

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2024.02.003

服务业外资管制放松、营商环境与出口产品质量

王欢¹ 黄胜强²

(1. 上海大学经济学院, 上海 200444; 2. 上海海关学院海关与经贸研究院, 上海 201204)

摘要: 本文以中国 2000~2013 年工业企业和海关数据为样本, 实证分析我国服务业外资管制放松对制造业企业的出口产品质量的影响和机制, 结果表明服务业外资管制放松可以提高我国制造业企业的出口产品质量。机制分析表明, 服务业外资管制放松可以通过缓解企业融资约束、提高服务中间投入来提高出口产品质量, 且对外部资本依赖更强和制造业服务化水平更高行业的出口产品质量的提升更显著。异质性分析表明, 股权限制和审核审查类型的服务业外资管制放松对出口产品质量的提升更明显, 服务业外资管制放松对外资企业、资本密集型行业的出口产品质量提升更突出, 并且服务业外资管制放松的正效应受到营商环境的非线性影响, 即只有当营商环境超过阈值时, 完善的营商环境才能强化服务业外资管制放松的正效应。本文为我国如何利用服务业外资来促进制造业产业升级, 以及营造良好的营商环境提供了政策建议。

关键词: 外资管制放松; 出口产品质量; 融资约束; 服务中间投入; 营商环境

中图分类号: F741/F830.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-8072(2024)02-0040-16

一、引言与文献综述

2022年, 我国货物贸易进出口总值为42.07万亿元人民币, 其中, 出口值为23.97万亿元, 比2021年增长10.5%, 继2009年后我国连续多年成为世界第一大出口国。然而, 我国企业出口产品质量不高的事实尚未改变(吕越和邓利静, 2020), 如何提高企业出口产品质量是企业目前面临的主要问题之一。改革开放40年以来, 我国对外开放水平逐渐提高, 越来越多的外商直接投资流向服务领域。据国家统计局数据, 2021年, 我国服务业实际利用外资金额9065亿元, 同比增长16.7%, 占全部利用外资的78.9%, 比2012年提高30.7%。服务业外资作为制造企业的重要投入, 将极大地影响下游制造业企业生产(苏丹妮和盛斌, 2021)。获取先进技术是提高企业出口产品质量的途径之一, 然而, 大多数发展中国家不会为这种技术付费, 获得先进技术的一种间接方法是利用外国直接投资。内生增长理论强调, 外国直接投资是高端技术从发达国家向发展中国家转移的主要方式之一(Chenaf-Nicet & Rougier, 2016)。另外, 随着我国人口红利和资源红利的消失, 外部环境红利逐渐成为主要的贸易优势, 营商环境是企业生存和发展的基础, 而我国幅员辽阔, 地理、历史、文化、经济发展和政府干预程度的不同, 不同省份之间的营商环境差异较大。

随着微观企业层面数据的可获得和出口产品质量的可测度,出口产品质量的影响因素近年逐渐成为国际贸易领域的研究热点和前沿问题。一些学者分别从贸易自由化(李长英等,2022;Amiti et al.,2007)、数字贸易(张国峰等,2022)、服务贸易自由化(王欢,2023)等角度对出口产品质量的影响因素进行了研究。其中,刘晓宁(2021)对我国2000~2013年企业出口产品质量进行了测度,并对其影响因素进行了分析,发现我国出口产品质量整体呈上升趋势。

就外资影响制造业出口产品质量而言,现有文献关于外资与出口产品质量之间关系尚不明确。一方面,外资的正向技术溢出效应提高企业的生产率从而提高企业的出口产品质量,但另一方面正向的技术溢出效应也使生产率较低的企业进入出口市场,这些企业的出口产品质量较低,因此,外资引入对出口产品质量的总体影响很难确定(Anwar & Sun,2018)。部分学者认为,外资可以为制造企业提供效率更高、更多种类的中间要素,对制造业出口产品质量有正向促进作用。彭书舟等(2020)从产业关联的视角出发,提出服务业外资管制放松可以通过降低服务中间品成本、提高服务中间品种类来提升制造业出口产品质量。还有一些学者认为外国直接投资引发的竞争效应可能会挤出东道国企业(Herzer,2012),不利于东道国企业出口产品质量的提升。郭家琳和李颖明(2018)提出随着外资的流入与企业出口产品质量之间呈“U”型变化趋势。Liu et al.(2022)提出外资的进入加剧了国内企业的竞争,降低了国内企业对新产品质量的投资动机,从而对出口产品质量产生负面影响。

一些学者就营商环境对出口产品质量的影响进行了研究,如徐铭阳和马远(2023)提出完善的营商环境有利于我国企业出口产品质量提升;刘宏等(2020)提出营商环境是外资提升出口产品质量的重要因素。但裴长洪(2016)认为当一国国内营商环境较差时,比如,契约执行力度不够或者效率较低时,反而会倒逼企业倾向于选择出口而不是内销,即不良的营商环境反而会促进企业的出口。刘晴等(2017)认为企业的出口与外部营商环境没有太大关系。

综上所述,现有文献关于外资对制造业出口产品质量的影响其研究结论并不一致,且较多文献是从制造业外资流入的视角对出口产品质量进行研究,而从服务业外资管制放松对企业出口产品质量的影响文献较少,且鲜有文献涉及营商环境在其影响过程中起到何种作用。本文可能的创新点在于:(1)研究视角创新,将服务业外资管制放松、营商环境和企业出口产品质量统一纳入分析框架,为充分理解服务业外资管制放松对制造业出口产品质量促进效应提供了系统性证据。(2)机制创新,本文提出服务业外资管制放松通过缓解融资约束和提高服务中间品使用两个机制影响制造业出口产品质量,并进一步研究对不同金融依赖度和不同制造业服务化水平的影响。(3)采用多种方式对服务业外资管制放松指标和制造业出口产品质量进行测度,使研究结论更可靠。(4)本文不仅采用了传统的工具变量法,还采用了异方差工具变量法和组内差分法,在解决内生性问题方面更具说服力。

