

多中心结构与全球价值链地位攀升： 来自中国企业的证据

陈 旭 邱 斌 刘修岩 李松林*

内容提要 本文基于制造业出口企业面板数据从多中心结构视角探讨了区域空间结构对中国制造业全球价值链地位的动态影响。研究表明,多中心结构对中国全球价值链地位的影响存在先抑后扬的U型特征,在区分了企业所处城市规模、行业要素密集度和生产规模的差异之后,此结论依然稳健。同时,本文测算结果显示,目前中国大约有1/3省份的全球价值链地位已处于随多中心结构发展而上升的阶段。此外,区域内多中心城市网络能够通过推动市场一体化、促进要素流动以及提升全要素生产率等途径提高企业的全球价值链地位。

关键词 多中心结构 全球价值链 U型关系 中介效应

一 引言

随着全球贸易专业化分工的不断深入,全球价值链地位已成为出口竞争力高低的综合反映。党的十九大报告再次提出拓展对外贸易,培育贸易新业态新模式,推进贸易强国建设。同时,大量关于城市空间结构对出口规模影响的研究证明了城市结构空

* 陈旭:安徽财经大学国际经济贸易学院 安徽省蚌埠市龙子湖区安徽财经大学东校区2号行政楼233030 电子信箱:chenxu19881219@163.com;邱斌(通讯作者)、刘修岩:东南大学经济管理学院 南京市江宁区东南大学经管楼211189 电子信箱:b_qiu@126.com(邱斌);李松林:南京财经大学江苏产业发展研究院南京市栖霞区仙林大学城文苑路3号。

作者感谢安徽省社科基金项目(AHSKF2018D19)和国家社科基金重点项目(18AJL010)的资助。感谢两位匿名审稿人和中国人民大学张杰提出的宝贵意见。当然,文责自负。

间外部性与出口竞争力之间的重要联系 (Greenaway 和 Kneller, 2008; 佟家栋和刘竹青, 2014)。党的十八大强调的长期推进城镇化发展, 为中国从城市空间结构视角塑造贸易强国提供了契机。在中国城镇化加速推进过程中, 经济活动不断向区域中心城市集中, 企业出口活动也借助空间集聚实现了显著扩张 (陈旭等, 2016), 但出口规模的扩张并不意味着中国贸易竞争力和话语权得到了提升与强化。随着全球专业化分工的不断深入, 各国会更加重视其所处的价值链地位而非单纯的出口总量。

在企业出口规模与空间集聚之间的密切联系已得到深入考察的背景下, 衡量企业在全球价值链中所处地位的出口国内增加值率与区域空间集聚之间的关系就值得我们进一步研究。特别是近年来中国大中型城市在数量和规模上的快速发展, 以及大量生产要素向区域中心城市的迅速汇聚带来的空间挤出效应, 使得中国区域空间形态逐渐向多中心城市网络演化。在全球生产网络不断深化和复杂的趋势下, 以城市网络为依托、以产业集群为主体的全球价值链竞争力新模式日益凸显, 区域内由众多城市构成的多中心网络打破了城市之间的行政和市场藩篱, 在一个更为广阔的地理尺度上实现了生产的整合。关注多中心结构的动态外部性对中国制造业在全球价值链中地位的影响, 有助于从打造贸易强国视角来理解、制定和完善城市规划政策体系。

在全球价值链地位逐渐成为研究热点的过程中, 出口国内增加值率始终是重要的研究内容之一。根据测算方法不同, 可将已有文献大致分为两类: 第一类是基于行业或国家宏观层面的测算。比如唐东波 (2012) 较早运用中国海关数据, 将微观产品-企业数据加总至行业层面, 在 Hummels 等 (2001) 方法的基础上结合投入产出表测算出中国各细分行业的全球价值链地位。随后 Wang 等 (2013)、Koopman 等 (2014) 及戴翔等 (2017) 运用宏观数据进一步衡量了不同国家和不同行业的出口国内增加值率。第二类则是基于企业层面的测算。Upward 等 (2013) 通过将中国工业企业数据和海关数据合并测算出中国企业的出口国内增加值率, 发现加工贸易的出口国内增加值率比非加工贸易低 50%。张杰等 (2013a)、Kee 和 Tang (2016) 及崔晓敏等 (2018) 在考虑了贸易中间代理商、原材料进口成分等基础上对中国企业的全球价值链地位进行了测算。

关于全球价值链地位的影响因素, Antras 等 (2012) 构建了上游度指数并考察了美国和其他 OECD 国家在产品价值链中的地位变迁, 研究结果显示, 制度环境的改善以及熟练劳动力的增加反而将进一步将制造业产业价值链下游行业锁定在价值链低端。与以发达国家为样本的研究结论相反, 关于中国全球价值链地位的影响因素研究结果表明, 技术水平是提升中国全球价值链地位的关键因素 (汤碧, 2012)。马风涛 (2015) 与戴翔和刘梦 (2018) 进一步指出, 不仅是技术水平, 熟练劳动力投入以及人才与制度

环境的匹配也是提升中国全球价值链地位的重要因素。此外,扩大本土市场规模也是深化中国全球价值链地位的有效途径之一(戴翔等,2017)。从微观视角出发,郑丹青和于津平(2014)研究指出,劳动生产率、研发投入以及政府补贴均是提升中国出口企业全球价值链地位的重要因素。

事实上,关于空间外部性与产业出口竞争力及其全球价值链地位的相关研究自20世纪90年代以来已有学者进行了初步探索。如Porter(1990)指出产业活动的集中是由市场竞争所致,集聚反而有助于提升产业的国际竞争力。Audretsch等(1996)基于新经济地理理论的研究表明,区域内大量企业的集聚能够通过规模报酬递增以及技术溢出提升产业的技术和创新水平,进而提高产业的全球价值链地位。李翠锦和荆逢春(2015)从商业信用视角验证了空间集聚通过缓解融资约束对地区出口比较优势的强化作用。在此过程中,制造业的全球价值链地位也随着融资约束的缓解实现提升(吕越等,2017a)。此外,刘奕等(2017)从产业协同视角切入,从生产性服务业层面证明了空间集聚对中国制造业全球价值链地位的推动作用。

然而,目前关于空间集聚对中国全球价值链地位影响的研究主要基于宏观层面,在微观层面,考察空间结构外部效应对企业出口贸易影响的研究主要落脚于出口二元边际,以企业出口国内增加值率为代表的全球价值链地位与城市结构之间关系的问题却鲜有涉及。Greenaway和Kneller(2008)研究了集聚对企业出口的影响,发现出口企业的集聚能够通过空间溢出效应显著推动其他企业的出口扩张。集聚经济对企业出口二元边际的促进作用得到了Krautheim(2010)与佟家栋和刘竹青(2014)的检验与证实。此外,过度竞争、要素供不应求等拥挤效应也会伴随经济的集聚而出现。Koenig等(2010)与陈旭等(2016)的研究显示,当城市集聚经济超过一定程度之后,企业的出口绩效并不能从集聚经济中获益。基于出口视角的过度集聚现象也得到了证实。

随着单中心的城市结构逐渐出现过度集聚现象,Johansson和Quigley(2004)提出,对于拥有大城市的地区,在不损耗空间外部经济效应的前提下逐渐打造多中心的城市网络是提高空间外部效应的有效途径。在中国城镇化进程突飞猛进以及第二、三产业协同并进的背景下,国内部分地区也逐渐形成了服务业集聚于中心城市、制造业分布在周边次级城市的区域多中心空间结构(Qi和Liu,2015)。刘修岩等(2017a)研究发现,相比于一城独大的单中心结构,省域范围内的多中心结构更有助于经济效率的持续提升。然而,有学者指出,多中心结构并未对生产效率产生明显促进作用。比如,Veneri和Burgalassi(2012)的研究结果显示,相比于单中心集聚,多中心的区域结构损害了区域内的劳动生产率。张浩然和衣保中(2012)基于城市群与经济效率关系

的经验研究也得出了类似结果。

相比于已有研究,本文创新之处主要有以下几方面:一是从多中心结构视角探讨了区域空间集聚对中国全球价值链地位的动态影响,对集聚与贸易竞争力领域的相关研究进行补充;二是深入分析了多中心结构提升中国全球价值链地位的内在作用机制,为更好理解通过构建多中心的区域结构实现全球价值链地位提升的路径提供了证据;三是采用河流密度、地表坡度和地表粗糙度作为多中心结构的工具变量,以克服集聚与贸易之间可能存在的内生性问题。

