

银行部门扩张、融资约束缓解与全球价值链嵌入

胡浩然¹ 宋颜群²

(1. 山东大学经济学院 山东济南 250100)

(2. 山东财经大学财政税务学院 山东济南 250014)

摘要: 本文以银监会 143 号文带来的银行业市场化改革作为研究案例,从银行部门扩张角度研究其对我国出口企业全球价值链(GVC)嵌入程度的影响。结果显示,银行部门扩张显著提升了我国出口企业的 GVC 嵌入程度。作用机制检验表明,银行部门扩张缓解了出口企业的融资约束程度,并以此为中介渠道提升了出口企业的 GVC 嵌入程度。另外,银行部门扩张主要提升了小规模企业、民营企业样本组高融资约束出口企业的 GVC 嵌入程度,再次验证了银行部门扩张缓解企业融资约束的机制作用。异质性检验发现,银行部门扩张对一般贸易企业和东部地区出口企业 GVC 嵌入程度的提升作用更大。

关键词: 银行部门扩张 全球价值链 融资约束 市场化改革

中图分类号: F832.1 F742 **JEL 分类号:** F10 L5 G28

一、引言

改革开放以来,中国依靠人口红利、资源成本低等比较优势承接了大量国际产业转移,在此过程中出口企业参与全球价值链(global value chain, GVC)的程度不断加深,使得中国迅速成为全球性经贸大国。出口企业积极融入全球生产链条和参与国际分工给中国带来了丰厚的经济利益。但是,随着国内人口红利逐步消失,环境、资源等内生约束增大,国际逆全球化、贸易保护主义等浪潮不断兴起,以及东南亚等发展中国家积极融入全球生产链条并与中国同质化竞争,国内外经济形势骤变。这些因素共同导致了我国出口贸易国际成长环境的日益恶化,关系到出口企业在 GVC 分工体系的地位。在上述背景下,传统依赖粗放型出口模式的发展策略难以为继,通过供给侧结构性改革调整经济结构有助于提升中国出口企业的竞争优势和在 GVC 分工体系中的地位。

相较于发达国家,中国当前的金融市场化程度不高,金融体系的“金融抑制”状态限制了经济的持续健康发展(Mckinnon, 2010)。中小微、民营等企业由于缺乏丰富的抵押资产而被国有大银行忽视,不能获得足够的银行贷款并进一步导致融资约束问题(Lin 和 Tan, 1999; Almeida 等, 2004)。而融资约束会提高企业参与出口的门槛,是影响中国企业参与 GVC 分工体系决策的重要因素(Nagaraj, 2014; Chen 等, 2020)。王磊(2016)认为,过去长期出于对金融风险考虑,中国政府严格限制金融业的市场准入,

* 本文为山东省自然科学基金项目“加工贸易转移对中国区域经济效益的影响研究”(项目编号:ZR2021QG011)和中央高校基本科研业务费专项资金项目“外资政策调整对地区间经济差距的影响”(项目编号:2020GN053)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

导致信贷资金的使用效率不高,大型国有银行倾向于对国有企业 and 大规模企业贷款,对中小微企业、民营企业等贷款积极性不高。因此,银行业作为金融体系中的重要环节,需要在参与和支持深化供给侧结构性改革中主动作为。在以中国人民银行为核心和国有五大银行为主体的“大一统”银行体系的基础上,中国政府积极推进银行业市场化改革,谋求建立多种类型银行部门共生的全新银行体系。一方面,未来中国将逐步降低外资在银行、证券和保险等金融领域的准入门槛,但是金融业对外开放的全面措施目前还在摸索中。另一方面,银保监会等部门对内放松中小银行市场准入门槛的改革方兴未艾,中小银行分支机构扩张显然有助于扩大银行体系的可贷资金规模和途径。

在深化银行业市场化改革中一个重要举措是2009年原银监会出台《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)》(银监办发〔2009〕143号文,以下简称“银监会143号文”)^①,主要目的是降低股份制商业银行和城商行等中小银行的市场准入门槛。对此,本文有待研究的问题是:第一,以银监会143号文为代表的银行业市场化改革能否促进中小银行分支机构扩张(银行部门扩张)进而为出口企业提供更多的融资贷款支持?第二,银行部门扩张是否可以通过缓解出口企业融资约束进而提升其GVC分工体系的地位?本文以银监会143号文作为一项准自然实验,结合2004—2013年中国海关数据与工业企业匹配数据,采用双重差分法检验银行部门扩张对中国出口企业GVC嵌入程度的影响。研究发现,银行部门的扩张显著提高了中国出口企业的GVC嵌入程度,融资约束缓解在其中起到了重要的机制作用。

相较于内销企业,出口企业一般面临着更高的融资约束问题。首先,出口企业大多为规模以下企业,中国海关出口企业中规模以下企业大约占86%。^②由于小规模企业更加容易被银行拒之门外,因而往往面临着融资难问题(王磊,2016; Almeida等,2004)。其次,出口企业面临更高的生产固定成本,其中既包括国际市场的信息搜集、确定和维护贸易伙伴的成本,也包括国际运输费用、资金垫付与周转等成本,更包括为了维持产品竞争力而投入到国际销售网络和研发创新的成本(Greenaway和Kneller,2010; Chen等,2020)。最后,80%以上的出口企业从事一般贸易,而一般贸易企业可能面临更高的融资约束问题。相比于加工贸易企业可以从国际合作商获取外源融资,一般贸易企业的借贷主要来自国内,借贷来源相对单一,因此面临的融资难度更高。

与此同时,融资约束问题是限制中国出口企业深入参与GVC国际化分工体系的重要因素。现有研究表明,较强的融资约束显著提高了一国企业参与出口的门槛,影响了企业参与GVC的决策(Nagaraj,2014),最终不利于出口企业GVC嵌入程度的提升(吕越等,2016;高运胜等,2018)。相反,融资约束程度越小的出口企业向高价值链环节攀升的概率越大(马述忠等,2017),金融支持政策有助于中国出口企业GVC分工体系地位的提升(王磊,2016)。从银监会143号文可知,银行业市场化改革极大地激励了中小商业银行分支机构的扩张,从而激发了银行业的竞争和信贷规模的扩大(Gao等,2019),为企业获取贷款提供了更多途径和机会,继而促进了企业广泛参与GVC分工体系。Chen等(2020)认为,伴随着金融市场化程度的提升,企业在当地的贷款来源和规模将增加,

① “银监会调整中小商业银行分支机构市场准入政策”,中央政府门户网站, http://www.gov.cn/gzdt/2009-04/30/content_1301338.htm。

