

银企距离对企业出口行为的影响研究^{*}

金友森¹ 许和连²

(1. 南京理工大学经济管理学院 江苏南京 210094)

(2. 湖南大学经济与贸易学院 湖南长沙 410079)

摘 要: 本文基于金融地理学的视角, 利用中国商业银行分支机构数据和中国工业企业数据库的匹配数据, 实证研究了银企距离对企业出口行为的影响及其作用机制。研究发现, 缩短银企距离显著促进了企业出口倾向和出口规模的提升。异质性检验表明, 缩短企业与股份制商业银行地理距离的出口促进效应最强, 城市商业银行和农村商业银行次之, 国有大型商业银行最弱; 缩短银企距离对民营企业和中西部地区企业出口的促进作用更强。影响机制检验表明, 降低信息不对称和强化银企关系是缩短银企距离促进企业出口的重要渠道。进一步分析表明, 缩短银企距离还对企业出口利润、出口产品质量、出口产品范围和出口持续时间产生了促进效应。

关键词: 银企距离 银行分支机构 企业出口

中图分类号: F740 **JEL 分类号:** F10 G21

一、引 言

历经四十余年的改革与发展, 中国银行业实现了从高风险、低效率的一元银行体制到风险可控、综合竞争力显著提升的现代银行体系基本建立的跨越。然而, 高速发展的银行业与实体经济融资需求仍不相匹配, 实体经济长期融资难、融资贵、融资慢的问题尚未得到根本解决。为了防范和破解金融供给与实体经济需求的长期结构性失衡, 党的十九大报告明确提出了“增强金融服务实体经济能力”的要求。2019年2月习近平总书记在中央政治局第十三次集体学习时再次强调“要深化金融供给侧结构性改革”, 并指出“要构建多层次、广覆盖、有差异的银行体系”。显然, 增加和完善金融资源的有效供给已成为加快推进金融供给侧结构性改革的重要部署(厉以宁等, 2017)。

毋庸置疑, 制造业出口是拉动中国实体经济增长的重要动力。然而近年来, 随着国内要素成本上升以及国际环境不确定性加剧, 中国出口增速放缓, 经济下行压力加大。与此同时, 自2008年全球金融危机后, 商业银行对出口企业的信贷供给规模大幅下降, 众多企业的出口能力难以为继(Paravisini等, 2015)。尽管中国银行业的信贷供给已形成一定规模并保持较快速度增长, 但信贷供给的地理结构仍未适应实体经济的发展态势, 大量受益于工业化和城镇化而快速兴起的县域城市和偏远地区的信贷供给不足, 地方金融服务的覆盖面和渗透率仍然有限(刘光溪, 2017)。由于银行的信贷决策普遍存在“本地偏好”(DeYoung等, 2008; Presbitero和Rabellotti, 2014), 银行机构的地理布局

^{*} 本文为国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’相关国家贸易竞争与互补关系研究”(项目编号: 16ZDA038)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见。文责自负。

直接关系到地区信贷资金的相对供给规模，而银行与企业之间的地理距离（下文简称“银企距离”）则在一定程度上决定了企业信贷资金的可得性，进而影响企业出口。在这些背景之下，研究如何通过优化银行机构的地理布局为出口贸易发展清除融资障碍，对于增强金融服务实体经济的能力以及推动中国经济的可持续增长具有重要意义。

基于以上分析，本文从金融地理学的视角出发，利用 2000—2010 年中国商业银行分支机构数据和中国工业企业数据库的匹配数据，考察了银企距离对企业出口行为的影响。相比既有文献，本文可能在以下两个方面有所贡献。第一，本文为理解金融发展与企业出口行为的关系提供了一个新的研究视角。既有研究大多关注区域金融发展水平或企业融资约束程度与国际贸易的关系，鲜有文献研究金融供给的地理因素与企业出口行为的内在关联。本文旨在探讨企业相对金融机构地理位置的远近在企业出口倾向和出口规模两个维度上所发挥的作用，在一定程度上可视为对金融地理学和异质性企业贸易理论相关研究的进一步深化或拓展。第二，本文不仅测算了企业距县域内所有银行分支机构的最近地理距离，还分别测算了企业距国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行四类金融机构的最近地理距离，并基于此考察了银企距离在中国银行业结构上的异质性影响，拓展了银企距离经济效应的研究广度。

本文余下部分结构安排如下：第二部分为文献综述与理论分析；第三部分是研究设计，包括数据说明、计量模型以及变量测算；第四部分是主要的实证检验，包括基本回归、异质性检验、稳健性检验和内生性讨论；第五部分是进一步分析，包括影响机制检验以及对银企距离与企业出口绩效的关系的讨论；最后是研究结论与相关政策启示。

二、文献综述与理论分析

理论与实践反复证明，融资约束是制约企业出口能力的一大瓶颈。异质性企业贸易理论认为，受融资约束的企业由于不能承担出口的固定成本而无法进入国际市场（Muûls, 2015）。显然，缓解企业融资约束的重要手段之一便是通过不断深化的金融改革来提高金融资源的有效供给。随着异质性企业贸易理论的日益完善与发展，诸多学者基于不同的经济背景对金融发展与企业出口的关系进行了有益探索。宏观层面上，包群和阳佳余（2008）、Becker 等（2013）认为发达的区域金融市场通过降低企业融资成本拉动了地区出口增长，Crinò 和 Ogliari（2017）则认为金融发展主要通过提高行业平均产品质量而促进行业出口规模扩张。微观层面上，Minetti 和 Zhu（2011）基于意大利企业的调查数据发现银行的信贷配给显著降低了企业的出口倾向和出口规模，即扩大信贷融资有利于增加企业出口二元边际；Manova 等（2015）基于中国企业的研究得出了类似的结论。不难发现，以上研究的视角大多聚焦于金融供给的强度深化，鲜见关于金融供给的地理因素与企业出口的讨论，而直接考察企业距银行分支机构的地理距离如何影响企业出口行为的研究更为少见。

事实上，在金融地理学的文献中，国外学者对银企距离的测度与效应分析已经形成了较为成熟的研究思路。在银企距离的测度方面，相关研究大致可分为间接代理法和直接度量法。其中，间接代理指标主要有银行分支机构的地理渗透率或人口渗透率（Alesandri 等，2009）、企业总部与银行总部是否同处一个地区（Casolaro 和 Mistrulli, 2008）以及一定区域内单位银行分支机构的平均辐射半径（Milani, 2014）；直接度量法

