

银企地理邻近与出口产品结构升级

卫松涛¹,张 霆²

(1.蚌埠工商学院 经济与金融学院,安徽 蚌埠 233000;2.安徽财经大学 金融学院,安徽 蚌埠 233000)

摘要:出口产品结构升级是我国成为贸易强国的必由之路,文章基于中国工业企业库和中国海关进出口数据库的匹配数据、国家金融监督管理总局“金融许可证信息系统”数据及联合国商品贸易统计数据,探讨银企地理邻近对出口产品结构升级的影响及其微观机制。研究发现:银企地理邻近可以促进出口产品结构升级,这一结论在一系列稳健性检验后依然成立。减少信息不对称和缓解融资约束是银企地理邻近发挥上述作用的微观机制;银企地理邻近促进出口产品结构升级的效果在非中心城市、县域地区、民营企业、中小型企业中较为明显,而在金融科技较发达的城市中较弱。文章为银行网点下沉基层的合理性提供了经验证据,建议根据中小型企业地理分布继续优化银行网点布局,同时推进金融科技的发展。

关键词:银企地理邻近;出口产品结构;中小型企业;金融科技

[中图分类号]F832;F740 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2024)06-0077-12

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2024.06.009

Geographical Proximity between Banks and Enterprises and the Upgrading of Export Products Structure

Wei Songtao¹,Zhang Ting²

(1.School of Economics and Finance, Bengbu University of Commerce, Bengbu, Anhui 233000, China;

2.School of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, Anhui 233000, China)

Abstract: The upgrading of export product structure is essential for China to become a trade power. The influence of bank-enterprise geographical proximity on the upgrading of export product structure and its micro-mechanisms have been explored, based on the data from Chinese Industrial Enterprise Database, Chinese Customs Import and Export Database, Financial License Information System of National Financial Regulatory Administration, and United Nations' Statistics of Goods and Trade. The study finds that bank-enterprise geographical proximity can promote the upgrading of export product structure, and this conclusion still holds after a series of robustness tests. Alleviating information asymmetry and financing constraints are the micro mechanisms by which bank-enterprise geographic proximity plays its role, whose effect is stronger in non-central cities, county areas, private enterprises and SMEs than in cities with more developed fintech. This study provides empirical evidence for the rationality of bank branch sinking, and suggests that the government should continue to optimize the layout of bank branches according to the geographical distribution of SMEs, and promote the development of fintech.

Key words: bank-enterprise geographical proximity; export products structure; SMEs (small and medium-sized enterprises); fintech(financial technology)

收稿日期:2024-08-16

作者简介:卫松涛(1990—),女,助教,主要从事金融理论与政策研究;

张 霆(1989—),男,讲师,博士,主要从事金融理论与政策、国际贸易研究。

出口产品结构升级,即由低技术向高技术迈进,或由劳动密集型向资本和技术密集型迈进,是我国由贸易大国走向贸易强国的必由之路。出口产品结构升级涉及设备引进、技术改造、员工培训等方面,这些都需要大量资金投入且十分依赖现代金融体系的支持。目前,我国的金融体系属于银行主导型,银行贷款是我国企业获取外部融资的主要途径。2000—2021年,我国信贷供给规模增长迅速,存款类金融机构各项贷款与GDP比值从0.99上升到1.73。然而,信贷规模增加并不代表金融机构空间布局的合理。当前,我国商业银行的网点逐渐向发达区域集聚,欠发达区域的金融覆盖则相对不足。2017年,习近平总书记在全国金融工作会议上指出,要“优化金融资源空间配置和金融机构布局”。

银行和企业之间的地理距离在很大程度上能够反映银行网点布局的合理性。现有文献关于银企地理邻近与企业出口的关系讨论相对较少,一些学者从贸易方式^[1]、国内附加值^[2]等视角进行了启发性研究。他们认为,银企地理邻近会通过缓解企业融资约束等途径促进企业高质量出口。目前,学界关于银企地理邻近能否促进出口产品结构升级,通过何种途径实现上述作用,以及促进效果在企业间、地区间是否具有异质性问题,还缺乏深入的分析。鉴于此,本文利用我国微观企业和商业银行数据,探讨银企地理邻近对出口产品结构升级的影响及其微观机制。

本文的边际贡献在于:第一,揭示了银企地理邻近对出口产品结构升级产生影响的信息不对称及融资约束机制。第二,异质性分析结论具有明确的政策启示。研究发现,银企地理邻近对出口产品结构升级具有促进效果,这种促进效果在非中心城市、县域地区、民营企业、中小型企业中更明显,这一结论为政府引导银行网点向基层迁移提供了数据支撑。第

