

# 企业产出增长的新动力:服务业开放政策视角

苏二豆<sup>1</sup>,薛军<sup>2</sup>,陈晓林<sup>2</sup>

(1. 首都经济贸易大学 经济学院,北京 100070;

2. 南开大学 经济学院,天津 300071)

**摘要:**利用 2005—2017 年中国上市企业数据,考察上游服务业外资管制放松和下游企业产出的关系。研究发现,服务业外资开放政策的实施显著促进了下游企业产出的增长。这种积极作用主要体现在处于成长期、雇佣技术人才数量较多、竞争程度较高行业的企业中。细分上游服务行业后发现,流通服务业外资管制放松的产出效应最大。从影响机制看,一方面,服务业开放缓解了下游企业与海外消费者之间的信息摩擦,拓展了企业的海外市场,从需求端激励企业生产;另一方面,服务业开放还为下游企业带来了先进的管理知识,提升了企业管理能力,从供给端助力企业高效生产。研究结论为中国下一步通过市场化改革来盘活闲置资源、调动经济增长潜能提供了新思路。

**关键词:**服务业开放;产出增长;信息摩擦;管理能力

**中图分类号:**F125.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2023)04-0078-14

## 一、引言

近 40 年来,中国通过改革开放已逐步成长为全球外商直接投资的主要目标国,大规模外资进入也被视为中国经济飞速发展的重要原因。促使大量外资流入中国的一个不可忽视的原因是中国外资管制的不断放松,尤其是制造业,已基本实现全面开放。与之形成鲜明对比的是,中国服务业外资开放进程仍较为缓慢,这大大制约了中国服务经济的发展。为此,中国政府将服务业作为下一步外资开放的重点,如“十四五规划”指出要完善外商投资准入前国民待遇加负面清单管理制度,有序扩大服务业对外开放;2021 年《政府工作报告》也明确表示要增设服务业扩大开放综合试点,积极有效利用外资。服务是各行业都需要的中间投入,与传统货物中间投入不同,它是一种“软性的”固定资产投资(白远和罗立彬,2010)<sup>[1]</sup>,具有相对更强的扩散效应,能够更为容易地将自身内含的知识嵌入并传递至下游企业中,进而影响到下游企业的生产决策与经营绩效(Francois and Hoekman,2010;符大海和鲁成浩,2021)<sup>[2-3]</sup>。

目前已有不少文献探讨了服务业外资开放对下游企业经营绩效的影响。这类研究主要集中在三个层面,一是考察服务业外资管制放松对下游企业生产率的促进作用(Arnold et al.,2011;Arnold et al.,2016;侯欣裕等,2018)<sup>[4-6]</sup>,二是考察对出口及贸易方式转型的影响(Bas,2014;符大海和鲁成浩,2021;孙浦阳和侯欣裕,2019;孙浦阳等,2018)<sup>[7][3][8-9]</sup>,三是考察对创新绩效的影响(邵朝对等,

收稿日期:2022-10-26

基金项目:国家社会科学基金重点项目“世界经济新格局下的创新保护研究”(18AZD001);首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务费专项资金资助项目“服务型 OFDI 对中国企业转型升级的影响研究”(XRZ2022044)

作者简介:苏二豆(1991-),女,山西阳泉人,首都经济贸易大学经济学院讲师,博士,硕士生导师,研究方向为跨国投资、亚太经济;薛军(1967-),男,河北原阳人,南开大学经济学院教授,博士,博士生导师,研究方向为跨国投资、亚太经济;陈晓林(1988-),男,广东揭阳人,南开大学经济学院博士研究生,研究方向为跨国投资、亚太经济。

2021)<sup>[10]</sup>。在众多衡量企业经营绩效的指标中,产出是一个非常关键的指标,测度企业生产效率、判断企业是否获得规模经济等都需要参考企业的产出指标。而且企业作为一国经济活动的微观主体,其产出的增长与一国经济总量增长之间有着密切的联系,因此,该指标受到了学者们的密切关注。尽管服务业外资管制放松和企业产出都是具有较强现实意义的研究问题,且服务作为下游企业生产过程中的必要投入,其外资管制程度的变动与下游企业产出之间很可能存在着密切的联系,但却鲜有文献对二者间的逻辑关系进行梳理。而本研究将利用规范的经济学方法研究服务业外资开放是否促进了下游企业产出增长,对上述问题的考察,对改进中国服务业外资管制政策、更好地发挥外资开放的经济增长效应具有重要的启示意义。

理论上,服务业外资开放对下游企业产出的影响主要体现在以下两方面:首先,从需求端来看,扩大服务业开放将吸引外资服务部门进入国内市场,外资服务部门与海外市场之间有着天然的网络联系,这将有助于国内企业更便捷地搜集海外需求信息,通过降低企业信息搜集成本、增加企业海外需求而激励其扩大生产规模(海外业务扩张效应);其次,从供给端来看,拥有国际化管理经验和优秀管理团队的外资服务部门进入国内市场,将通过人才流动和示范效应等促进下游企业管理能力的提升,更高效的管理意味着企业有能力选择更优的生产决策方案,进而促进企业产出的增长(管理效应)。

本研究的创新之处表现在以下三个方面:首先,首次从企业产出角度系统考察了服务业外资开放对国内下游企业的影响,并探讨了背后的传导渠道。现有文献侧重于服务业外资开放对下游企业生产率、出口和创新的研究,本研究从企业产出角度的考察为进一步识别服务业外资管制放松对东道国企业的经济效应提供了经验证据。其次,丰富了关于企业产出方面的研究,为促进中国企业扩大生产规模、促进经济增长提供了服务业方面的全新思路。外资引进与东道国经济增长的关系一直是学者们关注的重要课题,在中国情境下,有诸多学者发现外资开放可以通过提供资金、改善投资效益、引进技术等方式有力地推动中国经济增长(江锦凡,2004;沈坤荣和耿强,2001)<sup>[11~12]</sup>。然而,这类研究主要基于宏观层面的视角,将企业视为一个整体,缺乏对企业微观主体决策行为的分析,无法阐释不同企业受外资开放影响的差异。随着中国对外开放重心由制造业转向服务业,从微观企业层面的视角考察服务业开放与企业产出的关系更具现实迫切性,这对当下推动中国经济进一步增长至关重要。最后,鉴于企业在所处成长阶段、行业竞争程度等方面存在明显差异,本研究还进一步考察了服务业外资管制放松对不同类别企业产出的差异化影响,这不仅深化了我们对服务业外资管制放松与企业产出之间关系的理解,而且对今后政府如何制定多元化的服务业外资开放政策来促进企业产出规模的扩大以及中国经济的增长提供了有益启示。

