

外商直接投资如何影响企业全要素生产率

盛明泉 刘悦¹

【摘要】：利用 2007-2018 年沪深 A 股上市公司相关数据，实证检验了外商直接投资对企业全要素生产率的影响。研究发现：外商直接投资与企业全要素生产率之间存在显著的正向关系，且这一关系在中西部地区、资本密集型和技术密集型行业更加显著。外商直接投资通过提升企业创新能力、缓解融资约束、增强内部管理有效提高了企业全要素生产率。

【关键词】：外商直接投资 研发强度 融资约束 内部管理

【中图分类号】：F270 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1009-2382(2021)06-0084-10

一、引言

全要素生产率作为衡量企业效率的综合指标，如何提高企业的全要素生产率是学术界长期关注的理论和现实问题。党的十九大报告明确指出，我国经济要完成从高速增长向高质量发展的转型，必须坚持质量第一、效益优先的方针，推动经济发展质量变革、效率变革和动力变革，提升全要素生产率。因此，正确理解全要素生产率的内涵和要求，对于找准改革关键领域，促进经济高质量发展具有重要意义。

步入新发展阶段，随着我国对外开放水平的不断提高，境外投资者以直接投资的方式进入我国市场的速度明显加快，并最终成为我国经济中不可或缺的一部分。数据显示，截至 2018 年，外商在华投资企业累计新增 6.05 万个，这是继 1993 年之后第二个高峰，同比增长近 70%。尽管在全球范围内 FDI(外商直接投资)金额大幅缩减，但我国实际使用外资金额仍呈上涨趋势。2018 年中国实际使用外资金额达 1349.7 亿美元，是 1990 年的 13.1 倍。因此，无论从投资企业数量还是投资金额上看，外商对华投资均处于一个较快的发展区间。与此同时，我国对外商投资所带来的影响也越来越重视。为吸引国际资本流入、推动本土经济快速发展，我国出台了一系列外商优惠政策，如《中华人民共和国外商投资企业和外国企业所得税法》第八条提出了“三免三减半”的税收优惠政策。据 2017 年中国商务部外商投资司统计，在此政策实施后，我国共吸收外商投资达 1310.4 亿美元，同比增长 4%，使得外商投资逐步成为我国对外经济开放的重要方式之一。特别是近年来，外商直接投资发展达到了新的高度。2019 年国家商务部重新修订了《鼓励外商投资产业目录(2019 年版)》，对于鼓励类和限制乙类外商投资项目，给予一定的税收优惠，为新常态背景下我国进一步利用外资，提高对外开放水平提供了支持。然而在我国区域发展不平衡、行业差异明显的背景下，地区差异会对企业的经营决策、战略选择等产生重要影响。同时，行业性质的不同也会使企业有着不同的资源禀赋和技术调整成本。随着我国市场对外开放程度不断加深，企业 TFP 与外资比例虽然在总体上呈现同步变化，但两者在地区和行业方面均存在着较大差异。在地区差异性层面，与东部地区相比，我国中西部地区企业全要素生产率及外资投入比例相对较低。在行业差异性层面，与资本密集型行业相比，劳动密集型行业全要素生产率较高，但两者的外资投入比例基本持平。因此进一步明确外商直接投资在我国地区、行业方面存在的异质性影响，对于外商直接投资质量和区域经济发展来说至关重要。

为了探究外商直接投资对企业全要素生产率的影响，学者从不同角度展开研究。已有研究证实，外商直接投资行业内技术溢出和行业间后向关联程度能有效促进内资制造业技术效率和全要素生产率的提高(蒋樟生, 2017)。李佳和汤毅(2019)研究发

¹**作者简介**：盛明泉，安徽财经大学公司治理与资本效率研究院教授；

刘悦，安徽财经大学公司治理与资本效率研究院助理研究员(蚌埠 233030)。

基金项目：国家社会科学基金重点项目“激励机制错位与企业全要素生产率研究”(编号：18AJY014)；安徽省学科(专业)拔尖人才学术资助项目(编号：gxbjZD17)

现, 贸易开放度和 FDI 均能够通过影响技术进步从而对中国省际全要素生产率产生促进作用, 且两者之间存在明显的替代关系。王朝阳(2021)运用随机前沿分析法检验了外资开放与绿色全要素生产率之间的关系, 认为外资开放能够提升企业创新能力, 增加产业集聚和促进经济制度变迁, 间接促进绿色全要素生产率提升。然而, 也有少数学者发现外商直接投资对企业全要素生产率没有影响或产生负向影响。刘生龙(2015)采用两阶段最小二乘法估计了外商直接投资对我国全要素生产率增长率的影响, 结果表明, 外商直接投资的引入并没有对我国沿海城市的全要素生产率增长率带来正向的促进作用, 反而抑制了这些地区的全要素生产率。可能的原因是, 外商直接投资因自身优势挤出了本土竞争者, 导致我国市场的不公平竞争, 从而阻碍了国内企业的技术升级。因此, 本文研究外商直接投资对企业全要素生产率的影响, 对促进我国企业发展和实现经济高质量增长具有重要的理论和现实意义。

