

# 地方金融自由化如何影响中国企业出口?: 以城市商业银行发展为例<sup>\*</sup>

毛其淋 王 澍

**内容提要** 改革开放四十年来,中国创造了出口贸易发展的奇迹,文章从地方金融自由化视角对中国企业出口扩张提供一种可能的解释。以城市商业银行的设立为研究背景,文章采用1998~2013年中国工业企业数据进行实证研究发现,地方金融自由化不仅显著提高了企业出口概率,而且对企业出口规模扩张具有明显的促进作用,这一结论在处理潜在的样本选择偏差和内生性问题后依旧成立。异质性分析表明,地方金融自由化的出口扩张效应对于民营企业、一般贸易企业和外部融资依赖度高的企业而言更加明显。此外,文章还将城商行的设立作为准自然实验,采用倍差法进行估计,结果也表明地方金融自由化显著促进了企业出口规模的扩张,并且这一促进效应随着城市商业银行设立时间的延长而增强。进一步的影响机制检验表明,地方金融自由化通过缓解企业面临的融资约束问题,促进了企业出口规模扩张。文章的研究结论有助于深入理解地方金融发展与企业出口的内在联系,同时为客观评估地方性金融机构的设立以及企业的出口效应提供了经验证据。此外,文章对地方金融性机构的政策调整也具有重要的启示意义。

**关键词** 地方金融自由化 城市商业银行 企业出口 倍差法

**作者单位** 1. 南开大学国际经济研究所 2. 南开大学经济学院

DOI:10.13516/j.cnki.wes.20190809.004

## 一、引言

自改革开放以来,中国出口贸易保持了近四十年的高速增长,创造了出口贸易发展的奇迹。对于大部分发达国家而言,出口的快速扩张需要良好的金融体系及资本市场作为支撑(Goldsmith, 1969)。然而,在中国出口快速增长期间,其金融体系却并不是十分健全,甚至是处于极其落后的状态(Long 和 Zhang, 2011)。近年来,在整体金融市场发展较差的情况下,中国地方政府大力推行建设以地方银行业为核心的地方性金融机构,各地涌现出了诸多城市商业银行、农村商业银行和农村信用社等机构。2018年末召开的中央经济工作会议更是明确了2019年的重点工作任务,提出“要以金融体系结构调整优化为重点深化金融体制改革,发展民营银行和社区银行,推动城商行、农商行、农信社业务逐步回归本源”。在这当中,尤其值得关注的是城市商业银行(以下简称城商行),它作为直接受地方政府控制的金融机构,在很大程度上代表了地方金融自由化的程度。与此同时,中国的出口规模迅速扩张,出口额从1998年的15 223.6亿元增长到2013年的137 131.4亿元<sup>①</sup>。对此我们感兴趣的一个问题是,地方金融自由化是否有助于促进中国企业出口?如果是,那么背后可能的作用机制是什么?

<sup>\*</sup> 本文得到国家自然科学基金项目“中国外资进入自由化、创新驱动与制造业企业转型升级研究”(项目编号:71773055)、国家社会科学基金重大项目“新旧动能转换机制设计及路径选择研究”(项目编号:18ZDA078)、中央高校基本科研业务费专项资金项目“双向直接投资与中国制造业企业竞争力”(项目编号:63192144)、天津市青年拔尖人才支持计划以及南开大学百名青年学科带头人培养计划的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

<sup>①</sup> 数据来源:中华人民共和国国家统计局。

本文所讨论的金融自由化主要是指政府放宽对金融体系及金融市场的过分干预,减少对金融领域的抑制或扭曲,充分发挥金融市场的资源配置及调节作用(Shaw, 1969)。而城商行的设立为本文研究地方金融自由化与企业出口的关系提供了不可或缺的研究背景。本文利用1998~2013年中国工业企业数据库以及城市商业银行分支机构数进行实证研究发现,以城市商业银行发展程度为代表的地方金融自由化对当地企业出口规模及出口决策有明显的促进作用,这种促进作用主要是通过缓解企业融资约束问题而实现的。此外,地方金融自由化对民营企业以及对外部融资依赖程度高的企业的出口促进效果更为明显。

目前,国内外文献大多聚焦在融资约束与企业出口的关系上,并且基本上认为融资约束对企业的出口具有抑制作用。但是,鲜有学者关注地方金融自由化是否以及如何影响企业出口行为。本文的研究特色还体现在以下几个方面:第一,本文深入研究地方金融自由化问题,并使用相对外生的城商行分支机构数对地方金融自由化程度进行测度,以此讨论其对中国企业出口的影响,在一定程度上避免了内生性问题。第二,本文利用1998~2013年最新微观企业层面数据研究地方金融自由化影响企业出口的作用机制,发现地方金融自由化是通过缓解企业面临的融资约束进而对企业出口产生促进作用,这有助于我们深化对地方金融自由化与企业出口内在关系的理解。第三,本文从多维度研究地方金融自由化对企业的异质性影响发现,地方金融自由化的出口效应因企业外部融资依赖度、企业所有制和企业贸易方式的不同而存在明显差异,由此得到的重要启示是地方金融机构应当有重点地发展业务对象,以最大程度地利用金融资源。

## 二、制度背景、研究假说与文献综述

### 1. 制度背景与研究假说

在中国的银行体系内,最早成立且发展最快的是大型国有商业银行,包括中国工商银行、中国建设银行、中国农业银行和中国银行。在1979年之前,国有银行始终处于垄断地位,但是它们的效率却极其低下,难以达到银行业平均水平(朱南等, 2004; Chen等, 2017)。2000年,10家代表性股份制商业银行的平均资本收益率(ROE)为10.87%,而4家国有银行的ROE仅为4.04%(黄宪和王方宏, 2003)。林毅夫和李志赟(2005)认为,国有银行承担着为国有企业服务的任务,因而承担了一部分国企的政策负担,而国企则是因为承担了过多的政策性负担而丧失“自生能力”。Wei和Wang(1997)使用1989~1991年城市层级的数据进行研究发现,国有银行存在借贷偏差,更倾向于贷款给国有企业,并且资金流动缺乏效率。以国有银行为核心的金融体系过度关注国有企业,忽视了地方民营以及中小型企业,难以解决其融资问题。在这种情况下,地方政府为了缓解当地企业的融资问题开始逐步设立地方金融机构,在此背景下地方金融机构如雨后春笋般蓬勃发展。

地方金融机构中最具有代表性的无疑是城市商业银行,其前身为城市信用合作社。1979年,中国第一家城市信用合作社在河南成立,到1986年城市信用合作社达到1300家,总资产约为30亿元;同年,国务院发布了《中华人民共和国银行管理暂行条例》,将城市信用社业务定位为经营城市街道集体组织和个体工商户的存款、贷款、结算以及代办个人储蓄存款等。此后,城市信用社的业务针对群体更加明确,发展也更加迅速,到1994年底全国共成立5220余家。1995年,中国人民银行印发了《进一步加强城市信用合作社管理的通知》,不再批准设立新的城市信用合作社,并在北京、天津、上海等城市进行试点,将城市信用合作社组建为城市合作银行,随后逐步推广到符合条件的大中城市。1998年政府考虑到城市合作银行不再具有合作性质,正式将其更名为城市商业银行。在发展初级阶段,城商行只被允许在设立城市开设分支机构,不过从2006年开始,符合要求的城商行可以跨市甚至跨省设立分支机

构。根据《2018 城市商业银行发展报告》,截至 2017 年底中国已有 134 家城商行,其中 44 家实现了跨省经营,18 家上市,拥有从业人员 42 余万,资产总规模达 31.72 万亿元。

城市信用合作社的业务定位主要是“为中小企业提供金融支持,为地方经济搭桥铺路”,而组建更名为城商行后,市场定位转换为“服务地方经济”“服务中小企业”“服务城市居民”。但是无论在哪个阶段,城商行皆以地方政府为依托,服务对象也都是地方经济(郭峰和熊瑞祥 2018)。另外,城商行与国有银行的最大区别在于二者的股份结构差异,相比于国有银行的政府控股,城商行虽然也有国有成分,但是股东的多元化增强了其自主管理及选择能力(Ferri 2009)。拥有较大的自主权,加之城商行从业人员本土化、与客户地域关系密切、对客户经营情况较为熟悉等特点,使其在地方范围内可以更为有效地运用资金,并对地方企业金融运作进行有效监督(Martin 2012)。此外,城商行属于一级法人单位,决策链短、资金审批速度快、周转灵活,无需经过多层决策和审批流程,可以有效解决地方部门应急性需求。由此可见,城商行的发展在一定程度上削弱了国有银行对地方金融的控制程度,在更小的政策压力和制度管控下促进了地方金融自由化的发展。据此,我们在后文中将使用城市商业银行的分支机构数来测度地方金融自由化程度。

出口可以扩大产品销售市场,使企业在激烈的竞争中得以生存并持续发展,因此企业出口概率的提升及出口规模的扩大尤为重要。但是企业出口往往面临着巨大的固定成本。一方面,当企业从国内市场转向国外市场时,需要对国际市场信息进行了解、搜寻并确定潜在的贸易伙伴以及对合作的稳定性进行评估,还需对出口的成本收益进行衡量(Rangan 和 Lawrence,1999)。正因为国际市场存在严重的信息不对称现象,所以新出口企业需要为此支付大量的成本。另一方面,出口规模的进一步扩大同样需要企业为国际运输支付较高的运费,不断建立并完善国际市场销售网络,并持续投入经费进行新产品的研发以保持产品竞争力,因此出口企业往往会面临较为严重的融资约束问题(Greenaway 和 Kneller 2011; Eaton 等 2004; 毛其淋和方森辉 2018)。地方金融自由化作为活跃地方市场的一种方式,可以为所属范围地区内的出口企业提供资金支持,降低企业面临的融资约束水平。由于城商行具有自主性强、资金审批速度快和政策压力小等特点,所以城商行的发展更容易缓解企业因出口固定成本所面临的融资约束问题,而融资约束的缓解则可以提高企业出口概率,扩大企业出口规模(于洪霞等 2011; 阳佳余 2012; 马述忠和张洪胜 2017)。因此,根据以上分析,我们提出以下两个待检验的假说。

