

# 外资银行进入是否影响了中国企业进口?\*

毛其淋<sup>1</sup> 赵柯雨<sup>2</sup>

(1. 南开大学经济学院 天津 300071)

(2. 北京大学国家发展研究院 北京 100871)

**摘 要:** 本文以中国加入 WTO 后分阶段取消对外资银行的地域限制作为准自然实验,采用多批次冲击倍差法系统地考察了外资银行进入对中国制造业企业进口行为的影响效应与作用机制。研究结果表明,外资银行进入显著扩大了当地企业的进口规模。影响机制检验发现,“融资约束缓解”是外资银行进入促进企业进口的重要途径,并且在外部融资依赖度越高的行业,外资银行进入对企业进口的促进效应越大。进一步的异质性分析结果表明,外资银行进入对民营企业进口的促进效应大于外资企业和国有企业,对一般贸易企业进口的促进效应大于混合贸易企业和纯加工企业,对中间品进口的促进效应大于资本品和消费品,对东部地区企业进口的促进效应大于中西部地区企业。

**关键词:** 外资银行进入 企业进口 融资约束

**中图分类号:** F740.2 **JEL 分类号:** F19 D21

## 一、引 言

在 2001 年加入世界贸易组织(WTO)后,中国分阶段取消了对外资银行的地域限制与客户限制。在 2006 年 11 月,国务院发布了《中华人民共和国外资银行管理条例》,明确提出在中国境内注册的外资银行法人获得开展本币业务的国民待遇,从某种程度上说,这是中国金融业走向全面开放的里程碑。2017 年 1 月国务院发布了《关于扩大对外开放积极利用外资若干措施的通知》,在服务业方面重点放宽银行类金融机构的外资准入限制。截至 2017 年底,外资银行已在华设立了 39 家法人机构(下设分行 323 家),122 家母行直属分行和 143 家代表处,机构数量持续增加。<sup>①</sup>在放宽外资银行进入限制的同时,中国进口贸易也取得了长足的发展。中国进口贸易额从 2000 年的 18 638.81 亿元增长至 2013 年的 121 037.46 亿元,年均增长率高达 15.5%,目前中国已是全球第二大进口国。<sup>②</sup>近年来,中国政府高度重视进口贸易的发展,将实行积极的进口政策作为中国对外

\* 本文为国家自然科学基金项目“贸易开放与我国制造业产能利用率:因果效应、机制及对策研究”(项目编号:72073074)、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)和南开大学文科发展基金项目“外资政策动态调整与中国制造业产能过剩问题研究”(项目编号:ZB21BZ0203)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

① 资料来源:中国银行业监督管理委员会宣传部,《中国银行业监督管理委员会 2017 年报》,中国金融出版社,2018 年。

② 资料来源:国家统计局,《中国统计年鉴》,历年。

开放战略布局中的重要一环。《对外贸易发展“十二五”规划》明确指出，要扩大进口规模，优化进口产品结构，提高先进技术、关键零部件等高质量产品的进口比重；《国家十四五规划纲要》进一步强调要降低进口关税和制度性成本，促进进口来源多元化；此外，连续三届在上海举办的中国国际进口博览会更是表明了中国实施扩大进口贸易战略的坚定决心。

基于此，本文感兴趣的一个重要问题是，外资银行进入是否有助于促进中国企业进口？如果是，其背后可能的途径是什么？从理论上而言，外资银行进入可能会通过融资渠道影响企业进口，具体地，外资银行进入会加剧本土银行业的竞争，并通过技术溢出效应降低本土银行的经营管理成本，从而降低企业的贷款利率，缓解企业的融资约束，使企业有足够的资金去克服扩大进口所需的固定成本和可变成本，提升企业的进口规模。中国加入 WTO 后分阶段取消对外资银行的地域限制为本文研究外资银行进入对企业进口的影响提供了一个难得的准自然实验机会。本文基于中国工业企业数据和海关贸易数据的合并样本，采用倍差法（DID）系统地考察外资银行进入对企业进口的影响效应及作用机制。

本文的主要发现是，外资银行进入通过“融资约束缓解”显著提升了当地企业的进口规模；异质性分析表明，外资银行进入对民营企业进口的促进效应大于国有企业，对纯一般贸易企业进口的促进效应大于纯加工贸易企业和混合贸易企业，对中间品进口的促进效应大于资本品和消费品，对东部地区企业进口的促进效应大于中西部。与已有文献相比，本文可能的创新之处主要包括以下几个方面：第一，本文首次系统研究了外资银行进入对中国制造业企业进口行为的影响，有助于更加全面地评估外资银行进入的微观经济效应，同时在一定程度上丰富了有关中国企业进口行为影响因素的文献。第二，本文进行了丰富的异质性分析，系统地检验了外资银行进入对不同类型企业、不同类型产品进口的差异性影响。第三，本文利用丰富的样本数据检验了外资银行进入影响企业进口的渠道，有助于深化对外资银行进入与企业进口之间内在关系的理解。

## 二、文献综述与研究假说

### （一）文献综述

本文研究与两类文献密切相关：其一是融资约束对企业进口行为的影响，其二是外资银行进入对企业绩效的影响。在第一类文献中，已有研究得出了相对一致的结论，认为融资约束会抑制企业进口。例如，Bas 和 Berthou（2012）利用印度制造业企业面板数据，Fauceglia（2015）基于亚洲、非洲、美洲等中低收入水平国家的跨国数据均表明信贷约束会明显削弱企业进口资本品的可能性。Wagner（2015）使用 2008—2010 年德国企业级数据表明，企业进口可能性、进口规模以及进口来源国数量随着企业融资约束的降低而增加。近年来，国内学者开始关注融资约束与中国企业进口行为的关系，得出了与其他国家类似的结论。例如，李华锋和彭龙（2014）考察了融资约束对中国企业进口多元化水平的影响，发现融资约束通过降低进口产品数量限制了中国企业进口多元化水平。魏浩等（2019）在贸易四元边际的分析框架下进行实证分析，发现融资约束对中国企业进口决策、进口规模、进口来源国数量、进口产品种类具有显著的抑制作用。

