服务业开放与企业跨国经营：来自中国服务外包示范城市的证据

王晶晶　　陈启斐

摘要：本文利用上市公司服务企业数据，结合科技部火炬中心的技术先进型服务企业名录，采用双重差分方法分析中国服务外包示范城市政策对企业跨国经营的影响。研究发现：城市入围“服务外包示范城市”之后，会促进当地企业海外营业收入提升。服务外包示范城市的企业海外营业收入比没有入围城市的企业高出 0.471%。服务外包示范城市政策对企业海外营收的影响集中在制造业企业和服务业企业，对农业企业海外营收的影响没有通过显著性检验。产权性质不改变服务外包示范城市对企业跨国经营的影响，无论是国有企业还是非国有企业都能享受到政策红利。本研究表明，发展中国家也应当推进服务业开放，以中国为蓝本的研究，为工业国向服务经济转型提供思路。

关键词：服务业开放；跨国经营；服务外包示范城市；双重差分法

［中图分类号］F74　［文献标识码］A　［文章编号］1002-4670（2022）9-0124-18

引　言

“配第—克拉克”定律强调：随着经济发展，一二三次产业依次成为国民经济的主导部门。目前，发达国家基本属于服务经济体系，发展中国家多以制造业为主（Görg and Jabbour，2016[1]；刘斌和赵晓斐，2020[2]）。随着信息技术的发展，服务贸易逐步成为全球经济新的增长点。乌拉圭多边谈判后，加大服务业开放成为各国共识。在这样的背景下，研究中国的服务业开放政策对推动发展中国家和工业国的服务业发展，进一步扩大全球服务业开放具有重要的借鉴和指导意义。

服务外包示范城市政策是我国服务业开放的重要政策之一，该政策会对试点地区的服务业企业提供税收支持。服务外包示范城市政策规定：对符合条件的技术先进型服务企业，减按 15%的税率征收企业所得税。通过税收优惠有效地降低服务企业的成本，塑造竞争优势助力企业“走出去”。本文评估单项服务业开放政策的

［收稿日期］2022-04-26

［基金项目］国家社科基金青年项目：“一带一路”倡议下服务企业 OFDI 模式选择及生产率效应研究（18CJY043）

［作者信息］王晶晶：南京邮电大学经济学院副教授，Email：415498613@qq.com；。陈启斐：南京财经大学国际经贸学院副教授，Email：chennpl@126.com

效果，以中国服务外包示范城市政策为对象，具体分析中国服务业开放政策对微观企业跨国经营的影响。本文利用科技部火炬中心技术先进型服务企业名录和 WIND 数据库的上市公司数据进行匹配，采用双重差分法考察服务外包示范城市政策对企业跨国经营的影响，实证结果显示：服务业开放存在强烈的产业关联效应，不仅可以促进服务企业的海外经营，还能促进制造业企业的跨国经营。因此，服务业开放政策的收益远高于预期。本文对中国服务业开放政策的评估为发展中国家产业结构转型、服务业开放以及培育跨国企业具有重要的启示。

一、文献综述及影响机制

（一）文献综述

全球价值链的发展使得国家可以在不建立完整产业链的情况下，参与全球化生产、建立适宜产业体系（Aichele and Heiland，2018[3]；程大中，2015[4]；张同斌和周宗莉，2021[5]）。各国凭借禀赋特征，纷纷嵌入全球价值链，促进产业升级和经济增长（Humphrey and Schmitz，2002）[6]。技术进步导致全球生产共享、生产分割以及产品线的跨国配置（Fort，2017[7]；苏丹妮等，2020[8]），全球供应链需要许多跨国和跨产业的企业合作，跨国公司逐步成为全球价值链的核心。Bernard 等（2018）[9] 发现国际贸易由少数跨国公司主导，这些企业以多种形式参与国际经济活动，企业内贸易在总体贸易中的比重逐步上升。Luck（2019）[10] 的研究支持 Bernard 等（2018）的观点，他利用美国的数据发现，2012 年公司内贸易占比已经超过 50%，跨国公司增加值占世界 GDP 的比重为 25%。去中心化促进更加复杂的生产功能，使得跨国公司对经济增长的促进作用不断增强（Crescenz et al.，2021[11]；葛顺奇和罗伟，2005[12]）。Saliola 和 Zanfei（2009）[13] 认为跨国公司是全球技术转移的重要节点，价值链为买家和卖家提供交流的机会，有助于技术转移。跨国公司进入中间品生产环节和最终品生产环节，创造前后向关联效应，提高本地中间品需求。国际大买家可以为生产者提供设计、建立质量系统以及技术转移，帮助后发国家改善生产流程和生产效率。这意味着跨国经营对于发展中国家技术进步和经济增长具有重要的意义。

现有研究表明，贸易政策对企业绩效具有重要的影响（Handley and Limão，2015[14]；Handley and Limão，2017[15]；毛其淋，2020[16]）。大量研究关注服务业开放对就业、工资和生产率的作用，但是目前衡量服务业开放程度的都是基于贸易协定和服务贸易限制指数，鲜有分析具体的服务业开放政策对微观企业决策的影响（Golub，2010[17]；Guillin，2013[18]）。Beverelli 等（2017）[19] 分析服务业开放政策对制造业生产率的影响时，采用服务贸易限制指数，该指数由世界银行提供，为跨国数据。Erik 和 Shepherd（2013）[20] 分析服务部门规则对服务贸易的影响时，也采用 STRI 指数。由于跨国公司对政策更加敏感，外生的服务业开放政策对企业提高跨国经营绩效有重要的帮助（Bernard et al.，2018）。跨国数据的优点在于可以横向对比国家间服务贸易发展的差异，缺点是难以分析微观机制。

随着研究的深入，学者开始关注制度和政策对企业对外投资的影响。Kolstad

和 Villanger（2008）[22] 指出，制度质量和民主是决定服务业 FDI 的重要因素。Ly-My 和 Lee（2018）[23] 发现贸易援助（Aid for Trade，AfT）不仅会促进出口，还会吸引 FDI，他们利用 2003-2015 年跨国面板数据分析贸易援助对绿地投资的影响。其中贸易援助分为基础设施援助（INF）、生产能力援助（BPC）和改善规则援助（TPR），绿地投资分为投资项目数和投资金额。文章采用动态面板 GMM 估计发现，贸易援助显著促进绿地投资，对生产能力有明显提升作用。Azzimonti（2019）[24] 基于贸易党派冲突指数“Trade Partisan Conflict Index（TPCI）”，分析党派间贸易政策冲突对美国 FDI 的影响。党派之间的冲突和跨境资本流动相关，因为贸易政策的时间、规模和组成构成不确定性，投资项目的预期回报率变得不可预测。TPCI 由政党之间关于关税、补贴和贸易协定组成，实证发现 TPCI 会显著降低美国的 FDI。以上这些研究主要针对 FDI 的吸收国，随着研究的深入越来越多的学者开始分析母国的制度因素，Fan 等（2018[25] 利用中国的数据分析发现，最低工资稀释中国的比较优势，导致企业增加海外投资，他们发现最低工资政策可以解释 2001—2012 年中国 32.3%的 OFDI。以上研究鲜有关注服务业政策对企业跨国经营的影响。基于此，本文将利用中国上市公司数据分析服务业开放对企业跨国经营的影响，有效的弥补现有研究的不足。

