

外资自由化对中国制造业企业 出口比较优势的影响

杨俊 郭娟娟

摘要：本文以放松外资管制为准自然实验，考察了外资自由化对中国制造业企业出口比较优势的影响。研究发现，外资自由化对企业出口比较优势的提升具有显著的促进作用，且该作用对国有企业、非加工贸易企业、低出口比较优势企业以及资本技术密集型企业更为显著。将外资自由化影响企业出口比较优势的机制归纳为统一的溢出效应，发现相比水平溢出，外资自由化更倾向于通过前后向关联效应促进企业出口比较优势的提升，且前向关联效应发挥作用更大。此外，制度环境能够强化外资自由化对企业出口比较优势的提升作用，且产权制度的作用强于契约制度。本文不仅肯定了外资自由化的出口绩效，而且为中国更深层次地对外开放提供了理论依据。

关键词：外资自由化；企业出口比较优势；制度环境

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 11-0054-19

引言

不断扩大外资市场开放、积极吸引和使用外资是中国促进开放的重要手段。近年来，生产要素成本的提升使传统的要素驱动型经济增长旧动能逐渐消退，而经济增长新动能尚未充分形成，加之国际贸易环境瞬息多变，对中国经济在较高水平向新动能平稳转换以及出口比较优势的持续提升提出了挑战。从“十三五”规划到“十四五”规划，国家对推动更高水平对外开放的理念和要求一脉相承、不断提高；在商品、资本等要素流动基本实现自由化的基础上，“十四五”期间，中国更加突出制度型开放，形成与国际高标准规则相衔接的经贸制度体系，实施“更大范围、更宽领域、更深层次对外开放”。^①而促进外资市场开放，依靠更高水平开放倒逼企业创新和技术升级、进一步发掘企业出口比较优势，是构建中国制造业企业市场竞争力的重要突破口。理论上，外资进入有助于增加物质和人力资本积累、促进知识溢出和技术

[收稿日期] 2020-11-14

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“异质性企业创新能力的提升困境及破局对策研究”(20GJL027)

[作者信息] 杨俊：南开大学经济学院博士研究生；郭娟娟（通讯作者）：上海社会科学院世界经济研究所助理研究员，电子信箱 gj967056@163.com

^①资料来源：《中华人民共和国国民经济和社会发展等十四五个五年规划和2035年远景目标纲要》。

创新、优化资源配置,但该结论并未得到大量实证研究支持。大部分实证文献认为外资对东道国作用的发挥有赖于投资双方企业乃至国家(地区)特征,如东道国企业生产率(Javorcik, 2004^[1])、技术吸收能力(Liang, 2017^[2])、双方企业技术差距(Kokko, 1994^[3])、行业差异(Keller and Yeaple, 2009^[4])、双方国家经济发展水平(Aghion et al., 2009^[5])及地理距离(Branstetter, 2001^[6])。本文即要考察外资自由化对中国制造业企业出口比较优势的影响及作用机制,为当前背景下进一步加快经济开放步伐、促进制造业企业出口比较优势提升提供参考。

一、文献梳理及评述

本文主要与两类文献相关。第一类文献涉及一国(地区)比较优势的来源。在一国(地区)比较优势的来源方面,现有文献基本认同一国(地区)的比较优势受其资源禀赋(Romalis, 2004^[7])、制度(Acemoglu et al., 2007^[8])、金融发展(盛丹和王永进, 2012^[9]; Manova, 2013^[10])及地理距离(Harrigan, 2010^[11]; 蒋灵多等, 2018^[12])等的影响。Romalis (2004)较早考察了要素禀赋对一国(地区)比较优势的影响,发现更加密集使用其丰裕要素的国家(地区)会更倾向于以较大份额占据国际生产和贸易市场。制度方面,Acemoglu等(2007)对制度差异、Chor (2010)^[13]对金融、法制和劳动力流动制度、Feenstra等(2013)^[14]对制度质量的研究均肯定了制度对比较优势的作用。金融发展方面,Manova (2013)认为融资约束阻碍了企业出口集约边际和扩展边际的提升,盛丹和王永进(2012)则认可金融发展水平的提升对地区出口比较优势有促进作用。地理因素对比较优势的影响主要集中于空间距离、语言文化等,其背后机制大多是技术溢出成本(蒋灵多等, 2018)或交易成本(Harrigan, 2010)的作用。

第二类文献重点考察外资在出口、技术转移、资源配置等方面对东道国的作用。在外资对东道国出口的影响方面,所得结论并不统一。有观点认为外资极大地推动了中国出口的增长(黄玖立和冼国明, 2010^[15]),明显改善了中国出口技术复杂度(Xu and Lu, 2009^[16])及出口产品质量(Harding and Javorcik, 2012^[17]);毛其淋和许家云(2018)^[18]认同外资进入对本土企业出口升级的作用,但发现外资通过水平溢出降低了本土企业出口国内附加值。李坤望等(2014)^[19]也发现外资会加剧中国出口企业陷入“低端锁定”和低品质“粗放型”陷阱。

在技术转移方面,大部分学者认同外资对东道国存在技术溢出或技术转移效应,且该效应的发挥有赖于三方面的因素:一是内外资企业特征,如双方企业股权特征(Buckley et al., 2007^[20])、双方企业技术差距(Takii, 2005^[21]);二是双方行业特征,如行业技术水平(Keller and Yeaple, 2009)和市场结构特征(陈涛涛和狄瑞鹏, 2008^[22]);三是双方国家特征,如政府政策(Du et al., 2014^[23])、制度差异(Ouyang and Fu, 2012^[24])。在渠道方面,Javorcik (2004)指出,除水平溢出外,外资对东道国企业的影响更多体现为前后向关联效应。另外,现有研究多因作用渠道类似而将外资的技术创新效应归结为技术溢出效应的内容之一(罗军,

2016^[25]；罗伟和葛顺奇，2015^[26]）。但在作用效果方面，多数文献只验证了外资创新效应的存在性（Aghion et al., 2009），而罗伟和葛顺奇（2015）基本否认外资的技术创新效应。

在资源配置方面，毛其淋和许家云（2016）^[27]证实了外资进入有利于改善中国的资源配置效率。Driffield（2001）^[28]指出外资进入直接加剧了国内市场竞争，但可以通过上下游关联为内资企业创造新的存活机会与市场空间（包群等，2015）^[29]。陈甬军和杨振（2012）^[30]进一步发现，在外资进入的第一阶段，外资的竞争效应占主导地位，随着外资的积累及本土化经验提升，外资表现出反竞争效应。在劳动要素配置方面，尽管Neumayer和Soysa（2006）^[31]指出各地竞相引入外资会导致工资和劳动条件向下竞争而弱化劳动者权益的现象，但Hoi和Pomfret（2010）^[32]对越南、Braunstein和Epstein（2002）^[33]对中国的研究均发现外资进入有利于提高劳动者工资水平。外资进入对企业融资约束也存在影响。Guariglia和Poncet（2008）^[34]发现外资进入的“替代性”削减了金融扭曲对中国经济增长的负面影响。罗长远和陈琳（2011）^[35]指出外资进入通过“己厂效应”、“垂直效应”和“水平效应”缓解了企业的资金难题。

