

金融开放、示范效应与中国出口 国内附加值率攀升

——基于外资银行进入的实证研究

铁 瑛 何欢浪

摘要：本文测算了中国企业的出口国内附加值率（DVAR），并利用金融许可证信息识别地级市层面外资银行进入行为，采用渐进式 DID 方法探讨了金融开放对企业 DVAR 的影响。本文的研究表明，相比于没有外资银行的城市和外资银行进入之前，外资银行进入能够显著提升企业的 DVAR，这一结论无论在微观企业层面还是中观的城市-行业-所有制层面均得到了经验证据支持，并在多个维度的稳健性分析下保持稳健。机制研究表明，外资银行进入并不是通过缓解融资约束来直接地促进企业 DVAR 攀升，而是通过提升金融中间投入效率来间接地促进企业 DVAR 攀升。外资银行的示范效应在生产率更高的企业、出口企业和垂直一体化水平较低的企业中更明显。本文研究意味着金融开放是中国对外贸易升级的一个重要动力，中国主动扩大金融开放也是进一步推进金融体系改革，释放改革红利的重要方向。

关键词：金融开放；外资银行进入；国内附加值率；贸易利得；示范效应

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 10-0160-15

引 言

本文提出的问题是：金融对外开放究竟会如何影响中国出口的真实收益？我们借鉴 Kee 和 Tang (2016)^[1]所提出的微观企业出口附加值率（DVAR）来衡量真实贸易利得，探讨外资银行进入中国是否推动了中国出口 DVAR 的攀升，并借此展望中国金融开放是否可能成为扩大对外开放，提升开放水平，打造贸易强国的一个

[收稿日期] 2019-09-27

[基金项目] 中国自然科学基金青年项目“区域自由贸易协定的异质性分化研究：动因、影响及中国策略”（71903123），教育部人文社科青年项目“城市人口结构与企业出口行为研究”（18YJC790152），上海市哲学社会科学规划课题一般项目“贸易自由化促进中国企业创新质量提升的影响机理及路径研究”（2018BJB015），上海市“曙光计划”项目“对外经济开放和中国企业创新的数量和质量研究”（18SG51）

[作者信息] 铁瑛：上海对外经贸大学国际经贸研究所副研究员，电子信箱 tieyingx@foxmail.com；何欢浪（通讯作者）：上海对外经贸大学国际经济学院教授，电子信箱 huanlanghe@126.com

重要推动力^①。

本文之所以选择以外资银行进入为表征的金融开放切入问题,首先,中国是一个典型的银行主导型金融体制,银行在资本配置中起到了基础性的作用。而且,中国金融体系长期受困于低效率和金融抑制(林毅夫等,2009)^[2],为了提升资本配置效率,缓解普遍存在的融资约束问题,中国开始在政府主导下开始进行全面有步骤的银行体制改革。放宽外资银行的市场准入正是银行体制改革的重要组成部分。其次,虽然其他股份制商业银行取得了长足的发展,大量的城市商业银行进入市场,银行主体表现出明显的多元化趋势。但需要说明的是,股份制商业银行以及城市商业银行从根本来说仍是地方政府控股(Wang, 2017)^[3],因此它们所带来的竞争效应与影响在一定程度上是政府可控的,如Ferri(2009)^[4]和Chen等(2020)^[5]均认为它不能对资本配置效率产生足够强的影响。这就使得基于城市商业银行或股份制商业银行发展为背景的研究得出的结论实际是对政府主控的中国银行业改革效果的评估,而非地方金融发展的真实效应。外资银行虽然业务经营受到国内法律的限制,但行为却几乎不受地方政府的直接干预,因此,我们基于外资银行进入更可能得到地方金融发展的真实影响,这也是本文选择以外资银行作为切入点的另一个重要原因。此外,虽然我国已经逐步履行加入WTO时的开放承诺,但金融开放水平始终不高,我国政府推进金融开放的一个主要顾虑在于,开放条件如果不成熟可能会加大国内金融风险(董青马和卢满生,2010)^[6],但邓敏和蓝发钦(2013)^[7]指出金融开放整体上对促进经济增长和抑制金融风险产生了较强的作用。本文希望进一步从贸易收益的角度评估现有金融开放的影响,并尝试为金融业进一步扩大开放提供依据和方向。

在中国银行业改革影响的理论研究方面,首先,鲜有文献探讨了中国银行管制放松在中国对外贸易领域的影响,而Chen等(2020)直接探讨的是地方金融发展对出口额的影响,Kee和Tang(2016)指出,单纯基于出口的量不足以衡量真实的贸易利得,更需要从附加值变动的角度来对贸易的真实得失加以判断。其次,已有基于中国银行业改革的讨论中,文献主要关注了中国城市商业银行发展的影响(Chen et al., 2020; Wang, 2017),或是宏观层面上金融竞争的影响(蔡卫星和曾诚,2012)^[8],少有文献从金融开放的角度来关注这一问题。再次,已有理论大都围绕银行间竞争、融资约束缓解这一视角(Lin et al., 2015)^[9],但由于外资银行开展业务受限,它无法适用于外资银行的影响。然而外资银行进入可能产生可观的间接影响,其先进的管理制度、服务理念以及金融产品创新都可能对国内银行产生重要的外溢性作用,这一“示范效应”亟需经验证据的支持。因此,本文基于银行管制放松,从外资银行进入的视角探讨其对DVAR的影响,发现并刻画出外资银行进入的“示范效应”,对于已有研究是一个重要的补充和拓展。