假说 1:在其他条件不变的情况下,以城商行发展水平衡量的地方金融自由化可以提高企业出口概率,促进企业出口规模扩张。

假说 2:融资约束的缓解是地方金融自由化促进企业出口的重要渠道。

## 2. 文献综述

本文旨在研究地方金融自由化对企业出口的影响,因此本文的研究主要与两方面的文献相关。与本文相关的第一类文献主要围绕金融自由化的度量及其经济效应展开研究。在金融自由化的度量方面,目前国内外文献的基本思路是按照金融体系的不同方面对相关指标进行分类,通过对照金融发展及改革进程中颁布的政策或重大事件对各个变量进行累加赋值,从而衡量各年金融自由化水平(Johnston, 1999; Abiad 和 Mody 2003; 钟娟等 2012)。但是不同学者的度量方法仍存在一定的差别。早期的文献通常采用二元法,即通过对金融体系各个领域进行考察,当某一年各领域近乎全部放开金融管制时,将其作为时间虚拟变量分界点,在此之前的金融自由化水平设定为 0,此年及之后的年份则设定为 1(Bekaert 等 2001; Gelos 和 Werner 2002)。但是这种度量方法相对粗糙,无法更加细致地考察各年金融自由化的差异,由此产生了分类别的二元简单平均法(庄晓玖 2007)。这一方法选取了与金融自由化高度相关的若干领域,如果某年在该领域发生了具有重大影响的自由化或市场化改革,则此前年份取 0,此年及之后年份取 1;如果再度发生严重阻碍自由化的政策或事件,则当年及之后年份重新取 0,将各年不

同领域的虚拟变量取值加总则为当年的金融自由化指数(Johnston, 1999; Laeven, 2003; 刘毅和申洪, 2002)。但是该方法的不足在于无法确定不同指标之间的权重关系,由此进一步发展出了分类别多值简单平均法和分类别的主成分分析法(庄晓玖, 2007)。其中,前者考察不同领域的政策及改革,根据政策对金融自由化的促进作用(抑制作用)大小相应添加(减去)不同的数值,对各领域汇总或平均后作为金融自由化指数(Abiad 和 Mody, 2003; 黄金老, 2001);而后者则在前者基础上进行主成分分析,对各个指标赋予了相应的权重,从而将不同领域的金融自由化影响的异质性纳入考虑之中。目前金融自由化指标的构建大部分基于分类别的主成分分析法,在此基础上进一步讨论金融自由化的经济效应(钟娟等, 2012; 郭念枝, 2018)。

另外一部分学者针对金融自由化的不同领域,对股权市场自由化、资本市场自由化等方面的经济效应进行了深入研究。Manova(2008)利用1980~1997年91国面板数据研究了信用约束、股权市场自由化对国际贸易流的影响发现,股权市场自由化对企业出口存在促进效应,并且该效应随外部融资依赖度的提高而增加。Eichengreen等(2011)基于跨国面板数据,从产业的融资依赖角度讨论资本市场自由化与经济增长的关系,研究表明金融市场的开放能够促进产业增长,进而促进当地经济增长。此外,近年来也有部分国内学者开始关注金融自由化的经济效应。如钟娟等(2012)在知识生产函数的框架下利用中国1996~2008年制造行业数据进行实证分析发现,金融自由化对企业的知识创新具有明显的促进作用。郭念枝(2018)通过构建一个宏观模型讨论金融自由化对居民消费的影响,研究表明,在一定收入差距下金融自由化可以提高消费水平,而当收入差距过高时金融自由化则会抑制消费水平。

通过对上述文献进行梳理我们可以发现,目前国内外测度金融自由化主要采用分类别赋值后进行主成分分析的方法,但该方法存在两点不足。其一,最核心的赋值过程是在作者手动对照金融改革发展进程的基础上完成的,具有较强的主观性,且容易遗漏未被记录的事件。不同研究者对同一政策的赋值大小也存在差异,因此构造的金融自由化指标不尽相同。其二,中国有关金融自由化的政策大部分是在全国范围内统一颁布,因此这种构造方法只能测算中国的整体金融自由化程度,无法体现不同地区金融自由化水平的差异。而本文讨论的是地级市层面的地方金融自由化,所以使用城商行分支机构数这一指标更具有可靠性。

与本文密切相关的另一类文献是考察企业出口的决定因素。其中,田巍和余森杰(2013)基于中国制造业面板数据发现,进口中间品贸易自由化显著提高了企业出口强度(即出口占销售的比例)。毛其淋和盛斌(2014)研究表明,以中国加入WTO为代表的贸易自由化显著促进了中国制造业企业的出口参与,提高了出口数量。此外,蒋冠宏和蒋殿春(2014)基于2005~2007年数据运用倍差法发现,中国企业对外直接投资在总体上促进了企业出口,且“出口效应”呈“倒U型”。孙浦阳等(2015)首次采用《外商投资指导目录》进行研究发现,上游企业外资自由化对下游制造业企业出口存在促进效应,且促进程度依赖于上下游企业技术距离的高低。除贸易自由化、外资自由化的影响外,还有一些学者认为融资约束对企业出口具有重要的影响。其中主要原因是出口存在的固定成本导致出口活动需要大量的外部融资依赖(Clerides等, 1998; Greenaway 和 Kneller, 2004; Eaton等, 2004; 邱斌和闫志俊, 2015)。在此基础上,后续有较多的研究使用各国企业数据对两者关系进行讨论,Bellone等(2009)采用1993~2005年法国数据,Minetti和Zhu(2011)使用来自意大利的企业数据,Muñiz(2015)则采用1999~2007年比利时的企业数据,都证实了融资约束会对企业出口存在抑制作用。其中,这种抑制作用对于高科技及外部融资依赖度高的行业尤为突出(Minetti和Zhu, 2011)。此外,Greenaway等(2007)使用流动比率作为融资约束的代理变量,基于1993~2003年9292个英国制造业企业数据发现参与出口的企业财务状况会有所改善。但其认为是出口改善了企业财务状况,而不是良好的财务状况促进了出口。Manova(2013)则进一步使用107个国家的企业微观数据发现,融资约束对国际贸易的影响约三分之一源自企业进出口

市场的限制,约三分之二来自于出口企业销售额的减少。近年来,国内的学者也开始利用微观数据进行了一些探索。例如,于洪霞等(2011)对Greenaway等(2007)的研究结论提出质疑,认为使用流动比率作为代理变量会混合改善及恶化企业融资约束的因素,使结论产生偏差。于是提出以企业应收账款相对比例作为企业面临融资约束的代理变量,得到企业融资约束的缓解可以促进企业出口的结论。阳佳余(2012)还考虑到已有文献主要采用融资的某一方面指标,缺乏对企业整体融资状况的描述,因而构建了包含商业信贷比率、流动性比率等9个分变量的综合指标测度企业融资情况,并得出相似结论。马述忠和张洪胜(2017)通过5种方法测度集群商业信用,表明集群商业信用可以缓解融资约束问题,进而促进企业出口,并以此说明中国出口扩张奇迹。可见已有的研究主要是从贸易自由化和外资自由化的角度探讨企业出口的影响因素,而在金融发展领域的讨论则集中在对融资约束的讨论上,很少有学者从金融自由化对融资约束的缓解角度讨论企业出口问题。本文以城商行的设立为背景,采用大型微观数据系统地研究地方金融自由化对企业出口的影响效应及其作用机制,有助于更全面地理解中国出口规模扩张的驱动因素。

### 三、计量模型与数据

#### 1. 计量模型设定

本文的目的在于考察地方金融自由化对企业出口行为的影响,我们设定基准回归模型如下:

$$EXP_{fict} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CCBP_{ct} + \varphi \cdot X_{fict} + \lambda_f + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (1)$$

其中  $f$  表示企业,  $i$  表示行业,  $c$  表示城市,  $t$  表示年份。因变量  $EXP_{fict}$  表示企业出口行为,包括企业出口决策和企业出口规模。其中企业出口决策( $expdum$ )使用企业是否出口度量,若企业有出口,该变量取1,否则取0;企业出口规模( $lnexp$ )使用“1+企业出口交货值”的对数值进行度量。核心解释变量  $CCBP_{ct}$  表示地方金融自由化水平,用城市  $c$  在  $t$  期的城商行分支机构数衡量。 $X_{fict}$  为控制变量集合,具体包括:企业规模( $Size$ ),采用企业就业人数的对数值来衡量;企业经营年限( $Age$ ),用企业所在年份与其开业年份的差值来衡量;资本密集度( $KLratio$ ),用企业资本存量与从业人员数的比值取对数来衡量;企业生产率( $TFP$ ),我们借鉴李磊等(2018)的做法,采用面板固定效应( $FE$ )方法进行估算<sup>①</sup>;政府补贴虚拟变量( $Subdum$ ),如果企业获得政府补贴,该变量取1,否则取0;国有企业虚拟变量( $Soesdum$ )和外资企业虚拟变量( $Foreidum$ ),如果企业的所有制类型是国有企业(外资企业),则  $Soesdum$  ( $Foreidum$ ) 取1,否则取0。在回归模型中,我们还控制了企业固定效应  $\lambda_f$  和年份固定效应  $\lambda_t$ ;  $\varepsilon_{fict}$  为随机误差项。

#### 2. 数据与典型事实

本研究主要使用了两套数据:第一套是中国工业企业数据库,时间跨度为1998~2013年,它的统计调查对象是全体国有工业企业以及“规模以上”非国有企业<sup>②</sup>。这套数据库包含了丰富的企业层面的信息,例如企业名称、法人代码、经营年份、所有制类型、从业人员数、工业增加值、工业销售产值、固定资产总额、固定资产折旧、中间品投入、出口交货值等上百个指标。我们借鉴Brandt等(2012)的方法,利用企业法人代码、企业名称、电话号码以及邮编等信息对不同年份的企业样本进行匹配,进而构建得到一个具有16年时间跨度的非平衡企业面板数据。第二套是城商行分支机构数据,由原中国银行业监督管

① 与李磊等(2018)研究类似,我们在采用面板FE方法测算企业生产率过程中使用了工业总产值、固定资产净值和从业人员数指标。这里之所以没有采用OP法(Olley和Pakes,1996)和LP法(Levinsohn和Petrin,2003)来测算企业生产率,主要是因为这两种估算方法需要用到工业增加值和中间品投入指标,而2007年之后的中国工业企业数据库没有报告上述指标。在后文的稳健性检验部分,我们也将采用OP法和LP法测算企业生产率,不过此时的研究样本期缩短为2000~2007年。