本文内容结构安排如下:第二部分探讨多中心结构对全球价值链地位的作用机制并提出假说;第三部分是计量模型设定指标构建;第四和五部分是经验检验与机制分析;最后是根据研究结论提出本文政策建议。

二 理论分析与研究假说

一般来说,多中心空间结构往往是由区域内中心大城市和周边城市在共同扩张过程中演化而来,逐渐形成中心城市为一级枢纽、周边节点城市为二级枢纽的多中心城市网络。尽管成熟的多中心结构能够借助高效的交通基础设施以及城市之间的功能互补实现区域内经济效应的最大化,但在中国整体城市化水平相对较低的背景下,多中心结构形成初期更多表现为明显的城市蔓延现象(王钊和杨山,2015)。蔓延的城市结构往往会稀释集聚经济效应进而降低生产效率(Fallah等,2011;秦蒙和刘修岩,2015),特别是基于出口视角,中国城市密度尚未达到最优水平(陈旭等,2016),区域多中心城市网络形成初期的蔓延反而不利于当地企业出口规模的扩张(陈旭等,2018),会抑制当地企业的贸易竞争力及其所处的全球价值链地位。此外,在区域多中心结构形成初期,区域内城市之间合作和分工的层级关系尚未充分形成,导致从中心城市迁移至周边城市的要素资源配置效率未能快速有效提升(张浩然和衣保中,2012)。加之区域内原有中心城市的集聚经济由于集聚水平的下降而有所减少,最终导致区域内出口企业的全球价值链地位可能并未受到多中心空间溢出效应的积极影响,甚至呈现一定的负相关关系。万庆和曾菊新(2013)指出,城市网络中多数城市的产业竞争力尚未充分利用其他城市发展带来的积极影响。原因在于,多数地区的城市网络呈“大城市发展不足,中小城市过多”的失衡状态(袁志刚和绍挺,2010)。

随着区域内城市间交通基础设施的不断完善以及多中心结构的日趋成熟,城市间要素自由流动带来的资源配置优化大大提高了区域内企业生产所面临的外部环境

(Johansson 和 Quigley, 2004)。加之中国区域内中心城市往往也是众多高校及科研机构的主要聚集地, 周边众多中小城市能够借助中心城市的知识外溢和自身集体学习, 实现先进技术和知识的获取和运用 (Gleaser, 1999), 提升区域内出口企业的整体技术水平和贸易附加值率。此外, 魏后凯 (2007) 指出, 成熟的城市网络主要表现为价值链的不同环节以及模块等在城市间分离, 城市网络的演化过程往往伴随着产业升级和全球价值链地位的攀升。不仅如此, 区域内中心大城市聚集了大量生产性服务行业, 城市外围乃至周边中小城市则承担了大量的制造业生产, 不同行业在不同区位之间的协同分工和互补避免了制造业在早期由地理距离带来的搜寻和协调成本 (Mukim, 2015), 制造业企业的生产效率及产品质量等因此得以逐步改善, 最终实现全球价值链地位的提升。张少军和刘志彪 (2017) 进一步指出, 中国实现全球价值链地位与城市网络协同升级的关键在于发展区域中心城市的高端生产性服务业, 促进大城市与中小城市、服务业和制造业等相融合。刘奕等 (2017) 则运用城市面板数据证实了生产性服务业发展对中国企业全球价值链地位的积极影响。鉴于此, 本文提出假说 1。

假说 1: 多中心结构对中国全球价值链地位的影响可能存在先抑后扬的 U 型特征, 即在区域多中心结构形成初期并不利于当地企业出口国内增加值率的提高; 直至多中心结构达到一定程度, 其所带来的正外部性才会逐渐显现。

进一步来看, 多中心结构推动中国全球价值链地位提升的实现机制是什么? 通过相关文献梳理, 本文将前者对后者的影响机制概括为以下途径: 一是市场一体化; 二是要素流动加快; 三是全要素生产率提升。

首先, 在市场一体化方面。现有研究表明, 市场分割是阻碍中国经济效率和资源配置优化的重要因素之一 (陆铭和陈钊, 2009), 全球价值链地位由此受到削弱 (吕越等, 2018)。张杰等 (2013b) 与赵玉奇和柯善咨 (2016) 的研究均指出, 中国市场分割对企业出口行为产生了显著的扭曲激励作用, 导致生产效率和创新能力较低的企业反而转向国际市场。在此环境下, 区域内出口部门的全球价值链地位受到市场分割的明显制约。此外, 在由市场分割造成有限本土市场规模和外部规模经济下, 企业的全球价值链地位受到损害 (吕越等, 2017b)。相比之下, 多中心城市网络在形成过程中逐步打破市场分割, 促进资源要素、科学技术乃至市场信息的传播和溢出, 不仅在城市内部, 相互邻近的城市之间也能够享受彼此的集聚经济效应 (Burger 等, 2015), 区域内出口企业的全球价值链地位也将从中受益。张学良等 (2017) 的研究结果显示, 城市分工协作能显著改善区域生产效率并降低市场分割程度。原倩 (2016) 也指出, 多中心城市网络能够发挥正向溢出的关键途径是疏解中心城市的市场拥挤和促进区域市场

一体化。因此,多中心结构提升全球价值链地位的有效途径之一是市场一体化。

其次,在加快要素流动方面。单中心结构由于选择效应的存在,大量优质生产要素会向区域内的中心城市集中(吴福象和刘志彪,2008)。若不进行合理分配和引导,区域内大量非中心城市制造业企业的出口收益将会因优质生产要素的流失而下降,地区的整体全球价值链地位也相应受到抑制。为此,陆铭和向宽虎(2014)提出通过“动人”和“动钱”的方式消除不同发展水平城市之间生产要素的流动障碍,进而提升资源配置效率和贸易竞争力。同时,要素流动加快的另一种表现形式为商品流动顺畅,在产业分工协作体系较为成熟的多中心城市网络中,区域内企业要素配置半径缩短,产品综合生产成本降低,出口部门的要素收益和全球价值链地位随之提升(刘志彪和于明超,2009)。多中心结构有助于形成大城市与中小城市之间联系紧密且分工有序的城市网络,加快人力、物力以及信息的流动和共享(Gleaser等,2016),实现全球价值链地位与区域内空间溢出的良性互动(邵朝对和苏丹妮,2017)。

最后,在提升全要素生产率方面。改进全要素生产率是提升企业在全全球价值链中地位的关键途径之一(吕越等,2017a)。而在多中心结构形成过程中,区域内生产效率的显著提升是多中心城市网络正向溢出的主要体现之一。Burger等(2015)基于Alonso(1973)提出的“规模借用”理论认为,大城市周边中小城市的生产效率能在享受大城市带来的集聚经济效应的同时,避免集聚的成本。Meijers等(2016)则进一步指出,这种“规模借用”发生的前提是区域内城市需要形成层次分明、协作有序的多中心城市网络。对于中国区域城市网络同样如此,随着多中心结构的不断完善和成熟,大量制造业企业倾向于分布在围绕中心或次级中心城市周边的中小城市,而服务业则逐步向中心大城市集聚(孙斌栋等,2017)。服务业和制造业在地理上的合理分布和结合,极大促进了区域内企业全要素生产率的提升(宣烨和余永泽,2017),企业全球价值链地位由此得以提升(刘奕等,2017)。由此,本文提出假说2。

假说2:区域内多中心城市网络,能够通过推动市场一体化、促进要素流动以及提升全要素生产率3种途径提高出口企业的全球价值链地位。

结合以上分析,本文借鉴Kee和Tang(2016)的方法,将出口企业中间投入划分为国内和国外中间品投入,并将多中心结构及其带来的外部效应引入出口企业的生产过程,通过构建利润最大化模型推导多中心结构对企业出口国内增加值率的影响。

(一)劳动者(消费者)效用模型为:

$$U = \left[\int_{i=\phi} q(i)^{\rho} di \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

其中, $0 < \rho < 1, \kappa = \frac{1}{1-\rho} > 1$ 表示商品之间的替代弹性。 $q(i)$ 表示商品 i 的消费数量, Φ 表示消费商品的集合。我们用 Q 表示生产商品数量总和, P 表示商品的整体加权平均价格, 商品 i 的需求函数表达式为:

$$q(i) = Q \left[\frac{p(i)}{P} \right]^{-\kappa} \quad (2)$$

(二) 生产者利润模型

由于在出口企业的生产过程中涉及进口中间品的投入, 为此, 借鉴 Halpern 等 (2015) 的方法, 本文将中间品纳入至传统的科布-道格拉斯 (C-D) 生产函数:

$$q = TK^\alpha L^\beta M^\gamma \quad (3)$$

其中, T 为全要素生产率, K 和 L 分别表示资本和劳动, M 为中间品投入, 包括进口中间品投入 (M_I) 和国内中间品投入 (M_D)。 α, β 和 γ 分别表示资本、劳动和中间品投入的所得占总产量份额, 且 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。

$$M = (M_D^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + M_I^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4)$$

