外资管制放松对民营企业生产率 分化的影响研究

刘会政 李雪 张鹏杨

摘要: 当前中国民营企业全要素生产率(Total Factor Productivity,TFP) 逐渐呈现出"强者愈强,弱者愈弱"的两极分化特征。本文使用微观企业数据和准自然实验,考察了外资管制放松对中国民营企业生产率分化的影响及作用机制。结果表明: 从整体看,外资管制放松会提升民营企业的生产率水平; 外资管制放松会造成民营企业 TFP 两极分化,提升高生产率企业的 TFP,对低生产率企业的 TFP 影响不显著甚至存在负向影响; 缓解融资约束和促进企业参与全球价值链是外资管制放松造成民营企业生产率两极化的重要机制。进一步考察发现,外资管制放松不仅造成了在位企业生产率分化,同时影响了企业进入退出的生产率门槛,加速了民营企业 TFP 的两极分化。

关键词:外资管制放松;TFP两极化;准自然实验;全球价值链嵌入;企业进入退出

[中图分类号] F421 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 04-0159-16 DOI:10.13510/j.cnki.jit.2021.04.011

引言

坚持公有制为主体,多种所有制共同发展是我国的基本经济制度。近年来,民营企业在我国国民经济中的地位日益提升,已经成为社会经济发展的重要支撑力量,提升民营企业生产率也逐渐成为学者关心的话题,然而却鲜有学者关注到民营企业内部的生产率结构问题。事实上,根据中国规模以上工业企业统计发现,从1998年至2007年,民企内部生产率差距由1.152上升到1.390①,升幅达到20.66%,民营企业生产率正在陷入一种"强者愈强、弱者愈弱"的两极分化境地。众所周知,生产率结构与资源配置息息相关。生产率结构不均衡导致的不公平市场竞争会加剧资源错配,使高生产率企业占据更多的资源,并对低生产率企业形

[[]收稿日期] 2020-07-21

[[]基金项目] 北京市社科基金项目 "北京市 FDI 对企业全球价值链升级的'天花板'效应研究"(18YJC028), 北京市社科基金项目 "新能源产业政策与贸易政策的匹配性研究"(15JGC147), 国家自然科学基金项目 "全球价值链重构下贸易保护的影响效应测度与治理体系构建"(71803005)

[[]作者信息] 刘会政:北京工业大学经济与管理学院副教授;李雪:北京工业大学经济与管理学院硕士研究生;张鹏杨(通讯作者):北京工业大学经济与管理学院讲师,电子信箱fhly0401@163.com
①该数据为作者根据1998—2007年中国工业企业数据库测算而得。

成"挤压",进而造成民营企业生产率两极分化,或将成为制约民营企业发展的重要瓶颈。国务院在《关于营造更好发展环境支持民营企业改革发展的意见》中对民营企业发展提出了更高要求,其将优化公平竞争的市场环境,实现资源优化配置放在了首要地位。因此,促进民营企业在公平市场竞争环境下平衡发展,对实现经济高质量发展具有重要意义。

自改革开放以来,我国吸引了大量外资,即使在 2018 年全球 FDI 同比严重下滑的背景下,我国依然在吸引外资流入量上实现了 4%的增长,成为全球第二大外资流入国,展现了巨大的经济活力(联合国贸发会,2019)。外资进入的溢出效应对中国企业生产率的提升发挥了重要作用,特别是对民营经济的发展(才国伟等,2012^[1]; Edmond et al. , 2015^[2]; Varela , 2017^[3])。然而,也有相关研究发现外资进入所带来的民营企业 TFP 提升仅限于规模本身较大、生产率较高的民企。那么,外资进入是否会对当前民营企业生产率两极分化产生影响?如果是,那么外资进入又是通过何种路径产生的影响?本文旨在对以上问题进行探究。本文的研究一方面对提升民营企业生产率,实现其均衡发展,创造公平竞争的经济环境具有重要意义;另一方面对于警惕外资进入带来的负面影响,优化外资结构以实现经济高质量发展有重要启发。

一、文献综述

(一) 企业 TFP 分布的影响因素研究

研究民营企业生产率两极分化的影响因素,本质上是探讨企业 TFP 分布的影响 因素。本部分主要围绕民营企业 TFP 分布的影响因素展开。事实上,中国企业生产 率分布本身具有明显的不均衡性,部分文献认为资源错配是导致这一现象的重要原 因。Hsieh 和 Klenow (2009) 认为,资源是否能够从低效率企业向高效率企业流动比 企业效率高低更重要。资源错配一方面体现在资本要素上。目前,我国金融市场不完 善,信贷市场存在一定程度上的不公平竞争,造成对民营企业的挤出效应,影响其生 产率的提升。资源错配另一方面还体现在劳动力资源上。特别是部门间工资差异造成 的劳动力错配对 TFP 有着明显的负效应(袁志刚和解栋栋,2011)^[4]。另外,部分间 接渠道也会加剧资源错配,影响企业 TFP 的分布。一是金融或者融资渠道。Gopinath (2017)[5]对南欧的研究发现,由于金融市场的不完善,资本配置过程中会产生扭曲, 即生产率较低的大规模企业能够获得大量的资本,降低了企业整体 TFP 水平。这种 资源错配造成企业投资过度、效率降低,并对民营企业产生挤出效应,最终导致整体 企业 TFP 水平下降(杨汝岱, 2015) [6]。二是政策与资源支持。张莉等(2019) [7] 重 点考察了产业政策对不同所有制企业资源获得和投资效率的影响,发现相比于民营企 业和外资企业,地方政府的重点产业支持政策会促进国有企业 TFP 提升,但却抑制了 民营企业和外资企业的 TFP。三是企业进入和退出。在市场竞争机制下,新企业生产率 增长较快,效率低下的企业被淘汰出局,实现资源的优化配置,从而促进企业 TFP 提 升 (Brandt et al., 2012)[8]。

(二) 外资对企业 TFP 影响的研究

外资大规模流入对我国企业生产率调整和资源优化配置发挥了重要作用(Edmond et al., 2015; Varela, 2017; 才国伟和杨豪, 2019^[9])。外资对企业 TFP 提升具有积极影响。一方面,大量跨国公司的进入争夺有限市场资源,刺激国内企业提高技术效率、增强创新能力; 另一方面,跨国公司携带资本入驻东道国,筛选高效率的企业进行投资(Banerjee and Munshi, 2004)^[10],缓解了当地企业的融资约束,促进市场竞争和创新投入,并降低市场扭曲程度(才国伟等,2019)。相反,部分学者却发现外资对企业 TFP 具有抑制作用。Aitkan 和 Harrison(1999)^[11]、蒋殿春和张宇(2008)^[12]的研究均发现,外资带来的竞争效应强于学习效应,会阻碍本国内资企业TFP 提升。同样,Lai 等(2016)^[13]研究中国加入 WTO 后外资银行进入对企业 TFP的影响,发现虽然外资银行进入提升了中国银行业的竞争力,但却降低了国内制造业企业生产率,特别是大幅降低了对外资依赖程度较低的行业。

