S 地区的银行业竞争程度越强。 $\phi = \tau^{1-\sigma}$ 表示贸易成本或冰山成本。 $s_N = n_N/n$ 表示 N 地区子公司的数量, $s_S = 1 - s_N$ 表示 S 地区子公司的数量。

为更好地剥离出银行管制通过融资成本和信息搜寻成本影响企业异地投资的不同机制,本文分两步推导,具体如下:

首先,当 $\pi_{NN} = \pi_{NS}$ 且 $T_N = T_S = 0$ 时,假设两地的信息搜寻成本一致且为 0,便可以剥离出银行管制通过融资成本对企业异地投资的影响,进而得到均衡时位于 N 地区的子公司数量 s_N ,同时,将 s_N 对银行管制差异 ξ 求导,得到给定贸易成本和融资约束下 S 地区银行业竞争水平的提高对 N 地区子公司数量的影响。本文发现,当 $b_S < [2\phi/(1-\alpha/\sigma + \phi^2(1+\alpha/\sigma))]^{1/(1-\sigma)} b_N$ 时,即当 S 地区的银行管制程度较低时, S 地区的银行管制放松将促使 N 地区对 S 地区的企业异地投资增加, S 地区的子公司数量增加。基于此,本文提出研究假说 1 和假说 2:

假说 1:在其他条件不变的情况下,银行业竞争水平的提高能够吸引企业异地投资。

假说 2:在其他条件不变的情况下,银行业竞争水平的提高通过降低地区融资约束,进而吸引企业异地投资。

其次,考虑 $T_N \neq T_S$ 的情况,设定 N 地区和 S 地区的信息搜集相对成本为 $\Delta T = T_N - T_S$ 。以 N 地区的银行管制程度为基准, S 地区的银行管制程度提高使得异地企业在 S 地区的信息搜寻成本增加,两地之间的信息搜集相对成本减少,即 $\partial T_S / \partial b_S > 0$ 和 $\partial \Delta T / \partial b_S < 0$ 。此时,将信息搜寻成本引入 π_{NN} 和 π_{NS} 后得到: $\pi_{NN} = \pi_{NS} + \Delta T$ 。这表明, S 地区的银行管制放松、银行业竞争程度加强将使得 $\pi_{NN} < \pi_{NS} + \Delta T$,从而导致 N 地区子公司数量与 S 地区银行管制程度曲线左移,也就是说,相比于仅包含融资成本,引入信息搜集成本后, S 地区银行管制放松使更多子公司设立在 S 地区。基于此,本文提出研究假说 3:

假说 3:在其他条件不变的情况下,银行业竞争水平的提高通过降低地区信息搜集成本,进而吸引企业异地投资。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以上市公司异地设立子公司衡量企业异地投资,考察目标地银行业竞争对企业异地投资的

影响,所用到的数据主要有上市公司以及子公司的地理数据和财务数据,上市公司及其子公司所在地的银行业数据、宏观经济特征等数据。其中,上市公司地理和财务数据来自 CSMAR 数据库。银行业分支机构数据来自原中国银保监会公布的全国金融机构金融许可证信息。宏观经济特征数据来自 EPS 数据库,并根据各地级市统计年鉴补齐。为避免极端值的影响,本文对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。此外,考虑到中国自 2003 年起,启动了新一轮银行业改革,成立银监会加强对银行业的监管(方芳、蔡卫星,2016),并在考虑疫情冲击对企业异地投资产生影响的前提条件下,尽可能地延长样本区间,本文最终将研究样本区间选为 2003—2020 年。

本文以上市公司异地设立子公司来反映企业异地投资,并基于现有文献的处理方式(曹春方、贾凡胜,2020;马光荣等,2020),通过手工整理最终得到 3838 家上市公司在 337 个地级行政单位设立的 211179 家异地子公司样本。

(二) 识别策略与变量定义

为了更准确地估计出银行业竞争对企业异地投资的影响,尽可能地控制母公司与子公司所在地之间存在的历史渊源、文化联系,以及母公司所在行业、所有制性质等不可观测因素的影响。本文借鉴马光荣等(2020)的研究,构建母公司—子公司所在城市—年份层面的面板数据(以下简称公司—城市对层面数据),最终得到 2003—2020 年 13224591 个观测值。基准回归模型如下:

$$Cross_firm_{fijt} = \alpha_0 + \beta_1 Subhhi_{jt} + \beta_2 X_{ft} + \beta_3 X_{jt} + \theta_f + \gamma_i + \lambda_j + \delta_t + \epsilon_{fjt} \quad (10)$$

其中,下标 f 和 i 分别代表母公司及其所在城市, j 为异地子公司所在城市, t 为年份。 $Cross_firm_{fijt}$ 代表位于 i 地的上市公司 f 于 t 年在城市 j 设立的子公司数量,本文以此衡量企业异地投资。为了保证估计结果的稳健性,本文还以上市公司异地设立子公司注册资本的对数值($Cross_invest_{fijt}$)作为企业异地投资的替代变量。

核心解释变量 $Subhhi_{jt}$ 为子公司所在城市 j 在 t 年的银行业竞争水平。本文根据原中国银保监会公布的金融许可证信息,计算出各地级市中各类商业银行及分支机构数量,以此构造地级市层面的银行业赫芬达尔—赫希曼指数和前三大银行分支机构占比,来衡量银行业竞争水平(Chong et al, 2013;姜付秀等,2019)。

为了尽可能地避免遗漏变量而导致的潜在内生性问题,本文参考已有研究(曹春方等,2018;余婕等,2022;聂正彦等,2022),控制了母公司企业特征、子公司所在地宏观环境等影响企业跨区域投资的因素。此外,本文还分别控制了母公司(θ_f)、母公司所在地(γ_i)、子公司所在地(λ_j)和年份(δ_t)的固定效应。 ϵ_{fjt} 为随机扰动项,并将标准误差调整到城市—城市对层面。 β_1 是本文重点关注的核心系数,用来反映银行业竞争对企业异地投资的影响。具体变量构造及描述性统计详见表 1。