与本文相关的另一类文献则是考察外资银行进入对企业绩效的影响。其中，Lai 等（2015）以中国加入 WTO 为背景，考察了外资银行进入对中国制造业生产率增长的影响，

发现外资银行进入对行业总体生产率增长没有明显的影响，但外资银行准入的技术效应导致外部融资依存度高的企业的生产率增长得更快。诸竹君等（2018）利用中国工业企业数据专门考察了外资银行进入对企业加成率的影响，发现在外资银行进入程度越大的地区，企业加成率的提升幅度越大。进一步地，诸竹君等（2020）从理论与实证的角度考察了外资银行进入对下游企业创新行为的影响，发现外资银行进入显著促进了企业创新。

通过以上文献梳理不难看出，目前已有不少文献证实了融资约束对企业进口行为的抑制作用，但是相比之下，系统考察外资银行进入对企业绩效影响的文献相对较少，且主要聚焦于生产率、加成率等角度，鲜有学者关注外资银行进入对国际贸易尤其是企业进口行为究竟会产生怎样的影响。有鉴于此，本文将中国加入 WTO 后分阶段取消对外资银行的地域限制作为准自然实验，采用倍差法系统地研究外资银行进入对中国制造业企业进口行为的影响效应与作用机制，试图弥补现有文献的不足。

## （二）研究假说

目前，学者们普遍认为融资约束是影响企业进出口贸易决策的关键因素之一（Muûls and Pisu, 2009；李华锋和彭龙，2014；黄先海等，2016；许家云等，2017）。概括起来，融资约束的缓解可能从如下两个维度促进企业进口：第一，企业进口需要一定的固定成本，如建立新的购买渠道、充分搜集与进口产品及进口来源国相关信息所带来的成本等（Muûls 和 Pisu, 2009；Bas 和 Berthou, 2012；Fauceglia, 2015），融资约束的缓解意味着企业有更多资金来克服进口的固定成本，从而扩大了企业进口贸易的广度（李华锋和彭龙，2014）；第二，企业在进口产品时需要直接支付货款及运输费用，随着企业进口贸易产品价值和数量的提升，企业需要支付更多的可变成本，融资约束的缓解可以使企业有充足的资金购买更多、更高质量的进口中间品，进而提升了进口贸易的深度（黄先海等，2016；许家云等，2017）。

外资银行进入会对本土银行体系的规模与结构产生冲击，影响下游企业的融资成本，进而通过“融资约束缓解”渠道对企业的进口行为产生影响。第一，外资银行进入促进了本土银行体系的竞争（Clarke 等，2003），为应对外资银行带来的竞争压力，本土银行会采取降低借贷价差、降低金融产品价格的的方式来维持或扩大其市场份额，吸纳更多存贷款（Xu, 2011），从而削减了企业的借贷成本，使企业能够以较低的成本获取更多资金以从事进口活动。第二，在发展中国家，外资银行的经营效率要高于本土银行（Bhattacharyya 等，1997），外资银行进入通过技术溢出促使本土银行采取更为高效的管理模式（Levine, 1996），压缩其经营成本（Lensink 和 Hermes, 2004；Lu 和 Mieno, 2020）。此外，为了丰富利润来源，本土银行还可能大力扩展投资银行业务和中间业务，使其非利息收入增加（Lu 和 Mieno, 2020；Lensink 和 Hermes, 2004）。本土银行运营成本的下降和非利息收入的增加为贷款利率的下降提供了更多操作空间（Xu, 2011）。基于上述分析不难看出，金融业对外开放有助于提升本土银行体系的信贷供给能力，降低企业借贷成本，从而有利于缓解企业所面临的融资约束，使企业拥有更雄厚的资金实力以提升进口水平。基于此，本文提出以下待检验的研究假说。

研究假说 1：外资银行进入通过缓解企业融资约束对企业进口产生促进效应。

考虑到企业融资可分为内源融资和外源融资，金融业对外开放主要通过信贷扩张缓解企业的外源融资约束。不同行业由于行业特定固定成本的投入不同，对外源融资的依

赖程度存在差异，金融业发展将在更大程度上促进高外部融资依赖度行业的发展（Rajan 和 Zingales, 1998）。医药制造业、化学纤维制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业等资本密集型行业和技术密集型行业往往需要大量资金来购置机器设备、引入先进技术等，因此这些行业中企业的外源融资需求高于劳动密集型行业中的企业。金融业对外开放为企业增添了新的外源融资渠道，外部融资依赖度越高的行业中企业融资约束改善的程度越大（Lai 等, 2015；诸竹君等, 2018），从而金融业对外开放对这些行业中企业进口的促进作用也就越强。基于此，本文进一步提出以下待检验的研究假说。

研究假说 2：在外部融资依赖度越高的行业，外资银行进入对企业进口的促进效应越大。

### 三、计量模型、变量与数据

#### （一）计量模型的设定

本文主要研究目的是考察外资银行进入是否会影响中国企业的进口行为。由于中国加入 WTO 后外资银行准入具有分批试点的特征，本文以此作为准自然实验，构建了多批次冲击倍差模型进行实证分析，具体实证模型构建如下：

$$IMP_{firt} = \alpha_0 + \alpha_1 \times FBEntry_{rt} + \theta \times X_{firt} + \lambda_f + \delta_t + \varepsilon_{firt} \quad (1)$$