外资进入对于民营企业 TFP 分布存在影响在少数研究中也有出现。民营企业生产率的增长显著受制于融资约束(任曙明和吕镯,2014) [14],外资可以通过缓解融资约束对民营企业生产率产生影响。路江涌(2008) [15] 将内资企业按照所有制性质细分后,发现 FDI 对国有企业有显著负向溢出效应,而对民营企业相反。原因是民营企业面临的信贷约束限制了对先进生产技术的投资,FDI 可以减轻信贷市场摩擦,特别是对金融体系不发达的经济体而言,能够通过减轻信贷约束促进私企发展(Manova et al. , 2016) [16]。然而外资也可能加强小规模企业面临的融资约束。资本市场存在的信息不对称使得跨国公司很难获取标的企业信息,为降低风险,主要采取与东道国大型企业合作的方式,为其提供资金支持,但进一步会加强小规模企业面临的融资约束水平。此外,外资对企业生产率的影响在全球价值链(Global Value Chain,GVC)框架下的研究也越来越多。吕越等(2017) [17] 发现 GVC 嵌入与企业生产效率改进存在"倒 U 型"关系,即 GVC 嵌入程度加深并不利于提升企业 TFP;张鹏杨和唐宜红(2018) [18] 研究发现 FDI 与全球价值链位置呈 "倒 U 型",外资对于 GVC 升级的"天花板"效应日渐趋近拐点。

综合以上分析,现有研究大多考虑不同性质企业之间 TFP 分布的影响因素,较少专门探讨民营企业生产率分布问题,尤其是民营企业内部的生产率分布问题。此外,对民营企业生产率的研究大多基于行政体制所导致的融资约束这一路径展开,鲜有从 GVC 嵌入的框架下考察外资企业如何影响民营企业生产率。因此,本文有以下几个方面创新: (1) 研究视角上聚焦在考察外资对我国民营企业生产率,尤其是民营企业生产率重构的影响,丰富了 FDI 对东道国影响的相关理论; (2) 研究内容上区分不同生产率水平的民营企业,考察外资对不同生产率水平民营企业 TFP 提升的异质性影响并考察影响机制; (3) 机制探讨上,不仅从融资约束考虑,还从全球价值链嵌入渠道入手研究,分析外资如何引致民营企业生产率两极化; 此外,还从进入退出作用下考察外资管制放松对企业生产率分化的影响路径; (4) 研究方法上,为了充分考虑内生性问题,本文以 2002 年《外商投资产业指导目录》变动为基础,构建准自然实验,用外资管制放松衡量外资进入,以期解决内生性问题。

二、指标测度与典型事实

1. 民营企业^① TFP 的测度

现有文献主要采用 OP 法和 LP 法测算企业 TFP 水平^②。其中 OP 模型建立了一个企业行为的动态模型,引入退出法则,避免选择偏差,并使用投资决策代替不可观测的生产率冲击来解决异质性问题。但使用 OP 法的前提是投资为严格递增的,这直接导致缺失大量数据。而 LP 方法使用中间投入代替投资,解决了数据缺失问题,使得测算出的 TFP 数据更加完善。因此,本文分别用 OP 法和 LP 法测算企业 TFP,既解决企业进入、退出问题,又能确保最大程度获得数据。

2. 典型事实描述

为了考察民营企业内部是否存在 TFP 分化,本文根据 TFP 的测算结果统计了民营企业 TFP 位于上四分位和下四分位的企业,结果发现^③: (1) 上四分位企业 TFP 由 1999 年的 7. 12 提升至 2007 年的 7. 67,增长了 7. 72%;增速也由 1999 年的 0. 14%上升到 2007 年的 3. 23%,增长趋势日益明显。相反,下四分位企业 TFP 虽然整体呈上升趋势,由 1999 年的 4. 67 提升到 2007 年的 4. 89,但历年平均增速仅为 0. 78%,与上四分位企业相差 0. 74 个百分点。(2) 上四分位企业与下四分位企业 TFP 差值逐年增大,差值由 2000年的 2. 45 扩大到 2007 年的 2. 78。可见,我国民营企业 TFP 发展存在两极分化现象。

三、模型、数据与基准估计结果

(一) 准自然实验的选取

以传统的 OLS 方法估计外资对民营企业生产率的影响可能存在内生性。因此,本文利用 2002 年 《外商投资产业指导目录》的调整构建准自然实验,以准自然实验方法进行研究。

1. 政策背景

为了改变"粗放式"引进外资的旧模式,规范引导外资流入,我国于 1995 年 颁布了第一个《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》)。《目录》根据《指导外商投资方向规定》,指导核准外商投资项目和外商投资企业经营范围。《目录》将行业划分为鼓励类、限制类和禁止类^④,不属于这三类的为允许类,不列入《目录》。自提出以来,《目录》历经了 1997 年、2002 年、2004 年、2007 年、2011年、2014 年、2017 年等多次修改,鼓励外资进入的行业越来越多,我国对外开放的程度也越来越大。其中 2002 年对《目录》的修订受到中国加入 WTO 的影响,

①本文民营企业的定义是参考蒋灵多等(2018) $^{[19]}$ 的做法,剔除国有企业和外资企业之后的所有经营企业。国有企业是国家资本金占实收资本比重超过 50%的企业,外资企业是外商资本金占实收资本比重超过 25%的企业。

②测算企业的 TFP 上,借鉴鲁晓东和连玉君(2012)^[20]的方法,篇幅有限不再具体陈列测算方法。

③篇幅有限,民营企业内部生产率分布状况的统计结果,备索。本文所有备索资料均可登录对外经济贸易大学 学术刊物编辑部网站"刊文补充数据查询"栏目查阅、下载。

④鼓励类即鼓励外商投资,采取税收、土地等政策优惠,充分利用外资引入资金、技术、人才等;限制类限合资合作或中方控股;禁止类即禁止外商投资,意在保护民族企业或关系国家经济命脉、敏感领域等。

是修订幅度最大的一次。而其他两次修订,如 2004 年只是在 2002 年的基础上作了 微幅调整; 2007 年 《目录》的修订在研究范围内影响程度较小,因此,本文的自 然实验就是基于 2002 年 《目录》修订设计 ① 。