（二）影响机制

1. 生产率驱动效应

生产率是企业跨国经营决策的关键。企业跨国经营具有自我选择效应，生产率越高的企业越倾向于以对外直接投资方式进入国际市场；生产率居中的企业选择出口；生产率次之的则选择国内市场销售（Helpman et al.，2004）[26]。服务业开放政策的推进有利于打破服务市场垄断，通过竞争效应、技术溢出效应以及产业关联效应驱动企业生产率提升，激励企业开展跨国经营。首先，服务业开放政策便利新服务供应商进入本地市场，市场竞争的加剧带来服务品质量优化以及专业化程度提高（Arnold et al.，2010[27]；Beverelli et al.，2017），倒逼企业为维持竞争优势主动提高生产率。其次，服务业开放政策有助于吸引跨国服务企业进入，服务业跨国公司通过管理和营销决策、专业知识以及组织能力等“软技术”溢出提高本土企业生产率（Nadia and Merih，2011）[28]。最后，服务业与制造业之间存在投入产出关系，服务业开放政策增加了服务产品种类，产业关联效应的发挥有效扩大下游企业服务业中间投入品可选择范围，如新的金融工具、数字增值服务、在线投标系统等服务的可获得性提高可提升下游制造业产品质量（Fernandes and Paunov，2012）[29]，促进制造业企业生产率提升。

2. 创新溢出效应

服务品中蕴含诸多通过生产者与消费者互动产生的隐性知识，对服务提供者的专业化知识与能力均存在较高要求。当知识隐性时，创新溢出效应在空间地理上更倾向于本地化（Lahiri，2010）[30]。邻近互补性创新资源实现创新是企业跨国经营的重要动机（李欠强等，2021）[31]。服务业开放政策可通过降低服务创新边际成本以及缓解信息不对称激励创新。一方面，服务业开放的税收减免等政策优惠，可带

来企业创新边际成本的降低，激发创新活力，促进企业创新。如服务外包示范城市政策经认定的先进型服务企业，减按 15%税率缴纳企业所得税，税收减免会提升我国企业的成本优势，促进企业在研发环节加大投入，降低服务创新的边际成本，激励企业创新。另一方面，随着服务业开放政策的深化，服务企业与创新要素集聚进一步加速，集聚区形成创新知识交换场所，降低知识在企业间溢出壁垒。大量专业化人才汇聚至集聚区内，形成了完备的劳动力市场，有助于缓解信息不对称（孙浦阳等，2020）[32]，降低企业创新的外源融资约束以及创新人才搜寻匹配成本，从而驱动企业创新。

3. 规模经济效应

企业规模越大在海外市场的竞争能力、承担亏损以及抗风险的能力越强，越倾向于跨国经营。许多发展中国家企业规模偏小，增长乏力，限制了企业在市场上的竞争力。此外，企业规模还会影响垂直一体化决策（Jabbour，2010）[33]。Bernard 和 Moxnes（2018）[34] 发现企业规模越大，则拥有更多贸易伙伴，对国际市场更加了解，更容易克服海外经营的固定成本。服务业开放政策的实施促进外商直接投资的流入，加速服务业集聚的形成，并通过规模经济效应的发挥扩大企业规模，影响企业出口和对外直接投资等跨国经营决策。一方面，实施服务业开放政策引致服务业空间集聚的形成，服务业由于生产和消费在时间和空间的不可分性，比制造业更依赖本地市场容量，并产生更强的空间集聚效应。集聚产生的本土市场效应以及价格指数效应有利于运输成本、生产成本以及交易成本的节约，激励企业生产规模不断扩张。另一方面，服务业尤其是生产性服务业满足规模报酬递增的特征（Francois，1990）[35]，企业生产规模扩张后通过规模经济效应的发挥降低企业平均成本，提高生产专业化程度，激励企业扩大市场规模开展跨国经营。

二、计量模型、测度方法和数据来源

（一）计量模型

本文将采用双重差分方法（DID）分析服务外包示范城市政策对企业海外营收的影响，借鉴 Liu 和 Qiu（2016）[36]、Eppinger（2019）[37] 的实证策略，构建如下计量方程：

$$\ln fsale_{ict} = \alpha \times Post_t \times Cfirm_{ic} + \mu \times Post_t + \xi \times cfirm_{ic} + \beta X_{ict} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

其中，*fsale* 表示城市 *c* 的企业 *i* 在 *t* 年的海外营业收入；*Post* 表示时间虚拟变量，2009 年之前该变量设为 0，2009 年及以后的年份该变量设为 1；*Cfirm* 表示地区虚拟变量，如果企业 *i* 总部城市 *c* 属于服务外包示范城市，则该变量为 1，否则为 0。*X* 表示一系列影响企业跨国经营的控制变量，ε_{it} 是随机误差项。本文关心的核心变量是 α，如果该变量为正，则服务外包示范城市政策有效促进企业的跨国经营；如果该变量为负，则服务外包示范城市政策会抑制企业跨国经营。

（二）变量说明

1. 被解释变量：海外营业收入（*fsale*）

本文的核心解释变量是企业的海外营业收入，该数据源于 WIND 数据库。在样

本期内，中国企业海外营业收入有了明显的提升。海外营业收入总额从 2004 年的 1413 亿元上升到 2017 年的 34580 亿元，增长 24.47 倍。

2. 核心解释变量

2009 年 1 月 15 日，国务院办公厅发文《国务院办公厅关于促进服务外包产业发展问题的复函》（国办函［2009］9 号），同意将北京、天津、上海、重庆、大连、深圳、广州、武汉、哈尔滨、成都、南京、西安、济南、杭州、合肥、南昌、长沙、大庆、苏州、无锡等 20 个城市确定为中国服务外包示范城市。2010 年，国务院办公厅下发《关于促进厦门市服务外包产业发展的复函》（国办函［2010］42 号），正式增列厦门市为中国服务外包示范城市，明确自 2009 年 1 月 1 日起至 2013 年 12 月 31 日止，对服务外包示范城市经认定的技术先进型服务企业减按 15%的税率征收企业所得税。同年 11 月，财政部联合国家税务总局、商务部、科技部和国家发展改革委五部委，发文《关于技术先进型服务企业有关企业所得税政策问题的通知财税［2010］65 号》：自 2010 年 7 月 1 日起至 2013 年 12 月 31 日止，在北京、天津、上海、重庆、大连、深圳、广州、武汉、哈尔滨、成都、南京、西安、济南、杭州、合肥、南昌、长沙、大庆、苏州、无锡、厦门等 21 个中国服务外包示范城市（以下简称示范城市）实行以下企业所得税优惠政策，对经认定的技术先进型服务企业，减按 15%的税率征收企业所得税，并且规定试点的技术先进型服务企业范围。

