

空间功能分工与全球生产链嵌入

陈旭 杨志远

摘要：本文基于2000—2013年中国海关数据和中国工业企业数据，研究了地区空间功能分工对企业全球生产链位置的影响、作用机制以及基础设施在其中发挥的调节效应。结果表明：各省份空间功能分工的深化对企业全球生产链位置的影响呈现显著的U型特征，在改变功能分工的测算地理单位以及区分要素特征、城市地位之后，此结果依然稳健；近年来空间功能分工水平超过拐点的省份明显增多，但多数省份空间功能分工的积极效应尚未有效发挥；市场一体化和技术进步是空间功能分工影响企业全球生产链位置的重要渠道；基础设施的改善能够显著增强空间功能分工对企业全球生产链位置产生的积极作用。

关键词：空间功能分工；全球生产链位置；机制识别；基础设施

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 5-0069-16

一、引言和文献综述

近年来，逆全球化趋势使得中国部分被“低端锁定”的产业在全球贸易中的被动局面愈发凸显，在维持出口规模稳定增长的同时，如何强化出口部门在全球生产网络中的主导地位是中国贸易高质量发展和塑造贸易强国的关键。与过去一段时期内得到较多关注的侧重价值增值的全球价值链位置相比，全球生产链位置更多地强调经济体在贸易网络中所处的具体生产阶段或位置（Antras and Chor, 2018）^[1]。经济体在全球贸易中地位的高低、影响力的大小既与其价值创造能力有关，也与其所在的生产位置有关。

城市作为生产活动和要素资源的重要载体和主要聚集地，中国制造业企业的贸易福利借助集聚经济得到了显著提升（邵朝对和苏丹妮, 2019）^[2]。与此同时，随着集聚程度的持续深化，一方面，大城市中要素成本的上升加剧了对成本较为敏感的制造业的发展压力，另一方面，城际交通基础设施和物流效率的改善降低了产业

[收稿日期] 2021-11-08

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“多中心空间发展模式促进我国全球价值链地位提升的机理、路径及对策研究”（71903001）；国家社会科学基金项目一般项目“三重叠加冲击下全球价值链重整与中国国内生产链构建融合发展研究”（20BJL115）；国家自然科学基金面上项目“新型城镇化与城市产业结构优化：耦合机制、空间匹配效应与政策设计”（71974002）；安徽高校协同创新项目“新发展理念下中国企业ESG问题研究”（GXXT-2021-048）

[作者信息] 陈旭：安徽财经大学国际经济贸易学院副教授，电子邮箱 chenxu19881219@163.com；杨志远：安徽财经大学国际经济贸易学院副教授

迁移成本。双重驱动力使得中心城市汇聚大量高端服务业、外围城市主要承接制造业的空间功能分工逐步显现（赵勇和魏后凯，2015）^[3]。产业集聚与出口之间的密切联系已得到充分探讨，十四五规划提出了“形成疏密有致、分工协作、功能完善的城镇化空间格局”，鉴于此，空间功能分工能否成为推动中国全球生产链位置提升的新型动力值得探讨。

区域内不同城市根据比较优势进行功能分工是经济发展到一定程度之后的必经阶段（Duranton and Puga，2005）^[4]。赵勇和白永秀（2012）^[5]基于中国十大城市群的研究发现，中国各地区的空间功能分工程度整体处于较低水平，甚至呈现一定程度的下降趋势。就区域差异而言，长三角地区已初步形成较为明晰的空间功能分工格局（马燕坤和张雪领，2019）^[6]，但多数地区空间功能分工仍有巨大的成长空间。应在空间功能分工所产生的经济效应方面，城市之间形成的功能分工有助于规避产业同构和重复建设，提高城市之间的经济互补性和资源利用效率（Van Oort et al.，2010）^[7]。不仅如此，空间功能分工有助于强化中心城市的综合服务管理功能，进而对周边地区制造业的生产效率产生显著的正向溢出效应（Otsuka et al.，2010）^[8]；余泳泽等，2016）^[9]。在促进区域协调发展方面，赵勇和魏后凯（2015）指出，区域发展差距随着空间功能分工水平的提高呈现先扩大后缩小的趋势，但中国多数地区的空间功能分工的区域差距收敛效应尚未发挥出来。

关于空间功能分工与企业全球生产链位置之间的关系尚未有直接研究，但与前者密切相关的产业集聚对企业出口的影响已得到了广泛探讨。一种观点认为，产业集聚作为一个地区竞争优势的重要来源，能够对区域内企业出口活动产生有力的推动作用（Greenaway and Kneller，2008）^[10]；文东伟和冼国明，2014）^[11]。近年来随着全球价值链位置成为衡量一国综合贸易竞争力的重要标准，部分学者进一步论证了产业集聚对全球价值链位置的积极影响（邵朝对和苏丹妮，2019）。特别是对于加工贸易企业，产业集聚有助于增加中间投入中的国内产品比例，进而提升企业的国内增加值率和全球价值链位置（闫志俊和于津平，2019）^[12]。然而，生产要素的快速汇聚也蕴含着市场拥挤等潜在风险，由此，另一种观点指出，企业的出口绩效并非总是能够从集聚中获益（Koeing，2010）^[13]；叶宁华等，2014）^[14]。在城市经济密度超过一定程度之后，发展多中心集聚能够更加有效地提升企业的全球价值链位置（陈旭等，2019）^[15]。

关于全球生产链位置，多数学者主要用出口上游度来测算出口部门的全球生产链位置并探索相关的影响因素。Antras等（2012）^[16]较早地测算出美国各行业的出口上游度。随后，Chor等（2014）^[17]、高翔等（2020）^[18]的测算结果显示，中国多数制造业行业位于全球生产网络中的较低位置，但呈现明显的上升态势。全球生产链位置的影响因素也得到了初步探讨。王孝松等（2017）^[19]从反倾销视角发现，贸易壁垒是阻碍中国全球生产链位置深度嵌入的重要因素。此外，金融危机对出口上游度较高的中国企业产生了巨大的负向冲击并导致中国的全球生产链位置受到损害（吕越等，2020）^[20]。因此，提升技术效率是应对全球生产链位置被低端锁定的有效对策（唐宜红和张鹏杨，2018）^[21]。

