

# 外资进入有助于本土企业“稳就业”吗

——来自中国制造业的经验证据

韩国高 邵忠林 张倩

**摘要：**本文以2002年的外资管制政策调整作为准自然实验，利用倍差法与工具变量相结合的方法研究了外资进入对中国本土制造业企业就业增长的影响。研究表明：外资进入能够显著促进企业就业增长，且该作用在非国有企业、劳动密集型企业和中低技术企业中更为明显，外资进入能发挥稳就业作用。进一步地，外资进入主要通过缓解企业融资约束和扩大企业出口规模来促进中国制造业企业就业增长。最后，利用动态分解方法研究，发现外资进入能够通过资源再配置效应对行业总体层面的就业增长产生促进作用。本文不仅为稳定和扩大中国制造业企业就业拓宽有效路径，也为客观评价中国扩大外资开放水平的微观绩效提供理论依据。

**关键词：**外资进入；制造业就业增长；资源再配置；倍差法

[中图分类号] F424.7 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 05-0081-15

## 引言

“稳就业”居我国经济工作“六稳”之首，在国内外经济环境日趋严峻复杂和下行压力持续增大的背景下，我国制造业企业遭受市场需求缩减和生产成本攀升的双重压力，生产经营面临各种困境，加之技术进步和智能制造的快速发展，导致劳动力需求相对减少，就业形势严峻，因此稳就业面临巨大挑战。中央政府对此高度重视，多次强调要实施就业优先政策，把稳就业摆在突出位置，可见积极拓宽就业渠道对当前宏观经济运行具有重要意义。长期以来，外商直接投资在促进国内市场竞争的同时也提升了国内产业竞争力，对我国对外贸易和投资产生重要拉动作用（江小涓，2002）<sup>[1]</sup>，对企业生存创新、利润增加和就业提升等产生了重要影响。近年来我国持续优化营商环境吸引外资流入，相继发布鼓励外资进入和拓宽外资投

[收稿日期] 2020-07-11

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“高质量发展阶段我国供给体系产能优化的路径研究”（18BJL050）；辽宁省教育厅科学研究经费项目“供给侧改革视角下辽宁民营经济高质量发展的路径研究”（LN2019Z07）；辽宁省社会科学规划基金项目“‘双循环’背景下中国制造业高质量发展的路径选择、机制检验与政策设计”（L20BJL010）

[作者信息] 韩国高：东北财经大学投资工程管理学院副教授，电子邮箱 hanguogao@163.com；邵忠林：东北财经大学投资工程管理学院硕士生，电子邮箱 3210596805@qq.com；张倩：东北财经大学金融学院博士研究生，电子邮箱 727119702@qq.com

资领域的相关文件,高度重视利用外资,对外资开放程度明显提升,可以看出积极引进与利用外资仍是当前中国促进经济发展和深化改革进程的重要手段,那么大力吸引外资进入能否有效促进现阶段本土企业就业增长?在当前国内外疫情防控和经济运行形势下外资进入能否发挥稳就业作用?如果可以,那外资进入又通过哪些途径促进企业就业增长?回答这些问题不仅能够为我国经济转型时期扩大就业提供切实可行的路径,而且也能为我国新一轮高水平对外开放的政策实施效果提供微观证据。

## 一、文献回顾与理论分析

一方面,学者认为外资通过绿地投资、跨国并购和带动关联行业发展能够给东道国创造更多的就业机会,对缓解就业矛盾具有重要作用(Brancu and Lucaci, 2009<sup>[2]</sup>; Osei, 2019<sup>[3]</sup>; 刘宏和李述晟, 2013<sup>[4]</sup>)。具体机制在于:(1)缓解融资约束。外资进入通过直接投资或跨国合作方式可缓解本土企业融资约束问题(Harrison, 2003<sup>[5]</sup>; Héricourt and Poncet, 2009<sup>[6]</sup>);而且外资进入也能够降低资金成本,改善受融资约束企业的融资环境,提高其外部融资能力(才国伟和杨豪, 2019)<sup>[7]</sup>。进一步地,外资进入还能通过加剧上游行业竞争,导致其中间投入品价格下降,缓解下游本土企业的生产成本压力,同时外资进入对国内中间品需求增加也会导致国内企业利润上升和融资约束缓解(毛其淋, 2019)<sup>[8]</sup>。降低融资约束程度会促使企业追加投资、扩大产出并达到最优生产规模(Musso and Schiavo, 2007<sup>[9]</sup>; Pagano and Pica, 2012<sup>[10]</sup>),从而促进企业就业增长。外部融资通畅的企业在新产品开发方面更具竞争力,更易在市场竞争中胜出,生产效率有效改善,继而引起劳动力要素从低生产率企业向高生产率企业转移,企业雇佣规模上升(邵敏等, 2013)<sup>[11]</sup>。(2)促进对外出口。首先,长期以来我国生产要素成本较低,大部分外资企业将产品加工、组装环节放在国内,以加工贸易为载体促进了我国出口贸易(Kutan and Vukšić, 2007)<sup>[12]</sup>。其次,外资进入通过技术溢出、示范模仿、合作交流等能提高本土企业知识技术和管理水平,改进生产技术和提高生产效率,促使我国出口产品和服务竞争力提升(Harding and Javorcik, 2012)<sup>[13]</sup>,有效促进我国产品进入国际市场;同时,进入外部市场的固定成本决定了国内企业是否出口,外资具有外部市场运营和国际市场管理的知识经验,能够减少本土企业进入国际市场的固定成本,导致我国出口规模快速增加(Aitken et al., 1997)<sup>[14]</sup>。最后,外资进入引发的激烈竞争会迫使企业将产品转向国际出口市场,同时也会倒逼国内企业研发创新,提升全要素生产率和增强产品竞争力,寻求新产品出口和新市场开发,带来出口规模扩张(Wang and Blomström, 1992)<sup>[15]</sup>。这样不仅缓解了国内市场缺乏有效需求的不利局面,也鼓励企业进行生产性再投资和生产规模扩张,促进就业增加(毛日昇, 2009<sup>[16]</sup>; Lipsey et al., 2010<sup>[17]</sup>)。

