

外资进入、国内市场导向与中国本土企业创新

——基于制造业企业微观数据的实证

郭丽娟, 郑雨欣

(西南交通大学 经济管理学院, 成都 610031)

摘要: 东道国国内市场优势是影响外资创新溢出效应的重要因素之一。基于国内市场导向视角,利用中国制造业企业微观数据,实证分析外资进入对本土企业创新的影响及作用机制。结果表明:①行业外资进入显著促进了中国本土企业创新,外资国内市场导向对该促进效应存在强烈的正向调节作用,该结论在考虑了内生性问题和一系列稳健性检验后依然成立。②机制分析发现,外资国内市场导向通过生产本地化效应和市场结构效应强化外资进入对本土企业创新的促进作用。③异质性分析发现,资本技术密集型、与外资技术差距较小的本土企业,外资进入的创新促进作用更大;对于不同要素密集度的本土企业,外资国内市场导向均能发挥正向调节作用;但与外资技术差距较小的本土企业,外资国内市场导向的调节效应更强。在“双循环”新发展格局背景下,本文对充分发挥强大国内市场优势高水平引进外资、吸聚全球资源要素建设创新型国家提供了理论参考与政策启示。

关键词: 外资进入; 中国本土企业; 企业创新; 国内市场导向; 双循环

中图分类号: F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)4—0001—11

一、引言

创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的重要战略支撑。对于发展中国家而言,利用外商直接投资(foreign direct investment, FDI)获取技术外溢是提高自主创新能力的重要路径之一。改革开放以来,我国积极融入国际经济大循环,渐进扩大外资准入领域,外资对我国创新能力提升发挥了积极作用。2000—2020年,我国实际利用外资占全球比重从3%上升到15%,规模居全球第二位,同期,我国专利申请数从51906件增长到1497159件,占全球专利申请的比重从3.7%上升到45.7%^①。

然而,外资进入在带来技术外溢的同时,也导致我国对国外先进技术的过度依赖和技术锁定(黎峰, 2022),基于合资模式的“市场换技术”对提升我国核心技术的作用微乎其微(张杰和金岳, 2020)。究其原因,大量研究表明,未将国内市场规模优势内生至跨国公司技术转让合作是导致“市场换技术”战略失败的原因(冯伟, 2011),我国应发挥超大规模市场优势高质量吸收外资,倒逼本土企业加大创新力度(李俊, 2021),利用本国市场虹吸国外高级创新要素,加速发展中国的创新经济(刘志彪, 2019)。由此可见,如何发挥大国国内市场优势是影响外资创新溢出效应的重要因素之一。从近五年我国引进外资的趋势看,国内市场导向型外资占比已超过80%,国内市场成为外商投资来华布局的主要因素(张彩云和马宇, 2021)。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》(“十四五”规划)明确提出“形成强大国内市场,构建双循环新发展格局”,党的二十大也着重强调“依托我国超大规模市场优势,以国内大循环吸引全球资源要素”,外资是连接国内国际双循环的纽带,新发展格局对利用外资助力创新型国家建设提出了新的要求。那么,在构建“双循环”新发展格局的战略背景下,如何发挥我国强大国内市场优势高质量引进外资,进一步发挥外资对本土企业创新的促进作用是亟需研究的重要课题。

外资进入与本土企业创新一直都是学界重点关注的领域,但是基于国内市场导向视角研究二者关系的文献较为鲜见,和本文密切相关的文献主要有以下两支。第一支文献是研究外资进入对本土企业创新的影响效应,研究结论尚未统一。肯定观点认为FDI技术溢出对本土企业创新具有积极作用。Crescenzi 等

收稿日期:2023-01-19

基金项目:国家社会科学基金“新时代建设现代化经济体系的理论依据及指标体系构建研究”(18XKS009)

作者简介:(通讯作者)郭丽娟,经济学博士,西南交通大学经济管理学院讲师,硕士研究生导师,研究方向:区域经济、产业经济;郑雨欣,西南交通大学经济管理学院硕士研究生,研究方向:产业经济。

① 数据来源于《2021 中国外资统计公报》和世界银行数据库。

(2015)对英国企业的研究发现同行业外资进入促进了本土企业创新。较多学者运用中国工业企业数据库开展研究,毛其淋(2019)发现外资进入显著提高了本土企业的创新程度,并延长了其创新持续时间;唐宜红等(2019)研究支持FDI能够提高中国企业创新能力,但其促进作用受到内资企业特性和区域制度的调节影响;诸竹君等(2020)研究发现同行业外资进入提升了内资企业的创新数量和创新效率,但恶化了创新质量;郑妍妍和李磊(2020)的研究也得到外资提高我国内资企业整体自主创新能力的结论。否定观点认为外资进入不利于本土企业技术创新。罗伟和葛顺奇(2015)对2005—2007年中国规模以上制造企业的研究表明,跨国公司进入降低了中国制造企业以研发倾向和研发强度衡量的自主研发水平;石大千和杨咏文(2018)对我国1998—2015年省级层面大中型工业企业的研究发现,FDI对企业创新影响的净效应为负。第二支文献是探讨不同导向的外资技术溢出效应的差异性,多数研究认为国内市场导向型外资技术溢出效应更加显著。李建伟和冼国明(2010)对工业行业的研究表明,国内市场导向型外资更容易与上游行业建立后向关联,提升本土企业产出;高鹏(2018)发现国内市场导向型外资通过拉动更大规模的本土关联和中间品需求,提升国内出口增加值率;郭娟娟等(2020)运用中国工业企业数据,研究支持国内市场导向型外资更能提升我国企业的全球价值链地位,李怡和李平(2018)也得出类似结论;陈波和张程程(2022)对中国上市公司的研究表明,与其他类型的FDI相比,国内市场导向型FDI更能促进本土企业的创新能力。