其中， $f$  表示企业， $i$  表示行业， $r$  表示城市<sup>①</sup>， $t$  表示年份。因变量  $IMP_{firt}$  表示企业进口，主要采用企业  $f$  在  $t$  期进口额的自然对数值来衡量。核心解释变量  $FBEntry_{rt}$  表示外资银行进入虚拟变量，用城市  $r$  在  $t$  期的外资银行进入衡量，如果外资银行在  $t$  期进入  $r$  城市，则该变量取 1，否则取 0（在此设置中  $FBEntry_{rt}$  相当于传统倍差模型中的交互项，可拆分为  $Treat_r \times Post_{nt}$ <sup>②</sup>）。估计系数  $\alpha_1$  刻画的是与没有外资银行进入的城市相比，有外资银行进入城市的企业进口规模在外资银行进入之后的相对变化幅度；具体而言，如果  $\alpha_1$  显著为正，表明金融业对外开放促进了企业进口规模的扩张。控制变量  $X_{firt}$  为可能影响企业进口的其他因素的集合，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），与彭倩和干铠骏（2020）的做法相似，用固定资产对企业就业人数的比值取对数衡量；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（Statedum）和外资企业虚拟变量（Fordum），与姚博和汪红驹（2019）类似，如果企业的所有制类型是国有企业（外资企业），则 Statedum（Fordum）取 1，否则取 0；进口关税税率（Imptariff），用 4 位码行业层面进口产品平均关税税率衡量。 $\lambda_f$  和  $\delta_t$  分别为企业固定效应和年份固定效应； $\varepsilon_{firt}$  表示随机误差项。

#### （二）数据

本文主要使用了中国工业企业数据库和海关贸易数据库这两个大型微观数据库。我

① 需要说明的是，这里主要以海关贸易数据库中企业所在地作为企业所属城市的界定依据。另外我们还尝试以中国工业企业库中企业所在地作为企业所属城市的界定依据，发现本文的核心结论没有发生实质性变化。

② 其中， $Treat_r$  为处理组虚拟变量，处理组内的城市取 1，其他城市取 0； $Post_{nt}$  为政策冲击时间虚拟变量，若城市  $r$  在  $t$  年实施外资银行准入， $Post_{nt}$  取 1，反之取 0。

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；另外，我们选取制造业进行考察，即对电力、燃气及水的生产和供应业数据以及采矿业数据进行了删除；与 Brandt 等（2012）的做法类似，我们对 2003 年前后的中国工业行业分类代码进行了调整统一；我们进一步参照 Yu（2015）的做法，对异常样本进行了删除。本文使用的海关贸易数据库提供了中国所有进出口企业的月度产品贸易数据，出于分析的需要，我们将其加总得到年份层面的数据。另外，我们借鉴 Yu（2015）的方法对以上中国工业企业数据库与海关贸易数据库进行合并，合并后样本的时间跨度为 2000—2006 年。考虑到贸易中间商与其他制造业企业在进出口动机、生产行为等方面存在显著差异，为了得到准确的研究结论，我们进一步删除了贸易中间商样本。

根据《中国入世协定书》，2001—2005 年中国 20 个城市分阶段实行外资银行准入，我们以此为依据确定外资银行进入（*FBEntry*）这一核心解释变量的取值。此外，由于与外资银行相关的数据并没有统一的数据来源，我们通过查阅中国银行保险监督管理委员会官网、《中国银行业对外开放报告》、历年《中国金融年鉴》及各大外资银行官网获取了外资银行来源国、进入时间、在华分布情况等相关信息。

## 四、回归结果与分析

### （一）基本回归结果

表 1 报告了基准倍差法模型的估计结果。其中第（1）列没有控制可观测的控制变量，初步回归结果显示，变量 *FBEntry* 的估计系数在 1% 水平上显著为正，这表明与没有外资银行进入的城市相比，有外资银行进入城市的企业进口规模在外资银行进入之后出现更大幅度的提升，即外资银行进入显著提升了当地企业的进口规模。第（2）—（7）列逐步加入了随时间变化的企业层面及行业层面控制变量，结果显示，变量 *FBEntry* 的估计系数均为正并通过了 1% 水平的显著性检验，表明本文的核心回归结果具有很好的稳定性，即外资银行进入显著促进了进口规模的扩大。从表 1 第（7）列完整的回归结果可以看到，外资银行进入使当地企业的进口额提高了 13.01%，表明外资银行进入会显著促进当地企业加大进口力度，这验证了理论假设 1。导致这一结果的可能原因是，外资银行进入为当地企业提供了更多的信贷资源，有效缓解了企业所面临的外源融资约束，使企业有足够的资金克服扩大进口所带来的固定成本和可变成本，进而使企业的进口额提高。

控制变量的估计结果显示，企业规模（*Size*）、资本劳动比（*KLratio*）的估计系数均在 1% 水平上显著为正，这说明规模越大、资本劳动比越高的企业进口规模越大，对此可能的解释是，大型企业和资本劳动比高的企业的资金实力通常相对雄厚，可以更好地克服进口贸易中的流动性约束，从而拥有较大的进口规模。此外，国有企业虚拟变量（*Statedum*）的估计系数显著为负，意味着国有企业的进口规模较小，这可能是由于国有企业具有较强的政治关联，能够借此从国内获得关键性生产资源和投入要素，因此对进口的依赖较小。

表1 基准回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>FBEntry</i>	0.1183 *** (4.76)	0.1251 *** (5.12)	0.1274 *** (5.22)	0.1292 *** (5.31)	0.1288 *** (5.29)	0.1298 *** (5.34)	0.1301 *** (5.35)
<i>Size</i>		0.4875 *** (31.44)	0.4894 *** (31.57)	0.5731 *** (33.59)	0.5719 *** (33.50)	0.5738 *** (33.64)	0.5743 *** (33.66)
<i>Age</i>			-0.0078 *** (-3.20)	-0.0075 *** (-3.06)	-0.0075 *** (-3.06)	-0.0067 *** (-2.74)	-0.0067 *** (-2.73)
<i>KLratio</i>				0.1385 *** (13.47)	0.1380 *** (13.43)	0.1382 *** (13.45)	0.1383 *** (13.45)
<i>SubDum</i>					0.0231 (1.44)	0.0230 (1.43)	0.0231 (1.44)
<i>Statedum</i>						-0.3905 *** (-3.14)	-0.3891 *** (-3.13)
<i>ForDum</i>						-0.0112 (-0.23)	-0.0112 (-0.22)
<i>Imptariff</i>							0.0033 (1.63)
常数项	12.7832 *** (809.38)	10.2157 *** (124.06)	10.2460 *** (123.72)	9.2745 *** (81.34)	9.2800 *** (81.39)	9.2848 *** (77.38)	9.2157 *** (72.27)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	199 412	199 412	199 412	199 412	199 412	199 412	199 412
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.865	0.868	0.868	0.868	0.868	0.868	0.868

