

外商引资政策、精准导向 与中国制造业升级

阎虹戎 刘灿雷

摘要：本文利用中国大量微观企业数据和外商引资政策中的《外商投资产业指导目录》，从引资政策精准导向的视角，采用双重差分法评估了其对于制造业产业升级的政策效应，有效控制了计量模型中可能存在的内生性问题。研究结果表明：外商引资政策通过《产业指导目录》的精准导向，对中国制造业产业升级具有积极的促进作用，且在考虑了识别假设条件和其他稳健性检验之后仍然成立；外商引资政策对制造业产业升级的促进作用，主要通过企业间的资源再配置和要素配置效率的提升来实现，而研发创新驱动的产业升级渠道并未起作用，且这一政策效应主要体现在资本密集度、国有企业占比和市场化程度均较低的城市以及中西部地区。

关键词：外商引资政策；精准导向；资源再配置；产业升级

[中图分类号] F420 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 06-0039-17

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2020.06.004

一、引言与文献综述

改革开放40年以来，虽然中国早已建成了门类齐全、独立完整的制造业产业体系，但同世界先进水平相比，中国制造业的产业结构明显不够合理，部分传统行业产能严重过剩，而高端制造业却又发展不足，产业转型升级和跨越发展的任务紧迫而艰巨。尤其在当前转变经济增长方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期，推进制造业产业升级更是实现高质量增长模式转变的核心要求。作为国家引导产业发展、优化产业结构、推动产业升级的重要举措之一，外商投资产业政策自1995年以来主要以《外商投资产业指导目录》的精准导向方式引进和利用外资推进中国产业升级。

在利用外资与中国制造业产业升级的相关研究中，关于外资的文献更多的是从

[收稿日期] 2019-02-07

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“中国国际援助和开发合作体系创新研究”(16ZDA037)；国家自然科学基金青年项目“上游市场管制的资源误置效应及微观机制研究”(71803016)；对外经济贸易大学优秀青年学者资助项目“全面开放新格局下的工资不平等研究：企业利润分享的视角”(19YQ04)；对外经济贸易大学青年学术创新团队建设项目“‘逆全球化’背景下跨境电商与全球价值链重构：国际经验与‘中国方案’”(CXTD10-11)。

[作者信息] 阎虹戎：上海对外经贸大学国际发展合作研究院助理研究员；刘灿雷（通讯作者）：对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员 100029 电子信箱 canlei_liu@163.com。

企业生产率（元朋等，2008^[1]；路江涌，2008^[2]；Lu et al.，2017^[3]）、研发创新（罗伟和葛顺奇，2015）^[4]、出口贸易（冯丹卿等，2013^[5]；孙浦阳等，2015^[6]）、市场存活（包群等，2015）^[7]、成本加成（毛其淋和许家云，2016）^[8]等微观企业层面，考察外资进入对中国经济产生的市场竞争效应及技术溢出效应，在宏观产业升级方面的研究明显不足，毕竟产业升级主要体现在高端技术产业的发展规模及产业间的资源配置方面，微观企业的市场表现难以准确衡量。虽然江小涓（2002）^[9]、裴长洪（2006）^[10]、文东伟等（2009）^[11]曾统计分析利用了利用外资与产业结构升级之间的相关关系，但均未能准确地识别外商投资对中国制造业产业升级的因果效应，且忽视了外资政策精准导向措施的政策效应。

在关于产业政策与产业升级的相关研究中，已有文献从经济开发区（李力行和申广军，2015）^[12]、财政政策（魏福成等，2013）^[13]、货币政策（彭俞超和方意，2016）^[14]、贸易政策（周茂等，2016）^[15]和环境规制（童健等，2016）^[16]等方面，考察了相关产业政策对推进中国产业结构升级的政策效应。值得注意的是，作为推动中国产业升级的重要产业政策之一，外商引资政策在推进制造业产业升级的政策效应方面缺乏系统且严谨的经验证据。在当前推动形成全面开放新格局的时代背景下，尤其是在《外商投资准入负面清单》的新管理模式下，识别外商引资政策中精准导向措施的政策效应，对于我国继续采用《鼓励外商投资产业目录》等方式精准引导外资流向和持续优化外资结构具有重要的指导意义^①。

中国外商引资政策能否产生积极的政策效应，促进中国制造业产业升级，主要取决于以下两个方面：第一，基于《产业指导目录》的精准导向措施是否优化了外商引资结构，吸引了更多高端技术行业的外资企业进入中国；第二，外资政策引导下的外资进入是否优化了行业间的资源配置，促进了研发密集型的高端技术行业发展。从外商引资政策来看，对鼓励类项目的外资企业在税收和工业用地等方面往往给予明显的优惠政策，以便吸引更多高技术企业和高端产业的外资进入中国^②。从利用外资效率来看，高端产业外资进入的技术溢出、市场竞争和产业关联效应，如果推进了国内产业间资源再配置和高端产业发展，将对中国制造业产业升级产生积极的促进作用。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，在研究视角方面，本文基于外资政策中的《产业指导目录》，从引资政策精准导向的视角，评估了其对中国制造业产业升级的政策效应及作用机制，为利用外资与产业升级等领域的相关研究提供了新的经验证据，也为实施精准导向措施提高外资利用效率提供了政策依据；第二，在识别策略方面，本文以2002年外资政策调整作为准自然实验，基于《产业指导

^①《外商投资准入特别管理措施（负面清单）（2018年版）》自2018年7月28日起正式施行，2017年6月28日国家发展和改革委员会、商务部发布的《外商投资产业指导目录（2017年修订）》同时废止，而鼓励外商投资产业目录继续执行。

^②虽然2008年《中华人民共和国企业所得税法》的实施，标志着内外资企业税收政策的统一，税法规定的所有优惠政策不再具有内外资企业差异，但在国家鼓励类的行业外资同内资一样享有相应的税收和用地等优惠政策。