② 本文将工业企业数据库的出口企业作为规模以上企业,其他海关数据库出口企业作为规模以下企业。

其面临的融资约束压力将得到释放。

区别于以往研究,本文的边际贡献主要包括以下两个方面:第一,拓展了现有研究视角。已有文献一般从经济开放等视角研究价值链问题(毛其淋和许家云,2018),本文将我国银行业市场化改革与GVC嵌入话题进行结合,拓展了关于金融市场化改革和全球价值链嵌入决定因素的定量研究。第二,本文结论验证了中小银行部门扩张可以提高我国出口企业的GVC嵌入程度,表明金融市场化改革有利于出口企业获得更多的贸易利得,进而有助于我国由经贸大国向经贸强国转变,不仅对于国内其他金融领域的市场化改革具有重要的启示意义,而且对于未来我国金融业全面对外开放的政策制定具有一定的借鉴价值。

二、制度背景与典型事实

(一) 制度背景

改革开放以来,我国一直在推进对金融领域的市场化改革,其中既包括了直接融资的证券市场,也包括了以银行业为代表的金融中介机构。20世纪90年代初期,我国在对外开放的前沿地区上海市和深圳市分别成立了证券交易所。但是截至2020年,以证券融资为代表的直接融资仅占社会融资规模存量的29%,在“十三五”时期新增直接融资规模约为39万亿元,占同期社会融资规模增量的32%。可见通过银行业等金融中介机构的间接融资方式依然占据主导地位。

尽管如此,银行业内部也不断进行着市场化改革。以央行为中心和国有五大银行为主体的银行体系在中国金融体系中依然占据核心地位。截至2018年,国有五大银行的资产规模占银行业金融机构总资产规模的37%,以城市商业银行为代表的地方金融机构仅占13%。^①但是,在过去很长时间内国有银行的贷款效率和资金运用效率偏低(Chen等,2020),角色定位于为国有企业和政策服务(林毅夫和李志赞,2005),对中小微、民营等企业服务不到位,进而导致融资难问题(王磊,2016; Wei和Wang,1997)。鉴于此,持续深化银行业的市场化改革和放松银行管制政策符合当前中国经济发展的需要。蔡卫星和曾诚(2012)认为,我国银行业的市场化改革既需要发展城市商业银行等地方金融机构,也需要放开外资银行的准入管制,以此来促进银行业的市场竞争(张杰等,2017)。

为了参与和支持供给侧结构性改革,切实提升服务实体经济的质效,深化作为服务行业和实体经济重要组成部分的银行业的市场化改革符合国情需要。鉴于此,为促进股份制商业银行、城市商业银行更好地支持地方实体经济、中小微企业和“三农”的发展,2009年4月发布了银监会第143号文。该文主要包括以下两点内容:第一,由指标管理模式向市场准入机制转变,中小商业银行在相关地域范围下设分支机构,不再受数量指标控制;简化机构设立审批程序,将省内分支机构审批权限由原银监会下放给各省的原银监局。第二,已经在省会(首府)城市设有分支机构的股份制商业银行,在该省(直辖市、自治区)其他城市设立分支机构不再受数量限制,城市商业银行在法人所在省内设立分支机构不受数量限制。前者的改革重点在于跨省设立分支机构,后者的改革

^① 数据来源于《中国五大国有商业银行年报》。

重点在于在省内其他城市设立分支机构。跨省设立分行依然需要原银监会审批，省内设立分支机构则由原地方银监局进行审批。比较来看，城市商业银行设立分支机构的管制程度得到大幅度的放松。

可以预期的是，银监会 143 号文的实施降低了中小商业银行异地新设分支机构的进入成本，直接效果体现为分支机构数量的快速上升。为了直观地观测银监会 143 号文的改革效果，我们绘制了城市商业银行数量的变化趋势，并且以不受政策直接影响的国有五大银行作为参照。^①可以看出，国有五大银行和城市商业银行分支机构的数量一直呈现上升趋势；从绝对数量角度看，国有五大银行数量远大于城市商业银行数量；从相对趋势角度看，2009 年以后城市商业银行数量的上升趋势明显大于国有五大银行，国有五大银行与城市商业银行分支机构的数量比由 2004 年的 9.2 倍逐步下降到 2013 年的 5.6 倍。其中最为明显的变化时间点与银监会 143 号文的实施时间相符合，从而展示了银监会 143 号文改革的直接效果是促进城市商业银行分支机构的快速扩张。

（二）典型事实

1. 我国出口企业 GVC 嵌入程度演化

GVC 分工体系地位可以综合评价一国对外贸易的竞争力。相对于以出口额衡量的贸易规模，附加值贸易（trade in value added）能够区分一国贸易规模中附加值的国内来源部分和国外来源部分，其中国外来源部分体现了企业参与国际分工的垂直专业化程度或者 GVC 嵌入程度（Koopman 等，2012；Upward 等，2013；Wang 等，2013），进而能更真实地反映一国在全球贸易中的真实贸易利得（王孝松等，2017）。本文初步测算了出口企业 GVC 的嵌入程度。2004—2013 年出口企业平均 GVC 嵌入程度为 20.1%，2004—2008 年整体变化呈现下降趋势，2009—2013 年下滑趋势得到遏制且有所反弹。^②2009 年出现较大变化，时间点与银监会 143 号文改革的时间点一致，因此银行业市场化改革可能在其中起到了积极作用。

2. 银监会 143 号文改革的初步效果

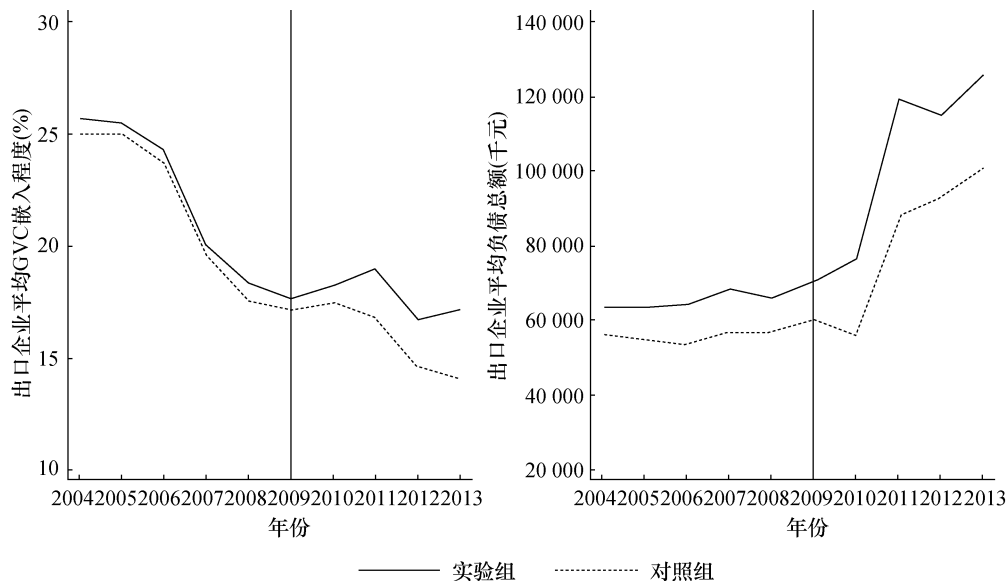
考虑到银监会 143 号文改革主要降低了城市商业银行在同省内部其他城市设立分支机构的市场准入门槛，因此城市商业银行扩张的方向主要是没有设立过分支机构的城市。除此之外，Rajan 和 Zingales（2003）提出的利益集团理论认为，一个城市的在位银行数量越多，为了避免银行业同质化竞争并减少利润损失，其通过政治网络限制新分支机构进入市场的动力越强。因此，综合银监会 143 号文和利益集团理论，本文以 2009 年之前是否已设立城市商业银行分支机构作为城市分组变量的划分依据，将没有设立过分支机构的城市视为实验组，其他城市作为对照组。