传统的 DID 将政策实施地区作为实验组，非政策实施地区作为控制组。本文采用微观数据，将服务外包示范城市的企业作为实验组，非服务外包示范城市的企业作为控制组。样本时间从 2004—2015 年。

2016 年 5 月，商务部联合发展改革委、教育部、科技部、工业和信息化部、财政部、人力资源社会保障部、税务总局和外汇局等 9 部委，发布《关于新增中国服务外包示范城市的通知》（商服贸函［2016］208 号）：根据服务外包产业集聚区布局，统筹考虑东、中、西部城市，将中国服务外包示范城市数量从 21 个有序增加到 31 个，同意将沈阳市、长春市、南通市、镇江市、宁波市、福州市（含平潭综合试验区）、青岛市、郑州市、南宁市和乌鲁木齐市等 10 个城市确定为中国服务外包示范城市。本文将利用 31 个服务外包示范城市作为外生冲击，采用多期 DID 进行稳健性检验。稳健性检验的样本时间从 2004-2017 年。

3. 控制变量

人力资本（*hum*）：考虑到跨国经营需要大量的人力资本，人力资本丰裕型的企业更倾向于采用有效的国际化战略（李磊等，2017[38]；Nadia and Merih，2011）。本文用 WIND 数据库提供的人力资本回报率作为企业人力资本水平的代理变量。

政府补贴（*subsity*）：企业进入国际市场时需要支付大量的固定成本。政府补贴可以帮助企业有效克服固定成本的约束，进而促进企业的国际化经营（Chen et al.，2017[39]；Bernard and Jenson，2004[40]；Gorg and Strobl，2008[41]）。Chen 等（2017）发现企业的跨国经营和商业周期有一定关系。企业跨国投资可以获得政府的补贴。因此，本文的控制变量还包括政府补贴。

全要素生产率（*tfp*）：HMY 模型表明，企业的对外直接投资具有自我选择效

应，生产率越高的企业越倾向对外直接投资（Helpman et al.，2004；Arnold and Hussinge，2010；Haller，2012[42]）。Lenaerts 和 Merlevede（2018）[43] 利用罗马尼亚的数据发现，生产率较高的企业可以从 OFDI 中获利，生产率较低的企业，无法从 OFDI 中获益。因此，本文在样本中加入生产率作为控制变量。传统上对生产率的计算主要有 OP 方法和 LP 方法，本文采用最新的 ACF 估计方法。使用经过价格价格调整的销售额作为产出变量，资本（经过资本价格指数调整）、劳动力和中间品作为中间投入计算得出。

三、实证分析

（一）全样本回归：双重差分法

首先，本文对全样本进行分析，方程 1 是全样本的回归结果。服务外包示范城市政策主要是针对技术先进型服务企业，考虑到行业异质性，本文进一步将样本划分为农业、制造业和服务业，方程 2、方程 3 和方程 4 分别是农业、制造业和服务业的回归结果。观察下表，可以得到如下结论。

表 1　服务外包示范城市政策与企业海外营收

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
	全样本	农业	制造业	服务业
	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*
Post	2.627***	−0.480	2.781***	0.201
	(0.184)	(1.243)	(0.220)	(0.361)
Cfirm	−1.261***	7.998***	−0.0969	−1.041***
	(0.201)	(1.598)	(0.277)	(0.333)
Post×Cfirm	0.471**	1.687	0.758**	1.563***
	(0.239)	(1.964)	(0.313)	(0.415)
hum	−0.000151*	0.000208	−0.000478**	−5.58e−05
	(9.09e−05)	(0.000290)	(0.000199)	(3.42e−05)
lnsubsity	−0.0482***	−0.371***	−0.114***	0.0837***
	(0.0153)	(0.103)	(0.0208)	(0.0240)
lntfp	10.01***	10.21***	13.11***	2.826***
	(0.268)	(2.189)	(0.402)	(0.333)
Constant	−8.951***	−11.48***	−12.47***	−0.815
	(0.469)	(3.666)	(0.710)	(0.595)
控制组	13 353	257	10 029	2 018
实验组	13 813	106	7 599	5 195
全样本	27 166	363	17 628	7 213

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。

第一，服务外包示范城市政策会显著增加企业的海外营收。Post×Cfirm 的回归系数为 0.471，在 5% 的统计水平上显著。这说明，城市入围“服务外包示范城市”，会显著的促进当地企业海外营业收入提升。从数据上看，服务外包示范城市

的企业海外营业收入比没有入围城市的企业高出 0.471%。这意味着，我国服务外包示范城市政策对企业的跨国经营具有显著的促进作用。现有研究主要针对企业的 OFDI 决策，鲜有分析企业海外投资的营收情况。本文首次将服务开放政策和企业跨国经营联系起来，实证发现中国服务外包示范城市政策对企业的跨国经营有显著的促进作用。通过服务外包政策红利，综合运用贸易、出口信贷、对外投资合作和对外援助等多种措施，支持有条件的服务外包企业“走出去”，开展研发外包、知识流程外包和业务流程外包等高附加值项目合作。我们认为服务外包示范城市可以从以下几个方面促进企业海外经营：第一，税收减免带来的成本优势。经认定的技术先进型服务企业，减按 15%税率缴纳企业所得税。税收减免会提升中国企业的成本优势，促进企业在研发环节和营销环节加大投入，提高生产率和扩大知名度，提升海外营业收入。服务业开放政策的推进有利于打破服务市场垄断，通过竞争效应、技术溢出效应以及产业关联效应驱动企业生产率提升，激励企业开展跨国经营。第二，通过降低服务创新边际成本以及缓解信息不对称激励创新。服务业开放政策激励企业为获得东道国互补性创新资源开展跨国经营。服务业开放的政策优惠可带来企业创新成本的降低，激发企业创新活力。随着服务业开放政策的深化，服务创新要素进一步加速，降低了知识在企业间溢出壁垒，有助于缓解信息不对称，驱动企业创新。第三，改善营商环境、激发规模经济，有利于企业的跨国经营。随着服务外包政策红利的不断释放，通关监管机制和模式为服务贸易企业进出口货物提供通关便利。营商环境的改善，促进外商直接投资的流入，加速服务业集聚的形成。集聚产生的本土市场效应以及价格指数效应有利于运输成本、生产成本以及交易成本的节约，激励企业生产规模不断扩张。企业生产规模扩张后通过规模经济效应的发挥降低企业平均成本，提高生产专业化程度，激励企业扩大市场规模实现跨国经营。