由上述可知,既有文献证实了外资进入对本土企业创新的影响,国内市场导向型外资具有更为显著的技术溢出效应。但是外资国内市场导向如何影响其创新溢出效应,其作用机制是什么,我国应如何发挥国内市场优势进一步强化外资的创新溢出效应,尚未得到理论与实证的系统研究。鉴于此,本文利用中国工业企业微观数据,研究外资进入与本土企业创新的关系,尤其检验国内市场导向在其中发挥的调节效应及其作用机制。与既有研究相比,本文可能存在的边际贡献在于:①本文发现生产本地化效应与市场结构效应是外资国内市场导向调节效应发挥的主要途径,扩展了从技术缺口和国内市场导向视角研究外资溢出效应的研究成果;②本文的研究为立足“双循环”新发展格局,依托强大国内市场高水平引进外资、吸聚全球资源要素建设创新型国家提供了有益启示。

二、理论分析与研究假设

(一)外资进入、国内市场导向与本土企业创新

已有研究表明,外资进入通过多种渠道影响本土企业创新。第一,示范模仿效应,外资进入为本土企业提供近距离学习机会,本土企业模仿学习外资企业行为,对产品进行“逆向工程”研发,进而提升技术创新水平(石大千和杨咏文,2018)。第二,人员流动效应,外资企业的本地雇员自创企业、接触或流向本土企业,为本土企业带来先进的生产技术和管理经验,进而对其技术创新产生正面影响(曾国安和马宇佳,2020)。第三,竞争效应,外资进入的竞争压力会促使本土企业加大科技投入和员工培训,也可能降低本土企业市场份额或挤出本土企业,进而削弱对本土企业创新的影响(李伟和路惠雯,2019)。第四,产业关联效应,外资企业向上游本土企业提供资金支持和技术许可,为下游本土企业提供高质量的中间品和技术服务(程正中和夏恩君,2020),间接提升本土企业创新能力。第五,融资约束缓解效应,外资企业通过增加上游本土企业产品购买、供应下游本土企业价格更低的中间投入品,进而扩大本土企业销售规模和利润、降低生产成本,这两种方式均有利于本土企业缓解融资约束,进行更多的创新活动(毛其淋,2019)。

外资进入导向影响其技术溢出效果(陈波和张程程,2022)。成本导向型外资主要从事“两头在外”的加工贸易,技术、中间品和市场均在境外,与本土企业关系松散,难以对本土企业创新活动发挥正向溢出效应。与之相比,市场导向型外资更有利于技术转移和技术外溢,从而更有利于东道国企业创新。原因在于,第一,外资自身技术水平决定了技术溢出效应的大小。市场导向型外资生产率和技术含量更高(罗伟等,2018),为维持和扩大市场规模,这类外资企业更注重研发投入,会不断增加技术创新力度或从母公司转移更高水平的技术。第二,外资与本土经济社会之间互动结合的紧密程度、本地嵌入性是影响溢出效应发挥的直接因素(邱国栋和陈景辉,2010)。市场导向型外资更多采用本土化采购和国内销售,根植性较强,与本土企业关联度较高,具备上下游产业链带动作用,本土企业从中受益的机会更多。

基于此,本文提出假设1:

行业外资进入能够促进本土企业创新,外资国内市场导向对该促进效应发挥正向调节作用。即外资国

内市场导向性越强,外资进入对本土企业创新的促进作用越大(H1)。

(二)国内市场导向、生产本地化效应与本土企业创新

跨国公司在东道国创造新价值的过程就是生产本地化过程。外资生产本地化程度反映了本地要素参与外资企业生产经营的程度、本地员工在外资企业就业的机会、本土企业与外资企业的关联。外资企业主要根据生产本地化程度控制技术的使用、转移和扩散,其反映了本土企业接触外资技术的概率,决定了本土企业模仿学习的可能性(傅元海等,2010)。

外资国内市场导向会加深其生产本地化程度并最终有利于本土企业创新。原因是,第一,外资生产本地化增加了本土企业技术学习的机会。逆向模仿不可能获得产品设计、生产技术、营销管理等全部知识,需要高度依靠经验积累和直接学习。在外资生产本地化程度较高的行业,本土企业能够近距离观察到更多生产工序,直接学习其相关流程和技术知识,通过开展与外资企业的技术交流与研发合作,也能够无偿获得相关技术信息、参数、指南及诀窍,甚至核心技术。第二,外资生产本地化通过供应链关联强化中间品技术溢出。较高的生产本地化促使外资企业与本土企业形成持续而稳定的产业关联(李磊等,2017)。产业关联强化技术溢出,具体体现在:一是,前向关联效应,外资企业向下游本土企业提供技术含量更高的中间产品,本土企业吸收固化于中间产品中的技术、享受产品售后服务,获得技术和知识溢出;二是,后向关联效应,外资企业通过中间品需求密切与本土企业关联,本土供应商获得外资企业技术帮助和质量控制,间接提高本土供应商技术水平。

基于此,本文提出假设2:

外资国内市场导向通过生产本地化效应强化外资进入对本土企业创新的促进作用。体现为,外资生产本地化增加本土企业技术学习机会、密切供应链关联,强化中间品技术溢出(H2)。

(三)国内市场导向、市场结构效应与本土企业创新

外资进入会改变东道国的市场结构。一方面,外资进入增加了东道国国内市场中企业的绝对数量,强化了市场竞争;另一方面,市场竞争使低效率的企业被淘汰,最终产业呈现集中趋势,甚至某些行业完全由外资企业垄断,产生了反竞争效应(毛毅,2017)。适度的竞争有利于本土企业创新。

外资国内市场导向会迅速改变东道国的市场结构进而对本土企业创新产生影响。第一,外资进入改变市场竞争格局,倒逼本土企业以创新拓宽生存发展空间。本土企业为维持现有市场份额,会倾向于增加研发投入、改良技术、加大员工培训,最终体现为创新能力的提升。第二,外资进入加剧市场竞争并直接提升产业的市场集中度(刘建丽,2019)。技术落后的企业被迅速淘汰,在位本土企业不断提高技术创新能力,从而与外资技术差距进一步缩小,外资企业为维持技术领先优势,被迫开发或引进新技术,开始新一轮的技术溢出,诱发本土企业新一轮创新能力提升(邓娅娟等,2021)。第三,高效率外资企业进入将降低在位本土企业的市场份额和利润,本土企业会减少研发投入,更难从事周期长、风险高的自主研发行为(Arkolakis et al, 2018)。在面临市场竞争冲击和市场份额缩减时,本土企业会更多采取“妥协策略”,即不断收缩经营范围或退出市场(罗伟和葛顺奇,2015),这会降低本土企业的研发创新力度。