综上,本文尝试将Chen等(2020)的研究推进至企业出口附加值层面,引入金融开放补充解释Kee和Tang(2016)所发现的中国企业附加值率攀升事实,并

^①如未有特殊说明,本文的外资银行均为外商独资银行。

希望能在如下三个方面做出边际贡献。第一,将中国金融业改革冲击引入中国对外贸易领域,综合探讨中国金融开放,银行业管制放松对中国出口真实收益的影响,对已有相关文献是一个重要的拓展。第二,在已有研究基础上,识别并证实金融开放的间接效应,刻画金融开放背景下外资银行进入的正外部性以及中国银行业的学习行为,对于已有理论框架是一个良好的补充。第三,未来几年,中国将大幅度放宽金融业的市场准入程度,如何将金融业的高水平开放和对外贸易的转型升级相结合将成为国际贸易领域的一个重要课题,本文的结论具有有益的实践意义与政策性价值。

一、文献综述与理论假说

(一) 真实贸易利得的衡量

Koopman 等 (2012)^[10]指出产品内分工背景下,产品生产全球布局,增值环节被细致地切割,这使得出口额无法准确体现一国在国际分工体系下的贸易真实收益。基于此,对出口国内附加值率的研究迅速成为国际贸易研究领域的热点(Koopman et al., 2012; Upward et al., 2013^[11]; Kee and Tang, 2016; 李胜旗和毛其淋, 2017^[12]; 铁瑛等, 2018^[13])。在 Koopman 等 (2012) 之后, Kee 和 Tang (2016) 将 DVAR 的测算推进到企业层面, 铁瑛等 (2018) 在上述研究基础上对测算进行了进一步的改进。已有文献对中国 DVAR 的测算结果普遍表明, 中国的 DVAR 在 2000-2006 年有持续显著的提高。

在对中国 DVAR 攀升的解释方面, Kee 和 Tang (2016) 指出国产中间品对进口中间品的快速替代是中国 DVAR 攀升的主要原因, 而这可进一步归因于投资自由化与人民币汇率的持续升值, 他们的结论也得到了大多数学者的赞同。在此基础上关于中国 DVAR 攀升的系列研究中, 李胜旗和毛其淋 (2017) 补充了上游垄断的影响, 铁瑛等 (2018) 探讨了劳动力成本上升通过挤出加工贸易带来 DVAR 的“被动”攀升。在对中国 DVAR 攀升的解释中, 尚未有学者明确地引入金融开放因素, Kee 和 Tang (2016) 虽然提到了投资自由化趋势, 但主要讨论的是制造业方面的投资自由化所引致的外商直接投资, 并没有深入地讨论服务业方面的投资自由化。而中国在加入 WTO 后有计划推动的金融开放试点同样是投资自由化的重要组成部分, 基于 Kee 和 Tang (2016) 的研究结论, 金融开放与中国 DVAR 的攀升也很有可能存在重要的关联性。

(二) 金融开放与出口国内附加值

中国作为一个典型的银行主导型金融体制, 由于政府对银行完全支配, 行政命令往往产生非市场性的干预, 这使得中国长期存在低效金融体系和快速出口扩张、高速经济增长并存的局面。中国金融体系的低效率很早就引起了政府相关部门的注意, 从 1978 年开始政府有步骤地推进银行业改革, 1979—1984 年相继建立中国银行、中国农业银行、中国工商银行以及中国建设银行四大专业银行, 1987 年交通银行等股份制银行陆续进入市场, 1995 年城市商业银行开始试点, 2002 年中国加

入WTO后银行业开始按城市分层次、分步骤地进行实质性的开放。

普遍存在的金融低效首先会影响到出口表现，它可能通过抑制企业研发和生产率的提升，从而阻碍企业进入出口市场，抑制企业的出口（何光辉和杨咸月，2012）^[14]。这一方面容易造成现有出口关系的脆弱，另一方面也阻止了新的出口关系形成，不利于出口真实收益的增减。金融低效还可能会对企业DVAR产生直接的影响，一方面金融低效直接影响到企业的出口方式选择，企业可能被迫选择加工贸易以从国外获得融资（Manova et al., 2015^[15]；Manova and Yu, 2016^[16]），而Kee和Tang（2016）、铁瑛等（2018）的测算均表明加工贸易企业的DVAR显著更低；另一方面金融低效也会直接抑制企业在GVC链条的攀升。马述忠等（2017）^[17]以加工贸易企业为样本，发现高融资约束会阻碍企业进入高价值链环节，这就容易造成中国出口企业被长期锁定在低端环节，DVAR难以获得提升。

以银行管制放松和结构性竞争为特征的中国银行业改革是否会成为中国DVAR上升的重要因素呢？通过梳理已有文献，我们很难给予上述问题以否定的回答。纵观已有研究文献发现，虽然他们的落脚点在宏观层面集中于地方经济增长，而微观层面集中于企业生产效率，获得的结论也不完全一致，但主流观点都认为中国银行业改革所引致的地方金融发展有助于克服金融低效率。具有代表性的观点有：魏志华等（2014）^[18]考察了地方金融发展（地方金融生态）对企业融资约束的影响，并发现银行管制放松有助于缓解企业的融资约束；Lin和Zhang（2009）^[19]、蔡卫星和曾诚（2012）则关注了银行体系改革中银行自身行为的变化，前者发现引入外资的银行整体表现要优于没有引入外资的银行，后者同样发现地方金融发展所引致的金融竞争可以提升银行的贷款效率。综上所述，我们得出本文的基准命题。