表 1 变量定义说明与描述性统计分析

变量符号	变量说明	观测值	均值	标准差
$Cross_firm$	第 t 年上市公司 f (母公司位于城市 i) 在城市 j 建立的子公司数量	13224591	0.0297	0.3885
$Cross_invest$	第 t 年上市公司 f (母公司位于城市 i) 在城市 j 建立的子公司注册资本的对数值	12934236	0.2451	2.0557
$Subhhi$	子公司所在地各商业银行分支机构占该地所有商业银行分支机构百分比的平方和	13004888	0.5168	0.3125
roa	母公司利润总额/资产规模	13224591	0.0357	0.0712
$size$	母公司资产规模的对数值	13224591	21.987	1.4128
lev	母公司总负债/总资产	13224591	0.4478	0.2216
$quality$	母公司为国有企业时取值为 1,反之为 0	13224591	0.4212	0.4938
age	当前年份减去母公司上市年份加 1 后取自然对数	13007234	1.9821	0.8941
$subwage$	子公司所在地的职工平均工资(万元)	12868857	4.6781	2.9960
$submarket$	子公司所在地的市场化指数,数据来自《中国分省份市场化指数报告(2018)》	13224591	6.5018	1.9942

续表 1

变量符号	变量说明	观测值	均值	标准差
<i>sublandcost</i>	子公司所在地房地产开发投资额/GDP	13043094	0.0952	0.0646
<i>subgdpgrowth</i>	子公司所在地的 GDP 增长率	13190125	0.1088	0.0930
<i>subpeople</i>	子公司所在地人口(万人)的对数值	13155382	5.6800	0.8620

五、实证结果分析

(一) 基准回归

基准回归结果如表 2 所示。其中,列(1)(2)以上市公司异地设立子公司反映企业异地投资;列(3)(4)以上市公司异地设立子公司注册资本的对数值衡量企业异地投资。可以看出,银行业竞争的估计系数均在 1%的水平上显著为负,说明银行业竞争水平的提高会显著促进异地企业进入和母公司在异地城市的投资额,即银行业竞争吸引了企业异地投资。根据列(2)估计系数计算可得,银行业竞争水平每提高 1 单位标准差,企业异地投资程度平均提高 4.21%,^①从经济意义看,银行业竞争对企业异地投资的吸引效应同样非常明显,支持了本文提出的研究假说 1。

表 2 银行业竞争与企业异地投资

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_invest</i>	<i>Cross_invest</i>
<i>Subhhi</i>	-0.0047*** (0.0004)	-0.0040*** (0.0004)	-0.0185*** (0.0021)	-0.0155*** (0.0022)
<i>roa</i>		-0.0195*** (0.0024)		-0.1044*** (0.0092)
<i>size</i>		0.0281*** (0.0010)		0.1303*** (0.0028)
<i>lev</i>		0.0028* (0.0017)		0.0436*** (0.0072)
<i>quality</i>		0.0031*** (0.0012)		0.0212*** (0.0048)
<i>age</i>		-0.0039*** (0.0007)		0.0040 (0.0026)
<i>subwage</i>		0.0000*** (0.0000)		0.0000*** (0.0000)
<i>submarket</i>		0.0077*** (0.0008)		0.0158*** (0.0026)
<i>sublandcost</i>		-0.0000*** (0.0000)		0.0000 (0.0000)
<i>subgdpgrowth</i>		0.0122*** (0.0023)		0.0571*** (0.0082)
<i>subpeople</i>		0.0227*** (0.0021)		0.0780*** (0.0080)
常数项	0.0326*** (0.0006)	-0.7698*** (0.0287)	0.2583*** (0.0035)	-3.2247*** (0.0860)
年份	是	是	是	是
企业	是	是	是	是

^① $\sigma(\text{Subhhi}) \times 0.004 \div \overline{\text{Cross_firm}} = 0.3125 \times 0.004 \div 0.0297$ 。

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_invest</i>	<i>Cross_invest</i>
子公司所在地	是	是	是	是
母公司所在地	是	是	是	是
观测值	13004888	12226441	12716046	11945207
调整的 R ²	0.0526	0.0549	0.0940	0.0967

注：括号内为标准误，且经过了城市对层面的聚类调整；***、**和 * 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；下同。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量估计。本文借鉴张杰等(2017)和 Chong et al(2013)的研究,选取同省份中与子公司所在地 GDP 规模最接近的三个其他城市银行业竞争水平的均值,作为银行业竞争的工具变量。表 3 给出了工具变量的两阶段估计结果。其中,第一阶段估计结果验证了当地银行业竞争水平与其 GDP 规模较为接近的三个其他城市银行业竞争水平的均值严格正相关,满足工具变量的相关性,而银行业竞争(*Subhhi*)的估计系数在 1% 的水平上仍显著为负,同样验证了银行业竞争吸引企业异地投资的研究结论,并且针对工具变量进行的识别不足检验和弱工具变量检验,均拒绝了原假设,表明工具变量是有效的。

表 3 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)
	<i>Subhhi</i>	<i>Cross_firm</i>
<i>Subhhi</i>		-0.0389*** (0.0032)
IV	0.2529*** (0.0043)	
LM 统计量		2423.282***
KP-F 统计量		3403.767***
观测值	11947493	11947493
调整的 R ²	0.5253	0.0551

注：Kleibergen-Paap Wald F 统计量原假设为存在弱工具变量；Kleibergen-Paap LM 检验原假设为存在识别不足问题；估计过程中均纳入了控制变量,以及年份、母公司、子公司所在地和母公司所在地的固定效应。

其次,本文还进一步选取不同工具变量进行估计:第一,本文整理清末设立的通商口岸,并将其与时间趋势的交叉项作为银行业竞争的工具变量(梁若冰,2015)。表 4 列(1)(2)为工具变量的两阶段估计结果。第二,本文利用 1937 年各地市银行分支机构数量^①和 2006 年及 2009 年银行管制放松事件构造工具变量(李志生等,2020)。表 4 列(3)(4)为工具变量的两阶段估计结果。第三,本文还进一步借鉴孟庆斌等(2021)的研究,整理清代山西票号在各城市设置的分支机构数量,并将其与时间趋势的交叉项作为银行业竞争的工具变量。表 4 列(5)(6)为工具变量的两阶段估计结果。上述结果均验证了银行业竞争吸引企业异地投资的结论。

表 4 替换工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Subhhi</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Cross_firm</i>
<i>Subhhi</i>		-3.4359*** (0.9446)		-5.4950*** (0.7285)		-5.1058*** (0.8219)