二、机制分析

下面首先对服务业外资管制放松影响企业出口产品质量的影响机制进行梳理。

我国中小企业融资困难是阻碍企业出口的重要因素之一。企业出口需要大量成本,这些成本无法从留存收益或内部现金流提供,比如,相应的固定成本(原材料购买和固定资本设备等)或可变成本(冰山成本、运输成本、经营管理和沟通成本等),因此,部分企业出口需要依赖外部资本。服务业外资管制放松可以使更多服务业外资流入中国,可以缓解企业面临的资金缺口。服务业外资管制放松通过以下几种渠道缓解企业的融资约束。首先,金融服务业外资管制的放松,使东道国金融服务部门开放度提高,可以提高东道国金融体系的发展和金融资源的配置效率,改善企业外部融资环境,东道国制造业企业可以获得更多的外部资金,缓解东道国企业的融资约束问题。其次,服务业外资管制放松使更多外国企业进入东道国建立外资企业或者中外合营企业,与本土企业相比,外资企业和中外合营企业往往拥有更先进的知识和技术水平,更具有竞争力,被认为对当地银行和金融机构更有吸引力,可以更容易进行企业融资,缓解企业融资约束。再次,外资企业和中外合营形式的商业存在可以缓解企业与金融机构之间的信息不对称现象,更有利于企业获得金融融资。由于企业创新需要持续注入大量资金,资金不足是限制企业持续创新的主要原因(段华友等,2023),通过缓解企业的融资约束,使更多外部资金注入东道国企业,资金支持企业可以持续进行研发创新活动,进而提高企业的出口产品质量(Héricourt & Poncet, 2009)。另外,企业有足够的资金承担出口所需要的成本,企业会选择进入国际市场,通过出口带来的竞争效应和技术溢出效应借以提高企业出口产品质量。由此提出如下理论假说:

假说1:服务业外资管制放松通过缓解企业的融资约束提高企业出口产品质量。

服务业外资管制放松可以使制造业企业使用更多的服务中间投入品。首先,从供给视角来看,服务业外资管制放松,可以使国外服务要素和服务中间品以较低价格进入东道国市场,使制造企业可以较低的成本使用更多种类的服务要素和服务中间投入品,而服务作为制造业的中间投入要素,为制造业嵌入更多的“高级要素”。服务要素位于“微笑曲线”的两端,为企业创造更多的核心价值,服务比产品更加难以超越和模仿,服务业将大量的人力资本和知识引入生产过程中,是制造业持续竞争力的主要来源(刘志彪,2005),进而提高制造业企业的出口产品质量。其次,从需求视角来看,更多种类和更高质量的服务要素进入东道国,增加了制造业企业对服务中间投入品数量的需求和质量的要求(Antoniades, 2015),制造业企业使用更多差异化的服务中间投入品,促进企业出口产品质量升级。最后,由于产业链上下游的关联效应,制造业企业被要求进口数量更多、质量更优的国外服务中间投入品,满足整个生产链条对高质量要素的需求,进口服务中间投入品通过将其所包含的知识和技术通过制造过程转移到产品中,既提高了企业的生产效率又提高了出口产品质量。由此提出如下理论假说:

假说2: 服务业外资管制放松通过提高服务中间投入品的使用来提高企业的出口产品质量。

下面进一步对营商环境在服务业外资管制放松影响出口产品质量过程中的作用进行梳理。一方面, 营商环境会影响外商直接投资。营商环境是外国投资者在进行外商直接投资决策时考虑的重要因素之一(Bevan & Estrin, 2004)。法律、法规、市场环境、相关政策等会影响外商直接投资的成本, 进而影响外商直接投资决策。另一方面, 营商环境会影响国际贸易的开展。营商环境可以广泛地定义为经济环境的各个方面, 如基础设施、法律和金融环境、微观和宏观政策以及“不受单个企业控制, 但影响一个国家的贸易成本、贸易便利化和可靠性”的社会因素(Carlin & Seabright, 2008)。营商环境可以通过影响企业的融资约束机制和企业的利润与成本进而影响企业的出口产品质量。营商环境可以改善融资约束机制, 企业融资越难, 其创新的动机就越弱, 营商环境的改善可以缓解融资约束问题, 促进企业研发投入, 改善企业的产品质量(罗长远和陈琳, 2011)。另外, 营商环境对国际贸易的影响明显大于国内贸易, 相对于国内贸易而言, 国际贸易将面临更高交易风险, 完善的营商环境可以降低贸易的交易成本, 企业将更多的资金用于研发投入, 促进企业产品升级; 完善的营商环境可以作为出口的比较优势(Acemoglu et al., 2007), 促进企业出口, 使企业获得更多出口利润, 并将更多的资本用于企业研发等, 进而提高企业的出口产品质量。

营商环境会影响利益相关者的行为, 完善的营商环境会吸引外商投资, 外资企业倾向于在营商环境较好的国家进行投资。良好的营商环境意味着政府为外资企业在跨境贸易和纳税方面提供破产保护和知识产权保护以及适当的商业监管和法律制度保障(Contractor et al., 2020), 会吸引更多外商直接投资的进入, 激发企业竞争行为, 提高出口产品质量。而较差的营商环境会增加外商直接投资的成本(Sabir & Zahid, 2012), 营商环境水平较低意味着政府审批繁琐、法律法规不明确、市场准入壁垒较高、知识产权保护不足和基础设施不健全等现象, 这会阻碍外商的投资行为, 限制外资企业的进入, 并且阻碍企业的竞争, 可能导致研发成果被仿制和侵权等行为的出现, 不利于企业创新和企业产品质量的提高。因此, 营商环境水平的高低对服务业外资进入的影响可能是非线性的。由此提出如下理论假说:

假说3: 完善的营商环境可以强化服务业外资管制放松的正效应, 且存在非线性特征。

三、特征事实分析

(一) 服务业外资管制放松的事实描述

图1呈现了2000~2013年我国服务业外资管制放松平均值的变化趋势。从中可见, 我国整体服务业外资管制放松水平呈上升趋势。从2000年的0.2255上升到2013年的0.4605, 增幅为104.21%。OECD数据库所提供的FDI管制指数(FDI Index), 通过研究FDI的四种主要限制来衡量一个国家FDI的限制性, 包括: (1)股权限制; (2)审查审核限制; (3)自然人流动限制; (4)其他经营限制。从四种不同类别的服务业外资

限制看, 总体上都呈现增长或持平的趋势。其中, 其他经营限制和自然人流动的管制放松水平较高, 几乎没有限制, 一直呈水平趋势。审查审核和股权限制水平在2004年之前管制水平逐年放松, 2004年以后呈水平趋势和较高的开放水平。

(二) 制造业出口产品质量的特征事实

图2呈现了2000~2013年我国制造业出口产品质量的平均值变化。从中可以看出, 我国制造业出口产品质量整体呈上升的趋势, 从2000年的0.5103上升到2013年0.5238, 增幅2.65%。其中, 2008年、2009年和2012年有下降的趋势, 这可能与受到2008年和2011年金融危机的影响, 我国制造业出口数量降低相关。