为此, 本文基于 2007-2018 年沪深 A 股上市公司相关数据, 从创新能力、融资约束、内部管理多重路径, 实证剖析外商直接投资对企业全要素生产率的影响。与既有文献相比, 本文的贡献可能体现在: ①采用外资开放程度作为宏观层面外商直接投资的测量指标, 企业外资持股比重作为微观层面外商直接投资的衡量指标, 以更加准确地衡量 FDI 对企业全要素生产率产生的影响; ②在对外开放水平不断提升的前提下, 聚焦微观企业层面, 将外商直接投资与企业全要素生产率纳入同一研究框架, 系统分析外商直接投资对企业全要素生产率的影响效应以及作用机制; ③在我国区域发展不平衡、行业差异明显的背景下, 试图揭示 FDI 在我国地区、要素密集度方面存在的异质性影响, 为政府制定引进外资的举措提供经验支撑。

二、理论分析与研究假设

1. 外商直接投资与企业全要素生产率

随着我国对外开放进程不断深化, 外商投资对国民经济发展和深化改革的促进作用也越来越明显。改革开放以来, 我国通过不断加大招商引资力度, 加强对外投资保护, 逐步成为外商投资的选择对象。因此, 探讨外商直接投资对企业发展的影响显得尤为重要。从理论上讲, 一方面, 外商资本流入可以在一定程度上分散企业创新不确定性所带来的风险, 促进企业积极开展研发及创新活动, 提升企业在人力资本(刘家悦等, 2020)、技术创新(江小涓, 2002)等方面的竞争优势。另一方面, 外商直接投资所具有的信号传递作用能够使得企业获得更多的融资支持(杨向阳和童馨乐, 2015), 特别是在金融高度发达的地区, 外商直接投资不仅可以通过提高全要素生产率实现经济增长, 还可以通过要素积累来实现经济增长(罗军, 2016)。此外, 外商直接投资为企业带来了丰富的资源和更为广阔的视角, 使企业在进行生产和经营决策时, 避免了单一国内投资者的认知偏差问题, 有利于企业管理质量和生产率的提升。基于上述分析, 本文提出如下假设:

假设 1: 外商直接投资对企业全要素生产率有显著的促进作用。

2. 外商直接投资、创新能力与企业全要素生产率

现有文献对外商直接投资如何影响企业创新能力一直存在分歧, 主要形成了创新促进论和创新抑制论两种截然不同的观点。在促进创新方面, 有研究发现, 随着服务业外资开放水平的提高, 企业有效降低了制造业的生产和交易成本(苏二豆和薛军, 2019), 将国外先进技术与管理理念融入国内科技服务业上市公司, 形成 FDI 技术溢出效应, 进而提升国内企业的创新能力(刘德学和刘帷韬, 2016)。在抑制创新方面, 与国外相比, 我国技术创新能力相对较弱, 外商投资的引入使企业具有技术与管理优势。随着对外开放不断扩大, 具有不完全竞争市场的科技服务业将形成一定的垄断, 将对国内科技服务业企业形成“挤出”效应, 进而对企业创新能力产生不利影响(李文秀, 2012)。然而, 创新对企业全要素生产率的正向影响已经达成共识。已有研究表明, 创新是企业全要素生产率提升的主要途径, 因此企业想要提升其全要素生产率, 主要渠道就是进行研发创新(Romer, 1986)。然而研发具有成本高、周期长和风险大的特点, 对于企业来说, 只有在资金充足的情况下, 才会考虑把资金投入在产品或技术的研发上。外资流入, 不仅给企业带来了额外的资金流, 在一定程度上也为企业带来了国外的先进技术。因此本文倾向于创新促进论, 认为企业选择引入外商投资这一模式能够更有效地进行产品开发和技术创新, 从而提高企业生产率。综上分析, 本文提

出如下假设：

假设 2:外商直接投资能够提升企业的创新能力，从而对全要素生产率产生正向影响。

3. 外商直接投资、融资约束与企业全要素生产率

企业获取资金的来源主要有两种：内部渠道和外部渠道。内部渠道是指企业从内部开辟资金来源，主要表现为股东的出资和从事经营活动的增值财产。内部融资具有原始性、低成本的特点。企业除了要维持日常生产经营活动，还需要满足扩大市场规模或提升生产能力的需要，因此很大一部分资金还是要依靠外部融资来解决。外资企业作为重要的外部投资者，因其自身独特性会对企业的融资成本产生重要影响。一方面，与国内投资者相比，外商投资者在技术、管理等方面的竞争优势要胜于国内投资者，并体现在企业全要素生产率方面(刘斌和傅欣璐，2019)。他们充分利用其丰富的投资和管理经验，积极参与到企业的监督和治理中来，提高并有效改善企业信息环境和治理水平。而企业治理水平的提升能够有效降低信息不对称，缓解企业面临的融资约束(甄红线和王谨乐，2016)，进而有利于企业生产率的提升。另一方面，外商在作出投资决策前，收集了大量与被投资企业有关的内外部信息。经过对信息的全面识别和分析，信息最终会以投资报告的形式对外传递，这在一定程度上提高了企业信息的透明度，降低了其他投资者的信息搜索成本(王芬，2020)。当外商投资比例增加时，会向市场传递出企业经营效益良好的信号，那么企业从银行等金融机构获取资金就比较容易。此时投资者对企业的未来收益预期会有所提升，进而通过信息效应和治理效应两个渠道降低企业融资成本(王芬，2020;王乐等，2020)和提升全要素生产率。项松林和魏浩(2014)也发现，如果企业面临的融资约束较低，那么其较为容易得到资金进行创新投资，进而提升全要素生产率。综上所述，外商直接投资的介入将使企业以较低的资金成本从外部融资。基于此，本文提出如下假设：