其中, σ 为替代弹性且 $\sigma > 1$ 。假设进口中间投入品价格为 P_I, τ_I 表示产品在国际运输中的冰山成本。出口产品在运输过程中不仅要经历国际环节, 也要经过国内环节。为此, 我们把区域简化为企业所在区域和其他区域这两部分, 企业从其他区域购买国内中间品的价格为 P_D , 国内区域之间中间品的贸易成本为 τ_D 。由此我们可得中间品投入价格表达式:

$$P_M = [(\tau_D P_D)^{1-\sigma} + (\tau_I P_I)^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

如前文所述, 一方面, 区域多中心结构形成初期, 中心城市资源流出导致的集聚经济稀释效应高于城市之间的协同效应, 进而引发区域内中间品贸易成本 (τ_D) 上升; 另一方面, 随着多中心城市网络的逐渐成熟, 区域内出口企业借助市场一体化、要素流动加快以及全要素生产率提升大大降低区域内中间品贸易成本 (τ_D), 在产品价格没有发生变化的情况下, 出口国内增加值因此上升。因此, $\tau_D = F(\chi, integ, goods, tfp)$, 且 $\frac{\partial \tau_D}{\partial \chi} > 0, \frac{\partial \tau_D}{\partial integ} < 0, \frac{\partial \tau_D}{\partial goods} < 0, \frac{\partial \tau_D}{\partial tfp} < 0$ 。其中, χ 表示多中心结构形成过程中的负向外部门性, $integ$ 表示市场一体化, $goods$ 表示要素流动, tfp 表示全要素生产率。

若企业要实现利润最大化, 其成本 (C) 须满足如下条件:

$$\min C = P_M M + wL + rK \quad \text{s. t. } TK^\alpha L^\beta M^\gamma = q \quad (6)$$

其中, w 和 r 分别表示劳动者工资和资本利率。根据 (6) 式, 通过构建利润最大化

函数可以得到企业生产成本的表达式:

$$C = \frac{q}{T} \left(\frac{r}{\alpha} \right)^{\alpha} \left(\frac{w}{\beta} \right)^{\beta} \left(\frac{P_M}{\gamma} \right)^{\gamma} \quad (7)$$

结合(2)和(7)式有:

$$\frac{C(q)}{pq} = \left(1 - \frac{1}{\kappa} \right) \quad (8)$$

根据企业出口国内增加值率($DVAR$)的内涵,其表达式为:

$$DVAR = \frac{pq - \tau_l P_l M_l}{pq} = 1 - \frac{\tau_l P_l M_l}{P_M M} \frac{P_M M}{C(q)} \frac{C(q)}{pq} = 1 - \gamma \left(1 - \frac{1}{\kappa} \right) \frac{\tau_l P_l M_l}{P_M M} \quad (9)$$

根据(4)式,企业若要实现利润最大化,中间投入要满足 $\left(\partial \ln \frac{M_l}{M_D} \right) / \left(\partial \ln \frac{\tau_l P_l}{\tau_D P_D} \right) = \sigma$ 。

由此,(9)式可以变化为:

$$DVAR = 1 - \gamma \left(1 - \frac{1}{\kappa} \right) / \left[1 + \left(\frac{\tau_l P_l}{\tau_D P_D} \right)^{\sigma-1} \right] \quad (10)$$

通过对多中心结构的外部效应分别求偏导来判断该结构与出口国内增加值率之间的关系。在这之前,首先对国内中间品贸易成本(τ_D)求偏导:

$$\frac{\partial DVAR}{\partial \tau_D} = -\gamma \left(1 - \frac{1}{\kappa} \right) (\sigma - 1) \frac{P_D (\tau_D P_D)^{\sigma-2} (\tau_l P_l)^{\sigma-1}}{[(\tau_D P_D)^{\sigma-1} + (\tau_l P_l)^{\sigma-1}]^2} < 0 \quad (11)$$

结合 $\tau_D = F(\chi, integ, goods, tfp)$ 以及(11)式可得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial DVAR}{\partial \chi} &= \frac{\partial DVAR}{\partial \tau_D} \times \frac{\partial \tau_D}{\partial \chi} < 0, \quad \frac{\partial DVAR}{\partial integ} = \frac{\partial DVAR}{\partial \tau_D} \times \frac{\partial \tau_D}{\partial integ} > 0, \\ \frac{\partial DVAR}{\partial goods} &= \frac{\partial DVAR}{\partial \tau_D} \times \frac{\partial \tau_D}{\partial goods} > 0, \quad \frac{\partial DVAR}{\partial tfp} = \frac{\partial DVAR}{\partial \tau_D} \times \frac{\partial \tau_D}{\partial tfp} > 0. \end{aligned}$$

通过以上推导我们发现,在区域多中心城市网络形成初期,若负向外部效应占主导地位,此时区域内出口企业的全球价值链地位反而受到多中心结构的抑制;随着城市网络的逐渐成熟,负向效应逐渐消退,市场一体化、要素流动加快以及全要素生产率提升等正向外部效应逐渐显现,区域内企业的全球价值链地位得以提升。

三 模型设定与指标构建

(一)模型设定

根据前文分析,本文计量模型设定如下:

$$\begin{aligned}
DVAR_{ms,t} = & \varphi_0 + \varphi_1 polycentric_{ms,t-2} + \varphi_2 polycentric_{ms,t-2}^2 + \varphi_3 integ_{ms,t-2} \\
& + \varphi_4 goods_{ms,t-2} + \varphi_5 railway_{ms,t-2} + \varphi_6 tfp_{ms,t-2} + \varphi_7 subsidy_{ms,t-2} \\
& + \varphi_8 percapital_{ms,t-2} + \mu_t + \nu_s + \vartheta_h + \varepsilon_{ms,t-2}
\end{aligned} \quad (12)$$

其中, $DVAR_{ms,t}$ 表示省份 s 的出口企业 m 在 t 年的全球价值链地位, 即出口国内增加值率。 $polycentric$ 表示省份 s 的多中心结构指数, $polycentric^2$ 表示多中心结构指数的平方项。 μ_t 、 ν_s 和 ϑ_h 分别表示年份、省份和行业固定效应, ε 表示随机误差项。

同时, 本模型分别从宏观地区层面和微观企业层面设定了若干控制变量。在宏观层面, $integ$ 表示企业所在省份的市场一体化指数, 参照盛斌和毛其淋 (2011) 的方法, 将各省份商品按照种类进行划分, 然后计算市场分割水平并对其取倒数和开平方。 $goods$ 表示企业所在省份的要素流动水平, 本文用各省货运量来表示 (刘修岩, 2017b)。 $railway$ 表示企业所在省份的铁路密度, 以反映当地交通基础设施水平, 本文用各省铁路运营里程与面积之比来衡量^①。在微观层面, tfp 表示企业的全要素生产率, 用 LP 法计算得到。 $subsidy$ 表示企业是否获得政府补贴, 若获得补贴, 取值为 1, 否则为 0。 $percapital$ 表示企业的资本深化水平, 本文以人均固定资产来衡量。模型控制了企业所在年份、省份以及行业的固定效应 (μ_t 、 ν_s 和 ϑ_h)。

考虑到区域多中心结构的外部性对企业全球价值链地位产生影响往往存在一定的滞后, 同时为了避免解释变量与被解释变量之间可能存在的反向因果关系, 本文将解释变量的滞后 2 期带入回归方程^②。此外, 为避免变量之间可能存在异方差, 除核心解释变量和虚拟变量外, 控制变量均取自然对数形式。

(二) 指标构建

1. 出口国内增加值率。根据生产法, 企业生产增加值为生产总额减去中间投入, 即:

$$V_m = Y_m - M_m \quad (13)$$

其中, V_m 表示企业 m 的生产增加值, Y_m 表示企业 m 的生产总值, M_m 表示企业 m 的中间投入合计。同时, 中间投入可能来自国内, 也可能来自国外。因此, (13) 式可表达为:

$$V_m = Y_m - M_{Dm} - M_{Im} \quad (14)$$

① 本文同时使用省份内的高速公路密度体现交通运输基础设施水平, 所得回归结果与铁路密度一致, 限于篇幅未报告, 备索。

② 本文也在滞后 1 和 3 期的情况下进行了回归估计, 但除了在滞后 1 期时, 多中心指数在个别回归结果显著性略有降低外, 整体而言, 滞后 1-3 期所得结论没有本质区别。鉴于滞后 3 期会大大减少回归样本数量, 本文就折衷选取了滞后 2 期的结果展示于文中。此外, 根据现实直觉, 区域空间形态从发生变化到影响企业贸易, 1 年的时间可能偏短。