## 二、理论分析与研究假设

影响企业产出的因素主要有两个,即外部市场需求和自身供给能力。服务业外资管制放松促使更多海外服务企业来中国投资,将通过“涟漪效应”对使用服务作为中间投入的下游企业生产过程产生影响,其影响机制主要包括以下两个方面:

第一,海外业务扩张效应。从外部市场需求的角度看,服务业外资开放能通过多种渠道扩大下游企业海外需求,进而激励企业生产。首先,服务业外资开放有助于降低下游企业的出口固定成本。外资服务企业一般与国际市场有较为紧密的网络联系,对海外市场需求有较深的了解。服务业外资开放程度的扩大会吸引大量外资服务部门进入国内市场,其在与下游企业的合作中,能将海外市场上的需求动向、出现的新趋势等信息及时传递给下游企业,减少下游企业与海外消费者之间的信息摩擦。正如金祥义和戴金平(2019)<sup>[13]</sup>所指出的,信息摩擦使国内企业与海外需求方之间面临高昂的匹配成本,是引致两者间存在较大信息不对称性的重要因素。信息摩擦越大,国内企业面临的拓展海外业务的风险和不确定性就越大,即出口固定成本越大。因此,可以得出,服务业外资开放能通过降低国内企业出口固定成本而促进其出口,实现海外业务的扩张。其次,服务业外资管制放松还有助于降低下游企业出口的可变成本。企业出口需要承担运输、通讯、仓储等多项服务投入成本(盛丹等,2011)<sup>[14]</sup>,

服务业外资开放程度的扩大能为国内服务中间品市场引入竞争,促进国内服务产品价格的下降及质量的提升,高效低价的服务投入直接降低了下游企业出口的可变成本,进而促进企业出口以获取更大的海外市场。随着海外业务的扩张,企业将扩大其生产规模以满足海外需求,获取更高的利润。

第二,管理效应。从自身供给能力的角度看,服务业外资开放能通过多个渠道提升下游企业管理能力,使企业可以更加合理地安排生产计划,进而促进企业产出增长。与国内服务供应商相比,外资跨国企业的管理技术水平更高,管理理念更先进。由于多数服务具有生产和消费过程不可分割的特性,其业务需要通过向客户提供服务来实现(江小涓和李辉,2004)<sup>[15]</sup>,且服务部门的管理知识是一种具有明显外部性的“软性”知识,很难像“硬性”知识一样用专利或版权等方式加以保护,具有相对较弱的技术保密性。因此,外资服务部门进入中国市场后,较为容易通过合作效应、示范效应、人员流动等方式促进本土服务部门管理水平的提升,并通过上下游投入产出关系使得下游企业可以了解到国际前沿的管理模式、理念、工具、系统等,促使其转变管理思路,提升管理能力。比如,20世纪90年代BCG、麦肯锡等现代咨询公司开始进入中国,这些跨国企业尤为重视管理知识的研发,每年投向最新管理知识的开发与创新活动研究的经费高达数亿美元,拥有的管理知识较为先进。在借鉴这些企业运营模式的基础上,国内本土企业也开始加强对管理咨询工具的研发。在人员流动<sup>①</sup>以及与下游企业合作的过程中,上游服务部门的管理知识便能溢出至下游企业。此外,外资咨询企业为了推广自身的品牌,往往会推出一些专业的出版物,比如麦肯锡的《麦肯锡季刊》,这些刊物总结了该公司的管理心得,为中国下游企业带来了便利的学习机会(白远和罗立彬,2010)<sup>[1]</sup>。综上所述,提出以下三个研究假设:

假设1:同等条件下,服务业外资开放能促进企业产出增长。

假设2:同等条件下,服务业外资开放可通过海外业务扩张渠道促进下游企业产出增长。

假设3:同等条件下,服务业外资开放能够通过提升下游企业管理能力而促进其产出增长。

### 三、计量模型设定、数据说明与变量选取

#### (一)模型设定

使用2005—2017年中国沪深A股上市企业数据,就服务业外资管制放松对企业产出调整的影响进行经验研究。基本计量模型设定形式如下:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SFRI_{ct} + \beta X + \mu_c + \mu_t + \mu_p + \eta_{it} \quad (1)$$

其中, $i, c, p, t$ 分别表示企业、行业、省份及年份;被解释变量 $\ln y_{it}$ 表示下游企业 $i$ 在年份 $t$ 的产出, $SFRI_{ct}$ 是核心解释变量,表示下游行业 $c$ 的服务业外资开放指数, $\alpha_1$ 是估计系数。 $X$ 表示企业层面的控制变量向量,包括企业规模( $size$ )、资本集中度( $\ln kl$ )、全要素生产率( $TFP$ )、融资约束( $SA$ )、企业所有制( $SOE$ )、企业年龄( $\ln age$ )及年龄的平方( $\ln age^2$ )、总资产报酬率( $ROA$ )。为了避免遗漏重要解释变量而引致估计结果产生偏误,分别加入了行业( $\mu_c$ )、年份( $\mu_t$ )、省份( $\mu_p$ )固定效应; $\mu_c$ 控制的是行业层面不随时间变化的所有因素对估计结果的干扰; $\mu_t$ 控制的是特定年份的事件冲击对估计结果的影响; $\mu_p$ 控制的是省份层面不随时间变化的因素对回归结果的影响。 $\eta_{it}$ 为随机扰动项。为了缓解组内相关性,模型所有估计结果都采用聚类到企业层面的标准误。