现有相关研究为进一步思考空间功能分工与企业全球生产链位置之间的联系提供了有益基础。鉴于此,本文运用工具变量估计和中介效应模型,围绕空间功能分工对区域内企业全球生产链位置的影响展开研究。本文力图在以下三个方面有所贡献:首先,在研究视角上,本文从空间功能分工视角考察产业布局对企业全球生产链位置的影响,对产业集聚与贸易发展这一领域的研究做了补充;其次,在研究内容上,在明确空间功能分工对企业全球生产链位置影响渠道的同时,揭示了基础设施产生的调节效应,进而能够为优化产业空间布局的政策提供更加清晰的切入点;最后,在研究方法上,本文运用具有强外生性的土地出让数据和地理数据构建工具变量,尽可能降低模型的内生性。

二、理论分析与研究假说

在空间功能分工处于较低水平时,区域内城市之间的分工更多表现为制造业行业的水平型分工,城市间产业重构程度较高(马燕坤和张雪领,2019)。多数工业制成品主要在本地完成生产,存在技术含量较低、生产链较短等特征。因此,这一发展阶段中的制造业对生产性服务业的需求相对较低。比如在20世纪初,以制造业闻名的苏、浙、沪地区,多数城市尽管在行业比较优势上具有明显差异,但各自的工业技术水平较为接近,城市之间竞争多于合作,生产性服务业对制造业生产技术和产品质量的提升作用尚未显现。同时,较低程度的空间功能分工意味着城市之间尚未形成定位清晰的垂直分工体系和产业组织形态,此时随着生产性服务业企业向中心城市流入以及制造业企业从中心城市向外围城市迁移,导致制造业过度竞争引致的负外部性高于生产性服务业集聚带来的正外部性,企业的全球生产链位置反而由此受到损害。

随着区域内中心城市与外围城市之间功能分工水平的持续提升,一方面,越来越多具有复杂生产工序的产品需要中心城市的研发设计部门与外围城市的生产制造部门协作完成,城市之间的协作使得生产要素实现更加充分的流动和优化配置(王必达和苏婧,2020)^[22],同时也有助于降低制造业企业在信息搜寻、生产协调等方面的成本(Mukim,2015)^[23],企业的出口竞争力由此实现显著提升;另一方面,由空间功能分工带来的服务业和制造业的协同性集聚亦是促进企业全球生产链位置提升的动力来源(喻胜华等,2020)^[24]。此外,在功能分工形成过程中,外围城市制造业自身的专业化集聚同样能够提升企业的全球生产链位置(邵朝对和苏丹妮,2019)。基于此,本文提出第一个研究假说。

假说1:空间功能分工对企业全球生产链位置的影响存在U型特征。

关于空间功能分工影响企业全球生产链位置的作用渠道,本文将其概括为市场一体化和技术进步这两大方面。在市场一体化方面,长期以来,由地方保护引致的市场分割导致国内贸易成本甚至高于国际贸易成本,如此一来,国内企业在生产过程中更倾向于通过进口来替代国内中间产品,导致企业对国际上游产品的依赖程度较高,不利于全球生产链位置的深化(吕越等,2018)^[25]。此外,在分割的市场中,创新能力较强的企业能够凭借技术和产品优势扩大国内市场,而竞争力较弱的

企业反而选择出口来获取市场份额（张杰等，2010）^[26]。这无疑损害了企业的全球生产链位置。随着区域内中心城市和外围城市之间的分工层次逐步明确，城市之间的垂直分工协作有助于减少产业重复建设和过度竞争，并通过在超越城市个体的更大范围内的经济整合弱化行政壁垒和市场分割（Fitjar et al.，2011）^[27]，本地企业在生产过程中能够以较低的成本从国内采购中间品。反过来，随着市场壁垒的弱化和市场化程度的提升，各类企业更为积极地针对产业链中不同中间品的需求进行研发和生产，进而表现为产品上游度的提升。

在技术进步方面，随着产品技术复杂度的不断提升，以全要素生产率为代表的技术进步已成为影响出口企业在全生产网络中位置的关键因素（唐宜红和张鹏杨，2018）。在中心城市与外围城市的空间功能分工不断深化的过程中，产业链分工协作关系增强了城市之间的连接性。这在增强以科学技术见长的中心城市辐射带动能力的同时，也有助于实现生产要素的配置优化（Wheeler，2001）^[28]，进而推动企业的技术进步。特别是随着我国制造业智能化的不断发展，制造业企业中相当部分的岗位并不直接参与生产，而是为企业生产经营提供金融、法律、研发等方面的专业服务，生产性服务业在中心城市的专业化集聚促进了制造业企业的技术吸收能力（Yang et al.，2018）^[29]。此外，区域内大城市与中小城市的分工和互动在促进知识技术传播的同时，也通过自选择效应吸引更多的高效率企业进入本地，从而表现为区域整体全要素生产率的提升（Combes et al.，2012）^[30]。由此，本文提出第二个研究假说。

假说2：市场一体化和技术进步是空间功能分工影响企业全球生产链位置的有效渠道。

空间功能分工对企业全球生产链位置的积极影响离不开各类要素的跨地区流动，交通和通信基础设施的完善能够显著提高城市之间的可达性，降低各城市间的经济互动成本（张梦婷等，2018）^[31]。具体而言，首先，互联互通的交通基础设施降低了以制造业为主导的外围城市的产品进入中心城市以及其他城市的运输成本，深化了外围城市的市场潜力和核心功能；同时，交通基础设施的完善也有助于中心城市的制造业向外围城市迁移，加快了区域一体化进程和空间功能分工的深化（马燕坤和张雪领，2019）。其次，生产性服务业向制造业提供服务的质量在较大程度上取决于信息交流成本，一方面，通信基础设施的完善大大提升了外围城市的制造业向中心城市购买服务的效率；另一方面，通信基础设施的建设也促使更多的企业将管理决策部门向中心城市迁移，生产制造部门则部署在成本较低的外围城市，进而提高生产性服务业对制造业的技术促进效应（余东华和信婧，2018）^[32]。如此一来，即使生产性服务业和制造业分别汇聚于中心城市和外围城市，各生产制造部门仍然能够以较低成本从其他城市获取中间产品以及技术管理服务，空间功能分工的贸易促进效应也得以进一步释放。因此，本文提出第三个研究假说。