其中, M_d 表示中间投入中来自国内的部分, M_l 表示中间投入中来自国外的部分。

根据 Koopman 等(2010)的研究, 一国出口总额等于出口贸易的国内增加值、国外增加值以及中间品出口中国内增值部分回国价值的总和, 因此有:

$$VA_m = EX_m - VF_m - VFD_m \quad (15)$$

其中, VA 表示出口国内增加值, EX 表示出口总额, VF 表示出口总额中的国外增加值, VFD 表示国内增加值以中间投入产品的形式出口后再次返回国内的部分。

由(13)-(15)式可得:

$$\begin{aligned} VA_m &= \frac{EX_m}{Y_m} \times (V_m + M_m) - VF_m - VFD_m = \frac{EX_m}{Y_m} \times V_m \\ &+ \frac{EX_m}{Y_m} \times (M_{Dm} + M_{Im}) - VF_m - VFD_m \end{aligned} \quad (16)$$

Koopman 等(2010)指出, 企业出口中的国外部分可以用国外提供的中间投入来表示, 即 $\frac{EX_m}{Y_m} \times FM_m = VF_m + VFD_m$ 。等式左边表示企业出口中来自国外的中间投入, 等式右边表示企业出口中的国外部分。因此, (16)式可以进一步写为:

$$VA_m = \frac{EX_m}{Y_m} \times (V_m + M_{Dm}) \quad (17)$$

因此, 企业出口国内增加值率可以表示为:

$$DVAR_m = \frac{VA_m}{EX_m} = \frac{V_m + M_{Dm}}{Y_m} \quad (18)$$

(18)式的关键内容则是企业中间投入中的国内部分, 借鉴北京大学中国经济研究中心课题组(2006)的测算方法:

$$DM_m = \lambda M_m \quad (19)$$

其中, λ 表示企业中间投入中的国内投入的直接消耗系数。考虑到企业国内中间投入的直接消耗系数无法直接获得, 假设同种进口品的投入比例相同, 进口投入和国内中间投入的比例等于产成品中进口与国内生产的比例相等这种前提假设, 可以得出每个行业的进口中间投入比例是一致的^①。行业中间投入中的进口比例 ξ = 行业的进口/(行业产出 + 行业进口 - 行业出口)^②。因此, 用矩阵 ξ^{nn} 乘以直接消耗系数矩阵 A^{nn}

① 由于无法获取 2006 年以后的中国海关数据库数据, 本文便利用中国投入产出表来计算进口中间投入。

② 由于国内投入产出表每 5 年公布一次, 本文利用 2002、2007 及 2012 年的投入产出表计算行业的中间品进口投入比例, 进而得出中间品国内投入比例。之后分别用 2002、2007 及 2012 年的中间品国内投入比例来分别计算 2001-2004、2005-2009 及 2010-2011 年的国内各行业中间投入。

得到中间投入的进口投入系数矩阵 A_{IM} , 如(20)式所示。

$$\begin{bmatrix} \xi^{11} & \xi^{12} & \cdots & \xi^{1n} \\ \xi^{21} & \xi^{22} & \cdots & \xi^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \xi^{n1} & \xi^{n2} & \cdots & \xi^{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A^{11} & A^{12} & \cdots & A^{1n} \\ A^{21} & A^{22} & \cdots & A^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A^{n1} & A^{n2} & \cdots & A^{nn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{IM}^{11} & A_{IM}^{12} & \cdots & A_{IM}^{1n} \\ A_{IM}^{21} & A_{IM}^{22} & \cdots & A_{IM}^{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{IM}^{n1} & A_{IM}^{n2} & \cdots & A_{IM}^{nn} \end{bmatrix} \quad (20)$$

再根据 $A_{IM} + A_{DM} = A$, 可以计算出中间投入的国内投入系数矩阵 A_{DM} 。

$$A_{DM} = A - A_{IM} \quad (21)$$

根据(19)式行业层面的中间投入中国国内投入系数, 与相对应企业的中间投入相乘得到企业中间投入的国内部分。最终根据(18)式测得企业的出口国内增加值率。

出口增加值率的描述性统计见图1, 中国企业的算术平均出口国内增加值率从2001年的60.79%增长至2011年的75.45%。值得注意的是, 2010年中国出口国内增加值率明显下降, 可能是由全球金融危机所致^①。总体来看, 本文所得的企业出口国内增加值率同张杰等(2013a)与吕越等(2018)的计算结果和变化趋势较为接近, 这在某种程度上佐证了本文测度结果的准确性。

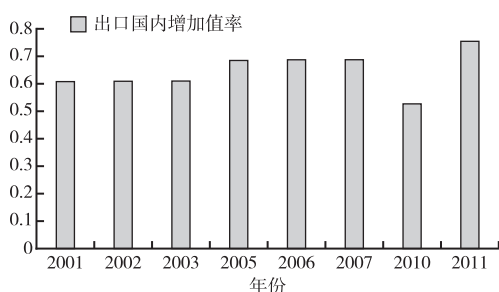


图1 2001—2011年中国出口国内增加值率的变化趋势

2. 多中心结构指数。区域多中心结构指数是本文的核心解释变量, 本文运用城市夜间灯光数据从区域“形态”视角测算其多中心结构水平。借鉴 Meijers 和 Burger(2010)的方法, 本文通过计算城市规模分布的帕累托指数来测度区域的多中心结构指数:

$$\ln R_{c,t} = G_0 - G \ln \text{Light}_{r,t} + \varepsilon \quad (22)$$

其中, R 表示城市 c 在 t 年的灯光亮度在全省范围内的排名, $\text{Light}_{r,t}$ 是 t 年第 r 位的城市的夜间灯光亮度, G_0 是常数。在对各省内每个城市的夜间灯光亮度进行由高到低排序之后, 运用(22)式对每年每个省份中的地级市样本进行回归估计并得到系数 G , 即为多中心结构指数。当 $G < 1$ 时, 表明省份内的中心城市占据主导地位, 全省呈现较为明显的单中心集聚结构; 当 $G > 1$ 时, 表明省份内的人口和经济活动分布较为分

① 由于2004、2008及2009年中国工业企业数据库中缺失企业中间投入数据, 导致这3年的出口国内增加值率无法计算。因此, 本文研究样本也未包含这3年数据。

散,呈现一定程度的多中心模式。同时,为了使得不同省份的多中心结构指数具有可比性,根据 Meijers 和 Burger(2010)的研究,本文将中国各省份中排名前 2-4 位的城市分别进行回归估计,将所得系数 G 取平均数作为多中心结构指数。表 1 展示了中国多中心指数排名前 10 位的省份。

表 1 中国多中心结构指数前 10 位省份

2001 年		2006 年		2011 年	
广东	3.735	广东	2.886	山东	2.612
山东	3.150	山东	2.445	广东	2.477
福建	2.010	福建	2.016	江苏	2.116
内蒙古	1.749	江苏	1.945	内蒙古	2.069
安徽	1.493	内蒙古	1.701	福建	1.955
河南	1.485	安徽	1.472	安徽	1.700
江苏	1.380	山西	1.380	江西	1.446
山西	1.327	河南	1.363	宁夏	1.415
湖南	1.316	江西	1.300	河南	1.387
河北	1.314	宁夏	1.177	山西	1.346

说明:表中数据是每个省份对应的多中心结构指数,经作者计算整理所得。

本文数据来源于《中国工业企业数据库》《中国统计年鉴》以及 DSMP/OLS 全球夜间灯光数据库,年份跨度为 2001-2011 年,但由于重要指标的缺失,未包含 2004、2008 及 2009 年这 3 年数据。在数据处理过程中,由于西藏、新疆、青海以及海南数据缺失,以及北京、上海、天津、重庆是直辖市,本文的研究样本剔除了这 8 个地区。同时,研究样本剔除了企业固定资产、从业人数等指标为负数的异常值,最终获得 23 个省(直辖市、自治区)305 276 家制造业出口企业样本。

四 经验检验与分析

(一)全样本检验

本文分别运用控制了年份、省份和行业固定效应的普通最小二乘(OLS)估计以及工具变量(IV)法对模型进行回归。同时,为了克服模型中可能存在的异方差和自相关,本文在回归过程中采用了省份层面的聚类稳健标准差,全样本的基准回归结果见

