

城市群空间结构的经济效率：理论与实证

于斌斌 郭东¹

(浙江工商大学 经济学院, 杭州 310018)

【摘要】: 合理有序的空间结构是提升城市群经济效率的重要动力来源。本文构建了一个关于城市群空间结构与经济效率的理论分析框架, 并采用双向固定效应模型实证检验了城市群空间结构对经济效率的直接影响以及经济集聚、职能分工和知识溢出的调节效应。研究结果表明: 与单中心城市结构相比, 多中心城市结构更能有效地提高城市群经济效率。调节效应的估计结果显示, 提高经济集聚程度可以有效缓解单中心城市结构带来的负面影响; 深化城市功能分工, 将有助于多中心城市结构和城市群经济效率之间形成良性的互动发展关系; 而推动知识溢出将有利于强化多中心城市结构对经济效率的促进作用。进一步的异质性检验发现, 城市群所包含城市的行政级别越高, 城市群经济效率越低。在进行一系列的稳健性检验后, 以上研究结论依然成立。因此, 当前以增进城市群经济效率作为考量新型城镇化发展的目标, 并推动构建多中心城市空间结构, 是促进城市群高质量发展的有效途径。

【关键词】: 城市群 空间结构 经济效率 双向固定效应模型

【中图分类号】: F299.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2021)07-0148-17

一、引言

党的十八大以来, 党中央、国务院就深入推进中国新型城镇化作出了重大部署, 指出新型城镇化是中国未来发展的主要动能来源, 也是通往现代化的必由之路, 并将城市群作为新型城镇化发展的空间载体。2019年, 中央经济工作会议提出, 要加快京津冀协同发展、长三角一体化、粤港澳大湾区建设, 打造世界级创新平台和增长极, 提高中心城市和城市群的综合承载能力。这表明, 城市群的空间布局与结构优化已经上升为国家战略, 而有效提高经济效率才是城市群高质量发展的可行路径。因此, 厘清城市群空间结构如何影响经济效率, 并分析其内在作用机制, 这不仅对进一步优化中国城市群发展战略具有重要的参考价值, 而且对促进区域协调发展也具有重要的现实意义。

城市群空间结构的演化与变迁一直是区域经济学和城市经济学长期关注的研究焦点。虽然西方发达国家对城市群空间结构的研究起步较早, 但对于哪种空间结构存在更高的经济效率仍然存在较大争议。例如, Bailey 和 Turok (2001)^[3]对苏格兰城市群空间结构的研究表明, 多中心城市结构并不如单中心城市结构带来的集聚效应显著, 并且 Cervero (2001)^[5]的研究也发现, 城市群单中心结构的经济效率更高。然而, 也有学者认为, 多中心空间结构能消减单中心结构带来的拥挤效应 (Fujita and Ogawa, 1982; Meijers and Burger, 2010)^[10, 15], 而且城市群空间结构也正在由单中心向网络化、多功能的多中心转变 (Krugman, 1991、1996; McDonald, 1987;)^[12, 13, 14]。单中心空间结构使资源要素过度集中在一个中心城市, 最终会导致拥挤效应 (负外部性) 大于集聚效应 (正外部性), 正如中心城市的规模持续扩大, 将出现交通拥堵、环境污染、投资效率低、经济增长点少、经济活力不

¹**作者简介:** 于斌斌 (1986-), 男, 山东沂水人, 浙江工商大学经济学院副教授、经济学博士、硕士生导师, 研究方向: 城市群空间结构与生产率提升;

郭东 (1995-), 男, 河南驻马店人, 浙江工商大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 城市群空间结构与生产率提升。

基金项目: 国家自然科学基金项目“生产性服务业集聚与制造业产能过剩治理: 机制、实证与对策” (72073122), 项目负责人: 于斌斌; 国家自然科学基金项目“新型城镇化下中国经济增长路径研究: 基于结构调整与效率提升的双重视角” (71703153), 项目负责人: 于斌斌; 浙江工商大学研究生科研创新基金 (19020020031), 项目负责人: 郭东

足等诸多问题。不仅如此，拥挤效应也是导致城市群形成多中心空间结构主要动力，尤其是中心城市职能向外部扩散，使多中心空间结构更容易通过“互借规模”发挥专业化分工比较优势(Alonso, 1973)^[1]。

近年来，随着陆大道“点-轴”模式的提出，中国城市群空间结构的演化也引起了国内学术界的关注，但关于城市群空间结构经济效率的研究并不多见。相关研究表明，城市群集聚程度的提高对区域经济增长存在明显的推动作用，尤其是要素在单个城市的集聚有利于城市生产率的提升和经济增长(刘修岩等, 2017;原倩, 2019)^[29,38]。其中，张浩然和衣保中(2012)^[43]对中国十大城市群的实证分析发现，单中心城市结构对全要素生产率有促进作用且在城市群规模较小时更为显著，然而并未探讨城市群空间结构对经济效率的作用机制。但也有研究发现，多中心城市空间结构更有利于城镇化的高质量发展(Zhang et al, 2017;于斌斌和申晨, 2020)^[18,39]。上述研究留给我们的启示是，城市群空间结构对经济效率的影响存在较大差异，那么哪种空间结构能够带来更高的经济效率?空间结构是如何影响经济效率的?其影响机制及因素是什么?对这些问题的回答将为中国新型城镇化如何实现高质量发展提供一个新思路。鉴此，本文将进行如下扩展性研究：一是在理论机制上，构建一个关于城市群空间结构与经济效率的理论分析框架，并从单中心和多中心两个视角分析城市群空间结构对经济效率的作用机制及影响因素；二是在实证检验上，除考察城市群空间结构对经济效率的影响效应外，还加入了经济集聚、职能分工和知识溢出与核心解释变量的交互项，以检验城市群空间结构对经济效率的调节效应，并进一步引入城市行政级别来讨论城市群空间结构对经济效率的异质性影响。

二、理论机制

(一)单中心城市结构的虹吸效应：要素集聚与资源配置

以 Krugman 为代表的新经济地理学认为，空间集聚有助于实现规模报酬递增，并提高经济发展水平，这为城市群在早期发展阶段的要素集聚提供了具有说服力的理论解释。随着经济集聚程度的提高，城市规模不断扩大且城市职能更加完善，增强了中心城市的集聚规模效应，进而改善了城市群经济效率(张浩然, 2012)。不仅如此，城市群中经济、人口等要素的集聚，还可以通过企业前向和后向联系及劳动力蓄水池等产生经济外部性，从而能有效改善经济运行效率(李佳洺等, 2014)^[27]。首先，单中心城市的要素集聚主要体现在人口集聚。在城市发展过程中，伴随着中心城市在教育、医疗、就业以及社会保障等职能方面的完善，周围人口就会向中心城市加速集聚，这不仅带来充裕的劳动力并使城市经济发展获取更大的人才红利，还会在人口集聚方面形成规模效应。除此之外，人口集聚也有利于技能获得、信息交换以及知识积累，并通过学习、共享与匹配等方式发挥集聚经济效应(Duranton and Puga, 2003)^[8]。其次，单中心城市的要素集聚还体现在创新要素集聚。随着城市规模的扩大，单中心城市在基础设施、创新环境以及产业链条等方面的优势越来越明显。正是这些条件塑造了优越的创新环境，使创新资金投入和创新规模化程度不断提高，这必将对经济效率产生重要的促进作用。最后，单中心城市结构给产业集聚提供了肥沃的“土壤”，不仅降低了生产成本，还能通过技术和知识的分享促进生产率提升。马歇尔在《经济学理论》中就指出，产业集聚使“产业区”内的企业能够利用地理接近性，通过规模经济使学习曲线中的生产成本接近最低状态。中小企业能获得来自产业内外所带来的外部规模经济，并促进当地经济规模的继续扩大，从而形成强化规模经济的要素环境，包括协同的创新环境、共存的辅助性产业、丰富的劳动力供给与需求等。同时，单中心城市不仅因产业集聚使地方政府更容易通过环境规制提高产能利用率，还能促成企业间非正式的面对面交流并形成劳动力和资金的集聚优势，进而使产业集聚效应更加有效(Yu and Shen, 2020)^[17]。