注：括号内数值为在企业层面聚类稳健标准误下对应的 *t* 值；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 显著水平上显著；后同。

## (二) 稳健性检验

### 1. 外资银行进入虚拟变量的外生性检验

倍差法的一个重要假定是政策冲击是外生的。城市一年份维度的外资银行进入虚拟变量相对于企业进口规模来说是宏观变量，微观层面的企业进口通常难以对城市一年份层面的外资银行进入产生影响，因此，本文的倍差法模型设定可以在一定程度上缓解反向因果导致的内生性问题。然而，由于外资银行进入的城市选择可能与这些地区的经济、金融发展水平等城市维度的宏观经济因素相关（李青原和章尹赛楠，2021），而这些因素可能会影响当地企业的进口水平，若是如此，外资银行进入这一政策冲击可能并非外生。为排除这一问题，本文采用两种方法对外资银行进入的外生性进行检验。

第一，考虑到外资银行进入的城市选择和进入批次设定，可能与城市层面的总进口水平、就业规模、融资约束、政府补贴水平等相关。为检验外资银行进入的区位选择是否为外生，我们以外资银行进入虚拟变量作为被解释变量，对城市一年份层面的进口规模（*CityImport*）、就业规模（*CityEmployment*）、企业融资约束（利息支出占总资产的比值）的平均值（*CityFC1*）、政府补贴水平（*CitySub*）进行 OLS 估计，同时控制了城市固定效应和年份固定效应。回归结果如表 2 第（1）列所示，估计结果表明，城市层面各解释变量的估计系数均不显著，表明本文所构建的外资银行进入虚拟变量满足外生性。

第二，本文还采用 Hazard 模型方法（李青原和章尹赛楠，2021）对外资银行进入虚拟变量的外生性进行检验，具体分两步进行。第一步，剔除各企业外资银行进入一年后



的观测值，仅保留外资银行进入之前和外资银行进入当年的观测值；第二步，将基准回归中企业进口规模和企业维度控制变量替换为相应变量在城市一年份层面的平均值，并在城市一年份维度进行 OLS 估计<sup>①</sup>，以直接检验不同城市之间的差异。回归结果如表 2 第（2）列所示，外资银行进入对不同地区的平均进口水平没有显著影响，表明外资银行进入对企业进口的促进效应不是由地区层面的其他经济变量导致的。

## 2. 平行趋势检验与动态效应估计

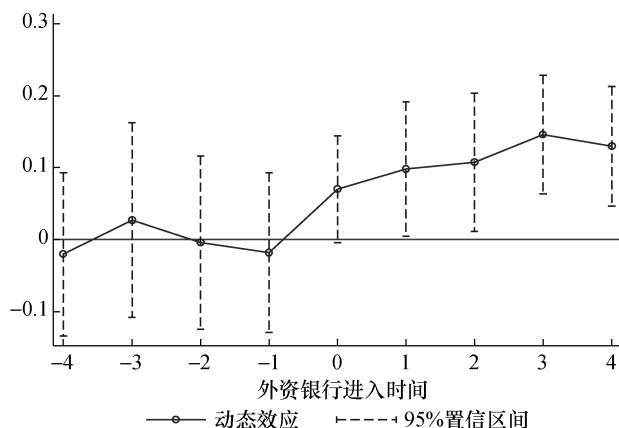
前文倍差法估计结果可靠性的一个重要前提是要求满足平行趋势假设，即在政策冲击发生之前（在本文中为外资银行进入），处理组与对照组的结果变量（即企业进口）应该具有相似的变化趋势。这里采用事件分析法的思路来检验平行趋势假设是否成立，具体地，我们设定如下回归模型：

$$IMP_{firt} = \alpha_0 + \sum_{j=-4}^{+4} \alpha_j \times FBTreat_r \times \mathbf{1}\{year = j\} + \theta \times X_{firt} + \lambda_f + \delta_t + \varepsilon_{firt} \quad (2)$$

其中， $j$  表示外资银行进入的时期：若是负数，表示外资银行进入之前的时期，若为正数则表示外资银行进入之后的时期。 $FBTreat_r$  表示处理组虚拟变量，外资银行进入的地区取 1，反之取 0； $\mathbf{1}\{year = j\}$  表示外资银行进入第  $j$  年的虚拟变量。在式（2）中，交叉项的估计参数  $\alpha_j$  是我们最为关注的，它们刻画了金融业对外开放对企业进口的年度效应。具体而言，如果在外资银行进入前各交叉项的估计系数  $\alpha_j$  ( $j < 0$ ) 不显著，则表明处理组与对照组的结果变量在外资银行进入前具有相似的变化趋势，进而满足平行趋势假设。

针对式（2）的回归结果<sup>②</sup>，外资银行进入前各交叉项估计系数均不显著，而外资银行进入后各交叉项估计系数均显著为正，表明处理组与对照组企业进口额的变化在外资银行进入前没有显著差异，即政策冲击发生之前满足平行趋势假设。与此不同的是，在外资银行进入的当年及其之后的时期，各交叉项的估计系数均为正且至少通过了 10% 水平的显著性检验。我们还注意到，随着时间推移，交叉项的估计系数值逐步增

图 1 动态影响效应



注：图中实线刻画了外资银行进入对企业进口的动态效应，虚线部分表示 95% 的置信区间。

① 在回归中，我们控制了年份固定效应和城市固定效应，并将标准误在城市一年份维度上进行聚类。  
 ② 因篇幅所限，本文省略了平行趋势与动态效应检验的回归结果，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。