表 2。从第(1)和(2)列可知,多中心结构指数一次项和平方项的估计系数分别显著为负和为正。这意味着尽管从短期来看中国区域多中心结构的逐步形成抑制了制造业企业全球价值链地位的提升,但从长期来看,二者关系存在显著的 U 型特征。为验证基准回归结果的稳健性和有效性,本文进一步运用工具变量法和以变换的首位度指数替代多中心结构指标 2 种方法进行稳健性检验,估计结果见第(3)–(6)列。在运用 IV 法估计过程中,我们使用各省地表粗糙度、地表坡度以及河流密度作为区域多中心

表 2		多中心结构影响全球价值链地位的全样本检验					
		OLS 估计		IV 估计		变换的首位度指数	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$polycentric_{i-2}$		-0.034 ***	-0.160 ***	-0.185 ***	-0.071 ***	-13.290 ***	-5.531 ***
		(0.007)	(0.010)	(0.018)	(0.006)	(1.558)	(0.566)
$polycentric_{i-2}^2$		0.034 ***	0.050 ***	0.059 ***	0.017 ***	8.259 ***	3.425 ***
		(0.001)	(0.002)	(0.005)	(0.001)	(0.956)	(0.346)
$integ_{i-2}$			0.367 ***		0.345 ***		0.360 ***
			(0.006)		(0.007)		(0.007)
$goods_{i-2}$			0.024 ***		0.035 ***		0.010 ***
			(0.004)		(0.002)		(0.002)
$railway_{i-2}$			0.188 ***		0.108 ***		0.081 ***
			(0.008)		(0.003)		(0.002)
tfp_{i-2}			0.005 ***		0.005 ***		0.002 ***
			(0.000)		(0.000)		(0.001)
$subsidy_{i-2}$			0.008 ***		0.009 ***		0.012 ***
			(0.001)		(0.001)		(0.001)
$percapitaI_{i-2}$			0.006 ***		0.008 ***		0.008 ***
			(0.000)		(0.000)		(0.000)
常数项		0.680 ***	-1.546 ***	0.841 ***	-0.576 ***	5.857 ***	1.473 ***
		(0.030)	(0.068)	(0.029)	(0.035)	(0.619)	(0.224)
R ²		0.400	0.430	0.398	0.414	0.382	0.409
Hausman 检验 p 值				0.000	0.000		
样本量		121 758	121 568	121 758	121 568	121 758	121 568

说明: *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号里的值是系数的聚类稳健标准差,所有回归都控制了年份、省份和行业固定效应,下表同。

结构指标的工具变量。在变换首位度指数的测度方面,本文借鉴刘修岩等(2017b)的研究,用1减去省内最大规模的城市灯光亮度占全省灯光亮度的比例获得。我们发现,第(3)和(4)列多中心结构指标一次项和平方项估计系数的方向和显著性与前文保持一致。在变换首位度指数下,中国制造业企业全球价值链地位与多中心结构之间的U型关系依然存在。Hausman检验结果显示,运用工具变量估计是合理且恰当的。由此验证本文假说1。

出现这种结果的原因可能在于,在多中心结构形成过程中,短期内将不可避免的产生较为明显的城市蔓延现象,由于中国城市规模和密度尚未达到最优水平,过快无序的蔓延会削弱城市集聚经济和规模经济效应的释放(秦蒙和刘修岩,2015),当地企业的出口国内增加值率也将因外部经济效应的衰退而下降。从长期看,随着区域内多中心城市网络的不断成熟和发展,城市网络空间正外部性日益明显并超越多中心结构形成初期对集聚经济的“稀释”,逐步带动区域内市场一体化、要素流动乃至生产效率的提升,进而增加了制造业出口企业的出口国内增加值率,区域内整体全球价值链地位因此随之提高。最终使区域内制造业企业的全球价值链地位随多中心结构的形成和发展表现出先降后升的U型变化趋势。

在控制变量方面,市场一体化水平的提高以及要素流动的加快均能够对制造业企业的全球价值链地位产生显著积极影响。铁路密度的增加显著促进了区域内制造业企业的出口国内增加值率,其原因在于交通基础设施的改善能够降低企业生产成本,加之人口流动带来的人才红利,最终体现为全球价值链地位的深化。全要素生产率的提高能够显著改善企业全球价值链地位。政府补贴指标的估计系数同样显著为正,表明获得补贴的出口企业拥有更高的全球价值链地位。原因可能在于政府补贴缓解了企业的融资约束,进而提升了贸易收益(马述忠等,2017)。此外,人均资本指标的估计系数意味着企业资本深化与全球价值链地位之间存在着显著的正相关关系。

既然区域多中心结构与全球价值链地位之间呈现U型关系,那么中国各地区的多中心结构水平目前处于曲线的哪一阶段?为此,本文根据基准回归结果计算了多中心结构对企业全球价值链地位由抑制转为推动的拐点,并找出中国已经跨越拐点的省份,具体见表3。可以发现,中国超过拐点的省份在逐渐增加。比如2002年中国超过拐点省份包括山西、江苏、河南、安徽等8个地区;相较之下,2010和2011年超过拐点的省份数量增加至10个。但仍然有超过一半的省份位于曲线左侧。这意味着中国在城市网络建设上还有巨大发展空间。

表 3 超过拐点的省份

2002 年	2004 年	2007 年	2010 年	2011 年
山西(1.331)	河南(1.350)	山西(1.347)	山西(1.318)	山西(1.346)
河南(1.485)	山西(1.387)	河南(1.370)	河南(1.388)	河南(1.387)
安徽(1.493)	安徽(1.490)	安徽(1.462)	江西(1.389)	宁夏(1.415)
江苏(1.534)	内蒙古(1.649)	内蒙古(1.818)	宁夏(1.397)	江西(1.446)
内蒙古(1.729)	江苏(1.705)	福建(1.840)	安徽(1.583)	安徽(1.700)
福建(2.040)	福建(2.099)	江苏(2.032)	福建(1.861)	福建(1.955)
山东(3.040)	山东(2.940)	山东(2.460)	内蒙古(2.048)	内蒙古(2.069)
广东(3.650)	广东(3.114)	广东(2.616)	江苏(2.141)	江苏(2.116)
			山东(2.504)	广东(2.477)
			广东(2.505)	山东(2.612)

说明:数据经作者计算整理所得,括号里的值为省份所对应的多中心指数。

(二) 基于城市规模异质性的稳健性检验

由于区域内中心大城市和其他中小城市所处外部经济环境的差异,本文分别考察和对比了多中心结构对不同规模城市中制造业企业全球价值链地位的影响,估计结果见表 4^①。我们可以发现,多中心结构与制造业企业全球价值链地位的 U 型影响特征并不会因城市规模的差异而不同。出现这种结果的原因主要在于:从出口视角来看,目前中国绝大部分城市的集聚水平尚未达到最优水平,其集聚经济和规模经济效应远未充分发挥(陈旭等,2016)。对于区域内大城市而言,部分生产要素在多中心结构形成初期可能会流向次级中心城市,集聚经济过早的稀释将损害当地企业的生产效率,全球价值链地位自然也随之被削弱。中小城市在多中心城市结构尚未成熟的阶段中,难以充分受益于核心大城市的正向溢出和辐射效应。但从长期来看,成熟的多中心网络带来更为合理的要素流动和重新分配,能够通过城市间的协同分工提升区域内城市生产效率,区域内整体制造业企业的出口竞争力也随之获得提升。因此,制造业企业的全球价值链地位与多中心水平之间的关系在不同规模城市中均表现出显著的 U 型特征。控制变量的估计结果也与前文基本一致,这里不再赘述。

① 本文将人口大于等于 500 万的城市定义为大城市,小于 500 万人口则为中小城市。

表 4 多中心结构影响全球价值链地位的分城市检验

	大城市		中小城市	
	IV	OLS	IV	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
$polycentric_{t-2}$	-0.223 ^{***} (0.015)	-0.175 ^{***} (0.010)	-0.039 ^{***} (0.006)	-0.070 ^{***} (0.004)
$polycentric_{t-2}^2$	0.056 ^{***} (0.004)	0.044 ^{***} (0.003)	0.009 ^{***} (0.002)	0.017 ^{***} (0.001)
R ²	0.466	0.465	0.422	0.424
样本量	36 322	36 322	85 246	85 246