在城市群形成发展过程中，单中心城市结构还进一步通过要素市场结构的优化配置来促进经济效率的持续改善，其要体现在以下几个方面：其一，人口集聚对城市群经济增长产生显著的正向影响，并通过人力资本的优化配置加快城市群经济效率增进(陈乐等, 2018)^[21]。单中心城市结构不仅因充裕的人力资本增强了城市的技术吸收及创新能力，还因提高了信息流动性，增加了劳动力和工作的匹配机会，从而提高了城市群要素资源的配置效率。其二，创新资源在单中心城市的高度集聚使企业可以充分发挥科技竞争优势，按照市场需要优化生产要素组合，合理配置既有资源，提高劳动生产率，进而带动整个城市群经济效率的改进。其三，单中心城市的产业集聚可以通过产业结构优化以及生产成本节约的方式提高城市群经济效率：一方面，产业集聚使企业获得消费市场信息的成本更低，并提高了企业应对市场变化的战略能力，实现了供给结构与需求结构相匹配，使产业结构趋于合理化，而且产业集聚还会产生外部经济效应，使企业可以因成本节约以及学习与创新能力的增强而获得更高的能

源效率(李思慧, 2011)^[28];另一方面,随着消费结构的变化,需求导向使要素资源从生产率低的部门流向生产率高的部门,推动产业结构不断向高级演进,从而带动了整个城市群的经济效率增进(何德旭和姚战琪, 2008)^[25]。

(二)多中心城市的规模互借效应:分工协作和关联辐射

城市之间的专业化分工是城市群多中心结构形成的动力来源之一(王猛等, 2015)^[35]。在多中心城市结构下,城市群出现拥挤效应的可能性较小,并且随着人口的持续集聚,单中心城市产生的低效率问题将通过多中心城市之间的职能分工所解决(Parr, 2004)^[16]。这种专业化分工效应来源于城市之间的“互借规模”,其不仅可以发挥专业化分工与协作的比较优势,还使多中心空间结构获得单一特大城市所享有的集聚经济。首先,随着单中心城市外部规模不经济的出现,中心城市的相关经济主体则会积极向外转移相关中间产品,以此节约生产成本并加快了产业结构系统内部的分工深化,从而有利于推动经济效率改进。其次,多中心城市结构不是简单的低密度分散,尤其是大城市周边小城市可以因临近大城市而受益,比如小城市因在大城市航空港等交通设施的服务范围之内,可以节约交通成本,即多中心城市结构可以获取规模互借效应,但又不会损失规模集聚效益(孙斌栋和丁嵩, 2017)^[33]。在城市间交流成本较高的背景下,信息技术和交通设施的快速发展使城市之间的联系更加紧密,而城市群可以通过城市之间的分工协作,打破地区之间的市场分割,从而形成发展合力(姚常成和宋冬林, 2019)^[40]。一方面,城市群中心城市的职能在地理空间进行扩散,并在城市之间关联的特殊节点重新集聚,形成多中心城市的空间分工布局,因而知识和技术溢出效应不再受地理空间限制,使经济在更大范围内实现集聚与分工(苏红健和赵坚, 2011)^[34];另一方面,在多中心城市空间结构条件下,企业各个生产环节不再局限于某一城市,而是可以凭借各个城市的比较优势进行产业布局,以此不断提高城市群的经济效率(张若雪, 2009)^[45]。

城市群多中心空间结构所产生的互借规模效应,会随着交通设施的完善以及土地利用率的提高,对周围城市产生辐射效应。McMillen 和 Stefani (2003)^[13]对美国 62 个大都市的实证研究发现,一个区域内城市数目会随着城市人口规模和通勤成本的增加而递增,因此单中心城市结构发展到一定程度会带来通勤成本和地租成本的快速上升,从而降低了整个城市群的经济效率。随着单位通勤成本和人口的增加,多中心城市空间结构形成均衡的可能性也随之增大,尤其是多中心空间结构带来的发散型交通网,使多个中心城市与周围城市联系更为紧密(Fujita, 1982)^[9]。究其原因主要在于:一方面,通勤成本的快速增长使城市离心力大于向心力,企业及居民为寻求利益最大化而向周边城市迁移,从而推动相关生产环节向外转移;另一方面,集聚带来土地成本和商业成本的增加使周边城市更具有吸引力,而新迁入的企业为周边城市带来了发展活力,从而加强了中心城市与周边城市的凝聚力,扩大了中心城市对周边城市的辐射范围。以长三角城市群为例,上海、杭州、南京等核心城市因技术创新及产品多样化带来的生产率提升而产生的正外部性,明显增强了信息科技以及交通通讯对周边城市的辐射效应,而运输网络水平的提高进一步促进了这种外部性传导,使长三角城市群成为中国最具活力、经济效率最高的城市群(李煜伟和倪鹏飞, 2013)^[31]。

(三)多中心城市结构的扩散效应:知识溢出和创新升级

城市群多中心结构之所以存在明显的空间扩散效应,其主要体现在以下三个方面:首先,由于多中心城市结构下的中心城市因地理、就业、经济以及高校资源优势,使其拥有丰富的人力资本,从而为城市群内其他城市的发展提供了丰富的技术型人才,尤其是知识溢出通过人力资本载体与知识商业化两大渠道提高了城市创新水平,进而提高了城市群的经济效率(刘生龙, 2014;汪彦, 2018)^[32, 36]。其中,大学知识通过技术专利转让和校办产业等创新活动实现对高新技术产业的知识溢出,从而对于整个城市群经济效率的提升产生重要影响。其次,多中心城市结构下的中心城市凭借自身优势吸引着更多的高新技术产业集聚,而这些企业往往因具有技术性强、产品更新换代快、投资力度大等显著特点,可以通过产业关联对周围城市产生技术溢出效应。最后,技术扩散是多中心城市结构的重要特征,其影响的扩大通过城市之间的模仿、示范和传播等方式推动了核心城市与非核心城市之间的技术互动。核心城市通常拥有丰富的技术型人才,而非核心城市随着吸收核心城市先进发展经验和技术的经验积累,其吸引人才和技术的能力也就越来越强,从而为进一步的技术引进和人才引进做好了准备(朱美光, 2007)^[41]。正是因为城市之间这种研发要素的正向技术反馈,使技术扩散效应在增进城市群经济效率方面发挥着重要作用(白俊红, 2017)^[19]。