基于此,本文提出假设3:

外资国内市场导向通过市场结构效应影响外资进入对本土企业创新的促进作用,但市场结构效应对本土企业创新的影响方向尚不确定(H3)。

三、模型构建与数据说明

(一)数据来源及处理

本文使用的微观企业数据主要来源于国家统计局公布的《中国工业企业数据库(1998—2007)》。选择2007年及以前年份数据的原因有三点:一是,该数据库在2007年以后存在样本遗漏、指标缺失与极端值较多等问题,同时,规模以上工业企业标准在2007年后发生了变化,使得样本之间的可比性程度降低(聂辉华等,2012)。张平淡和屠西伟(2022),刘德学和钟湘玥(2021)及毛其淋(2019)等在关于企业创新的研究中均采用了2007年及以前的数据。二是,该数据库在2007年以后未公布实收资本中外资份额和增加值等关键性数据。三是,1998—2007年是中国经济高度腾飞和中国吸引市场导向型外资的重要年份,数据适合于研究主题。因此,本文认为使用2007年及以前年份的数据进行研究是合理的。

本文研究对象为本土企业,根据中国工业企业数据库中企业的登记注册类型,可以把企业划分为国有企

业、集体企业、私营企业、中国港澳台资企业和外商投资企业五种类型,参考唐宜红等(2019)的做法,将除外商投资企业和中国港澳台投资企业^②之外的内资企业界定为本土企业。由于中国工业企业数据库 2004 年数据未统计新产品产值且多项指标缺失,借鉴陈晓华和彭榴静(2018)的做法,剔除 2004 年数据。和以往文献保持一致,剔除采矿业、电力、燃气及水的生产和供应业企业,选取制造业企业进行研究。在此基础上,参考既往文献(Brandt et al, 2012;唐宜红等, 2019;诸竹君等, 2020;毛其淋和方森辉, 2020)对原始数据进行如下处理:①使用序贯匹配法对企业进行识别;②根据国家统计局的匹配方法将历年行业代码统一至 2002 年标准;③删除企业资产合计、企业成立时间数据缺失的样本,删除 1949 年前成立、企业年龄小于 0 的样本,剔除员工人数小于 8 人的样本;④删除总资产小于流动资产、总资产小于固定资产、总资产小于固定资产净值,不符合会计准则的样本;⑤剔除不合常理的负值样本,新产品产值、实收资本、港澳台资本、外商资本、出口交货值、企业总资产、应付薪酬、政府补贴、工业增加值等主要变量为负值则删除此观测值。为消除极端值对实证分析的干扰,对企业层面的连续变量进行 1% 的双侧缩尾处理。

(二)模型设定

为研究外资进入、国内市场导向与本土企业创新之间的内在联系,构建如下调节效应模型以验证研究假设 1。

$$Innov_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{jt} + \alpha_2 FDI_{jt} \times MO_{jt} + \alpha_3 MO_{jt} + \gamma Control + \delta_i + \delta_t + \delta_p + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中: $Innov_{ijt}$ 为行业 j 本土企业 i 在 t 年的创新行为代理变量; FDI_{jt} 为行业 j 在 t 年的外资进入程度; MO_{jt} 为行业 j 在 t 年的外资国内市场导向; $Control$ 为一系列控制变量;为避免时间、行业、地区特征潜在干扰实证结果,同时控制企业固定效应 δ_i 、年份固定效应 δ_t 和地区固定效应 δ_p ; ε_{ijt} 为随机误差项; α_0 为截距项; α_1 为行业外资进入对本土企业创新的直接影响; α_2 为外资国内市场导向对二者关系的调节效应; α_3 为外资国内市场导向对本土企业创新的影响; γ 为控制变量对本土企业创新的影响。

为验证外资国内市场导向调节效应发挥的具体机制,参考叶宝娟和温忠麟(2013)构建有中介的调节效应模型,验证研究假设 2 和假设 3。

$$Mediator_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{jt} + \alpha_2 FDI_{jt} \times MO_{jt} + \alpha_3 MO_{jt} + \gamma Control + \delta_i + \delta_t + \delta_p + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$Innov_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{jt} + \alpha_2 FDI_{jt} \times MO_{jt} + \alpha_3 MO_{jt} + \alpha_4 Mediator_{jt} + \gamma Control + \delta_i + \delta_t + \delta_p + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中: $Mediator_{jt}$ 为中介变量,分别代表行业外资生产本地化程度($Local_{jt}$)和行业市场结构($Structure_{jt}$),模型(2)中 α_1 和 α_2 分别为行业外资进入(FDI)、外资进入与国内市场导向交互项($FDI \times MO$)对中介变量($Mediator_{jt}$)的影响; α_3 为外资国内市场导向对中介变量的影响; γ 为控制变量对中介变量的影响;模型(3)是将中介变量纳入模型(1)中,考察外资国内市场导向通过中介变量对行业外资进入与本土企业创新二者关系的影响机制; α_4 为中介变量对本土企业创新的影响,其余变量与模型(1)一致。若存在中介效应,则模型(2)中 FDI 与 $FDI \times MO$ 的系数均显著,且模型(3)中 $Mediator_{jt}$ 的系数显著。此外,本文采用面板固定效应模型进行计量识别,在稳健性检验中使用面板 Tobit 模型控制零值样本可能带来的估计偏误。

(三)变量设定

1. 被解释变量

本土企业创新($Innov$)。衡量企业创新的指标有研发投入、专利申请和授权数目、新产品数量、新产品销售收入或产值等。本文研究的本土企业创新主要指技术创新,即将有商业价值的新技术、新知识、新工艺等转变成商业化产品的活动。由于新产品产值能够体现技术创新的商业化水平和市场价值,一般被认定为科技活动的直接商业化产出,因此,本文选取新产品产值加 1 取对数作为企业创新活动的衡量指标,本土企业新产品产值以 1998 年为基期的工业生产者出厂价格指数进行平减。