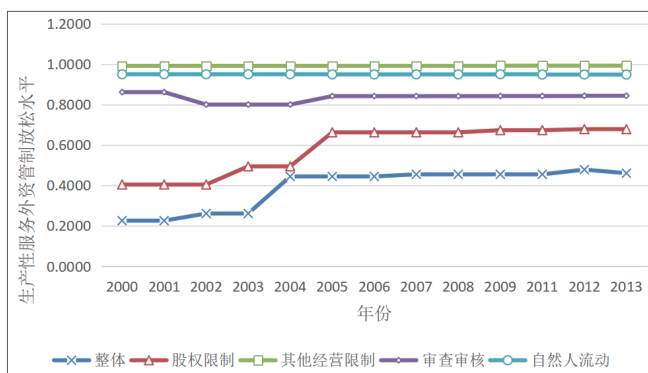


图1 2000~2013年我国服务业 FDI 管制放松平均值变化趋势图

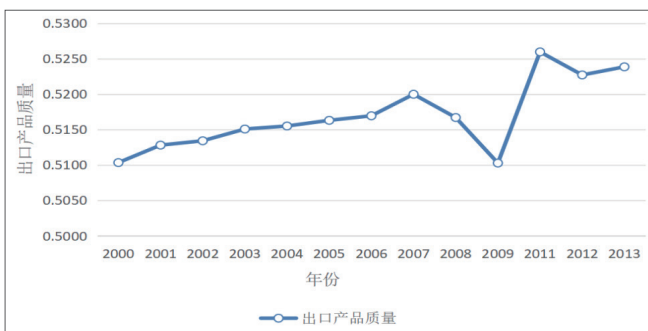


图2 2000~2013年我国制造业出口产品质量平均值变化趋势图

四、计量模型、变量和数据说明

为了检验服务业外资管制放松对制造业出口产品质量的影响, 本文构建如下计量模型:

$$Quality_{fdpt} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_ser_{mt} + \gamma X + \sigma_m + \sigma_t + \sigma_{fpd} + \xi_{fdpt} \quad (1)$$

其中下标f、m、d、p、t分别表示企业、制造业行业、目的国、省份、年份; $Quality_{fdpt}$ 为f企业t年的出口到d目的国p产品的质量; FDI_ser_{mt} 为服务业外资开放渗透率; X为控制变量合集; σ_{fpd} 为企业-产品-目的国固定效应; σ_m 为行业固定效应; σ_t 为年份固定效应; ξ_{fdpt} 为随机扰动项。

1. 出口产品质量

参考施炳展和劭文波(2014)的做法构建的质量决定模型, 假设生产者的效用函数为:

$$U = \left[\sum_j (\lambda_j q_j)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中 λ_j 、 q_j 表示产品的种类和数量, $\sigma > 1$, 表示产品间的替代弹性, 由此得到下式对应的价格指数:

$$P = \sum_j p_j^{1-\sigma} \lambda_j^{\sigma-1} \quad (3)$$

以及企业 f 出口的产品 p 的数量:

$$q_{fdpt} = p_{fdpt}^{-\sigma} \lambda_{fdpt}^{\sigma-1} \frac{E_{dt}}{P_{dt}} \quad (4)$$

两边取自然对数得到如下计量回归方程:

$$\ln q_{fdpt} = \chi_{dt} - \sigma \ln p_{fdpt} + \varepsilon_{fdpt} \quad (5)$$

以时间-目的国效应 χ_{dt} 代替价格指数 P_{dt} 和消费指数 E_{dt} , 残差项 $\varepsilon_{fdpt} = (\sigma-1) \ln q_{fdpt}$ 包含出口产品质量信息。由于产品价格和产品质量相互影响, 为了克服内生性, 本文选取企业 f 对其他国家(除了 m 国)出口产品 p 的平均价格作为工具变量进行IV-2SLS估计, 通过回归得到产品质量, 其计算公式如下:

$$Quality_{fdpt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{fdpt}}{\sigma-1} \quad (6)$$

若已知产品替代弹性的数值, 则可以根据公式(6)计算出产品的质量。本文采用Broda & Weinstein(2006)中所估算的73个国家HS3分位产品的替代弹性值, 根据下式得到产品的标准化质量:

$$Squality_{fdpt} = \frac{quality_{fdpt} - \min quality_{fdpt}}{\max quality_{fdpt} - \min quality_{fdpt}} \quad (7)$$

2. 解释变量

本文的解释变量为服务业外资管制开放渗透率(FDI_Ser), 并根据服务业外资管制指数计算我国各服务部门的外资开放程度。^①服务业外资开放程度见式(8), 其中, FDI_res 为服务业外资管制指数, 该值越大表示管制程度越高; FDI_open 表示服务业外资的开放程度, 该数值越大表示服务外资开放程度越高。

$$FDI_open_{st} = (1 - FDI_res_{st}) \quad (8)$$

由于需要考察制造业和服务业之间的联系, 本文通过投入产出表计算出制造业对服务行业的依赖程度, 即服务业对制造业的渗透率。参考张艳等(2013), 计算服务业外资管制放松渗透率如式(9):

$$FDI_Ser_{mt} = \sum_s \alpha_{mst} * FDI_open_{st} \quad (9)$$

其中, α_{mst} 为服务业 s 行业对制造业 m 行业的投入比例, 采用完全消耗系数表示。^②

① 服务业外资管制指数来源于OECD数据库, 由于该数据库提供的FDI服务管制指数只包括1997年、2003年、2006年以及2010年之后的每年数据, 而本文数据采用2000~2013年数据, 因此, 针对OECD缺失年份数据, 本文采用平移法, 即2000年、2001年FDI服务管制指数数据使用1997年的FDI服务管制指数, 2002年和2004年FDI服务管制指数数据使用2003年的FDI服务管制指数数据, 2005年和2007年FDI服务管制指数数据使用2006年FDI服务管制指数数据, 2008年和2009年FDI服务管制指数数据使用2010年FDI服务管制指数数据。

② 完全消耗系数的计算公式具体如下: $Ser_{ij} = \alpha_{ij} + \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} \alpha_{kj} + \sum_{s=1}^n \alpha_{is} \sum_{k=1}^n \alpha_{sk} \alpha_{kj} + \dots$, 其中 Ser_{ij} 代表制造业 j 的服务化水平, 第一项代表制造业 j 部门对于服务业 i 部门的直接消耗量, 第二项为制造业部门 j 通过部门 k 对服务部门 i 所产生的第一轮间接消耗, 以此类推, 直到实现第 n 轮间接消耗。测算方法可以用矩阵表示为: $B = (I - A)^{-1} - I$, 其中 B 为完全消耗系数矩阵, A 为直接消耗系数矩阵, I 为同阶单位矩阵。

3. 控制变量

控制变量包括以下6个：(1)企业规模(*Scale*)，采用企业的销售产值取自然对数表示。(2)企业利润率(*Profit*)，采用营业利润与销售产值的比值表示。(3)企业生产率(*TFP*)， $TFP=\ln(y/l)-s\ln(k/l)$ ，其中*y*为企业销售收入，*l*为企业职工人员平均数，*k*为企业固定资产规模，*s*为资本在生产中的份额，设定为1/3。(4)行业竞争水平用赫芬达尔指数(*HHI*)表示。(5)由于关税政策也会对出口产品质量产生影响，在控制变量中引入行业产成品关税(*Tariff_Output*)，本文根据Brandt et al.(2017)提供的HS代码同我国CIC四位行业代码的转换表，将产品层面关税对应至行业层面，将四位行业下的产品关税进行简单平均，得到我国行业层面的产成品进口关税。