② 其中,1998~2010年数据库中“规模以上”是指销售额大于500万元,2011~2013年数据库中“规模以上”是指销售额大于2000万元。

理委员会(以下简称原银监会)统计。原银监会于官方网站<sup>①</sup>发布了全国所有银行业分支机构的金融许可证信息,这套数据包含了银行业分支机构监管分局、机构编码、机构名称、机构地址、批准成立日期、换发证日期等信息。我们从中筛选出隶属于134家城商行的分支机构,依据监管分局和机构地址信息确定分支机构所属地级市,并使用批准成立日期确定1998~2013年各地级市设立的城商行分支机构数量。对于变更公司名称或由多个地方银行业机构合并而成的城商行,我们均依照其现存公司法人信息进行整理统计。为了研究的需要,我们按照地级市名称和代码将城商行分支机构数据与中国工业企业数据库进行合并。

随着近年来地方经济的迅速发展,地方金融自由化程度也在迅速提高。一方面越来越多的地级市设立了城商行,另一方面地级市内部的城商行分支机构数逐步增多,这均意味着地方金融自由化水平不断提高,其中2008~2013年的变化最为明显。我们还发现,城商行分支机构主要设立在东部沿海地区,即东部地方金融自由化水平高于西部。同时,东部地区地方金融自由化水平的提高速度也明显快于西部地区。此外,城商行的分布还表现出一定的集聚效应,设立在直辖市和省会城市的城商行明显多于其余城市,在京津冀和长三角地区也表现出明显的城商行集聚现象。

本文感兴趣的是,地方金融自由化与中国企业出口之间存在怎样的关系?为了回答这一问题,我们在图1中绘制了二者的散点图。从中可以直观地看到,城商行分支机构数量与城市企业出口规模之间存在明显的正相关关系,这表明地方金融自由化程度较高的城市,企业平均出口水平也相对较高。此外,我们在图2中绘制了城商行分支机构数与企业出口规模的时间趋势图,从中同样可以看出,除2009~2010年受到全球金融危机影响,企业出口规模大幅度下降外,二者的变化趋势皆具有较高的相似性,这进一步表明了地方金融自由化与企业出口规模之间存在正相关关系。接下来,本文将进行更为严谨的计量分析,进一步探讨地方金融自由化对企业出口的影响效应及其作用机制。

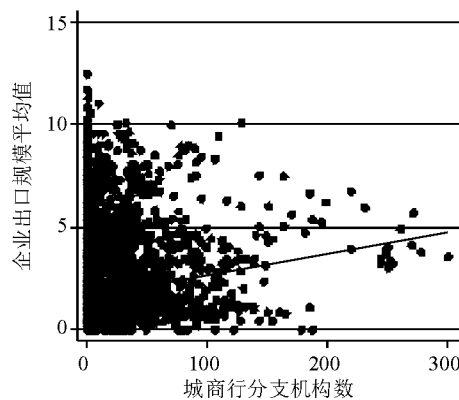


图1 地方金融自由化与企业出口规模散点图②

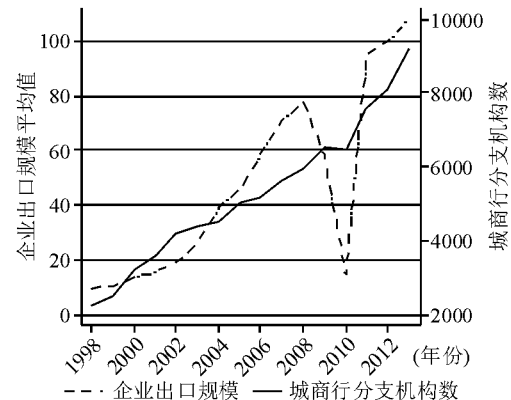


图2 地方金融自由化与企业出口时间趋势图

## 四、实证结果分析

### 1. 基本估计结果

表1报告了地方金融自由化影响企业出口决策及出口规模的基准估计结果<sup>③</sup>。其中,表1第(1)列

① 中国银行业监督管理委员会和中国保险监督管理委员会于2018年4月8日正式合并为中国银行保险监督管理委员会,银保监会沿用原银监会域名: <http://www.cbrc.gov.cn>,可从该网站链接到原银监会官方网站。

② 图1中纵坐标表示在城市-年份层面的企业出口规模平均值。

③ 为确保估计结果的准确性,我们对基准回归结果进行了多重共线性检验,一般认为方差膨胀因子大于10会产生估计偏误,而本文解释变量的方差膨胀因子位于1.06~1.38之间,因而本文的解释变量不存在严重的多重共线性问题。

和第(2)列报告了以企业出口决策为因变量的线性概率模型估计结果。在第(1)列中,我们控制了企业固定效应和年份固定效应,但没有加入企业层面的影响因素,回归结果显示,变量  $cnum$  的估计系数显著为正,这初步表明地方金融自由化能够显著提高企业出口概率。第(2)列在此基础上加入了企业层面控制变量,我们发现变量  $cnum$  的估计系数依然在5%水平上显著为正,再次表明地方金融自由化显著提高了企业出口概率。具体而言,每设立一家城商行分支机构可以使企业的出口概率提高0.02%。表1第(3)列和第(4)列报告了以企业出口规模为因变量的回归结果。从中可以看到,变量  $cnum$  的估计系数都在5%水平上显著为正,这与本文第三部分典型事实的描述结果一致,表明地方金融自由化显著促进了企业出口规模的扩大。具体而言,每设立一家城商行分支机构,当地企业出口规模平均提高0.27%。我们进一步衡量了地方金融自由化对企业出口决策的经济影响,具体表示为  $EDAffect = \hat{\beta} \times (\overline{cnum}_{2013} - \overline{cnum}_{1998}) / (\overline{exratio}_{2013} - \overline{exratio}_{1998})$ ,其中  $\hat{\beta}$  为表1第(2)列中变量  $cnum$  的估计系数,  $exratio_i$  为第  $i$  年出口企业数量与全部企业数量的比值,  $\overline{cnum}_i$  表示第  $i$  年各地城商行分支机构数平均值。通过计算不难得到,地方金融自由化的发展可以解释出口决策变化的11.80%<sup>①</sup>。同理,地方金融自由化对企业出口规模的影响可表示为  $IEAffect = \hat{\beta} \times (\overline{cnum}_{2013} - \overline{cnum}_{1998}) / (\overline{lnexp}_{2013} - \overline{lnexp}_{1998})$ 。其中  $\hat{\beta}$  为表1第(4)列中变量  $cnum$  的估计系数,  $\overline{lnexp}_i$  表示第  $i$  年企业出口规模平均值。我们通过计算发现,地方金融自由化的发展可以解释出口规模变化的9.84%<sup>②</sup>。

表1 基准估计结果

	出口决策		出口规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$cnum$	0.0003 ** (2.22)	0.0002 ** (2.00)	0.0029 ** (2.36)	0.0027 ** (2.08)
$lnemp$		0.0409 *** (15.26)		0.4890 *** (14.65)
$age$		0.0004 *** (3.53)		0.0042 *** (3.91)
$klratio$		0.0109 *** (9.45)		0.1581 *** (10.81)
$tfp\_FE$		0.0176 *** (11.04)		0.3110 *** (12.41)
$subdum$		0.0281 *** (13.25)		0.2828 *** (12.54)
$soesdum$		0.0042 (1.33)		0.0431 (1.43)
$foreidum$		0.0562 *** (13.31)		0.5608 *** (14.35)
常数项	0.2623 *** (38.78)	-0.0924 *** (-3.44)	2.3259 *** (34.59)	-2.5931 *** (-7.00)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3280834	3236253	3280834	3236253
$R^2$	0.791	0.793	0.817	0.821

注: 括号内为纠正了异方差的t统计量; 估计系数标准差均集聚到城市层面; \*\*\*, \*\*和\* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

另外,从控制变量的回归结果可以看到:(1)企业规模是影响企业出口的重要因素,企业规模越大,在出口中越容易形成规模效应,从而激励企业利用国际市场获得更多利润。本文的回归结果对此进行了证实,企业规模对企业出口行为及企业出口额都具有显著正向影响。(2)企业经营年限的估计系数显著为正,这表明经营年限越长的企业具有更高的出口倾向及更大的出口额,这可能是因为企业经营年限越长,往往积累了更多的经验,并形成一定的品牌效应和国际出口供销关系(孙浦阳等,2015),因而有助于出口。(3)资本密集度的估计结果显著为正,这与传统要素禀赋理论结论相反,对此可能的解释

① 计算方法为  $0.00025 \times (61.703 - 11.986) / (64350/182615 - 32117/129900) \times 100\%$ 。

② 计算方法为  $0.00273 \times (61.703 - 11.986) / (3.637 - 2.256) \times 100\%$ 。

是,中国目前在国际中的出口比较优势已经由劳动力密集型产品向资本密集型产品过渡,因而资本劳动比高的企业更倾向于出口。(4) 企业生产率在 1% 水平上显著为正表明高生产率企业更倾向于出口,且出口量更大,这符合异质性企业贸易理论的理论预期(Melitz, 2003)。(5) 政府补贴的估计系数显著为正可能是因为政府补贴有助于企业克服出口沉没成本,从而促进企业出口,这与 Helmers 和 Trofimenko (2010) 以及苏振东等(2012) 的结论一致。(6) 国有企业虚拟变量的估计系数不显著,而外资企业虚拟变量估计结果显著为正,这说明外资企业具有更高的出口倾向和更大的出口规模。

## 2. 稳健性检验

### (1) 内生性问题

本文旨在研究地方金融自由化对企业出口的影响,因变量维度为城市(地级市)层面,而企业出口决策和企业出口规模均为企业层面,因而由反向因果所导致的内生性问题可能性较低。此外,城商行的设立更多地是受政策因素的影响,在其设立初始主要为地方政府提供资金支持,而后逐渐衍生出企业业务以完善当地金融市场结构,因而其设立基本上不受企业因素干扰。不过为了保持研究的完整性以及出于稳健性的考虑,我们放松地方金融自由化这一核心解释变量作为外生变量的假定。为了处理潜在的内生性问题,本文选取滞后一期的城商行分支机构数量作为地方金融自由化的工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,结果报告在表 2 第(1)列和第(2)列中,因变量分别为企业出口决策和出口规模。在对内生性进行处理后,我们发现地方金融自由化仍然对企业出口概率和出口规模均具有显著促进作用。此外,为了保证本文所选取工具变量的合理性,本文还采用多个统计量进行了检验:Kleibergen Paap rk LM 统计量在 1% 显著性水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设;Kleibergen Paap rk Wald F 统计量也在较高水平上拒绝了“工具变量弱识别”的原假设;第一阶段 F 统计量远远大于临界值 10,这也进一步表明本文选取的工具变量与内生性解释变量之间存在较强的相关性。总体而言,上述检验表明本文所选取的工具变量是合适的,那么以此为基础进行的 2SLS 估计结果是可靠的。

