

多中心空间发展模式是否有助于出口扩张

——来自中国工业企业的证据

陈旭 邱斌

摘要：本文基于 Landscan 全球人口分布数据和工业企业数据，运用 Heckman 两步法模型探讨了多中心空间发展模式对我国企业出口二元边界的动态影响和作用机制。研究发现，多中心空间结构对我国企业出口集约边界和扩展边界的影响均呈现显著的倒U型趋势，在区分了企业所处区位、行业要素密集度以及生产规模的差异之后，此结论依然稳健。其次，根据测算结果，目前我国少数省份的企业出口二元边界由于多中心程度过高而受到抑制。最后，机制检验显示，市场一体化和要素流动是多中心空间发展模式影响我国企业出口二元边界扩张的重要途径。本文为我们从出口扩张视角思考区域空间规划提供了一定的现实依据。

关键词：多中心空间结构；出口二元边界；作用机制；中介效应

〔中图分类号〕F740 〔文献标识码〕A 〔文章编号〕1002-4670 (2021) 05-0018-16

一、引言和文献梳理

近年来随着我国大中型城市在数量和规模上的快速发展，以及过去较长时期内大量生产要素向区域中心城市的快速汇聚带来的空间挤出效应，使得多中心空间结构成为我国城镇化过程中的一个重要特征。以城市网络为依托，以产业集群为主体的贸易竞争力新模式日益凸显，过去单纯依靠本地市场和传统资源优势的城市竞争面临着挑战。同时，以经济集聚为代表的空间外部性与出口贸易之间的紧密联系已得到众多学者的检验和证明（Rizov et al., 2012^[1]；周沂和贺灿飞，2018^[2]），结合党中央、国务院在《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》中强调的“加强区域内部城市间的紧密合作，中心城市引领城市群进而带动区域发展”这一战略方针，这为我国从多中心空间结构视角塑造促进出口扩张的新型动力提供了契机。

〔收稿日期〕2019-12-09

〔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）；国家社会科学基金重点项目“服务业创新发展促进我国全球价值链地位提升的机制及对策研究”（20AJY014）

〔作者信息〕陈旭：安徽财经大学国际经济贸易学院副教授，电子信箱 chenxu19881219@163.com；邱斌：东南大学经济管理学院教授

多中心空间结构的本质是要素在超越城市的更大地理范围内的多中心集聚,关于空间集聚对企业出口的影响研究目前主要有两种观点。一种观点认为,空间集聚能够通过规模经济、技术溢出等渠道有效促进企业出口扩张。比如, Koenig 等 (2010)^[3]指出,特定范围内出口企业的集中有助于从业人员之间的互动和信息交换,企业生产率因此受益并增加其进入出口市场的可能性。此外,集聚也能够通过降低企业的信息搜寻成本形成出口信息溢出效应,进而促进企业的出口扩张 (Kneller and Pisu, 2007)^[4]。沈鸿和顾乃华 (2017)^[5]从专业化和多样化层面证明了产业集聚对企业出口扩张的积极作用。佟家栋和刘竹青 (2014)^[6]从融资约束视角证明了地理集聚对企业出口二元边际的正向激励作用。然而,另一种观点则认为,集聚对企业出口产生的影响并非是一成不变的推动作用,过高的集聚水平可能会由于市场拥挤削弱企业的出口绩效。比如, Rizov 等 (2012)指出,当区域内经济密度超过一定水平之后,企业的出口绩效与集聚之间的正相关关系也不复存在。对于中国而言亦是如此,企业扎堆使得部分地区由于过度集聚而出现负向溢出,企业出口二元边际由此受到抑制 (陈旭等, 2016)^[7]。

正是由于日益增加的拥挤成本,越来越多的经济活动开始从中心大城市向周边次级中心城市和中小城市迁移,并逐步形成多中心城市网络。在多中心空间结构中,相邻城市之间的互动能够更加有效地分享集聚经济和降低拥挤成本,更大程度地发挥城市空间外部经济效应 (孙斌栋和丁嵩, 2016)^[8]。因此,在不稀释中心大城市集聚经济和辐射带动效应的前提下打造多区域多中心空间结构成为未来城镇化发展模式的重要选择 (Camagni et al., 2015)^[9]。在区域多中心空间结构形成过程中,经济效率将会受到何种影响已成为学术界和实务界的重点关注内容,但目前观点并未达成一致。以“规模借用”为代表的一种观点认为,多中心空间发展模式能够显著提升区域内生产效率。在多中心空间结构中,中小城市可以共享周边中心城市带来的集聚经济效应,而集聚带来的拥挤成本则局限在大城市内部 (Phelps and Ozawa, 2003)^[10],区域内整体的生产效率借此得以改善。正如 Meijers 和 Hoogerbrugge (2016)^[11]所强调,相比于“一城独大”的单中心空间结构,多中心城市网络可以作为城市内部集聚经济的一种替代,进而产生更高水平的外部经济效应。此外, Merjers 和 Burger (2010)^[12]从城市层面同样发现,多中心空间结构能够显著提升劳动生产率,且这一现象在小城市中尤为明显。类似的, Veneri 和 Burgalassi (2012)^[13]基于意大利城市数据验证了多中心空间结构与生产效率之间的正向联系。除了“规模借用”,多中心空间结构中不同层级的城市在产业方面的深度分工能够产生“1+1>2”的空间外部性放大效应,进而获取更高的经济绩效 (刘修岩等, 2017)^[14]。

