

# 生产性服务业空间关联促进了制造业企业 异地投资吗?

陈丽娴<sup>1</sup>, 阳 扬<sup>2</sup>

(1. 广东外语外贸大学 经济贸易学院, 广东 广州 510006; 2. 中共中央党校(国家行政学院) 研究生院, 北京 100091)

**摘要:**作为制造业重要的中间投入品,生产性服务业在地理空间形成关联关系是否有效解决了制造业企业异地投资对服务要素需求的痛点呢?为此,文章采用修正的引力模型测算中国2004—2020年两两省份间的生产性服务业空间关联,并手工整理获得制造业上市公司在异地投资子公司数量的指标,构建理论和计量模型探究生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的影响。结果发现:(1)生产性服务业空间关联具有较强的制造业企业异地投资带动效应,主要是信息技术、金融科技和计算机软件等细分生产性服务业行业空间关联显著促进了企业异地投资。(2)生产性服务业空间关联是通过提高省份间服务要素投入的途径来促进企业异地投资;且省份间交通连接和信息技术联通水平越高,生产性服务业空间关联发挥的正向作用越明显。(3)异质性分析发现,生产性服务业空间关联对异地投资制造子公司,以及对技术密集型和非国有制造业企业异地投资的影响效果更为明显。文章从生产性服务业发展的视角丰富了制造业企业异地投资的相关研究。

**关键词:**生产性服务业空间关联;制造业企业异地投资;服务要素投入

中图分类号:F424 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2023)03-0140-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230115.301

## 一、引言

生产性服务业作为制造业重要中间投入品,具有人才集聚、知识技术密集和附加值高等特征,对于保持制造业生产过程的连续性和促进制造业技术进步具有重要意义。为此,制造业对生产性服务的可获得性和便利性会影响其企业布局,即生产性服务业在区域间的可达性和贸易性会显著影响制造业企业区域空间布局。同时,制造业企业异地投资又是企业发展的常态化行为(Masulis等,2011;潘红波和余明贵,2014)。然而,中国部分地区生产性服务业发展存在滞后、水平不高和结构不合理的客观事实,制造业发展又存在与该地区生产性服务业规模大小和内部结构不完全匹配的情形(陈丽娴,2022)。相较于在生产性服务业集聚的地区发展,制造业企业在生产性服务业欠发达的地区投资子公司会面临服务中间品需求不足的问题,这会降低企业异地投资意愿。那么,倘若不同地区的生产性服务业借助交通基础设施和信息技术手段在地理空间上建立关联关系,是否可以缓解制造业企业异地投资后对服务要素需求的痛点呢?研究这一问题对扩大生产性服务业规模和优化结构,以及促进制造业企业异地投资具有重要现实意义。

收稿日期:2022-06-04

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72003048);广东省自然科学基金面上项目(2022A1515010714)

作者简介:陈丽娴(1992-),女,广东湛江人,广东外语外贸大学经济贸易学院副教授,硕士生导师;

阳 扬(1993-)(通讯作者),女,湖南衡阳人,中共中央党校(国家行政学院)研究生院博士研究生。

关于中国企业异地投资的影响因素,国内外学者从多视角进行了详细探讨。宋渊洋和黄礼伟(2014)以及宋渊洋(2015)均基于制度环境视角,认为目标市场的制度环境会影响企业跨地区经营战略。Huyghebaert 和 Wang(2016)指出,地区间法律和金融机构差异会显著影响制造业企业异地投资的经营决策。朱凯等(2019)的研究也认为,通过在市场分割程度高的地区设立异地子公司,企业集团反而能够扩大销售规模和提升毛利率。曹春方等(2019)则从地区间信任的视角认为,母公司所在地与异地间的相互信任程度越高,母公司在该异地建立子公司的数量越多。马光荣等(2020)指出,地区间的高铁连通之后,上市公司赴异地投资的数量呈明显增加趋势。曹春方和贾凡胜(2020)、程玲等(2021)的研究发现,异地商会促进了家乡企业的跨地区发展。Dai 等(2021)从产业政策视角的研究认为,企业倾向于在产业政策支持的地区投资子公司。张孝蔚等(2022)基于税收分成视角的研究发现,市县级政府的企业所得税分成比例上升,企业异地设立子公司数量会显著减少。综上,围绕企业异地投资的影响因素,学者们从企业生产经营的外部环境角度展开了大量研究,为本文的研究奠定了扎实的理论基础。

但除外部因素外,企业是否赴异地投资还会受异地对内部生产要素供给(如服务要素)的影响。为此,若生产性服务业能借助交通基础设施和信息技术等手段在各地区之间形成空间关联,则有助于发挥生产性服务业的辐射带动作用,确保制造业企业在异地投资后仍有服务要素可投入。从产业关联角度来看,在其他条件不变的情形下,生产性服务业在地理空间形成关联关系,异地投资的子公司仍可以以较低的交易成本使用母公司所在地区的服务要素,保障了子公司对服务要素的需求,从而能有效促进企业异地投资。综上,本文基于修正的引力模型,测算省份间生产性服务业空间关联程度,并以手工整理的2004—2020年制造业上市公司的异地投资子公司数量测度制造业企业异地投资情形,从理论模型和实证检验两个维度探究生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的影响。研究表明:(1)生产性服务业空间关联显著促进了制造业企业异地投资,主要是细分生产性服务业行业(信息传输、计算机服务和软件业,金融业,科学研究、技术服务和地质勘查业)空间关联发挥了显著的正向作用。(2)生产性服务业空间关联主要通过提高省份间服务要素投入来促进企业异地投资;省份间交通连接和信息技术联通水平越高,生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的促进作用越凸显。(3)从异地投资业务类型、要素密集型和股权性质的视角来看,生产性服务业空间关联对异地投资制造子公司,以及对技术密集型和国有制造业企业异地投资的促进作用更为明显。本文的研究为破除企业异地投资障碍和实现制造业高质量发展提供了重要的经验证据与政策启示。

相比现有文献,本文的边际贡献主要有以下三方面:第一,国内外学者关于生产性服务业空间集聚、区位选择、对外开放和进出口的研究已有丰硕成果,但较少有文献从空间经济学角度,深入分析生产性服务业在地理空间上的关联关系。本文采用修正的引力模型,测算得到地区间生产性服务业的空间关联矩阵,有助于从空间地理角度深化生产性服务业发展理论。第二,国内外学者从制度、商会、地区间信任和交通基础设施等外部环境视角研讨其对制造业企业异地投资的影响效应,鲜有文献从企业内部投入要素的视角揭示中国制造业企业异地投资难的问题。本文基于制造业生产投入要素的视角,探究生产性服务业空间关联和细分生产性服务业行业空间关联对制造业企业异地投资的影响效应和作用机制,拓展和丰富了制造业企业异地投资的分析,同时为中国促进制造业企业异地投资提供了理论支持。第三,明晰提高生产性服务业空间关联水平的具体举措是促进制造业企业异地投资的重要保障,深入探究如何通过提高省份间交通连接和信息技术联通水平来加强生产性服务业在地理空间上的关联程度,能更好地促进制造业企业异地投资。此外,本文还基于异地投资子公司业务类型、要素密集型和股权性质视角展开异