### (2) Tobit 估计

在本文的基准回归模型中,我们就地方金融自由化对企业出口决策及出口规模的影响进行了考察,但是由于企业的出口行为存在自我选择效应,因此本文样本数据具有截断特征(在零处截断)。为了处理潜在的零值问题,这里采用 Tobit 模型检验地方金融自由化对企业出口规模的影响,估计结果报告在表 2 第(3)列。从中可以看到,变量  $cbnum$  的估计系数在 1% 水平上显著为正,再次表明地方金融自由化显著促进了企业出口规模的扩大。

### (3) 样本选择偏差问题

为了稳健起见,这里进一步使用 Heckman 两步法(Heckman, 1979)对潜在的样本选择偏差问题进行处理。具体而言,第一步使用 Probit 模型对企业出口决策进行估计,通过正态密度函数计算逆米尔斯比率(Millstratio);第二步在对企业出口规模的估计模型中加入逆米尔斯比率作为额外的控制变量进行 OLS 估计。Heckman 两步法模型设定如(2)~(3)式所示:

$$P(\expdum_{fict} = 1) = \beta_0 + \beta_1 \cdot CCBP_{ct} + \varphi \cdot X_{fict} + \lambda_i + \lambda_r + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (2)$$

$$\ln exp_{fict} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CCBP_{ct} + \beta_2 \cdot Millsratio + \varphi \cdot X_{fict} + \lambda_i + \lambda_r + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (3)$$

Heckman 两步法的回归结果报告在表 2 第(4)列和第(5)列。从表 2 第(5)列第二步回归结果可以看到,逆米尔斯比率在 1% 水平上显著,表明存在样本选择偏差问题,因此使用两阶段选择模型是必要的。另外我们可以发现,在修正样本选择问题后,核心变量  $cbnum$  的估计系数在 5% 水平上显著为正,表明地方金融自由化显著促进了企业出口规模的扩大。

### (4) 企业出口规模的其他度量

在前文的基准回归中,我们使用企业出口交货值的对数值衡量企业出口规模,但是出口交货值具有



较强的个体差异,它随企业规模变化而变化。为了稳健起见,这里使用企业出口密集度刻画企业出口规模,以剔除企业绝对规模因素的影响。我们采用企业出口交货值与企业销售额的比值取对数来衡量。表2第(6)列报告了以企业出口密集度为因变量的回归结果,我们发现变量 *cnum* 的估计系数显著为正,这表明地方金融自由化显著提高了企业出口密集度,即对企业出口规模扩张产生了促进作用。

#### (5) 生产率的其他度量指标

在本文基准回归中,因为数据缺失问题没有使用 OP 或 LP 方法,而使用面板 FE 方法测算企业生产率。为了保证模型的稳健性,本文对生产率进行再度量,采用 OP 方法和 LP 方法计算企业生产率(分别记为 *tfp\_op* 和 *tfp\_lp*),分别对企业出口规模进行估计,由于数据的可得性,此时回归的样本期缩短为 2000~2007 年。估计结果报告在表2第(7)~(10)列,可以看到 *tfp\_op* 和 *tfp\_lp* 的估计系数均显著为

表 2 稳健性检验结果

	2SLS		Tobit	Heckman(3)		出口密集度	生产率 <i>tfp_op</i> (6)	
	出口决策(1)	出口规模(2)		第一步(4)	第二步(5)		出口决策(7)	出口规模(8)
<i>cnum</i>	0.0003 *** (12.74)	0.0029 *** (15.14)	0.0006 *** (4.04)	0.0001 *** (5.65)	0.0027 ** (2.08)	0.0002* (1.85)	0.0002 *** (7.85)	0.0033 ** (2.13)
<i>lnemp</i>	0.0391 *** (79.63)	0.4829 *** (102.22)	2.8157 *** (402.16)	0.3278 *** (365.13)	0.6894 *** (20.88)	0.0317 *** (13.52)	0.0500 *** (80.31)	0.6448 *** (19.36)
<i>age</i>	0.0004 *** (7.34)	0.0035 *** (8.21)	0.0630 *** (76.47)	0.0074 *** (71.91)	0.0089 *** (7.40)	0.0003 *** (3.52)	0.0003 *** (5.26)	0.0046 *** (3.32)
<i>klratio</i>	0.0107 *** (37.17)	0.1693 *** (61.93)	0.0627 *** (12.01)	-0.0017 *** (-2.59)	0.1567 *** (10.69)	0.0113 *** (9.38)	0.0097 *** (28.57)	0.1248 *** (13.60)
<i>tfp</i>	0.0156 *** (39.69)	0.3109 *** (83.55)	0.6253 *** (79.09)	0.0338 *** (33.84)	0.3359 *** (13.76)	0.0111 *** (7.21)	0.0100 *** (33.13)	0.1925 *** (14.87)
<i>subdum</i>	0.0253 *** (36.61)	0.2502 *** (38.76)	1.9776 *** (104.47)	0.2678 *** (108.90)	0.4303 *** (15.58)	0.0239 *** (12.60)	0.0254 *** (29.61)	0.2714 *** (11.51)
<i>soesdum</i>	0.0026 (1.36)	0.0274* (1.65)	-2.2150 *** (-57.58)	-0.2569 *** (-54.84)	-0.1309 *** (-3.87)	0.0008 (0.32)	-0.0032* (-1.82)	-0.0888 *** (-3.31)
<i>foreidum</i>	0.0495 *** (22.91)	0.5021 *** (24.20)	8.0858 *** (495.00)	1.0307 *** (498.30)	1.1173 *** (17.50)	0.0495 *** (13.37)	0.0580 *** (21.70)	0.6126 *** (14.17)
<i>Millstratio</i>					0.8436 *** (12.01)			
常数项			-30.8856 *** (-190.89)	-3.4114 *** (-173.83)	-5.0457 *** (-13.94)	-0.0296 (-1.26)	-0.0749 *** (-19.39)	-2.3018 *** (-8.74)
Kleibergen	8.8e+04 ***	8.8e+04 ***						
Paap rk LM	[0.00]	[0.00]						
Kleibergen	2.3e+05 ***	2.3e+05 ***						
Paap rk Wald	[0.00]	[0.00]						
第一阶段 F 值	2.3e+05	2.3e+05						
企业固定效应	否	否	否	否	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	否	否
行业固定效应	否	否	是	是	否	否	否	否
省份固定效应	否	否	是	是	否	否	否	否
观测值	2205216	2205216	3236253	3236253	3236253	3234947	1915344	1915344
R <sup>2</sup>	0.013	0.034			0.821	0.817	0.803	0.834

表 2

稳健性检验结果(续)

	生产率 $tfp\_lp$		“行业×年份”固定效应		异常值处理		信贷资金分配市场化	
	出口决策 (9)	出口规模 (10)	出口决策 (11)	出口规模 (12)	出口决策 (13)	出口规模 (14)	出口决策 (15)	出口规模 (16)
<i>cbnum</i>	0.0002 *** (7.75)	0.0033 ** (2.11)	0.0002 *** (8.36)	0.0022 *** (1.67)	0.0003 ** (2.02)	0.0028 ** (2.08)		
<i>FCmarket</i>							0.0015 ** (2.29)	0.0136 ** (2.48)
<i>lnemp</i>	0.0474 *** (75.29)	0.5956 *** (19.19)	0.0395 *** (64.10)	0.4849 *** (14.71)	0.0408 *** (15.09)	0.4877 *** (14.45)	0.0460 *** (17.70)	0.5426 *** (16.90)
<i>age</i>	0.0003 *** (5.17)	0.0045 *** (3.24)	0.0003 *** (4.91)	0.0034 *** (3.32)	0.0004 *** (3.44)	0.0041 *** (3.83)	0.0003 *** (2.68)	0.0033 *** (2.98)
<i>klratio</i>	0.0104 *** (30.73)	0.1384 *** (14.13)	0.0103 *** (30.62)	0.1548 *** (10.85)	0.0106 *** (9.31)	0.1540 *** (10.78)	0.0116 *** (11.62)	0.1725 *** (13.45)
<i>tfp</i>	0.0104 *** (33.97)	0.2001 *** (14.45)	0.0167 *** (37.27)	0.3053 *** (11.87)	0.0177 *** (11.08)	0.3123 *** (12.26)	0.0181 *** (11.58)	0.3106 *** (13.43)
<i>subdum</i>	0.0253 *** (29.58)	0.2708 *** (11.49)	0.0269 *** (34.33)	0.2704 *** (12.24)	0.0279 *** (13.03)	0.2812 *** (12.34)	0.0285 *** (14.51)	0.2904 *** (13.35)
<i>soesdum</i>	-0.0030 * (-1.70)	-0.0844 *** (-3.13)	0.0064 ** (2.50)	0.0538 * (1.84)	0.0042 (1.32)	0.0424 (1.40)	0.0057 * (1.85)	0.0554 * (1.93)
<i>foreidum</i>	0.0580 *** (21.69)	0.6120 *** (14.18)	0.0565 *** (18.36)	0.5622 *** (14.21)	0.0560 *** (13.16)	0.5572 *** (14.17)	0.0588 *** (13.72)	0.5840 *** (15.65)
常数项	-0.0765 *** (-19.75)	-2.3336 *** (-8.73)	-0.0791 *** (-15.74)	-2.5282 *** (-6.78)	-0.0918 *** (-3.40)	-2.5782 *** (-6.91)	-0.1236 *** (-5.04)	-2.8461 *** (-8.56)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	否	是	是	是	是
观测值	1915344	1915344	3236253	3236253	3204715	3204715	2384262	2384262
R <sup>2</sup>	0.803	0.834	0.794	0.821	0.794	0.821	0.787	0.817

注: 括号内为纠正了异方差的 t 统计量; 估计系数标准差均集聚到城市层面; \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; Kleibergen Paap rk LM 统计量和 Kleibergen Paap rk Wald F 统计量方括号内报告的为对应的 P 值。

正, 这表明生产率越高的企业其出口概率与出口规模也越大; 更为重要的是, 核心解释变量 *cbnum* 的估计系数依然在 5% 水平上显著为正, 再次表明地方金融自由化显著促进了企业出口决策和出口规模。