则主要包括计算企业和银行所处邮政编码区域之间的距离（DeYoung 等，2008）、企业距银行总部的地理距离（Knyazeva 和 Knyazeva，2012）以及企业和银行分支机构之间的坐标距离（Degryse 和 Ongena，2005；Herpfer 等，2019）。显然，相比间接代理法，直接度量法的精确度更高，而其中利用企业和银行分支机构的地址信息直接测算银企坐标距离的方式则相对更为科学合理。^①

在银企距离的影响效应方面，诸多研究关注了银企距离对贷款利率（Petersen 和 Rajan，2002；Degryse 和 Ongena，2005；Casolaro 和 Mistrulli，2008；Knyazeva 和 Knyazeva，2012）、违约风险（DeYoung 等，2008；Milani，2014；Presbitero 和 Rabellotti，2014）、贷款抵押率（Bellucci 等，2019）以及契约条款设计（Hollander 和 Verriest，2016）的影响，这些研究的范畴仍主要集中于信贷市场。与本文研究主题较为相关的文献是许和连等（2020），该文考察了银企距离对出口贸易转型升级的影响，发现缩短银企距离显著促进了企业一般贸易出口比重的提升。与其不同的是：第一，本文主要考察银企距离对企业出口倾向和出口规模的影响，研究的侧重点在于出口边际的拓展或延伸而不是出口结构的调整，因此研究对象具有本质区别；第二，本文不仅讨论了总体层面的银企距离对企业出口的影响，还分别考察了国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行与企业的地理距离对出口的影响，进一步丰富了银行业发展的经济效应的相关研究。

在已有研究的基础之上，本文试图将金融供给的地理因素引入异质性企业贸易理论的分析框架中，实证研究银企距离对企业出口行为的影响。在此之前，有必要从理论上厘清银企距离影响企业出口的作用机制。

第一，银企之间的地理邻近通过降低信息不对称程度而提高企业信贷的可获得性，进而促进企业出口。在信贷市场上，信息不对称是影响银行信贷资源配置效率的主要因素，银行通常依赖借款人提供的各类信息而做出信贷决策，这些信息大致可以分为“硬”信息（如企业资产负债情况、抵押品价值、信用记录等）和“软”信息（如企业家能力、管理理念、声誉等）（Backman 和 Wallin，2018）。“硬”信息可以通过计算机通信技术、会计披露以及信用评级等方式获得，“软”信息由于具有难以书面化和量化的特点则更加依赖借贷双方的长期面对面接触（Petersen 和 Rajan，2002）。银企距离的缩短降低了银企双方现场沟通的成本，银行能够及时获取内容更为丰富、质量更高的企业“软”信息，在“硬”信息不足的情况下这些信息将成为影响银行信贷决策的关键因素，因此企业更有可能获得来自邻近银行的贷款（Kärnä 等，2020）。除企业信息外，银企距离缩短还能促使银行获得更多关于当地经济状况的信息，这些信息也能为银行对企业的贷款决策提供有利依据（Pollard，2003）。相反，银企距离加大，银行的信息搜集成本和监督成本随之抬高，此时银行倾向于提高信贷标准、制定更加严苛的信贷契约（Hollander 和 Verriest，2016）。相比内销企业，出口企业在进入国际市场时需要提前承担因出口行为而产生的额外固定成本（如根据国外消费者偏好和质量标准设计产品、建立

① 采用企业和银行的邮政编码测算银企距离的缺点在于，当企业和银行处于同一邮政编码区域时会产生较多零值；采用企业距银行总部的地理距离衡量银企距离的缺点在于，每笔贷款的发起、管理和监督工作通常是由银行分支机构完成的，总行仅负责审核贷款申请而不直接与企业接触，企业距银行总部的地理距离无法反映银企距离影响企业出口行为的作用机制。

和维护国外营销体系的投入等)和可变成本(如运输成本、关税和保险费用等),在企业内源融资普遍不足的情况下,这些预付成本更加依赖于银行的信贷支持(Manova等,2015)。信贷可得性的提高使得企业有更多的资金用来承担出口成本而成功进入国际市场,进而实现更多的出口收益。

第二,地理邻近也可能通过强化银企关系而影响企业的信贷融资能力,进而影响企业出口行为。已有研究表明,企业与贷款银行之间的地理距离越近,企业更换贷款银行的概率越小,即银企距离的缩短能够强化银企关系(Ono等,2015)。一方面,紧密的银企关系不仅能够提高银企之间信息传递的效率和质量,还能缩短贷款决策的审批时间以及降低贷款合约的担保要求,改善借款企业获得信贷的便利性(Behr等,2011),从而有利于银行为邻近企业的出口行为提供长期稳定的信贷资金。另一方面,因地理邻近而强化的银企关系也可能增加企业的信贷融资成本。密切的银企关系会强化本地银行对借款企业的信息垄断优势,增加企业更换贷款银行的成本(Hasan等,2019);为了获得垄断租金,关系型银行可以利用信息和成本优势对距离较近的企业制定较高的贷款利率(Herpfer等,2019)。显然,融资成本的增加会限制企业的信贷融资能力,从而对企业出口行为产生不利影响。因此,缩短银企距离通过强化银企关系影响企业出口的作用方向难以确定。

综上所述,缩短银企距离可能通过降低信息不对称和强化银企关系两条渠道影响企业出口,但该理论机制的总体作用方向未能确定,需待本文后续严谨的实证研究后才能得出结论。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据主要有两个来源:一是中国商业银行分支机构数据。原银监会公布了自1949年开始的全国各类商业银行分支机构的金融许可证信息,对于部分具体地理位置不完整的观测值,我们通过手工查找的方式进行了补全,从而构建出2000—2010年中国商业银行分支机构的详细地理位置变量。二是相应年份的企业数据,来自中国工业企业数据库,本文参考Yu(2015)的做法对该数据库进行了处理。根据银行所在省、市、县关键识别信息,我们将商业银行分支机构数据与相应年份的中国工业企业数据库进行匹配。

(二) 计量模型设定

为了检验银企距离对企业出口行为的影响,本文建立如下基本计量模型:

$$exportdum_{ft} = a_0 + a_1 \ln distance_{ft} + lX + f_f + j_t + e_{ft} \quad (1)$$

$$\ln export_{ft} = b_0 + b_1 \ln distance_{ft} + gX + f_f + j_t + n_{ft} \quad (2)$$