大，表明在外资银行进入之后，外资银行进入对企业进口的促进作用随时间推移逐步增强。为了更直观地分析外资银行进入对企业进口的动态效应，我们将表3第（1）列的估计结果绘制在图1中。从中可以清晰地看出，外资银行进入之前动态效应曲线相对平缓且均不显著；而外资银行进入以后，动态效应曲线开始向右上方倾斜，且倾斜幅度总体上呈扩大趋势，说明外资银行进入对企业进口的促进效应随着时间的推移不断增强。上述检验整体上说明了处理组和对照组企业进口额的变化在外资银行进入前满足平行趋势假设，因此本文倍差法估计结果是可靠的。

### 3. 企业进口规模的其他度量

不同企业进口规模的度量方法可能会对本文的估计结果产生影响。在前文，我们使用企业进口额的自然对数值作为企业进口的衡量指标。为了稳健起见，这里采用企业进口占工业增加值的比重取自然对数来衡量企业进口。相应的回归结果见表3第（1）列，核心解释变量  $FBEntry$  的回归系数仍然在1%的水平上显著为正，再次表明外资银行进入显著促进了企业进口规模的扩大，具体而言，外资银行进入使得当地企业的进口密集度提高了6.91%，可见本文的核心结论并不会随着企业进口规模度量方法的不同而改变。

### 4. 动态面板估计

由于企业进口规模的扩大往往需要一定的时间，企业当期的进口规模可能与上一期的进口规模密切相关，因此，作为一个稳健性检验，我们将企业进口规模的滞后项作为解释变量引入回归模型中，进而构建动态面板回归模型。此外，将被解释变量的滞后项作为解释变量的优势还体现为可以控制部分非观测影响因素。具体地，我们建立以下动态面板模型：

$$IMP_{firt} = \alpha_0 + \beta \times IMP_{firt-1} + \alpha_1 \times FBEntry_{it} + \theta \times X_{firt} + \lambda_f + \delta_t + \varepsilon_{firt} \quad (3)$$

我们使用两步系统广义矩估计方法（SYS-GMM）对式（3）进行估计，回归结果如表3第（2）列所示。企业进口额一阶滞后项（ $IMP_{firt-1}$ ）的回归系数显著为正，这意味着企业进口行为确实存在着明显的惯性特征，上一期的企业进口额与当期的企业进口额呈显著的正向相关关系。核心解释变量  $FBEntry$  的回归系数在1%水平上显著为正，再次表明外资银行进入对企业进口规模扩大产生了显著的促进作用，与前文的基准回归结果一致。

### 5. 控制更多维度的固定效应

在基准倍差法估计中，我们控制了企业固定效应和年份固定效应，但非观测的地区—年份和行业—年份的特定因素也可能对城市外资银行进入水平和企业进口额产生影响。例如，中国不同地区的经济发展速度存在较大差异，此外，中国不同行业的行业周期具有明显的非同步性，行业所处的行业周期阶段会影响该行业中企业的进口规模及融资约束，这些因素均有可能导致回归结果出现偏误。因此，我们在基准回归的基础上，进一步控制了地区—年份固定效应和行业—年份固定效应以确保回归结果的稳健性。表3第（3）列和第（4）列分别报告了控制地区—年份固定效应和行业—年份固定效应的回归结果，我们发现，核心解释变量  $FBEntry$  的回归系数仍然显著为正，且系数大小与基准回归结果相似，说明地区—年份和行业—年份水平上的非观测因素并未对本文的核心结果产生实质性影响。



表 2 外资银行进入虚拟变量的外生性检验

	<i>FBEntry</i> (1)	<i>CityImport</i> (2)
<i>FBEntry</i>		0.0390 (0.48)
<i>CityImport</i>	0.0001 (0.14)	
<i>CityEmployment</i>	0.0013 (0.71)	
<i>CityFC1</i>	0.0001 (0.24)	
<i>CitySub</i>	0.0018 (0.37)	-0.2042 (-0.82)
<i>CitySize</i>		0.2997 ** (2.44)
<i>CityAge</i>		0.0025 (0.20)
<i>CityKlr</i>		0.2950 *** (3.10)
<i>CitySoe</i>		0.3275 (0.72)
<i>Cityfore</i>		0.8235 *** (2.58)
<i>CityTari</i>		-0.0024 (-0.21)
常数项	8.4379 *** (9.15)	-0.0159 (-0.78)
时间固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
样本容量	2104	2104
$R^2$	0.584	0.660

表 3 其他稳健性检验

	进口规模的 其他度量 (1)	动态面板 (2)	地区—年份 固定效应 (3)	行业—年份 固定效应 (4)
<i>FBEntry</i>	0.0691 *** (2.74)	0.2033 *** (9.68)	0.1311 *** (4.50)	0.1273 *** (5.24)
$IMP_{t-1}$		0.4562 *** (40.66)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区—年份固定效应			控制	
行业—年份固定效应				控制
样本容量	199412	127009	199412	199412
$R^2$	0.830		0.869	0.869

## 五、影响渠道检验与异质性分析

### （一）影响渠道检验

在理论假说部分，我们提出了“融资约束缓解”是外资银行促进企业进口的潜在影响渠道。接下来，我们对此作进一步深入的检验，以验证理论假说 2 是否成立。具体地，我们借鉴孙灵燕和李荣林（2012）的做法，以企业利息支出与总资产的比值（*FC1*）来衡量企业所面临的融资约束。该比值越大，即企业利息支出占比越多，表明企业越容易从银行体系获得贷款，因而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越大。我们将渠道变量 *FC1* 作为因变量，*FBEntry* 作为核心解释变量进行回归，估计结果如表 4 第（1）列所示。我们发现，核心解释变量 *FBEntry* 的回归系数在 5% 水平上显著为正，表明外资银行进入有效缓解了企业面临的外部融资约束。