在城市群的演化过程中，多中心空间结构的核心城市与周边城市的创新升级存在密切关联。人才存量构成城市群人力资本的数量和质量，而技术积累则是城市群核心竞争力的重要表现形式，二者对城市群经济效率均存在显著的促进作用。而创新升级作为推动城市群空间演变的关键因素，其通过知识溢出效应，不仅提高了城市竞争力，还提升了城市群经济效率。从宏观上看，多中心空间结构的城市群有两个以上的经济发展中心，并且具备丰富的人力资本和先进的技术优势，推动了技术创新从局部到整体的跨越，进而使创新成为推动城市群经济增长的重要动力和促进转型升级的重要力量。而对于微观企业而言，核心与非核心城市的企业之间发展水平存在一定差距，导致持有核心技术的企业往往集聚在拥有丰富资本要素的核心城市。拥有较高人力资本和技术水平的企业通过外向转移相关生产环节所带来的知识溢出，不仅提高了非核心城市企业对专有技术的吸收能力，还促进了企业产品研发、科学管理以及产品更新换代，并优化了企业创新结构，提高城市群整体经济发展质量。在多中心城市空间结构中，随着人力资本和技术积累的增加，核心城市的知识外溢效应也在不断增强。究其原因在于：一方面，人力资本存量提高了技术创新的产业化水平，并通过溢出效应提高城市群的科技转化能力，最终推动了城市群创新能力的提升；另一方面，技术扩散与空间临近密切相关，而技术邻近可以在一定程度上突破地理空间对知识溢出的限制作用(陈跃刚等，2018)^[20]。可见，知识溢出以技术为桥梁，通过技术扩散来辅助临近城市培育科技创新主体及构建科技创新平台，促进了科技成果转化并优化了创新结构，因而显著提高了城市群经济效率。

综上所述，城市群空间结构对经济效率的具体作用机制可见图 1：

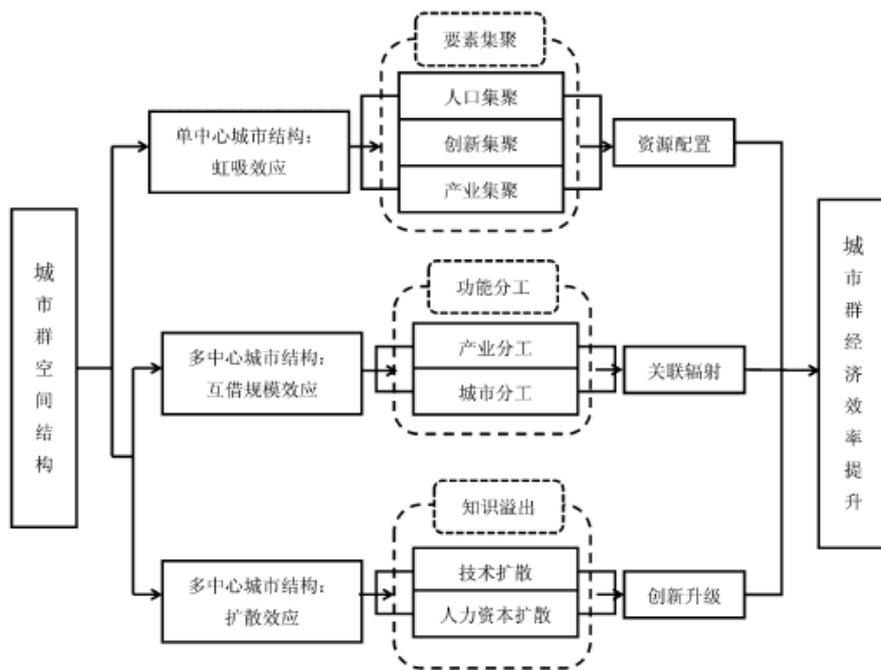


图 1 城市群空间结构对经济效率的作用机制

三、模型设定、数据来源与变量说明

(一)模型设定

基于上述理论机制，本文将主要考察城市群空间结构对经济效率的影响效应，并进行相关的机制检验。根据实证研究目的，本文将基准模型设定为：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_{it} + \alpha_2 LnGOV_{it} + \alpha_3 LnFDI_{it} + \alpha_4 LnEDU_{it} + \alpha_5 LnINF_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中， i 代表城市群， t 代表年份， TFP 是城市群经济效率， HHI 为城市群空间结构指数。为了使估计结果更具有可靠性，本文引入政府干预($LnGOV_{it}$)、对外开放水平($LnFDI_{it}$)、人力资本水平($LnEDU_{it}$)以及基础设施水平($LnINF_{it}$)为控制变量。 ε_{it} 是随机扰动项； v_i 是时间虚拟变量，代表未观测到的经济冲击； μ_i 是个体虚拟变量，代表未观测到的个体特征。

由于城市群空间结构对经济效率的影响存在较大差异，本文将进一步考察要素集聚、职能分工和知识溢出可能会对城市群空间结构影响经济效率的调节效应。为此，在上述基准模型基础上，本文引入城市群单中心城市结构的集聚效应、多中心城市结构的分工效应及溢出效应与 HHI 指数的交互项。首先，为了检验城市群单中心城市结构要素集聚的调节效应，本文构建如下交互项模型：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_{it} + \alpha_2 AGG_{it} + \alpha_3 HHI_{it} \cdot AGG_{it} + \alpha_4 LnGOV_{it} + \alpha_5 LnFDI_{it} + \alpha_6 LnEDU_{it} + \alpha_7 LnINF_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中，引入 $HHI_{it} \cdot AGG_{it}$ 交互项。相关研究表明，经济要素的集聚增强了单中心城市结构对经济效率的促进作用，因而预期 $HHI_{it} \cdot AGG_{it}$ 的系数为正。

其次，为了检验城市群多中心城市结构职能分工的调节效应，构建如下交互项模型：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_{it} + \alpha_2 FG_{it} + \alpha_3 HHI_{it} \cdot FG_{it} + \alpha_4 LnGOV_{it} + \alpha_5 LnFDI_{it} + \alpha_6 LnEDU_{it} + \alpha_7 LnINF_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在式(3)中， $HHI_{it} \cdot FG_{it}$ 为主要交互项，其系数 α_3 表示城市群职能分工在多中心空间结构影响经济效率的调节效应：若 α_3 为负，表明城市群职能分工程度提高能增强多中心空间结构对经济效率的促进作用；若 α_3 为正，则表明职能分工程度提高抑制了多中心对经济效率的改善。由于集聚不经济是城市群向多中心发展的重要动力，所以当城市群处于多中心空间结构阶段时，随着城市群规模的扩大，发生集聚不经济的可能性就越小。因此，城市之间通过明确分工合作，能够有效降低集聚不经济的负面影响，即预期 α_3 符号为负。

最后，为了检验城市群多中心城市结构知识溢出对经济效率增进的调节效应，本文设定如下交互项模型：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_{it} + \alpha_2 MR_{it} + \alpha_3 HHI_{it} \cdot MR_{it} + \alpha_4 LnGOV_{it} + \alpha_5 LnFDI_{it} + \alpha_6 LnEDU_{it} + \alpha_7 LnINF_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在式(4)中，引入市场潜力函数对城市群的知识溢出进行测度，并在估计模型中加入 $HHI_{it} \cdot MR_{it}$ 的交互项。由于中心城市发展存在巨大的人才、知识和技术优势，随着周围城市与中心城市地理上的临近，城市群内的中小城市能够受到大城市的经济辐

