

多中心结构、市场整合与经济效率*

陈旭 邱斌

摘要：本文基于校正后的城市夜间灯光数据测算各省份的多中心结构指数，运用工具变量估计考察区域多中心空间发展模式对中国城市经济效率的动态影响，并探讨了市场一体化在其中所发挥的交互效应。研究发现，首先，多中心结构对我国城市经济效率的影响呈现显著的先促进后抑制的倒U型特征，且该影响主要体现在大城市以及东中部地区，中小城市以及西部城市的经济效率则随着多中心水平的提高而提升。同时，测算结果显示，目前我国少数地区的经济效率由于多中心水平过高的空间发展模式而受到抑制。其次，多中心结构与市场一体化之间存在明显的替代效应，且该效应主要体现在中小城市和东中部地区。最后，城市距离和交通基础设施在多中心结构影响经济效率过程中发挥了显著的非线性调节作用。本文研究对我国未来城市规模体系发展模式提供了一定的经验证据和政策启示。

关键词：多中心结构 市场一体化 经济效率 替代效应 调节效应

中图分类号：F29 JEL：R12

Polycentric Structures, Market Integration and Economic Performance

Chen Xu¹ Qiu Bin²

(1. Anhui University of Finance and Economics, Anhui, China; 2. Southeast University, Jiangsu, China)

Abstract: Based on the corrected urban nightlight data, this paper calculates the polycentric structure index of each province, adopts instrumental variable estimation to investigate the dynamic impact of regional polycentric spatial development pattern on urban economic performance in China, and discusses the interactive effect of market integration in it. It is found that firstly, the impact of polycentric structure on urban economic performance in China presents a significant inverted U-shaped feature, and this effect is mainly reflected in large cities and eastern and central regions, while the economic performance of small and medium-sized cities and western cities could be improved by the increase of polycentric level. In the meantime, the calculation results show that the economic performance in a few provinces has been restrained by the polycentric spatial development pattern. Secondly, there is substitution effect between the polycentric structure and market integration, which is mainly reflected in small and medium-sized cities and eastern and central regions. Finally, urban distance and transportation infrastructure have a significant nonlinear regulating effect in the process of polycentric structure affecting economic performance. This paper provides some empirical evidence and policy inspiration for urban scale system development pattern in China in the future.

Keywords: Polycentric structure; Market integration; Economic performance; Substitution effect; Regulating effect

* 陈旭，安徽财经大学国际经济贸易学院，邮政编码：233030，电子邮箱：chenxu19881219@163.com；邱斌，东南大学经济管理学院，邮政编码：211189，电子邮箱：b_qiu@126.com。本文受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）、安徽省社会科学基金一般项目“城市空间结构演变提升我国全球价值链地位的机制及对策研究”（AHSKF2018D19）的资助。作者衷心感谢审稿人的宝贵意见，文责自负。

一、引言

随着中国城市化水平的飞速发展以及产业分工的现实要求，由区位相近的不同功能和规模的城市组成的城市网络逐步成为中国参与全球竞争的重要依托。加之近年来中国大中型城市数量和规模的不断扩张以及城际交通基础设施的日趋完善，互联互通的多中心空间格局逐步显现。正如《全国国土规划纲要（2016-2030年）》所强调，构建多中心网络型集聚开发的格局将是我国经济高质量发展的重要推动力。同时，2018年11月党中央、国务院发布的《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》也强调了“加强区域内部城市间的紧密合作”这一战略方针。这意味着互联互通的多中心空间发展模式将成为中国新型城镇化建设中的重要内容。特别是在长期以来中国地方经济增长受到市场分割的约束背景下，多中心结构有助于通过促进城市之间的产业分工实现经济活动和资源要素在更大地理范围上的整合和重构，进而推动要素利用效率的进一步提升（Meijers & Hoogerbrugge, 2016）。

相比于过去较长时期内我国部分城市依靠地方保护和本地资源禀赋实现经济增长的城市竞争模式，多中心空间发展模式具有一定的合理性和必然性。Fujita & Thisse（2003）指出，城市并非越大越好，城市规模在集聚经济和市场拥挤这两种相反力量的动态博弈下存在一个最优水平，过大的城市规模可能会由于城市承载力不足而造成资源误置和生产效率受损。对于中国而言亦是如此，在工业化和城镇化高速发展的背景下，大城市凭借规模经济和集聚经济汇聚了大量生产要素，伴随而来的则是交通拥挤、过度竞争等集聚不经济现象（王焱等，2017）。与此同时，通信和交通基础设施的网络化使得城市区域化成为一种普遍趋势，现实压力和发展规律的双重驱动促使我们开始在超越城市个体的更大范围上思考空间组织的重构。为此，习近平（2019）总书记强调，城市发展不仅仅局限于城市自身规模的扩张，还体现为城市之间通过共建形成的优势互补的区域空间布局。特别是在中国近年来城镇化的快速推进以及产业布局逐步转型的发展背景下，服务业汇聚于区域中心城市、次级节点城市承接工业制造业的多中心发展模式愈发明显（孙斌栋等，2017）。在中国城镇化战略持续深入开展的过程中，未来将有越来越多的人口和要素持续流入城市^①，如何顺应新型城镇化发展趋势，充分利用区域多中心结构的正向溢出提升我国城市经济效率值得我们深入探讨。

为此，本文借助城市夜间灯光数据构建各省份的多中心指数，然后基于严格外生的地理数据和宏观冲击数据构建工具变量，进而运用工具变量估计探索我国各省份的多中心空间发展模式对区域内城市经济效率的动态影响，并考察其与市场一体化之间的互动关系，为我国在新型城镇化背景下区域空间格局的规划提供一定的经验证据和政策启示。值得说明的是，本文采用省份而非城市群作为多中心结构的地理单位的原因在于，一方面，由于中国“政治锦标赛”的存在，省际行政边界大大降低了区域性大城市对外省城市的空间溢出和吸纳效应，但是对省内中小城市起到了较为明显的保护和促进作用（许政等，2010）^②；另一方面，不同省份在产业政策、城市规划等方面的政策制定差异较大，在各省份市场保护和政府竞争仍然存在的背景下，打造省内多中心空间结构、促进城市之间的市场整合更具有现实操作性。

接下来本文内容安排如下：第二部分对相关研究进行了梳理，并在此基础上提出本文的研究假设；第三部分为计量模型的设定和指标构建；第四部分深入探讨了多中心结构对区域内城市经济效率的动态影响，及其与市场一体化发挥的交互效应；第五部分则进一步分析了地理距离和交通基础设施在多中心结构影响城市经济效率过程中产生的调节作用；最后本

^① 截至2019年，我国以城镇常住人口计算的城镇化率为60.6%。国际经验表明，城镇化率在30%到70%之间是城市快速发展阶段，这意味着未来中国还有更多的人口会进入到城市。

^② “政治锦标赛”是由（周黎安，2007）等一系列研究提出，该理论指出，上级官员主要依据经济增长来考核和提拔下级官员，下级官员有着很强烈的动力来发展经济以求能够获得政治上的升迁。因此，地方政府为了保护本地经济发展，不仅会与相邻省份开展竞争，还会与全国其他省份进行竞争。

文根据研究结论提出政策思考。

二、文献述评与研究假说

多中心结构可理解为特定地理范围内要素在不同城市之间的均衡分布，区域中经济规模较为接近的大城市越多，意味着该地区多中心水平就越高。其本质也是区域内的要素、资源以及经济活动在超越城市的更大地理范围内的多中心式集聚。关于集聚对经济效率的影响研究由来已久。城市经济密度的增加能够通过学习效应、知识共享以及劳动匹配这三种途径提升经济效率（Duranton & Puga, 2004）。近年来，大量研究证明了城市经济效率能够随着集聚水平的提高而增加（苏红键、魏后凯, 2013; Combes & Gobillon, 2015）。然而，集聚与经济效率之间并非是一成不变的线性关系，经济活动的集中在提高资源边际利用效率的同时，生产要素供不应求、公共设施承载力不足等拥挤效应也伴随而来。因此，城市经济密度存在一个最优水平（Arnott, 2007）。对于城市化水平快速提高的中国而言亦是如此，陈旭等（2016）从贸易发展视角的研究发现，目前中国已有少数城市已出现过度集聚的现象。类似的，王垚等（2017）进一步从经济效率视角指出，中国城市规模对经济效率的影响呈现显著的倒 U 型特征，且部分城市已出现过度集聚导致效率损失的现象。

在中心大城市的拥挤成本逐步提高的背景下，通过打造区域次级中心城市疏解和分担中心城市的部分功能，以减少中心城市因过度集聚产生的高昂的拥挤成本，并逐步多中心空间格局是未来城镇化发展的重要方向（孙斌栋等, 2017）。关于多中心结构产生的正向溢出效应，早在 20 世纪 70 年代，Alonso（1973）首次提出多中心城市网络中的借用规模（borrowed size）这一概念，其核心思想为，多中心区域内的中小城市能够受益于附近大城市的集聚经济，经济活动更容易避免由拥挤造成的损失，区域内整体的经济效率借此得以改善。随后，在借用规模这一思想的影响下，多中心城市网络对经济发展产生的积极作用得到更多的探索和证明。Phelps et al（2001）基于英国企业数据的研究发现，对于大都市区周边且通勤效率较高的乡村地区，当地企业能够较为充分地享受到来自大城市的技术溢出。Burger et al（2015）研究结果显示，多中心城市网络在形成过程中逐步打破市场分割，各城市能够借助分工协作促进资源、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到彼此的集聚经济效应。Meijers & Hoogerbrugge（2016）研究直接指出，多中心城市网络可以作为城市内部集聚经济的一种替代，相比于“一城独大”的单中心结构，多中心结构具有更高水平的经济增长。