目录》构建双重差分模型的识别框架,较为准确地评估了外商引资政策中精准导向措施的实施效果,有效地控制了计量模型中可能存在的内生性问题;第三,在研究结论方面,本文发现,外商引资政策通过《产业指导目录》的精准导向,引发了企业间的资源再配置和要素配置效率的提升,对中国制造业产业升级产生了积极的促进作用,且这一政策效应主要体现在资本密集度、国有企业占比和市场化程度均较低的城市及中西部地区,说明在目前《外商投资准入负面清单》的管理模式下,继续实施《鼓励外商投资产业目录》,对于精准引导外资流向和持续优化外资结构仍具有重要作用。

二、政策背景与典型事实

(一) 政策背景

由于外资政策的改革历程基本上同中国整体的体制改革和经济发展阶段相一致,本文基于经济发展阶段将我国外资政策的改革历程划分为三个阶段。

第一阶段是从改革开放初期的引资试点到明确外商引资政策时期(1978—1994年)。1978年十一届三中全会确立了改革开放的基本国策,由此揭开了大规模利用外资的序幕。改革开放初期,利用外资主要出现在经济特区(深圳、珠海、汕头、厦门)以及沿海开放城市内部的政策实验区。为了更好地吸引外商投资,国务院在1986年颁布了《关于鼓励外商投资的规定》,并在1993年十四届三中全会通过的《关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》中,再次明确了扩大外商引资规模、拓宽引资领域的政策要求,为后续大规模引进外资提供了政策依据。

第二阶段是基于产业发展的外商引资政策修订与完善时期(1995—2017年)。为了更好地利用外资,使外商投资方向同中国经济发展阶段相适应,1995年,原国家计委、经贸委、外经贸部首次联合发布了《外商投资产业指导目录》,成为中国引导外商投资方向、规范外商投资产业最主要的政策法规。此后,随着中国经济的不断发展,为了更好地利用外资,优化外商投资导向,《产业指导目录》分别在1997年、2002年、2004年、2007年、2011年、2015年和2017年被修订与改进,并在自由贸易试验区实施了《外商投资准入特别管理措施(负面清单)(2017年版)》,对外开放程度进一步深化。

第三阶段是从《外商投资准入负面清单》管理模式到推动形成全面开放新格局时期(2018年以来)。党的十八大以来,为了加快构建开放型经济新体制,更好地以开放促改革、促发展,经过《外商投资准入负面清单》的政策试点后,《外商投资准入负面清单》在2018年全面实施,2017年《产业指导目录》中的鼓励类项目继续执行,中国在制造业和服务业等领域大幅度放开市场准入,创造了更具吸引力的外商投资环境,由此标志着推动全面开放新格局趋势的形成。

(二) 典型事实

在外资政策方面,我国长期以来主要基于《产业指导目录》这种精准导向措施,阶段性地引导外商投资方向、优化外商投资结构,以更好地利用外资推动中国

产业升级。从外资市场准入方面来看,《产业指导目录》从行业内的产品维度进行精准的政策界定,划分为鼓励类、允许类、限制类和禁止类,未注明的行业及产品属于允许类。为了对外商引资政策中产品维度的精准导向措施进行评估,本文借鉴Lu等(2017)的做法,通过对比1997年和2002年的《产业指导目录》,在产品维度界定外资政策的调整,主要分为政策鼓励、政策不变和政策限制三种类别,并将产品维度的政策调整同国民经济行业分类标准(4分位)进行对接,最终得到131个政策鼓励行业,326个政策不变行业,18个政策限制行业,7个混合行业。在此基础上,本文对外商引资政策中的精准导向措施进行了统计描述,并初步刻画了其

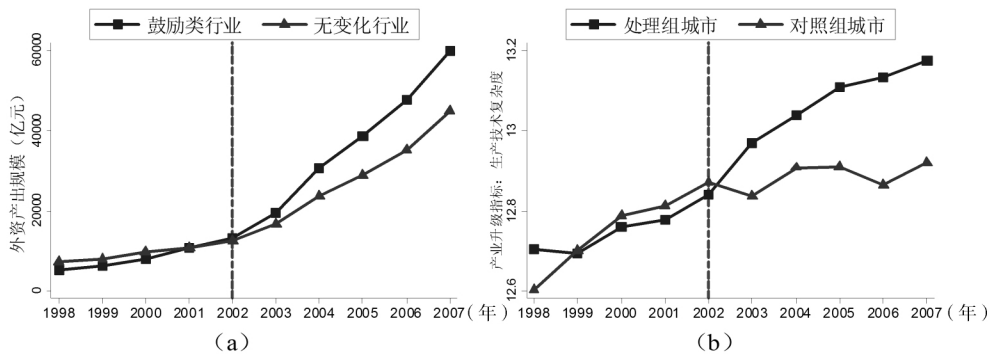


图1 外资精准导向措施的引资效果与产业升级的演变趋势

注: 产业升级指标构建方式参见下文; 处理组城市为政策影响较大的城市, 对照组城市为政策影响较小的城市。

根据图1(a)的统计事实可知,2002年外商引资政策中精准导向措施的实施,在引导外商投资流向方面产生了积极的促进作用,鼓励类行业的外商引资规模得到明显提升,而鼓励类行业往往具有较高的生产技术水平,说明外资政策精准导向措施促进了高端行业的外资进入,提升了高端技术行业的引资规模^①。根据图1(b)的统计事实可知,从产业升级状况来看,在2002年政策实施之前,处理组和对照组城市的产业升级呈现出平行发展的演变趋势,在2002年政策实施之后,受政策影响较大的处理组城市对应的产业升级状况得到明显提升。由此初步可知,外商引资政策中的精准导向措施产生了积极的政策效应,有力推进了中国制造业产业升级。