#### (二)数据说明

实证研究基于企业产出数据、个体特征信息、上游服务业外资开放信息及上下游投入产出关系。因此,主要使用的数据是2005—2017年Wind数据库、《外商投资产业指导目录》以及投入产出表。除此之外,部分数据的测算还用到《中经网统计数据库》。

首先,Wind数据库主要用于计算上市企业产出以及个体特征变量。该数据库包含有上市企业财

<sup>①</sup>由于咨询业务本身就需要有较强的外部联系网,因此,咨询师的流动并不会被企业禁止,反而成为企业培养未来客户的途径之一。

务数据(营业收入、净利润、营业成本等)和公司基本信息(企业名称、股票代码、上市时间、成立时间、主营产品类型、所属行业)。为了确保数据的一致性,本研究剔除了借壳上市、ST股、企业年龄小于0、资产负债率大于100(可能资不抵债)或小于0的企业样本。其次,《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》)<sup>①</sup>主要用于测算下游企业上游服务业外资开放程度指标。《目录》是经党中央、国务院同意,国家发展改革委、商务部发布的指导外商投资方向,以使其与中国国民经济发展规划相适应的重要政策举措。最后,全国投入产出表主要反映一定时期内中国不同部门间的投入产出关系,利用不同行业所使用的上游服务业投入权重构建服务业外资开放指标。

### (三)变量与指标构建

被解释变量。企业产出( $\ln y_{it}$ )。使用营业收入取对数来衡量,在计算过程中,采用各省份工业品出厂价格指数对其进行了平减。

核心解释变量。下游行业上游服务业外资开放指标( $SFRI_{ct}$ )。基于《目录》,从服务业外资管制放松政策的角度量化服务业开放程度。具体而言,首先,将各年份《目录》中的条款与投入产出表中的服务行业代码进行匹配<sup>②</sup>;其次,分别将鼓励、允许、限制、禁止类的服务行业赋值为-1、0、1、2,考虑到同一部门有可能对应不同的政策状态,将同一部门在不同状态中的得分值进行加总作为该服务部门所受限制指标的度量,用 $FRI_{ct}$ 来表示,该值越大,代表服务业开放程度越小;最后,在对中国不同服务部门外资管制放松进程进行测度之后,便可以开始着手衡量下游行业上游服务业外资管制程度。借鉴Arnold等(2016)<sup>[5]</sup>、孙浦阳等(2018)<sup>[9]</sup>的思路,将 $FRI_{ct}$ 与投入产出关系进行结合,具体指标构建如下:

$$SFRI_{ct} = \sum_j FRI_{jt} \times w_{cj} \quad (2)$$

式(2)表示行业 $c$ 在 $t$ 年的上游服务业开放水平, $j$ 表示的是行业 $c$ 所对应的作为中间投入的上游服务行业, $w_{cj}$ 表示的是 $t$ 年上游行业 $j$ 作为中间投入在下游行业 $c$ 的总投入中所占的比重,根据各年份的中国投入产出表进行计算<sup>③</sup>。

控制变量。企业规模( $scale$ ):使用企业员工人数的对数值来衡量;资本密集度( $\ln kl$ ):采用人均固定资产原值的对数值来表示;全要素生产率( $TFP$ ):使用ACF方法来衡量(Ackerberg et al., 2015)<sup>[16]</sup><sup>④</sup>;企业融资约束程度( $SA$ ):使用公式: $SA = -0.737 \times scale + 0.043 \times scale^2 - 0.04 \times age$ 来计算(Hadlock and Pierce, 2010)<sup>[17]</sup>;国有企业的虚拟变量( $SOE$ ):根据企业实际控制人属性,当其为国有

<sup>①</sup>在本研究使用数据的样本期内,该《目录》历经了2004、2007、2011、2015、2017年五次修订。需要注意的是,《目录(2004)》、《目录(2007)》、《目录(2011)》正式实施的时间分别是2005年1月、2007年12月、2012年1月,因此,这三个年份的《目录》分别对应2005、2008、2012年中国外资管制情况。《目录》将外商投资项目分为鼓励、允许、限制和禁止四类,其中鼓励类、限制类、禁止类项目在《目录》中有明确的列示,未列入的则归为允许类项目。

<sup>②</sup>由于《目录》是按照具体产品或大类行业下所属的子类行业来设定规则的,为使数据可以在不同年份间进行比较,本研究以2002年投入产出表的122个部门作为行业分类标准,通过手工对接方式,将《目录》中的各条目信息与投入产出表中的各行业匹配起来。

<sup>③</sup>在本研究的样本期内,中国投入产出表历经2005、2007、2010、2012、2015、2017年六次编制,2005、2010、2015年对应42个部门分类,其他年份对应135个以上的部门(2007年对应135个、2012年对应139个、2017年对应149个),考虑到下游行业使用的上游服务中间投入占比在短期内不会发生明显的变化,且为确保权重计算的精确性,我们主要使用部门分类在135个以上年份的投入产出表来计算 $w_{cj}$ 。具体而言,2005—2009年的权重使用2007年投入产出表计算,2010—2014年权重使用2012年投入产出表计算,2015—2017年权重使用2017年投入产出表计算。需要注意的是,由于不同年份之间的投入产出表分类存在差异,同前文一样,以2002年投入产出表的122个部门作为行业划分标准,将各年份下的投入产出表涉及的部门与这122个部门进行了对接。在计算 $w_{cj}$ 过程中,进一步将这122个部门转换为上市企业大类行业后来测算。

<sup>④</sup>在计算过程中会用到一些其他指标,各指标的计算方法分别是:(1)中间投入=营业成本+销售费用+财务费用-支付给职工以及为职工支付的现金-固定资产折旧,使用GDP平减指数来平减;(2)资本存量使用永续盘存法进行计算;(3)劳动投入用员工人数来衡量。

企业时,  $SOE = 1$ , 否则为 0; 企业年龄( $lnage$ ): 用当年年份减去企业成立的年份加 1 的对数值来衡量; 总资产报酬率( $ROA$ ): 用企业在报告期内获得的可供投资者和债权人分配的经营收益占总资产的比来表示。