^①数据来自《全国银行年鉴(1937)》。

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Subhhi</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Cross_firm</i>
IV	-3.68e-06*** (9.72e-07)		-1.90e-07*** (2.36e-08)		-3.24e-07*** (4.28e-08)	
LM 统计量		14.293***		279.451***		75.921***
KP-F 统计量		14.365**		64.607***		57.432***
观测值	12226441	12226441	12226441	12226441	12226441	12226441
调整的 R ²	0.5118	0.0551	0.5120	0.0586	0.5119	0.0565

2. 其他稳健性检验。本文以 2006 年中国外资银行管制放松作为政策冲击,构建双重差分模型进行检验。此外,进行了安慰剂检验、一系列剔除样本的检验、替换核心解释变量和被解释变量的衡量方式。进一步地,本文还排除了司法独立性、高铁开通、区域政策、政府行为和城市品牌等一系列其他政策的干扰。上述估计结果与前文结论一致且显著。

六、作用机制检验

(一) 基于地区融资约束的机制检验

前文发现,银行业竞争显著吸引了企业异地投资。但二者之间的作用机制还需进一步厘清。融资约束会显著影响企业投资行为(刘莉亚等,2015),而银行信贷作为企业的主要融资来源,银行业竞争较高的地区往往具有更大的信贷投放规模,提高地区内企业的信贷可得性,不仅有助于缓解地区内企业面临的融资约束问题,还有助于降低异地企业对本地的融资约束感知(Love & Peria, 2015; 姜付秀等, 2019)。特别是在信贷资源有限的情况下,银行业竞争水平的提高一方面会缓解异地企业进入时所面临的“信贷歧视”,降低企业异地投资时的难度;另一方面,银行业竞争会导致银行为争夺有限的客户资源,适当降低企业贷款成本和针对贷款抵押品的限制,极大缓解了异地企业因缺乏本地抵押品而面临的借款限制,一定程度上缓解了异地企业进入时面临的困境,降低企业异地进入的融资成本,从而吸引企业异地投资。

为尽量避免传统中介效应模型存在的内生性偏误和部分渠道识别不清等问题(江艇,2022)。本文参考 Liu & Mao(2019)的做法,通过直接观测银行业竞争对地区融资约束的影响进行机制检验。由于无法获取有关衡量异地进入子公司融资约束的相关数据,且通过匹配工业企业数据库的方式会损失大量有效样本。为此,本文通过计算每个城市内所有上市公司的 SA 指数,并取均值来反映当地融资约束水平。此外,考虑上市公司往往是带动当地经济增长、地方税收的重要力量,还是银行放贷的优质客户,其相比于非上市公司往往面临更低的融资约束困境(姜付秀等,2019)。本文进一步通过 2003—2015 年中国工业企业数据库,计算每个城市内所有工业规模以上企业的 SA 指数,并取均值来衡量当地融资约束水平。

银行业竞争对地区融资约束的作用机制检验结果如表 5 所示,其中,列(1)一(3)以地区内所有上市公司 SA 指数的均值衡量地区融资约束水平;列(4)一(6)以地区内所有工业规模以上企业 SA 指数的均值衡量地区融资约束水平。列(1)(4)的回归结果均发现银行业竞争(*Subhhi*)对地区融资约束(*Sub_SA*)的影响在 1%的水平上显著为正,证实了银行业竞争程度提高会显著降低地区融资约束。而地区整体融资约束水平的降低,有助于吸引企业异地投资。此外,本文还给出了两阶段最小二乘估计的结果,列(2)(5)为工具变量的一阶段估计结果,列(3)(6)为工具变量的二阶段估计结果,同样支持了上述结论。可见,缓解地区融资约束是银行业竞争吸引企业异地投资的潜在作用机制,支持了本文提出的研究假说 2。

表 5 地区融资约束作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Sub_SA</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Sub_SA</i>	<i>Sub_SA</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Sub_SA</i>
<i>Subhhi</i>	0.0064*** (0.0011)		0.1350*** (0.0085)	0.0183*** (0.0014)		0.0925*** (0.0094)

续表 5

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Sub_SA</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Sub_SA</i>	<i>Sub_SA</i>	<i>Subhhi</i>	<i>Sub_SA</i>
<i>IV</i>		0.2273*** (0.0051)			0.2436*** (0.0046)	
LM 统计量			1476.828***			2061.532***
KP-F 统计量			2.1e+05***			2.9e+05***
观测值	8873566	8727429	8727429	10820410	10664984	10664984
调整的 R ²	0.9062	0.5307	0.9062	0.9049	0.5270	0.9052

(二) 基于地区信息搜集成本的机制检验

除了地区融资约束外,因异地信息不对称导致的地区信息搜集成本较高,同样是影响企业异地进入和投资的重要因素(Kang & Kim,2008;曹春方等,2019)。随着地区银行业竞争程度的提高,银行为避免因争夺客户而落入“赢者的诅咒”,会尽可能地收集与挖掘借款企业信息,降低银行与当地企业间的信息不对称(姜付秀等,2019)。对于借款企业而言,为了获得因银行业竞争而产生的“信贷红利”,会尽可能地向外界传递企业内部的运营情况信息,在提高其获得信贷资金可得性的同时,也提高了地区信息透明度。因此,银行业竞争水平的提高,不仅提高了地区内银行放贷、企业借贷等方面的信息,还有助于降低异地企业获取当地信息的难度。特别地,银行管制放松加快了中小商业银行网点布局和异地扩张的进程,一方面,这将提高银行业在不同地区间的连通性,极大降低母公司为获取目标地信息所付出的信息收集成本(Goetz & Gozzi,2022);另一方面,中小商业银行在甄别企业软信息时更具优势,使异地企业可以利用其母公司的信誉、资产规模和还款能力等软信息作为担保进行借款(宋昌耀等,2021),降低企业异地投资时所面临的高昂信息收集成本和进入难度,从而吸引企业异地投资。

针对地区信息搜集成本的衡量,本文通过构建以下三个指标进行验证:首先,参考赵涛等(2020)的研究,结合城市层面数据,选取每百人互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量和百人中移动电话用户数四个指标,通过主成分分析方法得到地区数字经济发展指数(*Digital*)。数字经济发展较好的地区,母公司获取目标地信息的难度越小,面临更低的信息搜集成本。其次,借鉴曹春方和贾凡胜(2020)的研究,通过母公司经纬度和子公司所在城市行政中心经纬度计算母公司距离子公司所在地的球面距离(*Distance*)。地理距离越远,企业获取异地信息的难度越大,会面临更高的信息搜集成本。最后,为了保证研究结论的可靠性,本文进一步借鉴曹春方等(2019)的研究,通过计算地区内异地子公司进入总数衡量地区信息收集成本。通常而言,异地子公司进入较多的地区,意味着当地的市场进入难度和信息获取成本更低。