三、计量模型与数据说明

(一) 计量模型

关于外商引资政策中精准导向措施对制造业产业升级的政策评估,本文借鉴周

^①从技术复杂度来看,鼓励类行业的技术复杂度均值为14 554美元,高于其他无变化行业的技术复杂度均值14 043美元。

茂等 (2016) 和 Chen (2017)^[17] 的政策识别框架, 采用双重差分法以 2002 年《产业指导目录》调整作为政策冲击进行政策评估。计量模型设定如下:

$$prody_{ct} = \alpha_c + \beta Treat_c \times fdishock_t + control + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中, c 、 t 分别表示城市和年份; 被解释变量 $prody_{ct}$ 为 c 城市 t 年的产业升级状况; 核心变量 $Treat_c$ 为 c 城市受到的外商引资政策精准导向措施影响程度的虚拟变量; $fdishock_t$ 为政策冲击时间, 2002 年及之后年份设定为 1, 否则设定为 0; α_c 为城市固定效应, λ_t 为年份固定效应; $control$ 为其他控制变量; ε_{ct} 为随机扰动项。交互项的系数 β 是本文核心解释变量的估计系数, 若 $\beta > 0$, 说明外商引资政策中的精准导向措施促进了制造业产业升级; 若 $\beta < 0$, 说明外商引资政策中的精准导向措施抑制了制造业产业升级; 若 $\beta = 0$, 则说明政策效应并不明显。

1. 产业升级 ($prody_{ct}$) 的度量

借鉴周茂等 (2016) 的做法, 本文利用行业技术复杂度和产出权重构建城市层面的生产技术复杂度, 据此度量城市的产业升级状况^①, 指标构建方式如下:

$$prody_{ct} = \sum_i \frac{output_{ict}}{output_{ct}} \cdot prody_{i, 1997} \quad (2)$$

其中, 下标 i 表示行业 (国民经济行业分类 4 位码); $output_{ict}$ 表示 c 城市 t 年 i 行业的产出规模; $output_{ct}$ 表示 c 城市 t 年的总产出规模; $prody_{i, 1997}$ 表示 1997 年 i 行业的技术复杂度, 通过将 CEPII 网站提供的产品 (HS6 分位) 技术复杂度数据同国民经济行业分类标准对齐并进行简单平均得到。

2. 外商引资政策精准导向措施 ($Treat_c$) 的度量

本文以 2002 年《产业指导目录》调整作为政策冲击, 借鉴 Chen (2017) 的研究思路, 测算了各城市受到的外商引资政策精准导向措施的实际影响程度 ($fdieffect$), 并据此构造了受外商引资政策精准导向措施影响的处理组和对照组:

$$fdieffect_c = \frac{fdioutput_{c, 2007}^{\text{鼓励类行业}}}{fdioutput_{c, 2007}} - \frac{fdioutput_{c, 2002}^{\text{鼓励类行业}}}{fdioutput_{c, 2002}} \quad (3)$$

从政策含义来看, 在 2002 年政策实施之后, 如果城市内外资企业产出 ($fdioutput$) 中政策鼓励类行业的产出比重增长越高, 则意味着该城市受到的政策冲击越大。本文将政策冲击较大 (高于中位数) 的城市划分为处理组 $Treat_c = 1$, 政策冲击较小 (低于中位数) 的城市划分为对照组 $Treat_c = 0$ 。

3. 其他控制变量 ($control$)

为了控制其他因素对制造业产业升级的影响, 本文在计量模型中加入了以下变量: 基础设施 ($Road_{ct}$) 为人均铺装道路面积的对数值; 科研人力资本 ($Humancap_{ct}$) 为科研综合技术服务业从业人员的对数值; 出口开放程度 ($Expint_{ct}$) 为总出口与总产出的比重。考虑到核心解释变量 $Treat_c$ 可能存在的样本选择问题, 本文借鉴 Gentzkow (2006)^[18]、Lu 和 Yu (2015)^[19] 的做法, 将 $Treat_c$ 对政

^①虽然利用相关数据可以测算中国制造业整体的产业升级状况, 但却只能对产业升级状况进行统计描述, 难以通过构建计量模型进行因果识别。

策冲击前(2000年)的城市特征进行回归分析,找出了影响 $Treat_c$ 的城市期初特征,即城市人均GDP ($Pgdp_c$)、民营企业占比 ($Peshare_c$) 和增加值率 ($Value_c$),并在基准模型中加入了其与 $fdishock_t$ 的交互项,使解释变量 $Treat_c$ 满足条件独立分布假定,确保了估计结果的一致性^①。此外,为了控制潜在的异方差和序列相关问题,本文将标准差在城市层面进行聚类调整。

(二) 数据说明

本文所使用的数据主要有四个来源:一是国家统计局提供的中国工业企业数据库(1998—2007年),该数据库涵盖了全部国有企业及规模以上的非国有企业,包括了企业名称、所在地、成立时间、企业性质及企业财务信息等;二是原国家计委、经贸委、外经贸部联合发布的《外商投资产业指导目录》(1997年和2002年版本),其中包含了鼓励、允许、限制和禁止外资进入的详细目录清单,在外商引资政策中发挥了精准导向作用;三是CEPII网站提供的1997年HS6分位产品技术复杂度,用以构建城市层面的产业升级指标;四是《中国城市统计年鉴》提供的地级市和直辖市的人口、土地、农业生产、工业生产、投资、教育等相关信息。

本文参照已有文献对中国工业企业数据库进行了如下处理:一是依据Brandt等(2012)^[20]的做法,基于企业的法人代码、企业名称、法人名称、地区代码、行业代码、成立年份、地址和主要产品名称重新构建面板数据;二是参考Cai和Liu(2009)^[21]的做法,删除缺少总资产、净固定资产、销售额和工业总产值的企业,并删除企业员工少于8人的观测样本;三是参考Feenstra等(2014)^[22]的做法,依据会计准则删除流动资产大于总资产、总固定资产大于总资产的观测样本;四是参考Hsieh和Song(2015)^[23]的做法,根据企业的控股情况和注册资本,将国有绝对控股企业和国有注册资本大于50%的企业定义为国有企业,其他企业则根据注册类型和注册资本定义所有制类型;五是中國工业企业数据库缺失2004年的工业总产值,本文采用2004年的经济普查数据库进行填补。另外,本文还分别对行业分类代码、地区行政代码进行了标准化统一。