说明:限于篇幅未报告控制变量的具体回归结果,备案。后表同。

(三) 基于行业异质性的稳健性检验

不同行业由于自身要素密集度存在差异,行业中企业贸易利得受外部环境影响的程度可能也不尽一致,基准回归结果的稳健性是否会由于企业所在行业差异而有所不同?为此,本文参考谢建国(2003)的研究,将行业划分为劳动密集型、资本密集型及技术密集型分别进行回归估计,结果见表5。其中,第(1)、(3)及(5)列展示IV法下的估计结果,第(2)、(4)及(6)列展示了OLS法的估计结果。以工具变量估计结果为例,多中心指标一次项以及平方项的估计系数在劳动密集型企业样本中分别显著为负和为正,且该指标在资本密集型和技术密集型企业样本中亦未发生变化。OLS估计结果与之类似,这从行业异质性层面再次验证了本文假说1,即区域内制造业企业的全球价值链地位与区域多中心结构之间的U型关系不会因为行业要素密集程度的差异而发生变化。

表 5 多中心结构影响全球价值链地位的分行业检验

	劳动密集型		资本密集型		技术密集型	
	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$polycentric_{t-2}$	-0.018 ^{**} (0.008)	-0.122 ^{***} (0.018)	-0.114 ^{***} (0.011)	-0.188 ^{***} (0.017)	-0.092 ^{***} (0.010)	-0.139 ^{***} (0.017)
$polycentric_{t-2}^2$	0.007 ^{**} (0.002)	0.043 ^{***} (0.003)	0.028 ^{***} (0.003)	0.059 ^{***} (0.003)	0.020 ^{***} (0.003)	0.042 ^{***} (0.003)
R ²	0.532	0.541	0.403	0.419	0.332	0.356
样本量	36 372	36 372	44 795	44 795	40 401	40 401

(四) 基于企业规模异质性的稳健性检验

考虑到企业自身规模经济的存在,本文进一步根据企业规模将样本划分为大型、中型及小型企业 3 组样本,相应的分样本估计结果见表 6。以 IV 法下的估计结果为例,在大型企业样本中,多中心指标的一次项估计系数为 -0.225,相应的平方项估计系数为 0.051,且二者均显著。在中小型企业样本中,多中心结构对企业全球价值链地位的影响特征与大型企业完全一致。这表明全球价值链地位与区域多中心结构之间的 U 型关系并不会因为企业规模的变化而变化。OLS 的估计结果同样如此,本文再次从企业规模异质性层面验证了假说 1。

表 6 多中心结构影响全球价值链地位的分企业规模检验

	大型企业		中型企业		小型企业	
	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$polycentric_{t-2}$	-0.225 * (0.126)	-0.322 *** (0.042)	-0.052 *** (0.010)	-0.088 *** (0.019)	-0.073 *** (0.007)	-0.174 *** (0.012)
$polycentric^2_{t-2}$	0.051 ** (0.023)	0.068 *** (0.008)	0.011 *** (0.002)	0.034 *** (0.003)	0.019 *** (0.002)	0.053 *** (0.002)
R ²	0.221	0.288	0.315	0.348	0.453	0.468
样本量	3567	3567	27 003	27 003	90 998	90 998

(五) 基于变换首位度指数的分样本稳健性检验

在运用 IV 法和 OLS 估计进行稳健性检验之后,本文进一步使用变换的首位度指数(*monopro*)替代多中心结构指标进行分样本检验,具体 OLS 回归结果见表 7。在区分了企业所在城市规模之后,变换的首位度指数及其平方项估计系数分别显著为负和为正。第(3)–(5)列变换的首位度指数一次项估计系数在不同要素密集度的行业中均显著为负,相应平方项估计系数则均显著为正。这表明区分要素密集度之后的分行业检验结果依然与前文结果相一致,变换的首位度指数对制造业出口企业全球价值链地位的 U 型影响特征并不会因为行业要素密集度的差异而有所不同。根据第(6)–(8)列可知,相比于前文相应的多中心结构影响全球价值链地位的分企业规模估计结果,变换的首位度指数的估计系数方向与显著性同样未发生变化。

① 由于 OLS 和 IV 法的估计结果基本一致,限于篇幅,文中仅展示了 OLS 估计结果,其余备索。后同。

表 7 基于变换的首位度指数的分样本 OLS 稳健性检验

	大城市	中小城市	劳动密集	资本密集	技术密集	大型企业	中型企业	小型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$monopro_{i-2}$	-2.951 ^{***} (0.398)	-0.518 ^{***} (0.096)	-2.132 ^{***} (0.464)	-4.934 ^{***} (0.421)	-2.947 ^{***} (0.314)	-1.173 ^{**} (0.484)	-3.395 ^{***} (0.492)	-6.973 ^{***} (0.973)
$monopro_{i-2}^2$	1.874 ^{***} (0.247)	0.334 ^{***} (0.060)	1.311 ^{***} (0.315)	2.982 ^{***} (0.372)	1.880 ^{***} (0.218)	0.772 ^{**} (0.315)	2.161 ^{***} (0.308)	4.229 ^{***} (0.585)
R^2	0.454	0.420	0.531	0.394	0.327	0.264	0.314	0.451
样本量	36 322	85 246	36 372	44 795	40 401	3567	27 003	90 998

五 作用机制分析

在验证多中心结构与制造业企业全球价值链地位之间的 U 型关系之后,我们需要进一步了解背后的联系机制。为此,本文借鉴马述忠和张洪胜(2017)的方法和思路,首先将市场一体化、要素流动以及全要素生产率作为被解释变量,考察多中心结构对这 3 个中间变量的影响是否同样呈 U 型特征;其次将多中心结构与 3 个中间变量的交互项分别引入基准计量模型,观察交互项估计结果;最后再运用中介效应模型分析中间变量能否完全影响多中心结构与全体价值链地位之间的关系。相应的计量模型设定见(23)和(24)式。

$$y = \nu_0 + \nu_1 polycentric_{ms,t-2} + \nu_2 polycentric_{ms,t-2}^2 + \nu_3 railway_{ms,t-2} + \mu_t + \iota_s + \vartheta_h + \varepsilon_{ms,t-2} \quad (23)$$

$$y = \delta_0 + \delta_1 monopro_{ms,t-2} + \delta_2 monopro_{ms,t-2}^2 + \delta_3 railway_{ms,t-2} + \mu_t + \iota_s + \vartheta_h + \varepsilon_{ms,t-2} \quad (24)$$

其中,被解释变量 y 包括市场一体化(*integ*)、要素流动(*goods*)以及企业全要素生产率(*tfp*)的对数。具体估计结果见表 8。第(1)、(3)及(5)列展示了多中心指数作为核心解释变量的估计结果;第(2)、(4)及(6)列展示了变换的首位度指数作为核心解释变量的估计结果。以第(1)和(2)列为例,多中心指数以及变换的首位度指数的一次项和平方项估计系数分别显著为负和为正;第(3)–(6)列中的估计结果同样如此。这意味着区域多中心结构对市场一体化、要素流动以及企业全要素生产率产生的影响均表现出显著的先降后升的 U 型特征或趋势,与多中心结构与企业全球价值链地位之间的关系相呼应。

表 8 多中心结构影响全球价值链地位的作用机制检验

	市场一体化		要素流动		全要素生产率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$polycentric_{t-2}$	-0.341 *** (0.007)		-0.872 *** (0.008)		-2.526 *** (0.171)	
$polycentric^2_{t-2}$	0.032 *** (0.001)		0.202 *** (0.001)		0.360 *** (0.029)	
$monopro_{t-2}$		-2.110 *** (0.106)		-1.868 ** (0.739)		-3.058 *** (0.410)
$monopro^2_{t-2}$		1.497 *** (0.067)		3.295 *** (0.444)		1.892 *** (0.258)
$railway_{t-2}$	0.361 *** (0.006)	0.139 *** (0.002)	0.268 *** (0.006)	0.136 *** (0.005)	0.922 *** (0.135)	0.343 *** (0.008)
常数项	1.816 *** (0.028)	2.112 *** (0.044)	7.324 *** (0.029)	3.356 *** (0.320)	8.920 *** (0.643)	8.534 *** (1.712)
R ²	0.811	0.796	0.847	0.599	0.782	0.756
样本量	121 758	121 758	121 758	121 758	121 758	121 758