不仅是借用规模，伴随着经济规模的不断扩张，区域内部的产业互补性和乘数效应也随之提高。因此，相对于单个大城市的内部集聚经济，多中心城市网络依托良好的交通基础设施通过投入产出和分工协作实现更为明显的市场效应。比如，张学良等（2017）基于中国长三角城市群研究发现，加入长三角城市经济协调会能够显著带来生产效率的提高，原因在于政府之间的合作和市场一体化。陈玉、孙斌栋（2017）基于京津冀城市群的研究表明，相比于多中心发展模式，单中心区域空间结构由于城市之间过大的发展差距，导致中小城市难以和中心城市形成合理有效的分工体系，生产效率不升反降。此外，随着工业化水平的提高以及土地租金的增加，工业制造业企业逐步由大城市迁移至邻近中小城市，高端生产性服务业则汇聚在大城市，不同层级的城市在产业上的清晰分工和定位减少了协调成本（Mukim, 2015），经济效率自然随之提升。

尽管“一枝独秀”的单中心结构容易引致市场拥挤和生产效率下降，但这并不意味着多中心水平越高越好。特别是在我国整体城市规模未达到最优水平的情况下，区域内过于均衡的扁平化城市规模体系反而抑制了城市之间的分工合作，导致要素利用效率的增长空间受

到抑制（陆铭等，2011）。因此，另有一种观点指出，以城市群为代表的城市网络能够保持相对较高的发展速度主要得益于区域中心大城市的辐射带动作用（Duranton，2015）。过于均匀的多中心空间发展模式不仅弱化了中心大城市对周边城市的正向溢出效应，优质要素的边际产出更是受到了抑制。比如，Parr（2002）研究发现，与单中心区域结构相比，在由若干中等规模城市组成的多中心城市网络中，城市之间的交流沟通成本相对更高，阻碍了生产要素的流动和知识技术的溢出。换言之，如果区域内缺乏发挥“龙头地位”的核心城市，而是由若干发展水平较为接近的较大城市组合而成，过于扁平化的城市规模分布反而抑制了城市之间的经济互动，并引致经济效率受到损失。随后，张浩然、衣保中（2012）基于中国十大城市群的实证检验显示，相比于多中心发展模式，当前单中心结构更有助于促进经济增长。主要原因还是在于我国多数城市群尚存在核心城市规模不足、中小城市规模偏大的特征（潘士远等，2018）。正如陈钊、陆铭（2014）所强调，中国特大城市的经济人口密度和辐射带动效应仍有广阔的增长空间，过早地限制中心城市的首位度反而会造成更加严重的资源错配。基于以上分析，本文提出第一个研究假说：

假说 1：多中心结构对中国城市经济效率的影响呈现倒 U 型特征，即当多中心程度较低时，此时区域内城市经济效率随着多中心水平的提升而增长；当多中心程度较高时，区域内城市经济效率反而将受到多中心发展模式的抑制。

不可否认的是，正是由于城市之间长期存在的市场分割造成的要素流动受阻和资源配置效率不足，打造多中心城市网络的根本目的则是促进城市之间的市场整合，最大程度地发挥大城市对周边中小城市空间正向溢出效应。关于市场整合对经济效率的影响，主流观点认为，由地方保护造成的市场分割严重阻碍了中国的经济效率，原因在于市场分割通过资源误导导致要素利用效率的下降和产业重复建设（盛斌、毛其淋，2011）。比如，地方政府为了获取短期经济绩效，不惜违背自身比较优势而盲目发展新兴产业，造成资源的空间错配以及更为严重的市场分割。但从长期来看，这无疑会损害城市的经济绩效（徐保昌、谢建国，2016）。为此，张学良等（2017）指出，通过政府合作实现城市之间的市场整合能够显著提升城市经济绩效。也正因为如此，市场分割对城市经济效率造成的负面影响成为中国通过塑造多中心城市网络实现更高经济效率所需要的前提条件（金志云，2007）。我们有理由相信，多中心结构与市场一体化之间存在一定的交互效应。具体而言，洪银兴、吴俊（2012）认为，长三角城市群之所以能够保持突出的经济成绩，主要原因在于上海这座中心城市巨大的辐射力、突出的首位度以及对区域整体的协调和服务能力。换言之，一体化水平较高的单中心区域结构同样能够带来突出的经济绩效。宋冬林、姚常成（2019）研究发现，多中心城市网络中交通基础设施的改善以及政府协调机制有效削弱了城市之间的市场分割，这将成为推动区域经济增长的重要动力。此外，Merjers（2005）研究也证实，多中心城市网络对经济活动发挥正外部性的前提是城市之间的密切合作和功能互补。如此一来，对于市场一体化水平较高的地区，由于本身具有高效的资源配置和明显的规模经济，这可能将导致多中心结构对经济效率的积极影响反而相对有限。而对于市场分割较为明显的地区而言，多中心结构能够进一步放大高等级城市的空间溢出效应，带动中小城市经济更快地增长（彼得·霍尔、钱雯，2009）。因此，市场一体化与多中心结构在影响经济效率的过程中可能存在一定的替代效应。基于此，本文提出第二个研究假说：

假说 2：市场一体化与多中心结构之间可能存在替代效应，即当市场一体化水平较低时，多中心发展模式更有助于促进城市经济效率提升；而当市场一体化程度较高时，多中心发展模式对城市经济效率的提升作用受到削弱。

现有研究为我们思考多中心结构、市场一体化与经济发展之间的联系提供了一定的基础，但也存在值得进一步拓展的空间。首先，目前国内外关于多中心结构的经济效应研究主要聚焦于省域或城市群层面的多中心结构对省级（或城市群）层面经济发展的影响，忽略了城市

个体的异质性。由于不同城市在规模和经济发展阶段等方面的差异，同一区域内不同城市受到多中心结构的影响可能不尽一致。其次，目前关于多中心结构对经济发展的影响研究认为二者之间为线性关系（这可能是导致现有研究观点存在巨大分歧的原因之一），然而，区域多中心结构发展过程中，往往伴随着中心城市集聚经济的稀释和拥挤效应的缓解，正是由于多中心发展过程中蕴含的正负外部性，使得多中心结构与经济效率之间的关系可能存在非线性特征。最后，多中心结构与市场一体化之间是否存在互动关系亦未得到直接探讨。

为此，本文将重点探索各省份多中心结构对区域内城市经济效率的动态影响，以及市场一体化与多中心结构之间所发挥的交互效应。本文主要在以下三个方面进行了拓展和延伸。第一，本文探讨了中国各省份层面的多中心空间发展模式对区域内各城市层面经济效率的非线性影响，以及该影响在不同规模、不同区位的城市中存在的差异，为我们思考城市发展之间的适度差距提供了依据。同时，广泛的样本也使得研究结论更具普遍参考性。第二，本文进一步考察了市场一体化与多中心结构对经济效率产生的交互效应，以探索多中心空间发展模式与市场整合之间是否存在替代关系。第三，本文还讨论了省份内城市之间的距离和交通基础设施在多中心结构影响城市经济效率过程中发挥的调节效应，为我们思考多中心空间发展模式过程中所面临的约束条件提供了一定的现实证据。

三、模型设定与指标构建

（一）模型设定

本文以柯布-道格拉斯生产函数作为计量模型的切入点和框架，对生产函数进行延伸来考察多中心结构对经济效率的影响。

$$Y = AK^\alpha L^\beta H^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

（1）式中， Y 表示地区总产出， K 、 L 以及 H 分别表示资本、劳动和人力资本投入， A 表示生产过程中的效率因子。（1）式可进一步精简为：

$$y = Ak^\alpha h^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

其中， y 表示人均产出， k 和 h 分别表示人均资本投入和人均人力资本。（2）式意味着，地区人均产出主要取决于资本积累、人力资本以及技术水平。而其他能够影响经济绩效的因素，本文参考 Glaeser et al（1992）的方法，将其归入效率因子 A 中，这里包括区域空间结构、市场一体化水平、人口规模、政府干预等等，表达式如（3）式所示：

$$A = f(\text{structure}, \text{integ}, \text{pop} \dots) \quad (3)$$

根据前文分析，本文计量模型设定如下：

$$pgdp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 poly_{i,t-1} + \alpha_2 poly_{i,t-1}^2 + \alpha_3 integ_{i,t-1} + \alpha_4 pop_{i,t-1} + \alpha_5 invest_{i,t-1} + \alpha_6 fiscal_{i,t-1} + \alpha_7 tech_{i,t-1} + \alpha_8 second_{i,t-1} + \alpha_9 third_{i,t-1} + \varepsilon \quad (4)$$