射，城市之间能够共享要素资源和发展机会，对于缩小区域发展差距以及增进城市群整体经济效率有显著的推动作用，因此预期 α_3 为负。

(二)数据来源

根据《中国城市群发展报告》(2010)对中国 23 个城市群的界定，以及鉴于数据的可得性与行政区划的调整，本文最终选取了 20 个具有代表性的城市群作为研究对象进行实证研究，见表 1(方创琳等，2011)^[23]。数据主要来源于 2003-2017 年的《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。由于行政区划调整，江淮城市群中巢湖市于 2011 年撤销，并由合肥代管，因此本文将巢湖在 2011 年之前的各项数据并入合肥。对于个别城市缺失数据，采用插值法进行补充。

表 1 中国 20 个城市群以及所辖城市

城市群	所辖城市
长株潭城市群	长沙、株洲、湘潭
兰白西城市群	兰州、白银、西宁
黔中城市群	贵阳、遵义、安顺
晋中城市群	太原、晋中、阳泉
滇中城市群	昆明、曲靖、玉溪
银川平原城市群	银川、吴忠、石嘴山
南钦北防城城市群	南宁、北海、防城港、钦州
关中城市群	西安、咸阳、铜川、宝鸡、渭南
环鄱阳湖城市群	南昌、九江、景德镇、上饶、鹰潭
海峡西岸城市群	福州、厦门、漳州、泉州、莆田、宁德
武汉城市群	武汉、黄石、鄂州、孝感、咸宁、黄冈
哈大长城市群	哈尔滨、大庆、长春、齐齐哈尔、吉林、松原
山东半岛城市群	济南、青岛、威海、烟台、东营、日照、淄博、潍坊
中原城市群	郑州、洛阳、开封、新乡、焦作、许昌、平顶山、漯河
珠三角城市群	广州、深圳、珠海、佛山、惠州、肇庆、江门、东莞、中山
京津冀城市群	北京、天津、唐山、廊坊、保定、秦皇岛、石家庄、张家口、承德、沧州
江淮城市群	合肥、巢湖、芜湖、铜陵、马鞍山、滁州、六安、淮南、池州、安庆、蚌埠
辽东半岛城市群	沈阳、大连、鞍山、抚顺、阜新、盘锦、丹东、辽阳、铁岭、葫芦岛、营口、锦州
长三角城市群	上海、苏州、无锡、常州、南京、镇江、扬州、泰州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山

成渝城市群	成都、重庆、德阳、绵阳、广元、宜宾、乐山、泸州、南充、自贡、达州、眉山、内江、遂宁、广安、雅安、资阳、巴中
-------	---

表 2 中国城市群经济效率 SFA 模型的估计系数及显著性检验

变量	系数(标准误)	t 统计量
β_0	34.8978*** (1.0109)	34.5228
β_1	0.4861*** (0.0517)	9.4039
β_2	-0.0009 (0.0009)	-1.0494
β_3	-3.2447*** (0.2836)	-11.441
β_4	2.2923*** (0.6377)	3.5944
β_5	-0.2128*** (0.0547)	-3.8904
β_6	-0.0276*** (0.0058)	-4.7580
β_7	0.0142* (0.0087)	1.6424
β_8	0.1423*** (0.0177)	8.0424
β_9	0.1383*** (0.0337)	4.1042
σ^2	0.2022*** (0.0242)	8.3397
γ	0.9637*** (0.0049)	196.4977
μ	0.8829*** (0.1194)	7.3923
技术无效率 不存在的 LR 检验	491.3091	
Log 似然函数值	209.3866	

(三) 变量说明

1. 被解释变量：经济效率 (TFP)。

关于经济效率的测度，现有研究多数采用人均国内生产总值来衡量，但该方法过于简单且不能够有效反应经济发展的质量和效益。鉴此，本文将采用随机前沿方法(SFA)来综合考虑城市群的投入产出质量来计算城市群经济效率。但需要指出的是，当仅仅考虑劳动和资本两种生产要素时，随机前沿的生产函数通常选择柯布-道格拉斯生产函数。虽然柯布-道格拉斯生产函数形式简单，并且参数有直接经济意义，但其技术中性和产出弹性固定为 1 的假设却不能很好地反映城市群经济效率的真实情况，而超越对数生产函数则能克服其弊端，并考虑了资本和劳动相互作用对产出的影响。为此，本文采用超越对数生产函数的随机

前沿生产函数模型来反映城市群经济效率，其模型的具体形式为：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 \ln L_{it} + \beta_5 \ln K_{it} \\ & \times \ln L_{it} + \beta_6 t \times \ln K_{it} + \beta_7 t \times \ln L_{it} + \beta_8 (\ln K_{it})^2 + \\ & \beta_9 (\ln L_{it})^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$u_{it} = u_i \exp [-\eta(t - T)] \quad (6)$$

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} (0 \leq \gamma \leq 1) \quad (7)$$

在式(5)中， Y_{it} 表示第*i*个城市群在第*t*年的国内生产总值， K_{it} 和 L_{it} 分别表示资本和劳动投入。本文以社会固定资产投资与从业人员数作为资本和劳动力的替代变量，其中社会固定资产的处理借鉴单豪杰(2008)^[22]做法，采取永续盘存法进行估计： $K_{i,t}=(1-\delta)K_{i,t-1}+I_{i,t}$ ，当期投资*I*为相邻两年固定资产净值差额，折旧率设定为10.96%。 v_{it} 为随机干扰项且服从均值为0，方差为 $\delta^2 \sigma_{it}^2$ 的正态分布， u_{it} 为技术无效率项且服从非负断尾正态分布 $N(\mu, \delta^2 \sigma_{it}^2)$ 。 t 为时期， T 为总时期， β_0 为常数项， η 为效率水平的时变参数， β_1 - β_9 均为待估计的参数。

表2的估计结果显示，大部分参数通过了显著性检验，总体方差 σ^2 无效率项 μ 和 γ 均通过了1%水平下的显著性检验，表明超越对数形式的SFA模型能够比较好的刻画城市群经济效率。因此，城市群经济效率可用以下计算公式求出：

$$TFP_{it} = TE_{it} \exp(\beta_0 + \beta_1 t) \quad (8)$$

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (9)$$

其中， TE_{it} 表示*i*个城市群在*t*时期的效率， $\exp(\beta_0 + \beta_1 t)$ 表示*t*时期的前沿面技术水平。

2. 解释变量：赫芬达尔指数(HHI)。

关于城市群空间结构的测度方法较多，如HHI指数法、位序规模法、首位度法和基尼指数法等，这些指数法都是基于城市群人口和经济规模进行构建。而赫芬达尔指数最早是用来衡量产业集中度，也是衡量城市群空间结构单中心还是多中心的常用指标之一，后来被广泛引入城市经济学中。鉴于其能对城市群内部空间结构分布及演进规律进行较为精准的刻画，因此本文采用赫芬达尔指数对城市群空间结构进行测度，其计算公式为：

$$HHI_{it} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_{it}}{p}\right)^2 = \sum_{i=1}^n s_i^2 \quad (10)$$

在式(10)中， p_i 表示城市群的人口规模， p 表示人口总数， s_i 表示城市群人口占总人口的比例， n 为城市群数量。赫芬达尔指数(HHI)介于 $[1/n, 1]$ 之间，该指数越接近于0，城市群越趋向多中心城市结构；指数越接近于1，城市群越趋向单中心城市结构。