银行业竞争对地区信息获取成本的作用机制检验结果如表 6 所示,考虑地理距离作为客观变量,不太可能受到地区银行业竞争的直接影响,并为了进一步提高银行业竞争对地区信息搜集成本的因果识别可信度,本文在这一部分直接采用基于两阶段最小二乘估计的分组回归方法进行作用机制检验。^① 列(1)(2)给出了以地区数字经济发展水平衡量地区信息搜集成本的分组回归结果,并按照当年同省份数字经济发展水平的中位数进行分组,样本划分为低信息搜集成本组和高信息搜集成本组。分组回归结果显示,相比于高信息搜集成本组,银行业竞争对企业异地投资的吸引效应在低信息搜集成本组更为显著。地区数字经济的发展意味着异地企业获取该地信息的搜集成本更低,有助于降低异地企业进入难度,从而吸引企业异地投资。列(3)(4)给出了以母公司距离子公司所在地球面距离衡量地区信息搜集成本的分组回归结果,列(5)(6)给出了以异地子公司进入总数衡量地区信息搜集成本的分组回归估计结果,综上,降低地区信息搜集成本是银行业竞争吸引企业异地投资的潜在作用机制,支持了本文提出的研究假说 3。

①感谢审稿专家提出的宝贵建议,当然文责自负。

表 6 地区信息搜集成本的作用机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>
	低水平组	高水平组	低水平组	高水平组	低水平组	高水平组
<i>Subhhi</i>	-0.0672*** (0.0065)	-0.0409*** (0.0045)	-0.0381*** (0.0047)	-0.0103*** (0.0035)	-0.0328*** (0.0057)	-0.0248*** (0.0033)
LM 统计量	1090.872***	1467.367***	1084.846***	1391.623***	1751.040***	875.481***
KP-F 统计量	1289.352***	2157.697***	1426.272***	1972.114***	2473.060***	1070.412***
观测值	6188854	5960755	5986738	5758639	5763777	6183716
调整的 R ²	0.0490	0.0586	0.0662	0.0677	0.0524	0.0710
组间系数差异	1449.00***		729.21***		1286.65***	

七、银行业竞争对企业异地投资方向检验

(一) 银行业竞争对企业异地投资方向的影响：“虹吸效应”还是“扩散效应”

银行业竞争对企业异地投资的影响是否存在空间异质性？若随着银行业竞争水平的提高，促使位于大城市等经济发达地区的企业向中小城市等欠发达地区异地投资，那么银行业竞争对企业异地投资更多地发挥了“扩散效应”；反之，若随着地区银行业竞争水平的提高，导致位于中小城市等欠发达地区的企业向大城市等经济发达地区异地投资，那么银行业竞争对企业异地投资更多地发挥了“虹吸效应”。

为此，本文将省会城市、副省会城市和计划单列市定义为中心城市，其他城市为外围城市（马光荣等，2020）。然后根据母、子公司所在城市将样本划分为中心城市—中心城市、中心城市—外围城市^①、外围城市—中心城市和外围城市—外围城市四组，构建其与核心解释变量银行业竞争（*Subhhi*）的交互项进行回归，并直接使用工具变量进行两阶段最小二乘估计，工具变量选取与前文一致，不再赘述。相应估计结果如表 7 列(1)所示，对于中心城市的一家母公司而言，无论是其他中心城市还是外围城市银行业竞争水平的提高，都会吸引此母公司向其他中心或外围城市异地投资，但这一影响更多地体现在位于中心城市的母公司向其他中心城市异地投资的情况。同时，对于外围城市的一家母公司而言，只有中心城市银行业竞争水平的提高，才会吸引此母公司向中心城市进行异地投资；而其他外围城市银行业竞争水平的提高，反而抑制了此母公司向其他外围城市进行异地投资。从系数取值大小可以看出，中心城市的异地企业进入量远远大于其本地企业流出量，而外围城市的异地企业进入量远小于本地企业流出量。其背后原因可能在于：中心城市往往具有更大的市场规模和生产率，并且具有更低的资本成本，导致其相比于外围城市具有更高的资本回报率，有助于吸引企业异地投资（陈诗一等，2019）。同时，中心城市往往具有更加庞大的商业银行分支机构，且商业银行省级分行大多设立在省会和副省会城市，而省级分行以下的银行支行基本不能支配贷款，这便导致中心城市对银行信贷资源投放具有优先配置权，导致异地企业更容易获得贷款，从而有助于吸引企业异地投资（陈诗一等，2019）。

为保证研究结论的可靠性，本文参考王贤彬和吴子谦（2018）的研究，计算样本期内十大城市群中所有城市的 GDP 均值，确定各城市群中经济总量最高的城市，并以此城市 150 公里半径范围内所涉及的城市定义为中心城市，其他城市定义为外围城市，相应估计结果如表 7 列(2)所示。综合而言，本文证实了银行业竞争对企业异地投资方向存在中心和外围间的空间异质性，即中心城市银行业竞争水平的提高会显著吸引外围城市企业的异地投资。验证了银行业竞争对企业异地投资更多地发挥了“虹吸效应”，而非“扩散效应”。

①中心城市—外围城市表示母公司所在城市为中心城市，其异地设立的子公司位于外围城市。

表 7 企业异地投资方向检验：中心和外围

变量	(1)	(2)
	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>
<i>Subhhi</i> ×中心城市至中心城市	-0.0819*** (0.0078)	-0.0153*** (0.0030)
<i>Subhhi</i> ×中心城市至外围城市	-0.0042*** (0.0014)	-0.0048*** (0.0021)
<i>Subhhi</i> ×外围城市至中心城市	-0.0906*** (0.0080)	-0.0103*** (0.0021)
<i>Subhhi</i> ×外围城市至外围城市	0.0132*** (0.0022)	0.0057*** (0.0016)
LM 统计量	8450.263***	8237.449***
KP-F 统计量	4.7e+04***	4.8e+04***
观测值	11947493	11947493
调整的 R ²	0.0555	0.0554