(三) 双重差分法的识别条件

本文基于双重差分法就外商引资政策中的精准导向措施对制造业产业升级的政策效应进行了识别检验。采用该方法的潜在假设条件是:如果不存在政策冲击,处理组和对照组应在政策冲击前后具有相同的演变趋势。因为处理组在政策冲击之后的反事实趋势不可观测,采用双重差分法的必要条件是,处理组和对照组城市在政策冲击之前理应满足平行趋势,以排除政策冲击前其他政策因素的干扰。根据图1(b)的统计描述可知,在产业升级指标方面,处理组和对照组在2002年政策冲击之前整体满足平行趋势假设,表明本文的模型设定在政策冲击之前并不存在其他影响因素的干扰。

^①限于篇幅,具体过程及回归结果备索。

四、政策评估的回归结果

根据前文典型事实可知,外商引资政策精准导向措施影响较大(处理组)城市的产业升级状况在2002年政策冲击之后得到了明显提升,初步表明外商引资政策中精准导向措施可能存在积极的政策效应。本文将采用双重差分法的识别策略,基于2002年《产业指导目录》的调整,实证检验外商引资政策中精准导向措施对中国制造业产业升级的影响,并进行一系列稳健性检验。

(一) 基准回归

根据前文计量模型(1)的回归设定,表1给出了本文的基准回归结果。其中,第(1)列只控制了城市和年份固定效应;第(2)列加入了城市层面变量,用以控制城市层面的基础设施、科研人力资本及出口因素对产业升级的影响;第(3)列进一步加入了期初城市层面变量与 $fdishock$ 的交互项,尽可能地控制了影响变量 $Treat$ 的样本选择问题,确保估计结果的一致性。由表1的回归结果可知, $Treat \times fdishock$ 的估计系数均显著为正,由此初步验证,外资政策中的精准导向措施显著促进了中国制造业产业升级。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
$Treat \times fdishock$	0.169** (0.043)	0.166** (0.046)	0.184** (0.033)
$Road$		-0.082 (0.281)	-0.073 (0.335)
$Humancap$		-0.030 (0.587)	-0.033 (0.532)
$Expint$		0.502 (0.320)	0.349 (0.489)
$Pgdp \times fdishock$			0.059 (0.282)
$Peshare \times fdishock$			-0.478** (0.019)
$Value \times fdishock$			-0.214*** (0.009)
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本数目	2 030	2 030	2 030
可调整的 R^2	0.099	0.101	0.111

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的统计显著性水平;括号内数值为方差聚类(城市维度)调整后对应的P统计量;下表同。

(二) 识别假设条件的稳健性检验

尽管双重差分法可以较好地控制回归模型中的内生性问题,但采用双重差分法进行政策评估,需要建立在一系列严格的假设基础之上。为了确保研究方法的适用性及研究结论的稳健性,本文将就双重差分法的识别假设条件进行稳健性检验。

1. 平行趋势假设

虽然图 1 (b) 的统计事实表明, 处理组和对照组城市在政策冲击之前满足平行趋势, 出于稳健性考虑, 本文借鉴 Topalova (2010)^[24] 的做法, 采用政策冲击前样本 (1999—2001 年) 进行回归验证, 回归结果见表 2 第 (1) 列^①。研究结果显示, $Treat \times fdishock$ 的估计系数并未通过统计显著性检验且系数相对较小, 从而进一步验证了本文双重差分法的识别策略满足平行趋势假设。

2. 预期效应

根据预期效应假设, 在政策冲击之前不能提前形成预期效应, 以保证政策冲击的外生性, 否则将会引致有偏估计。为此, 本文同 Lu 和 Yu (2015) 的做法一致, 在基准回归模型设定中加入 $Treat \times predict$ 项, $predict$ 为 2001 年即政策冲击前一年的虚拟变量, 回归结果见表 2 第 (2) 列。由于 $Treat \times predict$ 的估计系数并未通过统计显著性检验且系数较小, 而 $Treat \times fdishock$ 的估计系数仍显著为正, 与基准回归结果一致, 说明本文的政策评估并不存在预期效应干扰。

表 2 识别假设条件的稳健性检验

变量	平行趋势检验	预期效应检验	其他政策因素检验	地区发展趋势检验
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times fdishock$	-0.011 (0.844)	0.179** (0.050)	0.190** (0.025)	0.230*** (0.009)
$Treat \times predict$		-0.019 (0.801)		
$Soeshare$			0.234 (0.506)	
$Inputtariff$			-0.065 (0.522)	
$Outputtariff$			0.018 (0.629)	
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市层面变量	控制	控制	控制	控制
期初城市层面变量 $\times fdishock$		控制	控制	控制
省份 \times 年份固定效应				控制
样本数目	609	2 030	2 030	2 030
可调整的 R^2	0.031	0.111	0.112	0.145

3. 其他政策影响因素

受限于数据约束, 本文采用 2002 年的《产业指导目录》调整作为政策冲击, 据此评估外商引资政策中精准导向措施的政策效应。而在这一时期, 中国在 2001 年刚刚加入 WTO, 引致进出口关税明显下降, 同时, 国有企业刚刚结束了“三年脱困”时期 (1998—2000 年), 大量国有企业进行了私有化改制, 扭转了持续亏损经营的局面。为了确保结论的稳健性, 本文借鉴 Lu 和 Yu (2015) 的做法, 在基

^①采用政策冲击之前的样本数据 (1999—2001 年), 假设政策冲击发生在 2000 年, 再次进行回归分析。

准回归模型中进一步加入城市进出口关税水平 (*Inputtariff* 和 *Outputtariff*) 和国有企业份额 (*Soeshare*), 用以控制该时期贸易冲击和国有企业改革因素可能对本文回归结果造成的估计偏误。城市层面的进出口关税根据 Brandt 等 (2017)^[25] 提供的行业平均关税, 结合行业产出权重加总到城市层面。根据表 2 第 (3) 列的回归结果可知, *Treat*×*fdishock* 的估计系数仍然显著为正, 说明控制了该时期其他政策因素的干扰作用之后, 本文的回归结果仍然是稳健的。