本文的边际贡献在于：其一，以2002年外资管制放松为准自然实验，这一政策举措不仅有助于企业外资持股份额的增加和行业外资企业数目的上升，更在原有企业、行业外资份额的基础上推动了企业外资经营范围的扩张。相比以往使用外资份额衡量外资自由化的做法，以外资管制放松政策为准自然实验可以更为准确地考察外资自由化的作用效果，且双重倍差法能更好地控制内生性问题对回归结果造成的偏误。其二，现有研究多落脚于出口二元边际、企业出口国内附加值等，相比之下，出口比较优势更能反映一国企业出口在国际市场上的竞争力及贸易利得，以企业出口比较优势为落脚点考察外资自由化对其影响及作用机理，有助于丰富外资经济效应领域的研究。其三，为响应国家“十四五”规划中制度型开放的政策要求，本文进一步考察了制度环境在外资自由化与企业出口比较优势关系中的调节作用，以深入理解外资自由化和制度环境的互动对中国企业出口比较优势的影响，为外资领域的制度型开放、消除隐性壁垒、提升外资自由化程度提供参考。

二、模型构建、指标说明和数据来源

（一）模型设定

为探究外资自由化对中国制造业企业出口比较优势的影响，本文基于2002年4月《外商投资产业指导目录》（以下简称《目录》）较大幅度修订的政策变动，构建双重差分（DID）模型：

$$FRCA_{ijt} = \alpha + \beta treat_post\ 02_{jt} + \gamma' M_{jt} + \kappa' N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， i 、 j 、 t 分别为制造业企业、四分位行业和年份， $FRCA_{ijt}$ 表示 i 企业在 t 年的出口比较优势； $treat_post\ 02_{jt} = treat_j \times post\ 02_t$ ， $treat_j$ 用以识别发生政策变动的四分位行业，外资开放程度增大（不变）的行业赋值为1（0）； $post\ 02_t$ 表示外资管制放松政策冲击的时间，2002年以后各年份赋值为1，2002年以前各年份赋值为0，

2002年赋值为3/4 (Lu et al., 2017^[36])； M_{jt} 和 N_{it} 分别为企业和行业层面的控制变量； μ_i 和 μ_t 分别为企业和年份固定效应， ε_{ijt} 为随机扰动项。模型回归结果的标准误差经行业-年份层面聚类调整以缓解可能存在的组内相关问题。

(二) 指标说明

1. 被解释变量：企业出口比较优势

结合 Balassa (1965)^[37] 采用比值衡量产品层面出口比较优势和余长林 (2016)^[38] 采用中国对其他贸易伙伴国在行业层面的出口额来衡量中国出口比较优势的做法，以及李宜航 (2021)^[39]、盛丹和王永进 (2012) 采用地区行业出口值来衡量中国各地区出口比较优势的做法，本文采用中国制造业企业出口额占所在省份出口总额的比值的对数值来衡量企业出口比较优势，并采用企业出口额占中国出口总额比值的对数值、占世界出口总额比值的对数值以及占所在地级市出口总额比值的对数值进行稳健性检验。

2. 核心解释变量：外资自由化

参照 Lu 等 (2017)，以《目录》中行业变动为依据构建外资自由化指标。在 420 个四分位制造业行业中，115 个行业的外资开放程度发生变动，305 个行业的外资开放程度不变。在 115 个行业中，有 103 个外资开放程度增大行业，7 个外资开放程度减小行业，5 个外资开放程度混合变动行业。鉴于本文旨在研究外资自由化的经济效应，文中剔除外资开放程度减小与混合变动的样本（占总行业样本的 3%），将外资开放程度增大（不变）的行业作为处理组（对照组）。

控制变量包括：企业劳动生产率 (*prod*)，采用工业总产值与从业人员数的比值并取对数衡量，其中工业总产值采用以 1998 年为基期的工业品出厂价格指数平减。资本劳动比 (*kl*) 用资本存量与从业人员数的比值取对数衡量。企业规模 (*size*)，采用企业年均从业人数的对数值衡量；企业年龄及平方项 (*age*、*agesq*) 用当年年份与企业开业年份差的对数值及其对数值的二次项衡量；企业是否受到补贴 (*subsidydum*)，若受到补贴则取值 1，否则取值 0；企业所有制类型 (*foreign* 或 *soe*)，若企业港澳台资本与外商资本占实收资本比重超过 25%，则定义为外资企业；若国有资本与集体资本占实收资本比重高于 50%，则定义为国有企业。行业竞争程度 (*hhi*)，使用传统的赫芬达尔赫希曼指数 (Herfindahl-Hirschman Index, HHI) 指数进行度量，数值越小，表明市场竞争程度越高。

(三) 数据来源

本文所用数据主要有三个来源：中国工业企业数据库、中国海关贸易数据库和世界贸易组织 (World Trade Organization, WTO) 的 *Tariff Download Facility* 数据库^①。本文参考 Brandt 等 (2012)^[41] 的方法得到回归所用的面板数据，又参照 Yu (2015)^[42] 的做法，对异常样本进行删除。另外，稳健性检验中所用世界层面出口

^①数据来源：<http://tarifedata.wto.org.org/>。WTO 并没有提供 2000 年的中国关税数据，但提供了 1996—1997 年的数据。由于中国在 1997—2000 年间不曾大幅度下调关税，借鉴余森杰 (2011)^[40] 的做法，本文使用 1997 年关税数据替代 2000 年。

规模数据来自 UN Comtrade 数据库^①。

三、实证结果分析

(一) 平行趋势检验

首先进行平行趋势假设检验，如图 1 所示，以 2000 年为缺省年份，发现在外资管制放松政策实施前一年（2001 年）和当年（2002 年），外资开放对制造业企业出口比较优势的影响系数均不显著；从 2003 年开始，外资自由化的估计系数转而显著为正，且呈持续上升趋势。表明外资自由化政策实施之前实验组和对照组企业的出口比较优势的变化趋势基本一致，即实验组和对照组的设置满足平行趋势假设。

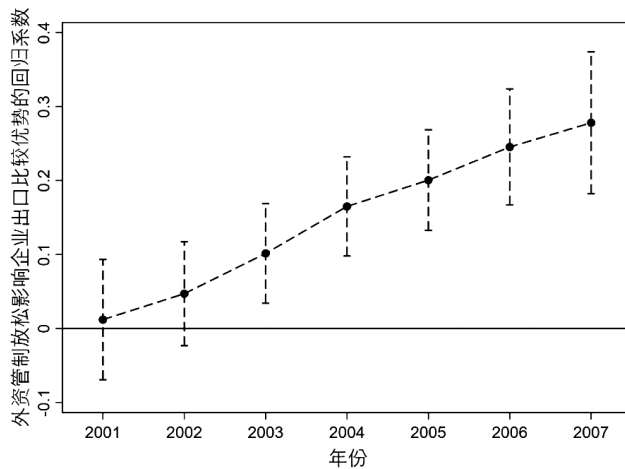


图 1 外资自由化对企业出口比较优势的影响

(二) 基准回归及动态效应

表 1 第 (1) — (3) 列汇报了外资自由化对企业出口比较优势的基准影响结果。其中，第 (1) 列在控制时间和企业固定效应的同时，仅加入了 $treat_post\ 02_{jt}$ 估计变量；第 (2) — (3) 列在其基础上又加入了企业和行业层面的控制变量。发现 $treat_post\ 02_{jt}$ 在各个回归中的系数符号和显著性水平均未发生实质性变化，说明回归结果具有较好的稳健性。从第 (3) 列回归结果可知， $treat_post\ 02_{jt}$ 的估计系数为 0.063，且在 1% 水平上显著，意味着在控制时间、企业固定效应以及其他层面的影响因素后，与未放松外资管制行业的企业相比，放松外资管制行业的企业出口比较优势得到了 6.3% 的提高。