4. 数据来源

本文主要使用2000~2013年中国工业企业数据库和中国海关数据库进行匹配得到相关数据，由于2010年工业企业数据缺失较多，本文剔除了2010年数据。第一步，进行数据清理工作。本文参考聂辉华等(2012)剔除无效数据。再次，根据会计核算准则，删除不符合常规样本。第二步，合并数据。通过对比两个数据库的信息，按照企业名称和年份进行匹配，再按照企业电话号码后7位和企业邮编进行匹配，两次匹配的并值，保留匹配成功的制造业企业样本，共得到9447376个观测值。

五、实证结果与分析

(一) 基准结果分析

首先，检验回归是否存在多重共线性，VIF均小于10，表明模型不存在多重共线。本文采用逐步回归法进行回归，表1汇报了服务业外资管制放松对制造业出口产品质量影响的基准回归结果。第(1)列未添加任何控制变量和固定效应，第(2)列添加控制变量，第(3)~(5)列逐步加入年份、行业和企业-目的国-产品层面的固定效应，从回归结果看，核心解释变量显著为正，表明我国服务业外资管制放松提高了

表 1 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>
<i>FDI_Ser</i>	0.0982*** (0.0012)	0.0755*** (0.0014)	0.6850** (0.2770)	0.1390*** (0.0054)	0.174** (0.0795)
<i>Scale</i>		0.0004*** (7.78e-06)	0.0029* (0.0017)	0.0028*** (3.63e-05)	0.0002*** (0.0001)
<i>Profit</i>		0.0049*** (0.0018)	0.0115*** (0.0018)	0.0112*** (0.0018)	0.0129* (0.0071)
<i>TFP</i>		0.0066*** (0.0010)	0.0112*** (0.0010)	0.0016* (0.0010)	0.1200** (0.0511)
<i>HHI</i>		-0.0019*** (1.69e-05)	-0.0018*** (0.0004)	-0.0012*** (1.68e-05)	0.0003** (0.0001)
<i>Tariff_Output</i>		0.0044*** (5.99e-05)	0.0023 (0.0054)	0.0039 (0.0043)	0.0007 (0.0020)
年份固定	未控制	未控制	控制	控制	控制
行业固定	未控制	未控制	未控制	控制	控制
企业-产品-目的国固定	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
样本量	9,447,376	9,447,376	9,447,376	9,447,376	5,112,646
R ²	0.0010	0.0030	0.0080	0.0500	0.7390

注：其中括号内数字为回归系数的标准差，***、**和*分别表示回归通过1%、5%和10%的显著性检验。标准误聚类到行业层面。

企业的出口产品质量。其中,分析企业层面的控制变量发现,随着企业规模增加、企业利润和企业生产率的提高可以促进企业出口产品质量的提高。从行业层面的控制变量看,行业竞争有利于提高制造业出口产品质量。产成品关税的系数为正,但并不显著,产成品关税下降,一方面使更多国外产品进入国内产生竞争效应,并使本国企业滞留在价值链的底端,另一方面,竞争环境的加剧有利于本国企业创新和产品质量的提高,因此,产成品关税下降不一定会影响企业的出口产品质量(何欢浪等,2021)。

(二) 稳健性分析

1. 替换被解释变量

(1)采用Bernini & Tomasi(2015)提出的需求份额-价格回归法来估算中国企业出口产品质量。回归方程设定如下:

$$\ln S_{fpdt} - \ln S_{p4dt} = \sigma \ln uv_{fpdt} + \alpha \ln ns_{fpdt} + \delta_{dt} + \delta_{fp} + \varepsilon_{fpdt} \quad (10)$$

式(10)中, f 、 d 、 t 、 p 、 p_4 分别表示企业、目的国、年份、HS6位码产品类别以及HS4位码产品类别, p 为 p_4 的子类别; δ_{dt} 为目的国-年份效应; δ_{fp} 为企业-产品效应, ε_{fpdt} 为干扰项。回归得到 $\hat{\varepsilon}_{fpdt}$ 为企业 f 出口的产品 p 的质量。下面是式(10)中各变量的具体计算公式。其中 S_{fpdt} 为中国企业 f 在 t 年向 d 国出口的HS6产品 p 的广义市场份额, S_{p4dt} 为中国企业 f 在 t 年向 d 国出口的HS4产品 p_4 的广义市场份额,计算公式分别如下:

$$S_{fpdt} = \frac{ExNum_{fpdt}}{\sum_{p4dt} ExNum_{fpdt}} \times \frac{ImNumChina_{p4dt}}{ImNumword_{p4dt}} \quad (11)$$

$$S_{p4dt} = 1 - \frac{ImNumChina_{p4dt}}{ImNumword_{p4dt}} \quad (12)$$

其中, $ExNum_{fpdt}$ 为中国企业 f 在 t 年向 d 国出口HS6产品 p 的总额; $ImNumChina_{p4dt}$ 为 d 国在 t 年从中国进口的HS4产品 p_4 的总额。 $ImNumword_{p4dt}$ 为 d 国在 t 年从世界各国进口的HS4产品 p_4 的总额。

式(10)中 uv_{fpdt} 为中国企业 f 在 t 年向 d 国出口的HS6产品 p 的单位价值,数据来自海关贸易数据库, ns_{fpdt} 为中国企业 f 在 t 年向 d 国出口的HS6产品的狭义份额,计算公式如下:

$$ns_{fpdt} = \frac{ExNum_{fpdt}}{\sum_{pdt} ExNum_{fpdt}} \times \frac{ImNumChina_{pdt}}{ImNumword_{pdt}} \quad (13)$$

其中, $ImNumChina_{pdt}$ 为 d 国在 t 年从中国进口的HS6产品 p 的总额; $ImNumword_{pdt}$ 为 d 国在 t 年从世界各国进口的HS6产品 p 的总额。得到上述变量后,采用其他企业 t 年向 d 国出口的HS6产品 p 的价格均值作为 uv_{fpdt} 的工具变量,同时,选用同一家企业 t 年向 d 国出口的不同HS6产品种类数作为 ns_{fpdt} 的工具变量,按照式(10)进行IV估计,可以获得企业-产品-目的国-年份四个维度下的产品质量指数 $Quality$ 。

(2)替换产品替代弹性,利用 $\sigma=3$ 重新测度企业出口产品质量。(3)采用Broda et al.