借鉴参考 Lu 等(2017) $[^{21}$ 、毛其淋和许家云(2018) $[^{22}]$ 的做法,本文构造政策虚拟变量: 首先,《目录》将国民经济产业划分为四类: 鼓励型(记为 I^1)、允许型(记为 I^2)、限制型(I^3)和禁止型(I^4)。本文以 1997 年的外商投资目录为基础,对比 2002 年的变化,从而识别出每个产业外资管制程度变化情况,包括三种情形: 外资管制程度放松产业(I^L)②、外资管制程度不变产业(I^N)、外资管制程度加剧产业(I^H)③。其次,将外商投资目录中的产业与标准的国民经济四位码行业手动匹配。由于《目录》的产业划分较为细致,可能存在一个国民经济四位码行业对应多个子类产业的情况。因此本文采用以下方法定义国民经济行业外资管制类型: (1) 外资管制程度放松行业,指包含 I^L 型与 I^N 型产业或全部为 I^L 型产业的行业; (2) 外资管制程度不变行业,指产业全部为 I^N 型产业或全部为 I^L 型产业的行业; (3) 外资管制程度加剧行业,指包含 I^L 型与 I^N 型产业或全部为 I^L 型产业的行业。经过匹配,481 个国民经济四位码行业中,有 I^R 13 个外资管制程度加剧的行业,8 个混合型行业,85 个外资管制程度放松的行业,375 个外资管制程度不变的行业。根据研究需要,本文剔除了外资管制加剧和混合型行业。最后,将外资管制程度放松行业作为实验组(I^R 12 I^R 14 I^R 16 I^R 17 I^R 17 I^R 17 I^R 18 I^R 19 $I^$

(二) 计量模型设定

本文构建准自然实验的计量模型如下:

$$TFP_{iit} = \alpha + \beta cross_{it} + \gamma X + \mu_i + \mu_p + \mu_t + \varepsilon \tag{1}$$

其中, TFP_{ij} 表示行业 i(四位码行业)内民营企业 j 在第 t 年的全要素生产率,分别用 OP 法和 LP 法测算所得; $cross_{ii}$ 是政策虚拟变量 $Treatment_i$ 与年份虚拟变量 $Year_i$ 的乘积,当行业 i 外资管制程度放松时, $Treatment_i$ 赋值为 "1",当外资管制不变时,赋值为 "0"; $Year_i$ 是不随行业变化的时间虚拟变量,将 2002 年(《目录》修改年份)及之后的年份,设定为 "1",2002 年以前的年份设定为 "0";因此只有当 $Treatment_i=1$ 且 $Year_i=1$ 时,cross 才对 TFP 有影响,即外资管制放松政策只对 2002 年以后的外资管制程度放松行业内企业发挥作用。 $cross_{ii}$ 的估计系数 β 是本文重点估计系数。若 $\beta>0$,表明外资管制放松提高了民营企业 TFP,反之亦然。 $\mu_i \setminus \mu_p$ 和 μ_i 分别为行业、地区和年份固定效应, ϵ_{ii} 为随机扰动项。本文还控制了其他可能影响企业 TFP 的变量 \mathfrak{a} 。

①本文基准回归的样本区间使用了 1998-2007 年数据,因此涉及《目录》修改的年份有 2002 年、2004 年和 2007 年,其中 2002 年修改幅度最大。

②产业类型由允许型变为鼓励型,由限制型变为鼓励型或允许型,由禁止型变为限制型、允许型或鼓励型。

③产业类型由鼓励型变为允许型、限制型或禁止型,由允许型变为限制型或禁止型,由限制型变为禁止型。

④企业规模(Scale),用企业内从业人数的对数值表示;企业年龄(Age),当年年份与企业成立年份的差值;补贴收入(Subsidy),企业补贴收入与企业生产总值之比;企业出口的虚拟变量(Export),若出口交货值不为"0",则取"1";加工贸易(Process),该变量为虚拟变量,纯加工贸易取值为"1",否则为"0";四位码层面赫芬达尔指数(HHI)。

(三) 数据来源、处理与描述性统计

本文使用的数据如下: 第一,1998—2007年的中国工业企业数据库^①。鉴于1998—2007年的中国工业企业数据陈旧,本文在稳健性检验中还结合使用了2008—2013年数据,相关处理同上,但2008年之后的TFP缺乏测度的相关指标,因此参考张鹏杨和唐宜红(2018)使用了人均工业产值的对数值来替代^②。第二,中国海关数据库。该数据库主要是用来刻画企业贸易方式和测度全球价值链嵌入度指标。为了最大可能地提高两个数据库的匹配效率,本文按照企业名称匹配。特别指出的是,本文基准回归数据选取了1998—2007年,主要有两个考虑:一是研究的民营企业TFP,生产率数据的测算要用到中间产品投入,受制于数据可得性只能测算到该时间段;二是该时间段正是中国外资迅速发展和扩大外资开放度的重要时期,研究该时间段具有代表性。

(四) 基准结果分析

利用上文式(1)进行回归,表 1 汇报了相关结果。其中,第(1)列和第(5)列未加入控制变量和固定效应,cross 的系数显著为正,表明外资管制放松促进我国民企 TFP 提升; 第(2)列和第(6)列、第(3)列和第(7)列依次加入控制变量和固定效应,交叉项系数虽有所减小,但结果依然显著为正,说明外资管制放松整体提升了我国民企 TFP。第(4)列和第(8)列控制了企业固定效应和年份固定效应,依然显著为正。事实上,外资进入具有学习、模仿效应(Xu and Sheng,2012) [24],也具有竞争效应(Filiz,2014) [25],可能是由于学习效应强于竞争效应,使得民营企业通过学习、模仿和吸收跨国公司先进的技术和管理经验实现了 TFP 的整体提升。

下面进行平行趋势检验以证明 DID 结果的可靠性。将样本分为实验组和对照组,并定义了 10 个年份虚拟变量^③。逐次变换时间虚拟变量,可以得到 1998—2007 年实验组与对照组的结果,如图 1 显示。在冲击年份之前,即 1998—2001年,实验组和对照组 TFP 均呈上升趋势,且变动幅度保持一致;在冲击年份之后两年,即 2002—2004年,实验组 TFP 呈水平趋势,几乎未发生变化,而对照组 TFP 呈显著下降趋势。在 2003年,实验组 TFP 开始超过对照组;在冲击发生两年之后,即 2004—2007年,实验组 TFP 增速明显快于对照组。总的来看,对照组和实验组在外资管制放松之前不存在随年份的差异变动。