三,发现金融科技可以缓解地理距离造成的空间阻碍,揭示加快金融科技建设的必要性并提供相关经验证据。

一、文献综述和研究假说

当前,学界关于银企地理邻近与出口产品结构升级的研究主要包括两个方面:一是金融发展(或融资约束)与出口产品结构的关系研究。尽管在新贸易理论框架中刻画金融与出口产品结构的关系较为困难,但这一领域的核心概念可以借助金融与贸易模式(即一国基于其比较优势,倾向于出口劳动密集型产品还是资本密集型产品,换言之,是专注于低技术产品还是高技术产品)之间的理论模型进行解释。Ju等基于两部门的HO模型框架解释了金融发展影响贸易模式的原因^[3]。Beck基于65个国家的面板数据,使用私人部门信贷占GDP的比重量金融发展水平,发现金融发展水平与制造业产品出口占产品总出口的比例呈显著正相关^[4]。Manova基于107个国家分行业出口数据的研究发现,行业的外部融资依赖越高、可抵押资产越少,越能从金融发展中受益^[5]。Carluccio等基于法国企业的数据研究发现,金融发展提高了复杂产品的比较优势^[6]。国内学者基于宏观数据的研究结论与上述文献结论基本一致^[7-8]。相比之下,学界基于微观数据的研究较少。二是银企地理邻近与企业贷款可得性研究。部分学者认为,银行和企业之间的地理距离是影响企业获得信贷资源的障碍之一。地理距离会对交通成本、信息搜集成本和贷款监督成本造成影响,从而增加银企之间的信息不对称^[9]。而企业和银行间的地理位置越接近,越有利于降低银行对潜在借款人“软信息”(商誉、企业主个人信用、当地营商环境等)的搜集和传递难度,从而增加企业贷款可得性^[10]。以上观点得到大量实证文献的支撑。例如,Agarwal等基于美国中小型企业贷款申请数据的研究发

现,银企之间地理邻近有利于银行搜集潜在借款人的“软信息”,故与银行邻近的企业更容易获得信贷^[11]。除此之外,其他学者分别提供了来自英国、德国、瑞典以及中国微观企业的证据^[12-15]。

银企地理邻近是如何影响出口产品结构升级的?出口产品结构升级意味着出口产品种类由低端向高端迈进,这一进程有赖于信贷资金的支持。因此,本文认为银企地理邻近可以通过减少信息不对称、缓解融资约束渠道,促进出口产品结构升级。鉴于此,本文提出假说H1和假说H2:

H1:银企地理邻近有助于出口产品结构升级。

H2:银企地理邻近通过减少信息不对称、缓解融资约束渠道发挥促进出口产品结构升级的作用。

由于地理区位、企业所有制和自身禀赋等因素,非中心城市、县域地区、民营企业、中小型企业获得信贷支持的难度相对较大,它们更加依赖自身“软信息”能被银行有效搜集。因此,银企地理邻近对非中心城市、县域地区、民营企业、中小型企业的出口产品结构升级的影响更显著。此外,从信息经济学的角度来看,金融科技创新可以提升银行的信息搜集效率和信息处理效率。因此,在金融科技水平较高的地区,地理区位对出口产品升级的影响较弱。鉴于此,本文提出假说H3:

H3:银企地理邻近的效果在非中心城市、县域地区、民营企业、中小型企业中更加显著,但在金融科技水平较高地区的影响较弱。

二、数据说明和研究设计

(一)计量模型

为考察银企地理邻近对出口产品结构升级的影响,本文构建如下双向固定效应模型:

$$LNETC_{i,t} = \alpha + \beta_1 Proximity_{i,t} + \gamma Z_{i,t} +$$

$$\mu_i + year_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*代表企业和年份。*LNETC*是出口产品结构,主要使用加权到企业层面的出口技术复杂度对数值表示。*Proximity*是银企地理邻近,主要使用银企地理最近距离的相反数表示。*Z*是控制变量矩阵,具体包括:企业规模、企业年龄、行业竞争、外资占比、固定资产比例、劳动生产率等。 α 是常数项, μ 和*year*分别代表企业、年份层面的固定效应, ϵ 是残差项。

(二)数据说明

本文数据主要源于2000—2013年中国工业企业库与中国海关进出口数据库的匹配数据、国家金融监督管理总局“金融许可证信息系统”数据、联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade)数据。其中,中国工业企业库主要提供企业财务、企业地址等信息,中国海关进出口数据库提供进出口信息,国家金融监督管理总局“金融许可证信息系统”提供商业银行地址、成立时间等信息,UN Comtrade提供国家一产品维度贸易信息,用以计算产品层面的技术复杂度。中国工业企业库和中国海关进出口数据库的匹配数据参考Yu^[16]的逐步匹配法,依次以企业名称、邮编和电话号码后七位等信息匹配。对匹配数据进行如下筛选:(1)删除出口金额小于100美元、数量小于等于1的样本;(2)剔除出口目的地是本国的非实际出口样本;(3)删除名称中包含“贸易”“商贸”“工贸”“国贸”等字样的贸易代理商^[17];(4)因为HS八位码的后两位被频繁调整,不利于跨年匹配,所以将HS八位码与国际六位码对齐,统一采用HS1996(也就是说,本文所讨论的是HS六位码出口产品);(5)用年度平均汇率统一货币单位;(6)以省级生产价格指数和固定资产投资价格指数对相应变量进行价格平减处理,将行业代码统一为2002年标准;(7)删除从业人员不足8人、总资产低于