另一方面,学者则认为外资进入的目的可能更多是为了抢占东道国市场,不利于拓宽就业渠道;而且外资带来的关联效应有限导致外资进入对东道国就业的综合效应可能微不足道甚至为负(Jude and Silaghi, 2016<sup>[18]</sup>; Jenkins, 2006<sup>[19]</sup>),主要原因在于:(1)生产投资挤出效应。外资大规模进入加剧了国内行业的市场竞争

程度,挤占国内企业的市场份额,本土企业失去垄断优势和国内市场,迫使其缩减生产规模(毛其淋和许家云,2018)<sup>[20]</sup>,降低劳动力需求;同时本土企业生产的规模红利受损,边际生产成本提高且利润率下滑,企业经营形势不容乐观,倾向降低生产投资规模,企业雇佣劳动力数量减少。而且外资进入凭借其出口优势也会加剧内外资企业之间的竞争程度,对本土企业的出口贸易带来挤出效应,导致本土企业自身生产和投资规模缩减,降低用工需求(赵新泉,2015)<sup>[21]</sup>。(2)要素替代效应。外资并购会促使本土企业由劳动密集型向资本、知识密集型等转型升级,劳动节约技术导致国内要素市场失衡,产生要素替代效应。康妮等(2018)<sup>[22]</sup>指出如果将进口资本货物及新知识、新技术用于生产过程的改造更新,将会大幅提高劳动生产率,降低对劳动要素的需求。进一步地,外资进入竞争加剧会激发本土企业研发创新活力,加速企业生产技术和设备的更新升级(Aitken and Harrison, 1999)<sup>[23]</sup>,企业创新能力提升也会减少单位产品所需劳动数量(Bogliacino and Pianta, 2010)<sup>[24]</sup>。综上,外资进入对就业增长确实存在正负两种影响效应,究竟哪种效应占主导作用还有待于进一步检验。

本文可能的边际贡献如下:第一,从研究视角看,区别于以往文献从行业或地区角度研究外资与就业之间关系,本文立足于微观企业层面,尝试在开放经济框架下考察外资进入对企业就业增长的影响,对外资进入微观经济绩效评价的内容进行拓展。第二,从研究方法看,相较于已有文献所采用方法,本文利用外资管制放松作为政策性工具变量,采用倍差法与工具变量相结合的方法来识别外资进入对企业就业增长的效应,较好地克服了以往文献中可能存在的内生性问题,避免估计结果偏差。第三,从研究内容看,本文不仅深入细致地分析和检验了外资进入对中国制造业本土企业就业增长的影响机制,探究了不同所有制、要素密集度和技术水平下二者关系的异质性效应,还利用动态分解方法考察了外资进入对行业层面就业增长的具体影响路径,加深了对外资进入与就业增长之间关系的理解。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定

为探究外资进入对中国制造业企业就业增长的影响,本文将基准模型设定如下:

$$Empngr_{fci} = \alpha + \beta fdi\_hor_i + \delta X_{fci} + \psi X_{ci} + \gamma_{ci} + \eta_{ci} + \varphi_f + \varepsilon_{fci} \quad (1)$$

其中 $f$ 、 $c$ 、 $i$ 、 $t$ 分别表示企业、城市、行业(4位码)、年份。 $Empngr_{fci}$ 表示企业 $f$ 在 $t$ 期的就业增长。 $fdi\_hor_i$ 为核心解释变量,表示行业 $i$ 在 $t$ 期的外资进入程度,本文以企业工业总产值为权重,将行业 $i$ 在 $t$ 期内所有企业的外资份额加权平均,计算公式如下:

$$fdi\_hor_i = \sum_{f \in \Delta_i} \frac{fdi\_firm_{fci} \times output\_total_{fci}}{\sum_{f \in \Delta_i} output\_total_{fci}} \quad (2)$$

其中 $\Delta_i$ 表示行业 $i$ 在 $t$ 期内所有企业集合, $output\_total_{fci}$ 表示企业 $f$ 在 $t$ 期的工业总产值, $fdi\_firm_{fci}$ 表示企业 $f$ 在 $t$ 期实收资本中的外资占比。本文重点关注外资

进入程度的系数  $\beta$ ,  $\beta > 0$  意味着外资进入将会促进企业就业增长, 反之亦然。

企业控制变量  $X_{fci}$  包括: 劳动生产率 ( $\ln labpr$ ) 以取对数的销售产值与就业人数之比表示; 人均工资 ( $\ln wage$ ) 以取对数的应付工资总额与应付福利费之和与就业人数之比表示; 资产负债率 ( $\ln lev$ ) 以取对数的总负债与总资产之比表示; 利润率 ( $\ln profit$ ) 以取对数的企业利润总额与销售收入之比表示。城市—行业层面控制变量  $X_{ci}$  包括: 行业赫芬达尔指数 ( $\ln hhici$ ), 在城市四位码行业层面计算得到; 行业年龄 ( $\ln ageci$ ), 采用取对数的城市—行业层面平均年龄衡量; 行业新产品密集度 ( $\ln novci$ ), 采用取对数的城市—行业层面新产品产值与工业增加值之比表示; 行业资本密集度 ( $\ln capinci$ ) 以取对数的城市—行业层面固定资产净值年平均余额与就业人数之比表示。本文还控制了城市与年份联合固定效应  $\gamma_{ct}$ 、城市与行业联合固定效应  $\eta_{ci}$  和企业固定效应  $\varphi_f$ ,  $\varepsilon_{fci}$  为随机扰动项。

考虑到基准模型式 (1) 可能存在内生性问题, 本文借鉴 Lu 等 (2017)<sup>[25]</sup> 做法, 将倍差法的思想嵌入工具变量回归过程, 以 2002 年《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》) 大幅调整的政策冲击作为行业外资进入的工具变量, 构建两阶段最小二乘 (2SLS) 第一阶段模型如下:

$$fdi\_hor_{it} = \pi + \lambda Treat_i \times Post02_t + \bar{\omega} X_{fci} + \tau X_{ci} + \gamma_{ct} + \eta_{ci} + \varphi_f + \kappa_{fci} \quad (3)$$