①工业企业数据库的处理方法参考唐宜红和张鹏杨 (2018) [23] , 篇幅有限不再赘述。

②人均工业产值的对数值是企业工业总产值与从业人数之比,再取对数。2010 年以后年份缺乏企业从业人员数,本文使用 2009 年的企业从业人员数代替。

③如将 1998 年设定为 "1",其他年份均设定为 "0",保持其他变量不变,则可以得到 1998 年实验组与对照组的结果。

变量		TFP (O	P 方法)			TFP (I	♪P 方法)	(7) (8) 0. 076 *** 0. 011 **		
文里	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)		
arace	0. 082 ***	0. 098 ***	0. 075 ***	0. 010 **	0. 080 ***	0. 099 ***	0. 076 ***	0. 011 **		
cross	(0. 008)	(0. 007)	(0. 022)	(0.004)	(0. 008)	(0. 007)	(0. 022)	(0. 004)		
Treatment	0. 072 ***	0. 067 ***			0. 067 ***	0. 061 ***				
	(0. 007)	(0. 006)			(0. 007)	(0. 006)				
Year	0. 146 ***	0. 243 ***			0. 365 ***	0. 469 ***				
Tear	(0. 003)	(0. 003)			(0. 003)	(0. 003)				
控制变量	否	是	是	是	否	是	是	是		
企业 FE	否	否	否	是	否	否	否	是		
行业 FE	否	否	是	否	否	否	是	否		
地区 FE	否	否	是	否	否	否	是	否		
年份 FE	否	否	是	是	否	否	是	是		
N	1 053 579	1 053 579	1 053 579	950 655	1 098 446	1 098 446	1 098 446	990 880		
\mathbb{R}^2	0.006	0. 162	0. 236	0. 738	0. 019	0. 183	0. 267	0. 738		

表 1 外资管制放松对民营企业 TFP 的整体影响

注: (1) 小括号内数值为 t 值对应的稳健标准误, *** 、 ** 和 * 分分别代表系数在 1% 、5% 和 10% 的显著性水平上显著; (2) 除有特殊标注外,所有观测样本均在行业层面聚类; (3) 篇幅有限,控制变量不再汇报。下表同。

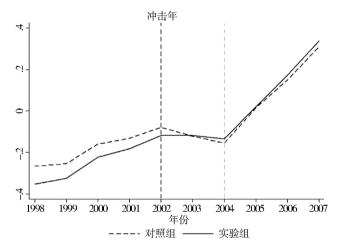


图 1 平行趋势检验图①

(五) 稳健性检验

接下来,对上文的结果进行更多的稳健性检验。一是重新定义对年份的赋值。由于国务院办公厅在 2002 年 3 月 4 日发布了《外商投资产业指导目录》,参考蒋灵多等(2018)重新定义了 Year,将 2002 年赋值为 3/4,2003 及以后的年份赋值为"1",2001 及之前的年份赋值为"0",结果在表 2 的第(1)和第(5)列呈现。二是剔除样本期内退出的企业。虽然本文已经在考虑企业进出的基础上以 OP 方法测算了TFP,但为了进一步准确控制企业进入退出问题,只保留样本期内持续存在企业。结

①本文同时对以 LP 方法测算的 TFP 为被解释变量进行平行趋势检验,结果一致。

果在表 2 中的第(2)和第(6)列。三是保留纯民营企业。前文对于民营企业的定义包含了外资资本金份额低于 25%的企业,但有可能会将一部分外资企业定义在民营企业中。为了更准确地定义民营企业,只保留外资份额为 0 的纯民营企业,结果在表 2 的第(3)和第(7)列呈现。四是将研究样本延长至 2013 年,使用 1998—2013 年样本进行研究。2008 年之后的企业 TFP 使用企业工业总产值与从业人数之比的对数值替代,结果在表 2 的第(4)和第(8)列呈现。以上的稳健性检验一致地证明了前文的结论:外资管制放松大大提升了民营企业的生产率水平。

		TFP (O	P 方法)			TFP (I	.P 方法)		
党里	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
	0. 077 ***	0. 062*	0. 074 ***	0. 077 ***	0. 078 ***	0.066**	0. 075 ***	0. 074 ***	
cross	(0. 023)	(0.034)	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0. 033)	(0. 021)	(0. 022)	
N	1 053 579	20 835	1 035 106	1 387 390	1 098 446	20 970	1 079 645	1 387 440	
ightharpoonup $ ightharpoonup$ $ igh$	0. 236	0. 368	0. 231	0. 130	0. 267	0. 414	0. 262	0. 156	

表 2 各种稳健性检验

四、进一步研究

接下来分析外资管制放松对民营企业内部不同生产率水平企业的差异性影响,以此明确外资管制放松是否造成了我国民营企业生产率两极化现象。

(一) 外资管制放松对民营企业内部 TFP 的影响

中国民营企业数量多且生产率水平参差不齐,跨国公司在进入东道国时主要采取与大型企业合作的方式。因此外资对民营企业 TFP 的影响也并不同质,在不同水平的民营企业间存在差异性。

为验证以上结论,按照 TFP 高低将民营企业划分为 4 个分位,分别是 TFP 最高的 25%分位,TFP 最高的 50%~75%分位,TFP 最低的 25%~50%分位和 TFP 最低的 25%~50%分位和 TFP 最低的 25%分位,回归结果在表 3 呈现。随着民营企业生产率水平的下降,外资管制放松对于民营企业 TFP 的影响也存在差异性。以表 3 第(1)至第(4)列为例,在民营企业生产率最高的 50%企业中,外资管制放松对企业 TFP 提升具有正向影响,甚至在 TFP 最高的 25%的企业中影响系数更大;在民营企业生产率最低的 25%~50%的企业中,外资管制放松对企业 TFP 提升的影响开始不显著,而在生产率最低的后 25%的企业中,外资管制放松对企业 TFP 具有负向影响。表 3 第(5)至第(8)列使用以 LP 方法测算的 TFP 进行研究,依然得到了一致的结论,也稳健证明了前面的研究结论①。

注: 与表 1 一致,表 2 控制了所有控制变量和行业、地区、年份固定效应,篇幅有限不再陈列。下表同。

①事实上,本文曾尝试将民营企业生产率水平划分为3个分位数进行检验,结论与划分为4个分位数的结论保持一致。此外,本文还就划分3个分位数的结果进行了相关稳健性检验,检验结果备索。

(C) E) (自正正门即下门工厂中3、F至户正的压强										
		TFP (O	P 方法)			TFP (I	♪P 方法)			
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)		
	75%以上	50% ~75%	25% ~ 50%	25%以下	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下		
	0. 047 ***	0. 006 ***	0.002	-0. 019 ***	0. 070 ***	0. 005 **	0.001	-0. 021*		
cross	(0. 018)	(0.002)	(0. 002)	(0.004)	(0. 024)	(0. 002)	(0. 001)	(0. 012)		
N	263 394	263 395	263 395	263 395	308 261	263 395	263 395	263 395		
\mathbb{R}^2	0. 162	0. 021	0. 013	0.068	0. 256	0. 279	0. 318	0. 123		