3. 调节变量。

关于集聚指标(AGG)、职能分工(FG)和知识溢出(MR)三个调节变量的测度方法如下：

城市群经济集聚指数：由于集聚本质展现的是经济活动密度，因而可以采用非农就业密度来衡量一个区域的经济集聚程度 (Ciccone and Hall, 1996)^[6]。因此，本文也采用就业密度来衡量城市群的集聚程度，以“第二、第三产业从业人数”除以“城市群土地面积”来衡量城市群经济集聚度，即：

$$AGG_{it} = E_{it}/S_{it} \quad (11)$$

其中， E_{it} 表示城市群 i 就业人员数， S_{it} 表示城市群土地面积。AGG 越大，表示城市群集聚程度越高，反之越低。

城市群职能分工指数：对于城市群分工水平的测度，Duranton 和 Puga (2005)^[7]采用城市中“企业管理人员数/工业生产人员数”与全国“企业管理人员数/工业生产人员数”的差来衡量，而 Bade 等 (2004)^[2]使用城市白领数比蓝领数与全国白领数比蓝领数的水平差来衡量。因此，本文借鉴他们的处理思路和做法，以城市群中“生产性服务业人员/工业生产人员”与全国“生产性服务业人员/工业生产人员”的比值来度量城市群职能专业分工水平，即：

$$FG_{it} = \frac{\left(\frac{Lit}{Lnt}\right)}{\left(\frac{Lht}{LNt}\right)} \quad (12)$$

在式 (12) 中，FG 表示城市群专业分工强度，其中 L_{it} 表示城市群 i 的生产性服务业人数， L_t 表示全国生产性服务业人数， L_{it} 表示城市群 i 的工业生产人数， L_t 表示全国工业生产人数， N 表示城市群总个数。FG 值越接近于 1，表示城市群管理部门相对集中，说明城市群空间职能分工程度较高；FG 值越接近于 0，表示城市群生产制造部门相对集中，说明城市群空间职能分工程度越低。

城市群知识溢出指数：本文特别关注中国城市群空间结构的内部关联，也正是城市群内部存在的溢出效应，从而使城市之间联系更加紧密。为了刻画城市的空间溢出效应，本文采用 Harris (1954)^[10]提出的市场潜能函数法来测度，其计算公式为：

$$MR_{it} = \sum_{s \neq i} \frac{GDP_{st}}{d_{is}} \quad (13)$$

在式 (13) 中， GDP_{st} 表示 t 年城市群中城市 s 的 GDP， d_{is} 表示 i 城市群内部其他城市到 s 城市的距离之和，反映是城市群内部所有城市经济发展水平加权之和，权重为城市群内部该城市到其他城市距离的倒数。MR 越大说明城市群市场潜力越大，辐射范围越广。

表 3 城市群空间结构影响经济效率的估计结果

变量	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
HHI	-0.285*** (0.045)	-0.245*** (0.044)	-0.026 (0.083)	-0.321*** (0.043)	-0.036 (0.082)	-0.310*** (0.044)	-0.069 (0.049)
AGG		-0.111*** (0.025)	-0.052 (0.058)				

FG				0.042*** (0.008)	0.205*** (0.041)		
MR						0.002*** (0.001)	0.009*** (0.001)
HHI*AGG			0.453*** (0.147)				
HHI*FG					-0.428*** (0.106)		
HHI*MR							-0.018*** (0.002)
LnGOV	-0.058** (0.022)	-0.040* (0.021)	-0.039** (0.021)	-0.092*** (0.021)	-0.112*** (0.021)	-0.049** (0.021)	-0.042** (0.019)
LnFDI	0.018*** (0.007)	0.028*** (0.007)	0.032*** (0.007)	0.019*** (0.007)	0.015** (0.007)	0.014** (0.007)	0.022*** (0.006)
LnEDU	0.079*** (0.014)	0.081*** (0.013)	0.087*** (0.013)	0.074*** (0.013)	0.065*** (0.013)	0.076*** (0.013)	0.072*** (0.012)
LnINF	0.175*** (0.014)	0.204*** (0.015)	0.197*** (0.049)	0.160*** (0.014)	0.147*** (0.014)	0.142*** (0.016)	0.0945*** (0.016)
常数项	-1.270*** (0.103)	-1.480*** (0.111)	-1.582*** (0.113)	-1.283*** (0.097)	-1.272*** (0.095)	-1.002*** (0.122)	-0.862*** (0.110)
个体固定	yes						
时间固定	yes						
n	300	300	300	300	300	300	300
Within-R ²	0.78	0.92	0.81	0.81	0.82	0.93	0.84

4. 控制变量。

考虑到影响城市群经济效率的因素的纷繁复杂，为了尽可能减少遗漏变量误差，本文还引入了如下控制变量：一是政府干预程度 (LnGOV)，采用城市群政府财政支出占 GDP 比重的对数来表示政府对经济活动的参与程度。相关文献研究表明，财政支出其占 GDP 比重越大政府参与度越强，一定程度上越不利于市场活力的释放，因此，对于政府支出的科学分配是影响城市群经济效率的重要途径。二是对外开放水平 (LnFDI)，采用城市群使用外资总额的对数表示。城市群的外资使用能够通过资本引入、市场盘活、就业拉动等途径来提高经济发展质量，从而有利于提高城市群经济效率。三是人力资本积累 (LnEDU)，本文采用城市群高等学校在校学生数的对数表示。较高的人力资本投入对于科技研发和科技转化有显著的促进作用，这缩短了科学技术转化为生产力的时间，提高了其他生产要素的使用效率，从而对城市群经济效率产生重要影响。四是基础设施水平 (LnINF)，采用城市群人均电信总量的对数表示。该指标反映了城市群的通信基础设施水平，而通信基础设施的改善能够节省人员之间的交流成本、

节约交易费用、加快知识技术和信息的传播，通过提高企业运营效率和管理流程来提高城市经济效率。

四、计量结果分析

(一)基本估计结果

本文将采用面板模型对上实证模型进行估计，Hausman 检验表明，双向固定效应能更加有效估计上述模型。表 3 报告了城市群空间结构对经济效率影响效应的估计结果。结果显示，模型一的空间结构指标 (HHI) 为负，并且通过了 1% 水平下的显著性检验。这表明，城市群越趋向多中心的城市结构，城市群经济效率越高。为了进一步检验模型一的可靠性，本文在模型一中逐步加入其他影响城市群经济效率的指标，如模型二、模型四和模型六所示，其 HHI 指数依然通过了 1% 的水平下的显著性检验，说明城市群多中心城市结构能够有效提高经济效率的研究结论较为稳健。可能的原因在于：一方面，城市群多中心城市结构形成了更多的经济集聚中心，从而在城市之间实现了资源共享和经济互利；另一方面，随着城市群规模的扩大，一些城市群的过度集聚带来的负外部性抵消了正外部效应，降低了城市群的经济效率，因而单个核心城市不足以负担整个城市群发展压力，进而引导外圈产业分工集聚，最终形成更加均衡的多中心城市结构。