2. 解释变量

行业外资进入程度(FDI),借鉴 Javorcik(2004)的方法,使用行业中所有企业外资份额以总产值作为权重的加权平均值进行度量,计算公式为 $FDI_{jt} = \left(\sum_{i \in j} y_{it} \times f_{it} \right) / \sum_{i \in j} y_{it}$,其中, i 为企业; j 为三位码行业; t 为年度; y_{it} 为企业 i 在 t 年的总产值; f_{it} 为企业 i 在 t 年的外资份额,以企业实收资本中的外商资本和港澳台资本之和占实

② 外商投资企业登记注册类型为 310、320、330、340;中国港澳台投资企业登记注册类型为 210、220、230、240。

收资本的比重表示。

3. 调节变量

外资国内市场导向(*MO*),借鉴黎峰(2017)的做法,用外资内销倾向刻画其国内市场导向,即三位码行业外资内销额占外资销售收入的比重。外资内销倾向越高,其国内市场导向特征越明显。

4. 中介变量

①外资生产本地化程度(*Local*),借鉴傅元海等(2010)的研究,用外资企业价值增值率衡量,即外资企业增加值与总产出的比例。理由是,外资企业的增加值可以分解为母国创造和国外创造两部分,从东道国的视角,外资企业在东道国创造增加值的过程就是生产本地化过程,其在东道国创造的增加值越接近于总的增加值,说明生产本地化程度越高;②行业市场结构(*Structure*),用三位码行业赫芬达尔指数衡量,赫芬达尔指数取值为0~1,值越大表明市场集中度越高,市场结构趋向垄断型。

5. 控制变量

①企业规模(*Size*),用企业员工人数取对数值表示;②企业年龄(*Age*),用当年年份减去企业开业年份再加1取对数表示;③企业人力资本水平(*Human*),采用企业应付薪酬除以企业员工人数衡量,企业应付薪酬以1998年为基期的居民消费价格指数进行平减;④企业政府补助(*Subsidy*),用企业获取的政府补助加1取对数表示,企业获取的政府补助以1998年为基期的居民消费价格指数进行平减;⑤企业负债率(*Debts*),用企业负债总额和企业资产总额的比值度量;⑥行业资本密集度(*KL*),采用三位码行业固定资产净值年平均余额与从业人员年平均人数的比值表示,行业固定资产净值年平均余额以1998年为基期的固定资产投资价格指数进行平减。

(四)数据描述性统计

表1报告了主要变量的含义和描述性统计。本土企业创新(*Innov*)的标准差是2.5099,最小值是0,最大值是11.2412,表示不同企业新产品产值差异较大,中位数是0,均值是0.7496,说明大部分企业没有新产品产值,本土企业整体创新水平不高。行业外资进入程度(*FDI*)的标准差为0.1335,最小值为0,最大值为0.9137,除其他烟草制品加工、煤制品制造、核辐射加工、核燃料加工极少部分行业无外资进入外,其他行业均有不同程度外资进入。外资国内市场导向(*MO*)均值为0.6735,最小值为0,最大值为1,标准差为0.2194,说明部分行业外资完全出口或完全内销,经计算有超过60%的行业外资偏向于国内市场导向。外资生产本地化程度(*Local*)均值为0.2767,中位数为0.2763,标准差为0.0490,外资在我国境内创造的增加值占产出的比重约27%,说明外资生产本地化程度不高。行业市场结构(*Structure*)均值为0.0095,中位数为0.0056,标准差为0.0130,说明我国大多数行业的市场结构处于充分竞争状态。

表1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量代码	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值	观测值
被解释变量	本土企业创新	<i>Innov</i>	0.7496	2.5099	0.0000	0.0000	11.2412	1354520
解释变量	行业外资进入	<i>FDI</i>	0.2205	0.1335	0.2014	0.0000	0.9137	1354520
调节变量	外资国内市场导向	<i>MO</i>	0.6735	0.2194	0.7049	0.0000	1.0000	1353826
中介变量	外资生产本地化	<i>Local</i>	0.2767	0.0490	0.2763	0.0808	0.9701	1353826
	行业市场结构	<i>Structure</i>	0.0095	0.0130	0.0056	0.0009	0.7785	1354520
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	4.7057	1.0711	4.6151	2.4849	7.7753	1354520
	企业年龄	<i>Age</i>	2.0754	0.9271	2.0794	0.0000	3.9120	1354470
	企业人力资本	<i>Human</i>	2.2651	0.6045	2.3092	0.2559	3.8396	1354520
	企业政府补助	<i>Subsidy</i>	0.6559	1.8945	0.0000	0.0000	8.2196	1354520
	企业负债率	<i>Debts</i>	0.6098	0.2969	0.6234	0.0098	1.5611	1351005
	行业要素密集度	<i>KL</i>	80.1015	57.5029	66.5446	10.2354	538.7333	1354520

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表2为基准回归结果,列(1)~列(3)均控制了企业、年份及地区固定效应。列(1)、列(2)验证核心解释变量行业外资进入(*FDI*)对本土企业创新的影响,列(2)加入控制变量后,*FDI*的估计系数由0.1914增加到0.1996,均在1%的统计水平上显著,表明行业外资进入对本土企业创新具有显著正向促进作用。列(3)考察

外资国内市场导向的调节作用,行业外资进入(FDI)、外资进入与国内市场导向的交互项($FDI \times MO$)在 1% 的统计水平上均显著为正,表明外资国内市场导向(MO)显著正向调节了行业外资进入(FDI)与本土企业创新($Innov$)之间的关系,外资国内市场导向性越强,外资进入对本土企业创新的促进作用越大。基准回归结果与研究假设 1 一致,即行业外资进入能够促进本土企业创新,外资国内市场导向对该促进效应发挥正向调节作用。