假设 3:外商直接投资能够缓解企业融资约束，从而对全要素生产率产生正向影响。

4. 外商直接投资、内部管理质量与企业全要素生产率

企业管理优势包括两个方面。一是外商投资者进入中国市场，面临着文化等差异带来的障碍，这使得企业内部管理方面的作用不容忽视。同时，外商投资的引入促进了企业组织形式的变化，而组织形式的异质性会影响企业的行为，为企业带来综合解决方案和全方位视角。因此，企业越重视内部管理，决策质量也就越高，最终对全要素生产率的提升效果就会越明显(刘斌和傅欣璐，2019)。二是引进外资有助于企业形成畅通的沟通渠道，为交流信息、学习管理模式和进行技术创新提供了可能(元朋等，2008)。外商直接投资通过示范效应和竞争效应等产生知识溢出，为我国市场带来了前沿技术和先进的管理经验(陈琳和林珏，2009)，进而有利于企业管理质量和生产率的提升，实现长远发展。基于此，本文提出如下假设：

假设 4:外商直接投资能够提高企业内部管理质量，从而对全要素生产率产生正向影响。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取 2007-2018 年沪深 A 股上市公司为研究样本。参考盛明泉等(2020)的做法，对样本数据进行如下处理：删除金融类和 ST 类公司；删除主要指标数据缺失及数据存在明显异常的公司；为消除极端值的影响，对主要连续变量在 1%和 99%水平上进行缩尾处理。经上述处理后，最终得到 11479 个样本观测值。涉及上市公司的相关数据均来自于国泰安 CSMAR 数据库，外资开放程度数据经《中国统计年鉴》计算整理得到。数据分析软件为 stata15.0。

2. 变量定义与度量

(1)全要素生产率。

被解释变量为企业全要素生产率(TFP),它是衡量企业效率的综合指标,常见的测量方法主要有OLS、OP、LP、FE、DEA等。考虑到传统估计方法中存在内生性问题,本文参考鲁晓东和连玉君(2012)的半参数估计方法,运用LP法对企业全要素生产率进行估计。具体测算模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln Mat_{it} + \sum Year + \sum Ind + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表企业, t 代表时间, lnY 为主营业务收入的对数, lnK 为固定资产净值对数的对数, lnL 为员工数量的对数, lnMat 为购入商品和接受劳务支付的现金的对数, Year 和 Ind 为控制的年度和行业效应, ϵ 为误差项。

对(1)式进行回归,最终得到模型的残差即为全要素生产率。

(2)外商直接投资。

解释变量为外商直接投资(FDI),参考王雄元和黄玉菁(2017)的研究思路,选取外资持股比重作为微观层面外商直接投资的衡量指标,即企业外资持股数占其总股数的比例。此外,参考徐珊等(2020)的研究思路,采用外资开放程度(FDI1)作为宏观层面外商直接投资的替代变量,进行稳健性检验,具体为上市公司样本所在地区实际吸收外商投资额与该地区固定资产投资额的比值。

(3)控制变量。

为了更准确地探讨外商直接投资对企业全要素生产率的影响,本文进一步对其他可能影响企业全要素生产率的因素进行控制,具体包括:资产负债率(lev)、企业规模(lnsize)、成长能力(growth)、盈利能力(roe)、现金资产比率(liq)、资本流动性(liquid)和托宾Q值(qa),此外,还控制年度变量(Year)、行业变量(Ind)。主要变量的具体定义如表1所示。

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量释义
全要素生产率	TFP	以LP法进行测定
外商直接投资	FDI	外资持股数/总股数
资产负债率	lev	总负债/总资产
企业规模	lnsize	企业资产总额的自然对数
成长能力	growth	营业收入增长率
盈利能力	roe	净利润/总资产
现金资产比率	liq	期末现金及现金等价物余额/总资产

资本流动率	liquid	(流动资产-流动负债)/总资产
托宾 Q 值	qa	托宾 Q 值

(4) 中介变量。

本文选用的中介变量分别是创新能力(R&D)、融资约束(Kzindex)和内部管理(Manage)。对于创新能力的衡量,参考唐宜红等(2018)的做法,选择上市公司专利数作为企业创新能力的代理变量,该值越大表明企业的创新能力越强。对于融资约束的衡量,参考魏志华等(2014)的做法,使用kz指数来衡量,其计算方法如下:

$$Kzindex = -11.12254 \times ocf/l.asset - 4.477618 \times cash/l.asset - 38.12455 \times div/l.asset + 5.023385 \times lev + 0.5224959 \times qa$$

其中,l.asset是企业期初的资产总计;ocf、cash和div分别为经营性净现金流、期末现金及现金等价物余额、企业派现水平,且均用期初总资产标准化;lev代表企业的资产负债率;qa为企业托宾Q值。基于上述数据,最终计算出代表各上市公司融资约束程度的kz指数。该值越大,意味着企业面临的融资约束程度越高。对于内部管理的衡量,参考刘斌和傅欣璐(2019)的做法,使用管理费用比率进行反映,即管理费用占对应的代码行业管理费用加总的比率,这一方法有效避免了行业内生性的影响,该值越大表明企业对内部管理越重视,管理质量越好。