#### (6) 控制其他维度的固定效应

在前文的基准估计中, 我们控制了企业固定效应和年份固定效应, 即排除了企业及年份中非观测因素的影响。作为一个稳健性检验, 我们进一步控制“行业×年份”交叉固定效应, 以控制行业层面随年份变化的非观测因素的影响, 这样可以在更大程度上解决遗漏变量问题, 进而提高估计结果的准确性。从表 2 第(11)列和第(12)列可以看到, 在控制了“行业×年份”交叉固定效应之后, 核心解释变量 *cbnum* 的估计系数仍然显著为正, 即表明地方金融自由化对企业出口决策和出口规模的扩大产生了显著的促进作用。

#### (7) 异常值问题

在本文的基准回归中, 我们使用全样本进行估计, 但是根据图 1 可以发现存在一些经济规模较大的城市, 因此地方金融自由化对企业出口的促进作用可能受到异常值的影响。为了排除这一因素的干扰, 我们对样本数据进行了 1% 的缩尾处理后重新进行估计, 表 2 第(13)列和第(14)列报告了该估计结果。

其中核心解释变量 *cbnum* 的估计系数值及显著性水平与基准回归相比,均没有发生明显的变化,这表明本文回归结果受到异常值的影响较小。

#### (8) 金融自由化的其他度量

考虑到城商行也有可能受到地方政府的干预,进而存在一定的“不自由性”,对此我们进一步使用樊纲等(2010)以及王小鲁等(2016)编制的中国市场化指数报告中的“信贷资金分配的市场化(*FCmarket*)”作为地方金融自由化的代理变量重新进行估计。需要说明的是,由于该报告只包含1999~2008年以及2010年和2012年的金融业市场化程度数据,因此我们对样本期也进行了相应的缩减。以信贷资金分配的市场化程度刻画金融自由化的估计结果报告在表2第(15)列和(16)列,我们可以发现,核心解释变量 *FCmarket* 的估计系数均在5%的水平上显著为正,这再次表明地方金融自由化不仅显著提高了企业出口概率,而且促进了企业出口规模的扩大。

### 3. 异质性分析<sup>①</sup>

#### (1) 按企业所有制方式区分

由于中国政府对于不同所有制企业的政策不同,因此我们依照企业所有制不同将其分为三大类:国有企业、民营企业和外资企业。基于上述三种所有制企业子样本的估计结果分别报告在表3第(1)~(3)列。从中我们可以看出,地方金融自由化对民营企业扩大出口规模具有显著作用,而对国有企业和外资企业出口规模的影响则并不明显。我们认为导致这一差异性影响效应的可能原因是,外资企业可以在国外市场获得资本,或者依赖母公司获得资金援助,因而在中国受到较弱的融资约束(Manova等,2015);而国有企业因为国家政策的倾斜原因,付出较低的成本即可从国有银行获得贷款以缓解融资问题,因此无论是外资企业还是国有企业,它们面临的外部融资约束程度较低,这也就不难理解为何地方金融自由化对这两种类型企业出口的影响较弱。与此不同的是,民营企业缺乏稳定的外部资金来源,在资金链无法供应时只能通过贷款等方式缓解资金短缺问题,而国有银行及股份制银行等相对繁琐且严格的审批程序需要耗费较长的时间,不能及时解决民营企业面临的问题,因此寻求当地金融机构的贷款支持成为最好的选择。此外,大部分城商行受控于地方政府(郭峰和熊瑞祥,2018),在地方经济绩效与地方政府官员晋升利益相关的情况下(周黎安,2007),大多数地方政府会在政策上鼓励当地民营企业的发展,也使得民营企业更容易获得当地金融机构的资金支持,据此,地方金融自由化可以显著促进民营企业出口规模的扩大。

#### (2) 按企业贸易方式划分

本文将企业贸易方式分为加工贸易企业和一般贸易企业,鉴于中国工业企业数据库没有统计企业贸易方式,而加工贸易企业中的较大比例都是纯出口企业(Dai和Yu,2013),即仅对外出口不对内销售。借鉴田巍和余森杰(2014)的做法,我们将纯出口企业视为加工贸易企业,将其他类型企业视为一般贸易企业。表3第(4)列和第(5)列分别报告了以加工贸易企业和一般贸易企业为子样本的估计结果。我们发现,地方金融自由化对加工贸易企业的出口规模没有明显的影响,对一般贸易企业则具有显著的促进作用,这与我们的理论预期相吻合。导致这一差异性影响效应的可能原因是,加工贸易企业主要负责对外签订加工贸易进出口合同,对进口的原料、配件进行加工或装配,其自主研发、生产和出口的产品则相对较少,在出口过程中也无需像一般贸易企业那样向海关支付增值税,因此对于外部融资的需求较低,进而地方金融自由化对这类企业出口的促进作用并不明显;相比之下,一般贸易企业出口过程中所需的成本更高,其面临的融资约束程度也较大,因此地方金融自由化对这类企业扩大出口规模的促进作用更大。

<sup>①</sup> 受篇幅限制,这里只从企业出口规模的角度检验了地方金融自由化对企业出口行为的异质性影响。

表 3

异质性检验结果

	按照企业所有制			按照企业贸易方式		按照外部融资依赖程度	
	国有企业 (1)	民营企业 (2)	外资企业 (3)	加工贸易企业 (4)	一般贸易企业 (5)	高外部融资 依赖度行业 (6)	低外部融资 依赖度行业 (7)
<i>cnum</i>	-0.0001 (-0.14)	0.0031* (1.91)	0.0022 (1.10)	0.0000 (0.24)	0.0009** (2.11)	0.0034** (2.32)	0.0013 (1.04)
<i>lnemp</i>	0.4155*** (15.45)	0.4043*** (11.00)	0.7172*** (21.53)	0.6380*** (167.05)	0.6345*** (46.24)	0.5062*** (13.76)	0.4616*** (13.40)
<i>age</i>	0.0014 (0.77)	0.0032*** (2.80)	0.0167*** (4.91)	-0.0008 (-1.56)	-0.0006 (-1.17)	0.0040*** (2.99)	0.0038*** (3.22)
<i>klratio</i>	0.1440*** (9.45)	0.1251*** (9.51)	0.2947*** (9.87)	0.1423*** (76.92)	0.2015*** (15.62)	0.1775*** (10.34)	0.1374*** (9.51)
<i>tfp_FE</i>	0.2559*** (15.17)	0.2339*** (10.08)	0.5698*** (16.66)	0.9554*** (88.81)	0.7784*** (30.68)	0.3188*** (10.85)	0.3018*** (12.21)
<i>subdum</i>	0.1100*** (4.78)	0.2833*** (10.05)	0.2586*** (9.48)	-0.0061 (-1.57)	0.0517*** (6.21)	0.3113*** (10.09)	0.2314*** (12.18)
<i>soesdum</i>				-0.0445 (-0.71)	-0.0648** (-2.03)	0.0586 (1.35)	0.0542 (1.42)
<i>foreidum</i>				-0.0004 (-0.06)	0.0361** (2.20)	0.5451*** (10.26)	0.5330*** (10.61)
常数项	-2.8751*** (-11.70)	-2.3657*** (-6.20)	-2.5597*** (-6.49)	0.1839** (2.43)	-0.1215 (-0.61)	-2.9100*** (-6.89)	-2.2042*** (-6.03)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	200896	2330977	704380	227205	702660	1511593	1724660
R <sup>2</sup>	0.845	0.791	0.781	0.986	0.869	0.832	0.824

注: 括号内为纠正了异方差的 t 统计量; 估计系数标准差均集聚到城市层面; \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

### (3) 按外部融资依赖度区分

前文研究发现, 地方金融自由化显著促进了企业出口规模的扩大, 我们感兴趣的另一个问题是, 地方金融自由化的出口促进效应是否与企业所在行业的外部融资依赖度有关? 为了对此进行检验, 我们首先借鉴 Rajan 和 Zingales(1998) 以及 Lai 等(2016) 的做法来构造行业外部融资依赖度指标。我们采用行业内所使用的外部资产(即资本支出减去现金流)占该行业总资本支出的比重来衡量, 然后以行业外部融资依赖度的中位数为临界点将总样本划分为高外部融资依赖度行业与低外部融资依赖度行业。对上述两类子样本的估计结果分别报告在表 3 第(6)列和第(7)列。从中可以看到, 在高外部融资依赖度行业, 变量 *cnum* 的估计系数在 5% 水平上显著为正, 且数值水平高于基准回归中的估计系数, 这表明地方金融自由化显著促进了高外部融资依赖度行业中企业出口规模的扩大; 与此不同的是, 在低外部融资依赖度行业, 变量 *cnum* 的估计系数不显著, 这意味着地方金融自由化对低外部融资依赖度行业中企业出口没有明显的影响。

## 五、基于准自然实验的进一步估计

### 1. 倍差法估计

为了准确估计地方金融自由化对企业出口规模的影响, 本文将城商行设立的政策冲击视作准自然

实验,其中设立城商行的地区(地级市)为“处理组”,在样本期内尚未设立城商行的地区(地级市)为“对照组”。若处理组相对于对照组变化明显,则可说明地方金融自由化对于企业出口规模存在影响。传统的倍差法要求对样本设立统一的实验时间虚拟变量,但中国对于城商行的设立采取渐进的方式,某个地区条件符合设立标准后原银监会便给予批准,因此不同城市的城商行设立时间存在差异,无法对全样本设立统一的实验时间虚拟变量。为此,与Wang(2013)、Hoynes等(2009)、郭峰和熊瑞祥(2018)、包群等(2011)研究类似,本文采取渐进性倍差法进行估计,设定 $CCBTreat_c$ 为处理组虚拟变量,若是设立城商行的城市, $CCBTreat_c$ 取1,否则取0; $After_t$ 为时间虚拟变量,若是城商行设立之后的年份, $After_t$ 取值为1,否则取值为0。令 $exp_{it}$ 表示企业 $i$ 在 $t$ 时期的出口规模, $\Delta exp_{it}$ 表示企业 $i$ 在 $After_t = 1$ 和 $After_t = 0$ 期间出口规模的变化:若设立城商行,企业在两个时期间的出口变化记为 $\Delta exp_{it}^1$ ;若未设立城商行,企业在两个时期间的出口变化记为 $\Delta exp_{it}^0$ 。因此,是否设立城商行对企业出口规模的影响(处理组企业平均处理效应 $ATT$ )为:

$$ATT = E(\Delta exp_{it}^1 | CCBTreat_c = 1) - E(\Delta exp_{it}^0 | CCBTreat_c = 1) \quad (4)$$