其中, f 、 t 分别表示企业和年份。式(1)用于检验银企距离对企业出口倾向的影响, $exportdum$ 表示企业当年的出口状态虚拟变量,出口取值为1,否则为0,式(2)用于检验银企距离对企业出口规模的影响, $\ln export$ 表示企业出口销售额加1后的自然对数, $\ln distance$ 表示银企距离加1后的自然对数, X 为控制变量集, f_f 为企业固定效应, j_t 为年份固定效应, e_{ft} 和 n_{ft} 为相应模型的随机误差项。为了控制企业固定效应,本文主要采用固定效应Logit模型对式(1)进行估计,采用OLS模型对式(2)进行估计。

（三）变量测算

（1）银企距离。遵循 Degryse 和 Ongena（2005）的思路，本文采用如下步骤对银企距离进行直接测算：第一，根据中国工业企业数据库中的省地县码、乡镇街道、村街门牌号等信息，合成历年工业企业的详细地址变量；其中，对于村街门牌号或其他详细地址变量缺失的样本，我们按照国家统计局和民政部提供的精确到村（居）委会级别的 12 位行政区划代码对企业地址进行近似转换。第二，基于高德地图开放平台，利用 XGeocoding 软件将所有工业企业的详细地址转换为企业经纬度，同时将所有手工补全的银行分支机构的详细地址转换为银行经纬度。第三，将各年企业经纬度和银行经纬度两套数据按照“省、市、县”识别信息进行匹配，计算得到每个工业企业与县域内所有商业银行的地理距离，从中筛选出每个企业距县域内商业银行的最近距离（千米）作为银企距离的代理变量。

（2）控制变量。企业全要素生产率（ tfp ），采用 OP 法进行测算，企业投资由永续盘存法估算获得： $I_{it} = K_{it} - (1 - \eta) K_{it-1}$ ，其中 I_{it} 和 K_{it} 分别为企业 i 在 t 年的投资和资本存量， $\eta = 15\%$ 表示折旧率。企业规模（ $size$ ），采用企业年平均就业人数的自然对数进行衡量。企业资本密集度（ cap ），以人均固定资产的自然对数表示。企业存续年限（ age ），用当年年份与企业成立年份之差加 1 后的自然对数表示。行业竞争程度（ hhi ），用赫芬达尔指数表示企业所在特定行业的竞争程度，计算公式为 $hhi = \sum_{f=1}^N (A_f/A)^2$ ；其中， N 表示某一国民经济行业分类（Chinese Industrial Classification, CIC）二位码行业内的企业数量， A_f 表示企业 f 的销售收入， A 表示该行业内所有企业的销售收入之和；该指数越大，表明市场集中程度越高，竞争程度越低。外资企业虚拟变量（ $foreign$ ），按照企业实收资本相对份额进行划分，属于外资（含港、澳、台资本金）控股的企业记为 1，否则为 0。

表 1 给出了本文主要变量的描述性统计结果。其中， $ln\text{distance}$ 反映了企业距县域内所有商业银行分支机构的最近距离， $ln\text{distance}1$ 、 $ln\text{distance}2$ 、 $ln\text{distance}3$ 和 $ln\text{distance}4$ 则分别反映了企业距县域内国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行四类银行分支机构的最近距离。^① 从中可以看出，企业距国有大型商业银行的距离最短，距农村商业银行的距离次之，距股份制商业银行和城市商业银行的距离则相对较远，这一结果大体上符合中国各类银行分支机构的数量分布情况^②；此外，从分组描述性统计的结果还能看出，出口企业的银企距离普遍小于非出口企业，初步表明银企距离越短，企业出口的可能性越大。

表 1 变量描述性统计

变 量	全样本			出口企业			非出口企业		
	观测值	均 值	标准差	观测值	均 值	标准差	观测值	均 值	标准差
$ln\text{distance}$	1 491 439	2. 2779	1. 6493	374 598	2. 0744	1. 5957	1 116 841	2. 3462	1. 6613
$ln\text{distance}1$	1 488 091	2. 4117	1. 6923	372 693	2. 2452	1. 6497	1 115 398	2. 4673	1. 7027

① 商业银行的分类依据来自银保监会发布的《银行业金融机构法人名单》（截至 2018 年 12 月底）。

② 根据银保监会提供的金融许可证数据，在剔除政策性银行和外资银行后，2000—2010 年间国有大型商业银行分支机构数量占比高达 73.54%，农村商业银行分支机构数量占比为 16.72%，股份制商业银行和城市商业银行分支机构数量占比则分别为 3.89% 和 5.85%。

(续表)

变 量	全样本			出口企业			非出口企业		
	观测值	均 值	标准差	观测值	均 值	标准差	观测值	均 值	标准差
<i>lndistance2</i>	755 565	2. 8738	1. 5298	252 011	2. 7709	1. 5640	503 554	2. 9253	1. 5098
<i>lndistance3</i>	890 589	2. 8872	1. 5699	249 769	2. 7389	1. 6006	640 820	2. 9450	1. 5540
<i>lndistance4</i>	472 241	2. 7400	1. 8421	128 566	2. 5356	1. 8221	343 675	2. 8165	1. 8437
<i>tfp</i>	1 491 439	6. 7279	0. 9389	374 598	6. 7705	0. 9195	1 116 841	6. 7136	0. 9448
<i>size</i>	1 491 439	4. 6829	1. 0698	374 598	5. 2043	1. 1166	1 116 841	4. 5080	0. 9942
<i>cap</i>	1 491 439	3. 7476	1. 2864	374 598	3. 5903	1. 3263	1 116 841	3. 8003	1. 2683
<i>age</i>	1 491 439	1. 9690	0. 8031	374 598	2. 0337	0. 7129	1 116 841	1. 9473	0. 8300
<i>hhi</i>	1 491 439	0. 0027	0. 0053	374 598	0. 0022	0. 0033	1 116 841	0. 0029	0. 0058
<i>foreign</i>	1 491 439	0. 1389	0. 3458	374 598	0. 3499	0. 4769	1 116 841	0. 0681	0. 2520