3. 模型设定

为检验外商直接投资对全要素生产率的作用效果,本文建立如下回归模型:

$$TFP_{it} = b_0 + b_1 FDI_{it} + Control_{it} + Year + Ind + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,i代表企业,t代表时间,TFP为用LP法计算的企业全要素生产率,FDI为外商直接投资,也是本文的解释变量。根据假设1,系数 b_1 是本文的核心关注点。如果该系数显著为正,则表明外商直接投资可提高企业全要素生产率;若该系数显著为负,则表明外商直接投资不利于企业全要素生产率的提升。Control代表控制变量,Year和Ind分别为控制的年份和行业效应, ϵ 为随机误差项。

四、实证检验与分析

1. 描述性统计

表2列示了各主要变量的描述性统计。TFP均值为17.791,最小值为14.622,最大值为23.313,表明样本企业的全要素生产率水平存在较大异质性。lev的均值为0.376,最大值为0.820,说明样本企业普遍举债过高,存在一定的财务风险。其他控制变量的结果在总体上分布较为合理,均与现有文献保持较高一致性,此处不再赘述。

表 2 主要变量描述性统计

符号	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
TFP	11479	17.791	17.647	1.136	14.622	23.313
FDI	11479	0.026	0.000	0.093	0.000	0.885
lnsize	11479	22.079	21.885	1.293	19.199	28.520
roa	11479	0.056	0.048	0.043	-0.298	0.390
growth	11479	0.253	0.146	1.287	-0.862	84.992
lev	11479	0.376	0.363	0.189	0.048	0.820
qa	11479	2.050	1.687	1.135	0.916	6.943
liq	11479	0.182	0.142	0.138	0.002	0.925
liquid	11479	0.285	0.279	0.233	-0.524	0.963

2. 基本回归分析结果

表 3 报告了外商直接投资对企业全要素生产率的回归结果，该结果验证了外商直接投资对企业全要素生产率的影响。第(1)列为未加入控制变量且不控制年度和行业效应的回归结果，第(2)列为加入控制变量但并未控制年度和行业效应的回归结果，第(3)列为加入控制变量并控制年度和行业效应的回归结果。上述所有的回归结果中，FDI 的系数均显著为正，且均在 1% 的统计水平上显著，表明无论是否加入控制变量或控制年度及行业效应，研究假设 1 均成立，说明外商直接投资可有效提高企业全要素生产率。另外，相较于第(1)列，第(2)列和第(3)列的调整后 R^2 明显提高，符合逐步回归法的设计思路。

控制变量方面，lnsize 的系数在 1% 的水平上显著为正，表明企业资产规模扩大所带来的规模效应能够显著提升企业的全要素生产率。roa 的系数在 1% 的水平上显著为正，表明企业的盈利能力越强，其全要素生产率越高。lev 的系数在 1% 的水平上显著为正，表明企业融资能力越强，全要素生产率越高。liq 的系数在 1% 的水平上显著为负，表明企业留存过多的现金会对企业全要素生产率产生负面影响，也说明企业的资金利用效率对全要素生产率具有重要影响。其他控制变量结果与现有相关文献的估计结果基本一致，并符合预期结果。

表 3 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)
FDI	1.875*** (11.855)	0.186*** (3.791)	0.152*** (3.19)
lnsize		0.693*** (141.1)	0.712*** (142.85)
roa		3.907*** (30.255)	3.449*** (26.753)
growth		0.007* (1.874)	0.009*** (2.754)

lev		1.622*** (37.086)	1.638*** (36.634)
qa		-0.026*** (-6.417)	-0.015*** (-3.305)
liq		-0.383*** (-9.514)	-0.365*** (-8.753)
liquid		0.673*** (18.267)	0.709*** (19.23)
constant	17.743*** (1696.215)	1.587*** (15.221)	1.053*** (8.258)
Year	NO	NO	YES
Ind	NO	NO	YES
N	11479	11479	11479
adj. R ²	0.024	0.823	0.848

3. 作用机制分析

前文已证实，外商直接投资显著提高了企业全要素生产率，但并未表明二者之间的作用机制。这里引入创新能力、融资约束以及企业内部管理中介变量，就外商直接投资是否通过促进创新(R&D)、缓解融资约束(Kzindex)和增强内部管理(Manage)三大机制提升企业全要素生产率进行检验，具体结果见表4。

第(1)、(2)、(3)列报告了外商直接投资-创新能力-全要素生产率的回归结果。第一步的回归结果为第(1)列，FDI的系数为0.153且在1%的水平上显著，与基本回归部分一致。第二步的回归结果为第(2)列，FDI的系数在1%的水平上通过了显著性检验。第三步将外商直接投资与创新能力同时纳入模型中进行检验，结果如第(3)列所示，FDI的系数为0.149且在1%的水平上显著，说明企业将引入的外商资本金用于创新的比重越大，企业对创新能力的提升越重视，转化得到的生产率也就越高。

第(4)、(5)、(6)列报告了外商直接投资-融资约束-全要素生产率的回归结果。第(5)列的FDI的回归系数为-0.303且在5%的水平上显著，第(6)列将外商直接投资和融资约束同时纳入模型后，FDI的回归系数在1%的水平上显著为正，说明外商投资的引入缓解了企业融资约束，使得企业能够获得外部资金支持，并根据自身生产经营状况和未来经营发展需要作出合理的预测和决策，进而有利于企业全要素生产率提升。