表 2 中控制变量与本土企业创新的关系也基本达到理论预期。企业年龄(Age)的估计系数显著为负,但不显著。企业规模($Size$)的估计系数显著为正,表明企业规模与企业创新正相关,规模大的企业更有能力进行创新活动。企业人力资本($Human$)估计系数显著为正,表明平均工资高的企业人力资本禀赋也越高,对新知识和技术的吸收能力更强,企业新产品产出也越高。企业政府补助($Subsidy$)估计系数显著为正,表明政府补贴能够降低企业创新成本,进而促进企业新产品研发。企业负债率($Debts$)估计系数显著为负,企业负债会影响创新资金投入,导致企业创新产出较低。行业资本密集度(KL)估计系数为负,但与 0 非常接近,说明行业资本密集度对本土企业创新的影响并不明显。

(二)稳健性检验

1. 更换本土企业识别方法

本文在基准回归中通过“企业登记注册类型”识别本土企业,由于外资企业可以享受各种税收优惠政策,企业可能通过填报“登记注册号”改变企业类型,导致用登记注册类型识别方法存在偏误(聂辉华等,2012)。为解决这一问题,借鉴毛其淋(2019)的做法,将港澳台资本和外商资本之和占实收资本的比例小于 25% 的企业界定为本土企业。检验结果见表 3 的列(1), FDI 、 $FDI \times MO$ 的系数均在 1% 的水平上显著为正,结果并没有因为更换本土企业的识别方法而改变,与基准回归结果一致,证明了基准回归结果的稳健性。

表 3 稳健性检验与内生性处理结果

变量	更换本土企业识别	更换 FDI 测度	用专利申请量衡量本土企业创新	面板 Tobit 模型	2SLS 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Innov$	$Innov$	$Innov$	$Innov$	$Innov$
FDI	0.2909*** (0.044)	0.1748*** (0.035)	0.0250*** (0.008)	2.6429*** (0.318)	0.7589*** (0.159)
$FDI \times MO$	0.5454*** (0.125)	0.2491** (0.106)	0.0428* (0.025)	17.3046*** (0.866)	0.8716*** (0.236)
MO	0.0445 (0.027)	0.0129 (0.026)	-0.0138** (0.006)	-0.5859*** (0.205)	0.1565*** (0.053)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	未控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量					1.7×10 ⁴ [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量					1.5×10 ⁴ 16.38
Hansen J 统计量					0.000
$Constant$	-1.1415*** (0.035)	-1.0285*** (0.035)	-0.0220*** (0.007)	-41.8990*** (0.366)	
$Observations$	1362709	1350276	1350087	1350282	747893
R^2	0.678	0.669	0.641		0.080

注: *、**、*** 分别表示参数在 10%、5%、1% 的水平上显著;小括号中的数字表示稳健标准误,中括号中的数字为 p 值,大括号里的数字为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值,交互项经过中心化处理,回归结果由 STATA15.0 给出。

2. 更换解释变量“行业外资进入程度”的测算方法

前文中,用行业中所有企业外资份额以总产值作为权重的加权平均值,衡量行业外资进入程度(FDI),此处借鉴李磊等(2018)的做法,采用各行业中外资企业的销售收入占全部规模以上工业企业销售收入的比重衡量。检验结果见表3的列(2), FDI 系数、 $FDI \times MO$ 的系数分别在1%和5%的水平上显著为正,基准回归结果依然稳健。

3. 以专利申请量衡量“本土企业创新”

使用专利申请量作为本土企业创新的代理变量,参考诸竹君(2020)的研究,通过企业名称将中国工业企业数据库与国家知识产权局的中国专利数据库进行匹配,用企业专利申请量加1取对数衡量本土企业创新。检验结果见表3的列(3), FDI 的系数在1%的水平上显著为正,说明外资进入促进了以专利申请数为代表的本土企业创新产出, $FDI \times MO$ 的系数在10%的水平上显著为正,与 FDI 的系数符号一致,说明外资国内市场导向性越强,外资进入对本土企业创新产出的促进作用越大,起到正向调节作用,证明了基准回归结果的稳健性。

4. 使用面板 Tobit 模型

工业企业数据库中大量新产品产值为零值的情况,占总样本的91%。可能的原因是,企业未进行新产品研发,新产品产值确实为零;新产品产值不为零,但企业未统计相关信息。为控制零值样本可能带来的估计偏误,采用面板 Tobit 模型进行估计,由于企业层面虚拟变量数量过大,会导致 Tobit 估计无法收敛,本文选择控制年份、行业和地区固定效应。检验结果见表3的列(4), FDI 系数、 $FDI \times MO$ 的系数均在1%的水平上显著为正,说明行业外资进入促进了本土企业创新,外资国内市场导向存在显著正向调节作用,这一结果与基准回归模型结论一致。

(三)内生性检验

本文的被解释变量为本土企业创新能力,行业外资进入作为一个宏观变量,其受到单个本土企业创新行为的影响较小,本文选取的核心解释变量与被解释变量一定程度规避了内生性问题。但是,即使行业外资进入无法由单个制造企业所驱动,依然会因为遗漏变量或测量误差导致结果出现偏误,本文试图通过工具变量法缓解内生性问题。借鉴已有文献的做法,选取 FDI 的滞后一期作为 FDI 的工具变量,并利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归。在工具变量相关检验中,Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 p 值为0,强烈拒绝工具变量识别不足的假设;Hansen J 统计量数值为0,可知工具变量为恰好识别,不存在过度识别工具变量问题;Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验在10%水平上的临界值,拒绝了弱工具变量的原假设。上述检验表明,本文选择的工具变量是有效的,能够通过时间顺序上的不可逆性确保因果关系识别。由表3的列(5)可知,加入工具变量后,行业外资进入(FDI)的系数为0.7589, $FDI \times MO$ 的系数为0.8716,皆通过1%显著性水平检验,且两个系数值均大于基准回归结果。在考虑了内生性问题后,本文的核心结论依旧成立。

五、机制检验

前文的研究结论表明,外资国内市场导向正向调节外资进入对本土企业创新的影响。为进一步探讨外资国内市场导向调节作用发挥的具体机制,本文从生产本地化效应和市场结构效应两个角度展开分析。为减轻多重共线性问题,对交互项变量进行中心化处理。