总负债、关键变量缺失或异常(小于等于0)、开业时间早于1949年的不合理样本^[18]; (8)删除定位精确度较低的样本,即仅能定位到区县或城市级别的数据; (9)为减少离群值干扰,删除地理面积过大或者过小(上下5%)的区县; (10)删除2010年的数据(因为该年度中国工业企业库的变量缺失严重)。经过上述数据筛选流程,最终获得104 220家出口企业的360 951个观测值。

(三) 变量说明

1. 出口产品结构

出口产品结构的度量方法包括资本密集型产品占比^[19]、高技术产品出口占比^[20]、出口技术复杂度^[21]等。前两种方法在产品层面的分类较为粗糙,在度量微观企业产品结构时会造成大量0或1尾部数据。“出口技术复杂度”的度量方法对产品的分类可精确到HS六位码或八位码,因而,近年来被广泛用于度量出口产品结构升级^[22-23]。本文主要采用“出口技术复杂度”指标,该指标的说明如下:

一是计算产品层面的技术复杂度 $PRODY$:

$$PRODY_k = \frac{\sum_c (x_{kc}/X_c)}{\sum_c (x_{kc}/X_c)} GDP_c \quad (2)$$

其中, k 是HS六位码产品, x_{kc}/X_c 代表 c 国出口产品 k 的出口价值占 c 国总出口的比重。 $\sum_c (x_{kc}/X_c)$ 表示所有国家的出口产品 k 在该国总出口的比重之和。 GDP_c 为 c 国人均实际GDP。 $PRODY$ 是出口产品维度的技术复杂度,相当于以各国在出口产品 k 上的比较优势为权重计算的人均实际GDP加权平均。显然,如果某产品由高收入国家出口为主,那么该产品 $PRODY$ 会更高。HS六位码的产品出口数据来自UN Comtrade数据库。因为出口产品维度的 $PRODY$ 是由宏观贸易数据计算得到,所以单个出口产品的 $PRODY$ 对所有企业而言是相同的。正是因为有此特性,所

以当把出口产品维度的 $PRODY$ 加权到企业维度时,该指标便可以反映企业的出口产品结构情况。

二是以企业的产品出口价值为权重计算企业层面的出口技术复杂度并取对数($LNETC$):

$$LNETC_i = \ln \left[\sum_k \left(\frac{x_{ki}}{x_i} PRODY_k \right) \right] \quad (3)$$

如果某个企业产品的出口技术复杂度($LNETC$)较高,表明该企业的出口产品种类总体技术水平较高,也就是产品结构较好。因此,本文用加权到企业维度的出口技术复杂度来度量出口产品结构升级。

2. 银企地理邻近

本文借鉴Backman等^[24]的做法,使用企业与本省最邻近银行网点的地理距离的相反数作为银企地理邻近($Proximity$)的代理变量。 $Proximity$ 数值越大,代表企业和银行在地理位置上越接近。具体过程如下:首先,使用百度地图API地理编码功能将银行和企业的地址文本信息转化为经纬度。其次,使用Python编程计算企业在不同年份与本省所有银行的地理距离,再从中筛选出企业一年份层面的最短银企地理距离,取相反数就可得到地理邻近指标 $Proximity$ 。其中,企业地址信息来自中国工业企业库,由省、市、区县、街道相加得到;银行地址信息来自国家金融监督管理总局“金融许可证信息系统”。本文删除政策性银行信息(政策性银行极少发放商业贷款)。之所以计算同城银企地理邻近,是因为存在信贷市场分割^[25]。①

3. 控制变量

为缓解遗漏变量问题,本文将控制变量设定为:(1)企业规模($Size$),采用总资产(百万元)取对数表示;(2)企业年龄(Age),采用样本年份减去开业年份并取对数表示;(3)行业竞争(HHI),使用两位数行业代码下的赫芬达尔指数表示, $HHI = \sum_{i=1}^n x_i^2$,其中 x_i 为企业销售产值

占行业销售产值的比重, HHI 越大,表明市场竞争越激烈;(4)外资占比($Foreign$),采用外商和港澳台资本占实收资本的比重表示;(5)固定资产比例($FATA$),采用固定资产占总资产比重表示;(6)劳动生产率(LP),使用工业总产值除以从业人数并取对数表示。主要变量的描述性统计如表1所示,所有变量进行上下1%缩尾处理。

表1 主要变量描述性统计

变量	标识	计算方法	观测值	均值	标准差
出口产品结构	$LNETC$	出口技术复杂度的对数值	360 951	9.723	0.560
银企地理邻近	$Proximity$	最近银企地理距离的相反数	360 951	-1.214	1.272
企业规模	$Size$	总资产(百万元)取对数	360 951	3.729	1.406
企业年龄	Age	样本年份减去开业年份取对数	360 951	1.965	0.725
行业竞争	HHI	赫芬达尔指数	360 951	0.002	0.002
外资占比	$Foreign$	外商与港澳台资本除以实收资本	360 951	0.377	0.455
固定资产比例	$FATA$	固定资产除以总资产	360 951	0.266	0.174
劳动生产率	LP	工业总产值除以从业人数取对数	360 951	5.556	0.995