根据本文的理论机制分析,如果多中心结构能够通过推动市场一体化、促进要素流动以及提升全要素生产率等途径提高出口企业的全球价值链地位,那么我们预计交互项估计系数应显著为正,即市场一体化水平的提升、要素流动的加快以及全要素生产率的提高促进了多中心结构对企业全球价值链地位积极影响的释放。为此,本文将多中心结构指数与市场一体化、要素流动以及全要素生产率之间的交互项加入基准回归模型中,估计结果见表 9。第(1)和(4)列多中心指数与市场一体化指数的交互项估计系数分别为 0.138 和 0.161,且均在 1% 的显著性水平上显著。这表明,多中心结构能够通过区域内市场一体化的发展对当地制造业企业的全球价值链地位产生显著促进作用。类似的,多中心结构指数与要素流动和全要素生产率交互项的估计系数也均显著为正。由此,验证了本文假说 2。

此外,本文运用中介效应来对多中心结构影响全球价值链地位的实现机制进行检验,同时也能考察中间变量与被解释变量之间是否是完全的中介效应。首先,根据表 8 中多中心结构的估计结果计算出市场一体化、要素流动和全要素生产率 3 个变量的拟合值。其次,以企业出口国内增加值率作为被解释变量,分别将市场一体化、要素流动和全要素生产率的拟合值作为解释变量进行回归估计,如下式所示:

$$DVAR_{ms,t} = \eta_0 + \eta_1 N_integ_{ms,t-2} + \eta_2 railway_{ms,t-2} + \mu_t + \iota_s + \vartheta_h + \varepsilon_{ms,t-2} \quad (25)$$

$$DVAR_{ms,t} = \phi_0 + \phi_1 N_goods_{ms,t-2} + \phi_2 railway_{ms,t-2} + \mu_t + \iota_s + \vartheta_h + \varepsilon_{ms,t-2} \quad (26)$$

$$DVAR_{ms,t} = \theta_0 + \theta_1 N_tfp_{ms,t-2} + \theta_2 railway_{ms,t-2} + \mu_t + \iota_s + \vartheta_h + \varepsilon_{ms,t-2} \quad (27)$$

表 9 多中心结构影响全球价值链地位的机制检验

	IV				OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$polycentric_{t-2}$	-0.512 *** (0.127)	-0.755 *** (0.041)	-1.218 *** (0.098)	-1.134 *** (0.023)	-0.283 *** (0.030)	-0.139 *** (0.012)
$polycentric_{t-2}^2$	0.013 (0.008)	0.021 *** (0.001)	0.060 *** (0.002)	0.147 *** (0.002)	0.052 *** (0.001)	0.049 *** (0.002)
$polycentric_{t-2} \times integ_{t-2}$	0.138 *** (0.053)			0.161 *** (0.008)		
$polycentric_{t-2} \times goods_{t-2}$		0.082 *** (0.009)			0.014 *** (0.006)	
$polycentric_{t-2} \times tfp_{t-2}$			0.158 *** (0.085)			0.003 *** (0.001)
R ²	0.406	0.411	0.396	0.415	0.419	0.417
样本量	121 568	121 568	121 568	121 568	121 568	121 568

其中, N_integ 、 N_goods 和 N_tfp 分别表示市场一体化、要素流动和全要素生产率变量的拟合值。如果多中心结构先影响市场一体化、要素流动和全要素生产率,进而影响企业的全球价值链地位,那么预计 η_1 、 ϕ_1 和 θ_1 的估计值将显著。最后,将企业出口国内增加值率作为被解释变量,以市场一体化、要素流动和全要素生产率 3 个变量的拟合值为解释变量进行回归估计,结果如(28)式所示。 CV 表示基准模型(12)式中的其他控制变量。

$$DVAR_{ms,t} = o_0 + o_1 polycentric_{ms,t-2} + o_2 polycentric_{ms,t-2}^2 + o_3 N_integ_{ms,t-2} + o_4 N_goods_{ms,t-2} + o_5 N_tfp_{ms,t-2} + oCV_{ms,t-2} + \mu_t + \iota_s + \vartheta_h + \varepsilon_{ms,t-2} \quad (28)$$

如果多中心结构对企业全球价值链地位的影响完全是通过市场一体化、要素流动和全要素生产率 3 种途径实现,那么我们预计 o_3 、 o_4 、 o_5 将显著而 o_1 、 o_2 不显著。

(25)–(28)式的估计结果如表 10 所示。表中第(1)–(3)列市场一体化、要素流

动和全要素生产率拟合值的估计系数均显著为正,再次证明了区域内多中心水平的提高能够促进市场一体化、要素流动加快和全要素生产率改善,进而提升企业全球价值链地位。根据第(4)列回归结果发现,多中心结构与中间因素的估计系数均通过了显著性检验,且系数方向与前文保持一致。这表明市场一体化、要素流动和全要素生产率虽然是多中心结构影响全球价值链地位的重要途径,但不是完全的中介效应。

表 10 多中心结构影响企业全球价值链地位的中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
N_integ_{t-2}	0.415 *** (0.034)			0.362 *** (0.017)
N_goods_{t-2}		0.043 *** (0.016)		0.029 ** (0.024)
N_tfp_{t-2}			0.007 *** (0.000)	0.005 *** (0.000)
$polycentric_{t-2}$				-0.096 *** (0.019)
$polycentric_{t-2}^2$				0.011 *** (0.002)
R^2	0.383	0.382	0.389	0.388
样本量	121 758	121 758	121 758	121 758

六 研究结论与政策启示

本文探讨了区域多中心结构对企业全球价值链地位的动态影响及其作用机制,研究结论如下:(1)多中心结构对中国制造业出口企业全球价值链地位的影响呈显著先抑后扬的 U 型特征,在区分城市规模、行业要素密集度及企业生产规模之后的检验结果依然稳健。(2)在样本期内,超过拐点的省份逐渐增加,主要包括广东、福建及江苏等多中心网络相对成熟的地区,但仍然有超过一半的省份位于 U 型曲线的左侧,这意味着中国在城市网络的塑造方面还有较大的成长空间。(3)多中心结构主要通过推动市场一体化、促进要素流动以及提升全要素生产率 3 种途径提高中国出口企业的全球价值链地位,且三者能够在多中心结构形成过程中发挥明显的正向协同作用。

本文的核心观点是,中国应当逐步有序地加强多中心城市网络建设,避免出现中心城市过于庞大所带来的资源过度集中,导致区域内整体全球价值链地位边际增长的空间受限。在政策具体实施过程中,我们需要注意以下几点:一是加强城市之间连接性基础设施建设。多中心结构能够提升企业全球价值链地位的前提是区域内要素的充分流动以及市场分割减弱等。加强和完善城际基础设施有助于城市空间外部经济效应的传播和扩散。二是巩固区域中心城市的主导地位。城市体系较为成熟的发达国家经验表明,随着城市化的发展,不同产业会在不同层级的城市中进行合理布局。打造区域多中心结构需要不同层级的城市来维系合理的产业分工,这就需要保持中心城市的主导地位。三是提高区域内落后城市的多中心构建参与度。区域内相对落后的城市应当将自身的比较优势与区域多中心网络构建的需求进行合理对接,积极融入至以中心城市为主、周边中小城市作为次级中心的建设。

参考文献:

北京大学中国经济研究中心课题组(2006):《中国出口贸易中的垂直专门化与中美贸易》,《世界经济》第5期。

陈旭、邱斌、刘修岩(2016):《空间集聚与企业出口:基于中国工业企业数据的经验研究》,《世界经济》第8期。

陈旭、秦蒙、刘修岩(2018):《城市蔓延、动态外部性与企业出口参与:基于中国工业企业数据的经验研究》,《财贸经济》第10期。

崔晓敏、余森杰、袁东(2018):《最低工资和出口的国内附加值:来自中国企业的证据》,《世界经济》第12期。

戴翔、刘梦(2018):《人才何以成为红利——源于价值链攀升的证据》,《中国工业经济》第4期。

戴翔、刘梦、张为付(2017):《本土市场规模扩张如何引领价值链攀升》,《世界经济》第9期。

李翠锦、荆逢春(2015):《地理集聚是否影响了地区出口比较优势——基于商业信用的视角》,《国际贸易问题》第5期。

刘修岩、李松林、秦蒙(2017a):《城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择》,《管理世界》第1期。

刘修岩、李松林、陈子扬(2017b):《多中心空间发展模式与地区收入差距》,《中国工业经济》第10期。

刘奕、夏长杰、李垚(2017):《生产性服务业集聚与制造业升级》,《中国工业经济》第7期。

刘志彪、于明超(2009):《从GVC走向NVC:长三角一体化与产业升级》,《学海》第5期。

陆铭、陈钊(2009):《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。

陆铭、向宽虎(2014):《破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略》,《经济社会体制比较》第4期。

吕越、吕云龙、包群(2017a):《融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据》,《金融研究》第5期。