为考察外资自由化作用于企业出口比较优势的效果是否存在时滞和持续性，将基准模型中的交叉项替换为 $treat_post\ 02_{jt} \times yr^\delta = treat_j \times post\ 02_t \times yr^\delta (\delta = 2002, \dots, 2007)$ (毛其淋和许家云, 2018)，该估计系数刻画了在第 δ 年，外资自由化对制造

^①数据来源：<http://comtrade.un.org/data/>。

业企业出口比较优势的动态效应。第(4)列为仅加入 $treat_i \times post_{02} \times yr^{\delta}$ 的估计结果,发现外资自由化对企业出口比较优势的提升效应在2002年不显著,但在2003年,该作用开始显著为正,且呈逐年递增的趋势。第(5)列进一步加入企业和行业层面的控制变量后,该结论依然成立。

表1 基准回归检验与动态效应检验

变量	基准回归			动态效应检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>treat_post02</i>	0.174 *** (6.87)	0.063 *** (4.40)	0.063 *** (4.40)		
<i>treat_post02_yr02</i>				0.0536 (1.44)	0.011 (0.53)
<i>treat_post02_yr03</i>				0.0946 *** (3.65)	0.037 ** (2.18)
<i>treat_post02_yr04</i>				0.1582 *** (6.16)	0.034 * (1.84)
<i>treat_post02_yr05</i>				0.1936 *** (7.34)	0.070 *** (4.30)
<i>treat_post02_yr06</i>				0.2385 *** (7.26)	0.098 *** (5.29)
<i>treat_post02_yr07</i>				0.2712 *** (6.28)	0.118 *** (5.37)
<i>age</i>		0.113 *** (10.88)	0.110 *** (10.63)		0.114 *** (10.95)
<i>agesq</i>		-0.025 *** (-9.85)	-0.024 *** (-9.58)		-0.025 *** (-9.83)
<i>size</i>		0.988 *** (184.34)	0.986 *** (185.68)		0.984 *** (187.71)
<i>kl</i>		0.012 *** (4.02)	0.011 *** (3.70)		0.011 *** (3.78)
<i>hhi</i>		0.012 ** (2.37)	0.012 ** (2.39)		0.011 ** (2.32)
<i>prod</i>		0.896 *** (161.30)	0.895 *** (161.00)		0.894 *** (164.08)
<i>subsidydum</i>			0.040 *** (8.67)		0.040 *** (8.64)
<i>foreign</i>			0.019 ** (2.50)		0.019 ** (2.53)
<i>soe</i>			-0.013 (-1.41)		-0.012 (-1.34)
时间固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
R^2_{adj}	0.840	0.887	0.887	0.841	0.887
<i>N</i>	434 742	434 739	434 739	434 742	434 739

注:***、**和*分别表示参数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著,括号内为t值;标准误均在四分位行业-年份层面聚类。下表同。

(三) 稳健性检验

1. 两期倍差法

多期倍差法可能因序列相关问题高估估计量的显著性水平 (Bertrand et al., 2014^[43])。因此, 本文构建两期倍差法模型进行稳健性分析, 结果报告于表 2 第 (1) 列, 发现估计系数并未发生实质改变。

2. 替换政策实施时间变量

不同于基准模型, 现将 2002 年及以后年份 $post_{02}$ 赋值为 1, 将 2002 年以前各年份赋值为 0, 重新构造 $treat_post$ 进行回归。表 2 第 (2) 列结果表明估计系数并未发生实质改变。

3. 替换对照组样本

参照 Lu 等 (2017) 的做法, 将外资开放程度减小与不变的行业同时纳入对照组进行回归。在此基础上, 又按照前文方法重新构造 $treat_post$ 变量, 结果分别报告于表 2 第 (3)、(4) 列, 发现估计系数并未发生实质改变。

表 2 改变实证方法、政策实施时间和控制组以及剔除政策干扰的稳健性检验

变量	两期倍差法	替换 $post$	改变控制组		剔除政策干扰的影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat_post_{02}$	0.052** (2.43)		0.065*** (4.50)		0.055*** (2.96)	0.035*** (2.63)
$treat_post$		0.051*** (3.77)		0.053** (3.95)		
mfn					0.011 (1.37)	
$soeration$						10.580*** (3.71)
age	0.188*** (5.93)	0.110*** (10.59)	0.110*** (10.59)	0.110*** (10.63)	0.216*** (10.68)	0.114*** (11.01)
$agesq$	-0.050*** (-6.43)	-0.024*** (-9.55)	-0.024*** (-9.55)	-0.024*** (-9.58)	-0.048*** (-9.14)	-0.025*** (-9.96)
$size$	0.791*** (58.33)	0.986*** (185.38)	0.986*** (185.38)	0.985*** (185.68)	0.990*** (131.37)	0.983*** (194.66)
kl	0.102*** (5.38)	0.011*** (3.69)	0.011*** (3.69)	0.011*** (3.70)	0.031*** (6.92)	0.011*** (3.79)
hhi	-0.020 (-1.56)	0.012** (2.37)	0.012** (2.37)	0.012** (2.38)	0.012** (2.14)	0.005 (0.97)
$prod$	-0.019 (-1.25)	0.895*** (160.65)	0.895*** (160.65)	0.894*** (160.97)	0.891*** (125.99)	0.892*** (166.77)
$subsidydum$	0.732*** (59.21)	0.040*** (8.68)	0.040*** (8.68)	0.040*** (8.67)	0.035*** (5.39)	0.039*** (8.56)
$foreign$	0.025 (0.93)	0.018** (2.49)	0.018** (2.49)	0.019** (2.50)	0.015 (1.33)	0.019** (2.57)
soe	0.008 (0.34)	-0.013 (-1.41)	-0.013 (-1.41)	-0.013 (-1.41)	-0.018 (-0.79)	-0.013 (-1.50)
时间固定效应	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
R^2_adj	0.939	0.887	0.887	0.887	0.900	0.887
N	189 704	434 739	434 739	434 739	167 781	434 739

4. 剔除其他政策的干扰

为剥离2002年前后国企改革和大幅度关税削减对企业出口比较优势的影响,在模型中加入各行业国有企业占比(*soeshare*)和企业进口关税税率(*tariff*)变量,结果见表2第(5)—(6)列。*treat_post02_{it}*估计系数仍显著为正,说明基准检验结论并未受同期事件的干扰。

5. 替换主要变量的测度方式

采用企业出口额占世界出口总额比重的对数值、占中国出口总额比重的对数值以及占所在地级市出口总额比重的对数值进行稳健性检验,结果见表3第(1)—(3)列,发现估计系数并未发生实质改变。