本文首先观察实验组和对照组城市出口企业的平均 GVC 嵌入程度的变化，如图 1 左图所示。对比实验组和对照组来看，相较于对照组实验组出口企业的平均 GVC 嵌入程度在 2009 年以后出现较大幅度的提升，而 2009 年以前实验组和对照组出口企业平均 GVC 嵌入程度的变化趋势基本趋同。从图 1 左图可以看出，银监会 143 号文带来的银行业市场化改革很可能导致了实验组城市出口企业 GVC 嵌入程度的相对提升。

^① 因篇幅所限，本文省略了银监会 143 号文改革的直接效果图，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

^② 中国出口企业平均 GVC 的年度变化趋势图请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

图1 银监会 143 号文改革的初步效果



其次，从前文分析可知，银监会 143 号文改革的作用机制可能直接来源于融资贷款的支持和缓解出口企业的融资约束程度。如何有效地度量企业的融资约束程度，现有研究依然没有定论。一些研究采用 KZ 指数、WW 指数和 SA 指数，但也有研究认为上述指标财务变量中存在诸多内生性，并且参数设定基于美国数据，可能并不适用中国数据（刘贯春等，2019）。本文认为，银监会 143 号文改革有助于城商行分支机构的扩张，不难推断原本中小微、民营等高融资约束企业由于银行部门的扩张而将获得更多的融资贷款机会和途径，出口企业面临的外源融资约束程度也将减小。

对于银行而言，银行部门扩张会使得信贷规模扩大，但是对于企业而言，银行信贷是企业的负债。因此，实验组城市出口企业平均负债总额的变化既可以反向反映银行信贷规模的变化，又可以体现出口企业融资约束程度的变化。本文进一步观察实验组和对照组城市出口企业的平均负债总额的变化，如图 1 右图所示。可以看出，出口企业平均负债总额在 2009 年以前实验组和对照组的变化趋势基本一致，2009 年以后实验组与对照组相比出现较大幅度的提升。因此，可以推断，银监会 143 号文改革显著提高了银行信贷规模或者出口企业平均负债总额，有助于降低城市出口企业的融资约束程度。

三、方法、指标和数据

（一）研究方法

为考察银监会 143 号文改革对我国出口企业 GVC 嵌入程度的影响，本文采用双重差分法进行实证检验。具体地，本文构建计量模型如下：

$$GVC_{ict} = \alpha + \beta \times TREAT_c \times Post09_t + \sum_{n=1}^{12} \delta_n X_{ict}^n + \mu_i + \lambda_t + \vartheta_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中，下标 i 、 c 、 p 和 t 分别代表出口企业、城市、省份和年份。因变量 GVC 为出口企业的 GVC 嵌入程度，借鉴王孝松等（2017）和 Koopman 等（2012）的做法，本文使用企业出口的国外增加值率衡量出口企业的 GVC 嵌入程度。 $TREAT$ 为政策分组虚拟变量，

实验组城市设置为 1，对照组城市设置为 0；*Post09* 为政策冲击的时间虚拟变量，2009 年及之后年份设置为 1，否则为 0。交叉项 $TREAT \times Post09$ 是本文主要关注的对象，它的估计系数 β 刻画了银行部门扩张对出口企业 GVC 嵌入程度的因果效应，如果 β 通过显著性检验且大于 0，则表明银行部门扩张有助于提高出口企业嵌入 GVC 的程度。

鉴于影响出口企业 GVC 的因素纷繁复杂，银行部门扩张只是影响因素之一，为尽可能排除其他因素的干扰，本文在计量模型中纳入控制变量。借鉴已有研究的做法（吕越等，2016；王孝松等，2017）和现实意义，在企业层面本文筛选出可能影响 GVC 指标的 7 个企业层面控制变量用于控制企业特征；同时，考虑到银监会 143 号文改革作用在城市层面，本文构造 5 个城市层面的控制变量用于控制城市特征和样本的选择效应。^①

企业层面的控制变量包括：企业员工数量，用从业人数的对数衡量；企业年龄，用企业实际生存年限的对数衡量；资本密集度，用人均固定资产存量的对数衡量；是否为外资企业，将外资企业设置为 1，其他为 0^②；是否为国有企业，将国有企业设置为 1，其他为 0；出口产品技术密集度的虚拟变量，借鉴 Lall（2000）的研究思路将出口产品分类为资源依赖型和高、中、低三个层次的技术密集型，并依据各产品的出口额比重加总至企业层面，进而设置中技术密集度和高技术密集度两个虚拟变量。城市层面的控制变量包括：赫芬达尔指数（*HHI* 指数），用城市中 2 位数行业所有企业资产份额平方项之和来衡量；政府支出比，用财政支出占城市 GDP 的比重来衡量；经济发展水平，用城市 GDP 除以总人口后取对数来衡量，并折算为 2004 年价格；人力资本，用每万人在校大学生数量取对数来衡量；经济开放程度，用外国直接投资额占城市 GDP 的比重衡量。

除此之外，本文还引入企业、年份和省份—年份三个维度的固定效应，尽可能地控制不可观测因素对模型的干扰。企业固定效应 μ_i 用于刻画不随企业变化的固有特征；年份固定效应 λ_t 用于刻画不随时间变化的特征因素；省份—年份双向固定效应 θ_{pt} 用于刻画城市所处省份的时变宏观环境，可以将实验组和对照组的样本限定在省份内部进行对比。