关于城市群空间结构对经济效率影响的调节效应，本文分别从经济集聚 (AGG)、职能分工 (FG)、知识溢出 (MR) 三个作用传导机制进行了考察。模型三、模型五和模型七分别加入三个指标和空间结构的交互项，其交互项均通过了 1% 水平下的显著性检验。令人疑惑的是，模型二中加入经济集聚 (AGG)，发现空间结构系数显著为负，即单中心城市结构抑制了城市群经济效率，而模型三中经济集聚和空间结构的交互项则显著为正，这说明经济集聚程度的提高，缓解了单中心城市结构对城市群经济效率的不利影响。可能的原因是，受城市群发展阶段的影响，城市群内部等级结构优势并不突出、内部紧凑性不高以及重要节点城市之间缺乏紧密的空间联系，而经济要素的集聚改善了城市群单中心城市结构“大而散”带来的发展弊端，并提高了其经济效率 (熊鹰等, 2019)^[37]。同时，受到城市规模、行业结构等的影响，部分城市群发展水平较低，仍然处于经济要素不断向中心城市聚集的初级阶段。资本和劳动力在中心城市的快速集聚，缓解了单中心城市群在初级发展阶段的低效率状况。随后，城市群内部各个城市之间可能存在信息、劳动力和交通的交互作用，从而能够实现资源的整合，形成城市群内部网络化，这种网络化效应使城市群集聚效应大于拥挤效应，从而抵消了单中心城市结构带来的负面影响。

模型五和模型七的估计结果显示，职能分工 (FG) 和知识溢出 (MR) 的系数显著为正，而二者与空间结构 (HHI) 的交互项系数显著为负，这说明，随着城市群职能分工的深化及城市群知识溢出效应的增强，多中心城市结构对城市群经济效率的促进作用也更为明显。究其原因在于：首先，多中心城市结构通过城市群内部职能分工和关联辐射提高了城市群经济效率。尤其是随着交通运输和互联网技术的发展，城市群内部之间的交易成本不断降低，生产、分配、交换及销售之间的关联更加紧密，城市之间的分工也更为明确；而中小城市通过嵌入中心城市支撑的城市群网络通过实现“规模借用”和“功能借用”来弥补自身规模发展不足与功能单一的劣势，进而导致多中心城市结构显著促进了经济效率 (刘修岩和陈子扬, 2017)^[30]；其次，多中心城市结构通过知识溢出效应提高了城市群经济效率。人力资本、知识、信息和科技的溢出，使创新要素可以在更大范围内流动，从而带动了城市群经济发展方式转型以及创新结构优化，进而提高了城市群经济质量。这意味着，在城镇化快速推进的背景下，多中心城市结构更能够通过城市群内部城市之间的创新互动和知识外溢，提高城市群整体经济效率。

表 4 城市行政级别下城市群空间结构影响经济效率的估计结果

变量	是否含副省级城市							
	否	是	否	是	否	是	否	是
模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七	模型八	

HHI	-0.250*** (0.075)	-0.146** (0.060)	-0.519*** (0.117)	-0.438*** (0.145)	0.298*** (0.070)	0.150 (0.172)	0.211** (0.081)	-0.228** (0.101)
AGG			-0.577*** (0.101)	-0.119 (0.103)				
FG					0.354*** (0.031)	0.199** (0.081)		
MR							0.041*** (0.005)	0.003 (0.002)
HHI*AGG			0.881*** (0.222)	0.604** (0.298)				
HHI*FG					-0.703*** (0.076)	-0.463* (0.240)		
HHI*MR							-0.073*** (0.009)	0.002 (0.007)
LnGOV	-0.042 (0.027)	-0.059 (0.043)	-0.039* (0.006)	-0.049 (0.042)	-0.066*** (0.015)	-0.101** (0.045)	-0.046** (0.021)	-0.029 (0.041)
LnFDI	0.028*** (0.007)	0.025 (0.020)	0.037*** (0.000)	0.025 (0.020)	0.017*** (0.004)	0.014 (0.021)	0.018*** (0.006)	0.030 (0.019)
LnEDU	0.032** (0.015)	0.215*** (0.023)	0.050*** (0.013)	0.229*** (0.023)	0.042*** (0.009)	0.194*** (0.024)	0.041*** (0.012)	0.184*** (0.023)
LnINF	0.143*** (0.022)	0.204*** (0.022)	0.107*** (0.019)	0.213*** (0.028)	0.069*** (0.013)	0.178*** (0.024)	0.088*** (0.018)	0.131*** (0.029)
常数项	-1.016*** (0.129)	-2.062*** (0.249)	-0.805*** (0.144)	-2.049*** (0.253)	-0.805*** (0.073)	-1.938*** (0.261)	-0.792*** (0.113)	-1.478*** (0.272)
个体固定	yes							
时间固定	yes							
n	165	135	165	135	165	135	165	135
Within-R ²	0.69	0.89	0.81	0.89	0.91	0.89	0.81	0.91

控制变量的估计结果显示，政府的干预度对城市群经济效率影响为负，这意味着政府对经济的过多干预在一定程度上扭曲了市场对资源配置，从而降低财政使用效率和市场运行效率，对城市群经济效率产生不利影响。对外开放水平、人力资本水平和基础设施水平的提高对城市群经济效率均存在积极影响。这说明，外商直接投资的增加给城市群发展注入资本，并通过产业关联和技术溢出效应对城市群经济效率产生积极影响；人力资本水平的提高为技术研发和技术应用转化奠定了坚实基础；而信息基础设施的快速发展能够有效降低通讯成本，克服信息不对称，使市场经济主体能够有效利用现有资源实现生产效率最大化，

从而提高城市群经济效率。

表 5 面板数据的协整检验

变量	LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
TFP	4.500	7.549	1.477*	12.356***
一阶差分	-18.504***	-13.964***	3.609***	48.164***
HII	-6.693***	-3.906***	6.103***	8.149***
一阶差分	-15.431***	-13.022***	9.285***	40.973***
Q	-4.853***	-3.237***	6.524***	-1.467*
一阶差分	-12.648***	-9.471***	7.798***	22.569***
FG	-3.250***	-1.477*	4.153***	2.911***
一阶差分	-15.344***	-11.621***	7.179***	34.234***
AGG	-2.269**	-0.587	3.845***	1.026
一阶差分	-13.089***	-9.303***	6.857***	27.031***
MR	12.290	14.621	-1.076	-4.262
一阶差分	-5.433***	-4.368***	5.546***	8.754***
HII • FG	-6.067***	-3.510***	4.274***	4.874***
一阶差分	-14.688***	-11.773***	7.526***	36.167***
HII • AGG	-1.861**	0.001	3.635***	-0.716
一阶差分	-10.954***	-7.635***	6.840***	18.600***
HII • MR	5.710	8.504	-0.837	-2.560
一阶差分	-10.032***	-8.495***	5.737***	20.964***
Q • FG	-4.302***	-1.942**	4.506***	2.586**
一阶差分	-15.202***	-11.423***	8.016***	35.027***
Q • AGG	-2.561***	-0.329	3.269***	1.167
一阶差分	-12.532***	-8.761***	5.986***	23.165***
Q • MR	12.443	14.323	-1.036	-3.468
一阶差分	-2.857***	-1.868***	5.837***	3.064***