质性分析。这对采取有针对性的异地投资发展策略具有实践启示,同时为政府科学指导制造业企业异地投资提供了政策建议。

## 二、理论分析与研究假设

本文在 Halpern 等(2015)研究基础上,构建生产性服务业空间关联影响制造业企业异地投资的分析框架。假设经济体有  $N$  个地区,每个地区有  $I$  个制造业企业,每个制造业企业只生产一种最终产品,最终产品的生产均需资本、劳动力和中间品(本文特指生产性服务业)这三种生产投入要素,且每个制造业企业  $i$  生产需要  $M$  种生产性服务业中间品,即:

$$S = \left( \sum_{m=0}^M s_m^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中,  $\sigma$  表示不同生产性服务业之间的替代弹性,且  $\sigma > 1$ ,  $M$  表示生产性服务业的种类数。代表性制造业企业  $i$  在  $t$  年的总产出可写成:

$$Y_{it} = A_i K_{it}^\alpha L_{it}^\beta S_{it}^\gamma, \alpha + \beta + \gamma = 1 \quad (2)$$

其中,  $A_i$  为全要素生产率,  $K_{it}$ 、 $L_{it}$  分别为企业  $i$  投入的资本和劳动力,  $S_{it}$  为制造业在生产过程中对生产性服务业的投入量,  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  为生产函数的固定参数。

制造业生产所需的生产性服务业并非完全来自本地区,当本地生产性服务业企业无法提供必需的服务要素时,其他地区的生产性服务业供给便能保障本地区制造业生产活动的正常进行。或者,当其他地区的服务要素相对成本更低或质量更优时,本地的制造业生产也会投入其他地区的生产性服务业。因此,本文将生产性服务业中间品划分为本地生产性服务业中间品( $S_{dit}$ )和外地生产性服务业中间品( $S_{fjt}$ ),以 CES 函数表示如下:

$$S_{it} = \left[ S_{dit}^{\frac{\delta-1}{\delta}} + (B_{it} S_{fjt})^{\frac{\delta-1}{\delta}} \right]^{\frac{\delta}{\delta-1}}, \delta > 1 \quad (3)$$

其中,  $B_{it}$  表示外地中间品的使用参数。借助于交通基础设施和互联网技术等快速发展,生产性服务业已能消除传统上生产消费的时空不可分割性、不可存储性、需“面对面”服务等特性,即生产性服务业可在地理空间上形成关联关系。因此,生产性服务业空间关联强度越大,尤其是当外地服务要素具有比较优势或本地服务要素无法满足需求时,制造业企业使用外地服务要素的概率就会越高,即  $B_{it}$  就越大。

本文假定企业为价格接受者,  $S_{dit}$ 、 $S_{fjt}$  的价格分别为  $P_{dit}$ 、 $P_{fjt}$ 。根据式(3),制造业投入生产性服务业中间品的价格指数为:

$$P_{it} = \left[ P_{dit}^{1-\delta} + (P_{fjt}/B_{it})^{1-\delta} \right]^{\frac{1}{1-\delta}} \quad (4)$$

对于  $M$  种生产性服务业中间品,本文均设定  $Z_{it} = B_{it} P_{dit} / P_{fjt}$ ,  $Z_{it}$  表示相对于本地提供的生产性服务业中间品,外地提供的生产性服务业中间品更具有价格、质量和多样性优势。地区间生产性服务业空间关联强度越大,  $Z_{it}$  就会越大。本文将本地生产性服务业中间品的价格  $P_{dit}$  设定为 1,则有  $Z_{it} = B_{it} / P_{fjt}$ 。式(4)可改简写为:

$$P_{it} = (1 + Z_{it}^{\delta-1})^{\frac{1}{1-\delta}} \quad (5)$$

根据式(2)可知,单位产量的成本构成分别为资本价格  $r$ 、劳动力工资  $w$  和生产性服务业的成本  $P$ 。制造业企业实现利润最大化的条件为:

$$\min C(r_{it}, w_{it}, P_{it}) = r_{it} K_{it} + w_{it} L_{it} + P_{it} S_{it} \quad (6)$$

$$\text{s.t. } Y_{it} = A_i K_{it}^\alpha L_{it}^\beta S_{it}^\gamma \quad (7)$$

可得到最终产品产出 $Y_{it}$ 的边际成本,并将式(5)代入,有:

$$c_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial Y_{it}} = \frac{1}{A_i} \left( \frac{r_t}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{w_t}{\beta} \right)^\beta \left( \frac{P_{it}}{\gamma} \right)^\gamma = \frac{1}{A_i} \left( \frac{r_t}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{w_t}{\beta} \right)^\beta \left[ \frac{(1+Z_{it}^{\delta-1})^{\frac{1}{1-\delta}}}{\gamma} \right]^\gamma \quad (8)$$

进一步比较只使用本地生产性服务业中间品 $S_{dit}$ 与同时使用本地生产性服务业中间品和外地生产性服务业中间品( $S_{dit}+S_{fit}$ )会节省多少的生产成本。本文使用两者的价格之比,有 $d_{it} = P_{dit}/P_{it}$ 。 $d_{it}$ 越大,表明同时使用本地和外地生产性服务业中间品所节省的成本越多。

因此,式(8)可改写为:

$$c_{it} = \frac{1}{A_i} \left( \frac{r_t}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{w_t}{\beta} \right)^\beta \left[ \frac{1}{d_{it}\gamma} \right]^\gamma \quad (9)$$

根据式(9)可知,制造业企业的边际成本会受同时使用本地和外地生产性服务业中间品所节省成本 $d_{it}$ 的影响。当制造业企业可以投入外地生产性服务业中间品 $S_{fit}$ 时,相对于只投入本地生产性服务业中间品 $S_{dit}$ ,同时投入本地和外地生产性服务业中间品所节省成本 $d_{it}$ 越多,越会显著降低企业边际成本 $c_{it}$ ,进而提高企业利润。这也意味着,如果生产性服务业形成空间关联能降低本地制造业企业使用外地中间品的交易成本和沟通成本,那么就有可能促进制造业企业异地投资,企业异地投资后也无需再顾虑对生产性服务业中间品的投入问题。基于此,本文提出假说 H1: 地区间生产性服务业形成空间关联将显著促进制造业企业异地投资。

根据前文分析,生产性服务业空间关联会显著促进制造业企业异地投资。这是因为省份间生产性服务业形成空间关联,意味着省份间服务要素联系更加紧密,省份间可以相互共享服务要素,在空间上形成生产性服务业与制造业相互协调的布局。尤其当企业异地投资的地区生产性服务业发展规模较小或质量低下时,如果生产性服务业的辐射范围能突破行政边界,仍能吸引其他地区制造业到该地区发展。因此,制造业企业除了可以投入本地生产性服务业中间品 $S_{dit}$ ,还可以选择投入外地生产性服务业中间品 $S_{fit}$ ,有效解决了制造业企业异地投资对服务要素需求的痛点。同时,企业生产经营可以节省更多的成本 $d_{it}$ ,使得边际成本 $c_{it}$ 更低,企业异地投资积极性得以提高。基于此,本文提出假说 H2: 生产性服务业空间关联通过提高省份间服务要素投入来促进制造业企业异地投资。