第二，细分行业的研究发现，服务外包示范城市政策对企业海外营收的影响主要体现在制造业和服务业，对农业企业海外营收的影响没有通过显著性检验。方程 3 表明：企业所在城市入选服务外包示范城市，制造业企业海外营收提高 0.758%，并且在 5%的统计水平上显著。方程 4 表明：企业所在城市入选服务外包示范城市，服务业企业海外营收提高 1.563%，在 1%的统计水平上显著。这说明服务外包示范城市政策效果精准，极大地促进服务企业跨国经营。服务外包示范城市政策为什么会提升制造业企业的海外营收？本文的理解是，制造业和服务业之间存在较强的产业关联效应。服务外包示范城市会带动服务业发展，服务环节内嵌于各个生产活动，全球化和区域化提高中间品贸易的复杂性，促进制造业的增长，带动制造业跨国经营（Francois et al.，2015）[44]。全球 60%的外商直接投资进入服务部门，FDI 主要进入网络密集型服务业（电力、通讯、运输、金融和商业服务）。服务业 FDI 是潜在增长动力，服务一体化会促进全要素生产率。此外，服务业 FDI 为后发国家的技术追赶提供机会。Fernandes 和 Paunov（2012）利用智利的微观数据分析服务业 FDI 对制造业生产率的影响，实证结果显示服务业 FDI 的后向关联效应对制

造业 TFP 的提升作用为7%。① 他们总结了服务业 FDI 的四种作用：削减价格、提高质量、增加种类以及技术外溢。此外，服务业开放和制造业开放存在互促效应。

（二）细分服务行业讨论

服务部门内部不同行业的性质差异较大，不同行业的可贸易性不同，这意味着通过服务外包获益程度存在差异。因此，有必要对服务外包示范城市政策与不同类型服务企业的跨国经营进行细化研究。上市公司采用 CSRC 行业分类标准，服务业划分为：批发和零售业，交通运输、仓储和邮政业，住宿和餐饮业，信息传输、软件和信息技术服务业，金融业，房地产业，租赁和商务服务业，科学研究和技术服务业，水利、环境和公共设施管理业，居民服务、修理和其他服务业，教育业、卫生和社会工作，文化、体育和娱乐业，综合行业共 14 个细分服务行业。本文参考 Hoekman 和 Shepherd（2017）[45] 的划分标准，将交通运输、仓储和邮政业，信息传输、软件和信息技术服务业，科学研究和技术服务业，租赁和商务服务业，金融业等 5 个行业划分为生产性服务业；将批发和零售业，住宿和餐饮业，居民服务、修理和其他服务业，文化、体育和娱乐业等 4 个行业划分为消费性服务业。此外，本文还将水利、环境和公共设施管理业，教育业，卫生和社会工作等 3 个行业划分为公共服务业，② 实证结果见下表。

表 2　服务外包示范城市政策对细分服务行业的海外营收的影响

变量	方程 1	方程 2	方程 3
	生产性服务业	消费性服务业	公共服务业
	ln*fsale*	*ln*fsale	ln*fsale*
Post	1.316**	0.626	0.671
	(0.571)	(0.697)	(0.919)
Cfirm	-0.113	-0.003	-1.046
	(0.520)	(0.646)	(0.943)
Post×Cfirm	1.062*	1.031	1.190
	(0.644)	(0.818)	(1.211)
hum	-0.0001**	-0.0001	-1.81e-05**
	(5.79e-05)	(0.000154)	(7.25e-06)
lnsubsity	0.0280	0.0879**	0.117
	(0.0373)	(0.0442)	(0.111)
lntfp	3.276***	-2.907***	-1.286
	(0.573)	(0.837)	(1.018)
Constant	-2.349**	8.754***	3.775**
	(1.039)	(1.458)	(1.545)
控制组	804	579	193
实验组	2 528	1 492	178
全样本	3 332	2 071	371

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。

①分生产率研究发现，服务业 FDI 对前 10%企业，提高 7%的生产率；中间 50%的企业无影响；对最后 90%的企业，生产率下降 3%。

②房地产业既有租赁商务服务，也有针对个人的普通住宅，难以划分到生产性服务业或者消费性服务业，因此没有纳入到细分行业的分析中。综合行业中的企业主营业务较为复杂，一般主营业务即包括制造型业务，也包括服务型业务。比如：鲁银投资集团股份有限公司（600784），主营业务包括粉末冶金、房地产和贸易业务 3 种不同类型的业务。也难以划分到具体的细分服务行业。

细分行业之后可以发现，服务外包示范城市政策对服务企业跨国经营的促进作用主要体现在生产性服务业。实证结果显示：企业所在城市入选服务外包示范城市，生产性服务业企业的海外营收提高 1.316%。随着信息技术的发展，服务部门的外包在不断增长，其中 40%是由生产性服务业提供。这意味着服务业存在典型的自增长机制，并且作为中间投入品的生产性服务业是服务业增长的核心部门，生产性服务业可以像制造业一样产生规模经济、可贸易以及标准化。因此，服务业开放政策最主要的受益部门是生产性服务业，通过资金支持和税收优惠，降低生产性服务业海外经营成本，提升生产性服务企业海外营业收入。

（三）不同的企业性质

现有研究表明，国有企业和非国有企业面对市场激励的反应存在差异。Baccini 等（2019）[46] 研究国有企业对开放做出的调整，他们利用越南的数据发现，加入 WTO 对民营企业产生显著的影响，即高退出率、低利润率和高生产率；但是对国有企业没有影响。他们认为政治壁垒和信贷是导致 SOE 不同反应的关键。Zhu（2012）[47] 认为中国的改革路径就是：政府在保证国有企业规模的同时，帮助非国有企业增长，这既能促进经济增长又能降低改革阻力。这说明，国有企业和非国有企业面对政策的反应不同。因此，本文进一步分析服务外包示范城市对国有企业和非国有企业海外营收的影响，实证结果见表 3。