注:表1的变量经过上下1%缩尾处理。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	$LNETC$	$LNETC$
$Proximity$	0.002 2*** (0.000 9)	0.002 3*** (0.000 9)
$Size$		-0.003 4** (0.001 5)
Age		0.000 8 (0.002 1)
HHI		-2.630 9*** (0.434 1)
$Foreign$		0.005 0** (0.002 1)
$FATA$		0.020 3*** (0.005 3)
LP		0.003 6*** (0.001 1)
常数项	9.753 5*** (0.004 3)	9.742 6*** (0.008 6)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	360 951	360 951
R^2	0.042 1	0.042 5

注:括号内为企业层面聚类稳健标准误。*、**、***分别代表10%、5%、1%水平上显著。下同。

三、实证结果分析

(一)基准回归

基准回归的估计结果如表2所示。由表2列(1)、列(2)可知,无论是否考虑控制变量, $Proximity$ 估计系数始终在1%水平下显著为正,表明银企地理邻近能够促进出口产品结构升级。假说H1得到初步证明。

(二)内生性检验

1. 遗漏变量和双向因果

遗漏变量和双向因果是本文主要的内生性来源。参考金友森等^[26]的做法,使用1937年各个城市的银行密度(银行分支机构数量与地理面积之比)与年份交互项作为工具变量(该变量有一定左偏,加1取对数处理)。使用1937年的银行密度的合理性在于:一是在相关性方面,1937年,我国各个城市的银行密度可以衡量不同地区的金融基础。历史上金融基础良好的地区更容易发展起现代银行业,因此,如今的银企地理距离较短。二是在外生性方面,1937年,我国奉行战时对外贸易政策,出口企业的生产经营受行政权力制约,自主选择余地较小(注:历史截面数据被固定效应吸收,将其与年份交互;1937年的银行数据来自《全国银行年鉴(1934—1937)》)。

两阶段最小二乘法回归结果如表3所示。由表3列(1)可知,第一阶段回归的1937年的银行密度与 $Proximity$ 呈正相关,表明历史上金融

基础越好的地区,其现代银行业网点也越多,从而银企在地理位置上越邻近。由表3列(2)可知,*Proximity*的估计系数显著为正,表明在处理内生性以后,主要结论依然成立。

表3 两阶段最小二乘法

变量	(1)	(2)
	1937年的银行密度 一阶段 <i>Proximity</i>	二阶段 <i>LNETC</i>
<i>Proximity</i>		0.046 4** (0.021 5)
<i>Bank1937*Year</i>	0.292 8*** (0.036 2)	
常数项	-2.856 3*** (0.122 4)	9.827 3*** (0.042 0)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	360 951	360 951
R^2	0.048 8	0.022 0

2. 样本选择

出口企业与内销企业的样本选择差异可能对本文的估计结果造成干扰。为此,使用Heckman两阶段的方法进行处理。Heckman第一阶段样本包含出口企业和内销企业,以企业是否出口的虚拟变量(*Export*)为因变量,采用Probit模型估计企业出口概率,计算逆米尔斯比率(*IMR*)。根据常规做法,加入企业上一期是否出口的虚拟变量(*L.Export*)作为额外控制变量。Heckman第二阶段将*IMR*纳入回归模型中进行估计。由表4列(1)可知,*Proximity*估计系数显著为正,表明银企地理邻近提高了企业出口概率,其原因在于金融服务支持帮助企业降低了市场进入成本。由表4列(2)可知,*IMR*估计系数不显著,表明本研究不存在明显的样本选择偏差问题,*Proximity*估计系数显著,且其大小相比于基准回归变化不大,表明本文主要结论依然成立。

表4 Heckman两阶段回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段 <i>Export</i>	第二阶段 <i>LNETC</i>
<i>Proximity</i>	0.039 2*** (0.001 4)	0.003 3*** (0.001 0)
<i>IMR</i>		0.000 2 (0.001 0)
<i>L.Export</i>	2.453 5*** (0.003 9)	
常数项	-2.811 4*** (0.261 5)	9.702 0*** (0.010 3)
控制变量	是	是
企业固定效应	否	是
年份固定效应	是	是
观测值	1 646 753	292 075
R^2	0.584 7	0.042 4

注:Heckman第一阶段Probit模型无法添加过多个体虚拟变量。本文添加了城市、行业和年份的虚拟变量以缓解遗漏变量问题。

(三) 稳健性检验

1. 更换出口产品结构度量方法

一是采用国内附加值修正。参考苏庆义^[27]的做法,采用出口国内附加值(*DVAR*)和出口技术复杂度的乘积($DVAR \times LNETC$)作为替代指标。*DVAR*反映了国内企业在参与全球价值链分工时,由国内生产环节所创造的附加值,该指标介于[0, 1]。其数值越大,表明国内生产环节创造的附加值越高。鉴于*DVAR*计算所需的中间投入变量仅限于2008年前的中国工业企业库数据,因此,本部分样本范围限定为2000—2007年存在进口行为的出口企业。由表5列(1)可知,*Proximity*估计系数显著为正,表明经国内附加值修正,银企地理邻近仍能促进出口产品结构升级,证明了本文结论的稳健性。