传统观点认为,生产性服务业存在不可贸易性、需“面对面”交流等特征(Autor 和 Dorn, 2013),决定了制造业区位布局会受到生产性服务业规模和结构的影响。然而,随着交通基础设施和信息技术快速发展,一定程度上改变了生产性服务业和制造业的空间集聚特征,两者的协同集聚开始部分分离(白雪洁和孟辉, 2017)。即生产性服务业和制造业发展无需拘泥于同一地理空间,生产性服务业对制造业影响范围已突破行政边界线(Hoekman 和 Mattoo, 2008)。这是由于省份间的交通连接和信息技术联通有效提高了地区间的区位可达性和缩短了地区间的时空距离,有助于服务中间品( $S_{dit}+S_{fit}$ )在地区间的自由流动和高效配置,促进了技术、知识和信息等高端服务要素的紧密联系与合作。因此,省份间生产性服务业空间关联强度会更大,对制造业企业异地投资的促进作用会更显著。基于此,本文提出假说 H3: 省份间交通连接和信息技术联通水平越高,生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的促进作用越明显。

### 三、研究设计、变量度量与数据来源

#### (一)模型设定

为实证分析生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的影响,本文基于省份—省份配对数据,构建了如下计量模型:

$$manu_{ijt} = \alpha + \beta pro_{ijt} + \varphi control_{ijt} + \delta_i + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

其中,下标  $i$ 、 $j$  和  $t$  分别表示母公司所在省份、子公司所在省份和年份。 $manu_{ijt}$  表示省份  $i$  所有母公司在省份  $j$  投资的子公司总数量,本文以此刻画制造业企业异地投资。 $pro_{ijt}$  表示省份  $i$  和省份  $j$  之间的生产性服务业空间关联强度,还包括细分生产性服务业行业空间关联强度。 $control_{ijt}$  表示控制变量的集合。 $\delta_i$  表示母公司所在省份固定效应, $\lambda_j$  表示子公司所在省份固定效应, $\eta_t$  表示年份固定效应。 $\varepsilon_{ijt}$  为随机扰动项。

## (二) 变量描述与数据来源

1. 制造业企业异地投资。上市公司子公司数据来源为国泰安经济金融研究数据库的附注其他项目中的“上市公司子公司情况表”,该项目详细记录了子公司名称、经营范围、注册地、注册成立时间、国家区域和直接持股比例等内容。本文将研究样本区间限定为 2004—2020 年,具体筛选过程如下:(1)根据证监会 2012 版行业分类,只保留行业属性为制造业行业的公司。(2)剔除持股比例小于 50% 的母公司和持股比例不详的子公司样本。(3)剔除子公司国家区域不是中国的子公司样本。(4)依据子公司注册地和子公司名称判断公司所在省份,对于无法判断地理位置的子公司,通过高德地图进行搜索获得。(5)为获得省份—省份配对层面制造业企业异地投资数据,本文借鉴 Siegel 等(2011)、曹春方和贾凡胜(2020)的研究,将母公司、子公司个数汇总到省份层面,构建省份层面配对样本,得到省份  $i$  的所有母公司在省份  $j$  投资的子公司数量,由此得到 15810 个省份层面配对的观察值。此外,上市公司(母公司)基本信息来自万得数据库,本文还剔除了研究期间上市公司母公司所在省份发生变化的样本,再依据证券代码和年份与子公司数据库进行匹配。基于此,本文从省份  $i$  母公司在省份  $j$  投资子公司数量( $manu$ )的维度来刻画制造业企业异地投资。

2. 生产性服务业空间关联。生产性服务业空间关联是指不同地区的生产性服务业在地理空间上发生关联关系。即本地区生产性服务业不仅作为本地区产业的中间投入品,还可以提供给其他地区的产业作为生产投入要素。引力模型是探究要素和产出在空间相互作用和相互影响的一个主流模型,借鉴 Hoekman 等(2009)、白俊红和蒋伏心(2015)基于引力模型测算地区间创新系统空间关联关系的方法,本文为刻画各省份间生产性服务业空间关联情况,同样将引力模型引入地区生产性服务业之间的空间关联研究。具体而言,通过构造相应的指标对两省份之间生产性服务业的要素在  $t$  时期的流动量进行测算。由于省份  $i$  与省份  $j$  间的引力大小不一致,即省份之间经济引力存在单向性和差异性,表现为在从业人数和经济地理距离等维度都一致的情形下,产业增加值大的省份对产业增加值小的省份的引力可能会显著大于产业增加值小的省份对产业增加值大的省份的引力。为此本文借鉴方大春和孙明月(2015)、李琳和牛婷玉(2017)的研究,引入参数  $k$  对省份间生产性服务业空间关联的引力模型进行修正,使得生产性服务业空间关联指标具备矢量特点。本文关于省份  $i$  与省份  $j$  的生产性服务业空间关联、省份  $j$  与省份  $i$  的生产性服务业空间关联的测算公式分别如式(11)和式(12)所示。

$$pro_{ijt} = k_{ij} \frac{\sqrt{p_{it}m_{it}} \sqrt{p_{jt}m_{jt}}}{[d_{ij}/(gdp_i - gdp_j)]^2}, k_{ij} = \frac{m_i}{m_i + m_j} \quad (11)$$

$$pro_{jit} = k_{ji} \frac{\sqrt{p_{it}m_{it}} \sqrt{p_{jt}m_{jt}}}{[d_{ij}/(gdp_i - gdp_j)]^2}, k_{ji} = \frac{m_j}{m_i + m_j} \quad (12)$$

其中, $p_{it}$ 、 $p_{jt}$  分别表示在第  $t$  年的  $i$  省份和  $j$  省份的生产性服务业从业人员数量;<sup>①</sup> $m_{it}$  和  $m_{jt}$  分别表

<sup>①</sup> 本文参考国民经济行业分类标准(GB/T 4754-2017),将生产性服务业界定如下:(1)交通运输、仓储和邮政业;(2)信息传输、计算机服务和软件业;(3)金融业;(4)租赁和商务服务业;(5)科学研究、技术服务和地质勘查业。

示在第  $t$  年的  $i$  省份和  $j$  省份的服务业增加值。<sup>①</sup> 本文采用地区服务业增加值与两地区服务业增加值之和的比值来刻画引力常数 ( $k$ )。本文以  $[d_{ij}/(gdp_i - gdp_j)]^2$  刻画地区间的“经济地理距离”, 该指标同时考虑了经济距离和地理距离因素对生产性服务业空间关联的影响。其中,  $gdp$  表示人均地区生产总值。 $d_{ij}$  表示  $i$  省份和  $j$  省份之间的中心位置距离, 本文利用高德地图获得的两省份间的公路里程表示。根据式 (11) 和式 (12) 可测算得到地区间生产性服务业的空间关联矩阵。