其中,  $Treat_i$  为外资管制政策调整的虚拟变量, 若行业  $i$  在 2002 年的外资管制政策相对于 1997 年有所放松 (处理组), 则  $Treat_i = 1$ , 如果行业  $i$  在 2002 年的外资管制政策相较于 1997 年未发生变化 (控制组), 则  $Treat_i = 0$ 。本文共筛选出外资管制放松行业 117 个, 外资管制不变行业 339 个。 $Post02_t$  为外资管制放松政策实施年份的时间虚拟变量, 若年份大于等于 2002 年, 则  $Post02_t = 1$ , 反之,  $Post02_t = 0$ 。

### (二) 数据说明

本文采用 1998—2007 年中国工业企业数据库, 对数据进行如下处理: (1) 只保留制造业样本, 并删除 1949 年之前成立或者企业年龄为负数、企业法人代码缺失的样本。(2) 删除就业人数小于 8 人、销售收入小于 500 万和实收资本小于等于 0 的企业样本。(3) 删除总资产、工业总产值、工业增加值、固定资产净值年平均余额、应付工资总额为缺失或为负数的样本。(4) 删除明显违背会计准则的样本, 如总资产小于流动资产、总资产小于固定资产原价、总资产小于固定资产净值年平均余额以及累计折旧小于本年折旧等样本。(5) 2002 年中国颁布了新的《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002), 并在 2003 年正式实施, 参考 Brandt 等 (2012)<sup>[26]</sup> 的做法, 对 2002 年及之前年份的行业代码 (4 位码) 进行调整。(6) 借鉴路江涌 (2008)<sup>[27]</sup> 的研究, 将外资资本所占比例低于 25% 的企业定义为本土企业, 作为本文的研究对象。

## 三、基准估计结果及分析

### (一) 基准回归结果

表 1 报告了基准模型的估计结果, 第一阶段回归被解释变量为外资进入程度

(*fdi\_hor*), 第二阶段回归的被解释变量为本土企业就业增长 (*Empngr*)。第(1) — (2) 列仅控制了企业层面的控制变量、城市—行业联合固定效应、城市—年份联合固定效应与企业固定效应, 结果显示外资进入 (*fdi\_hor*) 对企业就业增长的系数显著为正, 说明外资进入促进了我国制造业本土企业就业增长。在第(3) — (4) 列, 进一步加入城市—行业层面控制变量, 结果显示 *fdi\_hor* 对企业就业增长的估计系数仍显著为正, 说明外资进入促进本土企业就业增长的结果稳健。

考虑到2002年政府对《目录》中细分产业的调整可能依据国家宏观调控目标及行业发展趋势, 而并非完全随机, 本文在第(5) — (6) 列的回归中引入期初年份的行业特征变量 ( $Z_{i1998}$ ), 包括行业平均就业人数 ( $em_{i1998}$ )、行业企业个数 ( $firm_{i1998}$ ) 和行业集聚程度 ( $agg_{i1998}$ ) 与年份虚拟变量的交叉项来控制行业选择性因素, 回归结果显示 *fdi\_hor* 的系数仍显著为正, 再次表明外资进入促进本土企业就业增长。另外, 考虑到在2002年外资管制放松政策实施前后存在国企改革和贸易自由化两项政策可能会影响企业就业增长, 为此本文引入2001年行业层面非国企份额 ( $Soe_{2001}$ ) 和最终品关税 ( $Tri_{2001}$ )<sup>①</sup> 与年份虚拟变量的交叉项来剔除上述政策影响, 其中非国企份额采用行业非国有资本与总资本比值的对数衡量; 最终品关税以HS6位码产品行业关税平均值的对数衡量, 结果如表1第(7) — (8) 列, 可见 *fdi\_hor* 的系数仍显著为正, 外资进入促进企业就业增长的结论依然稳健。

表1 基准模型的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>Treat</i> × <i>Post02</i>	0.0074*** (19.70)		0.0073*** (19.55)		0.0086*** (23.12)		0.0080*** (20.68)	
<i>fdi_hor</i>		2.4253*** (4.87)		2.7217*** (5.42)		2.7086*** (6.20)		2.3100*** (4.86)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市—行业控制变量	否	否	是	是	是	是	是	是
$Z_{i1998} \times dum_{year}$	否	否	否	否	是	是	是	是
$Soe_{2001} \times dum_{year}$	否	否	否	否	否	否	是	是
$Tri_{2001} \times dum_{year}$	否	否	否	否	否	否	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	1 151 399	830 594	1 151 399	830 594	1 030 487	739 253	1 019 384	731 388
R <sup>2</sup>	0.9690	0.3674	0.9691	0.3697	0.9686	0.3708	0.9690	0.3714

注: \*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号内为经企业层面聚类的稳健标准误对应的t统计量,限于篇幅未报告控制变量回归结果,下表同。

①1999—2000的HS8位码关税数据来源于世界银行WITS数据库,归并为HS6位码水平,2001—2007年HS6位码进口关税数据来源于WTO的Traiff download facility数据库。

(二) 倍差法有效性检验

1. 预期效应

倍差法需要满足预期效应假设，否则企业在政策实施前的预期反应会给政策评估造成干扰。为此本文在基准模型式(1)的基础上加入  $Treat_i \times Oneyr$  和  $Treat_i \times Twoyr$ ，其中  $Oneyr$ 、 $Twoyr$  分别表示外资管制放松政策实施前一年和前两年的时间虚拟变量。倍差法有效性检验的估计结果见表2。表2第(1) — (2)列结果显示  $Treat_i \times Oneyr$  和  $Treat_i \times Twoyr$  对就业增长的估计系数均未通过显著性检验，可认为企业在2002年外资管制放松政策实施之前并未形成就业调整的预期效应，表明该政策实施具有较强外生性。

2. 平行趋势检验及动态效应估计

倍差法需要满足严格的平行趋势假设前提，为此本文构建如下模型对平行趋势假设进行检验：

$$Empgr_{fci} = \alpha + \sum_{\lambda=2000}^{2007} \beta_{\lambda} Treat_i \times Dummy_{\lambda} + \delta X_{fci} + \lambda X_{ci} + \eta_{ci} + \gamma_{ct} + \varphi_f + \varepsilon_{fci} \tag{4}$$