其中，经济效率 $pgdp$ 作为被解释变量，本文用人均 GDP 的自然对数来衡量。本文核心解释变量 $poly$ 表示省份 i 在 t 年的多中心结构水平。同时，为了考察多中心结构对经济绩效的影响是否存在非线性特征，本文在计量模型中加入了多中心指数的平方项 $poly^2$ 。另一个重要解释变量 $integ$ 表示省份的市场一体化水平，本文使用价格指数法来构建区域市场一体化指数。价格指数法指出，由于运输成本的存在，商品在运输过程中会损耗部分价值。如此一来，即便两地市场不存在贸易壁垒，相同产品在不同地区的价格比也不一定会接近 1。只要产品的相对价格能够在特定区间内稳定波动便可认为两地市场是整合的。本文对各个省份的商品进行分类，按照盛斌、毛其淋（2011）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指数，为避免占用过多篇幅，具体测算过程展示于附录中。

此外, 本文根据相关代表性研究, 设定了若干可能影响城市经济绩效的控制变量。人口规模 pop , 一般认为, 城市人口规模的增加有助于通过规模经济和集聚经济实现经济效率的提高 (Combes & Gobillon, 2015), 本文用全市人口数量的自然对数来表示。 $invest$ 表示固定资产投资水平, 本文以全市固定资产投资金额占 GDP 比重来衡量。 FDI 表示外商直接投资, 一方面, 外资企业能够通过直接投资促进当地经济发展; 另一方面, 本土企业往往能够通过向跨国公司学习和模仿实现生产效率的提升, 本文用全市实际利用外资金额占 GDP 比重来表示。 $fiscal$ 表示政府对经济的干预程度, 本文用全市财政支出占 GDP 比重来表示。 $tech$ 体现了城市的人力资本水平, 一般而言, 人力资本水平越高的地区具有更高的经济效率, 本文用全市科学技术从业人数占全部从业人数的比重来表示^①。 $second$ 和 $third$ 体现了城市的产业结构, 本文用全市的二、三产业的产值占 GDP 比重来表示; ε 表示随机误差项。考虑到各解释变量对经济效率的影响并非立竿见影, 而是需要一定的时间。本文将所有解释变量的滞后一期带入到回归模型中。

(二) 多中心指数的构建

本文借鉴 Meijers & Burger (2010) 的方法, 运用城市位序规模分布法则从形态上来衡量地区的多中心水平^②。具体测算思路如下:

$$\ln R_{i,t} = C - q \ln Light_{i,t} \quad (5)$$

在 (5) 式中, R 表示 t 年城市 i 在全省范围内的灯光亮度排名, $Light$ 表示 t 年城市 i 的夜间灯光亮度, C 是常数。本文将每年各省份的每个城市的灯光亮度以及排名数据代入 (5) 式进行回归估计, 得到不同省份在不同年度中的 q 值。 q 值越大, 意味着省份内规模排名前几位城市之间的经济发展差距较小, 空间形态趋向于多中心; 反之, q 值越小, 意味着该省份的空间形态趋向于单中心。此外, 考虑到中国不同省份的城市数量和发展阶段存在较大差异, 为了使得不同省份的多中心指数更具有可比性, 本文对各省份内夜间灯光亮度排名前两位至前四位的城市分别进行回归估计, 然后取 q 的平均值作为各省份的多中心指数 (Meijers & Burger, 2010)。同时, 由于北京、上海、天津和重庆是直辖市, 以及新疆、西藏、青海和海南的地级市数量太少且数据缺失较多, 本文的研究样本便剔除了这 8 个省(自治区)市。最终, 本文研究样本涵盖了 2000 至 2013 年中国 23 个省(自治区)以及省内各地级城市。

本文采用夜间灯光亮度来测算区域多中心结构的原因在于: 一方面, 若是用经济体量来衡量城市规模位序, 我国在城镇化过程中部分城市出现的行政范围变更会降低同一城市在前后年份的数据可比性。另一方面, 若是用人口规模来衡量城市规模位序, 各地区统计年鉴中的户籍人口数据并不能精确反映常住人口规模, 这会降低利用人口规模测算多中心结构的准确性。相比之下, 精确至街区层面的夜间灯光数据不仅能够剔除行政区划变更的影响, 而且夜间灯光亮度集合了人口密度与人均收入两个维度的信息, 能够较好地体现一个地区的发展水平, 并成为衡量一个地区在经济发展和空间形态的有效替代指标 (Henderson et al, 2016)。

夜间灯光数据来自美国国家海洋大气管理局下属的国家地球物理中心, 目前共有 1992 至 2013 年 22 年的影像。夜间灯光亮度是由若干气象卫星共同采集而来, 受云层或雾霾天气等的影响, 不同卫星传感器捕获的同一地区的灯光影像之间可能存在一定差异, 主要表现为灯光影像中亮值像元的 DN 值总和不相等, 以及相同位置的亮值像元的 DN 值也不一致 (DN 值是遥感影像像元亮度值, 记录了地面上物体的灰度值, 即黑白图像中点的颜色深度)。因此, 本文借鉴刘修岩等 (2017) 的做法, 运用不变目标区域法对各地区灯光影像的像元 DN 值进行了连续性和饱和校正, 随后基于 2011 年的行政区划作为基准, 提取不同年份不同地理范

^① 现有研究经常采用高等在校学生占总人口比例来衡量省级层面的人力资本水平, 但城市层面的高校在校人数数据缺失较多, 大大降低了数据质量。为此, 本文用科学技术从业人员占比来表示人力资本水平。

^② 本文是从形态上的多中心来对各省份的空间结构进行测算, 与此相对应的是从功能上的多中心来测算区域空间结构。功能的多中心主要强调区域内节点城市多方向的对外联系, 在测算过程中需要流数据 (包括通勤流、资金流等等), 对于本文而言, 功能多中心所需要的流数据难以获得, 便测算了形态上的多中心。

围内的夜间灯光数据，由此便可消除由行政区划调整带来的数据可比性下降的问题。表 1 展示了近年来我国多中心指数排名前 10 位的省份。此外，为避免占用过多篇幅，各变量的描述性统计请见附表 1。

表 1 近年来我国多中心指数排名前 10 位的省份

2000 年	2004 年	2008 年	2013 年
广东 (4.037)	广东 (3.114)	广东 (2.527)	山东 (2.722)
山东 (3.009)	山东 (2.940)	山东 (2.472)	广东 (2.474)
福建 (2.007)	福建 (2.099)	江苏 (2.139)	内蒙古 (2.468)
内蒙古 (1.782)	江苏 (1.705)	福建 (1.852)	江苏 (2.087)
河南 (1.519)	内蒙古 (1.645)	内蒙古 (1.835)	福建 (1.982)
安徽 (1.464)	安徽 (1.490)	安徽 (1.488)	安徽 (1.861)
江苏 (1.347)	山西 (1.387)	河南 (1.375)	山西 (1.504)
山西 (1.345)	河南 (1.350)	江西 (1.347)	江西 (1.474)
河北 (1.328)	江西 (1.230)	山西 (1.338)	宁夏 (1.496)
湖南 (1.299)	河北 (1.193)	宁夏 (1.331)	河南 (1.410)

同时，本文运用变换的首位度指数 *primacy* 作为多中心指数的替代变量，以进行稳健性检验。指数越大，表明空间形态更趋向多中心结构，测算公式如下：

$$primacy = 1 - \frac{\text{规模最大的城市灯光亮度}}{\text{省份灯光亮度总和}} \quad (6)$$

图 1 和图 2 分别展示了多中心指数、变换的首位度指数与经济效率之间的散点分布和拟合曲线，可以发现，两个拟合曲线均呈现一定程度的先升后降的倒 U 型特征，这初步表明城市经济效率可能将随着区域多中心水平的提高而出现先增长后下降的变化趋势。

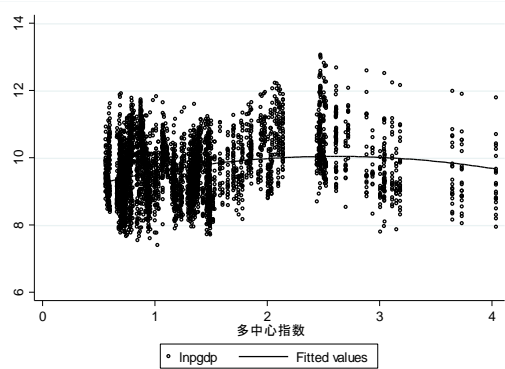


图 1 多中心指数与经济效率拟合曲线

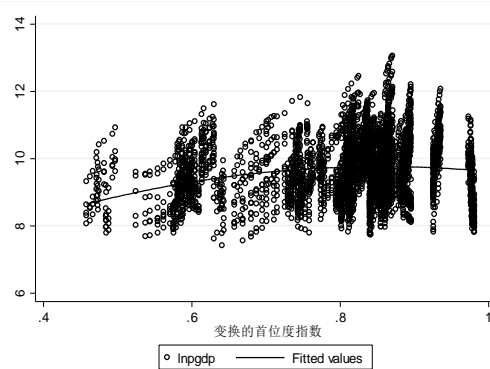


图 2 变换的首位度指数与经济效率拟合曲线

四、实证检验与分析

(一) 基准回归估计

表 2 展示了运用 OLS 估计得到的多中心结构对中国城市人均 GDP 的影响结果。根据(1)列可以发现，多中心指数的估计系数显著为正，这表明多中心空间发展模式能够显著提升中国的城市经济效率。然而，在加入多中心指数的平方项之后，结合(2)列可知，多中心指数一次项的估计系数在显著为正的同时，其平方项的估计系数则为负数但不够显著，即多中心结构对经济效率的影响并非是一成不变的促进作用，而可能呈现先扬后抑的倒 U 型特征。