4. 其他遗漏解释变量的稳健性检验

中国区域间的发展不平衡问题长期显著存在, 为了控制地区间发展趋势差异可能引致的样本选择问题, 本文在基准回归模型中进一步控制了省份与年份固定效应的交互项, 目的在于同时控制省份层面固定因素和可变因素造成的干扰。根据表 2 第 (4) 列的回归结果可知, *Treat*×*fdishock* 的估计系数显著为正, 说明本文的研究结论具有稳健性。

此外, 考虑到计量模型设定可能会因遗漏重要解释变量而引致估计结果有偏的问题, 本文借鉴 Li 等 (2016)^[26] 的做法, 在其他控制变量均保持不变的基础上, 随机设定 *Treat_{it}* 变量并进行回归检验, 观测回归系数 $\hat{\beta}$ 的取值及其分布情况。理论上而言, 若模型设定不存在遗漏重要解释变量的问题, 采用随机抽样方法估计的回归系数 $\hat{\beta}$ 应该等于零。图 2 统计描述了估计系数 $\hat{\beta}$ 值的随机抽样分布 (500 次), 与基准回归结果 (0.184) 相比, 500 次随机抽样的 $\hat{\beta}$ 分布均值为 0.00049, 基本以零为中心, 且 491 次均小于 0.184 (占比超过了 98%), 从而间接证明本文的模型设定并不存在明显的遗漏解释变量问题, 研究结论是稳健的。

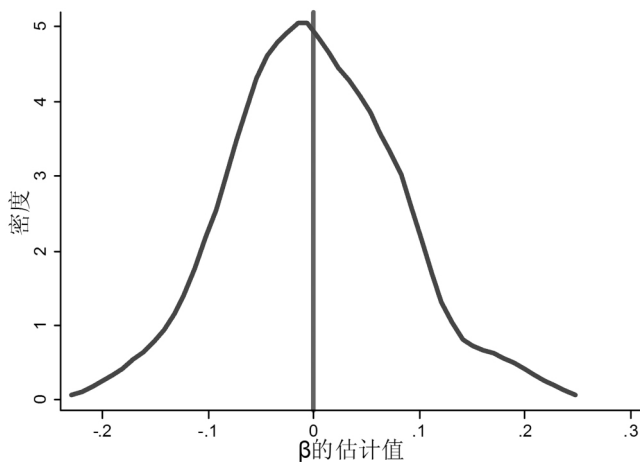


图 2 随机抽样 (500 次) 回归结果中 $\hat{\beta}$ 的分布

(三) 其他稳健性检验

1. 两期双重差分法的再检验

虽然采用多期双重差分法可以更好地利用多期数据变动识别政策影响的平均效应, 但也可能由于存在序列相关问题而高估了回归结果的显著性。为此, 本文借鉴

Bertrand 等 (2004)^[27] 的做法, 根据政策冲击时间将样本划分为冲击前 (1998—2001年) 和冲击后 (2002—2007年) 两个时间段, 相关变量分别取两个时期内的均值, 采用两期双重差分法进行识别验证。根据表 3 第 (1) 列的回归结果可知, $Treat \times fdishock$ 的估计系数同样显著为正, 说明控制了可能存在的序列相关问题后, 本文的研究结论仍然是稳健的。

表 3 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Treat \times fdishock$	0.186** (0.032)	0.217** (0.016)	0.184** (0.031)	0.185** (0.033)	0.213** (0.013)	0.290*** (0.001)	0.232** (0.030)
城市层面变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初城市层面变量 $\times fdishock$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	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
样本数目	406	2 030	2 030	2 030	1 624	2 010	1 624
可调整的 R ²	0.203	0.100	0.086	0.116	0.073	0.126	0.140

2. 基于 3 分位行业计算城市产业升级

由于行业划分标准不同会影响行业内的企业样本数量, 进而影响对各行业的产出权重和技术复杂度的度量。因此, 本文基于 3 分位行业的产出权重重新计算了技术复杂度指标并再次进行检验。根据表 3 第 (2) 列的回归结果可知, $Treat \times fdishock$ 的估计系数同样显著为正, 进而从行业划分标准方面验证了研究结论的稳健性。

3. 基于工业增加值计算城市产业升级

前文主要采用行业总产出作为权重计算产业升级状况, 但这可能存在总量和附加值差异问题 (周茂等, 2016)。因此, 本文以工业增加值为权重重新计算了技术复杂度指标并进行检验, 估计结果见表 3 第 (3) 列。由于 $Treat \times fdishock$ 的估计系数显著为正, 说明行业权重方面的测算标准并不会影响研究结论的稳健性。

4. 删除销售额 500 万元以下的企业样本

由于中国工业企业数据库的统计口径是全部国有企业和年销售额 500 万元以上的非国有企业, 数据统计口径引致的企业样本选择问题可能会影响行业产出权重, 进而影响对产业升级状况的度量。为了检验数据统计口径对本文研究结论的影响, 本文将年销售额 500 万元以下的企业样本予以删除, 重新计算技术复杂度指标并进行回归分析, 估计结果见表 3 第 (4) 列, $Treat \times fdishock$ 的估计系数同样显著为正, 说明本文的结论具有稳健性。

5. 删除 1998 年和 1999 年的观测样本

根据图 1 (b) 的统计事实可知, 在整个样本期间内 (1998—2007 年), 处理组和对照组城市的技术复杂度在 1999 年之前存在明显的发展趋势差异, 可能存在其他政策因素的影响。出于稳健性考虑, 本文将 1998 年和 1999 年的观测样本予以删除, 再次进行稳健性检验。根据表 3 第 (5) 列的回归结果可知, $Treat \times fdishock$

的估计系数同样显著为正,说明本文的研究结论是稳健的。

6. 控制2004年外商引资政策调整影响的再检验

在本文所使用的样本期间内,外商引资政策在2004年也进行了调整。为了控制2004年《产业指导目录》调整的影响,本文剔除了样本中受到2004年外商引资政策调整影响的行业,再次对结论予以验证,估计结果见表3第(6)列。可以看到, $Treat \times fdishock$ 的估计系数仍显著为正,表明2004年外商引资政策的微调并未影响本文估计结果的稳健性。