吕越、吕云龙、高媛(2017b):《中间品市场分割与制造业出口的比较优势——基于全球价值链的视角》,《产

业经济研究》第5期。

吕越、盛斌、吕云龙(2018):《中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗》,《中国工业经济》第5期。

马风涛(2015):《中国制造业全球价值链长度和上游度的测算及其影响因素分析——基于世界投入产出表的研究》,《世界经济研究》第8期。

马述忠、张洪胜(2017):《集群商业信用与企业出口——对中国出口扩张奇迹的一种解释》,《经济研究》第1期。

马述忠、张洪胜、王笑笑(2017):《融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据》,《中国社会科学》第1期。

秦蒙、刘修岩(2015):《城市蔓延是否带来了中国城市生产效率的损失?——基于夜间灯光数据的实证研究》,《财经研究》第7期。

邵朝对、苏丹妮(2017):《全球价值链生产率效应的空间溢出》,《中国工业经济》第4期。

盛斌、毛其淋(2011):《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985-2008年》,《世界经济》第11期。

孙斌栋、华杰媛、李琬等(2017):《中国城市群空间结构的演化与影响因素——基于人口分布的形态单中心——多中心视角》,《地理科学进展》第10期。

汤碧(2012):《中日韩高技术产品出口贸易技术特征和演进趋势研究——基于出口复杂度的实证研究》,《贸易经济》第10期。

唐东波(2012):《贸易政策与产业发展:基于全球价值链视角的分析》,《管理世界》第12期。

佟家栋、刘竹青(2014):《地理集聚与企业的出口抉择:基于外资融资依赖角度的研究》,《世界经济》第7期。

万庆、曾菊新(2013):《基于空间相互作用视角的城市群产业结构优化——以武汉城市群为例》,《经济地理》第7期。

王钊、杨山(2015):《多中心城市区域城市蔓延冷热点格局及演化——以苏锡常地区为例》,《经济地理》第7期。

魏后凯(2007):《大都市区新型产业分工与冲突管理——基于产业链分工的视角》,《中国工业经济》第2期。

吴福象、刘志彪(2008):《城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据》,《经济研究》第11期。

谢建国(2003):《外商直接投资与中国的出口竞争力——一个中国的经验研究》,《世界经济研究》第7期。

宣烨、余永泽(2017):《生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究》,《数量经济技术经济研究》第2期。

原倩(2016):《城市群是否能够促进城市发展》,《世界经济》第9期。

袁志刚、绍挺(2010):《土地制度与中国城市结构、产业结构选择》,《经济学动态》第12期。

张浩然、衣保中(2012):《城市群空间结构特征与经济绩效——来自中国的经验证据》,《经济评论》第1期。

张杰、陈志远、刘元春(2013a):《中国出口国内附加值的测算与变化机制》,《经济研究》第10期。

张杰、刘元春、郑文平(2013b):《为什么出口会抑制中国企业增加值率?——基于政府行为的考察》,《管理世界》第6期。

赵玉奇、柯善咨(2016):《市场分割、出口企业的生产率准入门槛与“中国制造”》,《世界经济》第9期。

- 张浩然、衣保中(2012):《城市群空间结构特征与经济绩效——来自中国的经验证据》,《经济评论》第1期。
- 张少军、刘志彪(2017):《全球价值链与全球城市网络的交融——发展中国家的视角》,《经济学家》第6期。
- 张学良、李培鑫、李丽霞(2017):《政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验》,《经济学(季刊)》第4期。
- 郑丹青、于津平(2014):《中国出口贸易增加值的微观核算及影响因素研究》,《国际贸易问题》第8期。
- Alonso, W. "Urban Zero Population Growth." *Daedalus*, 1973, 102(4), pp. 191–206.
- Antras, P.; Chor, D.; Fally, T. and Hillberry, R. "Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows." *The American Economic Review*, 2012, 102(3), pp. 412–416.
- Audretsch, D. B. and Feldman, M. P. "R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production." *The American Economic Review*, 1996, 86(3), pp. 630–640.
- Burger, M. J.; Meijers, E. J.; Hoogerbrugge, M. M. and Masip, T. J. "Borrowed Size, Agglomeration Shadows and Cultural Amenities in North-West Europe." *European Planning Studies*, 2015, 23(6), pp. 1090–1109.
- Fallah, B. N.; Partridge, M. D. and Olfert, M. R. "Urban Sprawl and Productivity: Evidence from US Metropolitan Areas." *Papers in Regional Science*, 2011, 90(3), pp. 451–472.
- Glaeser, E. L. "Learning in Cities." *Journal of Urban Economics*, 1999, 46(2), pp. 254–277.
- Glaeser, E. L.; Ponzetto, G. A. M. and Zou, Y. "Urban Networks: Connecting Markets, People, and Ideas." *Papers in Regional Science*, 2016, 95(1), pp. 17–59.
- Greenaway, D. and Kneller, R. "Exporting, Productivity and Agglomeration." *European Economic Review*, 2008, 52(5), pp. 919–939.
- Halpern, L.; Miklós, K. and Adam, S. "Imported Inputs and Productivity." *The American Economic Review*, 2015, 105(12), pp. 3660–3703.
- Hummels, D.; Ishii, J. and Yi, K. "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade." *Journal of International Economics*, 2001, 54(1), pp. 75–96.
- Johansson, B. and Quigley, J. M. "Agglomeration and Networks in Spatial Economies." *Papers in Regional Science*, 2004, 83(1), pp. 165–176.
- Kee, H. L. and Tang, H. "Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China." *The American Economic Review*, 2016, 106(6), pp. 1402–1436.
- Koeing, P. "Agglomeration and Export Decisions of French Firms." *Journal of Urban Economics*, 2010, 66(3), pp. 186–195.
- Koopman, R.; Powers, W.; Wang, Z. and Wei, S. J. "Given Credit Where Credit is Due: Tracing Value Added in Global Production Chains." *NBER Working Papers*, No. 16426, 2010.
- Koopman, R.; Wang, Z. and Wei, S. J. "Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports." *The American Economic Review*, 2014, 104(2), pp. 459–494.
- Krauthaim, S. "Gravity and Information: Heterogeneous Firms, Exporter Networks and the 'Distance Puzzle'." European University Institute Economics working papers, No. ECO2007/51, 2010.
- Meijers, E. J.; Burger, M. J. and Hoogerbrugge, M. M. "Borrowing Size in Networks of Cities: City Size, Network

Connectivity and Metropolitan Functions in Europe. " *Papers in Regional Science* , 2016, 95(1) , pp. 181–198.

Meijers, E. J. and Burger, M. J. "Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas. " *Environment and Planning A* , 2010, 42(6) , pp. 1383–1402.

Mukim, M. "Coagglomeration of Formal and Informal Industry: Evidence from India. " *Journal of Economic Geography* , 2015, 15(2) , pp. 329–351.

Porter, M. E. "The Competitive Advantage of Nations. " *Harvard Business Review* , 1990, 68, pp. 73–93.

Qi, Y. and Liu, Y. "Industrial Spatial Structure and Evolution of Producer Services and Manufacturing. " *Metallurgical and Mining Industry* , 2015, 3, pp. 127–135.

Upward, R. ; Wang, Z. and Zheng, J. H. "Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports. " *Journal of Comparative Economics* , 2013, 41(2) , pp. 527–543.

Veneri, P. and Burgalassi, D. "Questioning Polycentric Development and its Effects. Issues of Definition and Measurement for the Italian NUTS – 2 Regions. " *European Planning Studies* , 2012, 20(6) , pp. 1017–1037.

Wang, Z. ; Wei, S. J. and Zhu, K. "Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels. " *NBER Working Papers* , No. 19677, 2013.

Polycentric and the Global Value Chain Status: An Empirical Research Based on Chinese Manufacturing Enterprise Data

Chen Xu; Qiu Bin; Liu Xiuyan; Li Songlin

Abstract: This paper discusses the dynamic influence of regional spatial structure on global value chain status from the perspective of polycentric based on panel data of Chinese manufacturing enterprise. The results show that the influence of polycentric structure on global value chain status in China presents a positive u-shaped feature, which is stable after distinguish the differences of urban size, industries and scale of production. Meanwhile, according to the calculation result, there is about one third of China's provinces is in the stage that the global value chain status is rising with the development of polycentric structure. Finally, polycentric structure could improve the global value chain status of export enterprises by promoting market integration, factor flow and total factor productivity.

Key words: polycentric structure, global value chain, U-shaped relationship, mediating effect

JEL codes: F19, R12

(截稿日期: 2019 年 1 月 责任编辑: 王 徽)