在控制了年份和城市固定效应之后，多中心指数以及平方项的估计系数分别显著为正和显著为负（如（3）、（4）两列所示），假说 1 得到了初步验证。这意味着在各省份在建设多中心结构的过程中，要注意不同层级城市之间的适度差距和避免城市规模的盲目扩张，城市之间过于接近的发展水平反而不利于城市之间的市场整合和经济效率的提升。

本文对此现象理解为，在区域多中心结构处于较低水平时，一城独大的空间结构容易加剧地方保护和市场分割，进而引致资源误置和经济效率的损失。随着次级中心城市的逐步崛起，一方面，区域多中心水平的提升缩短了城市之间的发展差距，不同规模的城市会在市场力量下自发形成分工明确和市场共享的区域合作体系，促进了城市经济效率的提高（张学良等，2017）；另一方面，多中心结构的形成有助于次级中心城市承接来自中心大城市的产业转移，这既能够缓解中心城市的市场拥挤，也能够优化其他城市的产业结构，进而带来经济效率的改进。然而，当区域多中心水平过高时，意味着城市之间发展水平过于接近，反而引致城市之间的竞争大于合作，经济效率由此受到抑制（陆铭等，2011）。特别是在目前我国城市规模体系尚未成熟的情况下，过早地建设次级中心城市削弱了中心城市的集聚经济对周边城市产生的辐射带动作用，经济效率由此受到抑制（孙斌栋、李琬，2016）。此外，方创琳（2014）研究发现，在我国市场分割现象仍较为明显的背景下，部分城市不顾自身发展特征盲目加入城市网络建设，导致城市网络多中心水平上升的同时，城市之间并未形成有效合作。由此不难理解，从长期来看，多中心结构对我国城市经济效率的影响呈现显著的倒 U 型特征。同时，市场一体化指标 *integ* 显著为正的估计系数表明，区域一体化能够显著促进城市经济效率的提高，原因在于，由地方保护引致的市场分割严重扭曲了要素配置效率，打破市场分割、促进要素流动能够实现生产要素的配置优化和经济效率的进步。

从控制变量的估计结果可以发现，人口规模 *pop* 的增加能够显著提升经济效率。此结果也意味着继续扩张城市规模是我国未来城镇化发展的重要选择（刘修岩等，2017）。固定资产投资 *invest* 显著为正的估计系数意味着，全社会固定资产投资的增加显著地促进了城市经济效率的改善。外商直接投资 *FDI* 同样能够改善城市经济效率，这主要受益于外商带来的资本的增加以及技术的进步。此外，与我们经验直觉相一致，具有较高技术水平的城市往往具有更高的经济效率。政府财政支出的增加也能够促进经济效率的提升，其原因可能在于政府财政收入中有相当部分用于基础设施建设、科学教育投入等，这些均是提升经济效率的重要因素。在产业结构方面，在我国当前工业和服务业协同并进的经济发展模式下，二、三产业的发展均是推动我国经济效率进步的重要因素。

表 2 多中心结构影响经济绩效的基准估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>poly_{t-1}</i>	0.197*** (0.016)	0.223*** (0.067)	1.198*** (0.052)	1.109*** (0.228)
<i>poly_{t-1}²</i>		-0.022 (0.018)		-0.196*** (0.042)
<i>integ_{t-1}</i>	0.027*** (0.002)	0.026*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.020*** (0.001)
<i>pop_{t-1}</i>	0.154*** (0.014)	0.175*** (0.014)	0.205*** (0.014)	0.201*** (0.014)
<i>invest_{t-1}</i>	0.412*** (0.063)	0.772*** (0.062)	0.977*** (0.059)	0.960*** (0.059)
<i>FDI_{t-1}</i>	0.150 (0.446)	0.572 (0.469)	2.877*** (0.480)	2.463*** (0.486)

<i>fiscal</i> _{<i>t-1</i>}	0.723*** (0.200)	0.476** (0.203)	0.896*** (0.197)	0.815*** (0.198)
<i>tech</i> _{<i>t-1</i>}	0.912** (0.442)	0.931** (0.462)	0.920** (0.422)	0.953** (0.420)
<i>second</i> _{<i>t-1</i>}	0.031*** (0.001)	0.035*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.033*** (0.001)
<i>third</i> _{<i>t-1</i>}	0.043*** (0.002)	0.046*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.039*** (0.002)
常数项	4.335*** (0.146)	3.750*** (0.146)	3.953*** (0.176)	3.154*** (0.245)
年份效应	NO	NO	YES	YES
城市效应	NO	NO	YES	YES
R ²	0.477	0.486	0.579	0.581
观测值	3430	3430	3430	3430

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平，括号里的数值表示标准误，下同。

值得注意的是，多中心结构与经济效率之间可能存在一定的内生关系。为此，本文运用工具变量估计再次检验多中心结构与城市经济绩效之间的关系。本文遵循具有强外生性且与多中心结构密切相关的原则来构建工具变量，具体思路如下：Overman et al (2006) 发现，城市经济密度与地表粗糙度之间存在密切联系。此外，城市的发展在一定程度上依赖于当地的水文条件，大城市的规模与水资源丰裕程度之间存在较为明显的正相关关系（刘沁萍等，2012）。为此，本文拟将地表粗糙度和河流密度这两种严格外生的自然地理变量作为多中心结构的工具变量^①。然而，本文研究样本是面板数据，而地表粗糙度与河流密度在较长时期内并不会随着时间变化而发生明显改变，这就需要我们继续寻找一个外生时变变量与之相结合。本文选取人民币年度实际有效汇率作为外生冲击变量^②。原因在于，由汇率变化导致的人民币贬值能够显著地促进地区的出口贸易（Tang & Zhang, 2012）。相比于中小城市，中心大城市往往能够凭借其本地市场效应和规模经济的优势在贸易扩张中为企业提供更好的经济环境，吸引各类要素集聚并引致城市规模的更快扩张，区域内城市规模差距扩大，进而表现为区域空间形态的单中心化（藤田昌久、雅克-弗朗斯瓦·蒂斯，2012；李威等，2017）；反之，则使得区域空间形态趋于多中心结构。最终，本文将地表粗糙度与汇率倒数乘积、河流密度与汇率倒数乘积这两个变量作为多中心结构的工具变量，估计结果见表 3。

根据（1）、（2）两列发现，不论是否控制时间和城市固定效应，多中心指数一次项的估计系数分别为 1.617 和 6.553，相应的平方项的估计系数则为-0.354 和-1.326，且均在 1% 的显著性水平上显著。这再次证明了多中心发展模式对城市经济效率的倒 U 型影响特征（假说 1），这也意味着，从经济效率视角出发，多中心空间发展模式并非是一把“万能钥匙”，而是存在一个最优水平，过于均衡的区域空间结构反而会抑制城市经济效率的提升。此外，（3）、（4）两列展示了以变换的首位度指数作为多中心指数的替代变量的估计结果。变换的首位度指数估计系数的方向和显著性依然未发生变化，这表明本文基准研究结论是稳健的。同时，Hausman 检验结果拒绝了模型不存在内生性的假设，两个工具变量弱识别检验结果均拒绝了“工具变量识别不足”这一假设，即河流密度/汇率以及地表粗糙度/汇率作为多中心指数的工具变量是合适的。这也在较大程度上说明相比于 OLS 估计，工具变量估计结果更

^① 借鉴 Ramcharan (2009) 的测度方法，本文用各省份高程数据的标准差来表示地表粗糙度。关于河流密度，本文通过 ArcGIS 软件计算出各省域三级及以上河流的总长度，然后除以省域面积获得。

^② 人民币实际有效汇率数据来源于国际清算银行。

为合理和严谨。限于篇幅，本文接下来仅展示工具变量法的回归结果。

表 3 多中心结构影响经济绩效的工具变量估计

	多中心指数		变换的首位度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$poly_{t-1}$	1.617 ^{***} (0.255)	6.553 ^{***} (2.224)	4.678 ^{***} (1.672)	7.473 ^{***} (1.494)
$poly^2_{t-1}$	-0.354 ^{***} (0.065)	-1.326 ^{**} (0.393)	-2.299 ^{**} (1.100)	-4.376 ^{***} (0.982)
$integ_{t-1}$	0.025 ^{***} (0.002)	0.007 ^{**} (0.003)	0.026 ^{***} (0.002)	0.004 ^{**} (0.002)
pop_{t-1}	0.143 ^{***} (0.015)	0.132 ^{***} (0.015)	0.159 ^{***} (0.014)	0.123 ^{***} (0.013)
$invest_{t-1}$	0.539 ^{***} (0.070)	0.042 ^{**} (0.020)	0.554 ^{***} (0.063)	0.101 [*] (0.059)
FDI_{t-1}	0.367 (0.506)	0.877 [*] (0.485)	1.175 ^{***} (0.435)	2.472 ^{***} (0.398)
$fiscal_{t-1}$	0.789 ^{***} (0.229)	1.028 ^{***} (0.255)	0.130 (0.202)	1.193 ^{***} (0.196)
$tech_{t-1}$	1.118 ^{**} (0.502)	0.828 [*] (0.432)	0.817 [*] (0.446)	0.294 ^{**} (0.139)
$second_{t-1}$	0.029 ^{***} (0.002)	0.018 ^{***} (0.002)	0.034 ^{***} (0.001)	0.025 ^{***} (0.001)
$third_{t-1}$	0.040 ^{***} (0.002)	0.028 ^{***} (0.002)	0.047 ^{***} (0.002)	0.038 ^{***} (0.002)
常数项	3.483 ^{***} (0.176)	0.033 (1.938)	2.044 ^{***} (0.654)	2.409 ^{***} (0.592)
年份效应	NO	YES	NO	YES
城市效应	NO	YES	NO	YES
R ²	0.426	0.593	0.485	0.606
Hausman test		0.000		0.000
河流密度/汇率弱识别检验		0.000		0.000
地表粗糙度/汇率弱识别检验		0.000		0.000
观测值	3430	3430	3430	3430