二是采用国内技术含量进行修正。参考李俊青等^[28-29]的做法,使用分行业的国内完全技术含量占复合完全技术含量的比例(*DCTC*)与出口技术复杂度的乘积($DCTC \times LNETC$)作为替代指标。与前文*DVAR*类似,采用*DCTC*

度量国内生产环节贡献的技术水平,该指标介于 $[0, 1]$,其数值越大,表明国内生产环节贡献的技术含量越高。由表5列(2)可知,*Proximity*估计系数显著为正,表明经国内技术含量修正,银企地理邻近仍能促进出口产品结构升级,证明了本文结论的稳健性。

三是采用产品质量进行修正。由于出口技术复杂度未能涵盖不同企业间的产品质量差异,因此,采用需求函数回归推断法来测算出口产品质量(*Quality*),并将其与出口技术复杂度($Quality \times LNETC$)的乘积作为替代指标。由表5列(3)可知,银企地理邻近的估计系数显著

为正,表明即使在考虑了企业产品质量的异质性信息以后,本文主要结论依然成立。

四是用资本密集型产品出口占比作为替代指标。资本密集型产品出口占比也能够用来度量出口产品结构升级^[30],本节根据联合国标准国际贸易分类(SITC),将SITC第五类和第六类的产品视为资本密集型产品,其余归为初级产品和劳动密集型产品。资本密集型产品的占比位于 $[0, 1]$,由于该指标在企业层面存在大量的0或1尾部数据,本文采用Tobit模型估计。由表5列(4)可知,银企地理邻近可以提升资本密集型产品出口比例,证明本文结论具有稳健性。

表5 稳健性检验结果(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	附加值修正	国内技术含量修正	产品质量修正	资本密集型
<i>Proximity</i>	0.019 9*	0.004 1***	0.004 3*	0.143 5***
	(0.010 7)	(0.001 5)	(0.002 3)	(0.001 9)
常数项	7.172 2***	5.918 9***	5.570 4***	-1.594 7***
	(0.165 0)	(0.017 2)	(0.025 0)	(0.015 7)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	660 25	354 536	360 951	360 949
R^2	0.132 2	0.040 7	0.035 6	0.063 3

注:列(1)样本时间是2000—2007年。列(4)使用Tobit模型,其余为OLS模型。

2. 替换解释变量

使用在企业5 km、10 km、20 km范围内银行网点数量加1取对数(*Rim5*、*Rim10*和*Rim20*)作为替代自变量。企业周边银行数量越多,表示企业和银行在地理位置上越邻近。由表6列(1)和列(2)可知,*Rim5*、*Rim10*的估计系数显著为正,表明替换自变量以后,银企地理邻近仍然可以促进企业出口产品结构升级。当周边半径扩大到20 km时,表6列(3)中*Rim20*的估计系数不显著。可能的原因是,企业信贷资源的获得范围存在地理阈值,当企业与银行网点距离超过一定阈值时,银行网点数量指标将包含大量混杂信息。

表6 稳健性检验结果(二)

变量	(1)	(2)	(3)
	周边 5 km <i>LNETC</i>	周边 10 km <i>LNETC</i>	周边 20 km <i>LNETC</i>
<i>Rim5</i>	0.002 8** (0.001 4)		
<i>Rim10</i>		0.004 3** (0.001 8)	
<i>Rim20</i>			0.003 9 (0.002 4)
常数项	9.731 5*** (0.009 1)	9.723 4*** (0.010 4)	9.720 5*** (0.013 9)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	360 951	360 951	360 951
R^2	0.042 5	0.042 5	0.042 5

3. 其他稳健性检验

一是保留2008年金融危机之前的样本。2007年后,中国工业企业库的数据质量有所下滑,并且我国企业在出口规模、出口参与、出口结构等方面受到金融危机的显著冲击,故本文仅保留2000—2007年样本。由表7列(1)可知,*Proximity*估计系数显著为正,表明排除中国工业企业库的数据质量和金融危机影响以后,本文结论依然成立。

二是剔除银企地理距离过小的样本。地址详细程度会影响百度地图API定位精确度,当银行和企业提供的地址信息过于宽泛或过于接近(如“北京市AA路”)时,它们可能会被定位到相同或者极为接近的经纬度上,从而导致计算得出的银企地理距离较小。因此,本文剔除地理距离小于100 m的样本。由表7列

(2)可知,*Proximity*估计系数显著为正,表明在剔除银企地理距离过小的样本之后,本文结论依然成立。

三是保留精确度最高的样本。本文样本中的49%的企业可以定位到门牌号,51%的企业可以定位到园区或村。为进一步排除定位精确度问题可能对回归结果造成的干扰,本文仅保留精确度最高的49%的企业地址。由表7列(3)可知,*Proximity*估计系数显著为正,表明保留精确度最高的企业样本,本文结论依然成立。