第(7)、(8)、(9)列报告的是外商直接投资-内部管理-全要素生产率的回归结果。第(8)列FDI回归系数为0.028且在1%的水平上显著，第(9)列FDI的系数为0.143且在1%的水平上显著，说明外商投资的引入促进了企业组织形式的变化，从而影响企业的行为，为企业带来综合的解决方案和全方位的视角。因此，当企业花费的相对管理费用越多，决策质量也就越高，最终对全要素生产率的提升效果越明显。

以上结果表明，企业创新能力的提升、融资约束的缓解以及内部管理质量的改善对全要素生产率均具有显著的促进效应。此外，通过比较中介效应模型中第三步和第一步FDI的系数发现，第三步的回归系数均小于第一步的回归系数，说明外商直接投资、中介效应与全要素生产率三者之间均存在部分中介效应。综上分析，三大机制的作用效应均得到验证，而三大机制对全要素生产率的促进作用大小依次是创新水平、内部管理、融资约束程度。这一结论为我国制定引入外商投资的举措提供了经验支撑。

4. 稳健性检验

考虑到实证研究结果的稳健性，确保所得到的研究结论不因样本选择、变量测量方法或模型设定等的改变而改变，本文对基准回归结果进行一系列稳健性检验。

(1) 改变变量测量方法。

前文采用 LP 法计算企业全要素生产率。为了缓解内生性问题，提高数据测算的准确性和结论的可靠性，参考盛明泉等 (2018) 的研究思路，采用 OP 法重新计算企业全要素生产率，记为 TFP_{op}。参考严圣艳和唐成伟 (2012) 的思路，采用公司员工数量 (ygrs) 作为企业规模的替代变量。变换测量方法后的回归结果如表 5 中第 (1) 列所示。对于外商直接投资的衡量，参考徐硼等 (2020) 的研究思路，采用外资开放程度 (FDI1) 作为外商直接投资的替代变量，回归结果如表 5 中第 (2) 列所示。本文主要结论并没有因改变变量测量方法和替换解释变量衡量标准而发生改变，表明本文所得到的基础结论是稳健的。

表 4 中介效应检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	TFP	R&D	TFP	TFP	Kzindex	TFP	TFP	Manage	TFP
FDI	0.153*** (3.213)	0.424** (2.874)	0.149*** (3.137)	0.152*** (3.19)	-0.303** (-2.550)	0.140*** (2.991)	0.152*** (3.19)	0.028*** (4.035)	0.143*** (3.017)
R&D			0.012*** (3.736)						
Kzindex						-0.039*** (-10.574)			
Manage									0.312*** (3.264)
Insize	0.712*** (142.684)	0.390*** (22.601)	0.707*** (137.664)	0.712*** (142.85)	0.004 (0.304)	0.712*** (144.852)	0.712*** (142.85)	0.015*** (14.443)	0.707*** (136.364)
roa	3.451*** (26.728)	2.300*** (6.045)	3.420*** (26.615)	3.449*** (26.753)	1.444*** (3.53)	3.505*** (27.205)	3.449*** (26.753)	-0.035** (-2.287)	3.460*** (26.931)
growth	0.010*** (2.767)	-0.027* (-1.859)	0.010*** (2.767)	0.009*** (2.754)	0.088*** (4.369)	0.013*** (3.286)	0.009*** (2.754)	-0.000 (-0.570)	0.010*** (2.74)
lev	1.635*** (36.504)	0.639*** (4.889)	1.626*** (36.244)	1.638*** (36.634)	3.425*** (31.794)	1.771*** (39.138)	1.638*** (36.634)	-0.026*** (-3.813)	1.646*** (39.96)
qa	-0.015*** (-3.249)	-0.012 (-0.808)	-0.015*** (-3.191)	-0.015*** (-3.305)	0.122*** (8.229)	-0.011** (-2.287)	-0.015*** (-3.305)	0.003*** (5.862)	-0.016*** (-3.530)
liq	-0.364*** (-8.716)	-0.118 (-0.937)	-0.364*** (-8.714)	-0.365*** (-8.753)	1.770*** (12.614)	-0.296*** (-6.969)	-0.365*** (-8.753)	0.003 (0.521)	-0.366*** (-8.786)
liquid	0.705***	0.630***	0.698***	0.709***	0.501***	0.728***	0.709***	-0.004	0.710***

	(19. 1)	(5. 955)	(18. 808)	(19. 23)	(5. 895)	(19. 818)	(19. 23)	(-0. 795)	(19. 291)
constant	1. 047*** (8. 199)	-8. 137*** (-19. 319)	1. 140*** (8. 731)	1. 053*** (8. 258)	-0. 496 (-1. 525)	1. 034*** (8. 205)	1. 053*** (8. 258)	-0. 088** (-2. 120)	1. 080*** (8. 423)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	11434	11428	11428	11479	11479	11479	11479	11479	11479
adj. R ²	0. 848	0. 209	0. 848	0. 848	0. 198	0. 849	0. 848	0. 391	0. 848