表 3 区分民营企业内部不同生产率水平差异性的检验

虽然本文以 2002 年《目录》的调整为事件冲击构建准自然实验可以有效地解决内生性问题,但在按照生产率水平对民营企业内部进行划分时,采用的是企业当年的 TFP,特别是对于 2002 年之后由于目录调整转为"鼓励型"的行业来说,其划分标准可能会受到实验的影响,无法保持独立性。因此,为了更好地"剥离"实验的影响,本文以事件发生的前一年,即以 2001 年民营企业的 TFP 水平为划分标准,进行实证检验,结果在表 4 中呈现。表 4 结果依然表明外资管制放松对于高生产率民营企业的 TFP 有提升作用,相反也抑制了低生产率民营企业 TFP 的提升。

TFP (OP 方法) TFP (LP 方法) 变量 50% ~ 75% | 25% ~ 50% 75%以上 50% ~ 75% | 25% ~ 50% 25%以下 75%以上 25%以下 0.050*** 0.004** 0.002 -0.020^* 0.059*** 0.004** 0.002 -0. 023 ** cross 0.018) (0.002)(0.001)(0.012)0.009) (0.002)(0.001)(0.011)N 318 563 256 703 244 319 233 994 377 387 277 362 243 692 200 005 R^2 0.171 0.018 0.011 0.070 0.218 0.020 0.011 0.073

表 4 按照 2001 年 TFP 区分民营企业内部不同生产率水平差异性的检验

(二) 外资管制放松对不同行业 TFP 的影响

外资有选择地进入不同行业。根据工业企业数据库统计,轻工业中外资企业的比重平均为 23.58%,重工业中这一比重偏低,为 17.01%。这可能是因为重工业中国有垄断性企业较多。国有企业掌握了国家重要资产的使用权,在某些行业具有垄断性,而且为了保障国家经济安全,可能也不会与外资企业合资合作(覃毅,2014) [26]。因此,外资更多地进入中下游的轻工业。本文将样本划分为轻工业和重工业进行回归(如表 5),结果表明: 外资对于轻/重制造业企业的生产率分化存在差异,即外资管制放松引致的民营企业生产率分化现象只存在于外资进入较多的轻工业。

		· 轻_	□₩			重:	工业	
文里	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下	75%以上	50% ~ 75%	25%~50%	25%以下
	0. 055 ***	0. 008 ***	0.004*	-0. 025 ***	0.040	0.005	0.002	-0.011
cross	(0.018)	(0.002)	(0.002)	(0.005)	(0.028)	(0. 003)	(0. 002)	(0.007)
N	153 347	153 347	153 347	153 347	110 048	110 048	110 047	110 048
\mathbb{R}^2	0. 155	0. 023	0.014	0.073	0. 175	0.019	0. 013	0.065

表 5 外资管制放松对不同行业内企业 TFP 的异质性影响

五、机制分析

外资管制放松使得高生产率民营企业 TFP 更高,而低生产率民营企业 TFP 更

低。那么,究竟是什么原因造成的呢?接下来从融资约束和参与全球生产两个机制展开分析。

(一) 外资管制放松、融资约束与民营企业生产率两极化

外资对本土企业生产率产生影响最直接的渠道是融资约束。FDI 通过向银行等金融机构传递行业竞争力信息,将信贷资金引向与之相关的私营企业或外资企业,降低信贷市场信息不对称,缓解民营企业融资约束(罗长远和陈琳,2011)^[27]。然而跨国公司在获取标的企业信息方面存在劣势,为了降低经营风险,主要与规模大、效率高的企业合作,大大缓解了高生产率企业的融资约束问题。同时也会对小型企业的资源"挤出",加剧了小规模、生产率水平低的企业的融资困难。

1. 融资约束的测算

本文选取认可度较高的 SA 指数 (鞠晓生等,2013) $[^{28]}$ 测度工业企业的融资约束,公式如下:

$$SA_{ii} = -0.737 \times Size_{ii} + 0.043 \times Size_{ii}^{2} - 0.040 \times Age_{ii}$$
 (2)

式(2)中, $Size_{j}$ 代表j企业在第t年的企业规模,用企业总资产/1000000,再取对数表示; Age_{j} 是用当年减去企业j成立的年份。由于SA指数取值为负,绝对值越大表示面临的融资约束越小,为了便于观测,对原始值取负,即Sa=(-SA),那么Sa取值越大表示面临的融资约束越小。

本文计算了不同 TFP 水平下民营企业面临的融资约束,发现①民企的平均融资约束程度在 $2\sim2.5$ 之间; TFP 最高的 25%分位企业,受到的融资约束程度最低,在 $2.5\sim2.8$ 之间; TFP 最高的 $50\%\sim75\%$ 分位的企业受到的融资约束程度在 $1.4\sim1.7$ 之间; TFP 最低的 $25\%\sim50\%$ 分位的企业受到的融资约束程度在 $1\sim1.4$ 之间; TFP 最低的 25%分位的企业受到的融资约束程度在 $0.9\sim1.4$ 之间,说明民营企业的生产率水平与自身受到的融资约束程度呈反比,与上文分析结果一致。

2. 外资管制放松对融资约束的影响

为了检验外资管制放松如何通过融资约束渠道影响民营企业 TFP,首先检验外资管制放松对民营企业融资约束的影响。利用式(1),将被解释变量调整为 sa 进行回归,结果见表 6。总体而言,外资管制放松显著缓解了民营企业的融资约束。OP和 LP 法两种计算结果下均表明外资会缓解高生产率民企的融资约束,但会对低生产率民企形成"挤出",加剧其受约束程度。

		以 OP 方	去测算的 TF	P 划分不同	TFP 水平	以 LP 方法测算的 TFP 划分不同 TFP 水平					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)		
	总体	75%以上	50% ~ 75%	25%~50%	25%以下	75%以上	50%~75%	25% ~ 50%	25%以下		
	0. 002 **	0. 003 **	0. 004 ***	0.003*	-0.003*	0. 005 ***	0. 005 ***	0.004***	-0.002		
cross	(0. 001)	(0. 002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)		
N	1 116 121	325 934	263 395	263 395	263 394	292 284	274 612	274 612	274 610		
\mathbb{R}^2	0. 497	0. 558	0. 447	0.415	0.412	0. 552	0. 441	0.419	0.415		

表 6 外资管制放松对不同生产率水平民营企业融资约束影响的检验

①篇幅有限,统计结果备索。

3. 外资管制放松、融资约束与民营企业生产率两极化

为检验融资约束机制的作用,对前文的模型进行拓展,构建计量模型如下:

 $TFP_{iit} = \alpha + \beta_1 cross_{it} + \beta_2 sa_{iit} + \beta_3 cross \times sa + \gamma X + \mu_i + \mu_p + \mu_t + \varepsilon_{it}$ (3)

其中, sa_{ij} 表示第 t 年国民经济四位码行业 i 内民营企业 j 所受到的融资约束,将 sa 加入基准模型中,并加入 sa 与 cross 的交叉项,其他项保持不变。本文重点关注的是系数 β_3 ,若 β_3 > 0,则表示外资管制放松通过缓解融资约束,提升了民营企业 TFP:反之亦然。

首先,本文检验了外资管制放松是否通过融资约束渠道对民营企业 TFP 的整体产生影响,结果均表明外资通过缓解融资约束,提升了企业 TFP^①。其次,本文将民营企业按照生产率高低划分并进行实证检验(见表 7),结果表明: 随着民营企业生产率水平的下降,cross × sa 的交叉项系数越来越小,甚至变为负值,证明融资约束渠道只发生在生产率水平本身就比较高的民营企业。生产率水平低的民营企业可能较难获得外资支持,即使外资管制放松也不能缓解融资约束问题,甚至还可能会因为大企业的"挤出"效应而加剧融资约束,抑制 TFP 提升。

	以 OP 方	去测算的 TF	P 划分不同	TFP 水平	以LP方	法测算的 TI	TP 划分不同	TFP 水平
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下
	-0.013	0.006	0.005*	-0. 044 ***	-0. 013	0. 011 ***	0.005	-0. 044 ***
cross	(0. 010)	(0. 003)	(0. 003)	(0.011)	(0.011)	(0. 004)	(0. 003)	(0. 010)
	0. 026 ***	* 0.008 ***	0. 001 ***	-0. 020 ***	0. 015 ***	0. 007 ***	-0.000	-0. 024 ***
sa	(0.001)	(0.001)	(0. 000)	(0.002)	(0.001)	(0. 000)	(0. 000)	(0. 002)
amaaa V aa	0. 030 ***	* 0.002	-0.002	-0.002	0. 029 ***	0.000	-0.002*	-0.003
cross×sa	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.002)	(0.001)	(0. 001)	(0. 004)
N	263 392	263 395	263 395	263 394	274 609	274 612	274 612	274 610
\mathbb{R}^2	0. 188	0. 026	0. 017	0.074	0. 204	0. 029	0.018	0. 077

表 7 外资管制放松、融资约束与民营企业生产率两极化

(二) 外资管制放松、参与全球生产与民营企业生产率两极化

参与全球化会提升企业生产率的观点已在许多文献得到了证明(李瑞琴等,2018^[29];杨红丽和陈钊,2015^[30])。Melize(2003)^[31]指出只有高生产率企业才能跨越出口市场进入成本参与全球生产。对我国而言,许多企业由于规模较小,无力负担参与全球生产的成本,仅能在国内生产。这一现象在民营企业中尤为突出。外资进入使得一部分民营企业有机会参与到跨国公司所主导的全球生产网络,并通过学习和模仿来获得跨国公司先进的生产技术和管理经验,进而提高企业 TFP。

1. 参与全球生产的衡量与测算

本文使用全球价值链嵌入衡量企业参与全球生产的程度。GVC 嵌入表示企业 出口的国外附加值份额(Foreign Value Added Ratio, FVAR),份额越大,参与全球

①篇幅有限,外资管制放松通过融资约束渠道影响民营企业整体 TFP 的实证结果备索。

生产程度越高。本文采用一种简单方法和一种较为复杂的方法分别测算企业 GVC 嵌入程度,记为 Fvar1 和 Fvar2。

GVC 嵌入测算方法 1 (Fvar1)。在测算中不考虑中间商代理、返回并被本国吸收的出口国内附加值、折旧等问题,仅区分加工贸易和一般贸易测算 FVAR。因此,FVA1 可以表示为:

$$FVA1_{ijt} = imp_{ijt}^{p} + exp_{ijt}^{o} * \frac{imp_{ijt}^{o}}{d_{ijt} + exp_{ijt}^{o}}$$
 (4)

式(4)中, imp_{ij}^p 和 imp_{ij}^o 分别代表 i 行业内企业 j 通过加工贸易方式和一般贸易方式的进口规模, exp_{ij}^o 表示企业 j 通过一般贸易方式出口的产品规模, d_{ij} 代表企业 j 在第 t 年的国内销售额。那么,以式(4)为基础, $FVAR1_{ii}=FVA1_{ii}/exp_{ii}$ 。

GVC 嵌入测算方法 2 (Fvar2)。参考毛其淋等(2018)、高翔等(2018) ${}^{[32]}$ 测算 DVAR 的方法进行研究,计算了企业出口中的国内增加值,然后以(1-DVAR)来衡量 GVC 嵌入。

通过对比以上两种方法测算的 FVAR,发现民营企业内部价值链嵌入程度存在差异。具体而言,企业 TFP 的高低与全球价值链嵌入程度呈正比,嵌入程度越高,企业 TFP 越高。此外,从变动趋势来看,自 2000-2007 年,由于中国出口中使用的国内附加值在逐渐上升 $^{\scriptsize \odot}$,企业嵌入 GVC 的程度有所下降,这一趋势在毛其淋等(2018)、高翔等(2018)的研究中均得到了印证。

2. 外资管制放松对全球价值链嵌入的影响

本文首先检验外资管制放松对民营企业全球价值链嵌入的影响。同样使用式(1)进行研究,将被解释变量调整为 FVAR,回归结果见表 8^②。总体而言,外资管制放松显著促进了民营企业全球价值链嵌入程度的提升。无论是以按照 OP 方法测算的 TFP 划分,还是按照 LP 方法测算的 TFP 划分,均表明外资管制放松并非使得所有民营企业嵌入全球价值链的程度加深,只是使高生产率水平的民营企业更深地嵌入全球价值链,对低生产率的民营企业没有影响甚至影响为负。

(1) 对 经目的 M (1) 化 目 上 上 (1) 1 (1) 1 (1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1											
		以 OP 方	以 OP 方法测算的 TFP 划分不同 TFP 水平 以 LP 方法测算的 TFP 划分不同								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)		
	总体	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下		
	0. 0004 ***	0. 0006 ***	0. 0005 ***	-0.0000	0.0000	0. 0007 ***	0. 0005 ***	-0.000	0.000		
cross	(0. 0001)	(0. 0002)	(0. 0002)	(0. 0002)	(0. 0002)	(0. 0002)	(0. 0002)	(0. 000)	(0. 000)		
N	1 042 687	307 600	245 029	245 029	245 029	275 957	255 576	255 578	255 576		
\mathbb{R}^2	0. 1101	0. 0989	0. 1187	0. 1063	0. 1361	0. 0993	0. 1121	0. 111	0. 139		