同时，本文分别检验工具变量对多中心结构和人均 GDP 的影响，以进一步观察本文构建的工具变量是否满足与核心解释变量相关、与被解释变量无关这一条件。根据表 4 中的(1)、(2)两列可知，河流密度/汇率、地表粗糙度/汇率这两个变量的估计系数分别为-0.467 和 -0.004，且在 1%的显著性水平上显著。以变换的首位度指数替换多中心指数之后，两个工具变量的估计系数仍然显著为负（如（3）、（4）两列所示）。这表明本文构建的工具变量与多中心结构之间存在紧密联系。同时，根据（5）、（6）两列，河流密度/汇率、地表粗糙度/汇率这两个变量的估计系数均未通过显著性检验，这表明工具变量与被解释变量之间并不存在明显的联系。由此可知，河流密度/汇率、地表粗糙度/汇率作为多中心结构的工具变量具

有较好的基础。

表 4 工具变量对核心解释变量和被解释变量的影响估计

	多中心指数		变换的首位度		人均 GDP 对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
河流密度/汇率	-0.467*** (0.070)		-0.262*** (0.010)		-0.452 (0.493)	
地表粗糙度/汇率		-0.004*** (0.000)		-0.001*** (0.000)		0.001 (0.001)
常数项	1.608*** (0.049)	1.694*** (0.044)	0.879*** (0.007)	0.842*** (0.007)	8.968*** (0.112)	8.821*** (0.086)
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.118	0.137	0.169	0.131	0.589	0.589
观测值	3781	3781	3781	3781	3781	3781

既然区域多中心结构对城市经济效率产生了显著的倒 U 型影响，那么我国是否存在超过最优水平的地区而导致城市经济效率反而受到多中心结构的抑制？为此，本文参考陈旭等（2016）的思路，根据表 4 工具变量估计结果，计算出多中心结构对城市经济效率的影响拐点，并找出多中心指数位于拐点右侧的地区，结果如表 5 所示。可以看出，样本期内我国出现多中心水平过高的地区主要为广东和山东这两个省份。当然，目前我国大多数省份的多中心水平尚处于拐点的左侧，这些区域的城市经济效率随着多中心结构的发展而提升，这意味着我国在多中心城市网络建设上仍有较大的发展空间。

值得说明的是，这里计算的拐点是在特定样本下的最优水平，随着各省份市场一体化、基础设施等条件的发展，各省份多中心结构的最优值也会发生变化。如此一来，多中心水平的最优值不一定是倒 U 型曲线的某一固定值，而是具有一定的范围。

表 5 样本期内超过拐点的省份

2001 年	2005 年	2009 年	2013 年
山东省 (3.150)	山东省 (2.700)	广东省 (2.514)	广东省 (2.474)
广东省 (3.735)	广东省 (3.043)		山东省 (2.722)

注：括号里的数值是多中心指数。

为了进一步验证工具变量估计结果的稳健性，本文将中国每年中长期贷款利率与河流密度、地表粗糙度相乘作为多中心指数的工具变量再次进行回归估计。选取中长期贷款利率作为外生时变变量的原因主要在于，利率的波动往往会导致生产、投资等重大经济活动发生变化。若利率下降，中心大城市凭借较为突出的“向心力”能够汇聚更多的生产要素，经济规模的扩张幅度超过中小城市，导致区域空间结构单中心化；反之，利率上升，区域空间结构呈现多中心化。相应的估计结果展示于表 6，与前文相比，多中心指数以及变换的首位度指数的估计系数方向和显著性均未发现变化，多中心结构对城市经济绩效的倒 U 型影响体现出较强的稳健性。

表 6 更换工具变量的稳健性检验

	多中心指数		变换的首位度	
	(1)	(2)	(3)	(4)

$poly_{t-1}$	2.434*** (0.255)	1.860*** (0.210)	16.366*** (2.987)	7.614*** (2.415)
$poly_{t-1}^2$	-0.473*** (0.051)	-0.296*** (0.037)	-9.448*** (1.983)	-3.848** (1.616)
$integ_{t-1}$	0.015*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.001*** (0.000)
其他变量	YES	YES	YES	YES
年份效应	NO	YES	NO	YES
城市效应	NO	YES	NO	YES
R ²	0.477	0.583	0.632	0.762
Hausman test		0.000		0.000
河流密度/利率弱识别检验		0.000		0.000
地表粗糙度/利率弱识别检验		0.000		0.000
观测值	3430	3430	3430	3430

（二）分样本检验

考虑到我国不同城市所具有的规模以及所处区位存在较大差异，本文首先探讨多中心空间发展模式对不同规模城市经济效率的影响。在划分样本过程中，鉴于不同省份经济发展水平以及人口规模差异较大，本文将各省份经济体量或人口规模排名靠前的城市定义为大城市，其他地级市为中小城市。根据表 7，（1）至（3）列展示了以人口规模排名为划分依据的检验结果。可以看出，多中心结构对大城市经济效率的影响仍然呈现明显的倒 U 型特征，相比之下，尽管多中心指数的一次项及其平方项的估计系数在中小城市样本中分别为正数和负数，但并未通过显著性检验。这是否意味着多中心结构对中小城市的经济效率并未产生显著影响呢？为此，本文将多中心指数的平方项剔除之后再次考察其对中小城市经济效率的影响，如（3）列所示。此时，多中心指数的估计系数显著为正。这表明，中小城市的经济效率随着多中心水平的提高而提升。此外，基于经济体量排名进行的分样本检验得到了同样的结果，如（4）至（6）列所示。出现此差异的原因可能在于，对于中小城市而言，由于自身规模经济和集聚经济效应相对不足，多中心结构的形成能够缩短其与大城市之间的地理距离和经济距离，更容易通过与中心城市或次级中心城市的借用规模和产业合作提升本地经济效率。正如彼得·霍尔和钱雯（2009）所指出，区域在多中心化过程中，较高等级的城市在向外围中小城市扩散过程中，能够为中小城市带来更快的增长。

在市场整合方面，市场一体化的估计系数在人口规模和经济体量排名前三名的城市中显著为正。相比之下，在排名靠后的城市样本中，市场一体化并未对经济效率产生明显的影响。出现此现象原因可能在于，随着城市之间市场壁垒的逐步打破，优质生产要素往往倾向于向中心大城市汇聚以获取更高水平的回报（Combes et al, 2012），中小城市的经济效率则因为优质生产要素的不足而难以显著提升。

表 7 多中心结构影响经济绩效的分样本检验（分城市规模）^①

	经济排名 ≤3	经济排名 ≥4	经济排名 ≥4	人口排名 ≤3	人口排名 ≥4	人口排名 ≥4
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$poly_{t-1}$	2.109***	12.423	0.940***	3.944**	26.876	1.192***

^① 本文同时以变换的首位度指数作为多中心指数的替代变量进行回归估计，所得结果并未发生本质变化，为避免赘述，该结果并未展示于正文中。若感兴趣，可向作者索取。

	(0.463)	(8.799)	(0.108)	(1.902)	(18.226)	(0.452)
$poly_{t-1}^2$	-0.309*** (0.123)	-2.135 (1.527)		-0.780** (0.353)	-4.631 (3.185)	
$integ_{t-1}$	0.009** (0.004)	0.012 (0.009)	0.003 (0.003)	0.023*** (0.005)	0.025 (0.018)	0.004 (0.003)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.433	0.483	0.442	0.771	0.347	0.347
观测值	660	2580	2580	660	2580	2580

此外，本文将样本划分为东部、中部和西部地区，来探讨多中心结构对城市经济效率的影响是否会因为区位不同而存在差异，结果如表 8 所示^①。在（1）、（2）两列中，多中心指数一次项分别为 0.848 和 5.971，相应的平方项估计系数则分别为-0.116 和-2.028，且均通过了显著性检验；而在（3）列中，多中心指数平方项的估计系数并不显著。由此可以判断，多中心结构对城市经济效率的倒 U 型影响主要体现在东、中部地区，而在西部地区，城市经济效率与多中心结构之间的倒 U 型关系并不明显。这是否意味着多中心发展模式对西部城市经济效率并不能产生显著影响？情况并非如此，在将多中心指数的平方项剔除之后再次对西部地区进行回归估计发现，多中心指数显著为正。这表明多中心结构对西部地区的经济效率发挥了显著的促进作用。本文对此现象理解为，相比于多中心水平相对较高的东中部地区，西部地区早期的要素分布往往集中在中心城市，并呈现“一城独大”的单中心模式，城市之间较远的距离导致大城市难以对中小城市产生明显的带动作用。随着区域多中心水平的提高，区域内较大城市的数量有所增加，中小城市与大城市之间的距离也逐渐缩小，城市经济效率能够通过产业合作和规模借用等途径实现提升。因此，对于处于多中心结构发展初期的西部地区，区域内城市经济效率能够明显受益于多中心结构带来的正向溢出。