(2) 改变样本。

考虑到 2008 年金融危机对我国企业发展的影响, 本文选取 2009-2018 年作为新的研究样本期进行回归, 重新验证外商直接投资与企业全要素生产率的关系, 回归结果如表 5 中第(3)列所示。此外, 本文进一步选取具有代表性的制造业样本验证外商直接投资与全要素生产率之间的关系, 回归结果如表 5 中第(4)列所示。改变样本研究区间和范围后的结果显示, FDI 的回归系数分别为 0. 145、0. 146, 均在 1%的水平上通过了显著性检验。以上结果均表明, 外商直接投资对于企业全要素生产率具有显著的正向影响, 本文结论并没有发生变化。

(3) 改变模型设定。

基本回归(表 3 中第(3)列所示)通过引入行业固定效应和年份固定效应来控制企业层面的异质性问题, 考虑到遗漏变量等问题的影响, 本文进一步控制个体固定效应和时间固定效应, 对基准模型进行稳健性检验。表 5 中第(5)列为控制个体固定效应的回归结果, 第(6)列为同时控制个体固定效应和时间固定效应的回归结果。结果显示, 核心解释变量的估计系数分别为 0. 221 和 0. 222, 且均在 5%的统计水平上显著, 控制变量的符号均未发生实质性变化, 说明回归结果不因模型设定或估计方法的变化而变化, 进一步验证了基本回归结果的可靠性。

表 5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP _{op}	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP
FDI	0. 073** (2. 049)		0. 145*** (2. 971)	0. 146*** (2. 973)	0. 221** (2. 215)	0. 222** (2. 219)
FDI1		3. 130*** (5. 505)				
lnsize			0. 709*** (141. 025)	0. 725*** (123. 802)	0. 708*** (60. 231)	0. 712*** (56. 471)
ygrs	0. 000*** (16. 544)	0. 000*** (16. 293)				

roa	3.885*** (38.724)	7.433*** (36.707)	3.509*** (27.083)	3.521*** (25.794)	4.204*** (18.903)	4.076*** (17.556)
growth	0.004 (1.184)	0.000 (0.003)	0.010*** (2.773)	0.006* (1.656)	0.032* (1.695)	0.037* (1.929)
lev	0.591*** (21.864)	3.586*** (54.569)	1.660*** (36.84)	1.464*** (29.024)	1.633*** (18.126)	1.614*** (17.622)
qa	-0.031*** (-7.878)	-0.193*** (-25.813)	-0.014*** (-3.053)	-0.020*** (-3.902)	-0.028*** (-4.812)	-0.020*** (-2.627)
liq	0.190*** (5.626)	-0.103 (-1.557)	-0.375*** (-8.943)	-0.352*** (-7.439)	-0.378*** (-5.502)	-0.380*** (-5.290)
liquid	-0.177*** (-7.124)	0.345*** (6.192)	0.722*** (19.467)	0.577*** (14.175)	0.683*** (9.166)	0.684*** (9.172)
constant	5.770*** (113.838)	15.485*** (123.602)	1.009*** (8.492)	0.912*** (6.251)	1.243*** (5.015)	1.218*** (4.685)
Year	YES	YES	YES	YES	NO	YES
Ind	YES	YES	YES	YES	NO	NO
company	NO	NO	NO	NO	YES	YES
N	11479	11089	11249	8778	11479	11479
adj. R ²	0.372	0.622	0.848	0.832	0.818	0.819

5. 内生性检验

考虑到外商直接投资与企业全要素生产率之间可能存在内生性问题，借鉴黄贤环等(2018)的研究思路，采用外商直接投资滞后 1 期(L.FDI)作为工具变量，使用两阶段最小二乘法来进行回归检验，具体见表 6。在第一阶段回归结果中，L.FDI 的系数为 0.612 且在 1%的水平上显著，这与预期相一致；在第二阶段回归结果中，FDI 的系数显著为正，表明在考虑内生性问题后，外商直接投资仍显著正向影响企业全要素生产率，进一步验证了研究结论的可靠性。

表 6 内生性检验

	(1) firststage:FDI	(2) secondstage:TFP
FDI		0.300*** (3.945)
L.FDI	0.612*** (26.416)	
lnsize	0.006*** (6.383)	0.710*** (141.342)

roa	0.091*** (3.999)	3.424*** (26.584)
growth	-0.000 (-0.533)	0.010** (2.778)
lev	-0.006 (-1.044)	1.640*** (36.751)
qa	-0.007*** (-8.648)	-0.014** (-3.025)
liq	0.008 (1.114)	-0.368*** (-8.839)
liquid	0.007 (1.21)	0.708*** (19.258)
constant	-0.081** (-3.096)	1.087*** (8.526)
Year	YES	YES
Ind	YES	YES
N	11478	11478
adj. R ²	0.413	0.848

五、进一步分析

前文虽然从总体上验证了外商直接投资对企业全要素生产率具有正向的促进作用，但并未考虑企业内外部因素差异对二者之间关系产生的影响。因此，这里基于以上估计结果就地区差异和行业差异展开异质性检验，检验过程中加入区域差异和行业差异虚拟变量。行业差异参考鲁桐和党印(2014)的做法，按照固定资产比重和研发支出比重两个指标对行业要素密集情况进行分类，其中固定资产比重为固定资产净值与总资产的比值，研发支出比重为研发支出金额与应付职工薪酬的比值，最终将样本所涉 23 个行业划分为三种类型：资本密集型、技术密集型和劳动密集型。结果见表 7。