为了确保以上影响渠道检验的可靠性，下面换用其他指标来衡量企业融资约束。与杨畅和庞瑞芝（2017）的做法类似，我们从债务融资能力的角度刻画企业面临的信贷约束程度，具体采用企业负债占总资产的比重（*FC2*）来衡量企业融资约束。该比值越大，说明企业的融资约束程度越小，反之说明企业的融资约束程度越大。从表 4 第（2）列的回归结果可以看到，核心解释变量 *FBEntry* 的回归系数显著为正，表明外资银行进入显著提升了企业负债占总资产的比重，可见在外资银行进入后，企业所面临的外部融资约束得到了显著缓解。

为了进一步检验“融资约束缓解”这一影响渠道的合理性，我们采用分组回归的方式来探究外资银行进入对不同外部融资依赖度行业中企业进口规模的影响。外部融资依赖度较高的行业中的企业难以靠企业内源融资满足进口需求，进而其进口行为相对更容易受到外部融资约束的限制。因此，如果融资约束缓解是外资银行进入促进企业进口的重要渠道，那么在理论上，外资银行进入对高外部融资依赖度行业中企业进口的促进效应将更大。本文借鉴 Rajan 和 Zingales（1998）、Lai 等（2015）的做法来构造行业外部融资依赖度指标，具体地，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，并在此基础上，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，进行分组回归。对上述两类子样本的回归结果分别报告在表 4 第（3）列和第（4）列。从中可以看到，在两个子样本回归中，核心解释变量 *FBEntry* 的回归系数均显著为正，表明外资银行进入对以上两类企业进口均产生了促进作用。通过进一步比较发现，表 4 第（3）列中变量 *FBEntry* 的回归系数大于第（4）列，说明在外部融资依赖度越高的行业，外资银行进入对企业进口的促进效应越大。具体地，外资银行进入使高外部融资依赖度行业 and 低外部融资依赖度行业中的企业的进口规模分别扩大了 13.90% 和 9.92%。以上分析验证了理论假说 2，同时也从侧面进一步印证了“融资约束缓解”这一影响渠道对企业进口的重要性。

表4 影响渠道

	<i>FC1</i>	<i>FC2</i>	外部融资依赖度高	外部融资依赖度低
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FBEntry</i>	0.0141 ** (1.98)	0.3254 ** (2.08)	0.1390 *** (3.96)	0.0992 *** (2.74)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本容量	198 835	199 359	108 184	91 228
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.962	0.933	0.853	0.892

## (二) 异质性影响

(1) 企业所有制。不同所有制的企业的外部融资约束、进出口水平不同，且银行系统对不同所有制企业的贷款偏好也不同，因此，外资银行进入对不同所有制企业融资约束的缓解程度不同。有鉴于此，我们接下来检验外资银行进入对不同所有制企业进口的影响是否存在差异性。表5第(1) — (3)列分别报告了基于国有企业、民营企业和外资企业子样本的回归结果。从中可以看到，外资银行进入对国有企业进口没有明显的影响，而对民营企业 and 外资企业进口产生了显著的促进效应，并且对民营企业进口的促进效应最大。对上述差异性影响可能的解释是：第一，四大国有银行占据着中国金融体系的主导地位，政府可以通过国有银行将信贷资源更多地分配给国有企业，本土银行提供的贷款能够满足国有企业的外部融资需求，因此外资银行进入对国有企业融资约束的缓解效应较弱，从而对其进口没有产生明显的促进作用；第二，与此不同的是，中国民营企业由于信息透明度较低、存在预算硬约束等原因受到本土银行的信贷歧视（Brandt 和 Li，2003），使民营企业长期面临着融资难的问题（Cull 等，2009），外资银行进入通过提供多元化外部融资渠道，极大地缓解了民营企业的融资约束问题（诸竹君等，2018），使其有更多资金来提升进口规模；第三，外资银行对其来源国的驻华外资企业可能存在着一定的贷款偏好，从而可以通过“融资约束缓解”渠道提升外资企业的进口规模，不过由于外资企业还可以通过其来源国资本市场进行融资，故外资银行进入对外资企业进口的正向效应弱于民营企业。

(2) 企业贸易方式。考虑到中国对外贸易存在典型的加工贸易特征，而加工贸易企业与其他贸易方式企业在经济行为上有着较大差异。为了考察外资银行进入对企业进口的影响是否与贸易方式有关，这里根据贸易方式将总样本划分为纯加工贸易企业、混合贸易企业和纯一般贸易企业三个子样本。对以上三个子样本的回归结果分别报告在表5第(4) — (6)列。回归结果显示，在纯加工贸易企业子样本回归中，变量 *FBEntry* 的回归系数不显著，表明外资银行进入对纯加工贸易企业的进口规模没有产生明显的影响；而在混合贸易企业和纯一般贸易企业子样本回归中，变量 *FBEntry* 的回归系数均在1%水平上显著为正，表明外资银行进入对这两类贸易方式企业的进口产生了显著的促进作用，通过进一步比较可以看到，外资银行进入对纯一般贸易企业进口的促进作用大于混合贸易企业，影响程度分别为17.46%和10.33%。导致上述差异性影响的可能原因是：纯加工贸易企业的原材料、零部件等均由国外一方提供，企业只需要对进口原料进行加工处理，并且中国的加工贸易集中在附加值较低的劳动密集型行业，因此纯加工贸易企业无

须支付大量的生产资料购置成本，外部融资需求相对较小；纯一般贸易企业进行商品生产所需的所有原料均需要自行购置，该种类型企业需要支付大量的固定成本以进入进口市场、构建进口渠道等（黄先海等，2016），且随着进口规模增加，可变成本也不断递增，因此纯一般贸易企业生产经营及从事进口贸易所需的资金规模较大，往往面临着更严重的外部融资约束；混合贸易企业同时从事加工贸易和一般贸易，可根据自身的财务状况调整企业内部加工贸易和一般贸易的比重，所面临的融资约束程度介于纯加工贸易企业和纯一般贸易企业之间。因此，当外资银行进入时，一般贸易企业的融资约束在更大程度上得到缓解，从而对其进口的促进作用相对更大。