（二）指标选取

GVC 反映了产品在不同国家或地区的生产工序、环节的国际分工体系。企业的附加值贸易包含了国内附加值（DVA）和国外附加值（FVA）两部分，其中国外附加值直接体现了企业参与国际分工的 GVC 嵌入程度。借鉴以往研究的做法（王孝松等，2017；吕越等，2016；Koopman 等，2012），本文使用企业出口的国外附加值率来衡量出口企业的 GVC 嵌入程度。本文主要借鉴 Upward 等（2013）和 Wang 等（2013）的方法测算企业出口的国外附加值率，该方法假定企业所有的进口都用于中间投入^③，加工贸易方式进口全部作为中间投入品，一般贸易方式进口则同比例用于国内销售和国外出口。企业出口的国外附加值率（GVC）如公式（2）所示，其中， M 、 Y 、 D 分别表示企业的进口、出口和国内销售， p 和 g 分别表示加工贸易和一般贸易，国内销售用企业的销售产值减去出口交货值得出。

$$GVC = \frac{M^p + Y^g [M^g / (D + Y^g)]}{Y} \quad (2)$$

① 主要变量的描述性统计请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

② 本文根据企业实收资本的构成来区分所有制形式，如果企业的外资和港澳台资本占总实收资本的比重较大则定义为外资企业，若国有和集体资本占比较大则定义为国有企业，其他为民营企业。

③ 中国工业企业数据库 2008 年以后缺少中间投入变量。

本文借鉴吕越等（2016）的做法对上述方法进行了改进，具体如公式（3）所示：一方面，根据 BEC（Broad Economic Categories）编码识别出中间投入品，由于海关 HS 产品码与 BEC 编码是一一对应关系，并且 BEC 产品分类包括资本品、中间品和消费品，本文仅保留中间品对应的一般贸易进口；另一方面，由于部分加工贸易企业并没有将进口的中间品全部投入生产，而是转卖给国内其他企业，进而造成过度进口和过度出口，本文将过度进口和出口企业剔除。

$$GVC = \frac{M_A^p + Y^g [M_{Ab}^g / (D + Y^g)]}{Y} \quad (3)$$

（三）数据来源

本文实证分析主要基于中国海关数据库和工业企业数据库，借鉴 Yu（2015）的三步匹配法，使用企业名称、邮编和电话号码等信息对海关数据和工业企业数据进行匹配，合并后时间跨度为 2004—2013 年。由于中间商与其他制造业企业在出口动机、生产行为等方面存在显著差异，本文将企业名称中包含“经贸”、“科贸”、“外经”、“进出口”和“贸易”等字段的样本进行了剔除（Ahn 等，2011）。借鉴 Brandt 等（2012）的做法，本文对工业企业数据进行了处理，删除了工业总产值、固定资产、销售产值等关键变量缺失或者小于 0 以及企业职工人数小于 8 等不符合会计准则的数据。由于行业编码标准在 1994 年、2002 年和 2011 年发生了变化，本文按 2002 年国家统计局的行业统计标准《国民经济行业分类》（GB/T 4754-2002）进行了统一。城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 1 报告了基准回归的检验结果。第（1）列为没有加入控制变量的检验结果，第（2）列到第（6）列为逐步加入控制变量的检验结果。^① 交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正，说明银行部门扩张可以有效地提高出口企业在 GVC 的嵌入程度。表 1 第（6）列加入了全部的控制变量，本文将其作为基准计量模型，其中交叉项的系数值为 0.0084，与被解释变量 GVC 平均值 0.195 的比值约等于 0.043，这说明银行部门扩张在提升出口企业 GVC 嵌入程度中大约起到了 4.3% 的作用。

表 1 基准回归的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$TREAT \times Post09$	0.0115 *** (0.003)	0.0120 *** (0.003)	0.0114 *** (0.003)	0.0114 *** (0.003)	0.0077 ** (0.003)	0.0084 *** (0.003)
观测值	283 317	283 317	283 317	283 317	277 796	277 679
R^2	0.821	0.821	0.821	0.821	0.822	0.822

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平；计量模型控制了企业、年份和省份—年份双向固定效应；后同。

（二）平行趋势检验

双重差分法估计能够有效识别因果关系的前提是在政策实施之前，实验组和对照组

^① 控制变量的回归结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

的变化需要大致满足平行趋势。对此检验，本文需要在公式（1）的基础上将时间虚拟变量（ $Post09_t$ ）更换为历年的年份虚拟变量（ $Year_t$ ），并且与政策分组虚拟变量（ $TREAT_c$ ）做乘积，然后重新进行估计，如公式（4）所示。本文将 2008 年设置为基准年份，为了直观起见，本文将 $TREAT \times Year$ 的估计系数绘制在图 2 中，带有“▲”的实线部分刻画了银行部门扩张的边际效应，虚线部分描绘的是 95% 的置信区间。

$$GVC_{ict} = \alpha + \sum_{t=2004}^{2013} \chi_t \times TREAT_c \times Year_t + \sum_{n=1}^{12} \delta_n X_{ict}^n + \mu_i + \lambda_t + \vartheta_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

图 2 银行部门扩张对出口企业 GVC 的动态影响效应

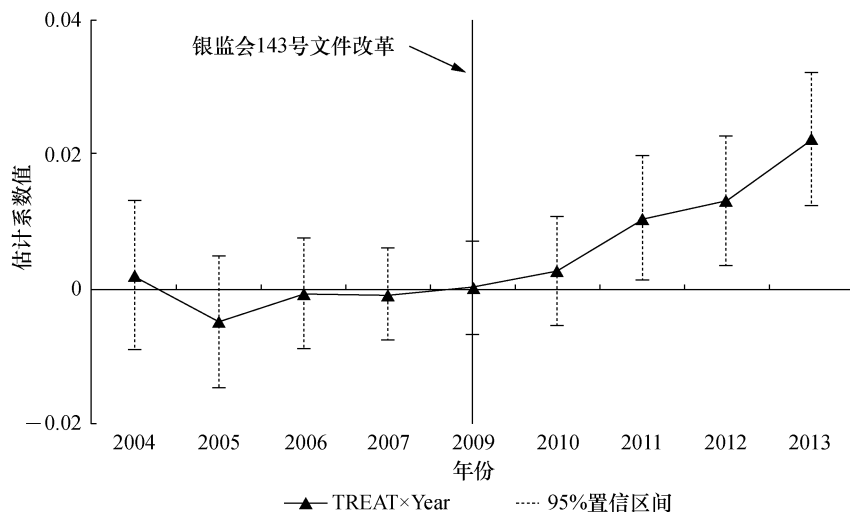


图 2 显示，2008 年为基准年份线的左侧边际效应线，较为平坦且没有通过显著性检验，右侧边际效应线出现明显上升，说明实验组和对照组在政策实施之前满足平行趋势的假设。同时，在政策实施的当年（2009 年）和第一年（2010 年）交叉项 $TREAT \times Year$ 的估计系数没有通过显著性检验。但是，从第二年开始（2011—2013 年），银行部门扩张显著提升了出口企业的 GVC 嵌入程度。因此，银行部门扩张对出口企业 GVC 嵌入程度的影响具有一定的时滞效应，这一时滞时期大约在两年以内，这可能与城市商业银行分支机构的申请、审批和设立需要一段准备时间有关。