(2008)提供的15个非WTO成员国家的出口供给弹性作为产品的替代弹性。(4)以出口产品价格作为产品质量的替代变量作稳健性检验。经过一系列的稳健性检验后,核心解释变量系数显著为正,说明基准回归结论依旧成立。

2. 替换解释变量

(1)采用我国历年服务行业实际外资额取对数作为服务业外资管制放松水平,数额指标经第三产业GDP指数平减后取对数值,并通过公式(9)计算服务业外资管制放松渗透率。(2)用直接消耗系数替代完全消耗系数,计算服务业外资管制放松渗透率。回归结果见表2,结果依旧稳健。

表 2 稳健性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换被解释变量				替换解释变量	
	Bernini & Tomasi (2015)的需求份额-价格回归法	$\sigma=3$	出口供给弹性	产品单价	实际利用服务FDI金额	直接消耗系数测度FDI管制放松渗透率
<i>FDI_Ser</i>	0.0298*** (0.0094)	0.3700*** (0.0643)	0.3070* (0.1800)	7.0120*** (0.5610)	0.0056* (0.0031)	0.0047*** (0.0006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2,130,085	5,112,646	5,112,646	5,112,646	5,112,646	5,112,646
R^2	0.8409	0.7390	0.7702	0.9080	0.7390	0.7390

3. 内生性问题

(1)传统工具变量法

本文采用我国337个地级市到最近港口距离的对数作为服务业外资管制放松的工具变量。一方面,城市离港口的距离越近,表明该城市的贸易自由化越高,其服务业的开放水平越高,满足工具变量的相关性;另一方面,城市离港口的距离与制造业出口产品质量没有直接关系,满足工具变量的外生性条件。此外,为了排除制造业开放水平对企业出口产品质量的影响,本文在控制变量中,加入了制造业外资管制放松(*Man_FDIopen*)的变量。^①表3第(1)列所列结果表明,核心解释变量显著为正,且工具变量通过了相关的识别检验。

(2)异方差工具变量法

为了进一步解决内生性问题,借鉴Lewbel(2012)的异方差工具变量方法,如果内生变量与其他外生变量进行回归的残差是异方差,则用该残差与去中心化的外生变量的乘积可以作为有效的工具变量。表3第(2)列所列的估计结果表明上述结论依旧成立。

(3)组内差分法

通过组内差分法可以消除一部分不随时间变化的遗漏变量导致的内生性问题。本文借鉴Jayaraman & Milbourn(2012)通过组内差异法考察变量之间的动态关系。变量通过差分变化后进行回归,结果见表3第(3)列,其估计结果表明上述结论依旧成立。

① 制造业外资管制放松指数来自OECD数据库,并通过减去制造业外资限制指数得到。

表 3 内生性估计回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	到最近港口的距离 <i>Quality</i>	异方差工具变量法 <i>Quality</i>	组内差分法 $\Delta Quality$
<i>FDI_Ser</i>	0.4950*** (0.0274)	1.3010*** (0.2010)	
ΔFDI_Ser			0.0215** (0.0087)
<i>Man_FDIopen</i>	0.0171 (0.0151)		
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM统计量	17.888 [0.0000]	6966.049 [0.0000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic统计量	17.849 {16.38}	4612.067 {16.38}	
样本量	5,112,646	5,112,646	2,593,599
R ²	0.0060	-0.0110	0.2170

注：方括号内的值是P值，花括号内的值是弱工具变量识别检验10%的临界值。

(三) 异质性分析

本部分就服务业外资管制放松的管制类型、企业所有制、要素密集度等方面进行异质性检验。

1. 服务业外资的限制类型

为了检验不同类型的服务业外资管制放松对出口产品质量的不同影响，本文进一步将服务业外资的管制类型加以细分为股权限制、审查审核、自然人流动和其他经营限制等四个指标，分别进行回归，结果见表4，从中可发现不同类型的服务业外资管制放松对制造业出口产品质量都有提升作用。其中，股权限制和审核审查服务外资管制放松对企业出口产品质量的促进作用最显著，主要原因为：其一服务业外资股权限制往往是为了保护东道国企业的独立经营，防止与本国经济命脉相关的服务业被过高比例外资所有和控制，服务业外资股权限制在一定程度上保护了本国企业的独立经营，但是服务业外资股权限制比例过高，会降低服务业外国投资的积极性，减少服务业外资流入带来的正效应。放开服务业外资股权比例的限制，国外企业在东道国的投资比例提高，更多的服务业外资进入东道国，实现投资主体的多元化，有效缓解企业资金不足问题，使更多资金用于企业的研发和提高企业的出口产品质量。其二，服务业外资审核审查放松可以降低企业的准入门槛，进一步放松市场准入管制，优化投资环境，吸引服务业外资的流入，进而提高企业的出口产品质量。由于服务业外资股权限制和审核审查限制是限制服务业外资流入的主要原因，因此这两项限制措施的放松对企业出口产品质量的影响最大。

表 4 不同服务业外资限制类型的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	服务业外资限制类型			
	股权限制	审核审查	自然人流动	其他经营限制
<i>FDI_Ser</i>	0.0381*** (0.0048)	0.0148*** (0.0041)	0.0073 (0.0336)	0.0118 (0.0354)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5,112,646	5,112,646	5,112,646	5,112,646
R ²	0.7390	0.7390	0.7390	0.7390

2. 企业所有制

根据企业所有制将企业划分为国有、外资及私营企业，并分类进行回归。表5的回归结果表明，服务业外资管制放松对外资企业出口产品质量的提升作用高于国有企业和私营企业。首先，外资企业在母国拥有更成熟的使用服务中间品的技术，当服务业外资管制放松时，其对下游外资企业的效益作用更强；其次，由于外资提供商与外资企业可能来自同一国家，双方拥有相同的商业文化和习俗，这种文化相似性可以在服务要素的使用以及后续企业生产中融合度和匹配度更高，对企业提高其产品质量更显著；最后，我国国有企业规模较大，相较于私营企业而言需要更多的服务要素，与私营企业相比，我国服务业外资管制放松对国有企业出口产品质量的提升效果更强。

3. 行业要素密集度

本文根据制造业行业要素密集度将其划分为资本密集型、技术密集型和劳动密集型行业。估计结果见表5的第(4)~(6)列。结果表明，我国服务业外资管制放松对资本密集型行业出口产品质量的提升作用高于技术密集型和劳动密集型行业。原因主要在于资本密集型企业需要大量的技术和资金，行业资金周转慢，服务业外资管制放松会缓解资本密集型企业的资金缺口，企业可以有更多资金提升企业技术，从而促进出口产品质量的升级；技术密集型行业的技术和知识所占比重重大，科研费用高，外资的进入可以带来先进的设备和技术来提升企业的技术水平；而传统劳动密集型行业使用劳动力较多，对资金和技术的依赖程度低，服