四是高维固定效应。为进一步缓解遗漏变量可能导致的内生性问题,本文添加了省份一年份、行业一年份的高维固定效应。由表7列(4)可知,*Proximity*估计系数显著为正,且数值变化不大,表明本文基准回归的结论较为稳健。

表7 稳健性检验结果(三)

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	2007年之前	剔除距离过小	精确度最高	高维固定效应
	<i>LNETC</i>	<i>LNETC</i>	<i>LNETC</i>	<i>LNETC</i>
<i>Proximity</i>	0.003 7*** (0.001 2)	0.001 9** (0.000 9)	0.005 4*** (0.001 9)	0.002 1** (0.000 8)
常数项	9.694 8*** (0.015 6)	9.743 2*** (0.009 0)	9.796 9*** (0.014 7)	9.720 7*** (0.008 7)
控制变量	是	是	是	是
省份×年份固定效应	否	否	否	是
行业×年份固定效应	否	否	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	132 547	331 464	151 089	332 301
R^2	0.074 8	0.041 9	0.039 8	0.895 8

注:列(4)使用Stata的`reghdfe`命令回归,行业竞争变量被行业一年份固定效应吸收。

四、机制判断

(一)信息不对称

参考Ryan等^[31]的做法,采用无形资产与固定资产的比值(*Intangible*)度量信息不对称的程度。该比值越大,表明企业资产结构中的无

形资产相对可抵押资产越多,银行对借款企业进行价值评估的难度越高,从而信息不对称的程度越高。由于中国工业企业库中的数据仅在2008年之前汇报了无形资产变量,故本部分的样本数据时间范围限定在2000—2007年。*Intangible*外生性较强,适宜用调节效应进行检

验。由表8列(1)可知, *Proximity* 和 *Intangible* 交互项系数显著为正,表明银企地理邻近对出口产品结构升级的促进作用随着企业信息不对称程度的加深而越发显著。可能的原因是,信息透明度较低的企业更加依赖“软信息”来获得贷款,而银企地理邻近有助于银行搜集企业“软信息”。故企业信息不对称程度越大,银企地理邻近发挥的作用也越大。

表8 机制判断

	(1)	(2)
变量	信息不对称 <i>LNETC</i>	融资约束 <i>LNETC</i>
<i>Proximity</i>	0.003 2*** (0.001 1)	0.009 4*** (0.002 9)
<i>Proximity* Intangible</i>	0.001 3** (0.000 5)	
<i>Proximity* SA</i>		0.003 5*** (0.001 3)
<i>Intangible</i>	0.000 1 (0.000 3)	
<i>SA</i>		0.011 4*** (0.003 7)
常数项	9.709 4*** (0.013 7)	9.755 8*** (0.009 9)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	170 717	360 951
R^2	0.073 1	0.042 6

注:列(1)样本时间为2000—2007年。由于SA指数由Size和Age计算得到,列(2)中并未控制Size和Age。

(二)融资约束

鉴于中国工业企业库的数据可得性,本文采用SA指数衡量企业融资约束程度,SA指数外生性较强,同样可以采用调节效应进行检验。 $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,其中,Size为企业总资产(以百万元为单位)的对数值,Age为企业年龄的对数值。参考Hadlock等^[32]的观点,SA指数为负且数值越大,表明融资约束越严重。由表8列(2)可知,*Proximity*和SA指数交互项系数显著为正,表

明企业融资约束越严重,银企地理邻近对出口产品结构升级的促进作用越强。以上两种机制判断的回归结果表明,减少信息不对称、缓解融资约束是银企地理邻近促进出口产品结构升级的微观机制。假说H2得到验证。

五、异质性分析

(一)非中心城市

本文将直辖市和省会城市归为中心城市,与非中心城市(*NoCenter*)相比,我国的中心城市表现出明显的金融集聚现象。根据《中国城市统计年鉴》,我国30多个中心城市在2013年的贷款额占全国总贷款的49%左右,这一比例到2020年微弱下降为48.6%。相比之下,非中心城市的金融资源相对薄弱,位于此类城市的企业获取贷款的难度更高,地理距离对出口产品结构升级的影响更显著。为此,构建银企地理邻近和非中心城市交互项。由表9列(1)可知,*Proximity*和*NoCenter*的交互项系数显著为正,表明对非中心城市的企业而言,银企地理邻近更能促进出口产品结构升级。

(二)县域地区

同一城市内部的县域地区和城区的金融资源覆盖度也有较大不同。与城区相比,由于县域地区金融资源相对薄弱,银企地理距离可能对县域企业出口产品结构升级的影响更显著。为此,构造虚拟变量*County*,取1为县域地区,取0为城区,构建银企地理邻近和县域地区交互项。由表9列(2)可知,*Proximity*和*County*交互项的估计系数显著为正,表明县域地区银企地理邻近对出口产品结构升级的促进效果比城区更显著。