7. 基于滞后效应的检验

本文的基准回归结果给出了2002—2007年的平均效应,同时包含了政策当期影响效果和政策调整的滞后效应。为了检验2002年外商引资政策精准导向措施的滞后效应,本文剔除了当期及后一期年份即2002—2003年,保留1998—2001年和2004—2007年的样本进行实证回归,估计结果见表3第(7)列。此外,本文还重复上述步骤,进一步剔除了2002—2004年、2002—2005年的样本,检验政策调整多年之后的效应,均发现外商引资政策精准导向措施对中国制造业产业升级的影响确实存在显著的滞后效应^①。

五、政策效应的影响机制与异质性

上述研究表明,外商引资政策精准导向措施产生了积极的政策效应,促进了中国制造业产业升级。根据产业升级指标的构建方式可知,产业升级表现为行业间的资源再配置,即生产要素由低端技术行业转向高端技术行业。由于企业是生产经营活动的微观主体,制造业产业升级的影响机制也就表现为企业间的资源再配置。通过企业间的资源再配置,要素生产效率将不断提升,这也是促进产业升级的重要机制。相较于资源再配置和要素配置效率的提升,研发创新更是推进制造业产业升级、增强高端技术行业市场竞争力的核心驱动力。为此,本文主要从企业间资源再配置、要素配置效率和研发创新三个方面,考察外商引资政策精准导向措施对制造业产业升级的影响机制。考虑到中国各地区之间长期存在的发展差异,本文还从城市间资本结构、国有企业产出占比、地区市场化程度和东西部发展差距等方面,考察了政策调整对产业升级的异质性作用。

(一) 影响机制的实证检验

1. 企业间资源再配置的影响机制

本文借鉴 Melitz 和 Polanec (2015)^[28] 的分解方法,测算了持续存在企业和进入退出企业对城市层面技术复杂度的贡献水平。具体的分解方法如下:

$$\Phi_1 = S_{S1} \Phi_{S1} + S_{X1} \Phi_{X1} = \Phi_{S1} + S_{X1} (\Phi_{X1} - \Phi_{S1}) \quad (4)$$

$$\Phi_2 = S_{S2} \Phi_{S2} + S_{E2} \Phi_{E2} = \Phi_{S2} + S_{E2} (\Phi_{E2} - \Phi_{S2}) \quad (5)$$

$$\text{其中, } \Phi_{st} = \bar{\varphi}_t + \sum_i (s_{it} - \bar{s}_t) (\varphi_{it} - \bar{\varphi}_t) = \bar{\varphi}_t + \text{cov}(s_{it}, \varphi_{it}) \quad (6)$$

^①限于篇幅,回归结果备索。

$$\begin{aligned} \Delta\Phi &= \Phi_2 - \Phi_1 = (\Phi_{S2} - \Phi_{S1}) + S_{E2}(\Phi_{E2} - \Phi_{S2}) + S_{X1}(\Phi_{S1} - \Phi_{X1}) \\ &= \Delta\bar{\varphi}_s + \Delta COV_s + S_{E2}(\Phi_{E2} - \Phi_{S2}) + S_{X1}(\Phi_{S1} - \Phi_{X1}) \end{aligned} \quad (7)$$

根据上述分解公式可知，等式（4）表示期初城市技术复杂度主要由持续存在企业和退出企业构成；等式（5）表示期末城市技术复杂度主要由持续存在企业和新进入企业构成；等式（6）表示持续存在企业的技术复杂度由企业内的技术水平和企业间的市场份额配置构成。在上述分解等式的基础上推导出等式（7），即城市产业升级主要分解为四个部分：持续存在企业内技术水平的变化（ $\Delta\bar{\varphi}_s$ ）、持续存在企业间市场份额的再配置（ ΔCOV_s ）、新企业的进入（ $S_{E2}(\Phi_{E2} - \Phi_{S2})$ ）和旧企业的退出（ $S_{X1}(\Phi_{S1} - \Phi_{X1})$ ）。然后，本文在此基础上考察了外商引资政策精准导向措施促进产业升级的影响机制。

表4的回归结果显示， $Treat \times fdishock$ 的估计系数仅在持续存在企业间的市场份额再配置方面显著为正，说明外商引资政策对制造业产业升级的影响机制主要体现在持续存在企业间的资源再配置，进入退出企业间的资源再配置并不起作用。换句话说，外商引资政策精准导向措施主要通过引导持续存在企业间的资源再配置方式推进了中国制造业产业升级。

表4 企业间资源再配置的影响机制

变量	持续存在企业内	持续存在企业间	新进入企业	退出企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times fdishock$	8.735 (0.299)	93.856*** (0.006)	2.027 (0.935)	-13.622 (0.596)
城市层面变量	控制	控制	控制	控制
期初城市层面变量 $\times fdishock$	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数目	1 827	1 827	1 827	1 827
可决系数 R^2	0.014	0.015	0.007	0.009

2. 要素配置效率的影响机制

如果企业间的资源再配置提高了要素生产效率，则资源配置效率的改善将会进一步强化外商引资政策精准导向措施的产业升级效应，为此，本文进一步从要素资源配置效率的视角进行考察。借鉴 Hsieh 和 Klenow (2009)^[29]、聂辉华和贾瑞雪 (2011)^[30]、蒋为 (2016)^[31]的做法，采用行业内全要素生产率 ($tfpdisp$)、资本生产率 ($kproddisp$) 和劳动生产率 ($lproddisp$) 分布的标准差，结合行业产出权重测算出城市层面的要素资源配置效率，对应指标的分散程度越低，则资源配置效率越高^①。根据表5的回归结果可知， $Treat \times fdishock$ 的估计系数均显著为负，说明外商

^①全要素生产率采用 OP 方法测算得到，资本生产率采用工业增加值与实际资本存量的比值表示，劳动生产率采用工业增加值与就业人数的比值表示。考虑到行业间差异，全要素生产率、资本生产率和劳动生产率的行业标准差均以除行业均值的方式进行标准化，然后以行业产出作为权重加总到城市层面。

引资政策精准导向措施降低了企业间生产效率的分散程度,改善了要素资源配置效率,进而再次从要素配置效率的视角验证了外商引资政策精准导向措施对制造业产业升级的影响机制。