还有一种观点则指出,由于缺乏核心城市的辐射和引领,多中心空间结构反而会通过稀释中心大城市的集聚经济导致经济效率受到损失。Parr (2002)^[15]研究发现,相比于单中心模式,多中心空间结构往往导致较低的通勤效率和更高的交通成本,不利于知识技术的学习和溢出。比如高密度、面对面式的交流活动等,在多中心空间结构中均会受到一定程度的限制。类似的, Meijers (2008)^[16]基于荷兰城市数

据的研究发现,具有多中心空间结构的地区在文化、休闲以及体育等方面的娱乐活动明显少于单中心地区,这无疑将减少知识的流动和溢出。张浩然和衣保中(2012)^[17]基于我国十大城市群面板数据的实证研究表明,单中心区域空间结构更有助于经济增长质量的提高。其主要原因在于,目前我国多数城市群仍存在“大城市发展不足、中小城市规模偏大”的失衡状态(潘士远等,2018)^[18]。

目前来看,一方面,多中心空间结构对区域内经济发展的影响研究尚处于起步阶段,且主要落脚于经济增长和生产效率;另一方面,目前关于空间集聚对企业出口影响的研究均将区域作为一个整体,忽视了区域内部空间形态的差异。企业的出口活动能否受益于多中心空间发展模式同样值得我们一探究竟。鉴于此,本文将运用 Heckman 两步法模型探讨多中心空间发展模式对我国企业出口二元边际的动态影响及其背后的作用路径,进而为我们从促进贸易增长视角思考中国的区域空间规划提供了一定的理论依据和政策启示。

二、机制分析

多中心空间发展模式能够发挥正向外部性的重要基础是区域内城市之间的经济互动,基于现有相关研究,本文认为,市场一体化和要素流动可能是多中心空间结构影响区域内企业出口活动的重要途径,具体而言:

(1) 在市场一体化方面。地方保护造成的市场分割是损害我国资源配置效率和阻碍企业参与出口的重要因素之一。分割的市场导致竞争力较高的企业不断扩大国内市场,而竞争力较低的企业不得不通过出口来拓展自身的市场份额(叶宁华和张伯伟,2017)^[19]。这无疑抑制了我国出口贸易持续稳定增长的潜力和空间。随着多中心空间结构的逐步形成,适度的城市差距使得中小城市有足够的技术和配套设施承载来自大城市的产业转移,进而逐步推动城市之间产业分工的协同合作模式和市场化进程,提升了资源配置效率和生产效率(张学良等,2017)^[20],企业参与出口的积极性由此得以提升(Melitz,2003)^[21]。正如钱学锋等(2016)^[22]所指出,资源误置导致了我国贸易条件的恶化以及人均产出的下降,进而损害了企业出口绩效。此外,市场分割的另一种特征便是户籍限制,这在无形中降低了劳动力的流动并造成劳动力市场的扭曲,企业出口竞争力由此受到抑制(王明益,2016)^[23]。因此,打破市场分割、促进城市之间的市场整合是促进我国出口增长的有效途径。而在多中心城市网络中,不同层级城市之间在人口和市场上的良性互动显著加快了区域内的市场化进程,并提高了要素配置效率和边际产出,企业能够在更大范围内借助规模经济和技术扩散实现出口扩张。比如,原倩(2016)^[24]以中国城市群为样本的研究结果显示,促进区域市场化进程是多中心空间结构发挥正外部性的重要途径。洪银兴、吴俊(2012)^[25]基于长三角城市群的研究指出,多中心空间发展模式能够进一步强化地区的市场化水平。因此,市场化可能是多中心空间发展模式影响企业出口扩张的重要路径。

(2) 在要素流动方面。在单中心空间结构中,中心城市与其他城市之间过大的发展差距容易形成“虹吸效应”,优质生产要素往往会快速集聚在中心城市。这

既容易导致中心城市出现市场拥挤而抑制企业出口参与（陈旭等，2016），也会导致中小城市的企业由于生产要素的流失而难以实现出口扩张。为避免城市之间发展差距过大而导致要素流动不足，陆铭和向宽虎（2014）^[26]提出，通过促进人口和资金等生产要素的流动来提升我国产业和贸易竞争力。随后，张明志和陈榕景（2020）^[27]发现城市人口流动的加快显著促进了企业出口。相比于单中心结构，多中心空间结构有助于中心城市、次级中心城市与其他中小城市之间形成分工有序的垂直合作体系，加快了要素、信息的流通和资源配置效率的提升（Gleaser et al., 2016）^[28]，企业出口竞争力由此获得强化。同时，在多中心空间结构中，次级中心城市作为连接中小城市和中心大城市之间的重要枢纽，能够进一步放大中心城市正向溢出的范围和力度，促进要素跨地区流动（殷德生等，2019）^[29]。此外，在城市分工体系较为成熟的多中心网络中，大城市数量的增加缩小了区域内生产要素的流动半径并提高了要素流动频率（Meijers and Hoogerbrugge, 2016），企业中间投入的采购半径和生产成本随之降低，这将有助于企业跨越出口市场的成本门槛并积极参与到国际市场中。因此，要素流动可能是多中心空间结构影响企业出口扩张的另一重要路径。