命题1：外资银行进入有助于中国企业出口国内附加值率的提升。

（三）金融开放的示范效应

已有文献在理论机理方面也发现，地方金融发展提升了银行间竞争水平，推动银行行为的去行政化，从而缓解融资约束（Lin et al., 2015）。Ferri（2009）和Chen等（2020）均指出虽然中国对银行管制有所放松，但四大国有商业银行的市场份额占比仍然具有压倒性的优势。Chen等（2020）进一步指出外资银行2015年在中国银行业资产占比也仅仅1.3%，而且外资银行的人民币业务也是严格受限的^①，因此外资银行进入通过提升银行间竞争水平，甚至缓解融资约束的直接影响可能非常有限（Chen et al., 2020）。即便少数学者探讨了外资银行进入的影响（如Lin and Zhang, 2009），但其分析仍然是基于银行的结构竞争性机制。

Lin和Zhang（2009）发现，外资注入能够显著提升国内银行的业绩表现，这

^①这一限制直到中国2002年加入WTO后履行加入承诺才开始逐步放开，而且以城市为单位逐步开放，2002年第一批开放城市只有上海、深圳、大连和天津4个，2002年12月第二批开放城市也只有广州、珠海、青岛、南京和武汉5个，不仅经营地域有严格的限制，而且还要求外资银行必须设立期满3年才可递交开设人民币借款业务申请。2006年12月至今，实施“分行与法人并行，法人导向政策”，才逐步取消了对外资银行经营人民币业务在地域和客户对象上的限制。

意味着外资银行的进入可能带来类似于示范效应的间接影响,国内银行通过学习效应同样可以提升中国的金融投入效率。它们除了带来了银行业先进的管理理念,推动金融产品创新和新型盈利模式,还改变了国内银行的行为。而且如 Qian 和 Roland (1998)^[20]发现金融开放能够提升政府宏观政策的纪律性;邓敏和蓝发钦(2013)证实了金融开放有助于抑制东道国的经济(金融)波动和风险。综上所述,外资银行进入虽然可能难以直接通过缓解融资约束的方式提升企业的 DVAR 水平,但有可能通过示范效应等外溢影响提升整体金融效率,从而间接促进企业 DVAR 的攀升。我们得到本文的第二个待检验的命题。

命题 2: 外资银行进入主要通过示范效应来促进中国企业出口国内附加值率的提升。

二、外资银行进入背景、实证策略与数据处理

(一) 外资银行进入及发展历程

自 1978 年以来,我国逐步开始对外开放,但由于在开放过程中采取“先实体经济,后金融领域”的开放战略,相对于实体经济领域,银行业的开放水平一直有待提升。依据相关法律法规的制定和完善进程,我们认为外资银行进入中国市场并逐步发展大致分为如下三个阶段:

第一阶段(1980—1993 年),外资银行开始进入中国,但其存在形式以代表处为主,外资银行不能经营人民币业务而只能经营外汇资金业务,且服务目标群体被限定为外资企业。外资银行在这一时期所能进入的城市是受到严格限制的,且必须经历复杂的审批手续方能在北京设立“代表机构”,“如有必要”才可申请在其他“指定城市”设立派出机构。

第二阶段(1994—2000 年),对外贸易经济合作部于 1994 年发布《中华人民共和国外资金融机构管理条例》,首次明确了外资银行在华经营的市场准入和标准;中国人民银行于 1996 年发布第 425 号文件《中国人民银行关于上海浦东外资金融机构经营人民币业务试点工作的通知》,开始在上海浦东新区进行外资银行开展人民币业务的试点。中国人民银行在 1999 年发布第 243 号文件《关于扩大上海、深圳外资银行人民币业务范围的通知》,在上海和深圳的外资银行可将客户分别扩展至浙江、江苏两省和广东、广西、湖南三省,人民币业务的规模逐步扩大,且允许外资银行进行同业拆借。但在这一时期,外资银行的客户仍被严格限制为外资企业与境外居民。

第三阶段(2001 年后),代表性事件是中国加入 WTO,中国在加入 WTO 后开始以城市为单位有计划逐步开放,在 2006 年五年过渡期结束,移除全国的准入限制和人民币业务限制。国务院还在 2003 年发布《境外金融机构投资入股中资金融机构管理办法》(2018 年废止更新),明确了外资金融机构入股中资银行的方式和持股比例限制。在加入 WTO 的五年过渡期后,中国银行保险监督管理委员会鼓励符合条件的外资银行进入中国。

本文选取 2000—2006 年的数据样本,恰好对应于中国按城市梯度逐步开放的

过程。由于外资银行在城市准入限制的移除均来源于行政命令，且往往开放进程快于加入 WTO 承诺时间表，这使得外资银行的进入为我们提供了研究金融开放的一个很好的准自然实验。