（三）作用机制检验

1. 中介效应检验

综合前文理论分析，随着中小银行部门的扩张，整个银行体系可以为实体经济提供更多的信贷资金，进而降低出口企业外源融资的约束程度。而融资约束是限制出口企业参与 GVC 分工体系的重要因素（Nagaraj, 2014）。因此，降低融资约束可能是银行部门扩张提高出口企业 GVC 嵌入程度的内在作用机制。考虑到银行的信贷资金构成了出口企业的负债，银行部门扩张引致的信贷规模效应可以用出口企业的债务规模变化度量。本文用出口企业负债总额并取对数来衡量债务规模（ $Tdebt$ ）。接下来，本文使用中介效应模型对作用机制进行检验，回归方程如公式（5）、（6）所示， Mid 表示中介变量。

$$Mid_{ict} = \alpha + \beta \times TREAT_c \times Post09_t + \sum_{n=1}^{12} \delta_n X_{ict}^n + \mu_i + \lambda_t + \vartheta_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

$$GVC_{ict} = \alpha + \beta \times TREAT_c \times Post09_t + \gamma \times Mid_{ict} + \sum_{n=1}^{12} \delta_n X_{ict}^n + \mu_i + \lambda_t + \vartheta_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (6)$$

当企业债务规模 (*Tdebt*) 作为中介变量 (*Mid*) 时, 基于公式 (5) 的回归结果如表 2 第 (1) 列所示。可以看出, 交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正, 表明在银行业市场化改革以后, 银行部门的扩张显著扩大了出口企业从银行获得的信贷资金和其自身的债务规模, 进而有助于降低出口企业的外部融资约束程度。基于公式 (6) 的回归结果显示, *Tdebt* 的估计系数显著为正, 说明出口企业的债务规模与 *GVC* 嵌入程度呈现正相关关系; 同时, 交叉项 $TREAT \times Post09$ 的系数值和显著性与表 1 第 (6) 列相比出现明显下降。上述结果综合表明, 债务规模提升或者融资约束下降是银行部门扩张提升出口企业 *GVC* 嵌入程度的中介渠道。

与此同时, 随着银行部门扩张发挥信贷规模效应, 出口企业的外源融资成本降低, 出口企业负债运营能力有所提升, 利息支出也随之增多 (Li 和 Yu, 2009)。考虑到企业借贷能力还受到企业自身规模因素的制约, 为了剔除企业规模不同导致外部融资能力差异, 本文借鉴孙灵燕和李荣林 (2012) 的做法, 使用企业利息支出除以固定资产的利息支出比 (*FC*) 衡量企业的融资约束程度, 该数值越大则说明企业外源融资约束特别是信贷约束越小。当企业利息支出比 (*FC*) 作为中介变量 (*Mid*) 时, 基于公式 (5) 的回归结果如表 2 第 (3) 列所示。可以看出, 交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数在 1% 水平显著为正, 说明银行部门扩张显著提高了出口企业的利息支出比例或者降低了融资约束程度。同时, 基于公式 (6) 的回归结果表明, *FC* 的估计系数显著为正, 说明出口企业的利息支出比例与 *GVC* 嵌入程度呈现正相关关系; 交叉项 $TREAT \times Post09$ 的系数值和显著性相较于表 1 第 (6) 列明显下降。综合来看, 本文再次证明了利息支出比例上升或者融资约束程度下降是银行部门扩张提升出口企业 *GVC* 嵌入程度的显著中介渠道。

表 2 作用机制检验结果

	债务规模 (<i>Tdebt</i>)	<i>GVC</i>	利息支出比 (<i>FC</i>)	<i>GVC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT \times Post09$	0.0197* (0.011)	0.0081** (0.003)	0.0064*** (0.002)	0.0079** (0.003)
<i>Tdebt</i>		0.0102*** (0.001)		
<i>FC</i>				0.0268*** (0.003)
观测值	277 097	277 097	272 556	272 556
R^2	0.913	0.822	0.638	0.822

2. 关于企业融资约束的异质性检验

如前文所述, 银行部门扩张的作用机制主要来自出口企业融资约束程度的下降。基于企业或者行业异质性, 对于原本存在高融资约束的企业, 其从银行等途径获得足够外部融资的机会较小, 银行部门扩张带来信贷支持的作用可能更强, 进而相较于原本低融资约束的企业可以获取更多的信贷资金。因此, 随着缓解融资约束作用机制的发挥, 银行部门扩张提高原本高融资约束出口企业 *GVC* 嵌入程度的作用应当更大。

从异质性角度分析, 首先, 企业规模大小是银行判断企业信用能力的重要依据, 小

规模企业不容易受到国有银行的重视，因而面临着较大的融资约束问题（Almeida 等，2004）。也有文献将小规模企业作为高融资约束企业，将大规模企业作为低融资约束企业（刘贯春等，2019）。其次，所有制形式是区分企业融资约束程度大小的重要方式，国有企业拥有明显的所有制优势，可以获得的地方融资和政策支持较多，融资约束压力较小（Lin 和 Tan，1999）。外资出口企业一般具有稳定国际合作商，外源融资能力较强，面临的融资约束程度较小。而民营出口企业一般规模较小，可以获取融资的途径较少，面临着较大的融资约束问题。

本文首先从企业规模角度观察银行部门扩张对提升出口企业 GVC 嵌入程度的异质性作用。本文分别以总资产和销售收入作为企业规模的衡量指标，按照企业规模的中位数将样本企业划分为小规模出口企业和大规模出口企业两组。从表 3 第（1）、（3）列可以看出，交叉项 $TREAT \times Post09$ 显著为正，但是第（2）、（4）列交叉项的系数没有通过显著性检验。因此，银行部门扩张主要提高了小规模出口企业的 GVC 嵌入程度，但是对本身融资约束程度较小的大规模出口企业的作用并不明显。

表 3 企业规模的异质性

	以企业总资产为基准		以企业销售收入为基准	
	小规模出口企业	大规模出口企业	小规模出口企业	大规模出口企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT \times Post09$	0.0067 [*] (0.004)	0.0048 (0.005)	0.0109 ^{**} (0.004)	0.0035 (0.005)
观测值	135 367	133 084	130 899	134 671
R^2	0.847	0.810	0.838	0.826