尽管目前部分研究认为控制中心大城市规模的过快扩张，避免“一城独大”是优化资源配置和促进企业出口的有效手段。但多中心空间发展模式并非是“万能钥匙”，过于均衡的扁平化空间发展模式反而抑制了城市之间的分工合作，导致区域内产业组织形态和要素分布处于较为分散的状态，要素利用效率由此受到抑制。一方面，目前我国区域中心城市的带动和辐射效应尚未充分发挥，过早地引导生产要素向中小城市流动以人为塑造多中心空间结构反而错失了集聚经济对生产效率的推动作用（孙斌栋和李琬，2016）^[30]，进而损害了企业出口绩效。正如Duranton（2015）^[31]所指出，从长期范围看，区域资源利用效率的提升还是需要中心大城市产生的带动作用。而在区域大城市发展过程中，限制大城市扩张所需要的人口、资金乃至土地资源，不仅弱化了中心城市的“领头地位”，更是限制了企业生产效率的提升和出口规模的扩张。另一方面，由于受到“城市竞争”这一思想的影响，导致各次级中心城市以及中小城市忽略自身的产业结构和比较优势，加快新城区的土地供给和建设，以期实现对中心大城市的接近和赶超。然而，由于新建城区往往与城市中心距离较远，这便导致了明显的城市蔓延，企业的生产效率和出口二元边际因此受到抑制（陈旭等，2018）^[32]。在此过程中，过于均匀的城市规模分布体系导致城市之间的产业结构过于相似，反而加剧了市场分割和阻碍了要素流动。因此，适度的多中心水平有助于促进企业出口扩张，但过于均衡的多中心空间结构反而通过加剧城市竞争和抑制要素流动阻碍企业的出口扩张。

基于以上分析，本文提出如下两个研究假说。

假说1：区域多中心空间结构对企业出口二元边际的影响可能存在先促进后抑制的倒U型特征。

假说2：区域多中心空间结构能够通过市场一体化和要素流动这两大途径影响企业的出口二元边际。

三、模型设定与指标构建

(一) 模型设定

本文的研究对象既包括企业出口集约边际这种连续数据，也包括企业出口扩展边际这种离散数据。考虑到企业的出口行为并非完全随机，而是可能与其所在地区的空间结构存在密切联系，为了避免选择性偏差，本文使用 Heckman 两步法模型来估计。模型如 (1)、(2) 两式所示。

$$exportdummy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 poly_{i,t-1} + \alpha_2 poly_{i,t-1}^2 + \alpha CV_{i,t-1} + \xi_{year, region, industry} + \varepsilon \quad (1)$$

$$export_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 poly_{i,t-1} + \beta_2 poly_{i,t-1}^2 + \beta CV_{i,t-1} + \xi_{year, region, industry} + \varepsilon \quad (2)$$

其中，(1) 式是选择方程，用于检验多中心空间结构对企业出口扩展边际的影响。 $exportdummy$ 表示企业出口扩展边际，企业存在出口行为时，取值为 1；反之，取值为 0。(2) 式是出口方程，用于检验多中心空间结构对企业出口集约边际的影响。 $export$ 表示企业出口集约边际，本文以企业销售总额中出口额占比来表示。 CV 表示本文设定若干能够反映区域和企业特征的控制变量。 ε 表示随机误差项。根据 Heckman (1979)^[33] 的研究，如果这两个误差项之间存在显著的相关性，则意味着样本存在选择性偏误。这种情况下选择 Heckman 两步法更为合理。同时，根据 Heckman (1979)，选择方程中至少存在一个变量未被包含在出口方程中。为此，本文将企业是否存在出口行为的滞后一期加入选择方程，这样做的同时也能够观察过去的出口行为对当期出口决策的影响。此时，(1) 式进一步调整为：

$$exportdummy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 poly_{i,t-1} + \alpha_2 poly_{i,t-1}^2 + \alpha CV_{i,t-1} + \alpha_3 exportdummy_{i,t-1} + \xi_{year, region, industry} + \varepsilon \quad (3)$$

考虑到解释变量对企业出口二元边际的影响往往存在时间上的滞后，本文将自变量的滞后一期带入到计量模型中。

(二) 指标构建

1. 多中心空间结构

结合本文的数据特征，我们运用城市的序位规模分布从形态上来衡量地区的多中心空间结构水平，测度公式如 (4) 式所示：

$$\ln R_{m,t} = C - p \ln Population_{m,t} \quad (4)$$

其中， R 表示城市 m 的人口规模在全省范围内的排名， $Population_{m,t}$ 表示 t 年第 m 位的城区常住人口数量， C 是常数。在对每个省份内各城市的城区人口由高到低排序之后，带入 (4) 式回归估计，得到不同省份在不同年度中的 p 值。一般认为， p 值越大，意味着省份内规模排名前几位城市之间的规模差距较小，整体空间形态趋向于多中心模式。此外，为了使得不同省份的多中心指数更具有可比性，本文对各省份内城区人口排名前两位至前四位的城市分别进行回归估计，然后取 p 的平均值作为各省份的多中心指数。

值得说明的是，本文使用的城区人口数据来自 Landscan 全球人口分布数据库而非统计年鉴。这么做的原因主要有以下两方面：其一，统计年鉴中的人口数据主

要为户籍人口，难以准确反映出一个城市的真实规模。相较之下，Landscan 运用 GIS 和遥感等创新方法，统计了各城市每个栅格（大约一平方公里）中的人口数量，是目前最为准确和可靠的人口统计数据库。其二，我国城市外围相当多的区域尽管在行政上属于城区，但并没有足够的经济和人口活动，甚至仍处于未开发状态，这也就不应当被定义为经济学层面的“城区”。Landscan 能够克服行政区划的限制，重新定义经济学层面的城区范围和测算真实城区人口数量。