(二) 基准实证模型设定

本文基于 Kee 和 Tang (2016)、铁瑛等 (2018) 的研究，将实证模型设定如下：

$$DVAR_{i,t} = Cons. + \beta_1 D_Entrance_{c,t} + \beta_2 PTA_{i,t} + \gamma X + \theta_i + \theta_{j,t} + \theta_{o,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示企业， j 表示 GB2 行业， o 表示所有制， t 表示年份。在变量方面，企业出口附加值率 (DVAR) 是本文的被解释变量，我们用它来衡量我国出口真实收益，具体的测算可参见下文指标测算部分的说明。外资银行存在哑变量 (D_Entrance) 是本文的核心解释变量，我们使用它刻画金融开放。如果我们将一直没有外资银行的城市中企业作为控制组，那么 β_1 实际上相当于一个 DID 形式的估计参数，它衡量了相比于外资银行进入之前以及没有外资银行进入的城市，外资银行进入后对城市中企业 DVAR 的影响。鉴于 Kee 和 Tang (2016) 以及铁瑛等 (2018) 指出 DVAR 在不同的贸易方式会有较大差异，我们控制了加工贸易占比 (PTA)，基于海关库的贸易方式分类，加工贸易取“1”，获得企业层面的加工贸易占比。已有研究所控制的其他因素基本都可以被本文的固定效应所涵盖， θ_i 为企业固定效应，它不仅可以用来控制企业间不随时间变动的固有差异，还可以控制企业所处城市、行业以及所有制的固有差异，如城市的发展历史、区位等，可以控制铁瑛等 (2018) 所强调的城市间差异并且部分地控制 Kee 和 Tang (2016) 所指出的投资自由化进程，行业的成长周期、技术结构等，所有制固有差异等； $\theta_{j,t}$ 为 GB2 行业-年份联合固定控制行业层面的冲击，如李胜旗和毛其淋 (2017) 所指出的上游垄断问题，Kee 和 Tang (2016) 所强调的人民币升值 (行业需求冲击) 以及不可观测的技术冲击或投入结构变革等； $\theta_{o,t}$ 为所有制-年份联合固定控制所有制层面的冲击。

控制变量方面，我们借鉴相关研究，在企业层面控制了企业层面的全要素生产率，分 GB2 行业基于 ACF 法测算得到；企业规模以从业人员数表示；企业层面的实际有效汇率和企业层面的目的国偏好，使用类似于计算实际有效汇率的方式，将目的国人均实际 GDP 按照出口额进行加权平均得到；人力资本水平以平均工资表示。在城市层面进一步控制了最低工资标准、邮局数量、城市 GDP、外国直接投资以及城市市场潜力。为了缓解内生性的影响，受限于数据，除市场潜力外，最低工资标准进行了一期滞后，城市层面的其他变量均进行了五年滞后。

但简单基于企业层面的研究面临两大问题的挑战，即企业进入退出和遗漏变量对实证估计精度的扭曲。为了缓解上述两大问题，本文的实证模型还使用了建立在由工业企业数据库 (以下简称工企库) 联合海关数据库 (以下简称海关库) 的企业数据加总 (aggregate) 至“城市-GB2 行业-所有制-年份”这一高维面板数据基础之上。基于工企库和海关库 2000—2006 年的企业样本中，持续存活的

企业占总样本的比重甚至不足 15%，而基于企业层面的实证估计中无法控制企业进入和退出对整体的影响，即便控制个体固定也只会剔除只存在一年的企业。假如我们只关注企业行为的变化，那么基于企业层面控制个体固定后的研究仍然是可靠的，但当我们要对整体效应进行评价，在企业进入退出相对频繁的环境中，基于企业层面的研究可能会造成较大的偏差。此外，在企业-年份层面下，即便控制企业个体固定与年份固定仍然可能面临企业随时间变化的大量不可观测因素，通过有限的控制变量很难实现足够严格的控制，这使得估计结果面临遗漏变量问题的挑战。但通过将样本处理为当前的高维面板数据样本，我们可以通过控制多维的联合固定效应尽可能控制无法观测的因素。而在机制分析中，通过交乘行业层面的变量，可以控制城市-年份联合固定，从而不仅能够吸收水平项的影响，更能够进一步降低遗漏变量的风险。因此，我们对如下的方程再次进行了估计：

$$DVAR_{c,j,o,t} = Cons. + \beta_1 D_Entrance_{c,t} + \beta_2 PTA_{c,j,o,t} + \gamma X + \theta_{c,j,o} + \theta_{j,t} + \theta_{o,t} + \varepsilon_{c,j,o,t} \quad (2)$$

其中，下标 c 表示城市， j 表示 GB2 行业， o 表示所有制， t 表示年份。可以看到，即便进行了加总处理，但城市-GB2 行业-所有制层面仍是高度细化的，它仍然保留了可观的微观信息，尤其能够对中国金融的所有制差异进行直接的分析。

在变量方面，企业出口附加值率与加工贸易占比等原本在企业-年份层面的数据，我们均加总平均至城市-GB2 行业-所有制-年份层面，原城市-年份层面的控制变量则保持不变。 $\theta_{c,j,o}$ 类似于 (1) 式中的 θ_i ，为城市-GB2 行业-所有制联合固定，用来控制个体层面不随时间变化的固有差异，其他固定效应均相同，不再赘述。由于 (2) 式相较于 (1) 式是更为严格，其估计结果也是相对更为可信，本文后续的稳健性以及机制分析，如果没有特别说明需要企业异质性信息，均在 (2) 式上展开。

(三) 数据介绍及处理

本文的微观数据主要基于 2000—2006 年中国工业企业数据库及相应年份的海关数据库构建。具体的处理方式学界已比较成熟，不再进行详细说明。本文对所有制的识别方法是基于中国工业企业数据库汇报的实收资本，以占实收资本最大的资本性质定义企业所有制性质。而后根据企业的省市县码和邮政编码找到对应的地级市，如果二者有一方缺失，则以未缺失的匹配为准，如果二者对应不一致，以省市县码为准，进而将相应数据平均至城市-GB2 行业-所有制-年份层面。