在(4)式中,位于已设立城商行城市的企业在没有设立城商行时,潜在的出口规模变化 $E(\Delta exp_{it}^0 | CCBTreat_c = 1)$ 是不可观测的。对此,依据倍差法的思想,如果平行趋势假设成立<sup>①</sup>,则可以近似认为该潜在出口规模与样本期内始终没有设立城商行的企业的出口规模变化相等,即 $E(\Delta exp_{it}^0 | CCBTreat_c = 0) = E(\Delta exp_{it}^0 | CCBTreat_c = 1)$ ,因此可以将(4)式转化为(5)式:

$$ATT = E(\Delta exp_{it}^1 | CCBTreat_c = 1) - E(\Delta exp_{it}^0 | CCBTreat_c = 0) \quad (5)$$

上式可以进一步转化为如下可以用于实证的等价估计式:

$$EXP_{fict} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CCBTreat_c \times After_t + \varphi \cdot X_{firt} + \lambda_f + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (6)$$

在(6)式中,核心变量 $CCBTreat_c$ 和 $After_t$ 的设定与前文相同;此外,在加入控制变量 $X_{firt}$ 的基础上,我们进一步控制了企业固定效应 $\lambda_f$ 和年份固定效应 $\lambda_t$ ,以便剔除面板数据中企业异质性及时间变化的影响,从而保证交叉项 $CCBTreat_c \times After_t$ 的估计系数 $\beta_1$ 能够准确刻画城商行设立对企业出口的因果效应。

表4报告了倍差法估计结果。其中第(1)列是没有加入控制变量的检验结果,交叉项 $CCBTreat \times After$ 的估计系数为正且在1%水平上显著,初步表明城商行的设立促进了企业出口规模的扩大。第(2)列~第(7)列报告了逐步加入控制变量的估计结果,我们发现本文关注的交叉项 $CCBTreat \times After$ 的系数符号以及显著性水平在各个回归中均没有发生实质性变化,这表明本文的估计结果具有较好的稳定性。从表4第(7)列的完整估计结果中可以看出,在控制了其他影响因素后,交叉项 $CCBTreat \times After$ 的估计系数在5%水平上显著为正,这表明城商行的设立对企业出口规模具有显著的促进作用,即设立城商行可以使企业出口额平均提高26.01%,这再次支持了本文的核心结论。回归中其余变量的估计结果与基准回归结果相似,此处不再赘述。

## 2. 平行趋势检验与动态效应估计

前文倍差法估计结果可靠性的一个重要前提是要求满足平行趋势假设,即在政策冲击发生之前(在本文中为城商行的设立),处理组与对照组的结果变量(即企业出口规模)应该具有相似的变化趋势。这里采用事件分析法的思路来检验平行趋势假设是否成立,我们设定以下回归模型:

$$EXP_{fict} = \beta_0 + \sum_{j=-7}^{+7} \beta_j \cdot CCBTreat_c \times 1\{year=j\} + \varphi \cdot X_{firt} + \lambda_f + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (7)$$

其中 $j$ 表示城商行设立的时期,若是负数则表示城商行设立之前的时期,若为正数则表示城商行设立之后的时期; $1\{year=j\}$ 表示城商行设立第 $j$ 年的虚拟变量。在(7)式中,交叉项的估计参数 $\beta_j$ 是我们最为关注的,它们刻画了城商行设立对企业出口的年度效应。具体而言,如果在城商行设立前各交叉

① 下文将针对平行趋势假设进行检验。

表 4

倍差法估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$CCBTreat \times After$	0.2861 *** (2.88)	0.2945 *** (2.86)	0.2954 *** (2.87)	0.2884 *** (2.81)	0.2575 ** (2.33)	0.2613 ** (2.40)	0.2601 ** (2.40)	
$CCBTreat \times Y(-7)$								0.0080 (0.10)
$CCBTreat \times Y(-6)$								0.0244 (0.45)
$CCBTreat \times Y(-5)$								0.0026 (0.04)
$CCBTreat \times Y(-4)$								-0.0431 (-0.41)
$CCBTreat \times Y(-3)$								-0.0345 (-0.35)
$CCBTreat \times Y(-2)$								0.0420 (0.54)
$CCBTreat \times Y(-1)$								0.0766 (1.05)
$CCBTreat \times Y(0)$								0.1573 * (1.89)
$CCBTreat \times Y(+1)$								0.1997 (2.01)
$CCBTreat \times Y(+2)$								0.2295 ** (2.24)
$CCBTreat \times Y(+3)$								0.3083 *** (2.68)
$CCBTreat \times Y(+4)$								0.2964 *** (2.60)
$CCBTreat \times Y(+5)$								0.3872 *** (3.42)
$CCBTreat \times Y(+6)$								0.3570 *** (3.27)
$CCBTreat \times Y(+7)$								0.3135 *** (3.06)
$\ln emp$	0.4169 *** (12.75)	0.4151 *** (12.65)	0.5403 *** (13.18)	0.5342 *** (13.25)	0.5258 *** (13.40)	0.5206 *** (13.46)	0.5207 *** (13.46)	
$age$		0.0042 *** (3.50)	0.0036 *** (3.04)	0.0043 *** (3.65)	0.0043 *** (3.66)	0.0048 *** (4.04)	0.0046 *** (3.88)	
$klratio$			0.1772 *** (10.72)	0.1751 *** (10.57)	0.1721 *** (10.61)	0.1699 *** (10.58)	0.1711 *** (10.68)	
$tfp\_FE$				0.3316 *** (12.02)	0.3294 *** (12.14)	0.3291 *** (12.12)	0.3310 *** (11.98)	
$subdum$						0.3165 *** (11.65)	0.3149 *** (11.65)	0.3151 *** (11.92)

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>soesdum</i>							0.0652 <sup>*</sup>	0.0611 <sup>*</sup>
							(1.82)	(1.82)
<i>foreidum</i>							0.6201 <sup>***</sup>	0.6222 <sup>***</sup>
							(15.15)	(15.22)
常数项	2.3589 <sup>***</sup>	0.3425	0.3305	-0.8226 <sup>***</sup>	-2.8071 <sup>***</sup>	-2.7648 <sup>***</sup>	-2.8706 <sup>***</sup>	-2.7971 <sup>***</sup>
	(27.32)	(1.64)	(1.59)	(-2.83)	(-6.46)	(-6.52)	(-6.77)	(-6.86)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3280834	3267908	3266611	3253363	3236253	3236253	3236253	3236253
R <sup>2</sup>	0.818	0.820	0.820	0.821	0.822	0.822	0.822	0.822

注: 括号内为纠正了异方差的 t 统计量; 估计系数标准差均集聚到城市层面; \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

项的估计系数  $\beta_j (j < 0)$  不显著, 则表明处理组与对照组的结果变量在城商行设立前具有相似的变化趋势, 满足平行趋势假设。

表 4 第 (8) 列报告了平行趋势假设检验结果 (即对应于 (7) 式的回归模型)。从中可以看到, 在城商行设立之前, 各个交叉项的估计系数均未能通过 10% 水平的显著性检验, 这说明处理组与对照组企业的出口规模在城商行设立之前并没有明显的差异, 即满足平行趋势假设。与此形成鲜明对比的是, 在城商行设立的当年及其之后的时期, 交叉项的估计系数都显著为正, 并且随着时间推移, 交叉项的估计系数数值总体上趋于增大, 这意味着在城商行设立之后, 地方金融自由化对企业出口规模的促进作用随时间推移逐步增强。

为了直观起见, 我们将表 4 第 (8) 列的回归结果绘制在图 3 中, 其中实线部分表示城商行设立的边际效应, 虚线部分为 95% 置信区间。从中可以直观地看出, 在城商行设立之前边际效应线十分平坦, 但是从城商行设立的当年起边际效应线开始向右上方倾斜, 且倾斜幅度随时间推移在总体上不断变大, 即地方金融自由化对企业出口的促进作用在城商行设立之后逐步增强。总体而言, 以上检验再次直观地支持了平行趋势假设是成立的, 进而前文倍差法估计结果是可靠的。

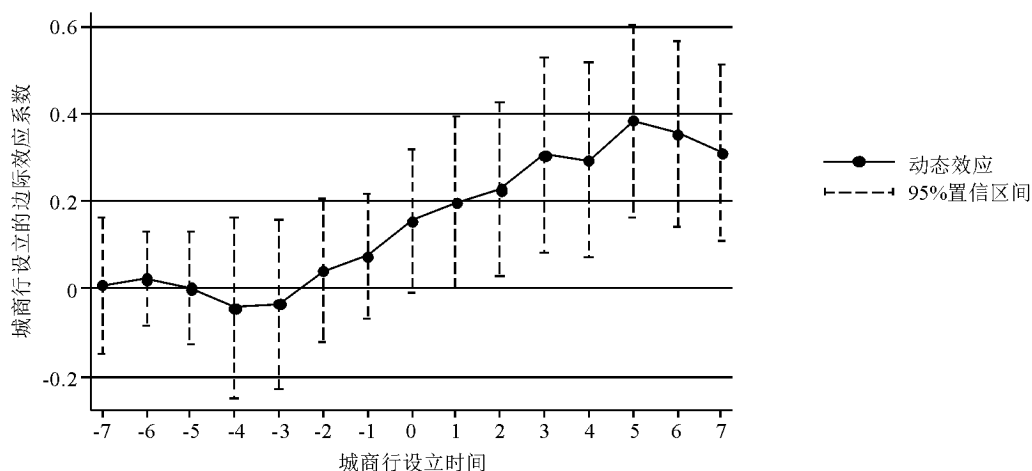


图 3 动态影响效应

### 3. 影响机制检验

前文的研究发现地方金融自由化可以显著提高企业出口规模, 于是我们进一步考虑, 为什么地方金

融自由化会促进企业出口的扩张?其影响渠道是什么?对这一问题的回答有助于帮助我们理解企业出口扩张的直接原因,并为地方金融自由化作用于企业出口的途径提供微观基础。

地方金融自由化促进了当地金融市场活跃度,提高企业资金可得性,因而可以缓解企业融资约束问题;同时已有大量研究证实融资约束的缓解对企业出口扩张存在促进作用(Bellone等,2009;Minetti和Zhu,2011;阳佳余,2012)。因此,我们很自然地推测,融资约束的缓解可能是地方金融自由化影响企业出口扩张的一个渠道。为了刻画企业面临的融资约束( $fc_{it}$ ),我们借鉴孙灵燕和李荣林(2012)、王雅琦和卢冰(2018)的做法,采用企业利息支出与总资产的比值(用 $fc\_lx$ 表示)对其进行衡量,该比值越大则表明企业面临的融资约束越小,反之则表明企业面临的融资约束程度越大。本文首先设定(8)式来检验地方金融自由化对企业融资约束的影响:

$$FC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot CCBTreat_c \times After_t + \varphi \cdot X_{firt} + \lambda_f + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (8)$$