(二) 异质性讨论

相关研究经验表明,城市行政级别对城市发展有重要的影响(Chan, 2002;江艇等, 2018;郑建锋和陆千虎, 2019)^[4, 26, 42]。因此, 本文将进一步从城市行政级别视角讨论城市群空间结构对其经济效率的影响效应。1994年2月25日, 中央机构编制委员会发布的中编(1994)1号文件明确划定哈尔滨、长春、沈阳、大连、青岛、南京、宁波、厦门、武市、广州、深圳、成都、重庆、西安、济南和杭州共16个城市的行政级别确定为副省级。副省级城市作为中国城市行政级别架构中较为特殊的一种类型, 其前身为计划单列市, 并且副省级城市“四套班子”负责人的行政级别也确定为省部级。副省级城市具有部分省级社会经济管理权限, 这意味着与普通地级市相比, 副省级城市不仅在经济财政上绕过了省级政府而归中央直接管辖, 而且可以优先获得更多的行政资源。因此, 将城市确定为副省级市可能会造成两种结果: 一是副省级城市通过行政级别来获取自身城市本身所需要的各种要素资源, 加快了城市经济社会发展; 二是副省级城市对经济社会发展具有更强的干预能力, 这很容易导致在配置要素资源时偏离市场原则, 造成市场扭曲和资源错配。

1994年之后, 除了重庆市于1997年被划为直辖市之外, 中国的城市行政级别未有重大变化。因此, 本文以1997年国务院规定的15个副省级城市为划分标准, 针对城市群是否含有副省级城市将城市群分为两类: 一类是城市群中含有副省级城市; 另一类是城市群中不包含副省级城市。估计结果见表4。结果显示, 模型一和模型二均通过了1%水平下的显著性检验, 这说明多中心城市结构对城市群经济效率依然存在显著的促进作用。模型三和模型四的估计结果和基准估计结果一致, 经济集聚程度的提高缓解了单中心城市结构对城市群经济效率的不利影响, 且未含有副省级城市的城市群这一影响效应更强。可能的原因是未包含高行政等级城市的城市群相对规模比较小, 城市之间紧凑度更高, 而紧凑度的提升能抑制城市的低效扩散并缓解城市快速发展对环境的扰动, 从而提升能源的使用效率以及城市的运行效率(韩刚等, 2019)^[24]。在模型五和模型六中加入职能分工和空间结构的交互项, 发现其系数符号与基准估计一致, 但是系数大小反映了未含有副省级城市的城市群职能分工效应更强, 并且城市群职能分工程度的提升增强了多中心城市结构对于城市群经济效率的促进作用。而模型七和模型八的结果显示, 关于未含有副省级城市的城市群, 其知识溢出效应增强了多中心城市结构对城市群经济效率的提升效应。可能的原因是: 一方面, 城市行政级别越高, 制造业企业资源错配程度越严重。伴随着高行政级别城市放开对人口、技术等要素的流动限制, 人口和技术将难以消化吸收, 从而使城市群内部产业结构更为复杂, 分工不明晰, 进而降低了经济效率(江艇等, 2018)^[26]; 另一方面, 未含有副省级城市的城市群规模相对较小, 产业分工更为简单, 城市之间空间距离更短。其可以利用空间、资源和劳动力等方面的比较优势, 发展特色产业, 形成合理的产业分工体系, 从而可以有效增进城市群经济效率。

表6 城市群空间结构影响经济效率的动态GMM估计结果

变量	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
TFP _{t-1}	0.376*** (0.057)	0.494*** (0.061)	0.663*** (0.058)	0.387*** (0.054)	0.291*** (0.064)	0.353** (0.049)	0.287*** (0.044)
HHI	-0.273*** (0.036)	-0.253*** (0.034)	-0.774*** (0.109)	-0.322*** (0.033)	0.178 (0.145)	-0.294*** (0.039)	-0.153** (0.065)
AGG		-0.187*** (0.034)	-0.548*** (0.081)				
FG				0.042*** (0.010)	0.316*** (0.079)		
MR						0.002*** (0.004)	0.006*** (0.001)

HHI*AGG			1.010*** (0.213)				
HHI*FG					-0.750*** (0.213)		
HHI*MR							-0.010*** (0.003)
LnGOV	-0.079*** (0.014)	-0.090*** (0.016)	-0.085*** (0.014)	-0.104*** (0.019)	-0.100*** (0.016)	-0.071*** (0.013)	-0.064*** (0.012)
LnFDI	0.010 (0.007)	0.017** (0.007)	0.003 (0.008)	0.009 (0.006)	0.009 (0.008)	0.008 (0.006)	0.017*** (0.006)
LnEDU	0.088*** (0.017)	0.085*** (0.017)	0.074*** (0.019)	0.088*** (0.015)	0.062*** (0.018)	0.086*** (0.015)	0.085*** (0.014)
LnINF	0.117*** (0.010)	0.142*** (0.011)	0.144*** (0.012)	0.113*** (0.010)	0.116*** (0.012)	0.087*** (0.012)	0.076*** (0.012)
常数项	-1.061*** (0.090)	-1.310*** (0.084)	-0.952*** (0.113)	-1.105*** (0.081)	-1.150*** (0.092)	-1.823*** (0.103)	-0.861*** (0.106)
AR(2)	1.58 (0.12)	2.46 (0.01)	1.83 (0.07)	2.20 (0.03)	0.82 (0.41)	0.88 (0.38)	0.72 (0.47)
Hansentest	30.34 (0.25)	27.98 (0.31)	29.02 (0.23)	28.86 (0.27)	26.29 (0.34)	28.03 (0.31)	30.58 (0.17)

(三) 稳健性检验

为了检验城市群空间结构对经济效率影响效应的可靠性，本文分别从改变估计模型和置换核心解释变量两种方式进行稳健性检验。虽然双向固定效应模型能够很好的控制时间和个体异质性，但是城市群经济效率不仅仅受到当期因素的影响，还受到历史因素的影响，即城市群经济效率的变化可能存在动态性和连续性。于是，本文尝试引入动态面板模型对上述基础模型进行重新估计。

在进行稳健性检验之前，本文分别采用 LLC 检验、IPS 检验、ADF-Fisher 检验以及 PP-Fisher 检验对本研究的数据进行平稳性检验。结果显示，所有变量均为一阶单整，且通过了 1% 水平下的显著性检验，见表 5。同时，本文还采用了 Kao 检验和 Pedroni 检验对模型进行协整检验，结果显示(篇幅限制，不予列出)，两种检验均在 1% 的显著水平下拒绝了原假设，说明变量之间存在协整关系，不存在伪回归的现象，可以进行面板模型的估计分析。

本文采用系统 GMM 方法对上述模型进行稳健性检验，估计结果见表 6。结果显示，滞后一期的城市群经济效率均通过了 1% 水平下的显著性检验，说明城市群经济效率存在较为显著的动态效应。模型一到模型七的估计结果与表 3 基本一致，多中心城市结构能够提高城市群经济效率，调节效应的估计结果与前文一致，从而证明了以上模型估计结果的可靠性。

借鉴 Meijers 和 Burger (2010)^[16] 的处理方法, 本文进一步采用位序规模法则来刻画城市群空间结构, 其计算公式如下:

$$\ln P_i = C - Q \ln R_i \quad (14)$$

在式(14)中, Q 是参数, P_i 为 i 城市的人口规模, R_i 为 i 城市在城市群中的人口规模位序, C 为常数。当 Q 为 1 时, 表明城市群城市按照等级规模进行分布, 城市群趋于理想状态; 当 Q 大于 1 时, 城市群规模集中, 呈现单中心城市分布; 当 Q 小于 1 时, 城市群规模分散, 城市群内部趋于均衡, 呈现多中心城市分布。估计结果如表 7 所示。