本文城市层面的变量主要来源于 1995—2006 年《中国城市统计年鉴》（下文简称城市库）。本文的金融开放数据来源于中国银行保险监督管理委员会网站的金融许可证查询系统，它能够为我们提供每个银行分支机构的机构类型、机构名称、成立日期、所在省市及代码、所属银行及代码。本文在系统中人工找出所有的外资银行，如果城市在 t 年存在外资银行，则将外资银行存在哑变量记为“1”，而后按照城市代码进行匹配。

(四) 出口国内附加值指标测算

本文参照 Kee 和 Tang (2016) 测算了 2000—2006 年企业层面的 DVAR, 具体而言, 首先获得企业 i 的 DVAR:

$$DVAR_{i,j,t} = 1 - \frac{(imp_{i,j,t}^o + imp_{i,j,t}^p)}{Y_{i,j,t}^o + Y_{i,j,t}^p} \quad (3)$$

其中, 下标 i 表示企业, j 表示 GB2 行业, t 表示年份, 上标 o 表示一般贸易, p 表示加工贸易, imp 为企业的中间品进口额, Y 为企业的产出。在此基础上, 为了能够更精确地识别中间品进口额, 还借鉴铁瑛等 (2018) 的做法, 进行了一系列的细节处理, 不再赘述。最后, 借鉴 Kee 和 Tang (2016), 我们将 DVAR 小于 0 或大于 1 的企业视为样本中的异常点, 予以剔除。

(五) 金融嵌入度的测算及含义

金融嵌入度 (Embed): 本文借鉴“制造业服务化”相关文献的思想, 利用 WIOD 数据库, 测算出 2000—2006 年各行业来自金融业中间品的完全消耗系数。这表示制造业行业所使用的金融中间投入品占其所有中间投入品的比重, 反映了相应行业对于金融中间投入品的依赖度。它越大表明该行业越依赖于金融中间投入, 那么自然可以预期金融中间投入效率的提升会对该行业产生更强的影响, 因此, 我们以金融嵌入度反映金融中间投入效率的影响强度。最后, 类似于 Manova 等 (2015) 的处理, 使用均值作为不随时间变动的行业特征以缓解内生性问题, 再进一步将其匹配到 GB2 行业。

(六) 其他指标

文中还使用到了外部金融依赖度指标和垂直一体化指标, 限于篇幅, 不再具体介绍, 备索^①。

三、实证分析结果

(一) 基准估计结果

本文首先基于 (1) 式进行了基准的估计, 结果如表 1 所示。列 (1) 中为基准结果, 列 (2) 则回归到 (2) 式的固定效应控制, 列 (3) 不对城市层面其他变量进行控制, 衡量变量遗漏的问题。我们可以看到核心解释变量外资银行存在哑变量 (D_Entrance) 的系数显著为正, 即相对于没有外资银行的城市以及外资银行进入之前, 外资银行进入显著提升了所在城市的出口附加值率水平。这与我们的理论预期相符, 外资银行的进入加强了银行业结构性竞争, 一方面带来了更高的金融效率 (Lin and Zhang, 2009), 提升了企业的盈利能力。另一方面也可能促进本土中间品供应商的创新, 促进本土中间品对国外中间品的替代, 从而提升了我国出口附加值率。

^①文中所有省略供备索的内容均可登陆对外经济贸易大学学术刊物部官网“刊文补充数据查阅”栏目查询。

表 1 基于企业层面的估计结果

Dependent Variable: $DVAR_{i,t}$	(1)	(2)	(3)
$D_Entrance_{c,t}$	0.00953 ** (0.00404)	0.0197 *** (0.00344)	0.00932 ** (0.00412)
$PTA_{i,t}$	-0.0672 *** (0.00484)	-0.283 *** (0.00645)	-0.0677 *** (0.00481)
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes
城市层面控制变量	Yes	Yes	No
Firm FE	Yes	No	Yes
GB2-Year FE	Yes	Yes	Yes
Ownership-Year FE	Yes	Yes	Yes
City-GB2-Ownership FE	No	Yes	No
Observations	72 131	83 679	74 082
R-squared	0.830	0.453	0.830

注：括号内为按城市聚类的稳健标准误，***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ，下文均相同。受限于篇幅，下文表格均不再汇报控制变量估计具体结果，备索。

为了衡量企业进入退出和遗漏变量所可能带来的偏误，我们基于（2）式再次进行了回归，如表 2 所示。列（1）为基准结果，列（2）补充了城市层面的控制变量。对比列（1）和列（2）可以看到，所补充的城市层面变量均不显著，与表 1 的情形相仿，这也佐证了 Kee 和 Tang（2016）的观点以及铁瑛等（2018）的实证结论。Kee 和 Tang（2016）认为，中国出口附加值率的提升来源于人民币汇率升值和投资自由化，而汇率升值所造成的影响可以通过行业-年份联合固定吸收，外资银行进入是投资自由化的一种表现，个体固定可以吸收基于历史、地理原因的投资自由化进程影响，所有制-年份联合固定则可以吸收外资注资的影响，因此，城市层面的其他因素都会变得相对次要。铁瑛等（2018）强调了加工贸易转型所引致的出口附加值率提升，并指出加工贸易占比可以吸收劳动力成本变动的的影响。这就意味着城市层面变量即便有所遗漏，也不会造成严重的偏误。因此，我们可以以列（1）为基准结果，不仅回避了城市数据缺失所造成的样本损失，还能得到一个更加简洁的估计方程。