(一)生产本地化效应

表4中,列(1)为基准回归;列(2)以外资生产本地化程度($Local$)作为因变量,行业外资进入(FDI)、外资进入与国内市场导向的交互项($FDI \times MO$)其系数均在1%的水平上显著为正($\alpha_1=0.0055, p < 0.01; \alpha_2=0.1251, p < 0.01$),说明外资国内市场导向加深了外资在东道国的生产本地化程度。列(3)在基准回归基础上加入中介变量“外资生产本地化”,可见,外资生产本地化($Local$)的系数显著为正($\alpha_4=0.2098, p < 0.01$),说明外资生产本地化在外资进入与本土企业创新关系中起到中介作用,与列(1)相比, FDI 的系数($\alpha_1=0.2674, p < 0.01$)、交互项($FDI \times MO$)的系数($\alpha_2=0.6104, p < 0.01$)均减小但仍显著为正,说明外资国内市场导向的调节效应通过外资生产本地化中介发挥作用。即在外资国内市场导向下,外资进入通过加深在东道国的生产本地化程度,从而强化对本土企业创新的影响效应,有效支持了研究假设2。

(二) 市场结构效应

表 4 中列(4)以行业市场结构(*Structure*)为因变量,*FDI*及 *FDI*×*MO* 的系数均在 1% 的水平上显著为正($\alpha_1=0.0065, p < 0.01$; $\alpha_2=0.0166, p < 0.01$),说明外资进入会改变行业市场结构,使行业市场结构变得更加集中,外资国内市场导向会正向调节外资进入对行业市场结构的影响。列(5)在基准回归的基础上加入中介变量“行业市场结构”,行业市场结构(*Structure*)的系数显著为负($\alpha_4=-0.5506, p < 0.05$),与基准回归列(1)相比,*FDI*的系数($\alpha_1=0.2721, p < 0.01$)、*FDI*×*MO*的系数($\alpha_2=0.6457, p < 0.01$)仍显著为正,说明行业市场结构在外资进入与本土企业创新关系中起到中介作用,外资国内市场导向的调节效应部分通过行业市场结构中介发挥作用,即在外资国内市场导向下,行业外资进入会加速改变东道国市场结构,使行业市场结构变得集中,削弱市场竞争活力,从而对本土企业创新产生不利影响,假设 3 得到验证。

表 4 中介效应检验结果

变量	基准回归模型	生产本地化效应		市场结构效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Innov</i>	<i>Local</i>	<i>Innov</i>	<i>Structure</i>	<i>Innov</i>
<i>FDI</i>	0.2686*** (0.044)	0.0055*** (0.001)	0.2674*** (0.044)	0.0065*** (0.000)	0.2721*** (0.044)
<i>FDI</i> × <i>MO</i>	0.6366*** (0.125)	0.1251*** (0.002)	0.6104*** (0.126)	0.0166*** (0.001)	0.6457*** (0.125)
<i>MO</i>	0.0308 (0.027)	0.0497*** (0.000)	0.0204 (0.027)	0.0065*** (0.000)	0.0343 (0.027)
<i>Local</i>			0.2098*** (0.073)		
<i>Structure</i>					-0.5506** (0.249)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-1.0428*** (0.036)	0.2572*** (0.001)	-1.0968*** (0.040)	0.0020*** (0.000)	-1.0418*** (0.036)
<i>Observations</i>	1350276	1350276	1350276	1350276	1350276
<i>R</i> ²	0.669	0.825	0.669	0.782	0.669

注: *、**、*** 分别表示参数在 10%、5%、1% 的水平上显著; 括号中的数字表示稳健标准误, 交互项经过中心化处理, 回归结果由 STATA15.0 给出。

六、异质性分析

本土企业和外资企业的技术差距不同, 导致本土企业对先进技术的吸收能力不同; 不同要素密集度的企业对技术创新的需求不同, 也会影响外资技术溢出的效果。鉴于此, 本文从技术差距和要素密集度视角展开异质性分析。

(一) 基于本土企业技术差距的分析

借鉴郑妍妍和李磊(2020)的方法, 用本土企业劳动生产率与同行业外资企业平均劳动生产率之比衡量本土企业与外资企业的技术差距, 比值越大, 表明本土企业与外资企业的技术差距越小, 本土企业的吸收能力越强。首先计算技术差距变量的中位数, 将大于中位数的本土企业归为与外资技术差距较小的样本, 将小于中位数的本土企业归为与外资技术差距较大的样本, 分样本的估计结果见表 5 的列(1)、列(2)。结果显示, *FDI*的估计系数均在 1% 的水平上显著为正, 与外资技术差距较小的样本中 *FDI* 系数更大, 组间系数差异检验显著, 说明本土企业与行业内外资企业的技术差距较小时, 外资进入对本土企业创新的促进作用更大。*FDI*×*MO* 的估计系数分别在 1% 和 5% 水平上显著为正, 与外资技术差距小的样本中 *FDI*×*MO* 的系数为 1.625, 大于与外资企业技术差距大的样本(系数为 0.383), 组间系数差异检验显著, 说明当本土企业与外资技术差距小时, 外资国内市场导向的调节效应更强。可能的原因在于, 本土企业与外资企业技术差距较小, 有利于本土企业与外资企业在产品市场形成良性竞争, 有效激励企业进行创新活动; 也有利于外资企业与本土企业产生频繁的经济联系, 提高技术溢出的可能性; 也说明本土企业具备与外资先进技术相匹配的吸收能力, 有能力消化吸收外资企业先进技术或知识, 从而促进企业自主创新。

(二) 基于本土企业要素密集度的分析

根据黄先海等(2018)的分类方法, 企业资本密集度用固定资产净值与企业职工人数之比表示, 将企业资本密集度大于中位数的本土企业归为资本技术密集型, 小于中位数的本土企业归为资源劳动密集型。分样本估计结果见表 5 的列(3)、列(4)。结果显示, *FDI*的系数在 1% 的水平上均显著为正, 但在资本技术密集型企业中的系数值(0.335), 大于资源劳动密集型企业中的系数值(0.253), 组间系数差异通过 1% 的显著性检