假说3：交通和通信基础设施的完善能够增强空间功能分工对企业全球生产链位置的积极作用。

三、模型设定与指标构建

(一) 模型设定

根据前文分析, 本文的基准实证模型设定如下:

$$UP_{ft} = \alpha_0 + \alpha_1 FS_{ft} + \alpha_2 FS_{ft}^2 + \alpha_3 pro_{ft} + \alpha_4 kl_{ft} + \alpha_5 size_{ft} + \alpha_6 subsidy_{ft} + \alpha_7 wage_{ft} + \gamma_{year} + \gamma_{province} + \gamma_{industry} + \gamma_{year-province} + \gamma_{year-industry} + \varepsilon \quad (1)$$

其中, UP_{ft} 表示企业 f 在 t 年的全球生产链位置, 本文使用出口上游度来表示。企业的出口上游度越高, 意味着其具有更高的全球生产链位置 (唐宜红和张鹏杨, 2018)。 FS 表示企业所在省份的空间功能分工水平, 为了观察空间功能分工对企业全球生产链位置的影响是否存在非线性特征, 同时考虑了空间功能分工的平方项 FS^2 。

同时, 本文选取了若干控制变量: 劳动生产率 (pro), 用企业人均产值的对数来衡量; 资本深化 (kl), 用人均资产的对数来衡量; 企业规模 ($size$), 用从业人数来体现; 政府补贴 ($subsidy$), 如果存在补贴, 赋值为 1, 否则, 赋值为 0; 工资水平 ($wage$), 用人均薪酬的对数来衡量。此外, 企业的全球生产链位置可能会受其所在城市经济环境的影响, 将城市层面的外商直接投资 (FDI)、人口密度 ($density$) 作为控制变量加入计量模型, 其中, FDI 用实际利用外资额占 GDP 的比重来衡量, $density$ 用每平方公里人口数的对数来衡量。相关数据来源于《中国工业企业数据库》和《中国城市统计年鉴》。

模型中 γ_{year} 、 $\gamma_{province}$ 、 $\gamma_{industry}$ 分别表示年份、省份、行业的固定效应, $\gamma_{year-industry}$ 、 $\gamma_{year-province}$ 分别表示年份×地区、年份×行业的固定效应, ε 表示随机误差项。

(二) 核心指标构建

1. 出口上游度

本文参考 Chor 等 (2014) 的方法测算中国企业的出口上游度。首先, 需要计算出行业层面的出口上游度; 随后, 以行业出口上游度为基础, 进一步根据企业的出口产品结构测算出企业层面的出口上游度, 具体测算过程如下。

根据 Antras 等 (2012) 的方法, 某个行业在全球生产链中的地位可以理解为该行业生产所需要的中间品与最终产品的加权距离, 如下所示:

$$U_i = 1 \times \frac{F_i}{Y_i} + 2 \times \frac{\sum_{j=1}^N d_{ij} F_j}{Y_i} + 3 \times \frac{\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N d_{ik} d_{kj} F_j}{Y_i} + 4 \times \frac{\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N d_{il} d_{lk} d_{kj} F_j}{Y_i} + \dots \quad (2)$$

其中, Y_i 表示行业 i 的产出; d_{ij} 表示生产一单位最终产品 j 需要行业 i 的产量; F_j 表示行业 j 的产出中被作为最终消费的部分, 式中每一项前的 1、2、3、4 等表示与最终产品的距离。 U_i 越大, 意味着该行业的生产与最终产品的距离越远, 出口上游度也就越高。结合 Fally (2011)^[33] 的研究, 对式 (3) 简化可得:

$$U_i = [I - B] - 1Y = [I - \Delta] - 1 \times 1 \quad (3)$$

其中, $[I - B] - 1$ 表示投入产出的里昂惕夫逆矩阵; $[I - \Delta] - 1$ 表示投入产出的高斯逆矩阵; $\mathbf{1}$ 表示所有数值均为 1 的列向量。按照上述方法, 本文使用中国海关数据库和全球投入产出表 (WIOD) 计算获得中国各行业的出口上游度。在此基础上, 本文将企业出口产品匹配到 ISIC3 的行业分类下, 同时将企业出口额汇总至行业层面, 然后与相对应的行业出口上游度加权计算得到企业的出口上游度 UP_{ft} , 如下所示:

$$UP_{ft} = \sum_{i=1}^N \frac{X_{fit}}{X_{ft}} U_i \quad (4)$$

其中, X_{fit} 表示企业 f 在 t 年行业 i 上的出口额, X_{ft} 表示企业 f 在 t 年的出口总额, U_i 表示行业 i 在 t 年的出口上游度。

图 1 展示了样本期内中国全球生产链位置的变化趋势。其中, 资本密集型和劳动密集型行业的全球生产链位置明显高于技术密集型行业, 这可能是由技术密集型行业中存在大量加工贸易企业所致。