借鉴刘修岩等（2017）的做法，本文将每平方公里人口大于等于 1000 的区域定义为城区，运用 Arcgis 软件提出和计算出每个地级城市的城区人口，进而基于式（4）计算出每个省份的多中心指数。同时借鉴 Henderson（2003）^[34]的思想，本文用 1 减去省份内规模最大的城区人口数量占全省城区人口总和的比重计算变换的首位度，以此作为多中心指数的替代指标。表 1 展示了样本期内我国多中心指数排名前十的省份。

表 1 中国多中心指数前 10 位省份

2001 年		2004 年		2007 年		2011 年	
宁夏	1.898	宁夏	1.995	宁夏	1.746	宁夏	1.547
湖南	1.413	湖南	1.421	湖南	1.420	山东	1.346
山东	1.362	山东	1.382	山东	1.383	江苏	1.339
河北	1.356	安徽	1.310	安徽	1.311	湖南	1.330
四川	1.338	广西	1.264	河南	1.252	安徽	1.257
安徽	1.336	四川	1.259	四川	1.233	河北	1.231
广西	1.244	江苏	1.225	江苏	1.215	四川	1.203
福建	1.163	河南	1.205	河北	1.173	辽宁	1.169
辽宁	1.145	河北	1.166	辽宁	1.168	江西	1.164
河南	1.144	辽宁	1.151	广西	1.166	河南	1.140

2. 其他变量

本文同时选取若干可能会影响企业出口的控制变量。生产率 *pro*，本文用企业人均产出衡量。人均资本 *kl*，本文以企业人均固定资产来表示。工资水平 *wage*，本文使用人均薪酬福利来衡量。企业规模 *size*，本文以企业员工数量来体现。政府补贴 *subsidy*，如果存在补贴，赋值为 1；反之，赋值为 0。为了降低变量之间可能存在的异方差，除了政府补贴这一虚拟变量，其他控制变量均取自然对数。

根据前文理论分析，本文构建了两个中介变量。一是市场一体化 *integ*，本文按照盛斌和毛其淋（2011）^[35]的方法计算出各省份的市场分割指数，然后对此市场分割指数的倒数开根号来获得各省份的市场一体化水平。二是要素流动 *flow*，本文用各省份的客运量来体现。

本文数据来自《Landscan 全球人口分布数据库》《中国工业企业数据库》以及《中国统计年鉴》，年份跨度为 2001 至 2011。在数据处理过程中，由于北京、上海、天津、重庆是直辖市，西藏、新疆、青海以及海南的地级城市数量过少而无法计算多中心空间结构，因此在研究过程中剔除了这八个地区。

四、实证检验与分析

(一) 全样本检验

首先我们观察多中心空间结构影响企业出口二元边际的全样本检验结果，如表2所示。在未加入控制变量的估计结果中（如（1）、（2）两列所示），多中心指数一次项估计系数在出口方程和选择方程中分别为8.560和1.499，相应的平方项的估计系数则为-3.434和-0.596，且通过显著性检验。加入控制变量之后，在出口方程和选择方程中，多中心指数一次项和二次项的估计系数的显著性与方向并未发生变化。这意味着多中心空间发展模式对我国企业出口集约边际和扩展边际的影响呈现显著的倒U型特征。假说1得到了验证。此外，本文使用变换的首位度作为多中心指数的替代变量，估计结果如（5）、（6）两列所示，变换的首位度估计系数的方向和显著性依然未发生变化，假说1体现出强烈的稳健性。本文对此结果理解为，在区域多中心空间结构形成初期，大城市和中小城市之间的适度差距有助于形成高效的垂直分工合作体系，技术溢出、规模借用等正外部性得到更大程度的发挥，进而实现企业出口二元边际的扩张。然而，当区域多中心水平过高时，过于扁平化的城市规模体系容易导致城市之间的竞争大于合作，地方保护导致的市场分割和要素流动受阻等损害了生产要素的配置效率，企业出口二元边际由此受到抑制。

表2 全样本检验

变量	多中心指数				变换的首位度	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$poly_{t-1}$	8.560*** (0.255)	1.499*** (0.254)	7.867*** (0.197)	3.369*** (0.265)	12.673*** (1.430)	25.104*** (0.799)
$poly_{t-1}^2$	-3.434*** (0.115)	-0.596*** (0.114)	-3.107*** (0.089)	-1.583*** (0.118)	-10.466*** (0.954)	-18.215*** (0.528)
pro_{t-1}			-0.053*** (0.004)	0.055*** (0.005)	-0.072*** (0.007)	0.060*** (0.005)
kl_{t-1}			-0.043*** (0.002)	0.037*** (0.004)	-0.041*** (0.005)	0.023*** (0.003)
$wage_{t-1}$			-0.034*** (0.006)	0.272*** (0.008)	-0.087*** (0.011)	0.267*** (0.007)
$size_{t-1}$			0.033*** (0.003)	0.221*** (0.004)	0.082*** (0.005)	0.208*** (0.004)
$subsidy_{t-1}$			-0.163*** (0.007)	0.232*** (0.012)	-0.205*** (0.015)	0.194*** (0.011)
$exportdummy_{t-1}$		1.131*** (0.011)		1.272*** (0.012)		1.182*** (0.011)
常数项	7.013*** (0.163)	-0.875*** (0.149)	6.946*** (0.131)	-4.401*** (0.163)	-5.854*** (0.546)	-9.941*** (0.303)
λ	-1.794*** (0.033)	-1.341*** (0.022)	-2.630*** (0.046)			
年份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	355 460	355 460	354 370	354 370	355 460	355 460