第(1)、(2)列报告了不同地区外商直接投资对企业全要素生产率的作用效果。尽管 FDI 的系数在东部和中西部地区都为正，但中西部地区的系数要高于东部地区，且在 1%的水平上通过了显著性检验，表明相对于东部地区，中西部地区外商直接投资对企业全要素生产率的影响更为显著。这可能是由于东部地区经济较为发达，企业面临的市场竞争更为激烈，外商投资带来的生产率效应提升幅度有限，而中西部地区外商直接投资较少，外资的注入对企业全要素生产率的提升效果更为明显。

第(3)、(4)、(5)列报告了不同行业外商直接投资对企业全要素生产率的作用效果。回归结果显示，资本密集型和技术密集型行业的系数分别为 0.396 和 0.276，均在 1%的水平上通过了显著性检验；而劳动密集型行业的回归系数为-0.127，且在 10%的水平上显著。这说明行业对企业全要素生产率的影响存在异质性，即与劳动密集型行业相比，外商直接投资对资本密集型和技术密集型行业全要素生产率的促进效应更为明显。原因可能是：资本密集型行业资本投资比例相对较高，发展资本密集型行业需要大量的技术设备和资金。同样，对技术密集型行业而言，技术创新一直以来都是企业间竞争的核心。外商资本的流入不仅把资金注入到企业，而且还带来了一系列先进技术和管理经验供企业参考和借鉴，从而企业能够实现高效的资本运作和技术创新，全要素生产率的提升效应显著。

六、研究结论与启示

本文基于 2007-2018 年沪深 A 股上市公司相关数据，深入探究了外商直接投资对企业全要素生产率的影响。研究结果发现：外商直接投资与企业全要素生产率间存在着显著的正向关系；从影响机制来看，外商直接投资促进了企业创新投资，缓解了企

业融资约束，增强了企业内部管理，进而有效提高了企业全要素生产率，三大影响机制对全要素生产率的促进作用大小依次是创新水平、内部管理、融资约束程度；另外，外商投资企业的生产率提升效应存在地区异质性和行业异质性，全要素生产率提升效应在中西部地区最为明显，在资本密集型和技术密集型行业表现最为显著。

针对以上结论，本文提出如下政策建议：一是实行高水平对外开放，坚持实施更大范围、更宽领域、更深层次对外开放。习近平总书记在中央全面深化改革委员会第十五次会议上强调，加快形成以“国内大循环为主体，国内国际双循环相互促进”的新发展格局，是事关全局的系统性深层次变革，同时为“十四五”规划乃至更长远的发展提供了方向性的指引。而新发展格局的形成不仅需要以改革促开放，吸引外商直接投资，还要坚持“走出去”战略，为我国企业对外直接投资保驾护航。在企业层面上，国家可以通过鼓励企业积极参与“一带一路”倡议，并在此基础上持续增进与各国的交流，在与他国互动的同时促进资金、技术和人才等要素流通并提升与各国互惠互利水平。二是坚持以创新催生新发展动能。本文的作用机制检验结果表明，企业创新能力是外商直接投资助推我国企业全要素生产率的重要路径。只有持续深化创新驱动发展，企业才能拥有强有力的技术支撑，高质量发展才能不断获得新动能。研发投入是衡量一个地区创新能力的重要指标。只有改变过去以量取胜的发展战略，整体性地提高企业自主创新水平，积极落实研发费用加计扣除等优惠政策，加大各类专项资金在研发活动上的投入，才能使创新能力真正得到提升。特别是外商直接投资企业在激烈的市场竞争中，能够充分利用其管理和技术上的优势迅速扩大市场，树立良好的品牌形象，并在市场地位有所巩固后提升研发强度和水平，进而促使企业完成高质量转变。三是营造稳定的外商投资环境，缓解经济波动等环境变化对生产率的冲击。稳定的经营政策环境是企业进行投资和筹资的前提条件。外商直接投资的引入不仅能使企业的融资约束有所缓解，还能矫正资本市场扭曲、提高资本配置效率、促进资本自由流动，从而提高企业全要素生产率。四是建立完善的外商投资机制以及合理的外资准入政策，鼓励外商资金引入，促进企业间公平竞争。本文在分样本回归结果中发现，外商直接投资可以助推我国中西部地区全要素生产率。与东部地区相比，中西部地区经济发展相对落后，外商直接投资企业未来有较大上升空间，政府可为提高外资“入西”适当制定一些合理的政策优惠，从而提升中西部地区企业生产率水平。五是加快推进传统劳动密集型行业转型升级。本文研究结果显示，外商直接投资对不同行业全要素生产率的提升效应存在异质性。在我国经济从高速增长转向高质量发展的新阶段，要加快推进传统劳动密集型行业向资本和技术密集型行业的转型升级。对于资本和技术密集型行业，要积极采用开放战略指导发展，尽快提升我国在这些领域的国际竞争力。