其次，本文以所有制形式作为企业融资约束的划分依据，表 4 是按照企业所有制形式分组的检验结果。可以看出，仅第（1）列交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正，这说明银行部门扩张主要提高了民营出口企业的 GVC 嵌入程度，对融资约束程度较小的国有和外资出口企业的作用不显著。因此，综合来看，银行部门扩张起到了降低出口企业融资约束的作用，并且主要提升高融资约束样本组中出口企业的 GVC 嵌入程度。

表 4 所有制形式的异质性

	民营企业	国有企业	外资企业
	(1)	(2)	(3)
$TREAT \times Post09$	0.0065 ^{**} (0.003)	0.0075 (0.022)	0.0041 (0.005)
观测值	178 118	10 072	71 588
R^2	0.817	0.767	0.856

（四）异质性检验^①

（1）贸易方式的差异性。加工贸易企业一般具有“两头在外”的特征，并且大部分为外资企业。一方面，加工贸易企业原材料和产品销售依赖于国际合作商，特别是外资

^① 异质性检验结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

背景的加工贸易企业的外源融资能力更强,面临的融资约束程度一般更小,因此银行部门扩张降低企业融资约束的机制作用可能不显著。另一方面,加工贸易企业一般具有较高的 GVC 嵌入程度,但是出口加工方式带来的贸易质量不高,现阶段提高加工贸易企业的国内附加值率符合国家发展的需要。但是,一般贸易企业的国内附加值率较高,在国际分工体系的地位较低,提升一般贸易企业的 GVC 嵌入程度有助于中国出口企业更好地参与国际分工,提高国际垂直专业化的分工水平。因此,本文区分贸易方式进行分组检验。不难发现,从加工贸易企业到混合贸易企业,再到一般贸易企业,交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数逐步由负数转变为正数,并且仅最后一列的交叉项系数通过了显著性检验。这说明银行部门扩张主要提升了一般贸易企业的 GVC 嵌入程度,符合当前国家政策的导向。

(2) 地理位置的差异性。鉴于我国出口企业的地理分布存在较大差异,本文从地理位置视角来考察银行部门扩张对出口企业 GVC 嵌入程度影响的差异性,具体分为东部地区、中部地区和西部地区三个样本组。从检验结果可以发现,仅第(1)列的交叉项 $TREAT \times Post09$ 的系数通过了显著性检验,说明银行部门扩张对东部地区出口企业 GVC 嵌入程度的提升作用更强。背后原因可能是:一方面,东部地区的经济发展阶段更高,地方政府部门的行政效率也更高,银行业市场化改革以后地方申请、审批和设立新城市商业银行分支机构的效率可能更高。另一方面,是否设立新的城市商业银行分支机构是以市场需求为导向和以营利为目的,东部地区的出口企业众多,因而对信贷资金的需求更大,当地设立新银行分支机构的积极性更高。

五、稳健性检验

(一) 预期效应

任何政策在实施过程中都是不断推进的,银行业市场化改革也不例外,该政策在正式实施之前通常会有媒体报道或者会议决策信息。因此,潜在可以设立城市商业银行分支机构的地区可能对该政策的实施存在一定的预期,进而可能干扰外生政策的实施效果。为了检验是否存在预期效应,本文将政策实施前一年的年份虚拟变量 ($Year_i$) 与政策分组虚拟变量 ($TREAT_i$) 的乘积加入到公式(1)中进行回归。检验结果如表5第(1)列所示,可以看出 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正,但是政策实施前 $TREAT \times Year08$ 的系数没有通过显著性检验。因此,银监会143号文改革在实施之前并没有形成出口企业 GVC 嵌入程度调整的预期,具备较强的外生性。

(二) 安慰剂检验

双重差分法适合使用的一个重要条件是在银监会143号文实施之前,实验组和对照组需要满足平行趋势假设。本文对政策实施前的实验组和对照组进行反事实的安慰剂检验。具体而言,本文选用银监会143号文实施之前的样本(2004—2008年),分别假设银监会143号文发生在2005年、2006年和2007年,然后重新进行回归分析。如果虚拟的银行业市场化改革调整年份对出口企业 GVC 嵌入程度的影响不显著,则基准模型的回归结果是可信的。表5第(2)列到第(4)列的回归结果显示,交叉项 $TREAT \times Post$ 的估计系数没有通过显著性检验。

表 5 预期效应和安慰剂检验

	预期 1 年 (1)	虚拟政策实施 年为 2005 年 (2)	虚拟政策实施 年为 2006 年 (3)	虚拟政策实施 年为 2007 年 (4)
$TREAT \times Post09$	0.0086 ** (0.004)			
$TREAT \times Year08$	0.0006 (0.003)			
$TREAT \times Post$		0.0015 (0.004)	0.0049 (0.004)	0.0043 (0.003)
观测值	277 679	133 372	133 372	133 372
R^2	0.822	0.862	0.862	0.862

(三) 更换变量和增加控制条件

本文将被解释变量更换为没有经过完善处理的出口企业 GVC 指标（如公式（2）所示），相应的检验结果如表 6 第（1）列所示，可以看出交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正，与基本模型一致。在基准模型基础上进一步加入行业固定效应，回归结果如表 6 第（2）列所示，交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正，本文结论没有发生实质变化。

本文样本为出口企业，而出口企业的贸易方式存在显著差别，一般可以分为一般贸易企业和加工贸易企业。^① 由于一般贸易企业和加工贸易企业受到的产业政策、税收政策和国际贸易环境等存在一定差异，为了排除贸易方式发展趋势不同造成的影响，本文进一步控制贸易方式的时间趋势，即设置贸易方式虚拟变量与时间趋势项（ T ）的交互项， T 表示年份的顺序，将 2004 年设置为 1，则 2013 年 T 为 10。相应的检验结果如表 6 第（3）列所示，可以看出交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数依然显著为正。

表 6 更换变量、增加控制条件和剔除特殊城市

	更换被解释 变量的指标 (1)	加入行业的 固定效应 (2)	控制贸易方 式的差异性 (3)	剔除特殊 城市 (4)
$TREAT \times Post09$	0.0078 ** (0.003)	0.0081 ** (0.003)	0.0103 *** (0.003)	0.0106 *** (0.004)
基本固定效应		企业、年份和省份—年份固定效应		
行业固定效应	否	是	否	否
贸易方式的时间趋势	否	否	是	否
观测值	277 679	277 679	277 679	187 854
R^2	0.831	0.822	0.822	0.823