在(8)式中,交叉项 $CCBTreat_c \times After_t$ 的估计系数 $\alpha_1$ 是我们最为关注的,如果它显著为正,则表明地方金融自由化可以缓解企业面临的融资约束。

在表5的第(1)列中报告了对(8)式的估计结果。我们发现,交叉项 $CCBTreat \times After$ 的估计系数显著为正,这表明地方金融自由化显著缓解了企业面临的融资约束问题,即地方金融自由化可以活跃当地金融市场,完善金融市场结构,提高企业获得贷款的可能性,进而为企业提供更充足的资金,缓解了融资约束问题。为了进一步检验融资约束缓解是否是地方金融自由化促进企业出口规模扩张的渠道,我们在基准倍差法模型(6)的基础上引入企业融资约束 $FC$ 、 $CCBTreat$ 与 $After$ 的三重交叉项,进而得到以下模型:

$$EXP_{fict} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CCBTreat_c \times After_t + \beta_2 \cdot CCBTreat_c \times After_t \times FC_{it} + \beta_3 \cdot FC_{it} + \varphi \cdot X_{firt} + \lambda_f + \lambda_t + \varepsilon_{fict} \quad (9)$$

在(9)式中,如果三重交叉项 $CCBTreat_c \times After_t \times FC_{it}$ 的系数显著为正,则表明地方金融自由化可以通过缓解企业融资约束进而促进企业出口的扩张。表5第(2)列中报告了对(9)式的回归结果,核心解释变量的估计系数与预期一致,且三重交叉项 $Treat \times After \times FC$ 的估计系数在5%水平上显著为正,这

表5 影响机制检验结果

	融资约束: $fc\_lx$		融资约束: $fc\_yzk$	
	第一步(1)	第二步(2)	第一步(3)	第二步(4)
$CCBTreat \times After$	0.0458* (1.90)	0.2505** (2.28)	0.0298** (2.43)	0.2908** (2.55)
$Treat \times After \times FC$		0.0011** (2.19)		0.0060 (1.62)
$FC$		0.0010*** (2.62)		0.0005 (1.25)
$lnemp$	-0.2026*** (-7.53)	0.5230*** (13.63)	-0.0660*** (-4.27)	0.3922*** (9.34)
$age$	0.0018*** (3.86)	0.0047*** (3.96)	0.0014* (1.65)	0.0043*** (3.20)
$klratio$	-0.3101*** (-7.58)	0.1710*** (10.75)	0.0194*** (3.31)	0.1600*** (7.69)
$tfp\_FE$	0.1055*** (5.06)	0.3271*** (12.18)	-0.2773*** (-3.30)	0.2694*** (8.89)
$subdum$	0.0296* (1.67)	0.3172*** (11.80)	-0.0098 (-1.27)	0.2815*** (9.86)
$soesdum$	0.0264 (0.54)	0.0632* (1.76)	0.0908 (0.83)	-0.0081 (-0.18)
$foreidum$	0.0425*** (3.13)	0.6210*** (15.05)	0.0113* (1.65)	0.5696*** (11.88)
常数项	1.3872*** (6.53)	-2.8913*** (-6.88)	2.4300*** (3.54)	-1.2987*** (-2.79)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3214682	3214682	2224107	2224107
$R^2$	0.367	0.821	0.976	0.844

注:括号内为纠正了异方差的t统计量;估计系数标准差均集聚到城市层面;\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。



表明地方金融自由化是通过缓解企业融资约束这一渠道来提高企业出口规模的。此外,融资约束的估计系数同样显著为正,表明融资约束的缓解对于企业出口扩张也存在促进作用。

为了保证回归结果的稳健性,我们重新对融资约束进行测度。与 Petersen 和 Rajan(1997)、韩剑和王静(2012)的做法类似,本文进一步从商业信用融资的角度来刻画企业融资约束。我们采用应付账款占企业销售收入的比重( $fc\_yfk$ )进行衡量<sup>①</sup>,若该比重越大,则说明企业面临的融资约束程度越小。表5第(3)列报告了以 $fc\_yfk$ 为因变量的回归结果,可以看到,交叉项 $CCBTreat \times After$ 的估计系数为正且在5%水平上显著,这表明地方金融自由化显著降低了企业面临的融资约束程度,可见这一核心结论并不会随着融资约束衡量方法不同而改变。此外,从表5第(4)列可以看出,三重交叉项 $Treat \times After \times FC$ 的估计系数为正,但是没有通过10%的显著性检验,这可能是因为本文数据库中企业应收账款的数据缺失较为严重,从而在一定程度上影响了估计系数的显著性。不过进一步来看,表5第(4)列中三重交叉项的相伴随概率其实与10%水平十分接近<sup>②</sup>,因此总体而言,地方金融自由化通过缓解企业面临的融资约束进而促进企业出口规模扩张这一核心结论是成立的。

## 六、结论与政策启示

改革开放四十年来,中国创造了出口贸易发展的奇迹。本文使用1998~2013年中国工业企业数据,从地方金融自由化的视角为企业出口扩张提供可能的解释。城商行的设立为本文研究地方金融自由化与企业出口的关系提供了不可或缺的研究素材。本文利用1998~2013年中国工业企业数据库及城市商业银行分支机构数进行实证研究,得到以下几点结论:第一,地方金融自由化不仅提高了企业出口的可能性,而且促进了企业出口规模的扩张。这一结论在纠正了样本选择偏差及处理了内生性问题后依旧成立,同时,更换变量度量指标,进一步控制“行业×年份”交叉固定效应也并不影响本文核心结论。此外,倍差法估计结果也表明城商行的设立对企业出口规模具有显著促进作用。第二,我们还考察了地方金融自由化对于不同企业的异质性影响,发现其对民营企业的出口规模促进效果最为明显,这也解释了在面临国有银行歧视的背景下,民营企业依然可以获得较稳定的资金以支持出口扩张的原因。同时,由于经营业务及关税支付情况的不同,地方金融自由化对于一般贸易企业具有显著的出口扩张效应,而这一效应对于加工贸易企业并不明显。此外,地方金融自由化对于外部融资依赖度高的企业的出口促进效应强于外部融资依赖度低的企业。第三,我们还对地方金融自由化影响企业出口的传导机制进行了检验,发现融资约束的缓解是地方金融自由化促进企业出口的重要渠道,这一结论不随融资约束衡量指标的变化而变化。

本文的研究为中国企业出口快速扩张提供了新颖的解释,结论表明除了传统的企业生产率、企业规模等因素之外,地方金融自由化对企业出口也发挥了重要的作用。因此,本文的研究具有丰富的政策含义。长期以来,中国一直依靠出口导向战略拉动经济增长,然而面对中国经济增速的持续放缓以及企业出口竞争力的下降,中国企业需要寻求新的动力以保持出口优势。在这种新形势下,地方金融性机构就需要为企业出口提供外部资金支持,创造良好的金融环境并完善金融体系,以推动对外贸易健康持续发展。此外,本文的研究也发现,地方金融自由化对不同企业出口扩张的促进效应存在差异。据此,地方金融机构可以有针对性地进行融资投放,合理分配金融资源,以提高资源配置效率进而提升企业出口竞争力。

① 需要说明的是,中国工业企业数据库中的应付账款指标在部分年份缺失,此处所用的样本为2003~2005年以及2007~2013年。

② 估计结果显示,该系数的相伴随概率为10.6%,即表明在11%的水平上显著为正。

## 参考文献

- [ 1 ] Abiad A , Mody A . . Financial Reform: What Shakes it? What Shapes It? [R]. International Money and Finance working paper ,2003 , No. 70.
- [ 2 ] Bekaert G , Harvey C R , Christian L . . Emerging Equity Markets and Economic Development [J]. Journal of Development Economics , 2001 , 66( 2 ) : 465-504.
- [ 3 ] Bellone F , Musso P , Nesta L , et al . . Financial Constraints and Firm Export Behavior [J]. The world Economy , 2009 , 33( 3 ) : 347-373.
- [ 4 ] Brandt L , Bieseboreck J V , Zhang Y . . Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics , 2012 , 97( 2 ) : 339-351.
- [ 5 ] Chen Z , Poncet S , Xiong R . . Local Financial Development and Constraints on Private Firms' Exports: Evidence from City Commercial Banks in China. CEPII Working Papers , 2017.
- [ 6 ] Clerides S , Lach S , Tybout J . . Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia , Mexico and Morocco [J]. Quarterly Journal of Economics , 1998 , 113( 3 ) : 903-948.
- [ 7 ] Dai M , Yu M . . Firm R&D , Absorptive Capacity , and Learning by Exporting: Firm-Level Evidence from China [J]. The World Economy , 2013 , 36( 9 ) : 1131-1145.
- [ 8 ] Eaton B , Kortum S , Kramarz F . . An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms [J]. Econometrica , 2011 , 79( 5 ) : 1453-1498.
- [ 9 ] Eichengreen B , Gullapalli R , Panizza U . . Capital Account Liberalization , Financial Development and Industry Growth: A Synthetic View [J]. Journal of International Money and Finance , 2011 , 30( 6 ) : 1090-1106.
- [ 10 ] Ferri G . . Are New Tigers Supplanting Old Mammoths in China's Banking System? Evidence from a Sample of City Commercial Banks [J]. Journal of Banking and Finance , 2009 , 33( 1 ) : 131-140.
- [ 11 ] Gelos G R , Wener A M . . Financial Liberalization , Credit Constraints , and Collateral: Investment in the Mexican Manufacturing Sector [J]. Journal of Development Economics , 2002 , 66( 1 ) : 1-27.
- [ 12 ] Goldsmith R . . Financial Structure and Economic Development [M]. Yale University Press , 1969.
- [ 13 ] Greenaway D , Guariglia A , Kneller R . . Financial Factors and Exporting Decisions [J]. Journal of International Economics , 2007 , 73( 2 ) : 377-395.
- [ 14 ] Greenaway D , Kneller R . . Firm Heterogeneity , Exporting and Foreign Direct Investment [J]. Economic Journal , 2004 , 117( 517 ) : 134-161.
- [ 15 ] Heckman J . . Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. Econometrica , 1979 , 47( 1 ) : 153-161.
- [ 16 ] Helmers C , Trofimenko N . . Export Subsidies in a Heterogeneous Firms Framework. Kiel Institute for the World Economy Working Paper No. 1476. 2010.
- [ 17 ] Hoynes H W , Whitmore S D . . Consumption Responses to in-kind Transfers: Evidence from the Introduction of the Food Stamp Program [J]. Applied Economics , 2009 , 1( 4 ) : 109-139.
- [ 18 ] Johnston R B . . Exchange Rate Arrangements and Currency Convertibility , Developments and Issues [J]. World Economic and Financial Surveys , IMF , 1999.
- [ 19 ] Laeven L . . Does Financial Liberalization Reduce Financing Constraints? [J]. Financial Management , 2003 , 32( 1 ) : 5-34.
- [ 20 ] Lai T , Qian Z , Wang L . . WTO Accession , Foreign Bank Entry , and the Productivity of Chinese Manufacturing Firms [J]. Journal of Comparative Economics , 2016 , 44( 2 ) : 326-342.
- [ 21 ] Levinsohn J , Petrin A . . Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies , 2003 , 70( 2 ) : 317-341.
- [ 22 ] Long C , Zhang X . . Cluster-Based Industrialization in China: Financing and Performance [J]. Journal of International Economics , 2011 , 84( 1 ) : 112-123.
- [ 23 ] Manova K , Wei S , Zhang Z . . Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints [J]. Review of Economics and Statistics , 2015 , 97( 3 ) : 574-588.
- [ 24 ] Manova K . . Credit Constraints , Heterogeneous Firms , and International Trade [J]. Review of Economic Studies , 2013 , 80( 2 ) : 711-744.
- [ 25 ] Manova K . . Credit Constraints , Equity Market Liberalizations and International Trade [J]. Journal of International Economics , 2008 , 76( 1 ) : 33-74.
- [ 26 ] Martin M F . . China's Banking System: Issues for Congress [J]. Congressional Research Service Report for Congress , 2012.
- [ 27 ] Melitz M J . . The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica , 2003 , 71( 6 ) :