表5 异质性分析结果

变量	技术差距小	技术差距大	资源劳动密集型	资本技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Innov</i>	<i>Innov</i>	<i>Innov</i>	<i>Innov</i>
<i>FDI</i>	0.586*** (0.0744)	0.168*** (0.0638)	0.253*** (0.0617)	0.335*** (0.0704)
<i>FDI</i> × <i>MO</i>	1.625*** (0.214)	0.383** (0.180)	0.569*** (0.171)	0.654*** (0.210)
<i>MO</i>	0.0980** (0.0459)	-0.0869** (0.0398)	-0.00901 (0.0369)	0.106** (0.0458)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.792*** (0.0585)	-1.260*** (0.0553)	-0.817*** (0.0571)	-1.610*** (0.0672)
<i>Observations</i>	676306	673969	673375	676901
<i>R</i> ²	0.704	0.723	0.690	0.721
经验 <i>p</i> 值	<i>FDI</i> : -0.2224*** <i>FDI</i> × <i>MO</i> : -0.6690***		<i>FDI</i> : 0.1229** <i>FDI</i> × <i>MO</i> : 0.1417	

注: *、**、***分别表示参数在10%、5%、1%的水平上显著;括号中的数字表示稳健标准误,“经验 *p* 值”用于检验组间系数差异显著性,交互项经过中心化处理,回归结果由STATA15.0给出。

验,说明外资进入显著提升了本土企业创新,且对资本技术密集型企业的促进作用更强。可能的原因在于,资源劳动密集型外资企业,携带技术与本土同行企业较为接近,本土企业向外资企业学习的空间较小,外资企业的技术外溢不明显;与之对比,资本技术密集型本土企业更关注技术、知识和管理等要素对产出的作用,创新需求更强,具有较高的技术消化吸收能力,外资进入对其创新促进作用更强。*FDI*×*MO*的系数在1%的水平上均显著为正,资本技术密集型行业中的系数值(0.654)大于资源劳动密集型行业中的系数值(0.569),组间系数差异未通过显著性检验,说明无论是对资本技术密集型还是资源劳动密集型本土企业,外资国内市场导向均能起到正向调节作用。

七、结论与政策启示

本文利用中国工业企业数据,研究外资国内市场导向对外资进入与本土企业创新关系的影响及其作用机制。研究发现:①行业外资进入能够促进本土企业创新,外资国内市场导向对该促进效应存在强烈的正向调节作用,即外资国内市场导向性越强,外资进入对本土企业创新的促进作用越大;②外资的国内市场导向通过外资生产本地化效应和市场结构效应,强化其对本土企业创新的促进作用;③在资本技术密集型、与外资技术差距较小的本土企业,外资进入的创新促进作用更大;外资国内市场导向对不同要素密集度的本土企业,均能发挥正向调节作用;与外资技术差距较小的本土企业,外资国内市场导向的调节效应更强。

本文的研究结论对我国充分利用外资国内市场导向,激发本土企业自主创新能力产生如下政策启示:第一,打破市场分割,建设强大国内市场,依托国内大循环形成全球创新资源的强大引力场,充分利用国内市场优势高水平引进外商投资,引导外资加大对中高端制造业、高新技术和传统制造业转型升级等领域的投资,使我国从“世界工厂”向“世界市场”转变。第二,在引进高技术的同时,注重提高外资企业的生产本地化水平,鼓励外资企业增加本地采购、完善在华产业链体系,引导本土企业与跨国公司开展产业链合作,扩大技术溢出效应,促进本土企业技术进步并攀升全球价值链。第三,强化本土企业自主创新意识和技术吸收能力,有针对性地学习和转化外资企业先进技术和知识,通过消化、吸收提高自主研发能力,缩小与外资企业技术差距,在新领域中突破链主企业技术垄断与限制,实现跨越式发展。第四,建设良性、公平、可预期的市场竞争环境,引导本土企业和外资企业公平参与市场竞争,共享发展红利,充分发挥外资在国内市场中的竞争促进作用,使之成为推动本土企业创新发展的重要力量。

参考文献

- [1] 陈波,张程程,2022. FDI的创新效应:低端锁定还是转型升级?——来自中国沪深A股上市公司的发现[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 36(3): 92-103.
- [2] 陈晓华,彭榴静,2018. 外资进入速度对本土企业生产技术革新影响分析——来自2000—2007年持续经营企业的经验证据[J]. 国际贸易问题, (8): 121-134.
- [3] 程正中,夏恩君,2020. 外商直接投资对高新区发展存在溢出效应吗?——基于31个国家高新区面板数据的实证分析[J]. 技术经济, 39(3): 87-93.