各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 统计性描述

变量	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$lny$	企业产出	27104	20.983	1.503	11.909	27.752
$SFRI$	服务业开放指数	27472	0.105	0.763	-6.132	2.272
$scale$	企业规模	27234	7.480	1.337	1.792	13.129
$lnkl$	资本密集度	27234	12.415	1.195	4.127	19.639
$TFP$	全要素生产率	25253	5.124	4.262	-5.706	19.850
$SA$	融资约束	25207	-3.675	0.292	-5.630	-1.192
$SOE$	企业所有制	27472	0.842	0.365	0	1
$lnage$	企业年龄	27472	2.712	0.385	0.000	4.143
$lnage^2$	企业年龄的平方	27472	7.501	1.986	0.000	17.166
$ROA$	总资产报酬率	27080	0.077	0.112	-0.976	10.616

注: 作者根据原始数据整理而得。

#### 四、回归结果分析

##### (一) 统计性分析

在进行实证检验之前, 首先考察上游服务业外资管制程度与下游企业产出之间的相关关系, 具体见图 1。图 1 横轴、纵轴分别代表不同年份  $SFRI$ 、 $lny$  的均值, 从图 1 中可以看出, 服务业外资管制水平与下游企业产出之间存在负相关关系, 即随着服务业外资管制水平的提升, 企业产出水平会逐渐下降, 这初步表明服务业外资开放有利于促进中国下游企业生产, 理论分析部分提出的假设 1 很可能是成立的。接下来我们将使用更为严谨的计量方法来考察两者之间的关系。

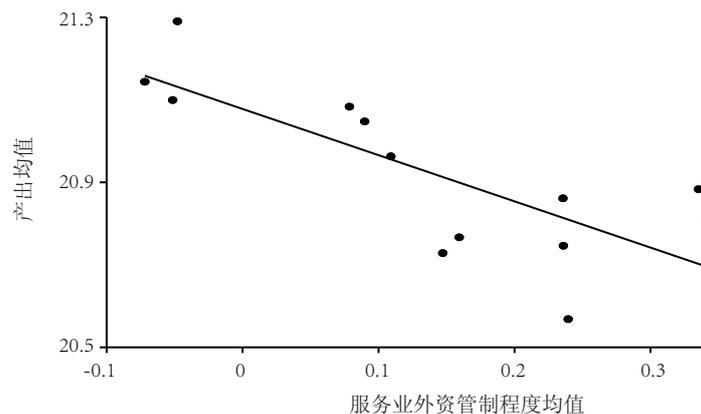


图 1 服务业外资管制程度与企业产出的关系

(二)基准回归

为了检验理论分析部分提出的假设1,即服务业外资扩大开放会促进下游企业产出的增长,本研究使用回归模型(1)进行初始检验,结果汇报于表2中。由于行业、省份及时间维度的不可观测因素可能会影响企业产出,如在时间维度层面,特定年份对中国企业生产的补贴政策等,如果不对这些因素加以控制,将导致估计结论有偏,因此,表2的(1)~(3)列,依次控制了行业、省份及年份差异对企业产出的影响,可以看到,本研究的核心解释变量 *SFRI* 的系数至少在10%的水平上显著为负,说明中国服务业外资管制程度的上升会显著降低企业产出,即服务业扩大开放会促进企业产出的增长。表2的(4)~(6)列依次加入了企业层面的控制变量,核心解释变量 *SFRI* 的系数符号均为负,且均在1%水平上显著,这说明即使控制了企业特征变量对其产出的影响,服务业开放对下游企业的产出增长效应依旧存在。因此,综合上述分析,可以得到的结论是,服务业外资开放能够促进企业产出的增长,与前文理论假设1的预测一致。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SFRI</i>	-0.218*** (-5.423)	-0.208*** (-5.689)	-0.070* (-1.751)	-0.056*** (-2.645)	-0.081*** (-4.214)	-0.073*** (-3.732)
<i>scale</i>				0.897*** (80.030)	0.961*** (84.039)	0.957*** (78.687)
<i>lnkl</i>				0.344*** (24.878)	0.404*** (29.592)	0.403*** (29.438)
<i>TFP</i>					0.401*** (27.969)	0.407*** (19.157)
<i>SA</i>					-0.295*** (-6.153)	-0.267** (-2.312)
<i>SOE</i>						0.044 (1.354)
<i>lnage</i>						0.036 (0.205)
<i>lnage</i> <sup>2</sup>						0.002 (0.046)
<i>ROA</i>						-0.220 (-0.817)
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27091	27091	27091	26857	23260	23106
R <sup>2</sup>	0.091	0.132	0.152	0.746	0.796	0.792

注:括号内数值为聚类到企业层面的t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的统计水平上显著。

(三)稳健性检验

表2汇报的是初步回归的结果,得到的结论证实了本研究提出的理论假设1。但在实证检验过程

中依旧存在着一些计量问题,为此,将从内生性问题、指标衡量问题等方面分别进行稳健性检验,以验证基准回归结果的可靠性。

### 1. 内生性问题

这部分将考察并修正内生性问题对基准结果的影响。之所以可能存在内生性问题,是因为企业对产出的调整会影响到其对应的上游服务业外资开放政策,即可能存在企业产出与服务业外资开放政策之间的双向因果关系。引致上游服务业外资开放政策具有内生性的原因是,中国政府在制定相关政策时会将企业生产作为一个考量因素,比如为了使得企业可以使用更低成本、更高质量、更多种类的服务中间品来扩大产出水平,政府会依据下游企业的需求来制定与实施服务业外资管制放松政策。解决这种内生性问题的方法之一就是使用与服务业外资开放政策相关,但不受企业产出影响的工具变量。借鉴既有研究的做法,利用 OECD 公布的印度 FDI 限制指数,基于同样的方式构建印度服务业外资开放指标并匹配至上市行业分类中,将其作为上游服务业外资开放程度变量的工具变量,然后利用两阶段回归的方法进行检验,表 3 汇报了回归结果。其中,(1)列展示的是第一阶段的估计结果,工具变量为正且在 1% 的水平上显著,表明工具变量符合与核心解释变量相关的要求。为了保证这一工具变量有效,本研究还进行了不可识别检验和弱工具变量检验(Kleibergen and Paap,2006)<sup>[18]</sup>。可以看出,Kleibergen - Paap rk LM 统计量排除了工具变量可能存在的不可识别问题,即内生性问题;Kleibergen - Paap rk Wald F 统计量拒绝了工具变量为弱工具变量的原假设,说明本研究选取的工具变量较为合理。表 3 的(2)列汇报了第二阶段的估计结果,在对内生性问题加以控制之后,核心解释变量 *SFRI* 的系数依旧在 1% 的水平上显著为负,基准结论稳健。