(二) 银行业竞争对企业异地投资方向的影响：沿海和内陆

本文根据母、子公司所在城市将样本划分为沿海城市—沿海城市、沿海城市—内陆城市、内陆城市—沿海城市和内陆城市—内陆城市四组，构建其与核心解释变量银行业竞争(*Subhhi*)的交互项进行回归，直接使用工具变量进行两阶段最小二乘估计，相应估计结果如表 8 所示。对于沿海城市的一家母公司而言，无论是其他沿海城市还是内陆城市银行业竞争水平的提高，都会吸引此母公司向其他沿海和内陆城市异地投资，但这一影响更多地体现在位于沿海城市的母公司向其他沿海城市异地投资的情况。同时，对于内陆城市的一家母公司而言，只有沿海城市银行业竞争水平的提高，才会吸引此母公司向沿海城市异地投资；而其他内陆城市银行业竞争水平的提高，并不会吸引此母公司向其他内陆城市异地投资。从系数取值大小可以看出，沿海城市的异地企业进入量远远大于其本地企业流出量。

表 8 企业异地投资方向检验：沿海和内陆

变量	<i>Cross_firm</i>
<i>Subhhi</i> ×沿海城市至沿海城市	-0.0153*** (0.0039)
<i>Subhhi</i> ×沿海城市至内陆城市	-0.0090*** (0.0024)
<i>Subhhi</i> ×内陆城市至沿海城市	-0.0136*** (0.0031)
<i>Subhhi</i> ×内陆城市至内陆城市	0.0074*** (0.0017)
LM 统计量	4346.204***
KP-F 统计量	2.0e+04***
观测值	11947493
调整的 R ²	0.0554

(三) 城商行异地设立分支机构对企业异地投资方向的影响

城市商业银行(以下简称城商行)作为中国银行体系的重要组成部分。根据原中国银保监会公布的金融许可证信息发现,截至 2020 年底,在 333 个地级以上城市中,分别有 308 个和 95 个城市存在城商行省内异地进入和跨省异地进入的情况(胡海峰等,2023)。而相比于不存在异地城商行进入的城市,异地城商行进入会提高当地银行业竞争水平,有助于缓解企业异地投资时面临的融资困境

(陈长石等,2022),并且外来银行更加注重自身风险控制,受到当地政府信贷投放行政干预的可能性更低,可以充分发挥其信息搜集优势降低企业异地投资时面临的信息成本和利息溢价,从而吸引企业异地投资(Hollander & Verriest,2016)。为此,本文参考郭峰和熊瑞祥(2018)的研究,采用渐进双重差分的方法进一步探讨城商行异地设立分支机构对企业异地投资方向的影响,本文构建估计模型如下:

$$Cross_firm_{fijt} = \alpha_0 + \beta_1 Crossbank_{ijt} + \beta_2 X_{ft} + \beta_3 X_{jt} + \theta_{fj} + \delta_t + \epsilon_{fjt} \quad (11)$$

其中, $Cross_firm_{fijt}$ 为企业异地投资指标,代表位于*i*地的上市公司*f*于*t*年在城市*j*设立的子公司数量,以此衡量企业异地投资。 $Crossbank_{ijt}$ 为城商行异地设立指标。若城商行总部所在地*i*首次在*j*地设立异地分支机构,则在*t*年和之后的年份均取值为1,否则为0。其他变量设定与前文一致。此时, $Crossbank_{ijt}$ 的回归系数衡量了城商行总部向其他城市异地设立分支机构,是否会引起企业同方向异地投资。

表9展示了城商行异地设立分支机构对企业异地投资方向的估计结果。从 $Crossbank_{ijt}$ 的估计系数可知,当城商行异地设立分支机构后,会显著导致位于城商行总部所在地的母公司向城商行异地分支机构所在城市进行异地投资。因此,本文证实了城商行异地设立会引起企业同方向异地投资。其背后原因可能在于:城商行异地设立可以为原籍地母公司的异地扩张提供必要的信贷支持和信息交流,并且家乡身份认同会致使异地城商行为家乡企业设立的异地子公司提供信贷支持和必要的信贷担保(曹春方等,2018),帮助家乡企业获得异地商业信息和信贷资源,从而帮助母公司进行异地投资。综上,城商行异地设立会引起企业同方向异地投资,且更多地表现出位于城商行总部所在地的母公司向城商行异地分支机构所在城市进行异地投资。

表9 城商行异地设立分支机构与企业异地投资方向

变量	$Cross_firm$
$Crossbank$	0.0586*** (0.0104)
母公司—子公司所在地	是
年份	是
观测值	12277808
调整的 R ²	0.5118

此外,本文借鉴 Beck et al(2010)的做法进行平行趋势检验。从图1可知,实验组与控制组在政策实施前满足平行趋势假设。城商行异地设立分支机构对企业同方向异地投资的影响主要发生在城商行异地设立分支机构后的第三年,这可能因为城商行异地进入、审批再到业务开展均需要一段筹备时间,才会为家乡母公司的异地投资提供基本服务。

(四)地方银行业结构多样性对企业异地投资的影响

城商行异地设立分支机构除了会引起企业同方向异地投资,也一定程度上提高了分支机构所在城市的银行业结构多样性。

为此,本文计算了各地市的股份制商业银行和地方城市商业银行及其分支机构总数占当地所有商业银行及其分支机构的比重,并按照当年同省份中位数进行分组,将城市分为低银行多样性城市组和高银行多样性城市组,以衡量银行业结构多样性($Multi_Bank$)。在基准回归的基础上引入银行业结构多样性($Multi_Bank$)和银行业结构多样性与核心解释变量银行业竞争的交互项($Subhhi \cdot Multi_Bank$),以此检验地方银行业结构多样性对企业异地投资的影响。相应估计结果如表10列(1)所示,交互项的回归系数在1%的水平上显著为负,意味着银行业结构多样性的提高会进一步激发银行业竞争对企业异地投资的吸引效应。此外,分组回归结果如列(2)(3)所示,相比于低银行多