表 3　服务外包示范城市政策对不同性质企业海外营收的影响

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*
	制造业		服务业	
Post	1.498***	2.879***	0.740	−0.285
	(0.362)	(0.286)	(0.547)	(0.478)
Cfirm	0.329	−0.445	0.476	−2.328***
	(0.422)	(0.366)	(0.468)	(0.452)
Post×Cfirm	1.315**	0.739*	0.299	2.761***
	(0.535)	(0.400)	(0.621)	(0.550)
hum	−0.0003	−0.0009***	−0.0002*	−2.74e−05*
	(0.0005)	(0.0003)	(0.0001)	(1.64e−05)
lnsubsity	−0.121***	−0.0914***	0.0640**	0.0993***
	(0.0286)	(0.0309)	(0.0310)	(0.0385)
lntfp	13.86***	14.93***	2.298***	3.156***
	(0.914)	(0.476)	(0.516)	(0.456)
Constant	−14.37***	−14.94***	−0.913	−0.600
	(1.641)	(0.824)	(0.933)	(0.803)
控制组	3 311	6 718	763	1 255
实验组	2 015	5 584	2 424	2 771
全样本	5 326	12 302	3 187	4 026

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。方程 1 和方程 2 是制造业的分企业类型的回归结果，方程 3 和方程 4 是服务业分类型的回归结果。

方程 1 和方程 2 是制造业分企业类型的回归结果，方程 3 和方程 4 是服务业分企业类型的回归结果。观察 4 个方程可以发现：在制造业中，国有企业和非国有企业都可以享受政策红利，显著的提高海外营收。这说明，服务外包示范政策并没有偏向制造型国有企业，对国有企业和非国有企业都具有显著的促进作用。在服务业中，服务外包示范城市政策可以促进非国有企业的海外营业收入，对国有企业则没有显著影响。

四、稳健性检验

（一）稳健性检验Ⅰ：平行趋势检验

本文构建政策实施的前后各三期的虚拟变量，进行平行趋势检验。当政策实施之后的估计系数要大于零值，才能证明服务外包示范城市政策显著的促进企业的海外营收。下图刻画出了前后各三期政策变量的回归系数，可以发现，政策实施前三期的回归系数无法拒绝零假设；政策实施后，回归系数显著大于零。因此，本文的回归满足平行趋势设定，这意味着本文采用双重差分方法估计的结果是可靠的。

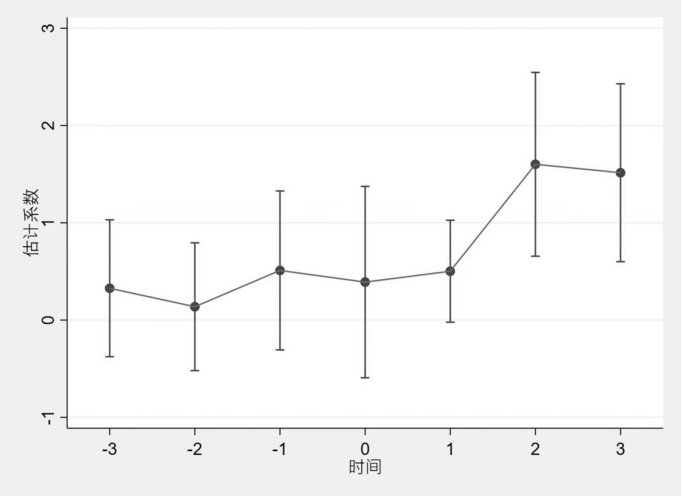

图 1　平行趋势检验（stata15 计算得出）

（二）稳健性检验Ⅱ：PSM-DID

考虑到直接检验服务外包示范城市政策对海外营业收入可能存在样本选择性偏差和因果关联问题。只有当服务业开放政策是随机选取目标城市的时候，才能避免样本的选择性偏差。考虑到现实中服务外包示范城市都是国内服务业发展较好的城市，虽然企业无法事先预期到服务外包示范城市政策的目标城市，但是中央政府在选择目标城市时，会优先考虑到服务外包发展较好的城市，这就导致潜在的样本选择性偏误。为了消除这种偏误，我们采用基于倾向匹配得分的双重差分方法进行回归。具体而言，本文将考察服务外包示范城市政策实施前后，企业海外营业收入的变化情况，以探究其中的因果关系。我们将入选服务外包示范城市的企业作为处理

组，首先采用倾向匹配得分挑选出和处理组相近似的企业作为对照组。本文利用 Probit 模型估计企业海外营收的倾向得分：

$$\mathrm{Prob}(F_{it}=1)=\Phi(tfp_{it-1},\ Z_i) \tag{2}$$

其中，F 表示企业是否跨国经营的虚拟变量，当企业从国内经营转向跨国经营时，该变量取值为 1，否则为 0。Helpman 等（2004）认为生产率较高的企业更加倾向于对外投资；此外，生产率是企业进行投资的重要因素。我们将企业生产率作为重要的特征变量加以控制。控制集合 Z 还包括其他控制变量：人力资本、政府补贴。根据倾向匹配得分获取的处理组和对照组，采用双重差分进行回归，从而得到服务外包示范城市对海外营收的影响。经过匹配之后，处理组有 11105 个样本，对照组有 9386 个样本。实证结果见下表。

表 4　PSM-DID 的回归结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3
	全样本	制造业	服务业
	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*
Post	2.127*** (0.203)	2.890*** (0.243)	0.0465 (0.378)
Cfirm	-1.083*** (0.204)	-1.578*** (0.266)	-1.407*** (0.327)
Post×Cfirm	0.828*** (0.271)	2.800*** (0.343)	1.649*** (0.433)
Constant	7.059*** (0.149)	8.966*** (0.184)	4.071*** (0.291)
控制组	9 386	6 539	1 712
实验组	11 105	5 893	4 867
控制变量	Y	Y	Y
样本值	20 491	12 432	6 579

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。方程 1 是全样本回归，方程 2 是基于制造业的回归结果，方程 3 是服务业的回归结果。

从回归结果中可以发现，采用 PSM-DID 之后，回归结果和前文保持一致，企业所在城市入选服务外包示范城市后，海外营业收入会明显提升。采用稳健的标准误之后，虽然偏回归系数有明显的下降，但依旧显著为正，并且在 1%的显著性水平上显著。方程 2 和方程 3 提供了制造业和服务业的回归结果，服务外包示范城市政策可以显著的提高制造业企业和服务业企业的海外营收。

（三）稳健性检验Ⅲ：多期 DID

前文实证的样本期是从 2004 年到 2015 年，在样本期内有 21 个服务外包示范城市。本文的第三个稳健性检验，就是将样本时间延长到 2017 年，采用多期 DID 估计方法分析服务外包示范城市政策对企业跨国经营的影响，第二批服务外包示范城市从 2016 年开始。本文在计量方程（1）的基础上，构建如下方程：

$$\ln fsale_{ict}=\alpha\times diff_{ict}+\beta X_{ict}+\delta_t+\gamma_i+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中，*diff* 为政策实施的虚拟变量，2004-2008 年设为 0；2000-2015 年，企业

位于第一批 21 个服务外包示范城市时，该变量为 1，否则为 0；2016-2017 年，企业属于 31 个服务外包示范城市时，该变量为 1，否则为 0。实证结果见下表。