3. 控制变量。本文借鉴曹春方和贾凡胜 (2020) 的研究, 加入如下企业和省份层面的变量用以控制地区经济、社会和地理等影响因素。(1) 省份间经济发展水平差距 ( $gdpdiff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的人均国内生产总值差值表示。(2) 省份间地理距离 ( $geodiff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的省会城市地理距离衡量。(3) 省份间工资水平差距 ( $wagediff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的平均工资差值度量。(4) 省份间人口规模差距 ( $popdiff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的年末人口数差值刻画。(5) 省份间信息技术水平差距 ( $internetdiff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的互联网普及率差值表示。(6) 省份间交通基础设施水平差距 ( $traffdiff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的交通网营业里程差值度量, 各省份交通网营业里程包括铁路营业里程、内河航道里程和公路里程之和。(7) 省份间制造业资产报酬率差距 ( $roadiff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的制造业上市公司平均总资产报酬率差值衡量。(8) 省份间制造业资产负债率差距 ( $debtiff$ ), 以省份  $i$  与省份  $j$  的制造业上市公司平均资产负债率差值刻画。(9) 省份间制造业营业利润差距 ( $profitdiff$ ), 以  $i$  省份与  $j$  省份的制造业上市公司营业利润占利润总额比重的差值表示。为避免极端值影响, 对上述变量进行对数化处理。

## 四、实证结果分析

### (一) 基准结果

1. 总体回归结果。本文基于式 (10), 采用简单最小二乘法 (OLS) 实证分析省份配对层面的生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的影响效应, 结果如表 1 所示。列 (1)–列 (3) 依次加入控制变量、年份固定效应、母公司和子公司所在省份固定效应, 发现生产性服务业空间关联的系数至少在 5% 的统计水平上显著为正。这表明两个省份间的生产性服务业空间关联强度增加, 制造业企业异地投资子公司数量会显著提高。因此, 生产性服务业形成空间关联有助于降低异地投资子公司使用外地生产性服务业中间品的交易成本和沟通成本等, 从而有效促进企业异地投资。这验证了本文研究假说 H1。对于控制变量, 本文发现, 在加入全部固定效应后, 省份间经济发展水平差距、省份间地理差距、省份间平均工资水平差距、省份间人口规模差距、省份间制造业资产报酬率差距、省份间制造业资产负债率差距和省份间制造业营业利润率差距的系数基本显著为负。这表明本地经济发展越好、地理距离越远、本地工资水平越高、本地人口规模越大、本地制造业上市公司经济效益越高, 企业向异地投资子公司的数量越少。省份间信息技术水平差距和省份间交通基础设施水平差距的系数显著为正, 这说明本地信息技术水平越高和交通基础设施越完善, 企业越倾向于进行异地投资。上述实证结果与曹春方和贾凡胜 (2020) 以及程玲等 (2021) 的研究结论基本一致。

表 1 生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
$pro$	0.4077** (0.1893)	0.3930** (0.1864)	0.3034** (0.1525)
$gdpdiff$	-1.9091*** (0.7089)	0.0016 (0.7433)	-6.6818*** (1.2506)

① 由于目前无法获得中国服务业分行业增加值数据, 本文参考已有学者的研究, 以服务业增加值代替生产性服务业增加值。

续表 1 生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>geodiff</i>	-4.0083 <sup>***</sup> (0.7729)	-4.1965 <sup>***</sup> (0.7817)	-3.1588 <sup>***</sup> (0.7256)
<i>wagediff</i>	2.1629 <sup>***</sup> (0.2607)	1.4855 <sup>***</sup> (0.2872)	-0.5598 <sup>*</sup> (0.3055)
<i>popdiff</i>	1.1526 <sup>***</sup> (0.2690)	1.2070 <sup>***</sup> (0.2706)	-0.1852(0.2360)
<i>internetdiff</i>	1.5731 <sup>***</sup> (0.4793)	1.5698 <sup>***</sup> (0.4894)	2.1913 <sup>***</sup> (0.5847)
<i>traffdiff</i>	0.0221(0.2324)	0.0780(0.2337)	0.3918 <sup>*</sup> (0.2004)
<i>roaddiff</i>	-0.9355 <sup>***</sup> (0.1944)	-0.8614 <sup>***</sup> (0.1905)	-0.4208 <sup>***</sup> (0.1519)
<i>debt diff</i>	-0.9026 <sup>***</sup> (0.1491)	-0.7464 <sup>***</sup> (0.1469)	-0.1514 <sup>*</sup> (0.0911)
<i>profitdiff</i>	-0.7626 <sup>***</sup> (0.0815)	-0.4749 <sup>***</sup> (0.0772)	-0.1552 <sup>***</sup> (0.0504)
年份固定效应	不控制	控制	控制
母公司所在省份固定效应	不控制	不控制	控制
子公司所在省份固定效应	不控制	不控制	控制
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1568	0.1771	0.4588
观察值	15 810	15 810	15 810

注:\*\*\*、\*\*、\*分别是在1%、5%、10%的置信水平上显著;括号内标准误差聚类在省份配对层面。无特别说明,下表统同。

2. 细分生产性服务业行业空间关联的作用效果。不同细分生产性服务业行业的表现特征和作用方式不同,其空间关联是否都能显著促进制造业企业异地投资还有待进一步考察。为此,本文基于式(11)和式(12)重新测算不同细分生产性服务业行业空间关联,并采用式(10)实证检验不同细分生产性服务业行业空间关联对制造业企业异地投资的影响。表 2 估计结果显示:(1)省份间交通运输、仓储和邮政业空间关联,以及省份间租赁和商务服务业空间关联的系数分别为 0.0116、0.0072,但并不显著。可能的原因是,交通运输、仓储和邮政业以及租赁和商务服务业相对难以借助互联网等技术手段跨越地理距离进行远程的供给,且远程交易成本相对较高,服务对象更多为本土的制造业企业,对其他地区产业发展的辐射带动能力较小。另外,交通运输、仓储和邮政业、租赁和商务服务业属于低端生产性服务业,从业人员多为低学历和低技能劳动者,知识和技术溢出效应较低,对吸引企业异地投资发挥的作用较小(宣烨和余泳泽, 2017; 陈丽娟, 2021)。因此,交通运输、仓储和邮政业空间关联,以及租赁和商务服务业空间关联对企业异地投资的作用效果不明显。(2)省份间信息传输、计算机服务和软件业空间关联,省份间金融业空间关联以及省份间科学研究、技术服务和地质勘查业空间关联的系数分别为 0.4572、0.2446、0.3364,且至少通过了 5% 的显著性检验。这可能是因为金融信息和计算机软件等服务可以实现远距离的办公和业务合作,对其他地区产业发展产生了正向的空间外溢效应。同时,这些细分生产性服务业行业属于高端生产性服务业,知识和技术溢出效应更明显,对制造业企业提高市场竞争力和攀升价值链高端具有重要推动作用。综上,信息传输、计算机服务和软件业空间关联,金融业空间关联,以及技术服务和地质勘查业空间关联显著促进了企业异地投资。

表 2 细分生产性服务业行业空间关联对制造业企业异地投资的回归结果

	交通运输、仓储和邮政业	信息传输、计算机服务和软件业	金融业	租赁和商务服务业	科学研究、技术服务和地质勘查业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>pro</i>	0.0116(0.0078)	0.4572 <sup>**</sup> (0.1856)	0.2446 <sup>***</sup> (0.0845)	0.0072(0.0073)	0.3364 <sup>**</sup> (0.1380)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