（3）企业进口产品类型。为了考察外资银行进入对不同类型产品进口的异质性影响，我们首先根据广义经济分类（BEC）标准将进口产品划分为中间品、资本品和消费品三类，然后构造企业层面这三种类型产品的进口指标，分别表示为  $IMP_{jit}^{intm}$ 、 $IMP_{jit}^{capi}$  和  $IMP_{jit}^{cons}$ ①。从表6第（1）—（3）列的回归结果可以看到，外资银行进入对企业资本品和消费品进口没有明显的影响，而对企业中间品进口具有显著的促进效应，具体而言，外资银行进入使企业中间品进口额增长30.22%。我们认为导致上述差异性影响的可能原因是：先进机器、设备等进口资本品价格昂贵且运输费用较高，企业需要庞大的资金规模才能大幅提升资本品进口，外资银行进入虽然在一定程度上缓解了企业的融资约束，但企业所获得的新增贷款规模可能仍无法完全覆盖资本品进口扩张所需的资金；与资本品相比，进口消费品所需的资金规模较小，因此企业的消费品进口对企业融资约束缓解并不敏感；与此不同的是，关键零部件等中间品进口所需的资金规模通常介于资本品与消费品之间，此外，高质量进口中间品对企业最终产品质量升级具有显著的促进作用（Kugler 和 Verhoogen，2012），增强了企业在国内和国际市场上的产品定价权，提升了企业的成本加成率和市场竞争力，因此，当外资银行的进入缓解了企业的融资约束时，企业会更倾向于利用新增资金来进口中间品。

（4）地区差异。中国不同地区的金融和经济发展水平都存在较大差异，因此，有必要研究外资银行进入对不同地区企业进口的异质性影响。考虑到中国西部地区企业的样本量较小，这里将全样本分为东部地区企业和中西部地区企业两个子样本。表6第（4）和第（5）列分别报告了外资银行进入对东部地区和中西部地区企业进口影响的回归结果。我们发现，在东部地区子样本回归中，变量  $FBE_{entry}$  的回归系数显著为正，而它在中西部地区子样本回归中不显著，表明外资银行进入对东部地区企业进口的促进效应明显大于中西部地区企业。我们认为导致上述差异性影响的可能原因主要有以下两点：第一，2006年12月底，长江三角洲、珠江三角洲及京津唐地区的外资银行营业性机构占全国总数的89.8%，其他地区仅占10.2%②，由此可见，中国东部地区外资银行数量远多于中西部地区，因此外资银行进入为东部地区企业提供了更为丰富的融资渠道；第二，东部地区的金融发展水平高于中西部地区，2006年末，东部地区银行业金融机构的资产总额占比高达63%③，良好的金融运行环境使东部地区企业更倾向于利用金融中介机构进行融资，而中西部地区企业可能需要利用内源融资和外部非正规融资渠道来筹集资金，

① 与前文类似，这里用企业层面这三类产品“进口额+1”的自然对数值来衡量。

② 资料来源：中国银行业监督管理委员会，《中国银行业对外开放报告》，2007年。

③ 资料来源：中国人民银行货币政策分析小组，《2006年中国区域金融运行报告》，2007年。

从而其融资约束对外资银行进入并不敏感。

表 5 外资银行进入的异质性影响（1）

	所有制			贸易方式		
	国有 (1)	民营 (2)	外资 (3)	纯加工 (4)	混合 (5)	纯一般 (6)
<i>FBEntry</i>	0.0633 (0.20)	0.1921 ** (2.04)	0.1338 *** (5.56)	0.0825 (0.67)	0.1033 *** (3.89)	0.1746 *** (4.20)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	3 539	43 015	152 858	37 367	89 597	72 448
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.825	0.839	0.876	0.891	0.911	0.912

表 6 外资银行进入的异质性影响（2）

	企业进口产品类型			不同地区	
	中间品 (1)	资本品 (2)	消费品 (3)	东部 (4)	中西部 (5)
<i>FBEntry</i>	0.3022 *** (7.02)	0.0555 (0.84)	-0.0757 (-1.38)	0.1250 *** (5.15)	0.2266 (1.53)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	199 412	199 412	199 412	184 251	15 161
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.858	0.777	0.823	0.873	0.809

六、结论与政策启示

本文以中国加入 WTO 后分阶段取消对外资银行的地域限制作为准自然实验，首次采用多批次冲击倍差法系统地考察了外资银行进入对中国制造业企业进口行为的影响效应与作用机制，并从企业所有制、企业贸易方式、进口产品类型、地区层面等四个角度进行异质性分析。

本文主要得出了以下研究结论：第一，外资银行进入显著提升了当地企业的进口规模，外资银行进入后，当地企业进口规模扩大了 13.01%。我们从多个维度进行稳健性检验，该结论仍然成立。第二，影响机制检验结果表明，外资银行进入通过“融资约束缓解”渠道促进了企业进口，并且在外部融资依赖度越高的行业，外资银行进入对企业进口的促进效应越大。第三，外资银行进入对不同企业的进口促进效应存在异质性，从企业所有制来看，外资银行对民营企业进口行为的促进效应大于国有企业；从企业贸易方式来看，外资银行进入对纯一般贸易企业进口行为的促进效应大于纯加工贸易企业和混合贸易企业；从进口产品类型来看，外资银行进入对企业中间品进口的促进效应大于资本品和消费品；从不同地区来看，外资银行进入对东部地区企业的进口促进效应大于中西部地区。

本文的研究结论对于中国金融发展、进出口结构优化、制造业企业发展等具有重要的政策启示：外资银行进入通过缓解企业融资约束促进了企业进口，因此，扩大进口战

略的实施有赖于中国金融市场的健全与发展,应在稳步推进金融业开放进程的同时深化金融体制改革,引导本土银行和外资银行共同缓解民营企业、行业外部融资依赖度高的企业所面临的融资难问题,在防范金融风险的同时,适时加大中西部地区的开放力度,缩小中西部地区与东部地区的经济与金融发展差距,加强金融业对外开放对实体经济发展的推动作用。