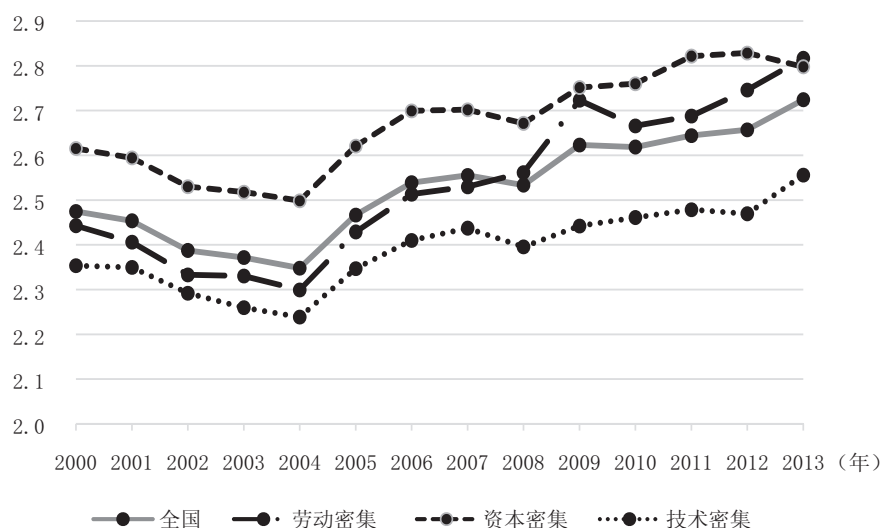


图 1 中国企业全球生产链位置变化趋势

2. 空间功能分工

空间功能分工主要表现为生产性服务业聚集于中心城市、制造业聚集于外围城市的空间格局, 本文使用 Duranton 和 Puga (2005)、赵勇和魏后凯 (2015) 的方法来测算中国各省份的空间功能分工程度, 测算公式如下:

$$FD = \frac{\sum_{k=1}^N L_{cks} / \sum_{k=1}^N L_{ckm}}{\sum_{k=1}^N L_{pks} / \sum_{k=1}^N L_{pkm}} \quad (5)$$

其中, s 和 m 分别表示生产性服务业和制造业^①。 c 表示中心城市, 本文用省会城市来表示; p 表示外围城市, 即各省份中省会城市之外的地级市; k 表示产业; $\sum_{k=1}^N L_{cks}$ 表示省份中心城市从事生产性服务业的人数; $\sum_{k=1}^N L_{ckm}$ 表示省份中心城市从事制造业的人数; $\sum_{k=1}^N L_{pks}$ 表示外围城市从事生产性服务业的人数总和; $\sum_{k=1}^N L_{pkm}$ 表示外围城市从事制造业的人数总和。 FD 值越高, 意味着该省份的空间功能分工程度越高。表 1 展示了空间功能分工水平排名靠前的省份。

表 1 空间功能分工排名前十的省份

2000 年	2005 年	2009 年	2013 年
内蒙古 (3.806)	浙江 (2.288)	内蒙古 (2.811)	广东 (4.381)
宁夏 (2.296)	山东 (2.200)	云南 (2.683)	江苏 (3.222)
山东 (2.041)	湖北 (2.145)	江苏 (2.511)	内蒙古 (2.991)
广东 (1.923)	江苏 (1.969)	山东 (2.296)	浙江 (2.944)
云南 (1.877)	内蒙古 (1.947)	湖北 (2.139)	云南 (2.330)
福建 (1.851)	广东 (1.916)	广东 (2.016)	山东 (2.231)
陕西 (1.787)	辽宁 (1.895)	浙江 (1.952)	四川 (2.229)
甘肃 (1.690)	江西 (1.763)	福建 (1.868)	陕西 (2.205)
安徽 (1.552)	安徽 (1.755)	陕西 (1.832)	河北 (1.964)
江西 (1.506)	云南 (1.678)	辽宁 (1.818)	安徽 (1.865)

3. 中介变量

市场一体化 (*integ*)。如果市场之间没有贸易壁垒, 即使考虑到运输成本和套利空间, 同一产品在不同市场的价差的离散程度应该是稳定的 (Parsley and Wei, 2001)^[34]。基于此, 本文参考 Parsley 和 Wei (2001) 的方法, 运用价格指数法测算得到中国各省份的市场一体化水平。

技术进步 (*tfp*)。本文以 1990 年为基期, 运用永续盘存法计算出各省份的固定资本存量作为资本投入, 将年末从业人数作为劳动投入, 将 GDP 作为产出, 进而运用 DEA 模型来测算和分解出中国各省份全要素生产率中的技术进步。

(三) 样本说明

根据本文空间功能分工的测算方法, 研究样本剔除了北京、上海、天津、重庆四个直辖市以及香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省。同时, 由于西藏自治区、新疆维吾尔自治区以及青海省存在较多的数据缺失, 这三个地区也未被包含在样本中。最终, 本文用于实证研究的样本为 2000—2013 年中国 24 个省、自治区 334 989 个企业样本。

^①生产性服务业主要包括: 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, 房地产业, 租赁和商务服务业, 科学研究、技术服务和地质勘查业; 制造业主要包括: 采矿业, 制造业, 电力、燃气及水的生产和供应业, 建筑业。

四、实证检验与分析

(一) 基准检验结果

本文运用 OLS 估计初步考察空间功能分工对企业全球生产链位置的影响, 结果展示于表 2。根据第 (1)、(2) 列空间功能分工的系数可知, 企业的全球生产链位置随着区域空间功能分工的深化呈现先降后升的 U 型变化趋势。在考虑了时间固定效应之后, 如第 (3)、(4) 列所示, 空间功能分工指标系数的方向和显著性并未发生改变。此外, 随着时间变化, 地区和行业层面可能存在不可观测的差异, 为此, 本文进一步控制了时间与地区、时间与行业的交互固定效应, 结果展示于第 (5)、(6) 列, 空间功能分工对全球生产链位置的 U 型影响依然显著存在。此时, 假说 1 得到了初步验证。

表 2 全样本基本估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FS</i>	-0.042*** (0.001)	-0.261*** (0.004)	-0.005*** (0.001)	-0.052*** (0.004)	-0.007*** (0.001)	-0.044*** (0.006)
<i>FS</i> ²		0.044*** (0.001)		0.009*** (0.001)		0.011*** (0.001)
<i>pro</i>	0.076*** (0.001)	0.072*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)
<i>kl</i>	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)
<i>size</i>	0.031*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)
<i>subsidy</i>	-0.016*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.012*** (0.001)
<i>wage</i>	-0.008*** (0.000)	-0.009*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
<i>FDI</i>	0.576*** (0.012)	0.553*** (0.011)	0.259*** (0.019)	0.225*** (0.020)	0.082*** (0.014)	0.060*** (0.015)
<i>density</i>	0.054*** (0.002)	0.053*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.022*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
常数项	1.857*** (0.006)	1.641*** (0.008)	2.393*** (0.006)	2.446*** (0.008)	2.434*** (0.005)	2.378*** (0.009)
年份	NO	NO	YES	YES	YES	YES
省份-年份	NO	NO	NO	NO	YES	YES
行业-年份	NO	NO	NO	NO	YES	YES
样本量	315 494	315 494	315 494	315 494	315 494	315 494