6. 改变聚类方式

重新在行业、省份以及城市层面聚类以缓解可能存在的组内相关问题,结果汇报于表3第(4)—(6)列,发现估计系数并未发生实质改变。

表3 改变出口比较优势测度方式和聚类方式的稳健性检验

变量	改变出口比较优势测度方式			改变聚类方式		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat_post02</i>	0.088*** (3.17)	0.088*** (3.17)	0.056*** (3.91)	0.063*** (2.60)	0.063*** (3.34)	0.063*** (3.91)
<i>age</i>	0.449*** (15.62)	0.449*** (15.62)	0.108*** (10.15)	0.110*** (8.88)	0.110*** (3.78)	0.110*** (5.63)
<i>agesq</i>	-0.105*** (-12.31)	-0.105*** (-12.31)	-0.025*** (-9.64)	-0.024*** (-7.81)	-0.024*** (-4.38)	-0.024*** (-6.31)
<i>size</i>	0.852*** (82.38)	0.852*** (82.38)	0.971*** (175.63)	0.986*** (146.30)	0.986*** (48.38)	0.985*** (88.44)
<i>kl</i>	0.064*** (11.07)	0.064*** (11.07)	0.013*** (4.48)	0.011** (2.54)	0.011 (1.08)	0.011* (1.75)
<i>hhi</i>	0.014* (1.73)	0.014* (1.73)	0.005 (1.11)	0.012 (1.24)	0.012 (1.61)	0.012** (2.38)
<i>prod</i>	0.585*** (71.58)	0.585*** (71.58)	0.877*** (150.80)	0.895*** (97.92)	0.895*** (33.53)	0.894*** (67.04)
<i>subsidydum</i>	0.142*** (20.03)	0.142*** (20.03)	0.038*** (8.20)	0.040*** (7.59)	0.040*** (7.53)	0.040*** (6.09)
<i>foreign</i>	0.029** (2.45)	0.029** (2.45)	0.022*** (2.85)	0.019* (1.90)	0.019** (2.42)	0.019** (2.41)
<i>soe</i>	-0.059*** (-3.13)	-0.059*** (-3.13)	-0.028*** (-3.01)	-0.013 (-1.13)	-0.013 (-0.76)	-0.013 (-0.74)
时间固定效应	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
<i>R</i> ² _{adj}	0.793	0.799	0.909	0.887	0.887	0.887
<i>N</i>	290 110	290 110	434 739	434 739	434 739	434 739

7. 安慰剂检验

为检验外资自由化的作用是否源于其他不可观测因素,本文在所有行业中随机抽取113个行业作为虚假的处理组(*false_treat*),在2001—2006年期间(2002年

除外) 随机抽取一年作为虚假的政策实施年份 (*false_post*), 生成 *false_treatpost* 重新回归。重复抽样和回归 500 次, 得到 *false_treatpost* 的 500 个估计系数, 将其分布情况汇报于图 2。其中, 图 (a) 因变量与基准回归一致, 图 (b) 因变量为企业出口额占世界出口总额份额的对数值。发现, 两图中概率密度的峰值均出现在 0 附近, 且基准检验系数显著不同于安慰剂检验得到的系数, 因此可以排除外资自由化对企业出口比较优势的提升效应源于不可观测因素的可能性。

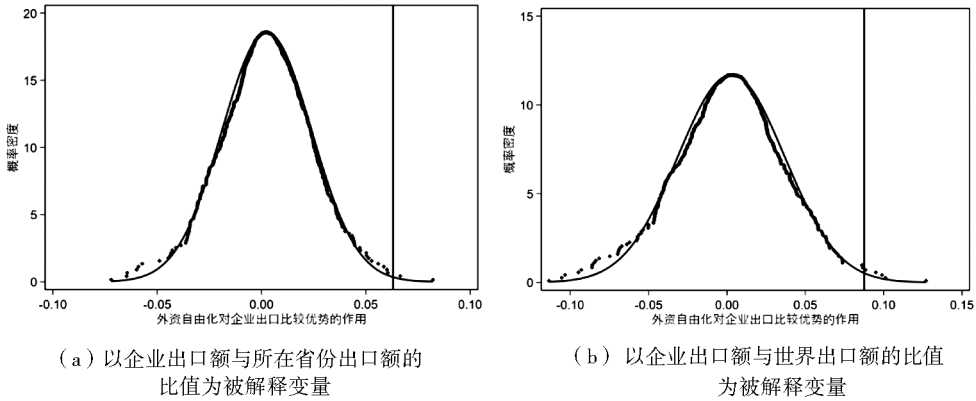


图 2 安慰剂检验

(四) 异质性讨论

为探究外资自由化对企业出口比较优势的影响是否会因其他因素而有所差异, 本文借鉴 Wright (1976)^[44]的思路, 构建如下模型:

$$FRCA_{ijt} = \theta_0 + \sum_{k \in K} \theta_k \times treat_post02_{jt} + \sum_{k \in K-1} \alpha_k \times H_k + \gamma' M_{jt} + \kappa' N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, H_k 表示异质性样本虚拟变量, 包括所有制形式、贸易方式、出口比较优势大小以及行业类型等二值变量。K 为分组总数, θ_k 为关注系数, 其余变量与基准模型含义相同。

1. 企业所有制形式

为考察外资自由化对不同所有制企业出口比较优势的影响, 本文将样本企业划分为国有 ($soe = 1$) 和非国有企业 ($nsoe = 1$), 结果见表 4 第 (1) 列。发现, 外资自由化对国有和非国有企业出口比较优势的提升均具有显著的促进作用; 相比非国有企业, 外资自由化对国有企业出口比较优势的提升作用略大。可能原因是, 国有企业广泛分布于具有较强外资管制和垄断性的支柱产业; 对这些领域放松外资管制更有助于改善国有企业所在行业的市场环境, 因而其作用效果更为明显。

2. 企业贸易方式

将样本企业划分为加工贸易 ($jgmy = 1$) 和非加工贸易 ($fjgmy = 1$) 企业, 以考察外资自由化对不同贸易企业出口比较优势的差异化影响, 结果见表 4 第 (2) 列。其中, 非加工贸易企业 ($fjgrcatreat_post02$) 的估计系数无论在大小还是在显著