#### 参考文献:

1. 黄先海、诸竹君、宋学印:《中国中间品进口企业“低加成率之谜”》[J],《管理世界》2016年第7期,第23—35页。
2. 李华锋、彭龙:《融资约束是否降低了中国企业进口多元化水平?》[J],《世界经济研究》2014年第7期,第28—34页。
3. 李青原、章尹赛楠:《金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据》[J],《中国工业经济》2021年第5期,第95—113页。
4. 彭倩、干铠骏:《产业集聚、生产率与污染排放——来自中国制造业企业的经验证据》[J],《山西大学学报(哲学社会科学版)》2020年第2期,第105—120页。
5. 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。
6. 魏浩、白明浩、郭也:《融资约束与中国企业的进口行为》[J],《金融研究》2019年第2期,第98—116页。
7. 许家云、毛其淋、胡鞍钢:《中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究》[J],《世界经济》2017年第3期,第52—75页。
8. 杨畅、庞瑞芝:《契约环境、融资约束与“信号弱化”效应——基于中国制造业企业的实证研究》[J],《管理世界》2017年第4期,第60—69页。
9. 姚博、汪红驹:《中间品进口与企业技术进步:影响机制及其检验》[J],《世界经济与政治论坛》2019年第3期,第44—69页。
10. 诸竹君、陈航宇、王芳:《银行业外资开放与中国企业创新陷阱破解》[J],《中国工业经济》2020年第10期,第175—192页。
11. 诸竹君、黄先海、余骁:《金融业开放与中国制造业企业竞争力提升》[J],《数量经济技术经济研究》2018年第3期,第114—131页。
12. Bas, M., Berthou, A., 2012, “The Decision to Import Capital Goods in India: Firms’ Financial Factors Matter” [J], *The World Bank Economic Review*, Vol. 26, No. 3: 486-513.
13. Bhattacharyya, A., Lovell, C. A. K., Sahay, P., 1997, “The Impact of Liberalization on the Productive Efficiency of Indian Commercial Banks” [J], *European Journal of Operational Research*, Vol. 98, No. 2: 332-345.
14. Brandt, L., Li, H., 2003, “Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information or Incentives?” [J], *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 3: 387-413.
15. Brandt, L., Vanbiesebroeck, 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.
16. Clarke, G., Cull, R., Peria, M. S. M., Sanchez, S. M., 2003, “Foreign Bank Entry: Experience, Implications for Developing Economies, and Agenda for Further Research” [J], *The World Bank Research Observer*, Vol. 18, No. 1: 25-59.
17. Cull, R., Xu, L. C., Zhu, T., 2009, “Formal Finance and Trade Credit During China’s Transition” [J], *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 18, No. 2: 173-192.
18. Fauceglia, D., 2015, “Credit Market Institutions and Firm Imports of Capital Goods: Evidence from Developing Countries” [J], *Journal of Comparative Economics*, Vol. 43, No. 4: 902-918.



19. Kugler, M. , Verhoogen, E. , 2012, “Prices, Plant Size, and Product Quality” [J] , *Review of Economic Studies* , Vol. 79, No. 1 : 307-339.
20. Lai, T. -K. , Qian, Z. , Wang, L. , 2015, “WTO Accession, Foreign Bank Entry, and the Productivity of Chinese Manufacturing Firms” [J] , *Journal of Comparative Economics* , Vol. 44, No. 2 : 326-342.
21. Lensink, R. , Hermes, N. , 2004, “The Short-term Effects of Foreign Bank Entry on Domestic Bank Behavior: Does Economic Development Matter?” [J] , *Journal of Banking & Finance* , Vol. 28, No. 3 : 553-568.
22. Levine, R. , 1996, “Foreign Bank, Financial Development, and Economic Growth” [R] , in: *International Financial Markets* , AEI Press, Washington, D. C.
23. Lu, W. , Mieno, F. , 2020, “Impact of Foreign Entry into the Banking Sector: The Case of Thailand in 1999-2014” [J] , *Pacific-Basin Finance Journal* , Vol. 64, No. 101424.
24. Muûls, M. , Pisu, M. , 2009, “Imports and Exports at the Level of the Firm: Evidence from Belgium” [J] , *The World Economy* , Vol. 32, No. 5 : 692-734.
25. Rajan, R. , Zingales, L. , 1998, “Financial Dependence and Growth” [J] , *American Economic Review* , Vol. 88, No. 3 : 559-586.
26. Wagner, J. , 2015, “Credit Constraints and Margins of Import: First Evidence for German Manufacturing Enterprises” [J] , *Applied Economics* , Vol. 47, No. 5 : 415-430.
27. Xu, Y. , 2011, “Towards a More Accurate Measure of Foreign Bank Entry and Its Impact on Domestic Banking Performance: The Case of China” [J] , *Journal of Banking & Finance* , Vol. 35, No. 4 : 886-901.
28. Yu, M. , 2015, “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms” [J] , *Economic Journal* , Vol. 125, No. 585 : 943-988.

## Does Foreign Banks’ Entry Influence the Import Behaviors of Chinese Firms?

Mao Qilin<sup>1</sup> , Zhao Keyu<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Nankai University)

(2. National School of Development, Peking University)

**Abstract:** This paper empirically analyzes the influence and mechanism of foreign banks’ entry on Chinese manufacturing firms’ import behavior with the multiple shock difference-in-differences (DID) method, taking phased removal of geographical restrictions on foreign banks after China’s accession to the WTO as a quasi-natural experiment. The major conclusions are as follows. Foreign banks’ entry significantly expands the import scale of local firms. The influence mechanism test shows that financial constraints mitigation is the main channel through which foreign banks’ entry promotes firms’ imports, and the promotion effect is more significant for industries with higher external financing dependence. The results of heterogeneity analysis show that foreign banks’ entry has a greater impact on private firms, pure-general trade firms, intermediate products and firms in the eastern region, than foreign-funded firms and state-owned firms, mixed-trade firms and pure-processing firms, capital goods and consumer goods, and firms in the central and western regions, respectively.

**Keywords:** foreign banks’ entry; firms’ import; financial constraints

**JEL Classification:** F19; D21