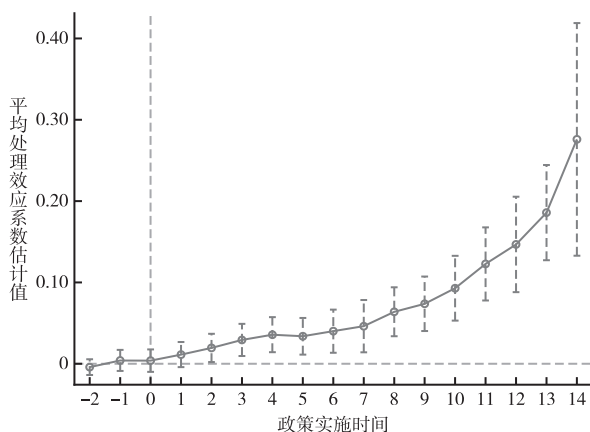


图1 平行趋势检验

注：图中的点表示估计系数，虚线表示95%置信区间。政策实施时间中，0代表当年，负值代表之前间隔年份，正值代表之后间隔年份。

样性城市，银行业竞争对企业异地投资的吸引效应在高银行多样性城市更为显著。因此，提高当地银行业结构多样性，有助于加强银行业竞争对企业异地投资的吸引效应。

表10 地方银行业结构多样性与企业异地投资

变量	(1)	(2)	(3)
	总体	高银行多样性城市	低银行多样性城市
	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>	<i>Cross_firm</i>
<i>Subhhi</i>	-0.0012** (0.0006)	-0.0107*** (0.0007)	-0.0009* (0.0005)
<i>Subhhi · Multi_Bank</i>	-0.0047*** (0.0010)		
<i>Multi_Bank</i>	0.0013 (0.0008)		
观测值	12212212	6378838	5833374
调整的 R ²	0.0547	0.0583	0.0521
组间系数差异		409.43***	

八、经济后果分析：城市间经济协同发展

前文证实了银行业竞争对企业异地投资的吸引效应。那么，银行业竞争是否可以通过吸引企业异地投资进一步实现城市间经济协同发展？

本文通过城商行总部在不同城市设立的分支机构网点数衡量城市间银行业联通度。具体而言， $Bank_cross_{ijt}$ 代表总部所在地位于*i*地的某城商行于*t*年在*j*地设立的分支机构数量，若存在多个城商行总部位于同一城市，且均向另一相同城市异地设立分支机构的情况，则进行加总处理。^①

进一步地，考虑城市间银行业联通和经济协同发展均是城市对层面的数据，因此，本文在城市对层面上进行估计。并参考多数文献做法和相关学者建议（江艇，2022），直接使用工具变量法进行逐步回归，以避免内生性问题导致的估计偏误。模型设定如下：

$$Gdp_gap_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 Bank_cross_{ijt} + \beta_2 X_{jt} + \gamma_i + \lambda_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (12)$$

^①例如江苏银行和南京银行总部均在南京，但其均在上海市设有异地分支机构，当计算南京—上海两地间银行业联通度时，则将两家银行在上海设有的全部分支机构相加而得，以此类推。

$$Cross_firm_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 Bank_cross_{ijt} + \beta_2 X_{jt} + \gamma_i + \lambda_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (13)$$

$$Gdp_gap_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 Bank_cross_{ijt} + \beta_2 Cross_firm_{ijt} + \beta_3 X_{jt} + \gamma_i + \lambda_j + \delta_t + \epsilon_{ijt} \quad (14)$$

其中, Gdp_gap_{ijt} 衡量 i 地与 j 地间的经济协同发展情况, 使用两地地区生产总值对数差值的绝对值衡量。该指标为负向指标, 该值越小, 代表两地经济协同发展程度越高。 $Cross_firm_{ijt}$ 代表位于 i 地的所有上市公司于 t 年在城市 j 设立的子公司数量; 两地间银行业联通度 $Bank_cross_{ijt}$ 定义以及控制变量选取与前文保持一致, 不再赘述。本文控制了母公司所在地 (γ_i)、子公司所在地 (λ_j) 和年份 (δ_t) 的固定效应。而工具变量的选取参考李志生等 (2020) 的研究, 利用两城市间是否存在银行业联通, 与 2006 年及 2009 年银行管制放松事件的虚拟变量相乘, 以此构造工具变量。

表 11 汇报了工具变量第二阶段估计结果。列 (1) 中城市间银行业联通度的估计系数在 1% 的水平上显著为负, 这表明, 城市间银行业联通水平的提高, 会使得两地间经济发展更趋于协同; 列 (2) 估计结果表明, 因城商行异地设立分支机构而建立的城市间银行业联通, 会显著引起位于城商行总部所在地的母公司向城商行异地分支机构所在城市设立子公司, 即城市间银行业联通的提高, 会显著吸引企业异地投资。这便证实了城市间银行业联通水平的提高, 会通过吸引企业异地投资, 进而提高城市间经济协同发展度。此外, 本文还以人均地区生产总值对数差值的绝对值衡量地区间经济协同发展程度, 相应估计结果如列 (4) (6) 所示, 同样验证了前述结论。综上表明, 银行分支机构的异地扩张激发了地区银行业竞争, 同时提高了城市间银行业联通度。

表 11 经济协同发展的经济后果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gdp_gap	$Cross_firm$	Gdp_gap	Gdp_gap	$Cross_firm$	Gdp_gap
$Bank_cross$	-0.0459*** (0.0045)	0.6150*** (0.0675)	-0.0292*** (0.0041)	-0.0251*** (0.0030)	0.6150*** (0.0675)	-0.0152*** (0.0028)
$Cross_firm$			-0.0273*** (0.0030)			-0.0160*** (0.0019)
LM 统计量	248.617***	248.830***	252.059***	247.063***	248.830***	250.427***
KP-F 统计量	410.141***	410.469***	410.454***	407.756***	410.469***	407.971***
观测值	1376319	1402274	1376319	1367680	1402274	1367680
调整的 R ²	0.5054	0.1385	0.5158	0.4480	0.1385	0.4544