表5 要素配置效率的影响机制

变量	全要素生产率分布	资本生产率分布	劳动生产率分布
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat</i> × <i>fdishock</i>	-0.985* (0.070)	-4.974* (0.097)	-4.893* (0.064)
城市层面变量	控制	控制	控制
期初城市层面变量× <i>fdishock</i>	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本数目	2 030	2 030	2 030
可调整的 R ²	0.270	0.310	0.318

3. 研发创新的影响机制

由研发创新驱动的产业升级是高端技术行业发展的核心动力,也是依靠产业转型升级实现经济增长模式转型的必要条件。本文借鉴罗伟和葛顺奇(2015)、吴超鹏和唐药(2016)^[32]的做法,从研发支出、研发支出占比、新产品产出和新产品产出占比四个方面,进一步考察外商引资政策精准导向措施对制造业产业升级在研发创新方面的影响机制,回归结果见表6^①。可以发现,不管是在研发支出还是新产品产出方面,*Treat*×*fdishock*的估计系数均未通过统计显著性检验,说明外商引资政策对制造业产业升级的影响机制在研发创新方面并不起作用,这可能与2002年我国外资政策调整的目的是发挥外资在承接国际产业转移和实现国内要素资源优化配置方面的积极作用并与国内出口导向型贸易战略相配合有关,如何打通外商引资政策在研发创新方面的作用渠道是未来推进制造业转型升级的重要方面。

表6 研发创新的影响机制

变量	研发支出	研发支出占比	新产品产出	新产品产出占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>fdishock</i>	0.027 (0.775)	0.0002 (0.385)	-0.015 (0.927)	0.002 (0.759)
城市层面变量	控制	控制	控制	控制
期初城市层面变量× <i>fdishock</i>	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数目	1 420	1 421	1 421	1 421
可调整的 R ²	0.356	0.053	0.910	0.346

^①研发支出为城市研发支出的对数值,研发支出占比为城市研发支出占总产出的比值,新产品产出为城市新产品产出的对数值,新产品产出占比为城市新产品产出占总产出的比值。

(二) 异质性检验

1. 资本结构方面的异质性作用

从城市间产业分工来看,部分城市集中生产资本密集型产品,而另一部分城市集中生产劳动密集型产品。相比较而言,虽然资本密集型行业并非全是先进制造业,但是先进制造业往往属于资本密集型行业。为了考察外商引资政策精准导向措施的产业升级效应在不同资本结构城市间的差异,本文利用2001年的工业企业数据库,分别将固定资产和就业人数加总至城市维度,由此测算出城市维度的资本密集度(总固定资产/总就业人数),并按照中位数将样本划分为集中生产资本密集型产品和集中生产劳动密集型产品的城市进行检验^①。估计结果分别见表7第(1)、(2)列, $Treat \times fdishock$ 的估计系数只在集中生产劳动密集型产品的城市样本中显著为正,说明外商引资政策对制造业产业升级的促进作用主要体现在期初集中生产劳动密集型产品的城市。

表7 政策效应的异质性作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Treat \times fdishock$	0.075 (0.576)	0.299*** (0.008)	0.182 (0.209)	0.178** (0.044)	0.082 (0.388)	0.277* (0.056)	0.073 (0.480)	0.256** (0.039)
城市层面变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初城市层面变量 $\times fdishock$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	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	控制
样本数目	1 020	1 010	1 020	1 010	1 060	970	830	1 200
可调整的 R ²	0.101	0.143	0.092	0.152	0.149	0.101	0.170	0.098

2. 国有企业占比方面的异质性作用

根据对影响机制的分析可知,制造业产业升级主要通过企业间的资源再配置和资源配置效率的改进来实现。从企业间资源配置来看,中国企业存在明显的所有制差异,国有企业在融资借贷、政府补贴方面往往具有明显的所有制优势,更易规避外在的市场竞争机制。鉴于此,本文利用2001年的工业企业数据库计算城市维度的国有企业产出比重,基于城市国有企业占比中位数将样本划分为高国有企业占比和低国有企业占比两组,从城市国有企业占比方面进一步考察外商引资政策精准导向措施对制造业产业升级的异质性作用。估计结果分别见表7第(3)、(4)列, $Treat \times fdishock$ 的估计系数仅在国有企业占比较低城市样本内显著为正,说明外商引资政策对制造业产业升级的促进作用主要体现在国有企业占比较低的的城市。

3. 市场化程度和东西部地区的异质性作用

考虑到转型时期中国各地区市场化程度和发展水平的差异性,本文分别从地区市场化程度和东西部地区发展差距的视角再次考察了外商引资政策精准导向措施对

^①采用政策冲击前一年(2001年)作为样本划分标准,目的在于控制政策冲击对样本划分标准的影响及由此可能引致的样本选择问题。

制造业产业升级的异质性作用。一方面,根据樊纲等(2011)^[33]提供的2001年各省、直辖市、自治区的市场化进程相对指数(总指数),按照中位数将样本划分为市场化程度高的地区和市场化程度低的地区进行检验,估计结果见表7第(5)、(6)列;另一方面,根据城市地理区位将样本划分为东部地区和中西部地区城市进行检验,估计结果见表7第(7)、(8)列, $Treat \times fdishock$ 的估计系数在市场化程度较低的地区和中西部地区显著为正,说明外商引资政策对制造业产业升级的促进作用主要体现在市场化程度较低的中西部地区。

六、结论与政策建议

本文利用中国大量微观企业数据和外商引资政策中的《产业指导目录》,从外商引资政策精准导向的视角,采用双重差分法评估了其对于制造业产业升级的政策效应及影响机制。研究结果表明:第一,从政策效应来看,外商引资政策通过《产业指导目录》的精准导向,对于中国制造业产业升级具有积极的促进作用,且在考虑了识别假设条件和其他稳健性检验之后仍然成立;第二,从影响机制来看,外商引资政策对制造业产业升级的促进作用主要通过企业间的资源再配置和要素配置效率的提升来实现,在研发创新驱动的产业升级方面并未起作用;第三,从异质性效应来看,外商引资政策对制造业产业升级的促进作用主要体现在资本密集度、国有企业占比和市场化程度均较低的城市以及中西部地区。