续表 2 细分生产性服务业行业空间关联对制造业企业异地投资的回归结果

	交通运输、仓储 和邮政业	信息传输、计算机 服务和软件业	金融业	租赁和商务 服务业	科学研究、技术服务 和地质勘查业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
母公司所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
子公司所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.6836	0.4685	0.4699	0.6746	0.4613
观察值	15810	15810	15810	15810	15810

## (二)稳健性检验

1. 新增子公司。除了考虑制造业企业异地投资子公司存量,本文还将制造业企业异地新增子公司数量作为被解释变量重新进行实证回归,进一步考察生产性服务业空间关联对制造业企业异地新增子公司的影响效应。样本量的时间跨度为 2005—2020 年,共有 14480 个观测值。估计结果见表 3 列(1),在加入一系列固定效应后,生产性服务业空间关联的系数为 0.0245,且在 10% 的水平上显著为正。这支持了本文基准回归结果的稳健性。

表 3 稳健性检验结果(1)

	新增子公司	重新度量被解释变量	重新度量核心解释变量	剔除直辖市	剔除年份
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>pro</i>	0.0245*(0.0130)	0.3019*(0.1565)		0.3678****(0.0670)	0.3246***(0.1608)
<i>pros</i>			1.8393*(1.0891)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
母公司所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
子公司所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.2796	0.4170	0.4496	0.4285	0.4784
观察值	14880	15810	15810	11934	13950

2. 重新度量被解释变量。本文基于制造业企业异地投资子公司人员数量的自然对数重新度量制造业企业异地投资,用以探究生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的影响。实证结果如表 3 列(2)所示,生产性服务业空间关联的系数为 0.3019,且仍显著为正,这进一步说明生产性服务业形成空间关联可以促进制造业企业异地投资的基本结论是稳健的。

3. 重新度量核心解释变量。本文借鉴李敬等(2014)、刘华军和何礼伟(2016)的研究,建立两省份间生产性服务业变量的计量模型,进而采用非线性 Granger 因果检验识别生产性服务业在地区之间的相互关联(*pros*)。如果省份 *i* 生产性服务业的从业人员数量变动对省份 *j* 生产性服务业产生影响,则说明省份 *i* 生产性服务业与省份 *j* 生产性服务业之间存在空间关联,取值为 1,否则取值为 0。由于省份 *i* 指向省份 *j* 与省份 *j* 指向省份 *i* 不同,即 Granger 因果得到的省份间关系可能不是对称的,因此本文得到的是一个有向的空间关联。估计结果如表 3 列(3)所示,可以发现采用非线性 Granger 因果方法构造生产性服务业空间关联指标后,生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的系数仍显著为正,为 1.8393。这说明前文估计结果是稳健可靠的。

4. 子样本检验。由于直辖市有着不同于其他省份的特殊地位,直辖市向其他省份投资或其他省份向直辖市投资的意愿往往更强,这可能会高估生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的作用。因此,本文剔除制造业母公司或子公司所在地区为直辖市的样本,以及制造业母公



司和子公司所在地区同时为直辖市的样本,结果见表 3 列(4),生产性服务业空间关联系数为 0.3678,且在 1% 的水平上显著为正,这说明本文基本结论是稳健的。此外,考虑到 2008 年全球金融危机和 2020 年新冠疫情等外生冲击带来的干扰,制造业企业生产和投资行为会受到较大冲击,即生产性服务业空间关联强度和制造业企业异地投资意愿可能会偏弱,因此剔除 2008 和 2020 年的研究样本,结果见表 3 列(5),同样发现了生产性服务业空间关联的系数显著为正,这进一步佐证了基准模型估计结果的稳健性。

5. 系统 GMM 估计。考虑到制造业企业异地投资行为具有延续性,以及静态面板模型中生产性服务业空间关联与制造业企业异地投资间可能存在内生性问题,为此本文在式(10)的基础上加入制造业企业异地投资的滞后一期项,采用系统 GMM 模型进行估计。构建动态面板模型,不仅能够揭示制造业企业异地投资行为的动态变化特征,也能有效克服内生性带来的估计偏误问题。表 4 列(1)报告的是生产性服务业空间关联影响制造业企业异地投资的系统 GMM 估计结果。根据动态面板模型的特征,将被解释变量(*manu*)的滞后期与核心解释变量(*pro*)当作内生变量,加入控制变量、年份固定效应、母公司和子公司所在省份固定效应。同时,为了增强回归结果的可靠性,对模型设定的合理性和工具变量的有效性进行检验。在扰动项自相关检验中,*AR*(1)显著相关和 *AR*(2)不相关,即接受原假设“扰动项无自相关”;*Sargan* 检验的 *P* 值大于 0.1,接受“所有工具变量有效”原假设。估计结果也表明,在考虑内生性问题后,生产性服务业空间关联仍显著推动制造业企业异地投资子公司。这印证了生产性空间关联有助于推动制造业企业异地投资的结论。

表 4 稳健性检验结果(2)

	系统GMM估计	工具变量法	
		第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)
<i>pro</i>	0.1741*** (0.0044)		0.1742*** (0.0456)
<i>L.manu</i>	1.0264*** (0.0006)		
<i>IV</i>		2.2254*** (0.5115)	
Kleibergen-Paaprk LM 统计量			16.402 (0.0001)
Kleibergen-PaaprkWard F 值			18.926 (16.38)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
母公司所在省份固定效应	控制	控制	控制
子公司所在省份固定效应	控制	控制	控制
<i>AR</i> (1)	0.0000		
<i>AR</i> (2)	0.5760		
<i>Sargan Test</i>	0.4655		
调整后R <sup>2</sup>		0.1242	0.2771
观察值	14880	15810	15810

注: *AR*(1)、*AR*(2)与*Sargan*检验输出的结果为*P*值。

6. 工具变量法。本文进一步借鉴赵奎等(2021)、张平淡和屠西伟(2022)的做法,采用份额移动法构造 *Bartik* 工具变量消除实证过程中可能的内生性问题。份额移动法的基本思路是基于分析单元初始年份的份额构成与总体增长率的交乘项来构造 *Bartik IV*,该估计值与实际值高度相关,但与模型残差项不相关,满足了工具变量的相关性和外生性条件。因此,其可以很好地解决

反向因果和遗漏变量等多种原因导致的内生性问题,能得到一致性估计。在本文中,核心解释变量为生产性服务业空间关联,其由五个分行业构成,那么,*Bartik* 工具变量可通过初始年份的分行业生产性服务业空间关联与分行业增加值的全国增长率的交乘得到,具体表示为: $pro\_iv_{ijt} = \sum pro_{ijs_{t_0}} \times (1 + G_{st})$ 。其中, $t_0$ 表示初始年份,即2004年; $pro_{ijs_{t_0}}$ 表示子行业  $s$  在2004年的空间关联水平; $G_{st}$ 表示子行业  $s$  在  $t$  年的全国增加值相对于2004年的增长率。