四、实证结果与分析

(一) 基本回归

表 2 给出了银企距离影响企业出口的基本回归结果。各列均控制了企业和年份固定效应,第(1)、(3)列分别估计了在未添加任何控制变量的情况下银企距离对企业出口倾向和出口规模的影响,*lndistance*的系数在 1% 水平下显著为负。第(2)、(4)列则是在第(1)、(3)列的基础上进一步加入了所有控制变量后的结果,发现*lndistance*的系数仍在 1% 水平下显著为负。这一结果表明缩短银企距离显著促进了企业出口倾向和出口规模的提升。

表 2 基本回归结果

	<i>expordum</i>	<i>expordum</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lndistance</i>	-0. 0427 *** (0. 0082)	-0. 0370 *** (0. 0084)	-0. 0230 *** (0. 0042)	-0. 0194 *** (0. 0041)
控制变量	否	是	否	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
观测值	260 958	260 958	1 491 439	1 491 439

注:*expordum*表示企业出口概率,*lnexport*表示企业出口规模;括号内为(企业层面聚类的)标准误,***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著,后同;在使用 *xtlogit* 命令进行估计时,样本期内被解释变量(*expordum*)始终为 0 或始终为 1 的观测值会被自动剔除,导致前两列样本量小于后两列 OLS 回归的样本量。

(二) 异质性检验

基本回归结果表明,缩短银企距离显著促进了企业出口倾向和出口规模的提升。那么,这一影响是否具有异质性?事实上,无论是金融业还是制造业,其发展格局一直是由多种所有制经济和多种市场主体共同形成的,其发展水平均表现出明显的地区差异。因此,为了更加全面地考察银企距离对企业出口的异质性影响,本文将从银行类型、企业所有制和地理区位三个方面进行探讨。

(1) 银行类型。经过四十多年的改革和发展,中国的银行业体系形成了以国有大型商业银行为主导,多种类型银行业金融机构相互竞争、共同发展的格局。由于不同性质

的商业银行在服务实体经济的对象、能力和效率上存在显著差异，在探讨银企距离对企业出口行为的影响时有必要对银行类型进行区分。国有商业银行是典型的大银行，其在贷款决策中更加注重企业抵押品价值、财务报表、信用评级等“硬”信息（Berger 和 Black，2011），这些信息基本可以通过更加先进的技术手段（如通信技术、人工智能等）以及更加完善的披露制度获取，而无须依赖于银企距离的缩短。相比之下，城市商业银行和农村商业银行都是区域性中小金融机构，前者的市场定位是服务地方经济、城市市民和中小企业，后者的市场定位则是服务“三农”和小企业，其核心竞争力均在于地缘优势；一方面，地缘优势的发挥在较大程度上有赖于银企距离的缩短；但另一方面，受自身规模和管理水平限制，缩短企业与该类银行的距离所能增加的信贷供给相对有限，银企距离缩短的出口促进效应可能会因此被弱化。区别于上述三类银行，股份制商业银行在公司治理、风险管理、盈利能力和产品服务等方面具有独到的经营优势，其业务范围和服务对象更加多元化和差异化，既能服务大企业又能服务中小企业，但其分支机构的覆盖率和渗透率相对较低，在这种情况下缩短企业与股份制商业银行的距离能够有效强化其优势、弥补其劣势，从而能够为出口企业融资提供更加坚实的保障。因此本文推测，缩短企业距股份制商业银行分支机构地理距离的出口促进效应理应更强，城市商业银行和农村商业银行次之，国有大型商业银行相对最弱。

表 3 报告了区分银行类型后银企距离影响企业出口的估计结果。从中可以看出，无论是在出口倾向还是出口规模的回归模型中，*Indistance1* 的系数均未通过 10% 水平的显著性检验，*Indistance2*、*Indistance3* 和 *Indistance4* 的系数至少在 10% 水平下显著为负，且系数的绝对值大小依次递减。当然，为了进一步从统计意义上确认各组之间银企距离的系数是否存在显著性差异，本文利用 Bootstrap 法进行组间系数差异性检验，结果如表 4 所示。从中可以看出，无论是在出口倾向还是出口规模的回归模型中，仅有 *Indistance3* 和 *Indistance4* 之间的系数差异未通过 10% 水平的显著性检验，表明缩短企业与城市商业银行的地理距离和缩短企业与农村商业银行的地理距离对企业出口的促进效应没有显著差异。综上，这些结果表明缩短企业与股份制商业银行的地理距离对企业出口的促进作用最强，其次是城市商业银行和农村商业银行，国有大型商业银行最弱，该结论基本符合上述理论预期。

表 3 银行异质性检验结果

	<i>expordum</i>	<i>expordum</i>	<i>expordum</i>	<i>expordum</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Indistance1</i>	0.0138 (0.0091)				0.0037 (0.0042)			
<i>Indistance2</i>		-0.0952*** (0.0144)				-0.0486*** (0.0072)		
<i>Indistance3</i>			-0.0570*** (0.0144)				-0.0191*** (0.0066)	
<i>Indistance4</i>				-0.0381* (0.0226)				-0.0189** (0.0090)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业、年份	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应								
观测值	259 161	145 058	149 573	65 878	1 487 653	741 738	865 216	439 728

表4 组间系数差异性检验结果

	被解释变量: <i>exp</i>			被解释变量: <i>lnexport</i>		
	<i>lndistance1</i>	<i>lndistance2</i>	<i>lndistance3</i>	<i>lndistance1</i>	<i>lndistance2</i>	<i>lndistance3</i>
<i>lndistance2</i>	0.000 ***			0.000 ***		
<i>lndistance3</i>	0.000 ***	0.067 *		0.000 ***	0.000 ***	
<i>lndistance4</i>	0.098 *	0.098 *	0.568	0.016 **	0.009 ***	0.983