(四) 剔除特殊城市

在识别银行部门扩张对出口企业 GVC 嵌入程度影响时，存在一个基本的假设：银行的服务对象为本地企业。尽管这个假设基本符合客观现实，但是大城市的金融体系较为

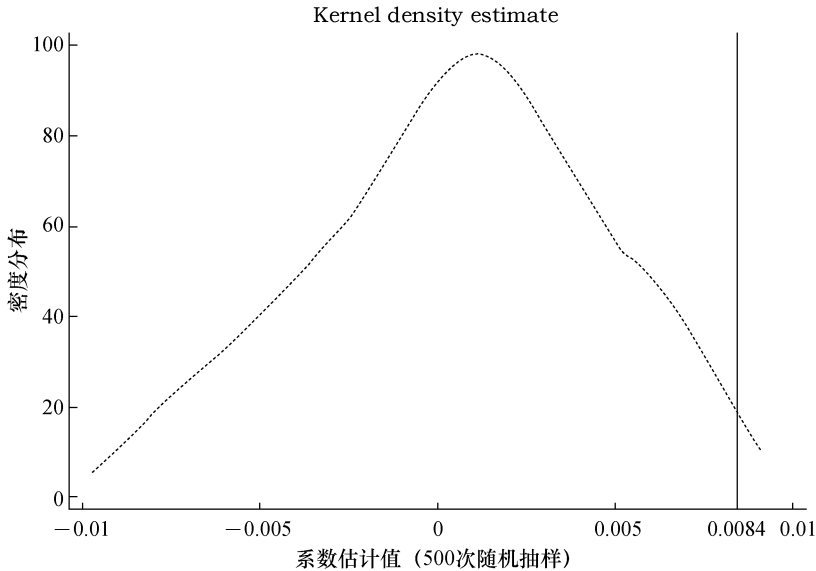
① 借鉴 Liu 和 Qiu（2016）的做法，本文将一般贸易方式出口额占企业总出口额比例大于 0.5 的企业全部归类为一般贸易企业，其他归类为加工贸易企业。

发达且金融市场较为开放，周边城市的企业可以此为渠道获得贷款，因此，可能存在信贷的“溢出”效应。为解决这一问题，本文将直辖市、省会城市和计划单列市从研究样本中剔除，检验结果如表 6 第（4）列所示，可以发现交叉项 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正，与基准检验的回归结果一致。

（五）排除识别框架的系统性偏差

本文进行准自然实验的基础是准确识别实验组和对照组的城市，否则将造成识别框架的系统性偏差。本文借鉴 Li 等（2016）的研究思路进行随机抽样实验，如果前文对实验组和对照组城市的设定存在系统性偏差，则随机抽样的结果可能同表 1 第（6）列的回归结果相近。具体地，本文设置 500 次随机抽样实验，随机抽取城市作为新的实验组，其他城市作为新的对照组，然后基于公式（1）重新进行检验，图 3 描绘了交叉项 $TREAT \times Post09$ 估计系数的随机抽样分布。图 3 显示，500 次随机抽样估计系数值的分布基本以 0 为中心，基本符合正态分布，并且全部在竖直线的左侧，与表 1 第（6）列的估计系数值（0.0084）显著不同。因此，本文对实验组和对照组城市的设置不存在系统性偏差。

图 3 $TREAT \times Post09$ 估计系数的随机抽样分布



（六）更改模型设定

出口企业 GVC 嵌入程度提升主要由银监会 143 号文改革后银行部门扩张导致，政策实施地区城市商业银行数量特别是新增数量会发生较大变化。本文首先以城市商业银行新增分支机构数量（加 1 后取自然对数，使用 $Bank$ 表示）作为银行部门扩张的衡量指标，检验结果如表 7 第（1）列所示，可以看出 $Bank$ 的估计系数显著为正。其次，基准模型使用政策分组虚拟变量（ $TREAT_c$ ）区分实验组和对照组，但是在实施银行业市场化改革后，每个地区的城市商业银行新增分支机构数量存在一定差异。为了突出政策分组变量的差异性，本文将 $Bank$ 替换为 $TREAT_c$ ，并且与年份虚拟变量（ $Year_t$ ）相乘作为新的交叉项，然后重新进行检验。回归结果如表 7 第（2）列所示，交叉项 $Bank \times Post09$ 的估计系数依然显著为正，与前文一致。

此外，本文将工具变量法与双重差分法进行结合。具体而言，本文在表 7 第（1）列的基础上，将 2009 年银行业市场化改革冲击作为工具变量，使用两阶段最小二乘法（2SLS）进行检验。观察第一阶段结果可知，工具变量 $TREAT \times Post09$ 的估计系数显著为正，并且通过了相关性检验。同时，Kleibergen-Paaprk LM 统计量的 p 值小于 0.1，拒绝了工具变量与内生变量无关的原假设；Wald F 统计量大于 10，说明工具变量与内生变量具有较强的相关性，因而不存在弱工具变量问题。结合第二阶段结果可知， $Bank$ 的估计系数显著为正，这与本文基本结论一致。

表 7 更改模型设定和使用工具变量法

	新增银行的影响 (1)	更换 DID 形式 (2)	IV-DID (3)
第一阶段回归结果			
<i>Bank</i>	0.0009*** (0.000)		0.0232*** (0.007)
<i>Bank</i> × <i>Post09</i>		0.0007* (0.000)	
LM 统计量			389.446***
Wald F 值			{386.565}
第二阶段回归结果			
<i>TREAT</i> × <i>Post09</i>			0.3639*** (0.019)
观测值	277 737	277 737	277 684
R^2	0.822	0.822	0.021

六、结论与政策含义

提升国际分工体系的垂直专业化程度和获取更多的真实贸易利得是新时期中国经济转向高质量增长模式的重要途径。随着金融体系的完善和经济发展阶段的需要，中国政府倡导对银行业进行市场化改革，其中不仅包括降低金融业的外部准入门槛，还包括放松银行等金融机构在国内的市场准入管制。本文具体以银监会 143 号文的银行业市场化改革外生政策作为准自然实验案例，使用双重差分法系统地评估了银行部门扩张对出口企业 GVC 嵌入程度的影响和作用机制。本文发现，银行部门扩张显著提高了出口企业的 GVC 嵌入程度。作用机制检验发现，银行部门扩张有效缓解了企业的融资约束程度，并且以此为影响渠道提升了出口企业在全球价值链中的嵌入程度。此外，以企业规模、所有制形式为依据划分样本组，最后都验证了银行部门扩张主要提升了高融资约束样本组出口企业的 GVC 嵌入程度，进一步证明了降低企业融资约束的机制作用。异质性检验发现，银行部门扩张主要提升了一般贸易企业和东部地区出口企业的 GVC 嵌入程度。

基于结论，本文提出如下政策建议：第一，大力推进金融市场化改革。根据本文的结论，以银行业为代表的金融市场化改革能够提升出口企业的 GVC 嵌入程度。中国政府采取进一步推进银行及其他金融业的市场化改革举措，例如完善金融业的准入政策等，有助于中国从贸易大国向贸易强国转变。第二，着重缓解中小微企业、民营企业等高融资约束企业的融资难问题。融资难是中小微企业、民营企业在发展过程中遇到的主要问题，而以银行业为代表的金融市场化改革能够较好地解决中小微企业、民营企业等