表 3 工具变量回归结果

	(1) First Stage	(2) Second Stage
<i>IV</i>	3.947 *** (31.325)	
<i>SFRI</i>		-0.198 *** (-3.194)
控制变量	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes
Kleibergen - Paap rk LM 统计量	331.703	
Kleibergen - Paap rk Wald F 统计量	975.800	
N	23106	23106
R <sup>2</sup>	-	0.756

注:括号内数值为聚类到企业层面的 t 值;\*\*\*表示 1% 的统计水平上显著。

### 2. 其他稳健性检验

一是服务业外资开放指标再度量。基于 OECD 公布的中国 FDI 限制指数以及 FDI 股权限制指数重新构建服务业外资开放指标,以验证本研究的回归结果是否受到上游服务业外资开放指标构建体系衡量方法的影响。表 4 的(1)~(2)列分别汇报了使用 FDI 限制指数、FDI 股权限制指数测算核心解释变量情况下的回归结果,可以看到,回归系数依旧在 1% 的水平上显著为负,说明本研究结论稳健。二是剔除外资企业样本。在中国进行生产的下游外资企业本身就可以使用其母公司的先进管理技术,对海外需求信息的了解也较为深入,尤其是存在部分外资企业,其来中国生产的主要目的就是

使用廉价的劳动力进行加工贸易活动,不同于一般企业的生产过程和产出行为,所以可能存在上游服务业外资开放对外资下游企业影响较小的情况。有鉴于此,剔除外资企业样本进行稳健性检验,回归结果汇报于表4的(3)列,可以看到,核心解释变量的系数在1%的水平上显著为负,依旧证实了本研究结论是可靠的。三是更换被解释变量。将被解释变量更换为人均创收的对数值,表4的(4)列汇报了检验结果。可以看到,*SFRI*的系数显著为负,说明结论稳健。四是使用LP方法重新测算生产率指标。前文中,使用ACF方法来测算生产率指标,并将其作为控制变量加入基准回归中,考虑到既有研究中,有不少文献使用LP方法(Levinsohn and Petrin,2010;邱斌和闫志俊,2015)<sup>[19~20]</sup>来测算生产率,因此,也使用该方法重新对控制变量生产率进行了衡量,表4的(5)列汇报了估计结果,可以看到,核心解释变量的系数依旧显著为负,不受生产率控制变量衡量方法选择影响。五是考虑到企业产出的调整与营运资本有关(于博等,2013)<sup>[21]</sup>,在基准回归的基础上进一步控制了企业营运资本水平(使用营运资本与总资产的比值来衡量)。表4的(6)列结果显示,在对企业营运资本加以控制后,研究结论依然成立,表明本研究结论稳健。六是更换聚类层级。参考既有文献的思路(孙浦阳等,2018)<sup>[9]</sup>,将基准回归中聚类至企业层面的标准误调整为行业-年份层面。表4的(7)列结果表明,研究结论不因标准误聚类层级的变动而发生改变。

表4 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>SFRI_oecd</i>	<i>SFRI_oecd2</i>	剔除 外资企业	替换被 解释变量	生产率指 标再衡量	控制 营运资本	更换 聚类层级
<i>SFRI</i>	-1.450*** (-4.242)	-1.792*** (-3.130)	-0.071*** (-3.472)	-0.049* (-1.932)	-0.069*** (-3.704)	-0.085*** (-4.312)	-0.073*** (-3.391)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	23106	23106	22002	23106	23106	22665	23106
R <sup>2</sup>	0.793	0.792	0.794	0.277	0.799	0.798	0.792

注:(1)~(6)列的括号内数值为聚类到企业层面的t值;(7)列的括号内数值为聚类到行业-年份层面的t值;\*\*\*、\*分别表示1%、10%的统计水平上显著。

#### (四)异质性检验

##### 1. 区分企业成长阶段

企业生命周期理论指出,与其他组织类似,企业的形成及发展具有生命体的部分形态(Adizes,1989)<sup>[22]</sup>,可以划分为初创期、成长期和成熟期等阶段。处于不同成长阶段企业的生产经营方式不同,服务业外资开放对下游企业产出的影响很可能因企业成长阶段而异。对于初创期企业而言,由于其刚刚投入了较大的资金以进入市场,在人力、物力、财力等方面还较为薄弱(陈佳贵,1995)<sup>[23]</sup>,尚未有足够的实力去扩大生产,同时初创期企业的主要精力集中在完善基础性工作方面,更加重视对形象、品牌的树立,没有足够的精力去开拓海外市场、扩大产出规模,因此,服务业外资开放引致的产出效应有限;对于成长期的企业而言,企业正在高速成长,自身持有充沛的资金,拥有较强的向外界筹措资金的能力,有足够的实力和动力去开拓海外市场,也更能把握服务业外资开放带来的海外业务扩张机会,同时其在前期已积累了丰富的经营经验,能更好地吸收外资服务部门带来的管理知识,因此,可以推测,服务业外资开放能促进成长期企业产出的增长;对于成熟期的企业而言,企业已达到了一定的生产规模,成长机会会有所下降,同时其领导中年长者居多,尽管领导们拥有更为全面的知识、更加丰

富的经验,但对新生事物的敏感度不足,改革动力也相对较弱,不易把握服务业外资开放所带来的拓展海外市场及提升管理能力的机会,因此,可以预测服务业外资开放对成熟期企业的产出效应不明显。基于此,将样本按照企业成长阶段分为初创期、成长期和成熟期三组。具体分类方法是:将企业年龄低于5%分位点的归为初创期企业,高于95%分位点的归为成熟期企业,位于5%~95%分位点的归为成长期企业。然后,对三个子样本分别进行回归估计,结果汇报于表5的(1)~(3)列。结果显示,服务业外资开放能显著促进成长期企业产出增长,而对初创期和成熟期的企业产出没有明显影响,与预期是一致的。为了验证此结果的可靠性,以10%和90%作为临界分类点,结果汇报于表5的(4)~(6)列,可以看到,依旧是仅成长期企业能获得服务业外资开放的产出效应,结论稳健。