务业外资管制放松使更多外资企业进入东道国，产生竞争效应，可能会将传统的劳动密集型企业挤出市场，不利于劳动密集型企业出口产品质量的提高。

表 5 异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业所有制			要素密集度		
	国有企业	外资企业	私营企业	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>FDI_Ser</i>	0.2280*** (0.0352)	0.2320*** (0.0142)	0.1590* (0.0877)	-0.0584 (0.0557)	0.4920** (0.1530)	0.2080*** (0.0238)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	199,907	2,431,806	988,159	199,907	2,431,806	988,159
R ²	0.7480	0.7430	0.7680	0.7480	0.7430	0.7680

(四) 机制检验

1. 企业融资约束

为了验证前文提出的假说1，首先对企业融资约束机制进行检验。

$$Finance_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_ser_{mt} + \gamma X + \sigma_m + \sigma_t + \sigma_{fdp} + \varepsilon_{fdpt}$$

(14)

$$Quality_{fdpt} = \theta_0 + \theta_1 FDI_ser_{mt} + \theta_2 Finance_{it} + \theta_3 X + \sigma_m + \sigma_t + \sigma_{fpt} + \varepsilon_{fdpt}$$

(15)

$$Quality_{fdpt} = \theta_0 + \theta_1 FDI_ser_{mt} + \theta_2 Finance_{it} \times efd_m + \theta_3 X + \sigma_m + \sigma_t + \sigma_{fpt} + \varepsilon_{fdpt}$$

(16)

借鉴金朝辉和朱孟楠(2022)的方法计算企业融资能力指标，采用利息支出率、商业信贷、清偿比率、流动性比率、盈利能力5个指标反映企业融资能力，^①并利用主

① 其中采用利息支出与资产总值之比表示利息支出率；采用应收账款与资产总值之比表示商业信贷；采用所有者权益与总负债之比表示清偿比率；采用流动资产与流动负债之比表示流动性比率；采用营业利润与资产总值之比表示盈利能力。

成分分析法, 将其合成一个综合指标, 该指标数值越高, 表示企业融资越容易, 其受到的融资制约力越弱, 企业获得资金的能力越强。结果见表6, 其第(1)列的核心解释变量的系数为正, 表明服务业外资管制放松可以缓解企业的融资约束, 表6第(2)列的核心解释变量和融资约束变量系数均显著为正, 表明服务业外资管制放松可以通过缓解融资约束渠道促进企业出口产品质量的提升。由于企业出口需要大量的固定成本和可变成本, 出口商比国内生产商更依赖外部融资, 如果服务业外资管制放松可以缓解融资约束, 那么对于外部资本依赖性更强的行业, 其所受到的外资管制放松的影响更大。本文借鉴齐俊妍和向柑霖(2020)的方法计算行业层面的外部金融依赖度(efd_m), 将融资约束和外部金融依赖度变量的交互项引入模型(16)中进行回归, 结果见表6的第(3)列, 其交互项的系数显著为正, 表明服务业外资管制放松通过缓解融资约束渠道提高企业出口产品质量, 且对金融依赖度更强行业的提升更加显著。

2. 服务中间投入

为了验证前文提出的假说2, 下面进一步对服务中间投入机制进行检验。

$$Ser_input_{fi} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_ser_{mt} + \gamma X + \sigma_m + \sigma_t + \sigma_{fjpd} + \varepsilon_{fjpd} \quad (17)$$

$$Quality_{pdfi} = \theta_0 + \theta_1 FDI_ser_{mt} \times Ser_input_{fi} + \theta_2 X + \sigma_m + \sigma_t + \sigma_{fjpd} + \varepsilon_{fjpd} \quad (18)$$

$$Quality_{fjpd} = \theta_0 + \theta_1 FDI_ser_{mt} \times Ser_input_{fi} \times Servitization_{mt} + \theta_2 X + \sigma_m + \sigma_t + \sigma_{fjpd} + \varepsilon_{fjpd} \quad (19)$$

本文选用企业“制造费用的中间投入”“管理费用的中间投入”“营业费用的中间投入”和“财务费用”的总和取自然对数后作为制造业企业的服务中间投入(Ser_input), 结果见表6第(4)列, 其核心解释变量的系数为正, 表明服务业外资管制放松提高了企业对服务中间投入的使用。将服务业外资管制放松与服务中间投入的交互项进行回归(见表6第(5)列), 其交互项的系数显著为正, 表明服务业外资管制放松通过提高服务中间投入品的投入促进企业出口产品质量的提升。由于制造业服务化的水平越高, 制造业对服务要素的需求量越大, 本文将服务业外资管制放松与服务中间投入和制造业服务化水平三项的交互项进行回归, 结果见表6的第(6)列, 其系数显著为正, 表明服

表 6 影响机制分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	融资约束机制			中间服务投入机制		
	<i>Finance</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Ser Input</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>
<i>FDI_Ser</i>	0.0957*** (0.0126)	0.3630*** (0.0025)	0.3830*** (0.00251)	0.9460*** (0.0917)	0.3020*** (0.0569)	0.2930*** (0.0570)
<i>Finance</i>		0.0007*** (0.0001)				
<i>Finance</i> × <i>efd_m</i>			0.0003** (0.0001)			
<i>Ser_Input</i>					0.0042*** (0.0004)	
<i>FDI_Ser</i> × <i>Ser_Input</i> × <i>Servitization</i>						0.1300*** (0.0183)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4,908,910	4,908,910	4,908,910	2,132,089	2,132,089	2,132,089
R ²	0.5140	0.7380	0.7370	0.0660	0.0440	0.0440

越强。

六、拓展分析：营商环境的调节作用

(一) 营商环境的调节效应

本文借鉴杨仁发和魏琴琴(2021)从宏观经济环境、市场环境、基础设施和政策环境构建指标体系,并将4个指标通过熵权法合成一个综合营商环境指标。将营商环境指标(*BE*)以及服务业外资管制放松和营商环境的交互项(*FDI_Ser*×*BE*)引入基准模型中(见式(20))。由于营商环境是省份层面的变量,故本文进一步控制省份层面的固定效应。回归结果见表7。表7第(1)列未加入控制变量和固定效应,第(2)列加入控制变量,第(3)列加入固定效应,第(1)~(3)列中营商环境和服务业外资管制放松的交互项系数显著为正,表明完善的营商环境可以强化服务业外资管制放松的正效应。为了检验营商环境的调节作用是否具有非线性,通过将营商环境的平方项与服务业外资管制放松的交互项(*FDI_ser*×*BE*²)加入到模型中(见式(21)),回归结果见表7第(4)列,从中可见*FDI_ser*×*BE*²的系数显著为正,而*FDI_ser*×*BE*的系数显著为负,表明营商环境可以强化服务业外资管制放松的正效应,且存在非线性影响,本文的假说3成立。