注:*** 对应 1% 的显著性水平; 括号里的数字为行业聚类标准误。

本文对此结果的理解为, 在区域空间功能分工程度较低阶段, 随着中心城市制造业企业的流出和生产性服务业企业的流入, 城市间的垂直分工体系尚未有效形成, 加之制造业企业迁移初期还承担着高昂的固定成本以及上下游供应链的调整成本, 空间功能分工的初始阶段可能不利于企业全球生产链嵌入。直到空间功能分工

达到一定程度之后,城市之间的产业协作效应逐步显现。一方面,定位清晰的空间功能分工使得先进服务业聚集区能够高效快速地为制造业聚集区提供专业化的管理和服务,这使得产品生产、供应等各个环节的分工更加深化(Becattini, 2004)^[35];另一方面,协调的空间功能分工有助于生产者、服务者以及其他各类部门之间形成互联互通的整体交流沟通环境,从而降低信息搜集成本和创新风险(Williamson, 2002)^[36]。此时,企业的全球生产链位置开始从空间功能分工中受益。

在控制变量方面,生产率(*pro*)和资本深化(*kl*)的估计系数均显著为正,这表明生产效率较高或人均资本量较大的企业往往具有较高的全球生产链位置。企业规模(*size*)的系数亦显著为正,这表明企业内部规模经济对全球生产链位置具有积极作用。政府补贴(*subsidy*)的估计系数显著为负,表明获得补贴的企业全球生产链位置反而低于未获得补贴的企业。出现此现象的原因可能在于,在中国制造业企业普遍面临融资困境的局面下,企业并未将获得的补贴用于研发创新,甚至存在部分企业通过虚假申报获得政府补贴的现象,这对真正高质量出口企业形成挤出效应。工资水平(*wage*)的估计系数同样为负且显著,本文对此理解为,制造业企业对生产成本较为敏感,劳动力成本上升可能会阻碍企业参与出口。外商直接投资(*FDI*)和人口密度(*density*)的系数显著为正,表明外资企业的进入以及经济密度的提升均有助于本地企业的全球生产链位置提升。

(二) 工具变量估计

考虑到模型可能由于反向因果关系而存在内生性,本文进一步使用工具变量再次进行回归估计。关于工具变量,本文选取中心城市与外围城市的人均出让土地面积之比、中心城市与外围城市之间的平均地理距离作为工具变量。原因在于:一方面,建设用地面积会通过影响土地租金来改变制造业部门和服务业部门的选址决策,进而引致区域空间功能分工发生变化,且建设用地面积受中央管控,具有明显的外生属性^①;另一方面,中心城市与外围城市之间的距离会影响城市之间的经济互动和产业协作,进而影响区域空间功能分工,同样,城市之间的距离也同样具有强烈的外生性。

基于工具变量估计得到的结果汇报于表3。其中,第(1)、(2)列展示了运用两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果,不难看出,空间功能分工对企业全球生产链位置的影响依然呈现显著的U型特征。此外,Hausman结果表明,模型中的变量存在内生性,需要构建工具变量。Kleibergen-Paap rk LM的数值拒绝了“工具变量识别不足”这一原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F的数值拒绝了“弱工具变量”这一原假设。冗余检验的结果同样验证了工具变量的有效性。同时,为了提高结论的稳健性和可靠性,本文使用对弱工具变量不敏感的有限信息最大似然法(LIML)再次进行检验,结果展示于表3的第(3)、(4)列。所得结论保持不变,因此,假说1再次得到了验证。

^①土地出让数据来源于《中国国土资源年鉴》。关于城市距离,本文基于各地级市的经纬度,运用Arcgis软件计算出城市之间的直线距离。

表3 全样本工具变量估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
FS	-0.215*** (0.008)	-4.219*** (0.841)	-0.030** (0.013)	-1.785*** (0.387)
FS^2		1.148*** (0.242)		0.395*** (0.087)
Kleibergen-Paap rk LM	1.30E+04 [0.000]	106.484 [0.000]	9 681.696 [0.000]	174.448 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F	9 480.111 {19.93}	50.345 {7.03}	376.101 {19.93}	79.357 {7.03}
Hausman 检验	0.000	0.000	0.000	0.000
冗余检验	0.000	0.000	0.000	0.000
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES
省份-年份	NO	NO	YES	YES
行业-年份	NO	NO	YES	YES
样本量	315 494	315 494	315 494	315 494

注：**、*** 对应 5%、1% 的显著性水平；括号里的数字为行业聚类标准误；中括号内的数字为相应统计量的 P 值；大括号内数字为 Stock-Yogo 检验 10% 水平的临界值。

在验证了空间功能分工与企业全球生产链位置之间的 U 型关系之后，随之而来的问题是：目前中国哪些省份已进入全球生产链位置随着空间功能分工深化而提升的阶段？为此，本文根据表 3 第（4）列估计结果计算出空间功能分工的拐点，然后找出样本中超过拐点的省份，如表 4 所示。整体而言，空间功能分工程度超过拐点的省份在不断增多，但多数省份的空间功能分工对企业全球生产链位置的积极效应尚未显现。

表4 超过拐点的省份

2000 年	2005 年	2009 年	2013 年
内蒙古 (3.806)	浙江 (2.288)	内蒙古 (2.811)	广东 (4.381)
宁夏 (2.296)		云南 (2.683)	江苏 (3.222)
		江苏 (2.511)	内蒙古 (2.991)
		山东 (2.296)	陕西 (2.944)
			云南 (2.330)