表 5　考虑 31 个服务外包示范城市的回归结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3
	全样本	制造业	服务业
	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*
Diff	1.370*** (0.0922)	1.978*** (0.124)	0.826*** (0.156)
hum	-2.75e-06 (2.17e-05)	2.25e-06 (9.52e-05)	-9.71e-06 (2.37e-05)
ln*subsity*	-0.121*** (0.008)	-0.176*** (0.01)	-0.0403*** (0.0155)
ln*tfp*	9.844*** (0.276)	14.94*** (0.409)	6.043*** (0.429)
F 值	612.00	676.78	82.01
P 值	0.00	0.00	0.00
JointTest	0.00	0.00	0.00
企业固定效应	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y
样本数	33 392	22 000	8 639

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。方程 1 是全样本回归，方程 2 和方程 3 分别是制造业和服务业的回归结果

方程 1 是对全样本的回归结果，研究结果表明，同时考虑两批服务外包示范城市后，服务业开放政策依旧可以促进中国企业的海外营收。方程 2 和方程 3 分别是对制造业企业和服务业企业的回归结果，两个方程表明：服务外包示范城市政策不仅可以促进服务企业的跨国经营，还能提高下游制造业企业的海外营业收入。该结论表明考虑到服务外包示范城市政策连续性之后，本文的实证结果依旧稳健。

（四）稳健性检验Ⅳ：更换计量方法

前文对多期 DID 的分析主要采用多维固定效应，本质上是生成虚拟变量。考虑到多维固定效应本质是最小二乘法，可能会造成一系列的高估。本文进一步采用泊松伪极大似然估计方法（Poisson pseudo maximum likelihood，ppml）。实证结果见表 6。

方程 1-3 是泊松伪极大似然估计的结果，虽然总体上服务外包示范城市政策对企业跨国经营的促进作用没有通过显著性检验，但是细分行业的回归结果都支持前文的结论，无论是制造业还是服务业，服务外包示范城市政策都显著促进企业跨国经营。考虑到采用泊松伪极大似然估计无法控制城市和时间层面的固定效应。本文进一步采用二维固定效应的泊松回归方法，该方法可以控制双重固定效应，有效地弥补泊松伪极大似然估计的不足。Head 和 Mayer（2019）[48] 在分析汽车产业跨国的产业布局时，采用二维固定效应的泊松回归方法进行估计。方程 4 是采用二维

固定效应的泊松估计的全样本回归结果，从方程中可以发现，控制双重固定效应之后，服务外包示范城市政策可以显著的促进企业的跨国经营。方程 5 和方程 6 分别是采用二维固定效应的泊松估计对制造业和服务业的回归结果，控制双重固定效应之后，服务外包示范城市政策对制造业和服务业企业跨国经营的促进作用依旧显著成立。

表 6　采用极大似然估计的回归结果

变量	泊松伪极大似然估计		二维固定效应的泊松回归方法			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	总体	制造业	服务业	总体	制造业	服务业
	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*Dfsale*
Post×Cfirm	0.0360 (0.0252)	0.110*** (0.0223)	0.288*** (0.0943)	0.138*** (0.0317)	0.0716** (0.0308)	0.299** (0.124)
hum	−6.73e−05*** (1.43e−05)	−5.06e−05** (2.38e−05)	−6.61e−05*** (2.22e−05)	−6.53e−05*** (1.65e−05)	−4.21e−05* (2.28e−05)	−7.03e−05*** (2.72e−05)
lnsubsity	−0.0255*** (0.0027)	−0.0254*** (0.0028)	0.0114 (0.0079)	0.0193*** (0.0041)	0.01000** (0.0042)	0.0653*** (0.0123)
lntfp	1.296*** (0.0804)	1.163*** (0.0802)	0.931*** (0.220)	1.205*** (0.0828)	1.153*** (0.0781)	0.828*** (0.236)
Constant	0.0640 (0.141)	0.494*** (0.142)	−0.254 (0.371)			
Pseudo log-likelihood	−244 460.54	−141 194.25	−58 099.078	−91 495.616	−66 097.121	−19 272.155
企业固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
时间固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本数	33 400	22 004	8 641	32 934	21 633	8 253

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。方程 1 是全样本回归，方程 2 和方程 3 分别是制造业和服务业的回归结果。方程 1 聚类 3222 家企业，方程 2 集聚到 2236 家企业，服务业聚类到 752 家企业。方程 4 聚类到 3179 家企业，方程 5 聚类到 2201 家企业，方程 6 聚类到 718 家企业。

（五）稳健性检验Ⅴ：事件分析法

服务外包示范城市政策于 2009 年开始实施，考虑到同期国家出台一系列鼓励企业“走出去”的政策，城市所属的组别会受到其他政策的干扰，故采用“事件分析法”排除其他政策的干扰。以政策实施 2009 年为时间点，本文以两年为一个间隔，分别设置前 4 年、前 2 年、后 2 年和后 4 年为试点年份，以观察政策变量的显著性。若政策实施之前年份的政策系数不显著异于 0，而政策实施之后年份的政策系数显著异于 0，则说明在“服务外包示范城市”的确促进了企业跨国经营。实证结果见表 7，以 2005 年和 2007 年为政策实施年份的双重差分项的偏回归系数均不显著，而以 2011 年和 2013 年为政策实施年份的双重差分项的偏回归系数均在 5%的显著性水平上显著。这就可以排除样本期间其他政策的干扰，服务外包示范城市政策可以显著促进企业跨国经营。

表 7　事件分析法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	2005	2007	2011	2013
	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*
Post	3.405***	4.220***	4.504***	3.132***
	(0.357)	(0.272)	(0.247)	(0.207)
Cfirm	−1.295***	−1.290***	−1.490***	−1.384***
	(0.454)	(0.319)	(0.262)	(0.227)
Post×Cfirm	0.421	0.418	0.662**	0.584**
	(0.468)	(0.339)	(0.288)	(0.258)
hum	−0.000148	−0.000155	−0.000158	−0.000148*
	(9.19e−05)	(9.55e−05)	(9.62e−05)	(8.92e−05)
ln*subsity*	−0.129***	−0.0196	0.105***	−0.000381
	(0.0145)	(0.0159)	(0.0179)	(0.0162)
ln*tfp*	10.49***	10.35***	10.11***	10.09***
	(0.267)	(0.267)	(0.267)	(0.267)
Constant	−11.05***	−11.51***	−11.25***	−9.727***
	(0.563)	(0.510)	(0.491)	(0.476)
样本数	27 166	27 166	27 166	27 166
R-squared	0.063	0.071	0.074	0.072