$Quality_{fpdt} = \theta_0 + \theta_1 FDI_ser_{mt} + \theta_2 BE_p + \theta_3 FDI_ser_{mt} \times BE_{mt} + \theta_2 X + \varepsilon_p + \varepsilon_m + \varepsilon_t + \varepsilon_{fpd} + \varepsilon_{pmdt} \quad (20)$

$Quality_{fpdt} = \theta_0 + \theta_1 FDI_ser_{mt} + \theta_2 BE_p + \theta_3 FDI_ser_{mt} \times BE_{mt} + \theta_4 FDI_ser_{mt} \times BE_{mt}^2 + \theta_2 X + \varepsilon_p + \varepsilon_m + \varepsilon_t + \varepsilon_{fpd} + \varepsilon_{pmdt} \quad (21)$

表 7 地区营商环境指标的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>
<i>FDI_Ser</i>	0.1380*** (0.0017)	0.1350*** (0.0019)	0.1740*** (0.0067)	0.1790*** (0.0067)
<i>BE</i>	-0.0099*** (0.0002)	-0.0113*** (0.0003)	-0.0099*** (0.0007)	-0.0129*** (0.0009)
<i>FDI_Ser</i> × <i>BE</i>	0.0635*** (0.0017)	0.0754*** (0.0022)	0.0835*** (0.0041)	-0.1140*** (0.0061)
<i>FDI_Ser</i> × <i>BE</i> ²				0.0125*** (0.0019)
控制变量	未控制	控制	控制	控制
固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本量	9,447,376	9,447,376	5,110,283	5,110,283
R ²	0.0010	0.0030	0.7400	0.7400

(二) 营商环境调节效应的异质性

优化营商环境可以简化审批流程,取消前置证明,提高审批效率,以及强化监督检查等,减少企业的寻租行为,完善的市场竞争机制,防止出现恶性竞争等不良现象。营商环境可能对不同性质的企业、不同技术密集度行业的调节作用不同。本文将制造业行业分为高端技术行业、中低端技术行业,^①并将企业性质划分为本土企业和外资企业,然后分别进行回归,回归结果见表8。结果表明,完善的营商环境对高端

① 高端技术产业包括通用设备、交通运输、专用设备、电气机械及器材、通信电子、仪器仪表及文化办公用机械、化工医药等行业;中、低端技术产业包括石油加工、炼焦及核燃料加工业、橡胶、塑料、非金融矿物、黑色金属冶炼、有色金属冶炼和金属制品等行业、食品加工制造、饮料、烟草、纺织、服装、皮革、木材、家具、造纸、印刷和文体用品及其他制造业。

技术行业、外资企业的服务业外资管制放松的正向调节作用更强。相对于中低端技术行业而言,高端技术行业对知识产权保护体系和创新环境的要求更高,其更容易受到营商环境的影响。本土企业规模较大,计划性较强,经营机制和管理制度相对僵化,而外资企业的经营方式较为灵活,创新性更强,价格更多的是由市场机制决定,其对市场机制和外部环境更加依赖。

表 8 营商环境调节效应的异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>	<i>Quality</i>
	高端技术行业	中低端技术行业	本土企业	外资企业
<i>FDI_Ser</i>	0.1060*** (0.0065)	0.2090*** (0.0238)	0.2230* (0.1130)	0.1620* (0.0791)
<i>BE</i>	-0.0124*** (0.0008)	0.0049*** (0.0012)	0.0021 (0.0107)	-0.0079* (0.0040)
<i>FDI_Ser</i> × <i>BE</i>	0.0813*** (0.0046)	0.0089 (0.0074)	0.0363 (0.0906)	0.0933*** (0.0281)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2,387,329	2,631,797	1,198,092	2,431,767
<i>R</i> ²	0.6670	0.8140	0.7620	0.7430

七、结论与政策建议

本文结论:(1)我国服务业外资管制放松可以提高我国制造业出口产品质量。(2)异质性检验发现,股权限制和审核审查类型的服务业外资管制放松对出口产品质量的提升更强,我国服务业外资管制放松对外资企业、资本密集型行业的出口产品质量的促进作用更明显。(3)完善的地区营商环境可以强化服务业外资的正效应,且存在非线性的特征。(4)服务业外资管制放松通过缓解融资约束和提高服务中间投入来提高制造业出口产品质量,且对金融依赖度更高的行业和制造业服务化水平更高的行业的促进作用更强。

基于上述分析与结论,本文提出以下政策建议:(1)为了提高制造业出口产品的竞争力,我国应该继续加大引入高质量的服务业外资,优化外资引入的环境,通过资本的引入缓解我国金融依赖型行业缺少资本的现状,更好地发挥服务业外资带来的技术溢出效应,提高本国制造业企业的技术水平。(2)监管部门应适度放开我国对服务业外资的股权限制水平,放宽外资准入,持续推进服务业外资使用的便利化。完善我国服务业外资审查制度和流程,减少繁琐的程序,使服务业外资审查更加便利化,降低服务业外资进入我国的时间和审查成本,更好地发挥服务业外资对我国制造业企业质量升级的作用。(3)稳定的政治环境、完善的法律体系、健全的金融市场等能够加强服务业外资对企业质量的提升作用,为了更好地发挥服务业外资对制造业升级的促进作用,进一步营造良好的外部营商环境是提高出口产品质量、实现经济高质量发展的重要途径。

参考文献

- [1] 段华友,杨兴柳,董峰.数字化转型、融资约束与企业创新[J].统计与决策,2023(5):164-168.
- [2] 郭家琳,李颖明.外商直接投资是否改善东道国出口产品质量?——基于中美贸易视角[J].科技和产业,2018(9):83-89.
- [3] 何欢浪,蔡琦晟,章韬.进口贸易自由化与中国企业创新——基于企业专利数量和质量的证据[J].经济学