其中  $Dummy_{\lambda}$  为年份虚拟变量<sup>①</sup>， $\beta_{\lambda}$  用来判断政策实施前后的第 $\lambda$ 年处理组和控制组的企业就业增长是否存在显著差异。式(4)的结果不仅能检验模型是否满足平行趋势假设，还可观察到外资管制放松政策对企业就业增长随时间变化的动态效应。表2第(3)列结果显示2002年政策调整之前交叉项系数均不显著，处理组与控制组不存在明显差异，满足平行趋势假设。2002年之后交叉项系数均显著且呈上升趋势，说明政策实施后处理组和控制组之间企业就业增长呈显著差异。

3. 安慰剂检验

本文进行两类安慰剂检验：第一类采用虚设政策发生年份的方法，分别假定政策发生时间为2000年和2001年，在式(1)的基础上分别引入变量  $Treat \times Post00$  和  $Treat \times Post01$ ，表2第(4) — (5)列的结果显示，两个交叉项的系数均不显著，表明不存在随机因素干扰估计结果。第二类采用构造虚假工具变量的方法，即随机抽取117个行业作为外资管制放松行业，并从2000—2006年<sup>②</sup>中随机抽取一年作为外资管制放松政策实施年份，构建虚假政策变量  $Treat_i^{false} \times Post02_i^{false}$  进行式(1)估计，估计系数分布图见图1，实线表示500次随机模拟估计系数的概率密度分布，发现绝大部分基于随机抽样得到的估计系数均不同于基准回归系数(如虚线所示)，且500次估计系数均值接近于0，可排除外资管制放松政策的作用源于其他不可观测因素的影响。

①这里将1999年作为缺省组，剔除首年以避免多重共线性。

②选取2000—2006年是为了确保在进行倍差法时，政策发生时点前后至少各有一年。

表2 倍差法有效性检验的估计结果

变量	预期效应		动态效应	虚设外资管制 放松年份 (2000)	虚设外资管制 放松年份 (2001)
	(1)	(2)			
<i>Treat</i> × <i>Post</i> <sub>02</sub>	0.0197 *** (4.73)	0.0208 *** (3.72)		0.0177 *** (4.52)	0.0169 *** (3.36)
<i>Treat</i> × <i>Oneyr</i>	0.0028 (0.55)	0.0039 (0.66)			
<i>Treat</i> × <i>Twoyr</i>		0.0020 (0.33)			
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2000</sub>			0.0019 (0.31)		
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2001</sub>			0.0035 (0.59)		
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2002</sub>			0.0086 (1.43)		
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2003</sub>			0.0210 *** (3.32)		
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2004</sub>			0.0182 *** (2.72)		
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2005</sub>			0.0268 *** (4.06)		
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2006</sub>			0.0324 *** (4.94)		
<i>Treat</i> × <i>Dummy</i> <sub>2007</sub>			0.0455 *** (6.87)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i> <sub>00</sub>				0.0029 (0.55)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i> <sub>01</sub>					0.0028 (0.55)
控制变量	是	是	是	是	是
$Z_{i1998} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是
$Soe_{i2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是
$Tri_{i2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
N	731 388	731 388	731 388	731 388	731 388
R <sup>2</sup>	0.3714	0.3714	0.3715	0.3714	0.3714

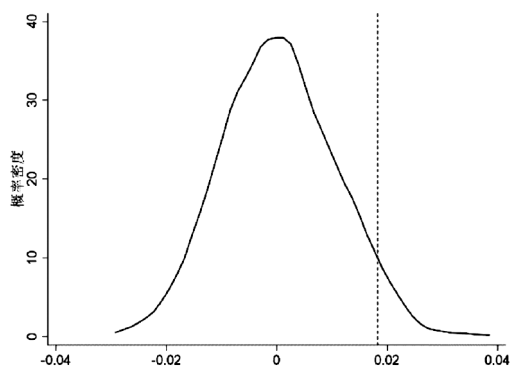


图1 安慰剂检验 (500次)

(三) 稳健性检验

1. 更换变量衡量方法

(1) 更换  $Treat_i \times Post02_i$  变量。鉴于不同处理组行业由外资管制放松政策引起的开放程度存在差异, 为此更换  $Treat_i$  的赋值方式, 如果某行业在 2002 年相较于 1997 年的外资管制程度不变, 则  $Treat_i$  依然赋值为 0, 对于外资管制放松行业, 如果行业开放程度上升 1 级 (如从允许变为鼓励), 则  $Treat_i$  赋值为 1, 若行业开放程度上升 2 级 (如从限制变为鼓励), 则  $Treat_i$  赋值为 2, 若行业开放程度上升 3 级 (如由禁止变为鼓励), 则  $Treat_i$  赋值为 3, 重新估计式 (1)。表 3 第 (1) 列显示  $fdi\_hor$  对本土企业就业增长产生显著正向作用, 说明本文研究结论较为稳健。(2) 更换外资进入衡量方法。以企业销售产值和就业人数为权重重新将行业  $i$  内所有企业外资份额加权平均, 重新估计式 (1), 结果如表 3 第 (2) — (3) 列所示。可见  $fdi\_hor$  仍显著促进本土企业就业增长。(3) 更换被解释变量。本文采用如下公式 (5) 得到企业就业增长率的替换变量 (马弘等, 2013)<sup>[28]</sup>, 其中  $emp_{fct}$  为企业  $f$  在  $t$  年的就业人数, 表 3 第 (4) 列结果显示  $fdi\_hor$  对就业增长的估计系数仍显著为正。

$$Empngr_{fct}^{new} = \frac{(emp_{fct} - emp_{fct-1})}{(emp_{fct} + emp_{fct-1})/2} \quad (5)$$

2. 更换样本

(1) 考虑到外资管制放松政策势必会对企业的进入与退出市场行为产生影响, 为控制企业进退出行为对估计结果的影响, 本文选取样本中在 1999—2007 年持续存活企业进行估计, 结果如表 3 第 (5) 列所示,  $fdi\_hor$  的估计系数仍显著为正。(2) 为了应对经济形势的变化, 我国在 2004 年也对《目录》进行了微调, 为稳健起见, 本文只将 2004 年之前、2002 年外资管制放松政策实施的前后两年作为样本区间进行估计, 估计结果见表 3 第 (6) 列, 发现  $fdi\_hor$  的估计系数仍显著为正, 表明 2004 年《目录》微调并未对结论产生较大影响。