表 8 外资管制放松对民营企业 GVC 嵌入程度的差异性研究 (Fvar2)

①篇幅有限,统计结果备索。

②表 8 仅汇报了以 Fvar2 做被解释变量的结果,篇幅有限,用 Fvarl 测算 GVC 嵌入的实证结果备索。

3. 外资管制放松、GVC 嵌入与民营企业生产率两极化

本文首先检验外资管制放松是否通过价值链嵌入渠道影响民营企业的整体 TFP,结果表明外资通过促进企业参与全球价值链,提升了企业TFP^①。

为了检验外资管制放松通过全球价值链嵌入对于民营企业内部生产率两极化的影响,本文分样本进行研究,结果见表 9^②。结果表明:全球价值链嵌入机制只在高生产率民企中存在正向影响作用,即外资管制放松提升了高生产率民营企业的价值链嵌入程度,进而提升了企业 TFP。事实上,现实层面上也并非所有的民营企业都能加入跨国公司的全球生产网络,只有一定基础的民营企业才会被纳入全球价值链,并为企业提供各方面的资源和支持,提升企业的 TFP。

	以 OP 方法	去测算的 TF	P 划分不同	TFP 水平	以LP方	法测算的 TI	P 划分不同	TFP 水平
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下	75%以上	50% ~ 75%	25% ~ 50%	25%以下
	0. 051 ***	0.006	0.002	-0.040 ***	0. 044 ***	0.007	0.001	-0. 039 ***
cross	(0.012)	(0. 004)	(0. 003)	(0.012)	(0. 013)	(0. 004)	(0. 003)	(0. 011)
Fvar	0. 025	0. 051 ***	0. 029 **	-0. 260 ***	-0. 009	0. 047 ***	0.020	-0. 275 ***
rvar	(0. 036)	(0. 014)	(0.013)	(0.051)	(0. 035)	(0. 015)	(0.013)	(0.053)
× F	0. 193 ***	-0.007	0. 045	0. 137	0. 208 ***	-0.016	0.062	0. 176
$cross \times Fvar$	(0. 067)	(0.032)	(0.042)	(0.135)	(0. 067)	(0. 034)	(0.041)	(0. 140)
N	245 028	245 029	245 029	245 028	255 574	255 576	255 578	255 575
\mathbb{R}^2	0. 188	0. 026	0. 018	0.073	0. 203	0. 029	0. 019	0. 077

表 9 外资管制放松、GVC 嵌入与民营企业生产率两极化 (Fvar2)

六、进入退出作用下外资管制放松对民营企业生产率两极化的影响

企业进入退出已经成为我国市场经济的重要特征,特别是随着对外开放水平提升,大量跨国公司涌入加速了企业进出市场的频率。在市场竞争过程中,低效率企业被淘汰,只有高效率企业才能生存下来,二者共同作用推动经济增长(张维迎等,2003)^[33]。Brandt等(2012)的研究也表明企业的动态演化对制造业 TFP 的增长具有显著的促进作用。那么,民营企业生产率的两极化是否也与企业进入退出有关呢?

借鉴毛其淋和盛斌(2013) [34] 的做法,根据企业名称进行匹配,将民营企业划分为在位企业、进入企业和退出企业^③。由于检验的是企业进入和退出对生产率两极化的影响,因此只取 TFP 水平处于上四分位数(75%以上)的企业和下四分位数(25%以下)的企业进行检验^④。检验结果(见表 10)说明:对于高 TFP 民营

①篇幅有限,外资管制放松通过全球价值链嵌入影响民营企业整体 TFP 的实证结果备索。

②表 9 仅汇报了以 Fvar2 做被解释变量的结果,篇幅有限,用 Fvar1 测算 GVC 嵌入的实证结果备索。

③退出企业为 "在 t 期存在,但在 t+1 期消失的企业"; 进入企业为 "在 t 期不存在,但在 t+1 期新出现的企业"; 在位企业即 "在 t 期和 t+1 期都存在的企业"。

④对于上四分位数的民营企业,由于高 TFP 企业退出的概率较低,本文只讨论在位企业和进入企业。同理,对于下四分位数的民营企业,本文也只讨论在位企业和退出企业两种情形。

企业而言,外资管制放松同时促进了在位企业和进入企业生产率水平的提升,而且 促进进入企业的 TFP 更快提升。相反地,对于低 TFP 民营企业,外资管制放松均 显著降低在位企业和退出企业的生产率水平,而且退出企业的生产率水平下降更 快。因此,外资管制放松导致的民营企业生产率两极化现象,一方面是在位企业的 TFP 两极化,即高 TFP 在位企业生产率水平上升,低 TFP 在位企业生产率水平下 降带来的;另一方面,还存在企业进入和退出机制所导致的 TFP 两极化,具体表 现为进入企业的进入生产率门槛在上升,退出企业的退出生产率门槛在下降,加剧 了"高的更高,低的更低"的生产率分化现象。

	以 OP 方	去测算的 TF	P 划分不同	TFP 水平	以 LP 方法测算的 TFP 划分不同 TFP 水平					
变量	75%	以上	25%	以下	75%	以上	25%	以下		
	在位	进入	在位	退出	在位	进入	在位	退出		
	0. 042 ***	0. 049 **	-0. 019 ***	-0.021*	0. 047 **	0. 051 **	-0. 019 ***	-0. 020*		
cross	(0.018)	(0.018)	(0.005)	(0.011)	(0.018)	(0. 019)	(0. 005)	(0. 011)		
N	130 175	38 810	119 514	53 287	131 727	42 765	125 378	57 966		
\mathbb{R}^2	0. 159	0. 169	0.062	0. 077	0. 175	0. 179	0.062	0. 079		

表 10 外资管制放松、企业更替与民营企业生产率两极化

七、结论与政策建议

本文利用中国工业企业数据库,基于准自然实验,考察外资管制放松对我国民企生产率分化的影响及作用机制。结果发现:整体上,外资管制放松提升了民企TFP,但存在异质性,即外资管制放松只提升高生产率民企TFP,对低生产率民企影响不显著甚至为负,使民企生产率结构陷入一种"高的更高,低的更低"的困境,结构不均衡问题愈发突出。进一步分析发现,外资管制放松是通过缓解高生产率民企的融资约束程度、促进其参与国际分工,提升TFP。此外,外资管制放松不仅造成在位民企生产率两极化,还通过影响进入退出门槛,加速民营企业生产率分化。