(三)民营企业

可能因为“所有制歧视”或“规模歧视”,民营企业比国有企业和外资企业获得贷款的难度更大。根据实收资本,以国有资本占总资本比重超过50%来定义国有企业,以外商和港澳台

资本占实收资本比重超过25%来定义外资企业,将非国有、非外资的企业定义为民营企业。记虚拟变量 *Private*,取1代表民营企业,取0代表其他企业,建立银企地理邻近与民营企业交互项。由表9列(3)可知, *Proximity* 和 *Private* 交互项的估计系数显著为正,表明银企地理邻近促进出口产品结构升级的作用在民营企业中更加显著。

(四)企业规模

相对于大型企业而言,中小型企业

在市场中处于劣势地位,申请贷款的成功率更加依赖银行通过地理邻近获取企业“软信息”,因此,银企地理邻近对中小型企业出口产品结构升级的影响更显著。银企地理距离越小,越有利于搜集和传递企业“软信息”。构建银企地理邻近与企业规模的交互项。由表9列(4)可知, *Proximity* 和 *Size* 的交互项系数显著为负,表明银企地理邻近对出口产品结构的促进作用随着企业规模的上升而下降,表明银企地理邻近更能促进中小型企业的出口产品结构升级。

表9 异质性分析回归结果

变量	(1) 非中心城市 <i>LNETC</i>	(2) 县域地区 <i>LNETC</i>	(3) 民营企业 <i>LNETC</i>	(4) 企业规模 <i>LNETC</i>	(5) 金融科技 <i>LNETC</i>
<i>Proximity</i>	-0.001 9 (0.002 3)	0.001 4 (0.000 9)	0.001 4 (0.001 0)	0.006 7*** (0.002 2)	0.003 0*** (0.001 0)
<i>Proximity</i> × <i>NoCenter</i>	0.004 9** (0.002 5)				
<i>Proximity</i> × <i>County</i>		0.005 8** (0.002 5)			
<i>Proximity</i> × <i>Private</i>			0.002 1* (0.001 2)		
<i>Proximity</i> × <i>Size</i>				-0.001 3** (0.000 6)	
<i>Proximity</i> × <i>Fintech</i>					-0.001 2* (0.000 6)
<i>NoCenter</i>	0.053 2 (0.043 8)				
<i>County</i>		-0.005 3 (0.019 0)			
<i>Private</i>			0.002 9 (0.002 8)		
<i>Fintech</i>					0.001 7 (0.001 2)
常数项	9.701 6*** (0.034 5)	9.743 0*** (0.008 7)	9.741 6*** (0.008 8)	9.748 6*** (0.008 9)	9.743 4*** (0.008 6)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	360 951	358 178	360 951	360 951	360 951
<i>R</i> ²	0.042 6	0.042 3	0.042 6	0.042 6	0.042 6

(五)金融科技

从信息经济学视角来看,金融科技的发展提高了银行的信息处理能力,有助于缓解信息不对称的问题,减少因地理距离造成的信息阻碍。参考李春涛等^[33]的做法,将48个与金融科技相关的关键词与中国所有城市进行匹配,并利用百度新闻高级搜索功能统计各城市每年相关新闻的数量(加1后取对数),以此度量城市金融科技发展水平(*Fintech*)。构建银企地理邻近与金融科技水平交互项。由表9列(5)可知,*Proximity*和*Fintech*交互项系数显著为负,表明在金融科技较为发达的城市,银企地理邻近对出口产品结构升级的促进效果不显著。同时,表明地理距离造成的信息不对称和融资约束等问题,能够通过金融科技的发展得到缓解。

六、结论与启示

出口产品结构升级是我国成为贸易强国的必由之路,本文基于2000—2013年中国工业企业库、中国海关进出口数据库、国家金融监督管理总局“金融许可证信息系统”、UN Comtrade等多套数据,探讨了银企地理邻近对出口产品结构升级的影响及其机制。研究表明,银企地理邻近通过减少信息不对称、缓解融资约束渠道促进了出口产品结构升级。以上促进作用,在中心城市、县域地区、民营企业和中小型企业中的效果更加显著,而在金融科技发达的城市中效果较弱。基于以上研究结论,本文得出如下研究启示:

第一,根据实体经济的地理分布进一步优化银行网点布局。相对中心城市和城区而言,在金融服务薄弱地区的银行网点能够更好地发挥对出口产品结构升级的作用。政府出于提高金融覆盖率的考虑,近年来已经在推进银行网点向基层下沉的工作。今后,可以考虑根据中小型企业地理分布现状继续优化银行网点布局,如增强对城市边缘工业区的金融服务。

第二,金融科技的发展缓解了信息不对称,提高了金融的可达性和便利性。因此,除了继续优化银行网点布局以外,金融科技也可以从技术层面减少地理距离造成的信息屏障。搭建“数字+物理”的金融服务体系,强化物理网点和金融科技的协调配合,进一步增强金融服务对出口产品结构升级的促进作用。从而不断增强内外双循环联动效应,助力我国实现世界贸易强国目标。