3. 就业广延边际变动

上述分析并未考虑外资进入通过影响企业进入与退出市场行为影响企业就业增长, 忽略二者影响可能导致结论偏误, 因此本文构建如下模型:

$$Exi_{fct}(Ent_{fct}) = \alpha + \beta fdi\_hor_{it} + \delta X_{fct} + \lambda X_{cit} + \eta_{ci} + \gamma_{ct} + \varphi_f + \varepsilon_{fct} \quad (6)$$

其中  $Exi_{fct}$  反映企业退出, 若企业  $f$  在  $t + 1$  期退出市场<sup>①</sup>, 则定义  $Exi_{fct}$  为 1, 否则为 0。  $Ent_{fct}$  反映企业进入, 若企业  $f$  在  $t$  期进入市场, 则定义  $Ent_{fct}$  为 1, 否则为 0。表 3 第 (7) — (8) 列结果显示  $fdi\_hor$  对企业进入的影响显著为正, 对企业退出的影响显著为负。外资进入不仅能改善企业融资环境, 还能通过技术溢出、经验示范和降低国际市场固定成本等吸引国内新企业进入; 另外, 外资进入所带来的融资约束缓解和生产技术改善促使本土企业提升生产效率、开拓新产品和增加出口, 扩大市场规模抑制企业退出 (Görg and Strobl, 2003)<sup>[29]</sup>。可见外资进入还能通过促进企业进入和抑制企业退出来促进就业增长。

①样本存在左右删失问题, 因此本文仅使用 1999—2006 年的样本进行回归。



表3 稳健性检验的估计结果

变量	更换变量衡量方法				更换样本		就业广延边际变动	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	更换 $Treat_t$ 赋值	销售产值为权重	就业人数为权重	就业增长率指标替换	持续存活样本	控制 2004 年外资政策	企业进入	企业退出
$fdi\_hor$	1.9198 <sup>***</sup> (3.95)	2.2769 <sup>***</sup> (4.86)	1.4966 <sup>***</sup> (4.86)	2.0120 <sup>***</sup> (4.90)	1.3006 <sup>***</sup> (3.01)	7.2079 <sup>*</sup> (1.68)	4.8307 <sup>***</sup> (8.53)	-2.2980 <sup>***</sup> (-5.51)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
$Z_{1998} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Soe_{2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Tri_{2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是	是	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	731 388	731 388	731 388	731 387	160 719	225 813	775 686	775 686
R <sup>2</sup>	0.3714	0.3714	0.3714	0.3697	0.2939	0.4818	0.4691	0.4233

## 四、异质性检验与作用机制分析

### (一) 异质性检验

#### 1. 企业所有制的异质性

借鉴 Hsieh 和 Song (2015)<sup>[30]</sup> 识别国有企业的方法<sup>①</sup>, 本文将企业划分为国有企业和非国有企业, 构造非国有企业虚拟变量 ( $nsoedum$ )。在基准模型中引入交叉项  $fdi\_hor \times nsoedum$ , 并以国有企业为基准, 表 4 第 (1) 列表明  $fdi\_hor$  的系数显著为正, 交叉项  $fdi\_hor \times nsoedum$  的系数也显著为正, 说明相较于国有企业, 外资进入对非国有企业产生的就业促进作用较大。非国有企业往往受到融资约束方面的限制, 外资进入能够为其注入稀缺资本、提高外部融资能力, 进而缓解融资约束问题; 同时非国企具有较强的学习模仿动机, 能够获取更多外资溢出效应, 促使其研发创新和产品质量提升, 扩大产品出口和生产规模扩张。而国有企业与国有商业银行之间的天然联系使其较少面临融资约束问题, 同时国有企业自身占据较强的技术资源, 危机意识和竞争意识不足, 外资进入正向溢出效应难以有效发挥, 出口产品竞争力提升有限, 面临激烈竞争转战国际市场的动力不足, 因此对其就业促进作用较小。

#### 2. 企业要素密集度的差异

本文将企业划分为劳动密集型和资本密集型企业, 构造资本密集型企业虚拟变量 ( $facdum$ )。在基准模型中引入交叉项  $fdi\_hor \times facdum$ , 并以劳动密集型企业为基准, 表 4 第 (2) 列表明  $fdi\_hor$  的系数显著为正, 交叉项  $fdi\_hor \times facdum$  的系数显著为负, 说明相较于劳动密集型企业, 外资进入对资本密集型企业的就业促进作用较小。外资进入利用我国廉价劳动要素对进口中间品组装加工, 大大提升了劳动

①根据 1998 年《关于划分企业登记注册类型的规定》, 本文首先将登记注册类型为国有企业、国有联营企业、国有与集体联营企业、国有独资企业识别为国有企业; 其次, 对于登记注册类型为股份合作企业、其他有限责任公司、股份有限公司的企业, 如果国有资本占其实收资本的比重超过 50%, 则定义为国有企业。

密集型产品的比较优势和净出口规模，对劳动密集型企业发展和就业增长影响较大。而我国资本密集型企业具有知识和技术特征，已接近技术前沿（黄先海等，2018）<sup>[31]</sup>，通过模仿学习获得外资溢出效应促使其产品质量提升和出口扩张的作用有限，正如文东伟等（2009）<sup>[32]</sup>指出我国出口竞争力主要集中在劳动密集型产业，资本密集型产业的国际竞争力较弱，因此外资进入对后者就业增长的促进效应较小。