注：表内数值为通过 Bootstrap 500 次得到的经验 *p* 值，用于检验组间银企距离系数差异的显著性。

(2) 企业所有制。长期以来，金融资源错配造成了中国金融市场化改革面临的首要难题，金融资源的有效配置滞后于金融规模的高速增长。具体而言，商业银行在分配信贷资源时通常会优先考虑国有企业，民营企业的融资需求较难得到满足。偏向国有企业的金融资源分配制度造成了国有企业的预算软约束，而地方政府通过对本地银行的干预也易导致地方银行的预算软约束。显然，地方国有企业和金融机构的双重预算软约束具有较强的行政干预色彩，这种长期存在的银企关系随银企距离的变化而发生改变的可能性较小。外资企业相对民营企业通常具有较通畅的融资渠道，对地方银行信贷资金的依赖相对较小（Manova 等，2015），因此本文推测缩短银企距离对国有企业和外资企业出口的影响较弱，但对面临较大信贷约束的民营企业出口的促进作用较强。表5给出了按照企业实收资本相对份额区分企业所有制类型后的回归结果。从中可以看出，无论是在出口倾向的回归模型（第（1）—（3）列）还是出口规模的回归模型（第（5）—（7）列）中，民营企业样本中银企距离的系数在1%水平下均显著为负，而国有企业和外资企业样本中银企距离的系数均未通过10%水平的显著性检验。这一结果验证了上述推断，即缩短银企距离对民营企业出口的促进作用更强。当然，本文也在相应回归模型中纳入银企距离与国有企业虚拟变量的交互项（*lndistance* × *SOE*）、银企距离与民营企业虚拟变量的交互项（*lndistance* × *private*）来做进一步佐证，表5第（4）列和第（8）列的结果验证了上述分组回归结论的可靠性。

表5 企业所有制异质性检验结果

	国有 <i>exportdum</i>	民营 <i>exportdum</i>	外资 <i>exportdum</i>	全样本 <i>exportdum</i>	国有 <i>lnexport</i>	民营 <i>lnexport</i>	外资 <i>lnexport</i>	全样本 <i>lnexport</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lndistance</i>	0.0445 (0.0491)	-0.0488 *** (0.0099)	0.0236 (0.0199)	-0.0133 (0.0129)	0.0141 (0.0115)	-0.0254 *** (0.0044)	0.0132 (0.0151)	0.0055 (0.0097)
<i>lndistance</i> × <i>SOE</i>				0.0045 (0.0298)				-0.0167 (0.0120)
<i>lndistance</i> × <i>private</i>				-0.0318 ** (0.0124)				-0.0299 *** (0.0094)
<i>SOE</i>				-0.1508 ** (0.0741)				-0.1336 *** (0.0356)
<i>private</i>				-0.0569 (0.0351)				-0.0770 *** (0.0255)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业、年份 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	6 641	187 126	47 482	260 958	71 652	1 179 435	187 440	1 491 439

注：该表控制变量不含 *foreign* 变量。

(3) 地理区位。由于发展政策、地理位置以及要素禀赋等方面的不同,中国各地区的经济发展表现出强烈的区域差异,缩短银企距离对不同地区企业出口行为的影响也将有所不同。具体而言,东部地区的基础设施、信息技术、市场化程度等普遍优于中西部地区,在这种环境下,缩短银企距离的积极效应更易被先进的金融科技、人工智能等技术条件以及完善的产权保护、司法保护等制度安排所替代。此外,东部地区的互联网金融、商业信用、直接融资等金融市场的发展水平也高于中西部地区,位于该地区的出口企业具有更广的融资渠道,对银企距离变化的敏感性可能相对更低。据此我们推测,缩短银企距离对东部地区企业出口的促进作用应该小于中西部地区。表6给出了区分企业所在地区后的回归结果。从中可以看出,无论是在出口倾向的回归模型(第(1)、(2)列)还是出口规模的回归模型(第(4)、(5)列)中,中西部地区样本中银企距离系数的绝对值均大于东部地区,意味着缩短银企距离的确对中西部地区企业出口的促进作用更强。表6第(3)列和第(6)列在全样本中纳入银企距离与东部地区虚拟变量交互项($\ln distance \times east$)后的回归结果也佐证了这一结论。

表6 地区异质性检验结果

	东部地区 <i>exportdum</i> (1)	中西部地区 <i>exportdum</i> (2)	全样本 <i>exportdum</i> (3)	东部地区 <i>lnexport</i> (4)	中西部地区 <i>lnexport</i> (5)	全样本 <i>lnexport</i> (6)
<i>ln distance</i>	-0.0241 ** (0.0094)	-0.0469 ** (0.0221)	-0.0699 *** (0.0189)	-0.0159 *** (0.0050)	-0.0232 *** (0.0065)	-0.0322 *** (0.0066)
<i>ln distance × east</i>			0.0410 * (0.0210)			0.0169 ** (0.0083)
<i>east</i>			-10.7029 (417.6649)			-0.1712 (0.3481)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、年份	是	是	是	是	是	是
固定效应						
观测值	211 618	49 339	260 958	1 130 600	360 828	1 491 439

(三) 稳健性检验

(1) 改变银企距离衡量方式。为了排除变量测量误差以及可能的极端值对基本回归结果的干扰,借鉴 Knyazeva 和 Knyazeva (2012) 的做法,本文进一步测算了平均银企距离($\ln avgdist$),平均银企距离为企业与县域内所有银行分支机构距离的平均值,反映了特定地区内单一企业与所有银行地理距离的平均水平。我们以该变量作为银企距离的代理变量重新对式(1)和式(2)进行回归,相应结果见表7第(1)、(2)列。从中可以看出,平均银企距离($\ln avgdist$)的系数在1%水平下显著为负,表明本文的研究结论在主要解释变量的测算方法是稳健的。

(2) 改变估计方法。由于样本中存在大量非出口企业,因此本文的被解释变量 $\ln export$ 产生了较多零值,在这种情况下采用 OLS 回归可能难以得到一致估计量,而 PPML 估计方法则能有效解决这一问题,此处改用 PPML 对式(2)重新估计。表7第(3)列给出了相应的估计结果,银企距离的系数仍在1%水平下显著为负,表明本文的研究结论在估计方法上具有稳健性。