表5 异质性检验:区分企业成长阶段

	5%~95%分位点			10%~90%分位点		
	(1)初创期	(2)成长期	(3)成熟期	(4)初创期	(5)成长期	(6)成熟期
<i>SFRI</i>	0.124 (1.623)	-0.093*** (-4.663)	-0.085 (-0.966)	0.059 (1.012)	-0.095*** (-4.507)	-0.045 (-0.731)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	686	21144	1272	1202	18766	3133
R <sup>2</sup>	0.940	0.788	0.793	0.920	0.786	0.777

注:括号内数值为聚类到企业层面的t值;\*\*\*表示1%的统计水平上显著。

## 2. 区分企业雇佣技术型人才数量

上市企业雇佣的员工有生产型和非生产型两类(阎虹戎等,2018)<sup>[24]</sup>,其中,生产型员工主要从事生产、加工等常规任务,非生产型员工则主要从事销售、技术等非常规任务。雇佣技术型人才越多,表明企业生产技术水平越高,当外部市场需求增多时,这类企业将能凭借其先进的生产技术来及时把握市场机会,顺势扩大生产规模。由此可以推测,服务业外资开放通过海外业务扩张效应渠道促进企业产出增长的作用在雇佣技术型人才较多的企业样本中将更加明显。有鉴于此,将样本区分为雇佣技术型人才较少和较多两类,然后进行分组回归。具体地,首先计算出每个企业在样本期内的雇佣技术人员数量均值,然后将企业根据该均值大小进行排序,以中位数为界,将低于中位数的归为雇佣技术型人才较少的组,高于中位数的归为雇佣技术型人才较多的组,使用估计模型(1)分别进行检验。回归结果汇报于表6的(1)~(2)列,结果显示,对于雇佣技术型人才较多的企业而言,服务业外资开放对下游企业产出的促进作用更大,与预期一致。

## 3. 区分行业竞争程度

中国不同行业在竞争程度方面存在显著差异,因此,有必要从行业特征角度探讨服务业外资开放对下游企业产出的异质性影响。为此,将样本分为行业竞争程度较小和较大两组来进行检验。具体地,以赫芬达指数(*HHI*指数)作为测度行业竞争程度的代理指标,计算公式为  $HHI_{ct} = \sum_{i=1}^N (y_{ict}/y_{ct})^2$ ,  $y_{ict}$  表示行业  $c$  中企业  $i$  在  $t$  年的营业收入,  $y_{ct}$  表示行业  $c$  在  $t$  年的营业收入,  $N$  表示该行业中的企业数目。*HHI* 越小代表该行业的竞争程度越高。将不同行业按 *HHI* 指数由小到大排序,将低于中位数的企业归为行业竞争程度较大的组,高于中位数的归为行业竞争程度较小的组,然后分别进行回归估计。表6的(3)~(4)列汇报了估计结果,可以看到,服务业外资开放对行业竞争程度较大的样本企业有显著的产出促进作用,而对行业竞争程度较低样本企业的产出没有明显影响。产生这种结果的原因

可能是,企业面临的行业竞争程度越大,企业为了能在市场中生存下来,就越会积极了解服务业外资开放带来的海外市场信息,主动学习外资服务部门的管理经验以提升自身管理能力,而对于处于行业竞争程度较低、垄断性较高的企业,由于其可以享受高昂的垄断利润,因此,在开拓海外市场和提升管理技术方面的主动性将较低。

表6 异质性检验:区分企业雇佣技术型人才数量及行业竞争程度

	雇佣技术型人才数量		行业竞争程度	
	(1)少	(2)多	(3)小	(4)大
<i>SFRI</i>	-0.052** (-2.300)	-0.121*** (-3.845)	-0.051 (-0.541)	-0.054*** (-2.674)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14688	8414	3895	19211
R <sup>2</sup>	0.738	0.830	0.791	0.800

注:括号内数值为聚类到企业层面的t值;\*\*\*、\*\*分别表示1%、5%的统计水平上显著。

#### 4. 区分不同服务行业

为考察不同服务业外资管制放松对下游企业产出水平的差异性影响,构建了分行业的上游服务业外资管制指标,在式(1)的基础上,设立如下方程:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SFRI\_typeI_{it} + \beta X + \mu_c + \mu_i + \mu_p + \eta_{it} \quad (3)$$

其中, $SFRI\_typeI_{it}$ 为下游行业上游细分服务行业的外资管制指标,其他变量含义与前文相同。将具有相似属性的行业进行合并,最终将服务行业细分为五类( $typeI, I$ 的取值范围是1~5),包括流通服务业( $type1$ )、租赁和商务服务业( $type2$ )、金融服务业( $type3$ )、技术服务业( $type4$ )、其他服务业( $type5$ )<sup>①</sup>。 $SFRI\_typeI_{it}$ 表示细分的服务行业( $typeI$ )所受到的外资管制程度,计算公式为  $SFRI\_typeI_{it} = \sum_j FRI\_typeI_{jt} \times w_{ijt}$ 。

式(3)的回归结果如表7所示。结果显示,流通服务业、租赁和商务服务业、金融服务业外资管制程度下降对下游企业产出水平的积极影响相对较高,外资管制程度每下降1%,下游企业产出水平分别提高0.28%、0.23%和0.22%。可见,流通服务业外资开放对下游企业产出的促进作用最大。而同等条件下,技术服务业、其他服务业外资管制程度下降对下游企业产出无明显的影响。产生这种结果的原因可能是:流通服务业外资管制放松增加了中间品市场上运输、邮政、批发与零售供应商的数量,使得下游企业能够得到效率更高、价格更低的产品流通服务,从而有效降低了下游企业产品的流通成本,拓宽了企业出售产品的地理区域,提升了企业增加产出的边际收益,进而激励企业扩大生产。中国情形下,这类服务业在下游企业中间投入中占比较高,因此,外资管制放松带来的影响也更大;租赁和商务服务业、金融服务业外资管制放松能够通过改变市场竞争结构来降低该类服务中间品价格并提升其服务效率,促使下游企业有更多资金和精力去生产。而中国的租赁和商务服务业、金融服务业