注：***、**和*分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号里的数字表示标准差，所有回归均控制年份、省份和行业固定效应，下同。

既然多中心空间结构对企业出口二元边际的影响呈倒U型特征,那么目前我国是否存在由于多中心水平过高而导致企业出口二元边际受到抑制的省份?为此,本文根据基准回归结果计算出多中心空间结构影响企业出口二元边际的拐点,进而找出多中心水平过高的省份,结果如表3所示。可以发现,截止2011年,超过拐点的省份主要包括宁夏、山东、江苏和湖南。这表明,各地区要注意保持中心城市与次级中心城市之间的适度差距,避免空间结构过于扁平化而带来负面影响。

表3 超过拐点的省份

2001年		2006年		2011年	
集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
宁夏 (1.898)	宁夏 (1.898)	宁夏 (1.656)	宁夏 (1.656)	宁夏 (1.547)	宁夏 (1.548)
湖南 (1.413)	湖南 (1.413)	湖南 (1.401)	湖南 (1.401)	山东 (1.346)	山东 (1.347)
山东 (1.362)	山东 (1.362)	山东 (1.386)	山东 (1.386)	江苏 (1.339)	江苏 (1.340)
河北 (1.356)	河北 (1.356)	安徽 (1.315)	安徽 (1.315)	湖南 (1.330)	湖南 (1.331)
安徽 (1.336)	安徽 (1.336)				
四川 (1.339)	四川 (1.339)				

注:括号里的数字表示多中心指数。

关于控制变量的结果。生产率 pro 的估计系数在集约边际中显著为负,在扩展边际中则显著为正。这表明尽管生产率的提升能够促进企业跨越生产率门槛而选择出口,但对于已进入出口市场的企业,生产率越高的企业反而出口规模越小。出现此现象的原因可能在于:一方面是由于企业获取一定的出口份额之后便怠于进行技术创新,导致其生产率并未随着出口规模的增加而提升;另一方面是为了获取出口补贴和退税,低生产率企业也贸然增加出口。人均资本 kl 的估计系数表明,资本深化促进了企业的出口扩展边际,但抑制了出口集约边际。工资水平 $wage$ 和政府补贴 $subsidy$ 得到了类似的结果。企业规模 $size$ 的估计系数均显著为正,这意味着规模越大的企业更加倾向于扩张出口二元边际,原因可能在于,规模扩张能够通过规模经济降低生产成本和提升产品质量,进而增加了企业参与国际竞争的动力。企业是否出口滞后一期的结果表明,上一年存在出口行为的企业,下一年选择出口的可能性更高。最后, λ 估计系数在1%的显著性水平上显著,这表明本文运用的 Heckman 两步法模型是合适的。

(二) 分地区检验

由于区位优势,我国出口企业主要分布于沿海省份,那么多中心空间结构对企业出口二元边际的影响是否会因为区位的不同而存在差异?为此,本文将样本划分为沿海和内陆地区,分样本检验结果如表4所示。可以发现,不论是在沿海地区还是内陆地区,多中心指数一次项的估计系数在出口方程和选择方程中均显著为正,平方项的估计系数则显著为负。这表明多中心空间发展模式对企业出口集约边际和扩展边际的倒U型影响并不会因为区位不同而存在差异。假说1再次得到了验证。同时,为了检验估计结果的稳健性,(5)至(8)列展示了以变换的首位度替代多中心指数的估计结果,可以发现,多中心空间发展模式与企业出口二元边际之间依

然保持着显著的倒U型关系。

表4 分地区检验

变量	多中心指数				变换的首位度			
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$poly_{t-1}$	9.746*** (0.371)	6.326*** (0.355)	4.554*** (1.035)	2.600*** (0.525)	29.607*** (5.023)	13.653*** (2.592)	4.723*** (1.485)	19.049*** (1.283)
$poly_{t-1}^2$	-3.845*** (0.169)	-2.831*** (0.162)	-1.867*** (0.428)	-0.974*** (0.226)	-13.855*** (3.228)	-7.640*** (1.658)	-2.840*** (1.042)	-14.375*** (0.891)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	308 103	308 103	46 267	46 267	308 103	308 103	46 267	46 267

(三) 分行业检验

除了在宏观地区层面，多中心空间结构对企业出口二元边际的影响是否会因为行业要素密集度不同而有所差异也是需要探讨的问题。为此，本文将样本划分为技术密集、资本密集和劳动密集型，相应的分样本估计结果如表5所示^①。

可以看出，在技术密集型行业中，多中心指数及其平方项的回归系数在出口方程和选择方程中均分别为正数和负数，且通过了显著性检验（如（1）、（2）两列所示）。在资本密集和劳动密集行业中，多中心指数的回归系数依然如此（如（3）至（6）列所示）。这表明，多中心空间发展模式对企业出口二元边际的倒U型影响并不会由于行业要素密集度不同而有所差异。因此，假说1的稳健性从行业层面得到了验证。