表4 异质性检验

变量	所有制	企业贸易方式	出口比较优势	行业类型
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>soetreat_post02</i>	0.066*** (2.92)			
<i>nsoetreat_post02</i>	0.062*** (4.34)			
<i>jgrcatreat_post02</i>		-0.029 (-1.44)		
<i>fjgrcatreat_post02</i>		0.065*** (3.94)		
<i>grtreat_post02</i>			0.057*** (3.83)	
<i>drtreat_post02</i>			0.072*** (4.42)	
<i>labtreat_post02</i>				-0.001 (-0.05)
<i>nlabtreat_post02</i>				0.092*** (5.76)
<i>soe</i>	-0.013 (-1.39)	-0.023 (-1.44)	-0.012 (-1.39)	-0.013 (-1.46)
<i>lgmy</i>		0.000 (0.04)		
<i>grca</i>			0.025*** (3.95)	
<i>labor</i>				0.031* (1.91)
<i>age</i>	0.110*** (10.63)	0.168*** (11.58)	0.117*** (11.22)	0.111*** (10.73)
<i>agesq</i>	-0.024*** (-9.58)	-0.032*** (-9.06)	-0.026*** (-10.02)	-0.025*** (-9.63)
<i>size</i>	0.986*** (186.04)	1.000*** (141.51)	0.984*** (188.04)	0.985*** (185.59)
<i>kl</i>	0.011*** (3.70)	0.025*** (6.02)	0.011*** (3.66)	0.011*** (3.72)
<i>hhi</i>	0.012** (2.39)	0.015*** (2.74)	0.012** (2.39)	0.012** (2.32)
<i>prod</i>	0.894*** (161.01)	0.902*** (139.14)	0.894*** (162.60)	0.894*** (160.95)
<i>subsidydum</i>	0.040*** (8.67)	0.042*** (7.66)	0.040*** (8.68)	0.040** (8.68)
<i>foreign</i>	0.019** (2.50)	0.026** (2.57)	0.019** (2.54)	0.019** (2.51)
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
<i>R²_adj</i>	0.887	0.891	0.887	0.887
<i>N</i>	434 739	210 534	434 739	434 739

程度上均高于加工贸易企业 (*jgrcatreat_post02*)，意味着外资自由化对非加工贸易企业出口比较优势的促进作用大于加工贸易企业。对本文样本进行统计发现，在处理组样本中，加工贸易样本量仅占 13.5%，而加工贸易在中国很大程度上由外资企业主导，本身外资自由化程度较高，因而外资管制放松对其影响不显著是可以理解的。

3. 企业出口比较优势

将样本按照上一期出口比较优势水平的中位数划分为高 (*grca = 1*)、低 (*lrca = 1*) 出口比较优势企业，进一步考察对于不同出口比较优势历史水平的企业，外资自由化如何进一步影响其出口比较优势。由表 4 第 (3) 列发现，外资自由化对两组企业出口比较优势的作用均显著为正，但高出口比较优势企业 (*grtreat_post02*) 的估计系数相对较小，表明出口比较优势的历史值越低，外资进入对其出口比较优势的进一步提升作用越大。

4. 行业类型

在基准模型引入行业虚拟变量及三重交叉项，考察行业特征的作用。表 4 第 (4) 列显示，外资自由化对劳动密集型行业企业出口比较优势的影响系数不显著为负，对非劳动密集型行业企业出口比较优势的影响系数显著为正。可能原因是，劳动密集型行业多为出口加工贸易企业，外资进入程度较高；而相比之下，外资自由化对技术和资本密集型行业的冲击更为明显，对其出口比较优势的提升作用更大。

四、影响渠道分析

参照已有文献，将外资自由化对企业出口比较优势的作用统一归结为溢出效应。根据溢出效应理论，外资进入可以在行业内（水平溢出）和行业间（前后向关联）两个维度对东道国企业产生影响。本文所指的溢出效应，是外资企业在其采购、生产、销售等环节对同行业企业以及上下游企业发生的技术或者要素转移，并最终对企业出口比较优势产生的影响。

外资自由化的直接后果是允许外资进入更多新的领域，体现为中国行业或企业层面外资份额的增加以及外资企业经营范围的扩大。在行业内，外资自由化可通过“示范效应”和“培训效应”提高同行业企业的技术水平和劳动力技能，增加企业在同类市场上的竞争力，进而提升企业出口比较优势。与此同时，外资大规模进入市场会加剧东道国市场竞争程度。面对竞争，行业内企业可能采取反击抑或妥协策略（罗伟和葛顺奇，2015）。选择反击策略的企业可通过加大研发投入、提升自主创新水平提高其核心竞争力，增强出口比较优势以稳住乃至扩展市场份额；选择妥协策略的企业，只能收缩经营范围甚至退出市场，这将不利于企业出口比较优势的提升。然而行业内落后企业的退出意味着资源配置效率的提升，同时，反击策略的多样性意味着企业可能采取其他短视行为扩充其市场规模，长期内有害而无益。据此，外资自由化通过水平溢出对企业出口比较优势的作用效果是不确定的。

除水平溢出外，外资企业还通过前后向关联对其上下游企业发生技术和要素转移。理论上，处于上游的外资企业可以通过前向关联为其下游生产者提供多样化、

高质量的中间品和资本品,这有利于下游企业生产效率提高(Kugler and Verhoogen, 2012^[45]),也有助于企业出口比较优势的提升。后向关联效应发生在外资企业与其上游企业之间,外资企业大规模进入会增加其对上游企业中间品的需求,而下游外资客户可通过制定产品要求提升上游企业中间品生产规格和质量,有助于提升上游企业的出口比较优势。然而在现实中,外资企业可能选择对东道国供应商在原材料及中间品生产方面提供技术支持以获得合意原材料和中间品,并将制成品出口国际市场以实现更高的出口利润;也可能出于对技术的保护,选择从其母国或者第三方国家进口原材料或零部件以避免技术外溢。在前者情况下,外资自由化可对东道国企业出口比较优势的提升产生促进作用;而在后者情况下,外资自由化对东道国的溢出效应微乎其微,对企业出口比较优势的作用效果也可能并不明显。因此,外资自由化通过上下游关联效应对企业出口比较优势的作用效果同样有待检验。

参照吕越等(2017)^[46]的做法,构造外资自由化影响企业出口比较优势的机制模型:

$$FRCA_{ijt} = \alpha + \beta treat_post02_{jt} + \psi' Channel_treatpost02_{kjt} + \varphi' Channel_{kjt} + \gamma' M_{jt} + \kappa' N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中, $Channel_{kjt}$ 为机制变量。系数 ψ 表示外资自由化通过水平溢出效应、前后向关联效应对企业出口比较优势的作用强度。其余变量与基准模型一致^①, 该部分实证结果在三分位行业-年份层面进行聚类。

(一) 指标测度

1. 水平技术溢出

借鉴 Lu 等(2017)的做法,水平技术溢出指数($FDI^{horizontal}$)可表示为:

$$FDI_{jt}^{horizontal} = \sum_{i \in \Delta_j} (FS_{ijt} \times Y_{ijt} / \sum_{i \in \Delta_j} Y_{ijt}) \quad (4)$$

其中, FS_{ijt} 为行业 j 中企业 i 在 t 时期的外资比例,用企业 i 中外资资本占总实收资本的份额来衡量; Y_{ijt} 表示行业 j 中企业 i 在 t 年的总产出。

2. 前向关联

前向关联指数度量的是位于上游行业的外资企业通过向 j 行业提供中间投入品而发生的前向溢出效应。构造方法如下:

$$FDI_{jt}^{forward} = \sum_{m \neq j} \Phi_{jmt} \times \left[\sum_{i \in \Delta_m} FS_{ijt} \times \frac{(Y_{ijt} - EX_{ijt})}{\sum_{i \in \Delta_m} (Y_{ijt} - EX_{ijt})} \right] \quad (5)$$

其中, m 为行业 j 的上游行业; Φ_{jmt} 为 j 行业从 m 行业中购买的投入品的比重,根据中国 2002 年投入产出表测算得到^②; EX_{ijt} 表示行业 j 中企业 i 在 t 年的出口额。