(3) 控制其他政策冲击的影响。值得注意的是,在本文样本期内中国同时进行了多

项规模宏大、影响深远的政策改革，这些重大改革措施也可能会对企业出口行为产生影响。为了排除本文的结论受这些政策冲击的影响，我们在此对其进行控制。一是贸易自由化政策。自中国于 2001 年正式加入 WTO 后，以关税减免为主要形式的贸易自由化对中国企业的出口行为产生了重要影响。二是外资自由化政策。为了履行加入 WTO 时所做出的承诺，中国在 2002 年、2004 年、2007 年对《外商投资产业指导目录》进行了不同程度的修改，在减少大量限制（含禁止）行业数目的同时增加了众多鼓励行业数目，由此带来的外资自由化也可能对中国企业的出口行为产生影响。三是国有企业改革。在加入 WTO 前后时期明显提速的国有企业改革对促进市场竞争、提高企业经营效率起到了重要作用，可能也会因此影响企业的出口行为。为了控制这些政策效应，本文首先遵循 Brandt 等（2017）的做法，在基本计量模型中加入 CIC 4 位码行业层面的最终品进口关税（*output_tariff*）和中间品进口关税（*input_tariff*）；其次借鉴孙浦阳等（2015）的做法，在基本计量模型中加入根据《外商投资产业指导目录》规定的三类行业赋值加总后得到的外资自由化指标（*DFRI*），该指标数值越大表明外资自由化程度越低；最后在基本计量模型中加入 CIC 4 位码行业层面的国有资本份额（*soeshare*）。表 7 第（4）列和第（5）列给出了控制贸易自由化、外资自由化和国有企业改革三项政策冲击后的结果，可以看出 *Indistance* 的系数仍在 1% 水平下显著为负，再次印证了本文结论的稳健性。

表 7 稳健性检验结果

	<i>expordum</i> (1)	<i>lnexport</i> (2)	<i>lnexport</i> (3)	<i>expordum</i> (4)	<i>lnexport</i> (5)
<i>Indistance</i>			-0.0062 *** (0.0017)	-0.0354 *** (0.0084)	-0.0190 *** (0.0041)
<i>lnavgdist</i>	-0.0627 *** (0.0183)	-0.0226 *** (0.0086)			
<i>output_tariff</i>				-0.0603 *** (0.0018)	-0.0379 *** (0.0016)
<i>input_tariff</i>				-0.0886 *** (0.0035)	-0.0366 *** (0.0021)
<i>DFRI</i>				-0.0847 *** (0.0141)	-0.0246 *** (0.0073)
<i>soeshare</i>				-0.9323 *** (0.1163)	-0.0735 * (0.0412)
控制变量	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	260 958	1 491 439	510 743	260 958	1 491 439

（四）内生性讨论

影响基本回归结果可靠性的一种担忧是：银行的网点布局可能受地区对外贸易发展水平的影响，企业为了出口融资便利可能主动选址在金融发达地区，即本文可能存在由反向因果关系引致的内生性问题。对于这一问题，我们采用 1937 年城市的银行分支机构密度（城市的银行分支机构数量与地理面积之比）与年份的交互项作为银企距离的工具变量进行两阶段最小二乘（2SLS）估计。^① 这一工具变量的合理性主要体现在以下两个

① 1937 年城市的银行分支机构数量来自《全国银行年鉴（1934—1937）》。

方面。第一，相关性方面，历史年份的银行分支机构密度衡量了不同地区的金融基础，现代商业银行分支机构的空间布局体系在一定程度上由过去的金融基础发展而来。第二，外生性方面，1937 年国民政府奉行的是战时对外贸易统制政策，国家资本几乎垄断了主要产品的出口贸易（罗红希，2016）；在这种经济环境下，绝大部分出口企业的经营行为受国家行政干预影响，其自主选址于金融发达地区的可能性很小；当然，在出口贸易发展落后并受国家严格管制的背景下，企业的出口活动也不太可能成为影响银行设立分支机构决策的重要因素。

表 8 汇报了银企距离影响企业出口行为 2SLS 回归的结果，可以看出 *lndistance* 的系数在 1% 水平下显著为负，表明基本回归的结论在考虑内生性问题后仍然稳健。此外，在第一阶段回归中工具变量的系数在 1% 水平下显著为负，且 *F* 统计量的值明显大于 10，表明工具变量不存在弱相关问题。

表 8 内生性检验结果

	<i>exportdum</i> (1)	<i>lnexport</i> (2)
<i>lndistance</i>	-1.8689 *** (0.5764)	-1.5380 *** (0.2870)
控制变量	是	是
企业、年份固定效应	是	是
观测值	260 958	1 491 439
第一阶段工具变量	-0.0016 *** (0.0002)	
第一阶段 <i>F</i> 统计量	30.51	

五、进一步分析

（一）影响机制检验

根据前文的理论分析，降低信息不对称和强化银企关系是银企距离缩短影响企业出口行为的两条作用机制。对于第一条机制，如果缩短银企距离通过降低信息不对称程度而促进了企业出口，那么可以推测在信息不对称越严重的企业中，缩短银企距离对企业出口的促进作用越强。对于第二条机制，如果缩短银企距离通过强化银企关系而促进了企业出口，那么可以推测在银企关系越弱的企业中，缩短银企距离对企业出口的促进效应越大；反之，如果缩短银企距离通过强化银企关系而抑制了企业出口，则可以推测在银企关系越弱的企业中，缩短银企距离对企业出口的促进效应越小。借鉴吴超鹏和唐菂（2016），本文采用构建交互项的方法对上述影响机制进行检验。信息不对称（*information*）用企业无形资产与总资产之比衡量（Ryan 等，2014），无形资产比重越高，银行机构对借款企业进行价值评估的难度越大，银行面临的信息不对称水平也就越高；由于中国工业企业数据库对企业无形资产的统计年份截止至 2006 年，此处对信息不对称渠道进行实证检验的样本区间为 2000—2006 年。银企关系（*relation*）用企业长期借款与总负债之比衡量（Houston 和 James，2001），企业长期借款比重越高表明银企关系越强；由于数据所限，企业长期借款用长期负债近似代替。

表 9 给出了影响机制检验 2SLS 回归第二阶段的结果。其中第（1）、（2）列为信息不对称渠道的检验结果，可以看出银企距离与信息不对称交互项的系数至少在 5%

水平下显著为负，表明缩短银企距离的确对信息不对称更严重的企业的出口行为具有更大的促进作用。第（3）、（4）列为银企关系渠道的检验结果，可以看出银企距离与银企关系交互项的系数在 1% 水平下显著为正，表明缩短银企距离对银企关系更弱的企业的出口行为具有更大的促进作用。这些结果在一定程度上验证了本文的影响机制，即缩短银企距离通过降低信息不对称和强化银企关系而促进了企业出口倾向和出口规模的提升。