表5 分行业检验^②

变量	技术密集		资本密集		劳动密集	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$poly_{t-1}$	7.808*** (0.367)	3.157*** (0.497)	7.761*** (0.291)	1.858*** (0.429)	7.898*** (0.368)	5.758*** (0.480)
$poly_{t-1}^2$	-3.098*** (0.165)	-1.449*** (0.222)	-3.086*** (0.131)	-0.927*** (0.191)	-3.067*** (0.167)	-2.691*** (0.216)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	119 840	119 840	109 174	109 174	122 481	122 481

(四) 分生产规模检验

多中心空间发展模式影响企业出口二元边际的重要途径之一便是市场一体化产生的外部规模经济。由于不同生产规模的企业具有不同水平的内在规模经济，因此，多中心空间发展模式对企业出口二元边际的影响是否会因为生产规模不同而存在差异？为考察这个问题，本文进一步将样本划分为大中型企业和小型企业分别进

①限于篇幅，行业分类标准未在正文中展示，备索。

②限于篇幅，以变换的首位度替代多中心指数的回归结果未在正文中展示，备索。

行回归估计,结果如表6所示。在(1)至(4)列中,不论是对于大中型企业亦或是小型企业,多中心指数及其二次项的估计系数在出口方程和选择方程中均分别为正值和负值,且在1%的统计水平上显著,即多中心空间发展模式对出口二元边际的影响在大中型企业和小型企业中均表现出显著的倒U型特征。以变换的首位度替代多中心指数之后的结果依然如此。假说1在企业生产规模层面再次得到了验证。

表6 分企业规模检验

变量	多中心指数				变换的首位度			
	大中型企业		小型企业		大中型企业		小型企业	
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$poly_{i,t-1}$	5.899*** (0.498)	2.010*** (0.539)	8.838*** (0.250)	4.001*** (0.310)	14.561*** (3.621)	19.865*** (1.498)	14.307*** (1.758)	26.772*** (0.978)
$poly_{i,t-1}^2$	-2.177*** (0.223)	-0.903*** (0.238)	-3.581*** (0.113)	-1.889*** (0.139)	-11.316*** (2.459)	-14.430*** (1.015)	-11.694*** (1.163)	-19.369*** (0.641)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	79 010	79 010	275 360	275 360	79 010	79 010	275 360	275 360

五、作用机制分析

在证明了多中心空间发展模式对企业出口二元边际的倒U型影响之后,我们还需要探究该影响背后的具体路径。首先,根据前文理论分析,本文分别将市场一体化与要素流动这两个中介因素作为被解释变量,考察二者与多中心空间结构之间的联系。其次,运用中介效应模型分析市场一体化和要素流动这两个中介变量是否为多中心空间结构影响企业出口二元边际的渠道。最后,再引入多中心空间结构与中介变量的交互项,来检验二者对企业出口二元边际的协同效应。

(一) 中介效应检验

$$\lninteg = \omega_0 + \omega_1 poly_{i,t} + \omega_2 poly_{i,t}^2 + \varepsilon \quad (5)$$

$$\lnflow = \gamma_0 + \gamma_1 poly_{i,t} + \gamma_2 poly_{i,t}^2 + \varepsilon \quad (6)$$

在(5)、(6)两式中,被解释变量分别是市场一体化和要素流动,估计结果如表7所示。在(1)、(2)两列中,不论是多中心指数还是变换的首位度,其一次项、二次项估计系数分别为正值与负值,并通过了显著性检验。这意味着随着多中心空间结构的发展,市场一体化呈现出显著的先扬后抑的倒U型变化趋势。类似的,根据(3)、(4)两列,区域内的要素流动水平与多中心空间结构之间同样存在显著的倒U型关系。此结果初步表明,市场一体化与要素流动可能是多中心空间结构影响企业出口二元边际的重要渠道。

接下来,本文首先分别考察两个中介变量对企业出口二元边际的影响。如果多中心空间结构通过市场一体化和要素流动影响企业出口二元边际,那么我们预计市场一体化和要素流动估计系数将显著。其次,为了考察市场一体化和要素流动在多中心

空间发展模式影响企业出口二元边际的过程中是否为完全中介效应，我们再将两个中介变量同时加入到基准回归模型中，观察多中心指数的估计系数的显著性是否发生变化。

表7 中介变量的检验

变量	市场一体化		要素流动	
	多中心指数	变换的首位度	多中心指数	变换的首位度
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>poly</i>	0.420* (0.226)	0.132* (0.073)	0.760** (0.304)	7.493*** (2.188)
<i>poly</i> ²	-0.172* (0.090)	-0.171* (0.093)	-0.251** (0.117)	-7.253*** (1.629)
样本量	253	253	253	253

根据表8我们发现，在（1）、（2）两列中，市场一体化的估计系数在出口方程和选择方程中均显著为正；在（3）、（4）两列中，要素流动的估计系数在出口方程和选择方程中亦显著为正。这表明市场一体化水平提升和要素流动加快是多中心空间发展模式促进我国企业出口二元边际扩张的重要途径，假说2得到了验证。值得注意的是，在（5）、（6）两列中，中介变量估计系数显著的同时，多中心指数的估计系数也通过了显著性检验。这意味着市场一体化和要素流动在多中心空间发展模式影响企业出口二元边际的过程中发挥了不完全中介效应，可能存在其他中介因素未被本文捕捉到。