- 1695-1725.
- [28] Minetti R ,Zhu S C. . Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy [J]. Journal of International Economics , 2011 ,83( 2) : 109-125.
- [29] Muñiz M. . Exporters , Importers and Credit Constrains [J]. Journal of International Economics , 2015 ,95( 2) : 333-343
- [30] Olley G S ,Pakes A. . The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica , 1996 ,64( 6) : 1263-1297.
- [31] Petersen M A ,Rajan R G. . Trade Credit: Theories and Evidence [J]. Review of Financial Studies , 1997 ,10( 3) : 661-691.
- [32] Rajan R ,Zingales L. . Financial Dependence and Growth [J]. American Economic Review , 1998 ,88( 3) : 559-586.
- [33] Rangan S ,Lawrence R. . Search and Deliberation in International Exchange: Learning from International Trade about Lags , Distance Effects and Home Bias. NBER Working Paper No. 7012. 1999.
- [34] Shaw E. . Financial Deeping in Economic Development [M]. Oxford University Press , 1969.
- [35] Wang J. . The Economics Impact of Social Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. Journal of Development Economics , 2013 ,101( 1) : 133-147.
- [36] Wei S ,Wang T. . The Siamese Twins: Do State-owned Banks Favor State-owned Enterprises in China? [J]. China Economic Review , 1997 ,8( 1) : 19-29.
- [37] 包群 ,邵敏 ,侯维忠. 出口改善了员工收入吗? [J]. 经济研究 2011 ,46( 9) : 41-54.
- [38] 樊纲 ,王小鲁 ,朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程报告[M]. 经济科学出版社 2010.
- [39] 郭峰 ,熊瑞祥. 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[J]. 经济学( 季刊) 2018 ,17( 1) : 221-246.
- [40] 郭念枝. 金融自由化与中国居民消费水平波动[J]. 经济学( 季刊) 2018 ,17( 4) : 1361-1382.
- [41] 韩剑 ,王静. 中国本土企业为何舍近求远: 基于金融信贷约束的解释[J]. 世界经济 2012 ,35( 1) : 98-113.
- [42] 黄金老. 金融自由化与金融脆弱性[M]. 北京: 中国城市出版社 2001.
- [43] 黄宪 ,王方宏. 中国与德国的国有银行效率差异及其分析[J]. 世界经济 2003( 2) : 71-79.
- [44] 蒋冠宏 ,蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应” [J]. 经济研究 2014 ,49( 5) : 160-173.
- [45] 李磊 ,冼国明 ,包群. “引进来”是否促进了“走出去”? ——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J]. 经济研究 2018 ,53( 3) : 142-156.
- [46] 林毅夫 ,李志赟. 中国的国有企业与金融体制改革[J]. 经济学( 季刊) 2005( 3) : 913-936.
- [47] 刘毅 ,申洪. 中国金融市场化度量分析[J]. 财经研究 2002( 9) : 39-46.
- [48] 马述忠 ,张洪胜. 集群商业信用与企业出口——对中国出口扩张奇迹的一种解释[J]. 经济研究 2017 ,52( 1) : 13-27.
- [49] 毛其淋 ,方森辉. 创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度[J]. 世界经济与政治论坛 , 2018( 2) : 1-24.
- [50] 毛其淋 ,盛斌. 贸易自由化与中国制造业企业出口行为 “入世”是否促进了出口参与? [J]. 经济学( 季刊) 2014 ,13( 02) : 647-674.
- [51] 邱斌 ,闫志俊. 异质性出口固定成本、生产率与企业出口决策[J]. 经济研究 2015 ,50( 9) : 142-155.
- [52] 苏振东 ,洪玉娟 ,刘璐瑶. 政府生产性补贴是否促进了中国企业出口? ——基于制造业企业面板数据的微观计量分析[J]. 管理世界 2012( 5) : 24-42 + 187.
- [53] 孙灵燕 ,李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. 经济学( 季刊) 2012 ,11( 1) : 231-252.
- [54] 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( 11) : 53-69.
- [55] 田巍 ,余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界 2013( 1) : 28-44.
- [56] 田巍 ,余森杰. 中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的经验分析[J]. 世界经济 2014 ,37( 6) : 90-112.
- [57] 王小鲁 ,樊纲 ,余静文. 中国分省份市场化指数报告[M]. 社会科学文献出版社 2016.
- [58] 王雅琦 ,卢冰. 汇率变动、融资约束与出口企业研发[J]. 世界经济 2018 ,41( 7) : 75-97.
- [59] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学( 季刊) 2012 ,11( 4) : 1503-1524.
- [60] 于洪霞 ,龚六堂 ,陈玉宇. 出口固定成本融资约束与企业出口行为[J]. 经济研究 2011 ,46( 4) : 55-67.
- [61] 钟娟 ,魏彦杰 ,沙文兵. 金融自由化是否有利于企业的知识创新? ——来自中国制造业的证据[J]. 南开经济研究 2012( 4) : 126-140.
- [62] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究 2007( 7) : 36-50.
- [63] 朱南 ,卓贤 ,董屹. 关于我国国有商业银行效率的实证分析与改革策略[J]. 管理世界 2004( 2) : 18-26.
- [64] 庄晓玖. 中国金融市场化指数的构建[J]. 金融研究 2007( 11) : 180-190.

( 责任编辑: 王丽娟)

《世界经济研究》2019 年第 8 期 • 29 •

## Contents & Abstracts

### **From Raising Foreign Debt to Absorbing Foreign Capital , and Then Holding Two-way Investment: A Review of the Policies and Experience of "Bringing in" and "Going out" of New China in the Past 70 Years**

*Zhao Beiwen Li Dan*( 3)

When we look back on the 70 years since the founding of New China ,the year of 1978 marks the watershed between the two historical periods. In the period before the reform and opening up ,China not only experienced the pain of borrowing money from the Soviet Union ,but also suffered a decade of disaster. The strategic decision of reform and opening up made by the CPC central committee in 1978 is not only a crucial choice to determine the fate of contemporary China ,but also a historical choice to make the Party and the country rise up from the crisis in the face of internal and external troubles. In the period of the reform and opening up ,reform ,opening up and institutional innovation have led to the rapid development of two – way investment in China. With the acceleration of the pace of opening up and the adjustment of foreign investment policy ,the development of China's two-way investment has experienced several stages ,such as the stage of starting at the same time ,the stage of focusing on introduction ,the stage of rapid development and the stage of keeping pace with each other. Thanks to the construction of the "1 + 3 + 7 + 1" pilot free trade zone pattern ,the foreign investment and the investment abroad through the free trade zone further drives the development of China's two – way investment. The opening up policy and the institutional innovation are the significant experiences that "bringing in" and "going global" strategies of New China have achieved great development in the past 70 years.

### **How Does Local Financial Liberalization Affect China's Firm Export?: Evidence from the Development of City Commercial Banks**

*Mao Qilin Wang Shu*( 11)

In the past 40 years of reform and opening up ,China has created a miracle in the development of export trade. This paper provides a possible explanation for the expansion of Chinese firm export from the perspective of local financial liberalization. Based on the establishment of city commercial banks ,this paper uses empirical data from Chinese industrial firms in 1998 ~ 2013 ,finding that local financial liberalization not only increases the probabilities of export ,but also significantly promotes the expansion of export. The conclusion is still robust after dealing with the problems of potential sample selection bias and endogeneity. Heterogeneity analysis shows that the export expansion effect of local financial liberalization is more obvious for private firms ,ordinary trade and external-financed firms. Besides ,this paper also regards the establishment of city commercial bank as a quasi-natural experiment and uses difference in difference method for estimation. It turns out that local financial liberalization has greatly promoted the expansion of export scale ,and the promotion effect is enhanced with the lasting time of the city commercial banks. Last but not least ,the influence mechanism test shows that local financial liberalization affects the export by alleviating the financial constraints faced by firms. The research in this paper is helpful for understanding the internal relationship between the local financial condition and the export of firms ,which provides empirical evidence for objectively assessing the export effects of establishing local financial institutions. In addition ,this paper also has significant implications for policy adjustment of local financial institutions.

### **Research on the Characteristics of RMB Exchange Rates before and after "811 Exchange Reform"**

*Xu Juan Yang Yahui*( 30)

The "811 Exchange Reform" is an important step towards a full-fledged marketization reform of RMB exchange rate. This paper explores how the onshore and offshore exchange rates have evolved before and after China's "811 exchange reform" in