高融资约束企业的融资难问题,进而促进中小微企业、民营企业的发展,因此改革过程中应当重点关注企业的融资约束问题。第三,关注银行业市场化改革带来的异质性经济效果。贸易在区域的协调发展是新时期中国“国际国内双循环”新发展途径的重要一环,但本文发现银行业市场化改革带来的经济效果在中西部地区并不明显。对此,中央政府应当对不同地区实施各有特色、符合当地发展特点的银行业市场化改革,重点促进中西部等欠发达地区的政策改革效果,实现银行业市场化改革在不同地区的协调进行。

参考文献:

1. 蔡卫星、曾诚:《市场竞争、产权改革与商业银行贷款行为转变》[J],《金融研究》2012年第2期,第73—87页。
2. 高运胜、郑乐凯、惠丽霞:《融资约束与制造业GVC地位提升》[J],《统计研究》2018年第8期,第11—22页。
3. 林毅夫、李志赞:《中国的国有企业与金融体制改革》[J],《经济学》(季刊)2005年第3期,第913—936页。
4. 刘贯春、段玉柱、刘媛媛:《经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资》[J],《经济研究》2019年第8期,第53—70页。
5. 吕越、罗伟、刘斌:《融资约束与制造业的全球价值链跃升》[J],《金融研究》2016年第6期,第81—96页。
6. 马述忠、张洪胜、王笑笑:《融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据》[J],《中国社会科学》2017年第1期,第83—107、206页。
7. 毛其淋、许家云:《外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值?》[J],《经济学》(季刊)2018年第4期,第1453—1488页。
8. 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年第1期,第231—252页。
9. 王磊:《金融支持与中国企业国际价值链地位提升研究》[J],《中国市场》2016年第16期,第150—151页。
10. 王孝松、吕越、赵春明:《贸易壁垒与全球价值链嵌入——以中国遭遇反倾销为例》[J],《中国社会科学》2017年第1期,第108—124、206—207页。
11. 张杰、郑文平、新夫:《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》[J],《中国工业经济》2017年第10期,第118—136页。
12. Ahn, J., Khandelwal, A. K., Wei, S. J., 2011, “The Role of Intermediaries in Facilitating Trade” [J], *Journal of International Economics*, Vol. 84, No. 1: 73-85.
13. Almeida, H., Campello, M., Weisbach, M. S., 2004, “The Cash Flow Sensitivity of Cash” [J], *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4: 1777-1804.
14. Brandt, L., Van Biesebroeck, J., Zhang, Y., 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2: 339-351.
15. Chen, Z., Poncet, S., Xiong, R., 2020, “Local Financial Development and Constraints on Domestic Private-Firm Exports: Evidence from City Commercial Banks in China” [J], *Journal of Comparative Economics*, Vol. 48, No. 1: 56-75.
16. Greenaway, D., Kneller, R., 2010, “Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment” [J], *Economic Journal*, Vol. 51, No. 7: 134-161.
17. Gao, H., Ru, H., Townsend, R., Yang, X., 2019, “Rise of Bank Competition: Evidence from Banking Deregulation in China” [R], National Bureau of Economic Research.
18. Koopman, R., Wang, Z., Wei, S. J., 2012, “Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 99, No. 1: 178-189.
19. Lall, S., 2000, “The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-1998” [J], *Oxford Development Studies*, Vol. 28, No. 3: 337-369.

20. Li, P. , Lu, Y. , Wang, J. , 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” [J] , *Journal of Development Economics* , Vol. 12, No. 3 : 18-37.
21. Li, Z. , Yu, M. , 2009, “Exports, Productivity, and Credit Constraints: A Firm-Level Empirical Investigation of China” [J] , Available at SSRN 1461399.
22. Lin, J. Y. , Tan, G. , 1999, “Policy Burdens, Accountability, and the Soft Budget Constraint” [J] , *American Economic Review* , Vol. 89, No. 2 : 426-431.
23. Liu, Q. , Qiu, L. D. , 2016, “Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms’ Patent Filings” [J] , *Journal of International Economics* , Vol. 103, No. 11 : 166-183.
24. Lu, Y. , Yu, L. , 2015, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession” [J] , *American Economic Journal: Applied Economics* , Vol. 7, No. 4 : 221-253.
25. McKinnon, R. I. , 2010, *Money and Capital in Economic Development* [M] , Brookings Institution Press.
26. Nagaraj, P. , 2014, “Financial Constraints and Export Participation in India” [J] , *International Economics* , Vol. 140, No. 1 : 19-35.
27. Rajan, R. G. , Zingales, L. , 2003, “The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century” [J] , *Journal of Financial Economics* , Vol. 69, No. 1 : 5-50.
28. Upward, R. , Wang, Z. , Zheng, J. , 2013, “Weighing China’s Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports” [J] , *Journal of Comparative Economics* , Vol. 41, No. 2 : 527-543.
29. Wang, Z. , Wei, S. J. , Zhu, K. , 2013, “Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels” [R] , National Bureau of Economic Research.
30. Wei, S. J. , Wang, T. , 1997, “The Siamese Twins: Do State-Owned Banks Favor State-Owned Enterprises in China?” [J] , *China Economic Review* , Vol. 8, No. 1 : 19-29.

Banking Sector Expansion, Financing Constraint Mitigation and Global Value Chain Embedding

Hu Haoran¹ , Song Yanqun²

(1. School of Economics, Shandong University)

(2. School of Finance & Taxation, Shandong University of Finance and Economics)

Abstract: Taking the market-oriented reform of the banking sector proposed in Document No. 143 of the former China Banking Regulatory Commission as a research case, we studied the impact of the reform on the global value chain (GVC) embedding degree of China’s export enterprises from the perspective of the expansion of the banking sector. The results showed that the expansion of the banking sector had significantly improved the GVC embedding degree of China’s export enterprises. The mechanism tests showed that the expansion of the banking sector alleviated the financing constraints of export enterprises, which served as an intermediary path to improve the GVC embedding degree of export enterprises. Moreover, the expansion of the banking sector mainly improved the GVC embedding degree of export enterprises with high financing constraints in the sample groups of small enterprises and private enterprises, which once again verified the mechanism of action for the expansion of the banking sector to alleviate the financing constraints of enterprises. The heterogeneity tests found that the expansion of the banking sector had a greater effect on the GVC embedding degree of general trading enterprises and export enterprises in the eastern region of China.

Keywords: expansion of the banking sector; global value chain; financing constraints; market-oriented reform

JEL Classification: F10; L5; G28