- [4] 邓娅娟, 王元地, 秦颖, 2021. FDI对中国制造业行业二元式创新的影响——行业市场化水平和外资进入速度的调节作用[J]. 软科学, 35(11): 13-18.
- [5] 冯伟, 2011. 市场如何才能换来技术[J]. 科学学与科学技术管理, 32(10): 158-164.
- [6] 傅元海, 唐未兵, 王展祥, 2010. FDI溢出机制、技术进步路径与经济增长绩效[J]. 经济研究, 45(6): 92-104.
- [7] 高鹏, 2018. 外资进入的行为特征与中国出口附加值——基于本土关联的视角[J]. 世界经济与政治论坛, (3): 152-172.
- [8] 郭娟娟, 冼国明, 房帅, 2020. 外资自由化、制度环境与制造业企业全球价值链地位提升——基于溢出效应理论的研究[J]. 产业经济研究, (6): 83-98, 127.
- [9] 黄先海, 金泽成, 余林徽, 2018. 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, 41(5): 125-146.
- [10] 姜宁, 黄万, 2010. 政府补贴对企业 R&D 投入的影响——基于我国高技术产业的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理, 31(7): 28-33.
- [11] 黎峰, 2017. 外资进入如何影响了中国国内价值链分工?[J]. 财经研究, 43(11): 70-83.
- [12] 黎峰, 2022. 双循环联动的大国特质与一般规律: 贸易视角的考察[J]. 世界经济研究, (5): 102-116, 137.
- [13] 李建伟, 冼国明, 2010. 后向关联途径的外商直接投资溢出效应分析[J]. 国际贸易问题, (4): 73-79.
- [14] 李俊, 2021. 全面准确理解“双循环”新发展格局的深刻内涵[J]. 人民论坛, (2): 12-15.
- [15] 李磊, 蒋殿春, 王小洁, 2018. 外资进入、性别就业差距与企业退出[J]. 世界经济, 41(12): 121-143.
- [16] 李磊, 刘斌, 王小霞, 2017. 外资溢出效应与中国全球价值链参与[J]. 世界经济研究, (4): 43-58, 135.
- [17] 李伟, 路惠雯, 2019. FDI对我国出口产品质量的影响分析——基于企业异质性理论的视角[J]. 经济问题探索, (10): 108-124.
- [18] 李怡, 李平, 2018. FDI对中国工业价值链升级影响的异质性考察[J]. 世界经济研究, (5): 37-50, 135-136.
- [19] 刘德学, 钟湘玥, 2021. 国外供应商势力与中间产品进口企业创新[J]. 国际贸易问题, (4): 32-46.
- [20] 刘建丽, 2019. 新中国利用外资 70 年: 历程、效应与主要经验[J]. 管理世界, 35(11): 19-37.
- [21] 刘志彪, 2019. 利用和培育国内市场问题的研究[J]. 学术研究, (10): 76-84.
- [22] 罗伟, 葛顺奇, 2015. 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, 38(12): 29-53.
- [23] 罗伟, 刘晨, 葛顺奇, 2018. 外商直接投资的工资溢出和关联效应研究[J]. 世界经济, 41(5): 147-172.
- [24] 毛其淋, 2019. 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, (1): 72-90.
- [25] 毛其淋, 方森辉, 2020. 外资进入自由化如何影响中国制造业生产率[J]. 世界经济, 43(1): 143-169.
- [26] 毛毅, 2017. 外资进入、市场竞争与中国工业行业价格变动[J]. 产业经济研究, (4): 93-103, 114.
- [27] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱, 2012. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 35(5): 142-158.
- [28] 邱国栋, 陈景辉, 2010. 跨国公司在中国沿海开发区的嵌入性研究[J]. 财经问题研究, (9): 88-95.
- [29] 石大千, 杨咏文, 2018. FDI与企业创新: 溢出还是挤出?[J]. 世界经济研究, (9): 120-134, 137.
- [30] 唐宜红, 俞峰, 李兵, 2019. 外商直接投资对中国企业创新的影响——基于中国工业企业数据与企业专利数据的实证检验[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 72(1): 104-120.
- [31] 叶宝娟, 温忠麟, 2013. 有中介的调节模型检验方法: 甄别和整合[J]. 心理学报, 45(9): 1050-1060.
- [32] 曾国安, 马宇佳, 2020. 论 FDI对中国本土企业创新影响的异质性[J]. 国际贸易问题, (3): 162-174.
- [33] 张彩云, 马宇, 2021. 利用外资促进国内大循环的理论机制研究[J]. 国际贸易, (3): 44-51.
- [34] 张杰, 金岳, 2020. 我国扩大内需的政策演进、战略价值与改革突破口[J]. 改革, (9): 15-26.
- [35] 张平淡, 屠西伟, 2022. 制造业集聚、技术进步与企业全要素能源效率[J]. 中国工业经济, (7): 103-121.
- [36] 郑妍妍, 李磊, 2020. FDI与中国企业创新能力: 量变还是质变?[J]. 南开学报(哲学社会科学版), (4): 53-64.
- [37] 诸竹君, 黄先海, 王毅, 2020. 外资进入与中国式创新双低困境破解[J]. 经济研究, 55(5): 99-115.
- [38] ARKOLAKIS C, RAMONDO N, RODRÍGUEZ-CLARE A, et al, 2018. Innovation and production in the global economy [J]. American Economic Review, 108(8): 2128-2173.
- [39] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y, 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 97(2): 339-351.
- [40] CRESCENZI R, GAGLIARDI L, IAMMARINO S, 2015. Foreign multinationals and domestic innovation: Intra-industry effects and firm heterogeneity[J]. Research Policy, 44(3): 596-609.
- [41] JAVORCIK B S, 2004. Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages[J]. American Economic Review, 94(3): 605-627.

FDI Entry, Domestic Market Orientation and Local Firms' Innovation in China: Empirical Analysis Based on Micro-data of Manufacturing Enterprise

Guo Lijuan, Zheng Yuxin

(School of Economics and Management, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031)

Abstract: The domestic market advantage of the host country is one of the important factors affecting the innovation spillovers from foreign direct investment(FDI). Based on the domestic market orientation of FDI, the impact and effect of FDI entry on the innovation of local firms were analyzed using the Chinese Industrial Firms Database. The results show as follows. Firstly, FDI entry significantly promotes the innovation of local firms, and the domestic market orientation of FDI has a strong positive moderating effect on this promotion. This conclusion still holds after considering the endogeneity problem and a series of robustness tests. Secondly, the mechanism analysis shows that the domestic market orientation of FDI strengthens the promotion of FDI entry into the local firm's innovation through the production localization effect and market structure effect. Thirdly, the heterogeneity analysis shows that in capital and technology-intensive industries and local enterprises with a smaller technological gap with foreign firms, FDI has a greater role in promoting innovation. For firms with different factor intensities, foreign domestic market orientation can play a positive moderating role. However, for local firms with a smaller technology gap with foreign investors, the moderating effect of foreign domestic market orientation is stronger. Under the strategic background of building a new development pattern of "dual circulation", the paper brings inspiration for giving full play to the advantages of the domestic market to attract foreign investment at a high level and attract global resource elements to build an innovative country.

Keywords: FDI entry; local firms; enterprise innovation; domestic market orientation; dual-circulation