### 3. 行业技术水平差异

本文参考 OECD 制造业技术划分标准将行业划分为高技术和中低技术两类，构造高技术行业虚拟变量（*highdum*）。在基准模型中引入交叉项 *fdi\_hor* × *highdum*，并以中低技术行业为基准。表 4 第（3）列表明 *fdi\_hor* 的系数显著为正，交叉项 *fdi\_hor* × *highdum* 的系数显著为负，表明相较于中低技术行业，外资进入对高技术行业企业就业增长的促进作用较小。外资进入带来的技术与本土企业中低技术水平接近，本土企业容易模仿学习且能较好吸收外来技术转化为自身产品创新；同时内外资企业产品类似可充分利用外资带来的市场信息开拓国际市场（黄远浙等，2017）<sup>[33]</sup>，促进出口规模扩张；另外低技术行业的企业出口活动很可能会落入“扩张陷阱”，薄利多销促使企业大规模生产（邵敏，2012）<sup>[34]</sup>，进而促进企业就业增长。而外资企业往往限制高新技术产品出口，抑制核心技术的国际溢出，外资中低端技术溢出不能满足我国高技术行业的产品技术改良，难以克服新产品出口的成本约束，对我国出口扩张和就业增长的促进作用有限。

表 4 异质性检验的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	所有制	要素密集度	技术水平
<i>fdi_hor</i>	3.2785 *** (5.43)	2.3835 *** (5.01)	2.3609 *** (4.96)
<i>fdi_hor</i> × <i>nsoedum</i>	0.0744 *** (3.39)		
<i>fdi_hor</i> × <i>facdum</i>		-0.4749 *** (-56.78)	
<i>fdi_hor</i> × <i>highdum</i>			-0.2613 *** (-2.80)
控制变量	是	是	是
<i>Z<sub>i1998</sub></i> × <i>dum<sub>year</sub></i>	是	是	是
<i>Soe<sub>i2001</sub></i> × <i>dum<sub>year</sub></i>	是	是	是
<i>Tri<sub>i2001</sub></i> × <i>dum<sub>year</sub></i>	是	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
N	576 155	731 388	731 388
R <sup>2</sup>	0.3831	0.3764	0.3714

### (二) 作用机制分析

依据前文理论分析，本文从缓解融资约束和促进出口扩张两方面来探究外资进入对企业就业增长的正向促进机制，建立如下中介效应模型：

$$sa_{fci} = \alpha_1 + \beta_1 fdi\_hor_{it} + \delta_1 X_{fci} + \chi_1 X_{cit} + \eta_{ci} + \gamma_{ct} + \varphi_f + \varepsilon_{fci} \quad (7)$$

$$\ln ex_{fci} = \alpha_2 + \beta_2 fdi\_hor_{it} + \delta_2 X_{fci} + \chi_2 X_{cit} + \eta_{ci} + \gamma_{ct} + \varphi_f + \varepsilon_{fci} \quad (8)$$

$$Empngr_{fci} = \alpha_3 + \rho_3 sa_{fci} + \vartheta_3 \ln ex_{fci} + \beta_3 fdi\_hor_{it} + \delta_3 X_{fci} + \chi_3 X_{cit} + \eta_{ci} + \gamma_{ct} + \varphi_f + \varepsilon_{fci} \quad (9)$$

基准模型与式(1)一致,  $sa$  和  $\ln ex$  分别表示中介变量企业融资约束程度和出口扩张程度, 前者采用 SA 指数的绝对值衡量, SA 指数具体为  $-0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times age$ <sup>①</sup>, 后者采用出口交货值加 1 的对数衡量。表 5 报告了作用机制检验的结果。第(1)列显示  $fdi\_hor$  的系数显著为负, 表明外资进入引入稀缺资本, 能够显著缓解本土企业的融资约束程度。第(2)列加入中介变量融资约束后发现企业融资约束 ( $sa$ ) 对就业增长的系数显著为负, 意味着外资进入可通过缓解企业融资约束促进企业就业增长。第(3)列显示  $fdi\_hor$  的系数显著为正, 表明外资进入改善了产品质量、增强了自身竞争实力, 显著促进了企业出口规模。第(4)列加入中介变量出口规模后发现出口规模 ( $\ln ex$ ) 对企业就业增长的系数显著为正, 意味着外资进入可通过扩张出口规模促进企业就业增长。第(5)列将融资约束 ( $sa$ ) 和出口规模 ( $\ln ex$ ) 同时加入模型, 发现上述结论仍成立。另外与表 1 第(8)列基准回归结果相比, 第(2)列加入融资约束和第(4)列加入出口规模后  $fdi\_hor$  的估计系数均发生下降, 进一步同时加入两个中介变量(第(5)列)后发现  $fdi\_hor$  的系数进一步下降, 表明企业融资约束和出口规模是外资进入影响企业就业增长的两个可能渠道。为稳健起见还进行了 Sobel 检验, 发现两个中介效应模型的 Z 统计量均显著, 进一步验证了上述结论。

表 5 作用机制检验的估计结果

变量	融资约束	就业增长	出口规模	就业增长	就业增长
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$fdi\_hor$	-0.6169** (-2.01)	2.2622*** (4.76)	0.5792* (1.92)	2.3056*** (4.85)	2.2579*** (4.75)
$sa$		-0.0841*** (-23.77)			-0.0841*** (-23.75)
$\ln ex$				0.0070** (2.53)	0.0067** (2.45)
控制变量	是	是	是	是	是
Sobel 检验	154.6383***	[P=0.0000]	153.9101***	[P=0.0000]	
$Z_{i1998} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是
$Soe_{i2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是
$Tri_{i2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
N	1019384	731388	1019384	731388	731388
R <sup>2</sup>	0.8898	0.3722	0.8310	0.3714	0.3722

①  $size$  为企业规模, 以企业总资产的对数值衡量,  $age$  为企业年龄, 采用当年年份与企业成立年份之差衡量, 通常 SA 指数绝对值越大表示企业融资约束程度越高。

### 五、外资进入与就业增长的进一步讨论：资源再配置效应的视角

本文将研究视角从微观转到中观层面，进一步研究外资进入能否最终有助于行业总体的就业增长，首先定义城市—行业层面总体就业：

$$Lnemp_{cit} = \sum_{f \in \theta_{ci}} s_{fi} \times Lnemp_{fi} \quad (10)$$

其中  $\theta_{ci}$  表示城市  $c$  行业  $i$  中所有企业集合， $s_{fi}$  为权重，利用企业  $f$  的销售额占所在城市—行业销售额之比表示， $Lnemp_{fi}$  代表企业  $f$  就业人数的对数。城市—行业层面总体就业增长可表示为：

$$\Delta Lnemp_{cit} = \sum_{i \in (S, N)} s_{fi} \times Lnemp_{fi} - \sum_{i \in (S, X)} s_{fi-1} \times Lnemp_{fi-1} \quad (11)$$