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。第 1 列是 2005 年为政策实施年份，第 2 列是 2007 年为政策实施年份，第 3 列是 2011 年为政策实施年份，第 4 列是 2013 年为政策实施年份。

（六）稳健性检验Ⅵ：排除其他政策干扰

服务外包示范城市政策发生在 2009 年，考虑到该政策实施前后我国还出台了一系列服务业开放的相关政策。为了避免这类政策的干扰，本文将分别引入政策实施前后各两年的时间虚拟变量，用来控制其他相关政策对服务外包示范城市政策效果的干扰。第 1 列引入服务外包示范城市政府发生前两年的时间虚拟变量，控制 2007 年实施的服务业相关的开放政策；第 2 列引入服务外包示范城市政府发生前一年的时间虚拟变量，控制 2008 年实施的服务业相关的开放政策；第 3 列引入服务外包示范城市政府发生后一年的时间虚拟变量，控制 2010 年实施的服务业相关的开放政策；第 4 列引入服务外包示范城市政府发生后两年的时间虚拟变量，控制 2011 年实施的服务业相关的开放政策；第 5 列引入四个时间虚拟变量，同时控制前后两年内实施的服务业开放的相关政策。

分别控制服务外包示范城市政策前后各两年的政策后，服务外包示范城市政策依旧可以显著促进企业的跨国经营，双重差分项的偏回归系数为 0.471～0.508，并且在 1%的显著性水平上显著。该结果和基准回归结果保持一致。这意味着，其他服务业开放的相关政策不会影响服务外包示范城市政策对企业跨国经营的促进作用。

表 8　排除其他服务业相关政策的干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	控制 2007 年政策	控制 2008 年政策	控制 2010 年政策	控制 2011 年政策	同时控制四年政策
	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*	ln*fsale*
Post	1.470***	1.297***	1.640***	1.809***	0.301
	(0.203)	(0.249)	(0.257)	(0.218)	(0.307)
Cfirm	−1.302***	−1.279***	−1.267***	−1.269***	−1.311***
	(0.198)	(0.200)	(0.201)	(0.201)	(0.198)
Post×Cfirm	0.507**	0.488**	0.473**	0.471**	0.508**
	(0.237)	(0.238)	(0.239)	(0.239)	(0.236)
hum	−0.000158*	−0.000150*	−0.000150*	−0.000147*	−0.000152*
	(9.47e−05)	(9.00e−05)	(8.90e−05)	(8.68e−05)	(9.03e−05)
ln*subsity*	0.107***	0.000248	−0.0478***	−0.0476***	0.107***
	(0.0179)	(0.0162)	(0.0153)	(0.0153)	(0.0178)
ln*tfp*	9.909***	9.987***	9.928***	9.907***	9.796***
	(0.268)	(0.268)	(0.269)	(0.268)	(0.268)
*year*2007	3.399***				3.206***
	(0.232)				(0.278)
*year*2008		2.028***			0.374
		(0.250)			(0.297)
*year*2010			1.114***		0.331
			(0.205)		(0.271)
*year*2011				1.068***	0.909***
				(0.155)	(0.205)
Constant	−11.01***	−9.607***	−8.810***	−8.775***	−10.83***
	(0.483)	(0.473)	(0.470)	(0.469)	(0.484)
样本数	27 166	27 166	27 166	27 166	27 166
R−squared	0.078	0.074	0.073	0.074	0.080

说明：实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，圆括号中的数字为标准误。

五、结论和政策建议

本文分析中国服务外包示范城市这项准自然实验对企业跨国经营的影响，利用 WIND 数据库中上市公司数据，采用双重差分方法分析服务外包示范城市政策对企业跨国经营的影响，得到以下结论和启示。

一方面，城市入围“服务外包示范城市”之后，会显著的促进当地企业海外营业收入提升。服务外包示范城市的企业海外营业收入比没有入围城市的企业高出 0.471%。细分行业的研究发现，服务外包示范城市政策对企业海外营收的影响主要体现在制造业和服务业，对农业企业的海外营业收入没有通过显著性检验。企业所在城市入选“服务外包示范城市”，制造业企业的海外营收提高 0.758%，服务业企业的海外营收提高 1.563%。另一方面，本文发现服务外包示范城市政策对服务企业跨国经营的促进作用主要体现在生产性服务业。产权性质不改变服务外包示范城市对企业跨国经营的影响，无论是国有企业还是非国有企业都能享受到政策红利。

本文的研究分析了发展中国家的服务业开放政策，同时对中国的研究为其他工业国向服务经济转型提供了借鉴价值。本文的研究表明：发展中国家也应当坚定的推进服务业开放政策。由于存在产业关联，服务业开放政策具有很强的溢出作用，不仅对服务企业有帮助，还能促进下游制造业企业跨国经营。为了尽可能发挥服务业开放政策效果，要注重企业的生产效率、管理能力和创新能力。考虑到中国服务业和制造业的关联强度较低，今后要努力提高产业关联，搭建服务业和制造业的互动平台，为产业融合互促提供保障。

[参考文献]

[1] GORG H, JABBOUR L. Availability of Business Services and Outward Investment: Evidence from French Firms [J]. Review of International Economics, 2016, 24 (4): 797-819.

[2] 刘斌，赵晓斐．制造业投入服务化，服务贸易壁垒与全球价值链分工 [J]. 经济研究，2020 (7): 159-174.

[3] AICHELE R, HEILAND I. Where is the Value Added? Trade Liberalization and Production Networks [J]. Journal of International Economics, 2018, 115: 130-144.

[4] 程大中．中国参与全球价值链分工的程度及演变趋势——基于跨国投入—产出分析 [J]. 经济研究，2015 (9): 4-16.

[5] 张同斌，周宗莉．国际生产网络视角下的增加值贸易结构分析与主导因素识别——以中美双边贸易为例 [J]. 统计研究，2021 (11): 60-72.

[6] HUMPHREY J, SCHMITZ H. How does insertion in global value chains affect upgrading in industrial clusters? [J]. Regional Studies, 2002, 36 (9): 1017-1027.

[7] FORT T C. Technology and Production Fragmentation: Domestic versus Foreign Sourcing [J]. The Review of Economic Studies, 2017, 84 (2): 650-687,

[8] 苏丹妮，盛斌，邵朝对，陈帅．全球价值链，本地化产业集聚与企业生产率的互动效应 [J]. 经济研究，2020 (3): 100-115.

[9] BERNARD A B, BRADFORD J J, REDDING S J, SCHOTT P K. Global Firms [J]. Journal of Economic Literature, 2018, 56 (2): 565-619.

[10] LUCK P. Intermediate good sourcing, wages and inequality: From theory to evidence [J]. Review of International Economics, 2019, 27 (2): 1295-1350.

[11] CRESCENZI R, CATALDO M, GIUA M. FDI inflows in Europe: Does investment promotion work? [J]. Journal of International Economics, 2021, 132: 103497.