九、结论与启示

统一大市场建设是新发展阶段下的重要议题, 而降低企业异地投资时面临的阻碍是推动形成全国统一大市场的前提。在打破区域间壁垒、构建中国市场一体化的过程中, 加快金融体系的市场化进程、引导金融部门间充分竞争, 被视为打破企业跨区域投资障碍的有效推动力 (王爱萍、胡海峰, 2023)。为此, 本文在当前构建全国统一大市场与深化金融供给侧结构性改革共同推进的背景下, 利用 2003—2020 年上市公司异地设立子公司数据, 并匹配银保监会提供的银行分支机构数据, 实证检验银行业竞争是否有助于吸引企业异地投资。本文研究发现: (1) 银行业竞争显著吸引了企业异地投资。银行业竞争每提高 1 单位标准差, 企业异地投资程度平均提高 4.21%。(2) 缓解地区融资约束、降低地区信息搜集成本是银行业竞争吸引企业异地投资的潜在作用机制。(3) 本文进一步检验了银行业竞争对企业异地投资方向的影响, 发现随着中心城市和沿海城市银行业竞争水平的提高, 会显著吸引来自外围城市和内陆城市企业的异地投资。因此, 银行业竞争对企业异地投资更多地发挥了“虹吸效应”, 而非“扩散效应”。同时, 城商行异地设立分支机构会引起企业同方向异地投资, 且更多地表现出位于城商行总部所在地的母公司向城商行异地分支机构所在城市进行异地投资。而异地城商行进入一定程度上提高了当地银行业结构多样性, 有助于加强银行业竞争对企业异地投资的吸引效应。(4) 本文从城市间银行业联通角度发现, 银行业竞争对企业异地投资的吸引效应能够

进一步实现城市间经济协同发展。基于上述研究结论,本文得到以下启示:

第一,深化金融供给侧结构性改革,继续稳步有序地建立健全多层次、广覆盖、有差异的银行体系。未来,地方政府应扩大中小商业银行的空间覆盖面,提高其服务实体经济能力。但应警惕因企业周边银行网点无序扩张和扎堆设立而诱发的“赢者诅咒”和银行间恶性竞争。同时,地方政府可以通过改善当地银行业结构来激发银行业结构多样性,既可以满足中小企业对中小银行的金融需求,还可以满足不同企业异地投资时的差异化融资需求,降低异地企业进入难度。此外,地方政府还可以通过调拨专项资金以降低异地企业进入时所面临的融资困境,并借助当地城商行的平台向异地进入企业发放专项资金,加强了异地企业与当地金融体系的连接,有助于提高两地间双边信任和未来企业跨地区投资。

第二,在加快推进银行业市场化进程、引导地区内银行业充分竞争的同时,还应提高地区间银行业联通。银行体系应充分重视对自身地区间融资网络关系的构建与打造,切实提高地区间银行业联通度。此外,尽快构建丰富且优质的银行网络关系将会成为未来银行生存和发展的优势所在,使银行获得稳定的异地信贷客户,并能通过业务分散降低发生银行系统性风险的可能性,从而更好地为企业异地投资提供基础性的金融支持。特别是对于内陆和外围城市,可以采用降低沿海和中心城市的城商行进入标准,提前构建沿海和内陆、中心和外围城市间的银行业联通,为沿海和中心城市上市公司的异地投资提供必要的金融支持。即内陆和外围城市可以通过先引入沿海和中心城市城商行、后吸引沿海和中心城市上市公司异地投资的战略规划,从而带动内陆和外围城市的经济发展。

第三,由于银行业竞争对企业异地投资更多地发挥了“虹吸效应”,使得外围城市和内陆城市面临本地企业外流“窘境”。因此,对于存在本地企业外流的城市而言,除了改善当地银行业结构、引导地区内银行业合理竞争之外,一方面,地方政府应重点关注招商引资制度和营商环境建设,减少对外来企业进入和投资等方面的行政干预,积极营造吸引企业异地投资的良好氛围。对于经济发展较为滞后的地区,由于无法提供更大的本地市场规模和产业集聚水平来吸引企业异地投资,所以可以将本地竞争重心放在公共基础设施建设和营商环境方面,提高行政审批效率、积极塑造鼓励企业异地投资的大环境。另一方面,地方政府应大力推进传统和数字基础设施建设,打破企业异地投资在时间和地域方面的限制,并积极发挥比较优势和特色产业集群,积极承接发达地区的制造业转移,使外围和内陆城市的异地企业进入更加通畅,从而实现区域经济协同发展。

参考文献:

- 曹春方 刘秀梅 贾凡胜,2018:《向家乡投资:信息、熟悉还是代理问题?》,《管理世界》第5期。
- 曹春方 夏常源 钱先航,2019:《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》第1期。
- 曹春方 贾凡胜,2020:《异地商会与企业跨地区发展》,《经济研究》第4期。
- 陈长石 姜廷廷 刘晨晖,2022:《中小银行如何影响科技企业进入——来自城市商业银行设立与跨区比较的经验证据》,《财贸经济》第9期。
- 陈诗一 刘朝良 冯博,2019:《资本配置效率、城市规模分布与福利分析》,《经济研究》第2期。
- 范子英 周小昶,2022:《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》第2期。
- 方芳 蔡卫星,2016:《银行业竞争与企业成长:来自工业企业的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 郭峰 熊瑞祥,2018:《地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验》,《经济学(季刊)》第1期。
- 何欢浪 铁瑛 刘啟仁,2019:《中国的银行管制放松促进了资源优化配置吗?》,《财经研究》第4期。
- 胡海峰 白宗航 王爱萍,2023:《银行业竞争是否助推企业金融化》,《金融论坛》第3期。
- 胡海峰,2023:《高水平对外开放助推高质量发展的理论逻辑与实施路径》,《兰州财经大学学报》第2期。
- 姜付秀 蔡文婧 蔡欣妮 李行天,2019:《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》,《经济研究》第6期。
- 江艇,2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期。
- 李志生 金陵 孔东民,2020:《分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策》,《经济研究》第10期。
- 刘志彪 孔令池,2021:《从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策》,《中国工业经济》第8期。
- 梁若冰,2015:《口岸、铁路与中国近代工业化》,《经济研究》第4期。