为了检验此现象的稳健性，本文将变换的首位度指数作为多中心指数的替代变量再次进行回归估计，结果展示于（4）至（6）列。变换的首位度指数一次项以及平方项的估计系数在东、中部地区均分别为正数和负数，且通过了显著性检验。相较之下，该指数估计系数在西部地区样本中并不显著。为此，本文将变换的首位度指数的平方项剔除之后，再次考察其对西部城市经济效率的影响，此时，变换的首位度指数对城市经济效率的影响则显著为正。这再次表明，多中心空间发展模式对城市经济效率的倒 U 型影响主要存在于东、中部地区，西部地区的城市经济效率则随着多中心水平的提高而增加。

关于市场整合，市场一体化指标的估计系数在东、中部地区显著为正，在西部地区，尽管该指标的估计系数仍然为正，但未通过显著性检验。这表明从地理区位上看，市场一体化对城市经济效率的促进作用主要体现在东、中部地区。出现此差异的原因可能在于，我国东部和中部省份面积相对较小且城市数量较多，城市之间的地理距离并不遥远，区域市场一体化水平的提高自然会通过促进要素的跨城市流动带来资源配置效率的提升。相比之下，我国西部多数省份面积辽阔，城市之间的地理距离较为遥远，即使市场壁垒得到削弱，相对落后的交通基础设施以及较高的交流沟通成本大大阻碍了要素在城市之间的流动。因此，市场一体化对西部地区城市经济效率的促进作用并不明显。

^① 样本中我国东部地区包括河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东共 7 个省份，中部地区由安徽、山西、吉林、黑龙江、江西、河南、湖南、湖北这 8 个省份构成，西部地区包括内蒙古、四川、宁夏、云南、陕西、甘肃、广西、贵州这 8 个省市或自治区。

表 8 多中心结构影响经济绩效的分样本检验 (分地理区位)

	多中心指数				变换的首位度指数			
	东部	中部	西部	西部	东部	中部	西部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$poly_{i,t-1}$	0.848*** (0.125)	5.971** (2.717)	1.279* (0.681)	0.752*** (0.175)	0.895*** (0.313)	6.554*** (1.136)	1.684 (8.188)	7.717*** (1.083)
$poly_{i,t-1}^2$	-0.116*** (0.021)	-2.028*** (0.918)	-0.250 (0.188)		-0.544*** (0.181)	-3.977*** (0.715)	-0.687 (5.903)	
$integ_{i,t-1}$	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002*** (0.000)	0.004*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.597	0.655	0.683	0.645	0.568	0.657	0.729	0.776
观测值	1264	1302	864	864	1264	1302	864	864

(三) 多中心结构与市场整合的交互效应分析

在多中心结构的形成过程中，城市之间的市场融合程度自然也随之发生变化。二者对城市经济效率的影响并非是互相独立的，而是可能存在一定的交互效应。为此，本文在基准回归模型基础上加入多中心指数与市场一体化的交互项，以考察而二者对城市经济效率产生的交互效应，如（7）式所示。

$$pgdp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 poly_{i,t-1} + \beta_2 poly_{i,t-1}^2 + \beta_3 integ_{i,t-1} + \beta_4 poly \times integ_{i,t-1} + \beta_5 CV_{i,t-1} + \varepsilon \quad (7)$$

其中， $poly \times integ$ 表示多中心指数与市场一体化指数的交互项， CV 表示基准模型中的控制变量。根据前文所述，多中心结构与市场一体化的估计系数均显著为正，此时如果二者交互项的估计系数显著为负，表明随着市场一体化水平的提高，多中心结构对城市经济效率的积极影响受到削弱。这意味着多中心结构与市场一体化之间存在替代效应。

表 9 展示了多中心结构与市场一体化对经济效率的交互效应检验结果。在（1）列的全样本检验中，交互项的估计系数为-0.022，且在 1%的水平上显著。这表明从整体上看，我国多中心结构与市场一体化对城市经济效率的影响存在明显的替代效应，即多中心结构对城市经济效率的积极影响在市场分割较为严重的地区更为明显，随着市场一体化水平的提升，多中心发展模式对城市经济效率的促进作用反而受到削弱。假说 2 得到了验证。对于此现象并不难理解，多中心结构对经济效率发挥积极影响的重要途径之一便是减少中小城市与大城市之间的经济距离和促进经济互动，以减少由市场分割引致的效率损失。但是当区域本身具有较高的市场一体化水平时，多中心结构通过加快市场融合和促进要素流动提升经济效率的影响路径在一定程度上会被市场一体化所取代。此外，本文中介效应估计结果显示，市场一体化在多中心结构影响城市经济效率过程中发挥了不完全的中介效应，这一结果也能够一定程度上解释为什么多中心结构与市场一体化之间存在替代效应（回归结果展示于附录中的附表 2）。因为打造多中心结构的重要意义之一在于缩短大城市与中小城市之间的距离，促进大城市与中小城市之间的经济互动。可以想象，如果一个地区的市场一体化水平由于其他因素（比如政府合作等等）而提高，那么多中心结构的部分功能便可以市场一体化所取代。

进一步的分样本检验发现，多中心结构与市场一体化之间的交互效应在不同规模城市 and 不同地区表现出了明显差异。具体而言，在（2）、（3）两列中，交互项的估计系数在经济排名前三名城市中为负值，但并不显著。相比之下，交互项的估计系数在排名靠后的中小城

市中显著为负。这意味着从城市规模差异上看，多中心结构与市场一体化之间的替代效应主要体现在中小城市中。此外，在（4）、（5）两列中，交互项估计系数均在 10%的水平上显著为负，而在第（6）列中，交互项系数尽管为负数，但并不显著。这意味着从区位差异上看，多中心结构与市场一体化之间对经济效率影响的替代效应主要体现在东、中部地区。

表 9 多中心结构与市场一体化之间的交互效应^①

	全样本	经济排名 ≤ 3	经济排名 ≥ 4	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$poly_{t-1}$	7.743*** (2.406)	6.284*** (2.001)	8.485* (4.524)	1.714** (0.869)	1.726*** (0.462)	1.948** (0.985)
$poly^2_{t-1}$	-1.289*** (0.413)	-1.104*** (0.364)	-1.415* (0.767)	-0.262* (0.145)	-0.542*** (0.211)	-0.365 (0.385)
$integ_{t-1}$	0.034*** (0.011)	0.022** (0.011)	0.036* (0.019)	0.021** (0.008)	0.011** (0.004)	0.003 (0.009)
$poly \times integ_{t-1}$	-0.022*** (0.007)	-0.017 (0.015)	-0.024** (0.012)	-0.008** (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.005 (0.007)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.580	0.710	0.622	0.514	0.602	0.723
观测值	3430	778	2652	1264	1302	864

接下来，本文以变换的首位度指数作为多中心指数的替代变量进行稳健性检验，估计结果展示于表 10。可以看出，在全样本中，变换的首位度指数与市场一体化交互项的估计系数在 10%的水平上显著为负，尽管显著性水平略有降低，但仍体现了较好的稳健性。假说 2 从变换的首位度视角再次得到了验证。此外，根据（2）、（3）两列可知，相比于经济规模排名相对靠后的中小城市，变换的首位度指数与市场一体化交互项的估计系数在大城市样本中并未通过显著性检验。根据（4）至（6）列发现，变换的首位度指数与市场一体化交互项的估计系数在东部和中部地区样本中均显著为负，相比之下，该交互项系数在西部地区样本中并不显著。可以看出，与表 9 的估计结果相比，变换的首位度与市场一体化对城市经济效率的交互影响并未发生明显变化，展示出了较强的稳健性。再次证明多中心发展模式与市场整合之间的替代效应主要体现在中小城市与东中部地区。

表 10 变换的首位度与市场一体化之间的交互效应

	全样本	经济排名 ≤ 3	经济排名 ≥ 4	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$primacy_{t-1}$	7.417*** (1.548)	3.202* (1.793)	11.894*** (1.782)	4.036*** (1.152)	3.030*** (0.729)	10.918** (4.267)
$primacy^2_{t-1}$	-4.270*** (0.977)	-1.580 (1.261)	-6.787*** (1.108)	-2.344*** (0.665)	-1.914*** (0.483)	-5.480* (3.284)
$integ_{t-1}$	0.007	0.017	0.026***	0.133**	0.035***	0.017

^① 本文同时将经济体量作为人口规模的替代变量进行了交互效应检验，结果并未发生本质变化，为避免占用过多篇幅，估计结果并未展现在正文中，如感兴趣，可向作者索取。

	(0.009)	(0.014)	(0.008)	(0.054)	(0.012)	(0.018)
$primacy \times integ_{t-1}$	-0.037*	-0.019	-0.023**	-0.182***	-0.039***	-0.031
	(0.019)	(0.017)	(0.010)	(0.068)	(0.015)	(0.026)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.604	0.774	0.671	0.412	0.630	0.668
观测值	3430	778	2652	1264	1302	864