3. 后向关联

后向关联指标反映的是位于下游行业的外资企业通过向 j 行业购买投入品进而

^①与基准模型不同的是,此处所用的行业竞争程度(hhi_{jt})是在三分位行业层面计算的。

^②考虑到投入产出系数可能随年份变化,还利用 2002 年投入产出表来测算 2000—2004 年的前向关联指标,利用 2007 年投入产出表来测算 2005—2007 年的前向关联指标,发现核心结论未发生实质性变化。本文投入产出表数据来源于国家统计局《2002 年全国投入产出表》和《2007 年全国投入产出表》,网址://data.stats.gov.cn。

对 j 行业产生的后向溢出效应，按公式 (6) 测算：

$$FDI_{jt}^{backward} = \sum_{n \neq j} \psi_{jnt} \times FDI_{nt}^{horizontal} \quad (6)$$

其中， n 为行业 j 的下游行业； ψ_{jnt} 表示行业 j 的产出投入下游行业 n 的比例，后向关联指数 $FDI_{jt}^{backward}$ 由行业 j 的所有下游行业的外资比例进行加权得到。

(二) 结果分析

表 5 第 (1) 列显示， $fdi^{horizontal}_{treatpost02}$ 的估计系数不显著为正，表明外资自由化通过水平溢出对企业出口比较优势的影响有限。第 (2) 列 $fdi^{forward}_{treatpost02}$ 的估计系数为正，在 1% 统计性水平上显著，表明位于上游行业的外资企业可为下

表 5 影响机制检验

变量	全部样本的溢出效应检验			内资企业样本的溢出效应检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$fdi^{horizontal}_{treatpost02}$	0.002 (0.09)			0.038 (1.61)		
$fdi^{forward}_{treatpost02}$		0.050*** (3.36)			0.090*** (4.46)	
$fdi^{backward}_{treatpost02}$			0.046*** (3.05)			0.078*** (3.56)
$treat_{post02}$	0.063*** (2.80)	0.188*** (3.74)	0.184*** (3.81)	0.131*** (3.78)	0.307*** (4.53)	0.282*** (3.90)
$fdi^{horizontal}$	-0.021 (-1.56)			-0.033** (-2.00)		
$fdi^{forward}$		-0.063*** (-5.03)			-0.078*** (-5.37)	
$fdi^{backward}$			-0.057*** (-4.27)			-0.070*** (-4.16)
age	0.110*** (10.21)	0.110*** (6.11)	0.111*** (6.15)	0.060*** (3.79)	0.062*** (2.59)	0.063*** (2.63)
$agesq$	-0.025*** (-9.30)	-0.023*** (-5.62)	-0.023*** (-5.65)	-0.014*** (-3.74)	-0.013** (-2.51)	-0.014** (-2.55)
$size$	0.985*** (179.87)	0.979*** (94.35)	0.979*** (94.51)	0.987*** (129.47)	0.979*** (69.99)	0.978*** (69.92)
kl	0.040*** (8.50)	0.031*** (3.93)	0.031*** (3.91)	0.049*** (6.91)	0.048*** (4.26)	0.048*** (4.27)
hhi	0.011*** (3.64)	0.006 (1.20)	0.007 (1.21)	0.006 (1.28)	0.007 (0.96)	0.007 (0.99)
$prod$	0.042*** (5.34)	0.101*** (6.46)	0.102*** (6.35)	0.055*** (4.80)	0.130*** (6.57)	0.133*** (6.46)
$subsidydum$	0.894*** (151.34)	0.893*** (80.67)	0.893*** (80.93)	0.897*** (113.46)	0.889*** (62.16)	0.888*** (62.31)
$foreign$	0.018** (2.47)	0.015 (1.16)	0.015 (1.14)			
soe	-0.014 (-1.50)	-0.024 (-1.63)	-0.024 (-1.64)	-0.015 (-1.51)	-0.022 (-1.35)	-0.022 (-1.35)
时间固定效应	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
R^2_{adj}	434.628	169.404	169.432	236.643	98.387	98.412
N	0.887	0.889	0.889	0.881	0.885	0.885

游企业带来正向溢出效应,促使企业在出口市场上的竞争力提升,与 Xu 和 Sheng (2012)^[47]对中国的研究结论一致。第(3)列 $fdi^{backward}_{treatpost02}$ 的估计系数同样显著为正。证实中国下游外资企业同样通过对上游企业的技术溢出,促进了上游企业出口比较优势的提升,但在作用大小上,后向联系的作用略低于前向联系。

表5第(4) — (6)列进一步就外资自由化通过溢出效应对内资企业出口比较优势的影响进行实证检验,发现外资自由化主要通过垂直溢出效应促使内资企业出口比较优势提升,且前向关联效应发挥作用更大,与前三列结果相吻合,验证了该影响机制检验结论的稳健性。

五、拓展分析:制度的调节作用

制度是企业经营环境的重要构成要素之一,可以通过作用于企业生产和交易成本来影响企业战略选择和绩效。根据“十四五”规划,未来中国将进一步推动制度型开放。因此,考察外资自由化和制度环境的互动对中国企业出口比较优势的影响,有助于加深对制度环境在外资开放中作用的理解。参照杨瑞龙等(2017)^[48]的做法,将市场化总分作为制度环境的衡量指标,考察制度环境在外资自由化与企业出口比较优势之间的调节作用。具体模型如下:

$$FRCA_{ijt} = \alpha_1 + \beta_1 treat_post02_{jt} \times ins_{kt} + \varphi_1 ins_{kt} + \lambda_1 treat_post02_{jt} + \gamma' M_{jt} + \kappa' N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

进一步地,借鉴杨瑞龙等(2017)的做法,用“政府与市场关系”、“中介组织和法律”得分分别来表示产权制度和契约制度,考察两种制度对外资自由化与企业出口比较优势提升关系的差异化影响,对应模型如下:

$$FRCA_{ijt} = \alpha_2 + \beta_2 treat_post02_{jt} \times property_{kt} + \varphi_2 property_{kt} + \lambda_2 treat_post02_{jt} + \gamma' M_{jt} + \kappa' N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$FRCA_{ijt} = \alpha_3 + \beta_3 treat_post02_{jt} \times contract_{kt} + \varphi_3 contract_{kt} + \lambda_3 treat_post02_{jt} + \gamma' M_{jt} + \kappa' N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中, k 表示省份, ins_{kt} 、 $property_{kt}$ 和 $contract_{kt}$ 分别表示制度环境、产权制度和契约制度的虚拟变量,若其实际值大于其中位数,则取1;反之,取0。若 $\beta > 0$,说明二者在影响制造业企业出口比较优势提高方面存在互补性;反之则存在替代性。

表6第(1)列显示, $treat_post02 \times ins$ 的估计系数显著为正,表明在制度环境越完善的地区,外资自由化对制造业企业出口比较优势提升的促进作用越大。第(2)、(3)列 $treat_post02 \times property$ 和 $treat_post02 \times contract$ 的估计系数均为正值,但仅前者在1%的水平上显著。第(4)列进一步将产权制度和契约制度的交叉项同时纳入到模型中,发现 $treat_post02 \times property$ 的估计系数显著为正, $treat_post02 \times contract$ 的估计系数并不显著,表明相比于契约制度,产权制度更能强化外资自由化对制造业企业出口比较优势的提升效应。可能原因是,非正式制度能够弥补契约制度的不足,增强其在经济发展中的积极作用,但产权制度的缺陷很难被其他方式填补 (Acemoglu and Johnson, 2005)^[49], 所以产权制度的完善与否更能影响当地