- 吕朝凤 毛霞,2020:《地方金融发展能够影响 FDI 的区位选择吗?——一个基于城市商业银行设立的准自然实验》,《金融研究》第 3 期。
- 马光荣 程小萌 杨恩艳,2020:《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》第 6 期。
- 孟庆斌 宋焯 李昕宇,2021:《银行业竞争对房地产价格的影响与作用机制研究》,《财贸经济》第 12 期。
- 聂正彦 秦文宇 陈凯达,2022:《自贸试验区设立对企业资本流动的影响——来自中国上市公司的经验证据》,《改革》第 7 期。
- 施炳展 冼国明 逯建,2012:《地理距离通过何种途径减少了贸易流量》,《世界经济》第 7 期。
- 宋昌耀 李涛 李国平,2021:《地理距离对中国民营企业银行贷款的影响》,《地理学报》第 8 期。
- 铁瑛 刘敏仁,2021:《银行管制放松、融资约束与人力资本升级》,《财贸经济》第 11 期。
- 王爱萍 胡海峰,2023:《构建金融有效支持实体经济体制机制研究》,《教学与研究》第 3 期。
- 王凤荣 苗妙,2015:《税收竞争、区域环境与资本跨区域流动——基于企业异地并购视角的实证研究》,《经济研究》第 2 期。
- 王贤彬 吴子谦,2018:《城市群中心城市驱动外围城市经济增长》,《产业经济评论》第 3 期。
- 薛畅 何青 张策,2022:《银行业的跨地联通与区域协同发展》,《系统工程理论与实践》第 8 期。
- 杨继彬 李善民 杨国超 吴文锋,2021:《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》第 4 期。
- 余婕 董静 邓浩然,2022:《风险投资介入推动了资本跨区域流动吗?——基于企业异地并购的实证研究》,《财经研究》第 1 期。
- 张杰 郑文平 新夫,2017:《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》,《中国工业经济》第 10 期。
- 赵涛 张智 梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第 10 期。
- 张一林 林毅夫 龚强,2019:《企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角》,《管理世界》第 3 期。
- Akins, B. et al(2016), “Bank competition and financial stability: Evidence from the financial crisis”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 51(1):1—28.
- Bai, J. et al(2018), “The impact of bank credit on labor reallocation and aggregate industry productivity”, *Journal of Finance* 73(6):2787—2836.
- Beck, T. et al(2010), “Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States”, *Journal of Finance* 65(5):1637—1667.
- Beirne, J. & C. Friedrich(2014), “Capital flows and macroprudential policies: A multilateral assessment of effectiveness and externalities”, Bank of Canada Working Paper, No. 31.
- Brown, S. et al(2019), “Credit supply shocks and household leverage: Evidence from the US banking deregulation”, *Journal of Financial Stability* 43(8):97—115.
- Candau, F. & E. Dienesch(2017), “Pollution haven and corruption paradise”, *Journal of Environmental Economics and Management* 85(7):171—192.
- Chong, T. et al(2013), “Does banking competition alleviate or worsen credit constraints faced by small- and medium-sized enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance* 37(9):3412—3424.
- Dai, Y. X. et al(2021), “Industry policy, cross-region investment, and enterprise investment efficiency”, *Research in International Business and Finance* 56, <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101372>.
- Fendoglu, S. (2017), “Credit cycles and capital flows: Effectiveness of the macroprudential policy framework in emerging market economies”, *Journal of Banking & Finance* 79(6):110—128.
- Goetz, M. R. & J. C. Gozzi(2022), “Financial integration and the co-movement of economic activity: Evidence from US states”, *Journal of International Economics* 135, <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2021.103561>.
- Hollander, S. & A. Verriest(2016), “Bridging the gap: The design of bank loan contracts and distance”, *Journal of Financial Economics* 119(2):399—419.
- Kang, J. K. & J. M. Kim(2009), “The geography of block acquisitions”, *Journal of Finance* 63(6):2817—2858.
- Kerr, W. R. & R. Nanda(2009), “Democratizing entry: Banking deregulations, financing constrains, and entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics* 94(1):124—149.
- Liu, Y. & J. Mao(2019), “How do tax incentives affect investment and productivity? Firm-level evidence from China”, *American Economic Journal: Economic Policy* 11(3):261—291.

- Love, L. & M. S. M. Peria(2015), “How bank competition affects firms’ access to finance”, *World Bank Economic Review* 29(3):413—448.
- Marin, A. & R. Schwabe(2019), “Bank competition and financial inclusion: Evidence from Mexico”, *Review of Industrial Organization* 55(2):257—285.
- Neanidis, K. C. (2019), “Volatile capital flows and economic growth: The role of banking supervision”, *Journal of Financial Stability* 40(2):77—93.
- Poncet, S. (2003), “Measuring Chinese domestic and international integration”, *China Economic Review* 14(1):1—21.
- Rogers, T. M. (2012), “Bank market structure and entrepreneurship”, *Small Business Economics* 39(11):909—920.
- Yang, H. et al(2019), “Investigating the relationship between financial liberalization and capital flow waves: A panel data analysis”, *International Review of Economics & Finance* 59(1):120—136.
- Yayi, C. L. (2023), “Central bank independence, financial openness, and cross-border flows of capital”, *Economics Letters* 225, <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111042>.

Does Banking Competition Attract Firms’ Cross-regional Investment?

HU Haifeng¹ BAI Zonghang¹ WANG Aiping²

(1, Beijing Normal University, Beijing, China;

2, Beijing Technology and Business University, Beijing, China)

Abstract: Encouraging firms to invest in different regions is the key to smoothing the large domestic economic circulation and promoting balanced development among regions. Speeding up the marketization process of the financial system and promoting competition in the financial sectors are not only the effective driving force to break the barriers of inter-regional capital flow, but also the key to deepening the supply-side structural reform of the financial sector. Therefore, this paper measures firms’ investment in other regions with establishing subsidiaries in other regions by listed companies, and examines whether banking competition can attract firms’ investment in other regions based on the realistic background of intensified regional banking competition caused by bank deregulation. It is found that the intensification of banking competition has significantly attracted firms to invest in other regions. The results show that easing regional financing constraints and reducing regional information collection costs are potential mechanisms of attracting firms to invest in other regions. Further research shows that the improvement of banking competition level in central cities and coastal cities will significantly attract the remote investment of firms in peripheral cities and inland cities. At the same time, the establishment of branches in other regions will cause firms to invest in different regions in the same direction. And the diversity of local banking structure helps to stimulate the attracting effect of banking competition on firms’ remote investment. Finally, from the perspective of inter-city banking connectivity, this paper finds that the attracting effect of banking competition on firms’ remote investment can further realize the coordinated development of inter-city economy. The research of this paper provides policy reference for further promoting the construction of national unified big market and deepening the financial supply-side structural reform.

Keywords: Banking Competition; Cross-regional Investment; Financing Constraint; Information Collection Cost; Regional Coordinated Development

(责任编辑:何伟)

(校对:张彩云)