①流通服务业包括道路运输业、城市公共交通运输业、铁路运输业、航空运输业、水上运输业、管道运输业、仓储业、邮政业、批发零售业、住宿餐饮业;租赁和商务服务业包括租赁业和商务服务业;金融服务业包括金融业和保险业;技术服务业包括信息传输服务业、计算机服务和软件业、科学研究事业、专业技术及其他科技服务业、地质勘查业;其余的归为其他服务业。

发展都较为滞后,管理、咨询、策划、融资等服务中间品成本高昂、质量低下,外资管制放松能带来一定的影响空间;此外,由于当前中国企业整体技术水平不高,对高端的技术服务需求相对较低,因此,外资开放对企业产出影响较小。

表7 异质性检验:区分不同服务行业

	(1) 流通	(2) 租赁和商务	(3) 金融	(4) 技术	(5) 其他
<i>SFRI</i>	-0.279*** (-4.705)	-0.231*** (-3.139)	-0.217*** (-2.793)	0.010 (0.305)	-0.041 (-0.601)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	23106	23106	23106	23106	23106
R <sup>2</sup>	0.793	0.792	0.792	0.792	0.792

注:括号内数值为聚类到企业层面的t值;\*\*\*表示1%的统计水平上显著。

(五)影响机制检验

如前文所述,服务业外资开放程度的扩大,一方面降低了使用服务作为中间投入的下游企业与海外市场之间的信息摩擦,扩大了企业海外业务规模,从而激励企业生产;另一方面,则通过提升下游企业管理水平而影响企业生产。本节使用中介效应模型对上述机理进行验证,具体包含以下两步:

$$Z_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 SFRI_{it} + \gamma X + \lambda_c + \lambda_t + \lambda_p + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SFRI_{it} + \nu Z_{it} + \beta X + \mu_c + \mu_t + \mu_p + \eta_{it} \tag{5}$$

其中, $Z_{it}$ 表示企业海外业务扩张或管理水平的中间变量, $\varphi_1$ 是验证影响渠道的关键系数,如果该系数符号与预期一致且显著,则表明 $Z_{it}$ 有可能是服务业外资开放影响企业产出的潜在渠道之一。但是仅根据系数 $\varphi_1$ 并不能完全确定服务业外资开放对 $Z_{it}$ 产生的作用是否会影响企业产出,需要使用模型(5)来进一步验证。当模型(5)中的系数 $\nu$ 也显著且系数 $\alpha_1$ 的显著性和系数绝对值都出现下降时,则证明中介效应是存在的。接下来基于模型(4)和(5)来检验海外业务扩张效应渠道和管理效应渠道。

1. 海外业务扩张效应渠道

为了验证理论假设2,首先以企业海外业务收入的对数值( $\ln oversea$ )作为被解释变量进行检验,如果系数显著,则说明服务业外资扩大开放对企业海外需求产生了明显影响。表8的(1)列以 $\ln oversea$ 为被解释变量进行分析。结果显示, $SFRI$ 的系数在1%的水平上显著为负,表明服务业外资管制程度越大,企业海外业务收入越小,即服务业外资开放显著促进了企业海外业务的扩张。接下来,在基准回归模型(1)的基础上加入了海外业务收入这一中介变量,表8的(2)列的回归结果显示, $\ln oversea$ 的系数在1%的水平上显著为正,表明海外业务收入的增加能促进企业产出增长,同时 $SFRI$ 的系数绝对值和显著性都较表2的(6)列有所下降,表明海外业务扩张效应确实是存在的。以上回归结果支持了理论假设2。

2. 管理效应渠道

理论假设3指出,由服务业外资管制放松带来的先进管理技术经验可能是推动中国下游企业产出增加的重要因素。为对管理效应渠道进行检验,以企业当年管理费用占营业总成本的比值作为企业管理能力( $\ln mana$ )的代理指标,数值越大代表企业管理能力越差。表8的(3)列汇报了以 $\ln mana$ 为被解释变量的回归结果,估计结果显示, $SFRI$ 的系数显著为正,这意味着服务业外资管制程度的提升会引致企业管理能力下降,即服务业扩大开放会促进企业管理水平的提升。表8的(4)列汇报了中介效应分析的第二步估计结果,结果显示, $\ln mana$ 的系数显著为负,说明管理能力

的上升会促进企业产出增长,同时核心解释变量 *SFRI* 的显著性水平及系数绝对值都要比表 2 的 (6) 列要低,说明管理能力提升在服务业外资开放政策与企业产出之间起到了中介作用。以上回归结果支持了理论假设 3。

表 8 的 (5) 列进一步汇报了在基准回归中同时加入中介变量 *lnoversea* 及 *lnmana* 的估计结果,可以非常明显地看到,*SFRI* 的系数绝对值和显著性出现了进一步下降,充分说明海外业务扩张和管理能力提升是服务业开放促进下游企业产出增长的两个渠道。

表 8 影响机制的检验结果

	(1) <i>lnoversea</i>	(2) <i>lny</i>	(3) <i>lnmana</i>	(4) <i>lny</i>	(5) <i>lny</i>
<i>SFRI</i>	-1.044*** (-3.690)	-0.066*** (-3.389)	0.007** (2.111)	-0.042*** (-2.854)	-0.038*** (-2.588)
<i>lnoversea</i>		0.006*** (4.637)			0.004*** (3.369)
<i>lnmana</i>				-4.692*** (-24.448)	-4.667*** (-24.289)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	23106	23106	23106	23106	23106
R <sup>2</sup>	0.267	0.794	0.268	0.849	0.850