表4列(2)—列(3)报告了 *Bartik* 工具变量的两阶段回归结果。在第一阶段,工具变量的系数值显著为正,这表明运用份额移动法构造的生产性服务业空间关联水平与实际的生产性服务业空间关联水平高度接近。在第二阶段,*Kleibergen-Paaprk LM* 统计量的  $P$  值小于1%,拒绝“工具变量识别不足”的原假设;*Kleibergen-Paaprk F* 统计量大于 *Stock-Yogo* 弱识别检验的10%临界值(16.38),拒绝“工具变量弱识别”的原假设。这说明 *Bartik* 工具变量具有合理性。同时,结果还发现对于制造业企业异地投资子公司,生产性服务业空间关联的系数显著为正。这说明在使用 *Bartik* 工具变量后,生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资仍有显著的促进作用,这进一步印证了前文估计结果是稳健可靠的。

### (三)影响机制与拓展分析<sup>①</sup>

1. 影响机制分析。前文理论机制分析表明,生产性服务业空间关联可能通过提高省份间服务要素投入来促进制造业企业异地投资。为验证研究假设 H2,本文采用中介效应模型进行实证检验。对于中介变量(省份间服务要素投入)的度量,使用2007年、2010年、2012年、2015年和2017年的区域间投入产出表<sup>②</sup>测算区域间制造业对生产性服务业的完全消耗系数,用以刻画省份间服务要素

表5 省份间服务要素投入的影响机制结果

	<i>per</i>	<i>manu</i>
	(1)	(2)
<i>pro</i>	0.6416*** (0.0386)	0.2170*** (0.0125)
<i>per</i>		0.0465*** (0.0026)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
母公司所在省份固定效应	控制	控制
子公司所在省份固定效应	控制	控制
$R^2$	0.2077	0.2802
观察值	14 790	14 790
<i>Sobel</i>	12.11	

注:由于2007年和2010年的区域间投入产出表,缺乏西藏数据。故影响机制分析时,所有年份剔除西藏样本,得到观察值为14790。

投入指标(*per*)。该指标反映的是制造业部门的生产和生产性服务业部门发生的经济数量关系,即省份  $i$  制造业单位产品的生产对省份  $j$  生产性服务业的直接和间接消耗量的总和。测算公式为: $per_{ijk} = a_{ijk} + \sum_{m=1}^n a_{ijm} a_{imk} + \sum_{s=1}^n \sum_{m=1}^n a_{ijs} a_{ism} a_{smk} + \dots$ 。其中, $per_{ijk}$ 表示省份  $i$  制造业行业  $k$  对省份  $j$  生产性服务业的完全消耗系数,右侧第一项表示对生产性服务业的直接消耗量;第二项表示为生产制造业行业  $k$  产品的第一轮间接消耗生产性服务业的量;后面以此类推。表5报告了实证检验结果,列(1)显示,生产性服务业空间关联的系数为0.6416,且在1%的统计水平上显著为正,这表明生产性服务业空间关联显著促进了省份间服务要素投入。同时,将表1列(3)与表5列(2)的生产性服务业空间关联系数对比可知,生产性服务业空间关联对企业异地投资子公司存在以省份间服务要素投入为中介变量的中介效应。另外,*Sobel* 检验报告的  $Z$  值大于5%显著性水平上

① 这部分只报告了整体生产性服务业空间关联与制造业企业异地投资的影响机制与拓展分析结果,对于细分生产性服务业行业空间关联的影响机制与拓展分析结果,限于篇幅,留存备索。

② 考虑到数据的可获得性,以及结合年份就近原则,本文在构造2004—2007年、2008—2010年、2011—2012年、2013—2015年和2016—2020年的省份间服务要素投入指标时,分别对应使用的是2007年、2010年、2012年、2015年和2017年区域间投入产出表。

的临界值,这同样进一步证实了中介效应的存在。这说明生产性服务业空间关联通过提高省份间服务要素投入,可以有效解决制造业企业异地投资后对服务要素需求的痛点,即研究假说 H2 的省份间服务要素投入的影响机制得到验证。

2. 拓展分析。研究假说 H3 指出,省份间交通连接和信息技术联通水平的提高,有助于加强生产性服务业空间关联,促使服务要素在省份间的联系变得更加紧密,进而对制造业企业异地投资发挥正向作用。为验证这一假说,本文在式(10)解释变量中加入生产性服务业空间关联与省份间交通连接的交互项、生产性服务业空间关联与省份间信息技术联通的交互项,用以检验省份间交通连接和信息技术联通对生

表 6 基于省份间交通连接和信息技术联通的影响分析结果

	省份间交通连接	省份间信息技术联通
	(1)	(2)
<i>pro</i>	0.1741*(0.1016)	0.1659*(0.0972)
<i>pro×tra</i>	0.9373*** (0.1460)	
<i>pro×int</i>		0.5533*** (0.0752)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
母公司所在省份固定效应	控制	控制
子公司所在省份固定效应	控制	控制
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.4755	0.4775
观察值	15810	15810

产性服务业空间关联作用效果的影响。其中,对于构造省份间有向的交通连接指标,借鉴丁如曦和倪鹏飞(2017)的研究,采用的是省份间在交通时间上的最短距离。测算方法为,计算和比较省份间的高速铁路、普通铁路和公路的各自出行时间,并选取出行的最短交通时间作为省份间交通连接指标。数据来源为各年份的中国高速铁路开通运行线路和《全国铁路旅客时刻表》。构造省份间非对称的信息技术联通指标,主要是借鉴 Tombe 和 Zhu(2019)以及余典范等(2022)的研究,测算公式为:  $int_{ij} = \sqrt{int_i int_j} / (ed_i / ed_j)$ 。其中,  $int_{ij}$  为年份  $t$  省份  $i$  与省份  $j$  的信息技术联通强度;  $int_i$  和  $int_j$  分别为省份  $i$  和省份  $j$  的互联网普及率;  $ed_i$  和  $ed_j$  分别为省份  $i$  和省份  $j$  的人均电信业务量,以电信业务总量与互联网上网人数的比值表示。由于  $ed_i / ed_j$  刻画了省份间“不同的”双边成分,即  $int_{ij} \neq int_{ji}$ , 因此同样可以得到省份  $j$  与省份  $i$  信息技术联通强度的测算结果,数据来自《中国统计年鉴》。回归结果如表 6 所示,对于制造业企业异地投资子公司,生产性服务业空间关联与省份间交通连接和信息技术联通的交互项系数均显著为正。这说明省份间的交通连接和信息技术联通水平越高,越有助于提高生产性服务业空间关联水平,进而生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的促进作用也越大。因此,研究假说 H3 得到验证。

(四)异质性分析

1. 基于异地投资子公司业务类型的异质性分析。考虑到制造业异地投资的子公司既有制造子公司又有服务子公司,且不同业务类型的子公司对生产要素和配套设施等需求存在差异。为此,本文手工整理和区分省份  $i$  母公司在省份  $j$  投资的制造子公司数量和服务子公司数量,进而采用式(10)分别进行实证回归。结果如表 7 所示,省份间生产性服务业空间关联强度提高,制造业

表 7 异地投资子公司业务类型的异质性分析结果

	制造子公司	服务子公司
	(1)	(2)
<i>pro</i>	0.2665*** (0.0352)	0.1306* (0.0759)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
母公司所在省份固定效应	控制	控制
子公司所在省份固定效应	控制	控制
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.4350	0.4136
观察值	15810	15810
<i>Bootstrap</i> 组间差异检验	0.1359*** (0.0502)	