外资自由化作用的发挥。

表6 制度的调节作用

变量	总体制度	产权制度	契约制度	产权+契约制度	市场分割	制度环境指数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat_post₀₂×ins</i>	0.029** (2.33)					
<i>treat_post₀₂×property</i>		0.037*** (3.02)		0.035*** (2.80)		
<i>treat_post₀₂×contract</i>			0.013 (0.76)	0.007 (0.40)		
<i>treat_post₀₂×nseg</i>					-0.018** (-2.00)	
<i>treat_post₀₂×isq</i>						0.029** (2.35)
<i>treat_post₀₂</i>	0.044*** (2.67)	0.038** (2.52)	0.053*** (2.97)	0.034* (1.88)	0.071*** (4.80)	0.043*** (2.65)
<i>ins</i>	-0.047*** (-5.29)					
<i>property</i>		-0.116*** (-10.30)		-0.111*** (-9.31)		
<i>contract</i>			-0.048*** (-4.31)	-0.032*** (-2.87)		
<i>nseg</i>					-0.014*** (-3.00)	
<i>isq</i>						-0.047*** (-5.30)
<i>age</i>	0.111*** (10.76)	0.111*** (10.82)	0.110*** (10.68)	0.111*** (10.83)	0.110*** (10.61)	0.111*** (10.76)
<i>agesq</i>	-0.024*** (-9.55)	-0.024*** (-9.50)	-0.024*** (-9.50)	-0.024*** (-9.44)	-0.024*** (-9.56)	-0.024*** (-9.55)
<i>size</i>	0.986*** (186.10)	0.986*** (187.77)	0.986*** (185.94)	0.986*** (187.51)	0.985*** (185.31)	0.986*** (186.10)
<i>kl</i>	0.011*** (3.62)	0.011*** (3.66)	0.011*** (3.84)	0.011*** (3.75)	0.010*** (3.55)	0.011*** (3.62)
<i>hhi</i>	0.012** (2.41)	0.012** (2.41)	0.012** (2.38)	0.012** (2.40)	0.012** (2.31)	0.012** (2.41)
<i>prod</i>	0.895*** (161.91)	0.894*** (161.80)	0.894*** (163.01)	0.894*** (163.15)	0.895*** (160.79)	0.895*** (161.90)
<i>subsidydum</i>	0.039*** (8.52)	0.040*** (8.73)	0.040*** (8.67)	0.040*** (8.74)	0.039*** (8.55)	0.039*** (8.52)
<i>foreign</i>	0.019*** (2.59)	0.021*** (2.80)	0.019*** (2.60)	0.021*** (2.86)	0.019*** (2.56)	0.019*** (2.59)
<i>soe</i>	-0.010 (-1.11)	-0.008 (-0.87)	-0.011 (-1.19)	-0.007 (-0.75)	-0.013 (-1.42)	-0.010 (-1.11)
时间固定效应	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
R ² _{adj}	0.887	0.887	0.887	0.887	0.887	0.887
N	434 739	434 739	434 739	434 739	434 739	434 739

最后,采用市场分割指数($nseg$)作为制度环境的反向替代指标进行稳健性检验。第(5)列显示, $treat_post_{02} \times nseg$ 的估计系数为-0.018,且在5%的水平上显著,表明市场分割削弱了外资自由化对制造业企业出口比较优势的促进作用,即市场化程度强化了外资自由化对企业出口比较优势的促进作用。进一步地,第(6)列借鉴毛其淋和许家云(2018)做法,采用 $isq = ins \times (1 - nseg)$ 来刻画制度环境指数,发现制度环境同样强化了外资自由化对企业出口比较优势的促进作用。再次验证了前三列结果的稳健性。

六、结 论

本文基于外资管制放松政策这一准自然实验考察了外资自由化对企业出口比较优势的影响。结果表明,外资自由化对中国制造业企业出口比较优势具有显著的促进作用。在经过一系列稳健性检验之后,该结论依然成立。其中,外资自由化对出口比较优势的促进作用对国有企业、非加工贸易企业、低出口比较优势企业以及非劳动密集型行业企业更为明显。在机制检验中,发现相比水平溢出效应,外资自由化更倾向于通过垂直效应促使企业出口比较优势提升,其中,前向关联效应发挥作用更大。此外,进一步发现制度环境能够强化外资自由化对企业出口比较优势的促进作用,且产权制度发挥的作用强于契约制度。

本文的结论不仅证实了外资自由化对企业出口比较优势的促进作用,而且对于经济高质量发展及转型具有一定的政策内涵。第一,本文发现外资自由化对企业出口比较优势具有显著的促进作用,且在外资开放程度较低的样本中,外资自由化带来的出口比较优势的改善更为明显,因此,为更好地发挥外资在促进企业出口比较优势中的作用,中国应加快外资自由化进程,全面引入负面清单引资模式,并缩减外资准入负面清单,全面给予外资准入后国民待遇,促进更多外资进入中国市场,充分发挥外资在技术要素和资源要素方面的配置和溢出作用,激发市场活力;同时,坚决杜绝招商引资唯“数量论”等理念,提高进入国内外商直接投资的质量,更大程度发挥外资自由化在经济中的正面效应。第二,本文发现制度环境强化了外资自由化的积极作用。因此,中国应进一步优化制度环境,构建与世界接轨的行业规则 and 标准,加大市场化改革,推动经济高质量增长。

[参考文献]

- [1] JAVORCIK S B. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? Is Search of Spillovers Through Backward Linkages [J]. American Economic Review, 2004, 94 (3): 605-627.
- [2] LIANG F H. Does Foreign Direct Investment Improve the Productivity of Domestic Firms? Technology Spillovers, Industry Linkages, and Firm Capabilities [J]. Research Policy, 2017, 46 (1): 138-159.
- [3] KOKKO A. Technology, Market Characteristics and Spillovers [J]. Journal of Development Economics, 1994, 43 (2): 279-293.
- [4] KELLER W, YEAPLE S R. Multinational Enterprises, International Trade and Productivity Growth: Firm-Level Evidence from the United States [J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91 (4): 821-831.