注:括号内数值为聚类到企业层面的 t 值;\*\*\*、\*\* 分别表示 1%、5% 的统计水平上显著。

## 五、结论

随着中国外资开放政策的不断推进,越来越多的外资服务供应商进入中国市场。本文使用 2005—2017 年中国上市企业数据和对应年份的《外商投资产业指导目录》来考察服务业外资开放对下游企业产出的影响,结果表明,与理论预期一致,服务业外资开放能显著提升下游企业产出水平。在克服内生性、替换核心解释变量与被解释变量等之后,该结论保持稳健。此外,不同服务行业外资开放对下游企业产出的促进作用存在差异,其中与下游企业联系紧密的流通服务业、国内发展较为滞后而占用企业大量资金的商务服务业影响更大。本研究还进一步发现,处于成长期、雇佣较多技术人员及竞争程度较高行业的企业从上游服务业外资管制放松中获益更大。通过机制检验发现,上游服务业外资管制放松主要通过扩大下游企业海外业务与提升其管理能力而促进其产出增长。

本文的研究具有重要的政策含义。根据本文的研究结论,服务业外资管制放松对下游企业产出有明显的促进作用,因此,中国应继续坚持对外开放,为吸引更多高水平外商投资扫除障碍,通过引进外资服务企业来带动国内服务业发展,进而助力中国经济增长。此外,还发现服务业外资管制放松对下游企业产出的影响因企业及行业特征而存在异质性。因此,政府尤其应放宽与下游企业生产活动联系更为紧密的流通服务业、商务服务业的管制程度,并积极引导成长期企业拓展海外市场、进一步深化市场化改革等,使下游企业产出水平得到更大程度的提升,助推中国经济增长。

参考文献:

- [1] 白远,罗立彬.服务业国际直接投资——引进来与走出去[M].北京:中国金融出版社,2010.
- [2] Francois J, Hoekman B. Services Trade and Policy[J]. Journal of Economic Literature, 2010, 48(3): 642-692.
- [3] 符大海,鲁成浩.服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经济[J].中国工业经济, 2021, (7): 156-174.
- [4] Arnold J M, Javorcik B S, Mattoo A. Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from the Czech Republic[J]. Journal of International Economics, 2011, 85(1): 136-146.
- [5] Arnold J M, Javorcik B, Lipscomb M, et al. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India[J]. Economic Journal, 2016, 126(590): 1-39.
- [6] 侯欣裕,孙浦阳,杨光.服务业外资管制、定价策略与下游生产率[J].世界经济, 2018, 41(9): 146-170.
- [7] Bas M. Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms' Export Performance? Evidence from India[J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42(3): 569-589.
- [8] 孙浦阳,侯欣裕.服务业外资开放与企业出口产品范围——基于中国微观数据的研究[J].贵州大学学报:社会科学版, 2019, 37(3): 9-19.
- [9] 孙浦阳,侯欣裕,盛斌.服务业开放、管理效率与企业出口[J].经济研究, 2018, 53(7): 136-151.
- [10] 邵朝对,苏丹妮,王晨.服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国经济[J].经济学(季刊), 2021, 21(4): 1411-1432.
- [11] 江锦凡.外国直接投资在中国经济增长中的作用机制[J].世界经济, 2004, (1): 3-10.
- [12] 沈坤荣,耿强.外国直接投资、技术外溢与内生经济增长——中国数据的计量检验与实证分析[J].中国社会科学, 2001, (5): 82-93.
- [13] 金祥义,戴金平.有效信息披露与企业出口表现[J].世界经济, 2019, (5): 99-122.
- [14] 盛丹,包群,王永进.基础设施对中国企业出口行为的影响:“集约边际”还是“扩展边际”[J].世界经济, 2011, 34(1): 17-36.
- [15] 江小涓,李辉.服务业与中国经济:相关性和加快增长的潜力[J].经济研究, 2004, (1): 4-15.
- [16] Akerberg D A, Caves K, Frazer G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. Econometrica, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [17] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [18] Kleibergen F, Paap R. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition[J]. Journal of Econometrics, 2006, 133(1): 97-126.
- [19] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. Review of Economic Studies, 2010, 70(2): 317-341.
- [20] 邱斌,闫志俊.异质性出口固定成本、生产率与企业出口决策[J].经济研究, 2015, 50(9): 142-155.
- [21] 于博,吴娜,陈红.融资约束、预防性动机与营运资本平滑——基于房地产行业的实证分析[J].云南财经大学学报, 2013, 29(6): 115-125.
- [22] Adizes I. Corporate Lifecycles: How and Why Corporations Grow and Die and What to Do About It[M]. NJ: Prentice Hall, 1989.
- [23] 陈佳贵.关于企业生命周期与企业蜕变的探讨[J].中国工业经济, 1995, (11): 5-13.
- [24] 阎虹戎,冼国明,明秀南.对外直接投资是否改善了母公司的员工结构?[J].世界经济研究, 2018, (1): 53-66.

责任编辑、校对:刘玉屏

## The New Power of Enterprise Output Growth: From the Perspective of the Opening Policy of Service Industry

SU Er - dou<sup>1</sup>, XUE Jun<sup>2</sup>, CHEN Xiao - lin<sup>2</sup>

(1. *School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;*

*2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)*

**Abstract:** Using the data of listed companies in China from 2005 to 2017, this paper examines the relationship between the deregulation of foreign investment in the upstream service industry and the output of downstream enterprises. The research finds that the implementation of the policy of opening up to foreign investment in the service industry has significantly promoted the growth of the output of downstream enterprises. This positive effect is mainly reflected in enterprises that are in the growth stage, employ a large number of technical talents, and have high levels of industrial competition. After subdividing the upstream service industry, it is found that the output effect of the relaxation of foreign investment control in the circulation service industry is the largest. From the perspective of the impact mechanism, on the one hand, the opening of the service industry has eased the information friction between downstream enterprises and overseas consumers, expanded the overseas market of enterprises, and stimulated production from the demand side. On the other hand, it brings advanced management knowledge for downstream enterprises, improves enterprise management capabilities, and helps enterprises to produce efficiently from the supply side. The research conclusions provide a new idea for China to revitalize idle resources and mobilize economic growth potential through market - oriented reforms in the next step.

**Key words:** Opening - up of the Service Industry; Output Growth; Information Friction; Management Capability