表8 中介效应检验

变量	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>poly</i> _{<i>t</i>-1}					5.952*** (0.210)	3.374*** (0.268)
<i>poly</i> _{<i>t</i>-1} ²					-2.293*** (0.095)	-1.601*** (0.120)
<i>integ</i> _{<i>t</i>-1}	1.184*** (0.040)	0.295*** (0.049)			0.552*** (0.039)	0.178*** (0.050)
<i>flow</i> _{<i>t</i>-1}			1.550*** (0.059)	0.608*** (0.014)	0.372*** (0.008)	0.077*** (0.011)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	354 370	354 370	354 370	354 370	354 370	354 370

（二）协同效应检验

本文进一步考察两个中介变量与多中心空间结构是否能够对企业出口产生积极的协同效应。为此，本文分别将多中心指数与市场一体化的交互项 (*poly*×*integ*)、多中心指数与要素流动的交互项 (*poly*×*flow*) 加入基准回归方程中，结果如表9所示。根据（1）至（2）列，多中心指数与市场一体化交互项的估计系数在出口方程和选择方程中均显著为正；在（3）、（4）两列中，多中心指数与要素流动交互项的估计系数在出口方程和选择方程中依然显著为正。这表明区域内市场一体化和

要素流动加快能够进一步释放多中心空间结构对企业出口二元边际的积极效应。(5)至(8)列中,变换的首位度与市场一体化、要素流动交互项的估计系数同样为正数并通过了显著性检验。假说2再次从协同效应层面得到了验证。

表9 协同效应检验

变量	多中心指数			
	集约边际	扩展边际	集约边际	扩展边际
	(1)	(2)	(3)	(4)
$poly_{t-1}$	12.788*** (0.391)	11.178*** (0.465)	10.560*** (0.361)	8.052*** (0.572)
$poly_{t-1}^2$	-3.404*** (0.100)	-2.410*** (0.125)	-0.614*** (0.097)	-2.228*** (0.140)
$poly_{t-1} \times integ_{t-1}$	1.259*** (0.078)	1.757*** (0.088)		
$poly_{t-1} \times flow_{t-1}$			1.842*** (0.033)	0.484*** (0.052)
其他变量	YES	YES	YES	YES
样本量	354 370	354 370	354 370	354 370

六、研究结论与政策启示

本文基于 Landscan 和中国工业企业数据,运用 Heckman 两步法探讨了多中心空间发展模式对我国企业出口二元边际的影响及作用机制。研究发现:(1)多中心空间发展模式对企业出口集约边际和扩展边际的影响存在显著的倒U型特征,在区分企业所处区位、所在行业要素密集度以及生产规模的差异之后,该结论依然稳健。(2)测算结果显示,目前我国少数省份的企业出口活动由于空间结构多中心水平过高而受到抑制,这意味着我国在塑造多中心空间结构的过程中,要注意城市规模体系过于扁平化带来的负面影响。(3)在作用机制方面,市场一体化和要素流动是多中心空间发展模式促进企业出口二元边际扩张的重要路径,且市场一体化、要素流动与多中心空间发展模式之间存在显著的正向协同效应。

本文的研究结论从提升贸易竞争力视角为我国区域空间形态的发展模式提供了一定的经验证据和政策启示。其一,对于多数省份而言,应当逐步有序地打造多中心空间结构,同时注意保持中心城市与次级中心城市之间的适度差距,切勿为了追求均衡分布而违背市场力量将要素均匀分配,比如宁夏、江苏、安徽等地需要适当提高区域中心城市的首位度。其二,通过推动城市之间的产业协作和经济交流逐步消除市场分割,进一步释放多中心空间发展模式对我国贸易竞争力提升的积极作用。各省份内不同城市的经济诉求不尽相同,这便要求建立跨城市的区域发展规划体系,为通过多中心空间发展模式促进中国出口贸易扩张提供明确统一的政策环境。其三,多中心空间结构发挥贸易促进效应离不开要素的充分流动。在我国新基建战略方向下,继续完善公路、铁路等传统基础设施网络的同时,还应注重发展物联网、大数据等新一代信息网络建设,进一步降低城市之间的交流沟通成本,促进要素流动,最大程度地发挥多中心空间结构的正外部性。

[参考文献]