基于以上结论,本文从以下两方面提出促进民营企业发展的政策建议: (1)由于低生产率的民营企业竞争力弱,受到的融资约束程度高,严重阻碍了其生产率水平的提升,因此未来应该更加关注和支持小规模的民营企业发展。一方面要给予资金支持,引导资源合理的配置到民营企业,避免因资源错配所引起的生产率结构的不均衡; 另一方面,要创造机会让中小企业更多的参与国际分工,吸收外资溢出效应红利。(2)发挥企业进入退出机制下的资源配置效应,既需要通过市场竞争的选择效应强化行业内的优胜劣汰机制,还需要政府加强指导,削弱民营企业内部的垄断因素,给予不同生产率水平的民营企业平等的市场竞争环境,激发中小企业活力,提升中小企业生产率水平,避免低生产率企业退出门槛的下降。

[参考文献]

- [1] 才国伟,钱金保,鲁晓东.外资竞争、行政效率与民营经济发展 [J].世界经济,2012,35 (07): 123-141.
- [2] EDMOND C, MIDRIGIN V, XU Y D. Competition, Markups and the Gains from International Trade [J]. American Economic Review, 2015, 105 (10): 3183-3221.
- [3] VARELA L. Reallocation, Competition, and Productivity: Evidence from a Financial Liberalization Episode
 [J]. Review of Economic Studies, 2017, 85 (2): 1279-1313.
- [4] 袁志刚,解栋栋.中国劳动力错配对 TFP 的影响分析 [J]. 经济研究, 2011, 46 (7): 4-7.
- [5] COPINATH G, KALEMLI-ZCAN S, VILLEGAS-SANCHEZ C. Capital Allocation and Productivity in South Europe [J]. Quarterly Journal of Economics, 2017, 132 (4): 1915–1967.
- [6] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究, 2015, 50 (02): 61-74.
- [7] 张莉,朱光顺,李世刚,李夏洋.市场环境、重点产业政策与企业生产率差异 [J].管理世界,2019,35 (03): 114-126.
- [8] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 0-351.
- [9] 才国伟,杨豪.外商直接投资能否改善中国要素市场扭曲 [J].中国工业经济,2019 (10): 42-60.
- [10] BANERJEE A V , MUNSHI K D. How Efficiently Is Capital Allocated? Evidence from the Knitted Garment Industry in Tirupur [J]. Review of Economic Studies , 2004 , 71 (1): 19-42.
- [11] AITKEN B J , HARRISON A E. Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela [J]. The American Economic Review , 1999 , 89 (3): 605-618.
- [12] 蒋殿春,张宇.经济转型与外商直接投资技术溢出效应 [J].经济研究,2008 (07): 26-38.
- [13] LAI T K , 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.
- [14] 任曙明,吕镯.融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究 [J].管理世界,2014(11): 10-23+187.
- [15] 路江涌. 外商直接投资对内资企业效率的影响和渠道 [J]. 经济研究, 2008 (06): 95-106.
- [16] MANOVA K , WEI S J , ZHANG Z. Firm Exports and Multinational Activity Under Credit Constraints [J]. Review of Economics and Statistics , 2015 , 97 (3): 574-588.
- [17] 吕越,陈帅,盛斌.嵌入全球价值链会导致中国制造的"低端锁定"吗 [J]. 管理世界, 2018, 34 (08): 11-29.
- [18] 张鹏杨,唐宜红.FDI如何提高我国出口企业国内附加值——基于全球价值链升级的视角 [J]. 数量经济技术经济研究,2018,35 (07): 79-96.
- [19] 蒋灵多,陆毅,陈勇兵.市场机制是否有利于僵尸企业处置:以外资管制放松为例 [J].世界经济, 2018.41(09):121-145.
- [20] 鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (02): 541-558.
- [21] LU Y , TAO Z , ZHU L. Identifying FDI Spillovers [J]. Journal of International Economics , 2017 , 107 (7): 75–90.
- [22] 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),2018,17 (04): 1453-1488.
- [23] 唐宜红,张鹏杨.中国企业嵌入全球生产链的位置及变动机制研究 [J].管理世界,2018,34 (05): 28-46.
- [24] XU X , SHENG Y. Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence from China [J]. World Development , 2012 , 40 (1): 62-74.
- [25] FILIZ K. FDI and Total Factor Productivity Relations: An Empirical Analysis for BRIC and Turkey [J]. Ad-

- vances in Management, 2014, 7 (3): 23.
- [26] 覃毅. 企业异质性、所有制结构与 FDI 技术外溢——来自微观层面的证据 [J]. 财贸经济, 2014 (03): 100-111.
- [27] 罗长远,陈琳.FDI是否能够缓解中国企业的融资约束 [J].世界经济,2011,34 (04): 42-61.
- [28] 鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013, 48 (01): 4-16.
- [29] 李瑞琴,王汀汀,胡翠.FDI与中国企业出口产品质量升级——基于上下游产业关联的微观检验 [J]. 金融研究,2018 (06): 91-108.
- [30] 杨红丽,陈钊.外商直接投资水平溢出的间接机制:基于上游供应商的研究[J].世界经济,2015,38 (03): 123-144.
- [31] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [32] 高翔,刘啟仁,黄建忠.要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率:事实与机制 [J].世界经济, 2018,41(10):26-50.
- [33] 张维迎,周黎安,顾全林. 经济转型中的企业退出机制——关于北京市中关村科技园区的一项经验研究[J]. 经济研究, 2003(10): 3-14+90.
- [34] 毛其淋,盛斌.中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化 [J]. 经济研究,2013,48 (04): 16-29.

(责任编辑 刘建昌)

A Study on FDI Liberation on Productivity Polarization of Private Enterprises

LIU Huizheng LI Xue ZHANG Pengyang

Abstract: The total factor productivity (TFP) of China's private enterprises has characteristics of polarization. Using quasi-natural experiment method and micro-enterprise data , this paper investigated the impact of FDI deregulation on the productivity differentiation of Chinese private enterprises and its mechanism. The results show that the relaxation of FDI control has , on the whole , improved the productivity level of private enterprises , and caused the TFP polarization of private enterprises by promoting the TFP of high productivity enterprises. It shows no significant or even negative impact on the TFP of low productivity enterprises , and has a role-play in alleviating financial constraints and promoting enterprises to participate in global value chains. Under the effect of entry and exit , it has affected the entry and exit threshold , reinforced productivity differences of incumbent enterprises , and accelerated the productivity differentiation of private enterprises.

Keywords: FDI Liberation; Productivity Polarization; Quasi-natural Experiment; GVC Embedding; Enterprise Entry and Exit