表 2 基于高维面板数据的基准结果

Dependent Variable: $DVAR_{c,j,o,t}$	(1)	(2)
$D_Entrance_{c,t}$	0.009 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)
$PTA_{c,j,o,t}$	-0.201 *** (0.009)	-0.198 *** (0.010)
城市层面控制变量	Yes	No
City-GB2-Ownership FE	Yes	Yes
GB2-Year FE	Yes	Yes
Ownership-Year FE	Yes	Yes
Observations	18 658	17 975
R-squared	0.676	0.675

从具体估计结果来看,我们发现外资银行存在哑变量(D_Entrance)的系数仍然显著为正,这意味着本文的基准结论仍然是成立的。但表2相对于表1,列(2)中的系数偏差值大约为117%,即便在控制个体固定的情况下,依然有约5%的高估。这就反映了本文选择构建高维面板的优越性,我们在模型设定部分已经提到,在企业层面下即使控制企业个体固定,也只能剔除存在一期的企业样本,无法有效控制企业进入和退出行为。而中国出口市场存在大量低品质企业快速进入和退出,铁璞等(2018)也进一步发现从事加工贸易的企业占据了主体。这些低DVAR企业进入出口市场同样可能是外资银行进入所造成的影响,如果不能对这一行为进行控制,我们无疑会高估外资银行进入对中国DVAR的正面作用。

(二) 平行趋势检验

鉴于渐进式DID估计精度的关键在于准自然实验发生前的平行趋势,我们首先给出一个直观的结果。结果表明,在外资银行进入之前,95%置信水平下,DVAR没有发生明显提升,而在水资银行进入后的1~2年(即t=1的时间截面),DVAR有了显著的上升,限于篇幅,具体不再列出。

基于外资银行的进入年与样本当前年份的差,更为正式的估计方程如下:

$$DVAR_{c,j,o,t} = \beta_1 D_Entrance_{c,t} + \sum_{n=-6}^5 [\rho_n \cdot (I_{ct}^{t-Birthyear_c=n} \cdot D_Entrance_{c,t})] + \sum_{n=-6}^5 (\varphi_n \cdot I_{ct}^{t-Birthyear_c=n}) + \beta_2 PTA_{c,j,o,t} + \theta_{ejo} + \theta_{ot} + \theta_{jt} + \varepsilon_{fict} \quad (4)$$

其中, $I_{ct}^{t-Birthyear_c=n}$ 为哑变量,当年份与外资银行进入年为n时取“1”,因此,平行趋势假设要求当n<0时,即外资银行进入前,系数 ρ_n 均不显著估计结果如3所示,我们得到了与预期一致的结果。

表3 平行趋势假设的补充检验

Dependent Variable:	DVAR _{c,j,o,t}
D_Entrance _{c,t}	-0.029 (0.023)
PTA _{c,j,o,t}	-0.201*** (0.009)
I (t-birthyear = -3) × D_Entrance _{c,t}	0.024 (0.042)
I (t-birthyear = -2) × D_Entrance _{c,t}	0.041 (0.029)
I (t-birthyear = -1) × D_Entrance _{c,t}	0.030 (0.021)
I (t-birthyear = 0) × D_Entrance _{c,t} (外资银行进入当年)	0.041* (0.023)
I (t-birthyear = 1) × D_Entrance _{c,t}	0.043** (0.018)
I (t-birthyear = 2) × D_Entrance _{c,t}	0.034* (0.019)
I (t-birthyear = 3) × D_Entrance _{c,t}	0.027 (0.017)
I (t-birthyear = 4) × D_Entrance _{c,t}	0.028 (0.022)
Trend FE	Yes
City-GB2-Ownership FE	Yes
GB2-Year FE	Yes
Ownership-Year FE	Yes
Observations	18 658
R-squared	0.676

注: Trend为(t-birthyear)所构成的时间截面。

(三) 安慰剂检验

由于本文的实证设定本质上是一种渐进的 DID，我们借鉴 Lu 等 (2013)^[21] 的做法，将政策冲击提前进行安慰剂检验，考察政策冲击是否具有可预期性。结果表明，核心解释变量均是不显著的，并且随提前期数增加，参数绝对值越来越小，这说明基准结论不会受到可预期政策冲击的挑战，基准结论是可信的^①。

但上述结果可能仍不足以排除外资银行进入预期的影响，因为它仅能帮助我们针对外资银行确实进入的城市排除预期的影响。而加入 WTO 承诺表明明确规定了中国各城市对外资银行开放的批次与最晚时间，虽然中国的开放进程是更快的，但它仍有充分的时间可以帮助建立预期，那么这种预期是否存在真实的效应呢？在表 4 的安慰剂检验中，我们分别依据真实的开放城市批次与 WTO 承诺中的开放城市批次再次进行估计，结果均是不显著的。这再次说明了外资银行进入对于中国 DVAR 的促进作用来自外资银行真实进入的效应。

表 4 安慰剂检验：基于城市外资银行准入再次考察预期的影响

Dependent Variable: $DVAR_{c,j,o,t}$	(1)	(2)
	实际开放	WTO 承诺
城市开放批次	-0.001 (0.00620)	0.000 (0.00622)
$PTA_{c,j,o,t}$	-0.201 *** (0.00937)	-0.201 *** (0.00936)
City-GB2-Ownership FE	Yes	Yes
GB2-Year FE	Yes	Yes
Ownership-Year FE	Yes	Yes
Observations	18 658	18 658
R-squared	0.676	0.676

(四) 稳健性检验

本文主要在两个维度上进行了稳健性检验，第一是固定效应的调整，第二是特殊样本的处理。其中，特殊样本处理包括：① 仅保留了 2002 年后的样本；② 剔除北京、上海等“超级城市”；③ 剔除纯加工贸易企业；④ 剔除 FDI 为零的城市^②。