表 9 影响机制检验结果

	<i>expordum</i> (1)	<i>lnexport</i> (2)	<i>expordum</i> (3)	<i>lnexport</i> (4)
<i>lndistance</i>	-5.8446 *** (0.7095)	-1.6943 *** (0.3599)	-1.7800 *** (0.5721)	-1.4774 *** (0.2847)
<i>lndistance</i> × <i>information</i>	-4.6855 *** (1.7848)	-1.2640 ** (0.4971)		
<i>lndistance</i> × <i>relation</i>			0.3735 *** (0.1271)	0.2938 *** (0.0586)
<i>information</i>	6.3936 * (3.8600)	1.3278 (1.0804)		
<i>relation</i>			-0.2577 (0.3013)	-0.4678 *** (0.1392)
控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
观测值	103 566	685 401	260 958	1 491 439

（二）银企距离与企业出口绩效

前文主要从出口倾向和出口规模两个角度考察了银企距离对企业出口行为的影响，为了更加全面地理解银企距离与企业出口的关系，此处进一步探究银企距离对企业出口绩效的影响。结合现有研究，本文主要选取出口利润、出口产品质量、出口产品范围和出口持续时间作为企业出口绩效的代理变量。其中，企业的出口利润用主营业务收入的利润率与企业出口额相乘后的自然对数近似代替，企业层面的出口产品质量采用 Khandelwal 等（2013）的方法测算而得，企业出口产品范围为企业当年出口的 HS 6 位码产品种类数的自然对数，企业出口持续时间采用陈勇兵等（2012）的方法计算而得。需要说明的是，在计算企业出口产品质量、出口产品范围和出口持续时间时，我们将样本与相应年份的中国海关进出口数据库进行了匹配。

表 10 给出了银企距离影响企业出口绩效的 2SLS 回归第二阶段的结果。从第（1）—（3）列的结果可以看出，银企距离的影响系数至少在 5% 水平下显著为负，意味着缩短银企距离显著促进了企业出口利润、出口产品质量和出口产品种类的提高。第（4）列为采用 Cloglog 模型估计银企距离影响企业出口持续时间的结果，被解释变量为企业一目的国层面的出口活动是否终止的虚拟变量（终止为 1，否则为 0），发现银企距离的影响系数在 1% 水平下显著为正，表明缩短银企距离显著降低了企业终止出口活动的风险率，即有利于延长企业出口持续时间。综上，这些结果表明缩短银企距离显著促进了企业出口绩效的提升。

表 10 银企距离与企业出口绩效

	出口利润	出口产品质量	出口产品范围	出口持续时间
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Indistance</i>	-2.4509*** (0.3344)	-0.0334*** (0.0115)	-0.2684** (0.1095)	0.8715*** (0.3319)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	否
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1 491 439	236 534	236 534	1 604 787

注：由于 Cloglog 模型控制固定效应数量有限，第（4）列控制城市、行业和年份固定效应。

六、结论与政策启示

改革开放四十余年来，中国实现了从一个封闭经济体跃升为世界第一大货物出口国的转变，出口成为拉动实体经济增长的重要动力。毋庸置疑，实体经济的发展离不开金融系统的有效支持，银行业的信贷供给仍然是中国实体经济的主要融资来源。尽管已有诸多研究考察了金融发展对企业出口的影响，但鲜有文献基于金融地理学的视角探究金融供给的地理因素如何影响企业出口行为。本文发现：缩短银企距离显著促进了企业出口倾向和出口规模的提升，这一影响在银行类型、企业所有制以及地理区位方面存在异质性；降低信息不对称和强化银企关系是银企距离缩短促进企业出口的作用渠道；缩短银企距离还对企业出口利润、出口产品质量、出口产品范围和出口持续时间产生了显著的促进效应。

本文的研究结论具有如下政策启示。第一，应坚持放松商业银行分支机构市场准入条件，增加和完善地方信贷资金的有效供给。鉴于缩短银企距离的出口促进效应，本文认为放松商业银行分支机构的准入条件是缩短银企距离的一种可行方式，在一定程度上能够满足制造业出口部门的融资需求。2017 年全国金融工作会议提出要构建普惠金融体系，这也要求金融机构在空间布局上应提高覆盖率和渗透率，增加和完善中小城市以及偏远地区的信贷供给。第二，要鼓励发展中小银行，加快构建多层次、有差异的银行业竞争体系。本文的结果表明缩短银企距离的出口促进效应主要体现在中小银行上，这意味着中国中小银行分支机构的地理布局仍存在较大完善空间。事实上，股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行的分支机构数量仍然十分有限，因此在完善现代银行治理机制以及强化风险管控能力的前提下加快完善中小银行的市场布局可能是未来金融供给侧结构性改革的突破方向之一。第三，银行业金融机构要进一步加大对民营企业的融资支持。“十四五”时期，应加快改革和完善商业银行内部绩效考核机制，将民营企业服务目标纳入激励机制；同时要积极引导商业银行基层分支机构下沉工作重心，取消贷款审批中对民营企业设置的歧视性要求，加快金融产品创新，拓宽民营企业融资途径。

参考文献：

1. 包群、阳佳余：《金融发展影响了中国工业制成品出口的比较优势吗》[J]，《世界经济》2008 年第 3 期，第 21—33 页。
2. 陈勇兵、李燕、周世民：《中国企业出口持续时间及其决定因素》[J]，《经济研究》2012 年第 7 期，