本文研究结论的政策启示如下:第一,在外商引资方面,我国对外资的管理方式已经从《产业指导目录》过渡为准入前国民待遇加负面清单的新型管理模式,《鼓励外商投资产业目录》仍然发挥着引导外资流向的精准导向作用,这对于更好地利用外资优化国内资源配置效率,进而推动中国制造业产业升级仍具有积极的政策效应;第二,随着国内市场化程度和企业竞争力的提高,我国吸引外资的目的已经从以优化国内要素资源配置和配合出口导向型贸易政策为主,转向了以利用高质量外资实现国内高质量发展为主,如何通过优化外商引资政策的精准导向措施提高引资质量,增强国内企业的研发创新动力和能力,实现创新驱动型的产业升级模式,将是推进经济高质量转型发展的重要政策之一;第三,考虑到中国区域间巨大的发展差距,利用外商引资政策进一步改善各地区的市场竞争环境仍具有重要的现实意义,与此同时,结合各地区的要素禀赋条件,因地制宜地设计外资政策中的精准导向措施,优化外资产业结构和区域分布,推动各地区的产业转型升级和经济发展,是外商引资政策方面亟需关注的问题。

[参考文献]

- [1] 元朋,许和连,艾洪山. 外商直接投资企业对内资企业的溢出效应:对中国制造业企业的实证研究[J]. 管理世界,2008(4): 58-68.
- [2] 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(6): 95-106.
- [3] LU Y, TAO Z, ZHU L. Identifying FDI Spillovers [J]. Journal of International Economics, 2017(107): 75-90.

- [4] 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.
- [5] 冯丹卿,钟昌标,黄远浙. 外资进入速度对内陆企业出口贸易的影响研究 [J]. 世界经济, 2013 (12): 29-52.
- [6] 孙浦阳,蒋为,陈惟. 外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角 [J]. 管理世界, 2015, 266 (11): 53-69.
- [7] 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 (7): 102-115.
- [8] 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 (9): 12-32.
- [9] 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.
- [10] 裴长洪. 吸收外商直接投资与产业结构优化升级——“十一五”时期利用外资政策目标的思考 [J]. 中国工业经济, 2006 (1): 33-39.
- [11] 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.
- [12] 李力行,申广军. 经济开发区、地区比较优势与产业结构调整 [J]. 经济学 (季刊), 2015, 14 (3): 885-910.
- [13] 魏福成,邹薇,马文涛,等. 税收、价格操控与产业升级的障碍——兼论中国式财政分权的代价 [J]. 经济学 (季刊), 2013 (3): 1491-1512.
- [14] 彭俞超,方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定 [J]. 经济研究, 2016, 51 (7): 29-42.
- [15] 周茂,陆毅,符大海. 贸易自由化与中国产业升级: 事实与机制 [J]. 世界经济, 2016 (10): 78-102.
- [16] 童健,刘伟,薛景. 环境规制要素投入结构与工业行业转型升级 [J]. 经济研究, 2016, 51 (7): 43-57.
- [17] CHEN S X. The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China [J]. Journal of Public Economics, 2017 (147): 62-76.
- [18] GENTZKOW M. Television and Voter Turnout [J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121 (3): 931-972.
- [19] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal Applied Economics, 2015, 7 (4): 221-253.
- [20] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economic, 2012, 97 (2): 339-351.
- [21] CAI H, LIU Q. Does Competition Encourage Unethical Behavior? The Case of Corporate Profit Hiding in China [J]. Economic Journal, 2009, 119 (537): 764-95.
- [22] FEENSTRA R C, LI Z, YU M. Export and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Empirical Investigation from China [J]. Review of Economics and Statistics, 2014, 96 (4): 729-744.
- [23] HSIEH C, SONG Z. Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China [J]. Brookings Papers in Economic Activity, 2015 (1): 295-366.
- [24] TOPALOVA P. Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2 (4): 1-41.
- [25] BRANDT L, BIESEBROECK J V, WANG L, ZHANG Y. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms [J]. American Economic Review, 2017, 107 (9): 2784-2820.
- [26] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? [R]. Working Paper, 2016.
- [27] BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119 (1): 249-275.
- [28] MELITZ M J, POLANEC S. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit [J]. Rand Journal of Economics, 2015, 46 (2): 362-375.

- [29] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4): 1403-1448.
- [30] 聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置 [J]. *世界经济*, 2011, 34 (7): 27-42.
- [31] 蒋为. 增值税扭曲、生产率分布与资源误置 [J]. *世界经济*, 2016, 39 (5): 54-77.
- [32] 吴超鹏, 唐菡. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据 [J]. *经济研究*, 2016, 51 (11): 125-139.
- [33] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. *经济研究*, 2011 (9): 4-16.

(责任编辑 王 瀛)

FDI Policy , Targeted Measures and Upgrading of China's Manufacturing Industry

YAN Hongrong LIU Canlei

Abstract: Utilization of foreign direct investment (FDI) is an important part of constructing an open economy for China. In the current transition period of economic growth , it is an important task for China to actively and effectively use FDI to achieve high-quality economic growth. Base on micro-level enterprises database and *Catalogue for the Guidance of Foreign Investment Industries* , this paper examined the effects of FDI policy's targeted measures on upgrading of China's manufacturing industry using difference-in-difference method to reduce endogeneity bias and get systematic and rigorous empirical evidence. We find that the targeted measures of FDI policy significantly promote the upgrading of manufacturing industry through channels of resource re-allocation and factor allocation efficiency instead of R&D. The effects are significantly positive in cities with low capital intensity , SOE proportion and marketization degree in the central and western regions. Therefore , under the management system of the Negative List , utilization of Catalogue of Encouraged Industries for Foreign Investment and continuously optimizing targeted measures of FDI policy still have positive effects on industrial upgrading.

Keywords: FDI Policy; Targeted Measures; Resource Re-allocation; Industrial Upgrading