[注释]

- ① 李世刚(2021)验证了市级信贷市场分割的存在。因而,本文同样计算了同城的银企地理邻近,所有回归结果几乎一致。不论市场分割范围如何,刚好位于边界的企业银企地理距离的测算才会受到影响,而这对回归结果的干扰可以忽略不计。

[参考文献]

- [1] 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(11):174-190.
- [2] 盛斌,王浩.银行分支机构扩张与企业出口国内附加值率:基于金融供给地理结构的视角[J].中国工业经济,2022(2):99-117.
- [3] Ju J D, Wei S J. When is quality of financial system a source of comparative advantage? [J]. Journal of International Economics, 2011, 84(02): 178-187.
- [4] Beck T. Financial development and international trade: is there a link? [J]. Journal of International Economics, 2002, 57(01): 107-131.
- [5] Manova K. Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade [J]. Review of Economic Studies, 2013, 80(02): 711-744.
- [6] Carluccio J, Fally T. Global sourcing under imperfect capital markets [J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(03): 740-763.
- [7] 方显仓,曹政.行业融资依赖、地区金融深化与中国制造业出口优势[J].世界经济研究,2018(8):17-27,135.
- [8] 盛雯雯.金融发展与国际贸易比较优势[J].世界经济,2014(7):142-166.
- [9] Almazan A. A model of competition in banking: bank capital vs expertise [J]. Journal of Financial Intermediation,

- 2002,11(01):87-121.
- [10] Hauswald R, Marquez R. Competition and strategic information acquisition in credit markets[J]. *The Review of Financial Studies*,2006,19(03):967-1000.
- [11] Agarwal S,Hauswald R.Distance and private information in lending[J].*The Review of Financial Studies*,2010,23(07):2757-2788.
- [12] Lee N, Brown R. Innovation, SMEs and the liability of distance:the demand and supply of bank funding in UK peripheral regions[J]. *Journal of Economic Geography*,2017,17(01):233-260.
- [13] Flögel F.Distance and modern banks' lending to SMEs: ethnographic insights from a comparison of regional and large banks in Germany[J]. *Journal of Economic Geography*,2018,18(01):35-57.
- [14] Kärnä A, Manduchi A, Stephan A. Distance still matters: local bank closures and credit availability[J].*International Review of Finance*,2021,21(04):1503-1510.
- [15] 李志生,金陵,孔东民.分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策[J]. *经济研究*,2020(10):141-158.
- [16] Yu M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity:evidence from Chinese firms[J].*The Economic Journal*,2015,125(585):943-988.
- [17] Ahn J,Khandelwal A K,Wei S J.The role of intermediaries in facilitating trade[J].*Journal of International Economics*,2011,84(01):73-85.
- [18] Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*,2012,97(02):339-351.
- [19] 傅朝阳,陈煜.中国出口商品比较优势:1980-2000[J]. *经济学(季刊)*,2006(1):579-590.
- [20] Lall S. The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98[J]. *Oxford Development Studies*,2000,28(03):337-369.
- [21] 周茂,李雨浓,姚星,等.人力资本扩张与中国城市制造业出口升级:来自高校扩招的证据[J]. *管理世界*,2019(5):64-77,198-199.
- [22] Hausmann R,Hwang J,Rodrik D.What you export matters [J].*Journal of Economic Growth*,2007,12(01):1-25.
- [23] 孙天阳,陆毅,成丽红.港口管理“放管服”改革与出口结构升级[J]. *世界经济*,2022(3):134-160.
- [24] Backman M, Wallin T. Access to banks and external capital acquisition:perceived innovation obstacles[J].*The Annals of Regional Science*,2018,61(01):161-187.
- [25] 李世刚.中国信贷市场的地区分割:来自城市股票交易与企业信贷联动的证据[J]. *世界经济文汇*,2021(2):37-53.
- [26] 金友森,许和连.银企距离对企业出口行为的影响研究[J]. *经济科学*,2021(5):84-98.
- [27] 苏庆义.中国国际分工地位的再评估:基于出口技术复杂度与国内增加值双重视角的分析[J]. *财经研究*,2016(6):40-51.
- [28] 李俊青,苗二森.不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度[J]. *中国工业经济*,2018(12):115-133.
- [29] 齐俊妍,王岚.贸易转型、技术升级和中国出口品国内完全技术含量演进[J]. *世界经济*,2015(3):29-56.
- [30] 邱光前,马双.最低工资标准提高对企业出口结构的影响[J]. *世界经济文汇*,2019(1):17-39.
- [31] Ryan R M, O' Toole C M,McCann F.Does bank market power affect SME financing constraints? [J]. *Journal of Banking & Finance*,2014,49:495-505.
- [32] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints:moving beyond the KZ index[J].*The review of financial studies*,2010,23(05):1909-1940.
- [33] 李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新:新三板上市公司的证据[J]. *中国工业经济*,2020(1):81-98.