四、机制分析：示范效应

(一) 基本分析思路

本部分尝试去发现并证明外资银行进入的示范效应，由于示范效应本身是无法被直接观测的，本文选择基于一系列的实证检验对比来尝试识别。首先，本文证明外资银行进入不会直接地改善融资问题，但基于金融中间品提供效率的改善而提升

①限于篇幅，具体不再列出，备索。

②限于篇幅，具体结果和分析不再展示，完整结果备索。

了DVAR；其次，进一步去考察上述间接效应的生效时间，并发现只有在进入前两年是有效的，这表明外资银行的优点得到了国内其他金融机构的模仿和学习；最后，我们从行业内融资配置、和外资银行信息中介紧密相关的VSS指数以及和金融中间服务紧密相关的结售汇制度进行了充分的佐证。

(二) 基于金融嵌入度的示范效应

外资银行由于发展历史较长，相对于国内其他银行，它们在管理和金融研发方面都具有优势。因此，外资银行进入有可能通过示范效应产生正的外部性影响。同时，外资银行即便没有直接参与银行业竞争，但金融开放仍然带来了外资银行的潜在竞争威胁，它同样可能提升中国的整体金融效率，例如国有四大行的股份制改革正是针对金融开放新形势的一大重要决策。为了能够识别这种外部性影响，本文引入各行业对金融中间投入的完全消耗系数，从而评估出各行业的金融嵌入度(Embed)，将其与外资银行存在哑变量的交乘引入(2)式。如果外资银行通过示范效应和竞争威胁提升了金融效率，那么我们应该观察到对于金融嵌入度越高的行业，金融开放对出口附加值率的提升作用更大，因此，交乘项系数应当为正。估计结果如表5所示，列(1)为基准结果，列(2)同样进行了更为严格的固定效应控制。我们发现，金融开放带来了更高的金融效率，更优质的金融中间投入，通过示范效应间接地促进了我国出口附加值率的提升。

表5 机制分析：金融嵌入度的间接影响

Dependent Variable: $DVAR_{c,j,o,t}$	(1)	(2)
$D_Entrance_{c,t} \times \log(Embed_j)$	0.040 *** (0.006)	0.047 *** (0.007)
$PTA_{c,j,o,t}$	-0.200 *** (0.010)	-0.199 *** (0.010)
City-GB2-Ownership FE	Yes	Yes
City-Year FE	Yes	Yes
GB2-Year FE	Yes	No
Ownership-Year FE	Yes	No
GB2-Ownership-Year FE	No	Yes
City-Ownership-Year FE	No	Yes
Observations	18 394	17 547
R-squared	0.700	0.738

考虑金融嵌入度本身可能涵盖了部分融资约束的影响，因此，单一的交互项估计可能面临遗漏变量的内生性问题。出于严谨性考虑，本文将融资约束与金融嵌入度引入同一分析框架中再次进行估计，结果保持了稳健，同时也发现外资银行进入不能通过融资改善来提升金融脆弱企业的DVAR^①。

①限于篇幅，具体结果不再列出，备索。

(三) 进一步研究

基于上文分析, 外资银行进入的影响主要表现为间接影响。本文基于四个维度做了进一步佐证: ① 考察外资银行进入影响的动态演变。这一考察的基本逻辑是, 假如外资银行进入的影响主要表现为示范效应, 那么其影响应当表现为短期作用。即本土银行需要一段时间去学习和模仿, 当学习阶段结束后, 外资银行对出口附加值率将不再有显著的提升作用。结果表明, 在外资银行进入的前两期或2003年后的进入, 外资银行存在才会对DVAR产生显著的正面促进效应。② 我们发现外资银行进入并不会对高金融脆弱度行业的DVAR带来更强的改善作用。虽然来自银行的外部融资不会被计入金融中间投入, 但这一结果仍令人费解, 因为Lin等(2015)文献指出外资银行带来的金融效率提升包括贷款分配的去行政化。我们认为这可能来源于对企业异质性的缺失, 从行业的角度来看, 即便国内其他银行的贷款行为更加市场化也不会改变行业间的金融脆弱度差异, 但在同一行业内部, 仍然可能存在贷款配置的优化, 即更优质的企业会获得更多的贷款。我们在企业层面引入企业生产率、外资银行进入和金融脆弱度的三重交互, 结果表明, 相同行业金融脆弱度条件下, 行业内更为高效的企业出口附加值率得到了外资银行进入更大的改善。③ 由于外资银行在人民币业务没有获得开放时, 主要从事与代表外国银行业务相关的联络、市场调查、咨询等非营业性活动, 因此它们可能成为重要的信息渠道。为了对这一信息渠道进行检验, 我们基于Upward等(2013)的做法构建企业层面的VSS指标, 并引入交互项, 结果外资银行对于VSS较低的城市-行业越强, 证实了信息中介作用。④ 结售汇效率正是银行中间投入效率的一种可能的表现形式。因此, 我们引入与企业出口倾向的交互项, 结果表明, 出口倾向更高的企业获得更大的DVAR改善^①。

五、结论与启示

本文基于2000—2006年中国工业企业数据库与海关数据库测算了微观企业层面的出口国内附加值率, 利用金融许可证信息识别地级市层面外资银行进入行为, 采用渐进式DID方法探讨了金融开放、地方金融发展对出口国内附加值率的影响。本文的研究表明, 相比于没有外资银行的城市和外资银行进入之前, 外资银行进入能够显著提升企业的出口附加值率水平, 这一结论无论在微观企业层面还是中观的城市-行业-所有制层面均得到了经验证据支持, 并在多个维度的稳健性分析下保持稳健。机制研究表明, 外资银行进入主要通过提升金融中间投入效率发挥示范效应, 间接促进企业出口附加值率攀升。本文的结论可以为我们带来如下两大政策性启示。