（三）稳健性检验

空间功能分工对全球生产链位置的影响是否会由于企业生产要素属性的不同而存在差异也是值得探究的问题。为此，本文将企业划分为技术密集、资本密集和劳动密集三类并进行分样本回归，相应的估计结果见表 5。不难看出，空间功能分工及其平方项的系数在不同类型的要素密集度中均分别为负值和正值，且在 1% 的统计水平上显著。因此可以认为，在区分企业的要素密集度之后，空间功能分工对全球生产链位置的 U 型影响依然显著，假说 1 的稳健性得到了检验。

表5 稳健性检验1：区分要素密集度

变量	劳动密集	资本密集	技术密集
	(1)	(2)	(3)
FS	-1.904*** (0.385)	-1.752** (0.726)	-1.613*** (0.156)
FS^2	0.414*** (0.087)	0.356** (0.149)	0.297*** (0.041)
控制变量	YES	YES	YES
样本量	104399	96609	90598

注：**、*** 分别对应 5%、1% 的显著性水平；括号里的数字为行业聚类标准误；年份、省份-年份、行业-年份的固定效应均得到控制，下表同。

随着空间功能分工的深化，在以生产性服务业为主导的中心城市和以制造业为主导的外围城市这两类城市中，制造业企业全球生产链位置受到的影响是否存在差异同样值得检验。为此，本文将样本划分为中心城市和外围城市分别进行检验，表6的第(1)、(2)列显示，空间功能分工对企业全球生产链位置的U型影响在中心城市和外围城市中均显著存在。

值得考虑的是，部分省份具有双中心这一特征，仅将省会城市定义为区域中心城市可能会降低估计结果的准确性。为此，本文将样本划分为单核省份和双核省份，其中，江苏、浙江、山东、广东、辽宁、福建这6个省份被定义为双核省份，其他省份作为单核省份。对双核省份的空间功能分工测算，是将省内经济规模最大的两个城市均定义为中心城市。相应的估计结果展示于表7第(3)、(4)列，空间功能分工与企业全球生产链位置之间的U型关系呈现出显著的稳健性。

表6 稳健性检验2：区分城市地位与空间特征

变量	中心城市	外围城市	单核省份	双核省份
	(1)	(2)	(3)	(4)
FS	-0.825** (0.366)	-1.603*** (0.256)	-0.139*** (0.033)	-1.429*** (0.073)
FS^2	0.211*** (0.039)	0.353*** (0.057)	0.030*** (0.007)	0.256*** (0.017)
控制变量	YES	YES	YES	YES
样本量	44 569	270 925	41 118	274 376

注：**、*** 对应 5%、1% 的显著性水平；括号里的数字为行业聚类标准误。

本文以省份为地理单位测算空间功能分工的同时，意味着直辖市样本未能得到体现。为此，本文以十大城市群^①为地理单位重新测算空间功能分工以进行稳健性检验，结果展示于表7。可以看出，在第(1)列全样本估计结果中，空间功能分工及其二次项的系数分别为负值和正值，并在1%的统计水平上显著。同时，在第(2) — (6)列中，空间功能分工对城市群中不同要素密集型企业以及中心、外围城市中企业的全球生产链位置的影响均呈现显著的U型特征。这意味着假说1再

①十大城市群为：京津冀城市群、长三角城市群、珠三角城市群、长江中游城市群、成渝城市群、中原城市群、哈长城市群、北部湾城市群、关中平原城市群以及海峡西岸城市群。

次从城市群层面得到了验证。

表7 稳健性检验3：基于城市群的再检验

变量	全样本	劳动密集	资本密集	技术密集	中心城市	外围城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FS</i>	-0.015*** (0.003)	-0.083*** (0.006)	-0.038*** (0.007)	-0.020*** (0.004)	-0.020*** (0.007)	-0.022*** (0.004)
<i>FS</i> ²	0.003*** (0.000)	0.011*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	414314	118745	132204	157562	77683	336631

注：*** 对应1%的显著性水平；括号里的数字为行业聚类标准误。

(四) 作用机制分析

本文运用中介效应模型来研究空间功能分工对企业全球生产链位置的作用路径。根据前文分析以及中介效应检验的基本思路，本文将市场一体化和技术进步这两个中介变量分别作为被解释变量，来观察空间功能分工是否对中介变量产生显著影响。

相应的估计结果报告于表8。第(1)列中空间功能分工的一次项和二次项的系数分别为负值和正值，且在1%的统计水平上显著；第(2)列中空间功能分工及其二次项的系数同样显著为负和显著为正。即空间功能分工对市场一体化和技术进步这两个变量的影响均呈现显著的U型特征。如果市场一体化以及技术进步与企业全球生产链位置之间存在显著的正向联系，那么可以认为本文选取的中介变量是有效的。

表8 中介变量检验

变量	市场一体化	技术进步
	(1)	(2)
<i>FS</i>	-0.112*** (0.003)	-0.018*** (0.002)
<i>FS</i> ²	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.000)
控制变量	YES	YES
样本量	315 494	315 494

注：*** 对应1%的显著性水平；括号里的数字为行业聚类标准误。

随后，本文分别观察市场一体化、技术进步这两个中介变量对企业全球生产链位置的影响。表9的第(1)、(2)列显示，市场一体化(*integ*)、技术进步(*tfp*)的估计系数分别为0.209和0.093，且通过了显著性检验。结合表8的结果可以认为，市场一体化以及技术进步是空间功能分工影响企业全球生产链位置的重要渠道，因此，假说2得到了验证。为了进一步验证中介变量发挥的是完全中介效应还是部分中介效应，本文将市场一体化、技术进步同时加入基准回归模型，观察空间功能分工估计系数的变化。如果核心解释变量依然显著，说明中介变量发挥的是不完全中介效应；如果核心解释变量不再显著，说明核心解释变量完全通过中介变量来影响被解释变量。

结果如表9第(3)列所示,在加入两个中介变量之后,空间功能分工与企业全球生产链位置之间的U型关系仍然显著,同时,两个中介变量也保持显著为正。此结果意味着市场一体化以及技术进步在空间功能分工影响企业全球生产链位置的过程中发挥的是部分中介效应,还存在着其他作用渠道未被揭示。此外,针对两个中介变量进行的Sobel检验所得到的Z值均远大于0.97,这进一步证明了本文中中介效应的有效性。