- [1] RIZOV M, OSKAM A, WALSH P. Is There a Limit to Agglomeration? Evidence from Productivity of Dutch Firms [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2012, 42 (4) : 595-606.
- [2] 周沂, 贺灿飞. 集聚类型与中国出口产品演化——基于产品技术复杂度的研究 [J]. *财贸经济*, 2018 (6) : 115-129.
- [3] KOENIG P. Agglomeration and the Export Decisions of French Firms [J]. *Journal of Urban Economics*, 2009, 66 (3) : 186-195.
- [4] KNELLER R, PISU M. Industrial Linkages and Export Spillovers from FDI [J]. *The World Economy*, 2007, 30 (1) : 105-134.
- [5] 沈鸿, 顾乃华. 地方财政分权、产业集聚与企业出口行为 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (9) : 25-36.
- [6] 佟家栋, 刘竹青. 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 [J]. *世界经济*, 2014 (7) : 67-85.
- [7] 陈旭, 邱斌, 刘修岩. 空间集聚与企业出口: 基于中国工业企业数据的经验研究 [J]. *世界经济*, 2016 (8) : 94-117.
- [8] 孙斌栋, 丁嵩. 大城市有利于小城市的经济增长吗——来自长三角城市群的证据 [J]. *地理研究*, 2016 (9) : 1615-1625.
- [9] CAMAGNI R, CAPELLI R, CARAGLIU A. Static vs. Dynamic Agglomeration Economies. Spatial Context and Structural Evolution behind Urban Growth [J]. *Papers in Regional Science*, 2015, 95 (1) : 133-158.
- [10] PHELPS N A, OZAWA T. Contrasts in Agglomeration: Proto-industrial, Industrial and Post-industrial Forms Compare [J]. *Progress in Human Geography*, 2003, 27 (5) : 583-604.
- [11] MEIJERS E J, HOOGERBRUGGE M M. Borrowing Size in Networks of Cities: City Size, Network Connectivity and Metropolitan Functions in Europe [J]. *Papers in Regional Science*, 2016, 95 (1) : 181-198.
- [12] MEIJERS E J, BURGER M J. Spatial Structure and Productivity in U.S. Metropolitan Areas [J]. *Environment and Planning A*, 2010, 42 (6) : 1383-1402.
- [13] VENERI P, BURGALASSI D. Questioning Polycentric Development and Its Effects. Issues of Definition and Measurement for the Italian NUTS-2 Regions [J]. *European Planning Studies*, 2012 (20) : 1017-1037.
- [14] 刘修岩, 李松林, 秦蒙. 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 [J]. *管理世界*, 2017 (1) : 51-64.
- [15] PARR J B. Agglomeration Economies: Ambiguities and Confusions [J]. *Environment and Planning A*, 2002, 34 (4) : 717-731.
- [16] MEIJERS E. Summing Small Cities Does Not Make a Large City: Polycentric Urban Regions and the Provision of Cultural, Leisure and Sports Amenities [J]. *Urban Studies*, 2008, 45 (11) : 2323-2342.
- [17] 张浩然, 衣保中. 城市群空间结构特征与经济绩效——来自中国的经验证据 [J]. *经济评论*, 2012 (1) : 42-47.
- [18] 潘士远, 朱丹丹, 徐恺. 中国城市过大抑或过小——基于劳动力配置效率的视角 [J]. *经济研究*, 2018 (9) : 68-82.
- [19] 叶宁华, 张伯伟. 地方保护、所有制差异与企业市场扩张选择 [J]. *世界经济*, 2017 (6) : 98-119.
- [20] 张学良, 李培鑫, 李丽霞. 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 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (4) : 1563-1582.
- [21] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6) : 1695-1725.
- [22] 钱学锋, 毛海涛, 徐小聪. 中国贸易利益评估的新框架——基于双重偏向型政策引致的资源误置视角 [J]. 2016 (12) : 83-108.
- [23] 王益明. 要素价格扭曲会阻碍出口产品质量升级吗——基于中国的经验证据 [J]. *国际贸易问题*, 2016 (8) : 28-39.
- [24] 原倩. 城市群是否能够促进城市发展 [J]. *世界经济*, 2016 (9) : 99-123.

- [25] 洪银兴, 吴俊. 长三角区域的多中心化趋势和一体化的新路径 [J]. 学术月刊, 2012 (5): 94-100.
- [26] 陆铭, 向宽虎. 破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略 [J]. 经济社会体制比较, 2014 (4): 1-16.
- [27] 张明志, 陈榕景. 城市流动人口如何影响企业出口? [J]. 经济学动态, 2020 (5): 85-100.
- [28] GLAESER E L, PONZETTO G A M, ZOU Y. Urban Networks: Connecting Markets, People and Ideas [J]. Papers in Regional Science, 2016, 95 (1): 17-59.
- [29] 殷德生, 吴虹仪, 金桩. 创新网络、知识溢出与高质量一体化发展——来自长江三角洲城市群的证据 [J]. 上海经济研究, 2019 (11): 30-45.
- [30] 孙斌栋, 李琬. 城市规模分布的经济绩效——基于中国市域数据的实证研究 [J]. 地理科学, 2016 (3): 328-334.
- [31] DURANTON G. Delineating Metropolitan Areas: Measuring Spatial Labour Market Networks Through Commuting Patterns [J]. The Economics of Interfirm Networks. Springer Japan, 2015.
- [32] 陈旭, 秦蒙, 刘修岩. 城市蔓延、动态外部性与企业出口参与——基于中国制造业企业数据的经验研究 [J]. 财贸经济, 2018 (10): 145-160.
- [33] HECKMAN J J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. Econometrica, 1979, 47 (1): 153-161.
- [34] HENDERSON J V. The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question [J]. Journal of Economic Growth, 2003 (8): 47-71.
- [35] 盛斌, 毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长: 1985—2008年 [J]. 世界经济, 2011 (11): 44-66.

(责任编辑 蒋荣兵)

Is Polycentric Spatial Development Model Conducive to Export Expansion —Evidence from Chinese Industrial Enterprises

CHEN Xu QIU Bin

Abstract: Based on Landscan population distribution data and Chinese industrial enterprise data, the Heckman two-step model was employed to investigate the influence and mechanism of polycentric spatial structure on Chinese enterprises' export dual marginal. The result shows that the influence of polycentric spatial structure on the intensive margin and extended margin of Chinese enterprises presents a significant inverted U-shape. After distinguishing the differences of location, industry factor intensity, and production scale, this conclusion keeps stable. Meanwhile, according to the calculation results, enterprises' export dual marginal in a few provinces in China are inhibited by the high degree of polycentricity. Finally, market integration and factor mobility are important ways through which the polycentric spatial structure affects enterprises' export dual marginal.

Keywords: Polycentric Structure; Export Dual Marginal; Mechanism of Action; Mediation Effect