其一, 金融开放的必要性与可行性。习近平总书记在党的十九大报告和博鳌论坛都指出, 中国将大幅度放宽市场准入, 在服务业特别是金融业方面, 放宽银行、

^①限于篇幅, 完整的内容和具体的结果不再列出, 备索。我们还进一步讨论了所有制差异, 限于篇幅, 具体不再展开, 备索。

证券、保险行业外资股比限制,同时要加快保险行业开放进程,放宽外资金融机构设立限制,扩大外资金融机构在华业务范围,拓宽中外金融市场合作领域。本文的结论可以从中国参与国际价值链分工的角度给予上述决策以经验证据的支持。同时本文所刻画出的学习效应不仅意味着当前金融开放对本土金融业的冲击可能是低于预期的,而且也侧面支持了我国政府所主导的银行业改革有层次、有步骤、有计划推行的必要性。

其二,贸易强国战略实施的部门联动保障。改革开放以来,中国出口虽然总量不断扩大,但附加值持续不高,因此表现出“大而不强”的基本态势。习近平总书记在党的十九大报告中指出,要“拓展对外贸易,培育贸易新业态新模式,推进贸易强国建设”。本文的结论意味着,贸易强国战略的实施不仅仅局限在贸易领域,也不止局限于制造业领域,它还需要金融领域的效率支持和制度保障。借助于金融开放和不断深化的银行业改革,利用更加高效的金融中间投入和更加合理的资本配置,提升制造业水平,实现民族制造业的自主发展,不仅尽可能摆脱被跨国公司 GVC “俘获”,跌入低附加值陷阱的风险,而且可以以制造业结构调整带动出口结构调整,增加真实贸易收益的同时调和贸易争端,避免如当前中美贸易摩擦这样的被动局面再次出现。

[参考文献]

- [1] KEE H, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [2] 林毅夫,孙希芳,姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探 [J]. *经济研究*, 2009 (8): 4-17.
- [3] WANG C. Crony Banking and Local Growth in China [R]. BOFIT Discussion Paper, 2017.
- [4] 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.
- [5] CHEN Z, PONCET S, XIONG R. Local Financial Development and Constraints on Private Firms' Exports: Evidence from City Commercial Banks in China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2020 (48): 56-75.
- [6] 董青马,卢满生. 金融开放度与发展程度差异对银行危机生成机制影响的实证分析 [J]. *国际金融研究*, 2010 (6): 79-85.
- [7] 邓敏,蓝发钦. 金融开放条件的成熟度评估:基于综合效益的门槛模型分析 [J]. *经济研究*, 2013 (12): 120-133.
- [8] 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 (2): 73-87.
- [9] LIN Y, SUN X, WU X. Banking Structure and Industrial Growth: Evidence from China [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2015, 58 (C): 131-143.
- [10] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade Is Pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (1): 178-189.
- [11] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2): 527-543.
- [12] 李胜旗,毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2017 (1): 101-119.
- [13] 铁瑛,黄建忠,高翔. 劳动力成本上升、加工贸易转移与企业出口附加值率攀升 [J]. *统计研究*, 2018 (6): 43-55.

- [14] 何光辉, 杨咸月. 融资约束对企业生产率的影响——基于系统 GMM 方法的国企与民企差异检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012 (5): 19-35.
- [15] 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.
- [16] MANOVA K, YU Z. How Firms Export: Processing vs. Ordinary Trade with Financial Frictions [J]. Journal of International Economics, 2016, 100: 120-137.
- [17] 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 (1): 83-107+206.
- [18] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 会计研究, 2014 (5): 73-80+95.
- [19] LIN X, ZHANG Y. Bank Ownership Reform and Bank Performance in China [J]. Journal of Banking and Finance, 2009, 33 (1): 20-29.
- [20] QIAN Y, ROLAND G. Federalism and the Soft Budget Constraint [J]. American Economic Review, 1998, 88 (5): 1143-1162.
- [21] LU Y, TAO Z, ZHANG Y. How Do Exporters Respond to Antidumping Investigations [J]. Journal of International Economics, 2013, 91 (2): 290-300.

(责任编辑 刘建昌)

Financial Opening, Demonstration Effect and the Rise of China's Export Domestic Value-added Rate ——An Empirical Study on the Entry of Foreign Banks

TIE Ying HE Huanlang

Abstract: This paper measured China firm-level domestic value-added rate (DVAR), identified foreign banks' entry to a city basing on the financial license, and utilized the DID approach to estimate the impact of financial opening on DVAR. This paper also provided evidence that the entry of foreign banks could improve the relative firms' DVAR, compared by the firms in the cities without foreign banks or in the same cities during the years before foreign banks' entry. The results are robust with both firm-level and city-industry-ownership-level data, and it remains robust under the multi-dimensional robustness checks. Further exploration indicates that the entry of foreign banks does not lower the financial constraints to directly promote the firm's DVAR. However, the firm's DVAR is improved indirectly by the higher efficiency of financial intermediate investment. The firms with higher productivity are easier to get the Demonstration Effect, and so are the exporters and firms with low VSS.

Keywords: Financial Opening; Entry of Foreign Banks; Domestic Value-added Rate; Trade Gains; Demonstration Effect