企业异地投资的制造子公司数量和服务子公司数量均提高,且至少在 10% 的水平上显著。同时发现,生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资制造子公司的回归系数比其对异地投资服务子公司的回归系数明显更大。为进一步检验前者是否在统计意义上显著高于后者,使用自立法估计相应系数间差异的标准差,结果在 1% 的水平上显著。这表明省份间生产性服务业空间关联强度提高对制造业企业异地投资制造子公司具有更加明显的促进作用。这可能是因为,生产性服务业形成空间关联后,投资制造子公司可以获得知识溢出、降低交易成本和推进专业化分工,而投资服务子公司是为主营业务提供相关配套服务。即生产性服务业形成空间关联能够为异地投资的制造子公司提供更多的中间品,因此对异地投资制造子公司的促进作用更大。

2. 基于制造业要素密集型的异质性分析。不同要素密集型制造业对服务要素的需求存在差异,那么生产性服务业空间关联对不同要素密集型的制造业企业异地投资是否存在异质性影响呢?相比劳动密集型制造业对原材料和简单劳动力的高度依赖,资本密集型制造业对科技创新、计算机软件和商务咨询等生产性服务业的需求较高,技术密集型制造业对生产性服务业需求最高。因此,本文预期生产性服务业空间关联对技术密集型制造业企业异地投资的促进作用最明显,其次是资本密集型制造业企业,最后是劳动密集型制造业企业。为探究生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的要素密集型异质性影响,从国泰安经济金融研究数据库中获取制造业上市公司的行业属性,将制造业企业划分为劳动、资本和技术密集型,并按照前文的做法获得省份—省份配对层面的不同要素密集型的制造业企业异地投资数据。表 8 列(1)—列(3)报告了要素密集型异质性的回归结果,结果显示,生产性服务业空间关联的系数分别为 0.0288、0.0640 和 0.0988,且至少在 10% 的水平上显著,即生产性服务业空间关联对技术密集型制造业企业异地投资的促进作用大于资本和劳动密集型制造业企业。按照前文做法报告了 *bootstrap* 组间差异结果,同样发现生产性服务业空间关联对技术、资本和劳动密集型制造业企业异地投资促进作用的排序结论稳健可靠。

表 8 要素密集型和股权性质的异质性分析结果

	劳动密集型	资本密集型	技术密集型	非国有企业	国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>pro</i>	0.0288*(0.0150)	0.0640*** (0.0245)	0.0988** (0.0395)	0.1141** (0.0491)	0.0694*** (0.0194)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
母公司所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
子公司所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.4880	0.5019	0.5584	0.5461	0.5948
观察值	15 810	15 810	15 810	15 810	15 810
<i>Bootstrap</i> 组间差异检验	0.0352*** (0.0089)	0.0347*** (0.0104)		0.0447*** (0.0166)	

3. 基于制造业企业股权性质的异质性分析。根据前文分析,生产性服务业空间关联显著促进了制造业企业异地投资,主要是因为生产性服务业形成空间关联后有助于本地制造业以较低的交易成本获取外地多样化和高质量的服务要素,进而提高了企业生产经营利润。相较于非国有企业,国有企业对生产和交易成本的反应不敏感(徐明东和陈学彬, 2012),生产性服务业空间关联对国有制造业企业异地投资追逐利润的影响较为有限。而且,地方政府有着较强的资源配置权力,基于增加财政收入和扩大地方就业的考量,有动机干预国有企业的异地投资决策,因此国有制造业企业异地投资可能会受政府一定程度的限制。为此,本文按照股权性质将制造业上市公司划分为国有企业和非国有企业两组样本,进一步检验生产性服务业空间关联对制造业异

地投资的股权异质性影响,结果见表8列(4)和列(5)。可以发现,生产性服务业空间关联的系数分别为0.1141和0.0694,即生产性服务业空间关联对非国有制造业企业异地投资的影响要远大于其对国有制造业企业异地投资的影响。同样地,bootstrap组间差异结果也支持这一结论。

## 五、结论与启示

生产性服务业是为制造业生产活动提供保障的行业,对于促进制造业技术创新和提高生产效率具有重要意义。那么,生产性服务业在区域之间因要素流动所形成的空间关联是否可以有效缓解企业异地投资后对服务要素需求的痛点,进而促进制造业企业异地投资呢?本文在理论模型分析的基础上,以手工整理的制造业上市公司在异地投资的子公司数量刻画企业异地投资,并基于修正的引力模型度量省份间的生产性服务业空间关联程度,采用计量模型探究生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的影响效应。结果发现:(1)提高省份间生产性服务业空间关联会显著促进制造业企业异地投资,其中,只有信息传输、计算机服务和软件业空间关联,金融业空间关联以及科学研究、技术服务和地质勘查业空间关联对企业异地投资发挥了正向的促进作用。(2)生产性服务业空间关联主要是通过提高省份间服务要素投入的途径对制造业企业异地投资发挥积极作用。此外,省份间的交通连接和信息技术联通水平越高,生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的作用效果会越明显。(3)基于企业异地投资子公司业务类型,相对于异地投资服务子公司,生产性服务业空间关联对异地投资制造子公司的促进作用更大;基于要素密集型和股权性质来看,生产性服务业空间关联对技术密集型和非国有制造业企业异地投资的促进作用显著大于资本、劳动密集型和国有制造业企业。

本文研究结论具有较强的政策启示。第一,应加强各省份之间的生产性服务业空间关联,尤其要加强信息传输、计算机服务和软件业等高端生产性服务业空间关联,可以此有效缓解制造业企业异地投资后对服务要素的需求,在有助于促进制造业企业异地投资的同时,还有利于实现制造业高质量发展。在生产性服务业形成空间关联后,异地投资的子公司发展不仅可以享有廉价的土地成本和丰富的自然资源等具有优势的区位条件,还可以通过提高服务要素投入促进两省份间的知识和信息等的交流与合作。因此,制造业企业异地投资对服务要素的需求能得到充分保障。第二,为提高生产性服务业空间关联对制造业企业异地投资的促进作用,需要重点提高省份间的交通基础设施连接和信息技术联通水平。应继续加大交通基础设施的建设和完善信息互联网技术的互联互通,促进服务要素在省份之间的高效流通与配置,进而构筑生产性服务业营销网络。这有助于突破地理距离对服务要素投入的时空约束,降低远距离投入服务要素引起的交易成本,显著提高制造业企业异地投资对生产性服务业中间品的投入。第三,制造业企业在异地投资子公司时,要综合考虑子公司业务与所要投资地区的生产要素和自然禀赋等的匹配情形,有选择地进行投资。同时,在推进不同要素密集型和股权性质的制造业企业异地投资时,应紧密结合生产性服务业空间关联的影响来针对性地采取不同的发展策略。此外,可通过积极发挥生产性服务业空间关联的正向作用来促进技术密集型和非国有制造业企业异地投资。

### 参考文献:

- [1]白俊红,蒋伏心.协同创新、空间关联与区域创新绩效[J].经济研究,2015,(7):174-187.
- [2]白雪洁,孟辉.服务业真的比制造业更绿色环保?——基于能源效率的测度与分解[J].产业经济研究,2017,(3):1-14.
- [3]曹春方,贾凡胜.异地商会与企业跨地区发展[J].经济研究,2020,(4):150-166.
- [4]曹春方,夏常源,钱先航.地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验[J].管理世界,2019,(1):179-191.