表9 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
<i>FS</i>	-1.906*** (0.330)	-1.675*** (0.278)	-1.809*** (0.312)
<i>FS</i> ²	0.427*** (0.076)	0.372*** (0.063)	0.407*** (0.072)
<i>integ</i>	0.209*** (0.048)		0.198*** (0.046)
<i>tfp</i>		0.093*** (0.019)	0.078*** (0.016)
控制变量	YES	YES	YES
Sobel 检验	Z = 58.18 > 0.97	Z = 30.14 > 0.97	
样本量	315 494	315 494	315 494

注:***对应1%的显著性水平;括号里的数字为行业聚类标准误。

五、进一步分析与讨论

基础设施是城市之间经济互动的具体支撑,如果中心城市与外围城市之间的基础设施较为落后,较高的交流沟通成本无疑会损害城市之间的分工协作以及中心城市生产性服务业对外围城市制造业的正向溢出。为此,本文分别将交通基础设施、通信基础设施与空间功能分工的交互项加入基准估计模型中,重点观察交互项的估计系数,来探究在空间功能分工影响企业全球生产链位置的过程中,基础设施发挥了怎样的调节作用。关于交通基础设施(*infra*),本文运用各省份单位面积的铁路和公路营运里程来衡量;关于通信基础设施(*ems*),本文运用各省份的人均邮电业务量来衡量,估计结果展示于表10。在第(1)列中,交互项的系数显著为正,表明在空间功能分工的拐点左侧,交通基础设施的完善会减少空间功能分工初期对企业全球生产链位置的抑制作用;在第(2)列中,空间功能分工平方项与交通基础设施的交互项的系数同样显著为正,表明在拐点右侧,交通基础设施的完善能够增强空间功能分工对企业全球生产链位置的促进作用。

同时,第(3)、(4)列展示了通信基础设施所发挥的调节效应,并得到了类似的结果。此结果也意味着不论空间功能分工处于哪一个发展阶段,基础设施的完善对于进一步释放空间功能分工的全球生产链位置促进效应具有重要意义。至此,本文的假说3得到了验证。

表 10 基础设施的调节效应

变量	交通基础设施调节作用		通信基础设施调节作用	
	(1)	(2)	(3)	(4)
FS	-1.085*** (0.172)	-1.636*** (0.271)	-1.972*** (0.665)	-3.059*** (0.817)
FS^2	0.200*** (0.055)	0.618*** (0.089)	0.730** (0.298)	1.749*** (0.329)
$FS \times infra$	0.784*** (0.155)	0.337*** (0.059)		
$FS^2 \times infra$		0.173*** (0.025)		
$FS \times ems$			0.375*** (0.130)	0.503*** (0.134)
$FS^2 \times ems$				0.282*** (0.053)
控制变量	YES	YES	YES	YES
样本量	315 494	315 494	315 494	315 494

注：**、*** 对应 5%、1% 的显著性水平；括号里的数字为行业聚类标准误。

六、结论与政策建议

本文基于 2000—2013 年中国工业企业数据，运用土地出让面积和城市地理距离构建工具变量，揭示了省级层面的空间功能分工对企业全球生产链位置的影响、作用渠道以及基础设施在其中发挥的调节效应。研究表明：第一，空间功能分工对企业全球生产链位置的影响呈现显著的 U 型特征，在改变地理单位以及区分要素特征、城市地位之后，此结果保持稳健；第二，测算结果显示，近年来广东、江苏等省份已超过拐点，但多数省份空间功能分工对企业全球生产链地位的积极效应尚未发挥出来；第三，中介效应分析显示，市场一体化和技术进步是空间功能分工影响企业全球生产链位置的有效渠道；第四，交通和通信基础设施的完善有助于增强空间功能分工对企业全球生产链位置的正向影响。

本文根据研究结论提出以下政策建议：首先，中国各省份应继续推动空间功能分工，塑造生产性服务业与制造业协同集聚、功能互补的多中心城市网络，加快形成分工合理、错位发展的产业空间布局，各省份根据每个城市的比较优势和要素禀赋明确相应的功能定位，避免盲目追求新兴产业，通过制定协调统一的发展规划减少城市之间的产业过度竞争和重复建设。其次，疏通空间功能分工对企业全球生产链位置的作用渠道，政府在遵循市场化力量的基础上有序弱化和消除城市之间的市场壁垒，通过完善市场准入机制引导中心城市与外围城市共建产业链，进而为制造业企业与生产性服务业之间的高效互动创造良好条件。最后，完善空间功能分工发挥正向溢出所需要的外部条件，特别是对于空间功能分工程度较弱的地区，需要政府通过完善产业配套措施和加强基础设施网络建设，促进区域一体化和知识技术流动，加快生产性服务业与制造业融合，最终实现中国外贸的高质量发展。

[参考文献]