表 7 基于地区和行业的分组检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中西部地区	资本密集型	技术密集型	劳动密集型
FDI	0.037 (0.789)	0.524*** (3.76)	0.396*** (3.686)	0.276*** (4.288)	-0.127* (-1.704)
lnsize	0.718*** (138.698)	0.688*** (64.673)	0.741*** (77.73)	0.683*** (98.136)	0.741*** (92.06)
roa	3.490*** (26.6)	3.134*** (12.483)	3.505*** (13.688)	3.657*** (21.731)	3.279*** (16.78)
growth	0.020*** (3.377)	0.007 (1.638)	0.010 (1.631)	0.009** (2.136)	0.016** (2.336)
lev	1.711*** (38.297)	1.469*** (17.087)	1.085*** (12.222)	1.753*** (29.938)	1.801*** (27.581)
qa	-0.015***	-0.013	0.017	-0.001	-0.015*

	(-2.805)	(-1.214)	(1.483)	(-0.158)	(-1.757)
liq	-0.403*** (-8.887)	-0.177* (-1.864)	-0.167* (-1.739)	-0.356*** (-6.022)	-0.398*** (-5.855)
liquid	0.777*** (20.863)	0.487*** (7.074)	0.527*** (6.947)	0.749*** (14.888)	0.905*** (17.242)
constant	0.970*** (6.862)	1.555*** (6.305)	1.763*** (3.786)	1.370*** (4.057)	0.607*** (3.053)
Year	YES	YES	YES	YES	YES
Ind	YES	YES	YES	YES	YES
N	8415	3064	2224	4813	4442
adj. R ²	0.864	0.809	0.896	0.837	0.844

参考文献:

- [1]. Romer, Paul M. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5):1002-1037.
- [2]. Drugeon, J. On Capital, Increasing Returns and Long-Run Growth in a Model of Overlapping Generations. *Recherches Économiques de Louvain / Louvain Economic Review*. 1997, 63(2) :123-132.
- [3]. 陈琳、林珏:《外商直接投资对中国制造业企业的溢出效应:基于企业所有制结构的视角》,《管理世界》2009年第9期。
- [4]. 江小涓:《中国的外资经济对增长、结构升级和竞争力的贡献》,《中国社会科学》2002年第6期。
- [5]. 蒋樟生:《制造业 FDI 行业内和行业间溢出对全要素生产率变动的影响》,《经济理论与经济管理》2017年第2期。
- [6]. 黄贤环、吴秋生、王瑶:《金融资产配置与企业财务风险:“未雨绸缪”还是“舍本逐末”》,《财经研究》2018年第12期。
- [7]. 李佳、汤毅:《贸易开放、FDI 与全要素生产率》,《宏观经济研究》2019年第9期。
- [8]. 李文秀:《服务业 FDI 能促进服务业集聚吗》,《财贸经济》2012年第3期。
- [9]. 鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》2012年第2期。
- [10]. 鲁桐、党印:《公司治理与技术创新:分行业比较》,《经济研究》2014年第6期。
- [11]. 罗军:《金融发展门槛、FDI 与区域经济增长方式》,《世界经济研究》2016年第4期。

-
- [12]. 刘斌、傅欣璐:《外商独资是否会提高企业生产率》,《财贸研究》2019年第5期。
- [13]. 刘德学、刘帷韬:《正负面清单视角下贸易开放度与制造业行业创新绩效》,《科技进步与对策》2016年第23期。
- [14]. 刘家悦、胡颖、李波:《人力资本、融资约束与企业全要素生产率——来自中国制造业企业的微观证据》,《华东经济管理》2020年第10期。
- [15]. 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》,《管理世界》2008年第4期。
- [16]. 盛明泉、冯天宇、谢睿:《企业轻资产运营与全要素生产率》,《云南财经大学学报》2020年第10期。
- [17]. 盛明泉、汪顺、商玉萍:《金融资产配置与实体企业全要素生产率:“产融相长”还是“脱实向虚”》,《财贸研究》2018年第10期。
- [18]. 苏二豆、薛军:《服务业外资开放与制造业企业创新》,《中南财经政法大学学报》2019年第6期。
- [19]. 唐宜红、俞峰、王晓燕:《中国服务企业是否从服务业FDI中获取创新?——来自第二次经济普查和专利微观数据的经验证据》,《北京师范大学学报(社会科学版)》2018年第3期。
- [20]. 魏志华、曾爱民、李博:《金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究》,《会计研究》2014年第5期。
- [21]. 王乐、田高良、封华:《机构投资者实地调研与上市公司融资约束——基于信息效应和治理效应双维视角的实证研究》,《财务研究》2020年第5期。
- [22]. 王芬:《外商直接投资对企业融资成本的影响——基于企业异质性视角》,《商业经济研究》2020年第21期。
- [23]. 王雄元、黄玉菁:《外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花》,《中国工业经济》2017年第4期。
- [24]. 项松林、魏浩:《流动性约束对企业生产率的影响》,《统计研究》2014年第3期。
- [25]. 徐珊、赵超、徐宏毅:《外商直接投资对科技服务业上市公司创新能力影响》,《科研管理》2020年第11期。
- [26]. 严圣艳、唐成伟:《企业规模与中国高新技术企业的创新绩效研究》,《管理现代化》2012年第5期。
- [27]. 杨向阳、童馨乐:《财政支持、企业家社会资本与文化企业融资——基于信号传递分析视角》,《金融研究》2015年第1期。
- [28]. 甄红线、王谨乐:《机构投资者能够缓解融资约束吗?——基于现金价值的视角》,《会计研究》2016年第12期。