- [5]陈丽娴. 生产性服务业空间布局优化是否改善了人力资本配置[J]. *山西财经大学学报*, 2021, (8): 71–83.
- [6]陈丽娴. 生产性服务业空间关联的产业结构优化效应研究——基于社会网络分析的视角[J]. *经济评论*, 2022, (5): 147–164.
- [7]程玲, 李建成, 刘晴. 异地商会与跨区域贸易[J]. *世界经济*, 2021, (10): 30–56.
- [8]丁如曦, 倪鹏飞. 中国经济空间的新格局: 基于城市房地产视角[J]. *中国工业经济*, 2017, (5): 94–112.
- [9]方大春, 孙明月. 高铁时代下长三角城市群空间结构重构——基于社会网络分析[J]. *经济地理*, 2015, (10): 50–56.
- [10]李敬, 陈澍, 万广华, 等. 中国区域经济增长的空间关联及其解释——基于网络分析方法[J]. *经济研究*, 2014, (11): 4–16.
- [11]李琳, 牛婷玉. 基于 SNA 的区域创新产出空间关联网络结构演变[J]. *经济地理*, 2017, (9): 19–25.
- [12]刘华军, 何礼伟. 中国省际经济增长的空间关联网络结构——基于非线性 Granger 因果检验方法的再考察[J]. *财经研究*, 2016, (2): 97–107.
- [13]马光荣, 程小萌, 杨恩艳. 交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J]. *中国工业经济*, 2020, (6): 5–23.
- [14]潘红波, 余明桂. 集团内关联交易、高管薪酬激励与资本配置效率[J]. *会计研究*, 2014, (10): 20–27.
- [15]宋渊洋. 制度距离、制度相对发展水平与服务企业国内跨地区经营战略——来自中国证券业的经验证据[J]. *南开管理评论*, 2015, (3): 60–70.
- [16]宋渊洋, 黄礼伟. 为什么中国企业难以国内跨地区经营? [J]. *管理世界*, 2014, (12): 115–133.
- [17]徐明东, 陈学彬. 中国工业企业投资的资本成本敏感性分析[J]. *经济研究*, 2012, (3): 40–52.
- [18]宣烨, 余泳泽. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自 230 个城市微观企业的证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, (2): 89–104.
- [19]余典范, 杨翘楚, 陈磊. 互联网联系对地区间贸易成本的非对称影响[J]. *财贸经济*, 2022, (8): 150–167.
- [20]张平淡, 屠西伟. 制造业集聚、技术进步与企业全要素能源效率[J]. *中国工业经济*, 2022, (7): 103–121.
- [21]张孝蔚, 张婷婷, 曹春方. 税收分成下的企业集团异地发展[J]. *财经研究*, 2022, (6): 140–154.
- [22]赵奎, 后青松, 李巍. 省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析[J]. *经济研究*, 2021, (3): 150–166.
- [23]朱凯, 潘怡麟, 张舒怡, 等. 管制下的市场分割与租值耗散——基于企业集团跨地区经营的视角[J]. *财经研究*, 2019, (4): 4–16, 29.
- [24]Autor D H, Dorn D. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(5): 1553–1597.
- [25]Dai Y X, Hou J N, Li X. Industry policy, cross-region investment, and enterprise investment efficiency[J]. *Research in International Business and Finance*, 2021, 56: 101372.
- [26]Halpern L, Koren M, Szeidl A. Imported inputs and productivity[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(12): 3660–3703.
- [27]Hoekman B, Mattoo A. Services trade and growth[A]. Marchetti J A, Roy M. Opening markets for trade in services: Countries and sectors in bilateral and WTO negotiations[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.
- [28]Hoekman J, Frenken K, Van Oort F. The geography of collaborative knowledge production in Europe[J]. *The Annals of Regional Science*, 2009, 43(3): 721–738.
- [29]Huyghebaert N, Wang L H. Institutional development and financing decisions: Evidence from a cross-regional study on Chinese listed firms[J]. *The European Journal of Finance*, 2016, 22(4-6): 288–318.
- [30]Masulis R W, Pham P K, Zein J. Family business groups around the world: Financing advantages, control motivations, and organizational choices[J]. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24(11): 3556–3600.
- [31]Siegel J I, Licht A N, Schwartz S H. Egalitarianism and international investment[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 102(3): 621–642.
- [32]Tombe T, Zhu X D. Trade, migration, and productivity: A quantitative analysis of China[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(5): 1843–1872.

## Does Spatial Correlation of Producer Services Promote the Cross-regional Investment of Manufacturing Firms?

Chen Lixian<sup>1</sup>, Yang Yang<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China;

2. Graduate School, Party School of the Central Committee of C.P.C (National Academy of Governance), Beijing 100091, China)

**Summary:** As an important intermediate input in manufacturing industry, producer services play an important role in maintaining the continuity of manufacturing process and promoting technological progress in manufacturing industry. Therefore, the inter-regional accessibility and tradability of producer services will significantly affect the regional spatial distribution of manufacturing firms. Then, can the establishment of spatial correlation between producer services in different regions alleviate the pain of manufacturing firms' demand for service factors after cross-regional investment? This is the focus of this paper.

This paper uses the modified gravity model to calculate the spatial correlation of producer services between China's two provinces from 2004 to 2020, manually sorts out the number of subsidiaries invested by listed manufacturing companies in other places, and constructs theoretical and econometric models to explore the impact of the spatial correlation of producer services on the cross-regional investment of manufacturing firms. The results show that: (1) The spatial correlation of producer services has a strong driving effect on the cross-regional investment of manufacturing firms. Mainly, the spatial correlation of segmented producer services such as information technology, Fintech and computer software significantly promotes cross-regional investment. (2) The spatial correlation of producer services promotes cross-regional investment by increasing the input of service factors between provinces. Moreover, the higher the level of inter-provincial transportation connection and information technology connectivity, the more obvious the positive effect of the spatial correlation of producer services. (3) Based on the business type of cross-regional investment subsidiaries, the spatial correlation of producer services plays a greater role in promoting manufacturing subsidiaries; based on the factor-intensive type and equity nature, the spatial correlation of producer services plays a more obvious role in promoting the cross-regional investment of technology-intensive firms and non-state-owned firms.

The marginal contributions are that: First, this paper uses the modified gravity model to calculate the spatial correlation of producer services between regions, which enriches the literature on producer services. Second, based on the internal perspective of manufacturing production input factors, this paper explores the impact and mechanism of the spatial correlation of producer services on the cross-regional investment of manufacturing firms. Third, this paper makes it clear that improving inter-provincial transportation connection and information technology connectivity helps to enhance the spatial correlation of producer services, so as to better promote the cross-regional investment of manufacturing firms.

**Key words:** spatial correlation of producer services; cross-regional investment of manufacturing firms; input of service factors

(责任编辑 石头)