- (季刊),2021(2):597-616.
- [4] 金朝辉,朱孟楠.人民币汇率、融资约束对出口贸易的影响研究[J].国际经贸探索,2022(11):35-50.
- [5] 李长英,刘璇,李志远.美国加征关税如何影响了中国产品出口[J].国际贸易问题,2022(7):1-18.
- [6] 刘宏,刘玉伟,陈字旺.外商直接投资、营商环境与出口产品质量升级[J].当代财经,2020(11):100-112.
- [7] 刘晴,程玲,邵智,陈清萍.融资约束、出口模式与外贸转型升级[J].经济研究,2017(5):75-88.
- [8] 刘晓宁.中国出口产品质量的综合测算与影响因素分解[J].数量经济技术经济研究,2021(8):41-59.
- [9] 刘志彪.全球化背景下中国制造业升级的路径与品牌战略[J].财经问题研究,2005(5):25-31.
- [10] 罗长远,陈琳.FDI是否能够缓解中国企业的融资约束[J].世界经济,2011(4):42-61.
- [11] 吕越,邓利静.全球价值链下的中国企业“产品锁定”破局——基于产品多样性视角的经验证据[J].管理世界,2020(8):83-98.
- [12] 聂辉华,江艇,杨汝岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].世界经济,2012(5):142-158.
- [13] 裴长洪.中国特色开放型经济理论研究纲要[J].经济研究,2016(4):14-29+46.
- [14] 彭书舟,李小平,刘培.服务业外资管制放松与制造业企业出口产品质量升级[J].国际贸易问题,2020(11):109-124.
- [15] 齐俊妍,向柑霖.金融业开放、外部金融依赖与制造业出口技术复杂度——基于服务贸易限制指数不同政策领域的实证分析[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2020(6):78-91.
- [16] 施炳展,邵文波.中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J].管理世界,2014(9):90-106.
- [17] 苏丹妮,盛斌.服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验[J].中国工业经济,2021(6):61-79.
- [18] 王欢.生产性服务贸易自由化对企业出口产品质量的影响研究[J].上海对外经贸大学学报,2023(1):18-30.
- [19] 徐铭阳,马远.营商环境对中国制造业企业出口产品质量的影响研究[J].中国物价,2023(6):42-45.
- [20] 杨仁发,魏琴琴.营商环境对城市创新能力的影响研究——基于中介效应的实证检验[J].调研世界,2021(10):35-43.
- [21] 张国峰,蒋灵多,刘双双.数字贸易壁垒是否抑制了出口产品质量升级[J].财贸经济,2022(12):144-160.
- [22] 张艳,唐宜红,周默涵.服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率[J].世界经济,2013(11):51-71.
- [23] Acemoglu, D., P. Antràs, E. Helpman, “Contracts and Technology Adoption”, *American Economic Review*, 2007, 97(3): 916-943.
- [24] Amiti, M., J. Konings, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review*, 2007, 97(5): 1611-1638.
- [25] Antoniadou, A., “Heterogeneous Firms, Quality, and Trade”, *Journal of International Economics*, 2015, 95(2): 263-273.
- [26] Anwar, S., S. Sun, “Foreign Direct Investment and Export Quality Upgrading in China’s Manufacturing Sector”, *International Review of Economics & Finance*, 2018, 54(3): 289-298.
- [27] Bernini, M., C. Tomasi, “Exchange Rate Pass-through and Product Heterogeneity: Does Quality Matter on the Import Side”, *European Economic Review*, 2015, 77: 117-138.
- [28] Bevan, A. A., S. Estrin, “The Determinants of Foreign Direct Investment into European Transition Economies”, *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(4): 775-787.
- [29] Brandt, L., J. Van Biesebroeck and L. Wang et al., “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *American Economic Review*, 2017, 107(9): 2784-2820.
- [30] Broda, C., D. E. Weinstein, “Globalization and the Gains from Variety”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(2): 541-585.
- [31] Broda, C., N. Limao and D. E. Weinstein, “Optimal Tariffs and Market Power: The Evidence”, *American Economic Review*, 2008, 98(5): 2032-2065.
- [32] Carlin, W., P. Seabright, “Bring Me Sunshine: Which Parts of the Business Climate Should Public Policy Try to Fix?”, *Revue Deconomie du Developpement*, 2008, 16(4): 31-87.

- [33] Chenaf–Nicet, D., E. Rougier, “The Effect of Macroeconomic Instability on FDI Flows: A Gravity Estimation of the Impact of Regional Integration in the Case of Euro–Mediterranean Agreements” , *International Economics*, 2016, 145(4): 66–91.
- [34] Contractor, F. J., R. Dangol and N. Nuruzzaman et al., “How Do Country Regulations and Business Environment Impact Foreign Direct Investment (FDI) Inflows?” , *International Business Review*, 2020, 29(2).
- [35] Héricourt, J., S. Poncet, “FDI and Credit Constraints: Firm–level Evidence from China” , *Economic Systems*, 2009, 33(1): 1–21.
- [36] Herzer, D., “How Does Foreign Direct Investment Really Affect Developing Countries’ Growth?” , *Review of International Economics*, 2012, 20(2): 396–414.
- [37] Jayaraman, S., T. T. Milbourn, “The Role of Stock Liquidity in Executive Compensation” , *The Accounting Review*, 2012, 87(2): 537–563.
- [38] Lewbel, A., “Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models” , *Journal of Business & Economic Statistics*, 2012, 30(1): 67–80.
- [39] Liu, Q., Q. Larry and C. Zhan, “FDI Inflows and Export Quality: Domestic Competition and Within–Firm Adjustment” , 2022. Available at SSRN 4012853.
- [40] Sabir, S., K. Zahid, “Macroeconomic Policies and Business Cycle: The Role of Institutions in Selected SAARC Countries” , *The Pakistan Development Review*, 2012, 51(4): 147–158.

【作者简介】王 欢：上海大学经济学院博士研究生。研究方向：服务贸易理论和政策。

黄胜强：上海海关学院海关与经贸研究院院长，教授。研究方向：国际贸易基本理论、国际经济关系等。

FDI Deregulation in Service Industry, Business Environment and Export Product Quality

WANG Huan¹ & HUANG Sheng-qiang²

(1. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China; 2. School of Customs and Economic and Trade Research, Shanghai Customs Institute, Shanghai 201204, China)

Abstract: This paper uses China’s Industrial Enterprise Database and China’s Customs Database from 2000 to 2013 as samples to empirically analyze the impact and mechanism of foreign capital deregulation in China’s service industry on export product quality, and the results show that foreign capital deregulation in service industry can improve export product quality. Mechanism analysis shows that the deregulation of foreign capital in service industry can improve export product quality by alleviating the financing constraints and improving the use of service intermediate inputs, and the enhancement of export product quality in industries with stronger reliance on external capital and higher level of servitization is more significant. Heterogeneity analysis shows that equity restrictions and audit review type of service industry foreign capital deregulation on export product quality enhancement is more significant, service industry foreign capital deregulation on foreign-funded enterprises, capital-intensive industries export product quality enhancement is more significant, and the positive effect of the service industry foreign capital deregulation to improve the non-linear moderating effect of the business environment, that is, only when the business environment exceeds the threshold, the perfect business environment can strengthen the positive effect of foreign investment deregulation in service industries. This paper provides policy recommendations for China on how to utilize foreign investment in services to promote industrial upgrading of manufacturing industry and create a good business environment.

Keywords: foreign deregulation; export product quality; financing constraints; intermediate service inputs; business environment

(责任编辑：山草)