五、进一步的分析和讨论

从前文分析可知，当前我国多数省份的多中心指数尚未达到最优水平，城市经济效率尚处于随着区域多中心水平上升而提高的阶段。这是否意味着对于多数省份而言，只要继续在区域内打造若干次级中心城市便可以促进城市发展？情况并非如此简单。根据前文分析可知，多中心结构能够发挥积极影响的关键在于大城市与中小城市之间的互动。地理距离是城市之间经济互动的天然屏障，交通基础设施是城市之间经济互动的有形依托。如果区域内中小城市距离核心城市过远或者连接城市之间的交通基础设施水平较为落后，生产要素和技术信息等无疑难以在城市之间自由流动，多中心结构中的大城市也很难通过借用规模和经济合作等途径对中小城市的经济效率产生明显的促进作用。为此，本文将分别探讨省内城市距离和交通基础设施水平在多中心结构影响城市经济效率过程中发挥的调节效应。

首先，在地理距离的调节效应方面。本文基于每个城市的经纬度，运用 ArcGIS 软件计算出省份内各城市之间的平均直线距离以及最大城市与其他城市之间的平均直线距离，在基准回归模型中加入地理距离与多中心指数的交互项，来考察城市之间的地理距离在多中心结构影响城市经济效率过程中发挥的调节效应，得到的回归结果展示于表 11。根据（1）、（3）两列可以看出，多中心指数与城市之间地理距离交互项的估计系数均在 1% 的水平上显著为正，这意味着多中心结构对城市经济效率的影响的确受到了城市之间地理距离的影响，且距离越大，多中心结构对城市经济效率的提升作用就越显著。然而，当加入多中心指数与地理距离平方项的交互项之后，相应的估计系数则显著为负（如（2）、（4）两列），这表明城市地理距离在多中心结构影响城市经济效率过程中发挥了显著的倒 U 型调节效应。具体而言，在省内城市之间的地理距离不是太远时，多中心空间发展模式有助于提升城市经济效率。当城市之间的平均距离超过一定程度之后，城市之间的经济连接性开始减弱，此时随着城市之间地理距离的增加，多中心空间发展模式对经济效率的积极作用开始受到地理距离的约束。

表 11 城市之间地理距离的调节效应

	城市之间的平均距离		其他城市与最大城市的平均距离	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$poly_{t-1}$	3.761** (1.895)	3.888** (1.949)	3.759** (1.817)	8.382* (4.303)
$poly^2_{t-1}$	-0.512** (0.261)	-0.102 (0.074)	-0.503** (0.243)	-0.081* (0.046)
$poly \times dist_{t-1}$	0.004** (0.002)	0.025** (0.013)	0.005** (0.002)	0.059* (0.031)
$poly \times dist^2_{t-1}$		-2.53E-05*		-7.79E-05*

		(0.000)		(0.000)
其他变量	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES
R ²	0.649	0.667	0.654	0.662
观测值	3392	3392	3392	3392

其次，在既定的地理距离下，完善的交通基础设施同样可以有效地促进人、物以及信息在城市之间的自由流动。因此，交通基础设施的发展水平必然会影响多中心结构对城市经济效率的作用效果。为此，本文在基准回归模型中加入交通基础设施与多中心指数的交互项，来考察交通基础设施在多中心结构影响城市经济效率过程中发挥的调节效应。本文运用各省区公路、铁路里程之和除以省区面积得到交通基础设施水平 *infra*，同时以货运量作为交通基础设施的替代变量。根据表 12 中的 (1) 列可见，多中心指数与交通基础设施一次项的交互项估计系数显著为负。这是否就意味着交通基础设施的完善反而阻碍了多中心结构对城市经济效率的提升作用？事实并非如此，当加入交通基础设施平方项与多中心指数交互项之后我们发现，该指标估计系数显著为正，而交通基础设施一次项的交互项估计系数仍显著为负。这表明交通基础设施在多中心结构影响城市经济效率过程中发挥了明显的正 U 型调节效应。换言之，只有在交通基础设施较好的情况下，多中心结构才能够更加有效地促进城市经济效率的提升。同时，本文以货运量作为交通基础设施替代变量的估计结果得出了类似的结论(如 (3)、(4) 两列所示)。这也与现实经验相一致，在交通基础设施较为落后的地区，即使城市规模体系呈现多中心空间格局，但城市之间由于高昂的交流沟通成本很难实现密切的经济互动，多中心结构的规模借用和市场整合效应也难以发挥。

表 12 交通基础设施的调节效应

	交通密度		货运量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$poly_{t-1}$	7.737*** (2.881)	4.483*** (1.480)	1.946* (1.010)	14.473*** (5.114)
$poly^2_{t-1}$	-1.326*** (0.506)	-0.643*** (0.217)	-0.160 (0.099)	-0.171** (0.074)
$poly \times infra_{t-1}$	-0.012** (0.005)	-0.082** (0.033)	-0.104* (0.060)	-3.082*** (1.068)
$poly \times infra^2_{t-1}$		0.002** (0.001)		0.177*** (0.061)
其他变量	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES
R ²	0.568	0.640	0.667	0.658
观测值	3392	3392	3392	3392

六、研究结论与政策启示

对于处于高速城镇化过程中的中国而言，多中心空间发展模式能否成为促进中国经济

增长的新型动力,这是中国在转型发展背景下面面临的一个重要问题。在经济活动的空间组织与效率之间的紧密关系已被证实的基础上,本文运用具有强外生性的地理指标和宏观冲击指标构建较为合理的工具变量,深入探索了区域多中心结构对城市经济效率的影响,研究结果显示:(1)从总体上看,区域多中心结构对城市经济效率的影响呈现显著的先升后降的倒U型特征,且目前除了山东和广东这两个省份存在由于多中心水平过高而抑制经济效率的现象,绝大部分地区的经济效率尚处于随着多中心结构的发展而提升的阶段。(2)分样本检验结果显示,多中心结构对城市经济效率的倒U型影响主要体现在大城市和东中部地区,中小城市和西部地区的经济效率则随着多中心水平的提高而增长。(3)多中心结构与市场一体化之间存在明显的替代效应,且这一现象主要体现在中小城市和东中部地区。(4)进一步分析发现,城市之间的地理距离和交通基础设施水平在多中心结构影响城市经济效率的过程中分别发挥了显著的倒U型和正U型调节效应。

本文的研究结论为我国未来城市网络的发展模式提供了一定的现实证据和政策启示。首先,从整体上看,除了广东和山东这两个多极化发展较为明显的省份,我国绝大部分地区应当逐步有序打造多中心城市网络,同时注意保持不同规模层级城市之间的适度差距,形成核心城市明确、主配定位清晰的空间发展模式,避免区域内过于均匀的空间结构导致城市之间竞争大于合作,造成经济效率受到损害。其次,对于那些长期由于较深程度的市场分割导致经济增长受阻的地区,通过打造多中心空间结构不失为对市场一体化的一种有效替代。相反,对于市场一体化水平较高的地区,可以通过加强区域中心城市的主导地位和经济辐射能力,带动周边城市梯度式发展。再次,加强交通基础设施建设,降低城际交流沟通成本。多中心结构能够提升生产效率的外部约束是区域内要素的充分流动以及城市之间的经济合作,加强和完善城际之间连接性的基础设施能够显著降低要素迁移成本和促进产业转移,进而有助于城市空间外部经济效应的传播和扩散。最后,多中心结构离不开区域层面的整体规划,这就需要建立一个跨城市的区域发展规划与管理体系,逐步弱化甚至消除GDP考核制度,减少地方政府对本地产业和要素的保护,为多中心发展模式提供明确的制度支撑,进而推动各城市基于自身比较优势和要素禀赋开展产业分工,实现经济效率的提升。

参考文献

- 彼得·霍尔 钱雯, 2009:《多中心大都市: 西欧巨型城市区透视》,《城市与区域规划研究》第3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。
- 陈玉 孙斌栋, 2017:《京津冀存在“集聚阴影”吗——大城市的区域经济影响》,《地理研究》第10期。
- 陈钊 陆铭, 2014:《首位城市该多大?——国家规模、全球化和城市化的影响》,《学术月刊》第5期。
- 方创琳, 2014:《中国城市发展方针的演变调整与城市规模新格局》,《地理研究》第4期。
- 洪银兴 吴俊, 2012:《长三角区域的多中心化趋势和一体化的新路径》,《学术月刊》第5期。
- 金志云, 2007:《区域经济一体化两难抉择下的战略与策略》,《求索》第6期。
- 李威 王珺 陈昊, 2017:《国际贸易、运输成本与城市规模分布——基于中国省区数据的研究》,《南方经济》第11期。
- 刘沁萍 田洪阵 杨永春, 2012:《基于GIS和遥感的中国城市分布与自然环境关系的定量研究》,《地理科学》第6期。
- 刘修岩 李松林 秦蒙, 2017:《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。
- 陆铭 向宽虎 陈钊, 2011:《中国的城市化和城市体系调整: 基于文献的评论》,《世界经济》第6期。
- 潘士远 朱丹丹 徐恺, 2018:《中国城市过大抑或过小?——基于劳动力配置效率的视角》,《经济研究》第9期。