其中， $S$ 、 $N$ 、 $X$  分别为在位企业、新进入和退出企业的集合。参考 Griliches 与 Regev (1995)<sup>[35]</sup> 的分解方法，将行业总体就业变动分解如下：

$$\begin{aligned} \Delta Lnemp_{cit} = & \sum_{i \in S} \bar{s}_{fi} \Delta Lnemp_{fi} + \sum_{i \in S} \Delta s_{fi} (\overline{Lnemp_{fi}} - \overline{Lnemp_{cit}}) + \\ & \sum_{i \in N} s_{fi} (Lnemp_{fi} - \overline{Lnemp_{cit}}) - \sum_{i \in X} s_{fi-1} (Lnemp_{fi-1} - \overline{Lnemp_{cit}}) \end{aligned} \quad (12)$$

其中，加横线变量代表其在  $t$  期与  $t-1$  期的平均值。式 (12) 右边各项分别代表企业内、企业间、进入和退出效应，企业间效应称为第一类资源再配置效应，进入和退出效应之和称为第二类资源再配置效应。本文构建如下模型分析外资进入对制造业行业总体就业增长的影响：

$$Y_{cit} = \beta_0 + \beta_1 fdi\_hor_{it} + \vartheta X_{cit} + \eta_{ci} + \gamma_{ct} + \varepsilon_{cit} \quad (13)$$

其中  $Y_{cit}$  分别使用  $\Delta Lnemp_{cit}$  及其分解效应表示，其他变量定义与前文相同。

表 6 报告了式 (13) 的估计结果。第 (1) 列将城市—行业总体层面的就业增长 ( $\Delta Lnemp_{cit}$ ) 作为被解释变量， $fdi\_hor$  的系数显著为正，说明外资进入对于城市—行业总体层面就业增长具有促进作用；第 (2) 列以企业内效应作为被解释变量， $fdi\_hor$  的系数显著为正，表明外资进入对企业内效应具有促进作用，即显著提高了存续企业的就业增长，从行业角度再次证明了本文结论；第 (3) 列以企业间效应作为被解释变量， $fdi\_hor$  的系数并不显著，说明外资进入通过重新配置企业间资源的第一类资源再配置效应影响行业就业增长的作用不明显；第 (4) 列以进入效应和退出效应之和作为被解释变量， $fdi\_hor$  的系数显著为正，说明外资进入通过第二类资源再配置效应带动行业总体层面的就业增长；为进一步明确第二类资源再配置效应的具体渠道来源，表 6 第 (5) 列和第 (6) 列分别以进入效应和退出效应作为被解释变量， $fdi\_hor$  的系数均显著为正，表明外资进入能够通过影响企业进入和退出市场行为影响行业总体层面的就业增长。总之，外资进入显著地促进了行业总体层面就业增长，且主要通过资源再配置效应发挥作用，这种资源再配置主要体现在企业进入和企业退出效应，而企业间资源再配置效应未发挥显著作用。

表6 外资进入对行业总体层面就业增长影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总效应	企业内效应	第一类资源再配置效应	第二类资源再配置效应	进入效应	退出效应
<i>fdi_hor</i>	1.3249** (2.56)	0.6274** (2.52)	-0.1539 (-1.11)	0.8513** (2.07)	0.4304* (1.86)	0.4210* (1.71)
控制变量	是	是	是	是	是	是
$Z_{i1998} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是	是
$Soe_{i2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是	是
$Tri_{i2001} \times dum_{year}$	是	是	是	是	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	212 147	212 147	212 147	212 147	212 147	212 147
R <sup>2</sup>	0.1689	0.2304	0.1458	0.1716	0.1972	0.1545

注：\*\*、\* 分别表示在 5% 和 10% 的水平下显著；括号内为经城市—行业层面聚类的稳健标准误对应的 t 统计量。

## 六、结论与政策启示

本文以 2002 年外资管制政策调整作为准自然实验，利用倍差法与工具变量相结合方法研究了外资进入对中国本土制造业企业就业增长的影响。研究表明外资进入促进了企业就业增长，且这种作用在非国有企业、劳动密集型企业和中低技术行业的企业中更为明显，说明外资进入能发挥稳就业作用。机制检验结果表明缓解融资约束和扩大出口规模是外资进入促进企业就业增长的可能渠道。最后发现外资进入通过企业自身就业增长和进入退出的资源再配置效应对行业总体就业增长产生积极作用，且以资源再配置效应为主。

本文的政策启示如下：第一，继续放宽外资市场准入，推动形成全面开放格局；加速推进外商投资管理体制改革，不断修订和完善相关法律法规，加大自贸试验区开放试点力度，减少外资限制；不断提升营商环境，更加注重法治环境、投资政策透明度和稳定性等软环境方面的优化，以稳定外商投资者的长期投资信心。第二，应高度重视扩大外资开放对企业的稳就业作用，分类施策并给予政策引导和支持。应继续深化国有企业改革，激发国有企业市场竞争活力，促进其技术和效率改进，做强做大有国有企业；引导民营企业与跨国企业合作，充分整合国内外企业所掌握的不同资源，实现优势互补。劳动密集型产业仍是我国未来产业链发展中的重要环节，应充分利用我国人口大国优势，有效结合外资先进技术和国内劳动力要素，大力引进和发展劳动密集型产业拓宽就业渠道。中低技术制造业吸纳了我国大量就业人群，应适当提高中低技术企业的技术吸收能力，充分利用外资技术溢出效应提升企业产品国际竞争力，在避免陷入低技术出口扩张恶性循环的同时开拓更为广阔的国际市场。