[12] 葛顺奇，罗伟．跨国公司进入与中国制造业产业结构——基于全球价值链视角的研究 [J]. 经济研究，2015 (11): 34-48.

[13] SALIOLA F, ZANFEI A. Multinational firms, global value chains and the organization of knowledge transfer [J]. Research Policy, 2009, 38 (2): 369-381.

[14] HANDLEY K, LIMAO N, . Trade and Investment Under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2015, 7 (4): 189-222.

[15] HANDLEY K, LIMAON. Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States [J]. American Economic Review, 2017, 107 (9): 2731-2783.

[16] 毛其淋．贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口？[J]. 经济研究，2020 (2): 148-164.

[17] GOLUB S. Openness to Foreign Direct Investment in Services: An International Comparative Analysis [J]. World Economy, 2010, 32 (8): 1245-1268.

[18] GUILLIN A. Trade in Services and Regional Trade Agreements: Do Negotiations on Services Have to be Specific?

[J]. World Economy, 2013, 36 (11): 1406-1423.

[19] BEVERELLI C, FIORNI M, HOEKMAN B. Services trade policy and manufacturing productivity: The role of institutions [J]. Journal of International Economics, 2017, 104: 166-182.

[20] ERIK V D M, SHEPHERD B. Services trade, regulation, and regional integration: Evidence from sectoral data [J]. World Economy, 2013, 36 (11): 1393-1405.

[21] GEREFFI G, HUMPHREY J, Sturgeon T. The governance of global value chains [J]. Review of International Political Economy, 2005, 12 (1): 78-104.

[22] KOLSTAD I, VILLANGER E. Determinants of foreign direct investment in services [J]. European Journal of Political Economy, 2008, 24 (2): 518-533.

[23] LY-MU D, LEE H. Effects of aid for trade on extensive and intensive margins of greenfield FDI [J]. The World Economy, 2018, 42: 2120-2143.

[24] AZZIMONTI M. Does Partisan Conflict Deter FDI Inflows to the US? [J]. Journal of International Economics, 2019, 120: 162-178

[25] FAN H, Lin F, Tang L. Minimum wage and outward FDI from China [J]. Journal of Development Economics, 2018, 135: 1-19.

[26] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R., Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94 (1), 300-316.

[27] ARNOLD J M, HUSSINGER K, Exports versus FDI in German Manufacturing: Firm Performance and Participation in International Markets [J]. Review of International Economics, 2010, 18 (4), 595-606.

[28] NADIA D, MERIH U. Does the worldwide shift of FDI from manufacturing to services accelerate economic growth? [J]. Department of Economics and Finance, 2011 (30): 410-427.

[29] FERNANDES A M, PAUNOV C. Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: Evidence for Chile [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 305-321.

[30] LAHIRIN N. Geographic Distribution of R&D Activity: How Does It Affect Innovation Quality? [J] Academy of Management Journal, 2010, 53 (5) : 1194-1209.

[31] 李欠强，陈衍泰，厉婧．海外研发投资与企业创新绩效［J］国际贸易问题，2021（6）：159-174

[32] 孙浦阳，陈璐瑶，刘伊黎．服务技术前沿化与对外直接投资：基于服务企业的研究［J］世界经济，2020（8）：148-169

[33] JABBOUR L. 'Slicing the Value Chain' Internationally: Empirical Evidence on the Offshoring Strategy by French Firms [J]. World Economy, 2012, 35 (11): 1417-1447.

[34] BERNARD A B, MOXNES A. Networks and Trade [J]. Annual Review of Economics, 2018, 10 (1): 65-85.

[35] FRANCOIS J F. Trade in producer services and returns due to specialization under monopolistic competition [J]. Canadian Journal of Economics, 1990: 109-124.

[36] LIU Q, QIU L D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings [J]. Journal of International Economics, 2016, 103: 166-183.

[37] EPPINGER P. Service offshoring and firm employment [J]. Journal of International Economics, 2019, 117: 209-228.

[38] 李磊，蒋殿春，王小霞．企业异质性与中国服务业对外直接投资［J］世界经济，2017（11）：47-72

[39] CHEN X, LU Y, ZHU L, Product cycle, contractibility, and global sourcing [J]. Journal of Development Economics, 2017, 127: 283-296.

[40] BERNARD A B, JENSEN J B, Why some firms export [J]. The review of economics and statistics, 2004, 86 (2) : 561-569.

[41] GORG H, STROBL E A, HENRY M E, Grant support and exporting activity [J]. The review of economics and statistics, 2008, 90 (1) : 168-174.

[42] HALLER S A, Intra-Firm Trade, Exporting, Importing, and Firm Performance [J] Canadian Journal of Economics, 2012, 45 (4), 1397-1430.

[43] LENAERTS K, MERLEVEDE B. Indirect productivity effects from foreign direct investment and multinational firm heterogeneity [J]. Review of World Economics, 2018, 154: 377-400

[44] FRANCOIS J, MANCHIN M, TOMBERGER P. Services Linkages and the Value Added Content of Trade [J]. World Economy, 2015, 38 (11): 1631-1649.

[45] HOEKMAN B, SHEPHERD B. Services Productivity, Trade Policy and Manufacturing Exports [J]. World Economy, 2017, 40 (3): 499-516.

[46] BACCINI L, IMPULLITTI G, MALESKY E J. Globalization and State Capitalism: Assessing Vietnam's Accession to the WTO [J]. Journal of International Economics, 2019, 119: 75-92.

[47] ZHU X. Understanding China's Growth: Past, Present, and Future [J]. The Journal of Economic Perspectives, 2012, 26 (4): 103-124.

[48] HEAD K, MAYER T. Misfits in the car industry: Offshore Assembly Decisions at the Variety Level [J]. NBER working paper, 2019, No. 25614

Service Liberalization and Multinational Enterprise Operations: Evidence from Service Outsourcing Model Cities in China

WANG Jingjing CHEN Qifei

Abstract: This paper examines the influence of the service outsourcing model city policy on multinational enterprise operations. Using the data from listed service enterprises and the list of technology advanced service enterprises released by Ministry of Science and Technology Torch Center, our findings are as follow: enterprises' overseas operating income will be promoted 0.471% after its locational city shortlisted to the service outsourcing model cities. The promotion is significant in manufacturing and service enterprises, but insignificant in agricultural enterprise. Besides, both state-owned and non-state-owned enterprises are beneifted from the policy, which shows property right category is indifference to the effect. This paper shows that developing countries should promote the opening up of service industry, and China provides a blueprint for the transformation from industrial to service economy for other developing countries.

Keywords: Multinational Operations; Service Outsourcing Model Cities; DID

(责任编辑　于友伟)