- 盛斌 毛琪琳, 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。
- 宋冬林 姚常成, 2019:《高铁运营与经济协调会合作机制是否打破了城市群市场分割》,《经济理论与经济管理》第2期。
- 苏红键 魏后凯, 2013:《密度效应、最优城市人口密度与集约型城镇化》,《中国工业经济》第10期。
- 孙斌栋 华杰媛 李琬 张婷麟, 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。
- 孙斌栋 李琬, 2016:《城市规模分布的经济绩效——基于中国市域数据的实证研究》,《地理科学》第3期。
- 藤田昌久 雅克-弗朗斯瓦·蒂斯, 2012:《集聚经济学:城市、产业区位与全球化》,格致出版社2016年版。
- 王垚 年猛 王春华, 2017:《产业结构、最优规模与中国城市化路径选择》,《经济学(季刊)》第2期。
- 习近平, 2019:《推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局》,《求是》第24期。
- 徐保昌 谢建国, 2016:《市场分割与企业生产率:来自中国制造业企业的证据》,《世界经济》第1期。
- 许政 陈钊 陆铭, 2010:《中国城市体系的“中心-外围模式”》,《世界经济》第7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。
- 周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- Alonso, W.(1973), “Urban Zero Population Growth”, *Daedalus* 191-206.
- Arnott, R.(2007), “Congestion Tolling with Agglomeration Externalities”, *Journal of Urban Economics* 62(2): 187-203.
- Brezzi, M. & P. Venerri(2014), “Assessing Polycentric Urban Systems in the OECD: Country, Regional and Metropolitan Perspectives”, OECD Regional Development Working Paper.
- Burger, M. J. et al(2015), “Borrowed Size, Agglomeration Shadows and Cultural Amenities in North-West Europe”, *European Planning Studies* 23(6): 1090-1109.
- Combes, P. P. et al(2012), “Sorting and Local Wage and Skill Distributions in France”, *Regional Science and Urban Economics* 42(6): 913-930.
- Combes, P. P. & L. Gobillon(2015), “The Empirics of Agglomeration Economies”, In *Handbook of Regional Science and Urban Economics* 5: 248-341.
- Duranton, G.(2015), “Delineating Metropolitan Areas: Measuring Spatial Labour Market Networks Through Commuting Patterns”, *The Economics of Interfirm Networks*, Springer Japan.
- Duranton, G. & D. Puga(2004), “Micro- foundations of Urban Agglomeration”, In *Handbook of Regional Science and Urban Economics* 4:2063-2117.
- Fujita, M. & Thisse, J.(2003), “Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? and Who Gains and Who Loses from it”, *Japanese Economic Review* 54(2): 121-145.
- Glaeser, E. L. et al.(1992), “Growth in Cities”, *Journal of Political Economy* 100: 1126-1152.
- Henderson, J. V. et al(2016). “The Global Spatial Distribution of Economic Activity: Nature, History, and the Role of Trade” NBER Working Paper, No. w22145.
- Meijers, E. J. & M. J. Burger. (2010), “Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas”, *Environmet and Planning A* 42(6): 1383-1402.
- Meijers, E.(2005), “Polycentric Urban Regions and the Quest for Synergy: Is a Network of Cities More Than the Sum of the Parts”, *Urban Studies* 42(4): 765-781.
- Meijers, E. J. & M. M. Hoogerbrugge(2016), “Borrowing Size in Networks of Cities: City Size, Network Connectivity and Metropolitan Functions in Europe”, *Papers in Regional Science* 95(1): 181-198.
- Mukim, M.(2015), “Coagglomeration of Formal and Informal Industry: Evidence from India”, *Journal of*

- Economic Geography* 15(2): 329-351.
- Overman, H.G. et al(2006), "Cause of Sprawl: A Portrait from Space", *Quarterly Journal of Economics* 121(2):587-633.
- Parr, J. B.(2002), "Agglomeration Economies: Ambiguities and Confusions", *Environment and Planning A* 34(4): 717-731.
- Parsley, D.C. & Wei, S.J.(2001), "Explaining the Border Effect: the Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography", *Journal of International Economics* 55 (1): 87-105.
- Phelps, N. A.et al(2001), "Small Firms, Borrowed Size and the Urban-rural Shift", *Regional Studies* 35(7): 613-624.
- Ramcharan, R.(2009), "Why an Economic Core: Domestic Transport Costs." *Journal of Economic Geography* 9(4): 559-581.
- Tang, H. & Zhang, Y.(2012), "Exchange Rates and the Margins of Trade: Evidence from Chinese Exporters", *CEifo Economic Studies* 58 (4): 671-702.

附录

一、市场一体化指标测算

Parsley & Wei (2001) 指出, 不同地区同一产品的价格会因为要素、商品和服务的跨地区流动逐步消除, 即使由于地理距离产生的运输成本导致地区间价格存在差异, 只要价差落在套利成本所决定的范围内, 价差的离散较为稳定, 那么便可以认为市场是一体化的。借鉴 Parsley & Wei (2001) 的方法, 同一商品在不同地区的价格差如 (8) 式所示。

$$Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k) - \ln(p_{jt}^k) \quad (8)$$

其中, p_{it}^k 表示商品 k 在 t 年地区 i 的价格, 价差的变化可以表示为:

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k/p_{jt}^k) - \ln(p_{it-1}^k/p_{jt-1}^k) = \ln(p_{it}^k/p_{it-1}^k) - \ln(p_{jt}^k/p_{jt-1}^k) \quad (9)$$

根据 Parsley & Wei (2001), 我们采用 ΔQ_{ijt}^k 的绝对值来衡量价格离散程度。需要说明的是, 由 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 计算的价格离散并不完全由市场分割所致, 价格离散主要由两部分组成:

$$|\Delta Q_{ijt}^k| = a^k + \varepsilon_{ijt}^k \quad (10)$$

其中, a^k 表示 k 类商品的某些特性引起的价格变化, ε_{ijt}^k 表示由市场分割导致的价格变化。如果不消除由产品特性引致的价格变化, 市场分割水平可能会被高估。为此, 本文采用 (11) 式来消除商品个体效应。

$$q_{ijt}^k = \varepsilon_{ijt}^k - \bar{\varepsilon}_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\bar{\Delta Q}_t^k| = (a^k - \bar{a}^k) - (\varepsilon_{ijt}^k - \bar{\varepsilon}_{ijt}^k) \quad (11)$$

其中, q_{ijt}^k 为用于计算方差的相对价格变动部分。接下来计算各地区之间各种商品相对价格波动的方差, 即 $Var(q_{ijt})$ 。借鉴盛斌和毛琪琳 (2011), 为了兼顾商品价格指数的完整性以及商品在日常消费中有足够占比, 本文选取粮食、服装鞋帽、饮料烟酒、文化体育用品、药品、书报杂志、日用品及燃料这 8 类商品。并通过各省合并得到各省的市场细分指数:

$$Var(q_{it}) = \sum_{i \neq j} Var(q_{ijt}) / N \quad (12)$$

最后, 根据 (13) 式计算出市场一体化水平:

$$integ_{it} = \sqrt{1/Var(q_{it})} \quad (13)$$

二、各变量的描述性统计

附表 1 变量的描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
-----	-----	-----	-----	-----	-----

<i>poly</i>	3675	1.3616	0.7200	0.5627	4.0370
<i>integ</i>	3675	28.9005	9.8514	12.2085	58.6595
<i>pop</i>	3675	6.0299	0.9303	2.7701	9.3195
<i>invest</i>	3675	0.5101	0.2553	0.0565	3.1151
<i>FDI</i>	3675	0.0222	0.0265	0.0000	0.4763
<i>fiscal</i>	3675	0.1162	0.0935	0.0028	1.5752
<i>tech</i>	3675	0.0090	0.0224	0.0002	1.0135
<i>second</i>	3675	0.4814	0.1097	0.0900	0.8970
<i>third</i>	3675	0.3550	0.0722	0.0850	0.8534

三、中介效应估计

根据中介效应理论，如果多中心结构先影响市场一体化，进而作用于经济效率。那么多中心结构对市场一体化的影响应该同样呈现倒 U 型特征。首先，本文将市场一体化作为被解释变量，多中心指数及其二次项作为解释变量进行回归估计。结果如附表 2 的第（1）列所示。可以看出，多中心指数的一次项和二次项的估计系数分别显著为正和显著为负。这意味着市场一体化具备作为中介变量的初步条件。其次，将正文中（4）式中的市场一体化指数剔除再次进行回归估计。如果多中心指标的估计系数不显著，意味着市场一体化在多中心结构影响经济效率过程中发挥了完全中介效应；如果多中心指标的估计系数仍然显著，意味着市场一体化发挥了部分中介效应。根据第（2）列可以看出，在剔除市场一体化指标之后，多中心指数及其二次项的估计系数依然显著。这表明市场一体化是多中心结构影响经济效率的途径之一，还有其他作用路径未被本文捕捉到。

附表 2 中介效应检验

	市场一体化	
	(1)	(2)
$poly_{t-1}$	0.662*** (0.087)	1.523*** (0.132)
$poly_{t-1}^2$	-0.152*** (0.020)	-0.238*** (0.023)
其他变量	NO	YES
年份效应	YES	YES
城市效应	YES	YES
R ²	0.697	0.672
观测值	3430	3430