- [5] AGHION P, BLUNDELL R, GRIFFITH R, et al. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2009, 91 (1): 20-32.
- [6] BRANSTETTER L G. Are Knowledge Spillovers International or Intranational in Scope?: Microeconomic Evidence from the US and Japan [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 53 (1): 53-79.
- [7] ROMALIS J. Factor Proportions and the Structure of Commodity Trade [J]. *American Economic Review*, 2004, 94 (1): 67-97.
- [8] ACEMOGLU D, ANTRÀS P, HELPMAN E. Contracts and Technology Adoption [J]. *American Economic Review*, 2007, 97 (3): 916-943.
- [9] 盛丹, 王永进. 基础设施、融资依赖与地区出口比较优势 [J]. *金融研究*, 2012 (05): 15-29.
- [10] MANOVA K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms and International Trade [J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 80: 711-744.
- [11] HARRIGAN J. Airplanes and Comparative Advantage [J]. *Journal of International Economics*, 2010, 82 (2): 181-194.
- [12] 蒋灵多, 陆毅, 陈勇兵. 城市毗邻效应与出口比较优势 [J]. *金融研究*, 2018 (09): 56-73.
- [13] CHOR D. Unpacking Source of Comparative Advantage: A Quantitative Approach [J]. *Journal of International Economics*, 2010, 82 (2): 152-167.
- [14] FEENSTRA R C, HONG C, MA H, et al. Contractual versus Non-Contractual Trade: The Role of Institutions in China [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2013, 94: 281-294.
- [15] 黄玖立, 冼国明. 金融发展、FDI与中国地区的制造业出口 [J]. *管理世界*, 2010 (07): 8-17+187.
- [16] XU B, LU J. Foreign Direct Investment, Processing Trade and the Sophistication of China's Exports [J]. *China Economic Review*, 2009, 20: 425-439.
- [17] HARDING T, JAVORCIK B S. Foreign Direct Investment and Export Upgrading [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94 (4): 964-980.
- [18] 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.
- [19] 李坤望, 蒋为, 宋立刚. 中国出口产品品质变动之谜: 基于市场进入的微观解释 [J]. *中国社会科学*, 2014 (03): 80-103+206.
- [20] BUCKLEY J P, WANG C, CLEGG J. The Impact of Foreign Ownership, Local Ownership and Industry Characteristics on Spillover Benefits from Foreign Direct Investment in China [J]. *International Business Review*, 2007, 16 (2), 142-158.
- [21] TAKII S. Productivity Spillovers and Characteristics of Foreign Multinational Plants in Indonesian Manufacturing 1990~1995 [J]. *Journal of Development Economics*, 2005, 76 (2): 521-542.
- [22] 陈涛涛, 狄瑞鹏. 我国 FDI 行业内溢出效应阶段性特征的实证研究 [J]. *金融研究*, 2008 (06): 169-182.
- [23] DU L, HARRISON A, Jefferson G. FDI Spillovers and Industrial Policy: The Role of Tariffs and Tax Holidays [J]. *World Development*, 2014, 64: 366-383.
- [24] OUYANG P, FU S. Economic Growth, Local Industrial Development and Inter-Regional Spillovers from Foreign Direct Investment: Evidence from China [J]. *China Economic Review*, 2012, 23 (2): 445-460.
- [25] 罗军. FDI 前向关联与技术创新——东道国研发投入重要吗? [J]. *国际贸易问题*, 2016 (06): 3-14.
- [26] 罗伟, 葛顺奇. 跨国公司进入与中国的自主研发: 来自制造业企业的证据 [J]. *世界经济*, 2015 (12): 29-53.
- [27] 毛其淋, 许家云. 跨国公司进入与中国本土企业成本加成——基于水平溢出与产业关联的实证研究

- [J]. 管理世界, 2016 (09): 12-32+187.
- [28] DRIFFIELD N. Inward Investment and Host Country Market Structure: The Case of the UK [J]. *Review of Industrial Organization*, 2001, 18 (4): 363-378.
- [29] 包群, 叶宁华, 王艳灵. 外资竞争、产业关联与中国本土企业的市场存活 [J]. *经济研究*, 2015, 50 (07): 102-115.
- [30] 陈甬军, 杨振. 制造业外资进入与市场势力波动: 竞争还是垄断 [J]. *中国工业经济*, 2012 (10): 52-64.
- [31] NEUMAYER E, SOYSA I D. Globalization and the Right to Free Association and Collective Bargaining: An Empirical Analysis [J]. *World Development*, 2006, 34 (1): 31-49.
- [32] HOI L Q, POMFRET R. Foreign Direct Investment and Wage Spillovers in Vietnam [J]. *Asean Economic Bulletin*, 2010, 27 (2): 159-172.
- [33] BRAUNSTEIN E, EPSTEIN G. Bargaining Power and Foreign Direct Investment in China: Can 1.3 Billion Consumers Tame the Multinationals [R]. PERI Working Paper, 2002, No. 45.
- [34] GUARIGLIA A, PONCET S. Could Financial Distortions Be No Impediment to Economic Growth after All? Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2008, 36 (4): 633-657.
- [35] 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 (04): 42-61.
- [36] LU Y, TAO Z, ZHU L. Identifying FDI spillovers [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107: 75-90.
- [37] BALASSA B. Trade Liberalisation and Revealed Comparative Advantage [J]. *The Manchester School*, 1965, 33 (2): 99-123.
- [38] 余长林. 知识产权保护与中国出口比较优势 [J]. *管理世界*, 2016 (06): 51-66.
- [39] 李宜航. 劳动力技能分布与地区出口比较优势——基于中国省份细分产业数据的研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38 (02): 78-97.
- [40] 余淼杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2011, 10 (04): 1251-1280.
- [41] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [42] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese firms [J]. *The Economic Journal*, 2015, 585: 943-988.
- [43] BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 119 (1): 249-275.
- [44] WRIGHT G C Jr. Linear Models for Evaluating Conditional Relationships [J]. *American Journal of Political Science*, 1976, 20 (2): 349-373.
- [45] KUGLER M, VERHOOGEN E. Prices, Plant Size and Product Quality [J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79 (1): 307-339.
- [46] 吕越, 黄艳希, 陈勇兵. 全球价值链嵌入的生产率效应: 影响与机制分析 [J]. *世界经济*, 2017, 40 (07): 28-51.
- [47] XU X, SHENG Y. Productivity Spillover from Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence from China [J]. *World Development*, 2012, 40 (1): 62-74.
- [48] 杨瑞龙, 章逸然, 杨继东. 制度能缓解社会冲突对企业风险承担的冲击吗? [J]. *经济研究*, 2017, 52 (08): 140-154.
- [49] ACEMOGLU D, JOHNSON S. Unbundling Institutions [J]. *Journal of Political Economy*, 2005, 5: 949-995.

(责任编辑 麦丽斯)

The Impact of FDI Liberalization on the Comparative Advantage of Chinese Manufacturing Exporters

YANG Jun GUO Juanjuan

Abstract: Exploiting the deregulation of FDI as a quasi-natural experiment, this paper examined the effect of FDI liberalization on the comparative advantages of Chinese manufacturing exporters. The results show that FDI liberalization is positively associated with firms' higher comparative advantages; also, the effect is more obvious for those firms who are non-state-owned, engaged in non-processing trade, historically low in comparative advantage, as well as capital and technology-intensive. The mechanism of FDI liberalization affecting the export comparative advantages of enterprises is summarized as a unified spillover effect, among which, compared with horizontal spillovers, FDI liberalization is more inclined to promote firm comparative advantages through forward and backward effects, and that forward effect plays a larger role than backward effect. Finally, institutional environment can strengthen the role of FDI liberalization in the improvement of firm comparative advantage, where the property rights system plays a stronger role than the contract system. This paper, not only affirms the economic benefits of FDI liberalization, but also provides theoretical references for China's further reforms.

Keywords: FDI Liberalization; Comparative Advantage; Institutional Environment