## [参考文献]

- [1] 江小涓. 中国的外资经济对增长、结构升级和竞争力的贡献 [J]. 中国社会科学, 2002 (6): 4-14.
- [2] BRANCU L, LUCACIU L. Foreign Direct Investment in Romania: The Impacts on Local Workforce Employment [J]. *Megatrend Review*, 2009, 6 (2): 67-87.
- [3] OSEI A E. An Assessment of the Impact of Foreign Direct Investment on Employment: The Case of Ghana's Economy [J]. *The Journal of Social Sciences Research*, 2019, 5 (6): 143-158.
- [4] 刘宏, 李述晟. FDI对我国经济增长、就业影响研究——基于VAR模型 [J]. 国际贸易问题, 2013 (4): 105-114.
- [5] HARRISON A E, MCMILLAN M S. Does Direct Foreign Investment Affect Domestic Credit Constraints? [J]. *Journal of International Economics*, 2003, 61 (1): 73-100.
- [6] HERICOURT J, PONCET S. FDI and Credit Constraints: Firm-level Evidence from China [J]. *Economic systems*, 2009, 33 (1): 1-21.
- [7] 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.
- [8] 毛其淋. 外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新? [J]. 金融研究, 2019 (1): 72-90.
- [9] MUSSO P, SCHIAVO S. The Impact of Financial Constraints on Firm Survival and Growth [J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 2008, 18: 135-149.
- [10] PAGANO M, PICA G. Finance and Employment [J]. *Economic Policy*, 2012, 27 (69): 7-55.
- [11] 邵敏, 包群, 叶宁华. 信贷融资约束对员工收入的影响——来自我国企业微观层面的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2013, 12 (3): 895-912.
- [12] KUTAN A M, VUKSIC G. Foreign Direct Investment and Export Performance: Empirical Evidence [J]. *Comparative Economic Studies*, 2007, 49 (3): 430-445.
- [13] HARDING T, JAVORCIK B S. Foreign Direct Investment and Export Upgrading [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94 (4): 964-980.
- [14] AITKEN B, HANSON G H, HARRISON A E. Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior [J]. *Journal of International Economics*, 1997, 43 (1-2): 103-132.
- [15] WANG J Y, BLOMSTROM M. Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model [J]. *European Economic Review*, 1992, 36 (1): 137-155.
- [16] 毛日昇. 出口、外商直接投资与中国制造业就业 [J]. 经济研究, 2009 (11): 205-117.
- [17] LIPSEY R E, SJOHOLM F, SUN J. Foreign Ownership and Employment Growth in Indonesian Manufacturing [R]. NBER Working Paper, 2010, No. 15936.
- [18] JUDE C, SILAGHI M I P. Employment Effects of Foreign Direct Investment: New Evidence from Central and Eastern European Countries [J]. *International Economics*, 2016, 145: 32-49.
- [19] JENKINS R. Globalization, FDI and Employment in VietNam [J]. *Transnational Corporations*, 2006, 15 (1): 115-142.
- [20] 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 (4): 1453-1488.
- [21] 赵新泉. 外商直接投资对中国内资企业出口的影响: 挤出还是引致? [J]. 上海经济研究, 2015 (10): 76-86.
- [22] 康妮, 刘乾, 陈林. 自由贸易协定与劳动人口就业——基于“中国—东盟自贸区”的公共政策准实验 [J]. 国际贸易问题, 2018 (10): 104-117.
- [23] AITKEN B J, HARRISON A E. Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela [J]. *American Economic Review*, 1999, 89 (3): 605-618.
- [24] BOGLIACINO F, PIANTA M. Innovation and Employment: A Reinvestigation Using Revised Pavitt Classes [J]. *Research Policy*, 2010, 39 (6): 799-809.

- [25] LU Y, TAO Z, ZHU L. Identifying FDI Spillovers [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107: 75-90.
- [26] 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): 339-351.
- [27] 路江涌. 外商直接投资对本土企业效率的影响和渠道 [J]. *经济研究*, 2008 (6): 95-106.
- [28] 马弘, 乔雪, 徐娜. 中国制造业的就业创造与就业消失 [J]. *经济研究*, 2013 (12): 68-80.
- [29] GORG H, STROBL E. Multinational Companies, Technology Spillovers and Plant Survival [J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2003, 105 (4): 581-595.
- [30] HSIEH C T, SONG Z M. Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China [R]. NBER Working Paper, 2015, No. 21006.
- [31] 黄先海, 金泽成, 余林徽. 出口、创新与企业加成率: 基于要素密集度的考量 [J]. *世界经济*, 2018 (5): 125-146.
- [32] 文东伟, 冼国明, 马静. FDI、产业结构变迁与中国的出口竞争力 [J]. *管理世界*, 2009 (4): 96-107.
- [33] 黄远浙, 李鑫洋, 王成岐. 外资对中国企业出口影响的二元边际经验分析 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (5): 114-125.
- [34] 邵敏. 出口贸易是否促进了我国劳动生产率的持续增长——基于工业企业微观数据的实证检验 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2012 (2): 51-67.
- [35] GRILICHES Z, REGEV H. Firm Productivity in Israeli Industry 1979-1988 [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 65 (1): 175-203.

(责任编辑 于友伟)

## Can FDI Entry Stabilize Employment of Local Enterprises —Empirical Evidence from Chinese Manufacturing Industry

HAN Guogao SHAO Zhonglin ZHANG Qian

**Abstract:** Using the FDI regulatory policy adjustments in 2002 as a quasi-natural experiment, this paper investigated the effect of FDI entry on the employment growth of local Chinese manufacturing enterprises with the joint application of difference-in-difference and instrumental variable methods. It indicates that FDI entry will significantly improve the employment growth of enterprises, especially to the employment growth among non-state enterprises, labor-intensive enterprises and enterprises where high technologies are not used, FDI entry will guarantee stable employment. In addition, the research also finds that the promotion is mainly via alleviating the financing constraints of enterprises and expanding their export volume. Finally, using the dynamic decomposition method, it further finds that FDI entry fosters the employment growth of the whole industry through resource reallocating. This research not only broadens the effective path to stabilize and expand the employment of China's manufacturing enterprises, but also provides a theoretical reference to objectively evaluating the micro performance of FDI openness expansion in China.

**Keywords:** FDI Entry; Employment Growth of Manufacturing Industry; Resource Reallocation; Difference-in-Difference Technique