- [1] ANTRAS P, CHOR D. On the Measurement of Upstreamness and Downstreamness in Global Value Chains [R]. NBER Working Paper, 2018, 24185.
- [2] 邵朝对, 苏丹妮. 产业集聚与企业出口国内附加值: GVC 升级的本地化路径 [J]. 管理世界, 2019 (5): 9-29.
- [3] 赵勇, 魏后凯. 政府干预、城市群空间功能分工与地区差距——兼论中国区域政策的有效性 [J]. 管理世界, 2015 (8): 14-29+187.
- [4] DURANTON G, PUGA D. From Sectoral To Functional Urban Specialization [J]. Journal of Urban Economics, 2005 (2): 343-370.
- [5] 赵勇, 白永秀. 中国城市群功能分工测度与分析 [J]. 中国工业经济, 2012 (11): 18-30.
- [6] 马燕坤, 张雪颖. 中国城市群产业分工的影响因素及发展对策 [J]. 区域经济评论, 2019 (6): 106-116.
- [7] VAN OORT F, BURGER M, RASPE O. On the Economic Foundation of the Urban Network Paradigm; Spatial Integration, Functional Integration and Economic Complementarities within the Dutch Randstad [J]. Urban Studies, 2010, 47 (4): 725-748.
- [8] OTSUKA A, GOTO M, SUEYOSHI T. Industrial Agglomeration Effects in Japan: Productive Efficiency, Market Access and Public Fiscal Transfer [J]. Papers in Regional Science, 2010, 89 (4): 819-840.
- [9] 余泳泽, 刘大勇, 宣烨. 生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界——基于空间计量模型的实证分析 [J]. 金融研究, 2016 (2): 23-36.
- [10] GREENAWAY D, KNELLER R. Exporting, Productivity and Agglomeration [J]. European Economic Review, 2008, 52 (5): 919-939.
- [11] 文东伟, 冼国明. 中国制造业的空间集聚与出口: 基于企业层面的研究 [J]. 管理世界, 2014 (10): 57-74.
- [12] 闫志俊, 于津平. 出口企业的空间集聚如何影响出口国内附加值 [J]. 世界经济, 2019 (5): 74-98.
- [13] KOEING P. Agglomeration and Export Decisions of French Firms [J]. Journal of Urban Economics, 2010, 66 (3): 186-195.
- [14] 叶宁华, 包群, 邵敏. 空间集聚、市场拥挤与我国出口企业的过度扩张 [J]. 管理世界, 2014 (1): 58-72.
- [15] 陈旭, 邱斌, 刘修岩, 等. 多中心结构与全球价值链地位攀升: 来自中国企业的证据 [J]. 世界经济, 2019 (8): 72-96.
- [16] ANTRAS P, CHOR D, FALL Y T, et al. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows [J]. American Economic Review, 2012, 102 (3): 412-416.
- [17] CHOR D, MANOVA K, YU Z. The Global Production Line Position of Chinese Firms [R]. NBER Working Paper, 2014.
- [18] 高翔, 黄建忠, 袁凯华. 中国制造业存在产业“微笑曲线”吗? [J]. 统计研究, 2020 (7): 15-29.
- [19] 王孝松, 吕越, 赵春明. 贸易壁垒与全球价值链嵌入——以中国遭遇反倾销为例 [J]. 中国社会科学, 2017 (1): 108-124+206-207.
- [20] 吕越, 罗伟, 包群. 企业上游度、贸易危机与价值链传导的长鞭效应 [J]. 经济学 (季刊), 2020 (3): 875-896.
- [21] 唐宜红, 张鹏杨. 中国企业嵌入全球生产链的位置及变动机制研究 [J]. 管理世界, 2018 (5): 28-46.
- [22] 王必达, 苏婧. 要素自由流动能实现区域协调发展吗——基于“协调性集聚”的理论假说与实证检验 [J]. 财贸经济, 2020 (4): 129-143.
- [23] MUKIM M. Coagglomeration of Formal and Informal Industry: Evidence from India [J]. Journal of Econometric Geography, 2015 (2): 329-351.
- [24] 喻胜华, 李丹, 祝树金. 生产性服务业集聚促进制造业价值链攀升了吗——基于 277 个城市微观企业的经验研究 [J]. 国际贸易问题, 2020 (5): 57-71.
- [25] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗 [J]. 中国工业经济, 2018 (5): 5-23.
- [26] 张杰, 张培丽, 黄泰岩. 市场分割推动了中国企业出口吗? [J]. 经济研究, 2010 (8): 29-41.

- [27] FITJAR R D, RODRIGUEZ-POSE A. When Local Interaction Does Not Suffice: Sources of Firm Innovation in Urban Norway [J]. *Environment and Planning A*, 2011, 43 (6): 1248-1267.
- [28] WHEELER C H. Search, Sorting and Urban Agglomeration [J]. *Journal of Labor Economics*, 2001, 19 (4): 879-899.
- [29] YANG F F, YE H A G O, WANG J J. Regional Effects of Producer Services on Manufacturing Productivity in China [J]. *Applied Geography*, 2018 (97): 263-274.
- [30] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection [J]. *Econometrica*, 2012, 80 (6): 2543-2594.
- [31] 张梦婷, 俞峰, 钟昌标, 等. 高铁网络、市场准入与企业生产率 [J]. *中国工业经济*, 2018 (5): 137-156.
- [32] 余东华, 信婧. 信息技术扩散、生产性服务业集聚与制造业全要素生产率 [J]. *经济与管理研究*, 2018 (12): 63-76.
- [33] FALLY T. On the Fragmentation of Production in the U. S. [M]. University of Colorado Mimeo, 2011.
- [34] PARSLEY D C, WEI S J. Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs and Geography [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 55 (1): 87-105.
- [35] BECATTINI G. *Industrial Districts: A New Approach to Industrial Change* [M]. Edward Elgar Publishing, 2004.
- [36] WILLIAMSON O E. The Lens of Contract: Private Ordering [J]. *American Economic Review*, 2002, 92 (2): 438-443.

Spatial Functional Division and Global Production Chain Embedding

CHEN Xu YANG Zhiyuan

Abstract: Based on Chinese customs data and Chinese industrial enterprises data from 2000 to 2013, this paper examines the effects of regional spatial functional division on enterprises' positions in global production chain and its mechanism, also the moderating effect of infrastructure in the division. The results indicate that, first, the spatial functional division depth takes a significantly U-shaped effect on the position of enterprises' global production chain, and this result is robust despite varying the measured geographical units of spatial functional division, factor characteristics, and city status. Second, the measurement results indicate that the number of provinces with spatial functional division who exceeded the inflection point increased substantially in recent years, but the positive effects of spatial functional division have not been implemented in most provinces. Third, the mechanism analysis reveals that market integration and technological advancement are primary channels through which spatial functional division influences the position of enterprises in global production chain. Lastly, the improvement of infrastructure significantly amplifies the positive effect of spatial functional division on the position of enterprises in global production chain.

Keywords: Spatial Functional Division; Global Production Chain Position; Mechanism Identification; Infrastructure

(责任编辑 王 瀛)