第48—61页。

3. 厉以宁、吴敬琏等：《三去一降一补：深化供给侧结构性改革》[M]，中信出版社，2017年。
4. 罗红希：《民国时期对外贸易政策特征分析》[J]，《求索》2016年第10期，第156—160页。
5. 刘光溪：《供给侧管理与结构性改革的特殊及现实意义——关于金融结构性改革增加融资有效供给的思考》[J]，《中共中央党校学报》2017年第1期，第105—113页。
6. 孙浦阳、蒋为、陈惟：《外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角》[J]，《管理世界》2015年第11期，第53—69页。
7. 吴超鹏、唐菡：《知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据》[J]，《经济研究》2016年第11期，第125—139页。
8. 许和连、金友森、王海成：《银企距离与出口贸易转型升级》[J]，《经济研究》2020年第11期，第174—190页。
9. Alessandrini, P., Presbitero, A. F., Zazzaro, A., 2009, “Banks, Distances and Firms’ Financing Constraints” [J], *Review of Finance*, Vol. 13, No. 2: 261-307.
10. Backman, M., Wallin, T., 2018, “Access to Banks and External Capital Acquisition: Perceived Innovation Obstacles” [J], *The Annals of Regional Science*, Vol. 61, No. 1: 161-187.
11. Becker, B., Chen, J., Greenberg, D., 2013, “Financial Development, Fixed Costs, and International Trade” [J], *The Review of Corporate Finance Studies*, Vol. 2, No. 1: 1-28.
12. Behr, P., Entzian, A., Güttler, A., 2011, “How Do Lending Relationships Affect Access to Credit and Loan Conditions in Microlending?” [J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35, No. 8: 2169-2178.
13. Bellucci, A., Borisov, A., Giombini, G., Zazzaro, A., 2019, “Collateralization and Distance” [J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 100: 205-217.
14. Berger, A. N., Black, L. K., 2011, “Bank Size, Lending Technologies, and Small Business Finance” [J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35, No. 3: 724-735.
15. Brandt, L., Van Biesebroeck, J., Wang, L., Zhang, Y., 2017, “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms” [J], *American Economic Review*, Vol. 107, No. 9: 2784-2820.
16. Casolaro, L., Mistrulli, P. E., 2008, “Distance, Lending Technologies and Interest Rates” [C], 21st Australasian Finance and Banking Conference.
17. Crinò, R., Ogliari, L., 2017, “Financial Imperfections, Product Quality, and International Trade” [J], *Journal of International Economics*, Vol. 104: 63-84.
18. Degryse, H., Ongena, S., 2005, “Distance, Lending Relationships, and Competition” [J], *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 1: 231-266.
19. DeYoung, R., Glennon, D., Nigro, P., 2008, “Borrower-Lender Distance, Credit Scoring, and Loan Performance: Evidence from Informational-Opaque Small Business Borrowers” [J], *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 17, No. 1: 113-143.
20. Hasan, I., Ramirez, G. G., Zhang, G., 2019, “Lock-in Effects in Relationship Lending: Evidence from DIP Loans” [J], *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 51, No. 4: 1021-1043.
21. Herpfer, C., Mjøs, A., Schmidt, C., 2019, “The Causal Impact of Distance on Bank Lending” [D], Working Paper.
22. Hollander, S., Verriest, A., 2016, “Bridging the Gap: The Design of Bank Loan Contracts and Distance” [J], *Journal of Financial Economics*, Vol. 119, No. 2: 399-419.
23. Houston, J. F., James, C. M., 2001, “Do Relationships Have Limits? Banking Relationships, Financial Constraints, and Investment” [J], *The Journal of Business*, Vol. 74, No. 3: 347-374.
24. Kärnä, A., Manduchi, A., Stephan, A., 2020, “Distance Still Matters: Local Bank Closures and Credit Availability” [J], *International Review of Finance*, <https://doi.org/10.1111/irfi.12329>.
25. Khandelwal, A. K., Schott, P. K., Wei, S., 2013, “Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters” [J], *American Economic Review*, Vol. 103, No. 6: 2169-2195.
26. Knyazeva, A., Knyazeva, D., 2012, “Does Being Your Bank’s Neighbor Matter?” [J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 36, No. 4: 1194-1209.

27. Manova, K. , Wei, S. J. , Zhang, Z. , 2015, “Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints” [J], *Review of Economics and Statistics*, Vol. 97, No. 3: 574-588.
28. Milani, C. , 2014, “Borrower-Lender Distance and Loan Default Rates: Macro Evidence from the Italian Local Markets” [J], *Journal of Economics and Business*, Vol. 71: 1-21.
29. Minetti, R. , Zhu, S. C. , 2011, “Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy” [J], *Journal of International Economics*, Vol. 83, No. 2: 109-125.
30. Muûls, M. , 2015, “Exporters, Importers and Credit Constraints” [J], *Journal of International Economics*, Vol. 95, No. 2: 333-343.
31. Ono, A. , Saito, Y. , Sakai, K. , Uesugi, I. , 2015, “Does Geographical Proximity Matter in Small Business Lending? Evidence from the Switching of Main Bank Relationships” [D], Working Paper.
32. Paravisini, D. , Rappoport, V. , Schnabl, P. , Wolfenzon, D. , 2015, “Dissecting the Effect of Credit Supply on Trade: Evidence from Matched Credit-Export Data” [J], *The Review of Economic Studies*, Vol. 82, No. 1: 333-359.
33. Petersen, M. A. , Rajan, R. G. , 2002, “Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending” [J], *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 6: 2533-2570.
34. Pollard, J. S. , 2003, “Small Firm Finance and Economic Geography” [J], *Journal of Economic Geography*, Vol. 3, No. 4: 429-452.
35. Presbitero, A. F. , Rabellotti, R. , 2014, “Geographical Distance and Moral Hazard in Microcredit: Evidence from Colombia” [J], *Journal of International Development*, Vol. 26, No. 1: 91-108.
36. Ryan, R. M. , O’Toole, C. M. , McCann, F. , 2014, “Does Bank Market Power Affect SME Financing Constraints?” [J], *Journal of Banking & Finance*, Vol. 49: 495-505.
37. Yu, M. , 2015, “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms” [J], *The Economic Journal*, Vol. 125, No. 585: 943-988.

Impact of Borrower-Lender Distance on Firms’ Export

Jin Yousen¹, Xu Helian²

(1. School of Economics & Management, Nanjing University of Science & Technology)

(2. School of Economics & Trade, Hunan University)

Abstract: From the perspective of financial geography, this paper empirically studies the impact of borrower-lender distance on firms’ export behavior and the underlying mechanism by means of the matched Chinese banking branches data and China Industry Business Performance Data. The results show that the shortening of borrower-lender distance significantly increases the probability and scale of firms’ export. Heterogeneity tests show that the positive effects of shortening the geographical distance between firms and joint-stock commercial banks are the strongest, which is followed by urban commercial banks and rural commercial banks, and state-owned commercial banks are the weakest. For private firms and the firms in central and western regions, the shortening of borrower-lender distance tends to greatly promote firms’ export. Reducing information asymmetry and strengthening lending relationship are important mechanisms, by which the shortening of borrower-lender distance promotes firms’ export. Further analysis finds that shortening borrower-lender distance also significantly promotes firms’ export profit, export quality, export product scope and export duration.

Keywords: borrower-lender distance; banking branches; firms’ export

JEL Classification: F10; G21