本文通过比较表 3 与表 7 的估计结果, 发现替换空间结构(HHI)指标后, 相关解释变量除了在估计结果的系数值和显著性程度上有所差异外, 与基准模型的研究结论完全一致。以上检验说明, 不论是改变模型估计方法, 还是替换核心解释变量, 城市群空间结构对经济效率的影响与前文研究结论均一致, 从而说明前文的估计结果是非常可靠稳健的。

表 7 替换变量下城市群空间结构影响经济效率的估计结果

变量	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
TFP _{i-1}	0.452*** (0.028)	0.471*** (0.026)	0.486*** (0.026)	0.412*** (0.032)	0.369*** (0.045)	0.466** (0.029)	0.420*** (0.037)
Q	-0.064*** (0.020)	-0.061*** (0.022)	-0.192*** (0.074)	-0.163*** (0.030)	-0.042 (0.053)	-0.061*** (0.020)	-0.060 (0.044)
AGG		-0.203*** (0.034)	-0.523*** (0.162)				
FG				0.081*** (0.016)	0.370*** (0.066)		
MR						0.001*** (0.005)	0.015*** (0.004)
Q*AGG			0.310** (0.156)				
Q*FG					-0.213*** (0.047)		
Q*MR							-0.013*** (0.004)
LnGOV	-0.088*** (0.014)	-0.093*** (0.014)	-0.103*** (0.015)	-0.145*** (0.025)	-0.158*** (0.026)	-0.084*** (0.013)	-0.066*** (0.015)
LnFDI	0.014** (0.006)	0.026*** (0.007)	0.023*** (0.008)	0.013*** (0.007)	0.022*** (0.007)	0.013** (0.006)	0.021*** (0.006)
LnEDU	0.095***	0.092***	0.092***	0.106***	0.110***	0.094***	0.086***

	(0.019)	(0.019)	(0.020)	(0.019)	(0.023)	(0.018)	(0.017)
LnINF	0.111*** (0.009)	0.147*** (0.011)	0.151*** (0.012)	0.113*** (0.010)	0.105*** (0.012)	0.088*** (0.012)	0.077*** (0.014)
常数项	-1.195*** (0.081)	-1.505*** (0.080)	-1.380*** (0.104)	-1.315*** (0.080)	-1.667*** (0.114)	-1.030*** (0.099)	-1.096*** (0.114)
AR(2)	0.62 (0.54)	2.60 (0.09)	2.70 (0.01)	0.81 (0.42)	1.38 (0.17)	-0.01 (0.99)	0.24 (0.81)
Hansentest	28.66 (0.38)	28.53 (0.33)	28.09 (0.30)	25.13 (0.46)	24.31 (0.50)	28.42 (0.34)	27.34 (0.32)

五、结论与政策启示

本文构建了一个关于城市群空间结构与经济效率的理论分析框架，并利用2003-2017年中国20个城市群的面板数据，实证检验了城市群空间结构对经济效率的作用机制及其调节效应，并进行了一系列稳健性检验。通过理论分析和实证检验，得到以下结论：(1)在控制了其他影响因素后，多中心城市空间结构对经济效率具有显著的促进作用。当前中国城镇化正处于高速发展阶段，多中心城市结构可以通过资源要素向周围城市流动和核心城区的辐射作用，从而有效缓解了集聚不经济带来的不利影响，推动了城市群经济效率的提升。(2)经济集聚的提高能有效抑制单中心城市结构带来的不利影响。由于中国城市行政等级差距较大、城市群发展水平参差不齐以及发展阶段差异明显，部分城市群仍处于发展的初级阶段，因此，发挥要素集聚效应和推动城市网络化发展可以帮助单中心城市结构的城市群走出经济效率低的发展困境。(3)加强知识溢出和功能分工能有效增强多中心城市结构对经济效率的促进作用。一方面，多中心城市结构带来的知识溢出效应可以通过人力资本和技术的扩散，发挥创新在提高城市群经济效率中的关键作用；另一方面，多中心城市结构带来的互借规模效应能通过城市群内部的功能分工进行协作，从而使城市群的产业关联度更高，辐射效应更强，极大地促进要素和产品在城市群内的配置效率。(4)在多中心城市结构中，未包含高行政级别城市的城市群经济效率更高。城市行政级别越低，其规模相对越小，从而使其交通通达性高、交流成本低、资源错配现象少以及产业分工简单的优势更明显。因而，城市群可以通过加快产业结构调整以适应需求结构的变化，增进城市群的经济效率。研究结果还表明，政府干预程度、对外开放水平、人力资本积累以及基础设施水平也是提升城市群经济效率的关键因素。

基于以上研究结论，可以得到以下政策启示：

第一，加强引导城市群向多中心城市结构发展，促使资源要素在城市群范围内流动，形成区域人才、技术和产业的正向反馈机制，借此增强核心城市对周边城市的辐射强度。同时，还要尊重城市发展规律，既要加强通讯、交通等基础网络的建设，并以基础网络为载体，扩大中心城市创新辐射范围，又要防止脱离城市经济发展实际，从而优化城市群总体发展质量。

第二，根据城市群经济差距、发展水平阶段、城市规模和行业结构实施差异化的城镇化策略，并与当地资源环境承载力相适应。由于部分城市群仍处于单中心城市结构的初级发展阶段，应慎重采取推动构建多中心城市结构战略，因为这很有可能会导致城市群经济效率的损失，进而抑制城镇化质量提升。对于单中心城市结构的城市群，当前重要抓手是要破除体制障碍、要素流动障碍和影响创新的结构障碍，降低资源流动成本，促进要素跨区域流动，从而推动要素布局与生产力布局相匹配。

第三，坚持以创新引领城市群空间结构与经济效率互动发展。其一，要高度重视知识、人才和技术等高级生产要素在增进城市群经济效率中的关键作用。创新重视程度的提高，有利营造技术扩散和人力资本扩散的知识溢出氛围，从而在吸引高端人

才集聚方面存在更大优势，不仅可以激发城市群创新活力，还能增进城市群经济效率。其二，要继续强化高校及企业在核心技术研发中的主体作用，支持高校和企业提升科技创新水平，打造创新“栖息地”，并建设良好的创新“软”、“硬”环境，从而带动整个城市群经济效率的提高。其三，要合理引导城市群之间的竞争与合作，在竞争过程中不断加强经济利好关系，形成城市之间正向反馈机制，即中心城市承担核心创新功能，周围城市作为创新试点承担信息反馈功能，从而形成风险共担和利益共享的发展格局。

第四，要发挥城市政治职能在增进城市群经济效率中的作用。在制定新型城镇化发展战略时，政府应因地制宜采取措施，通过提供优质的公共服务实现资源的有效利用，进而增进城市群经济效率。具体而言，政府应合理引导产业和人口的集聚，有条件的放开对人口、产业等要素的流动限制，并对行政级别等级高的城市适当采取分流措施，缓解因人口和产业过度集聚导致的资源配置效率低的过度城镇化状况。最后，政府应加大教育和交通、通讯等基础设施的投资力度并进一步扩大对外开放水平，优化政府职能，有效提高宏观调控水平，从而提升整个城市群的经济效率。

参考文献:

- [1]Alonso W. Urban Zero Population Growth[J]. Daedalus, 1973, 102(4) :191-206.
- [2]Bade F J, Laaser C F, Soltwedel R. Urban specialization in the internet age: Empirical findings for Germany[J]. Kiel Working Papers, 2004.
- [3]Bailey N, Turok I. Central Scotland as a Polycentric Urban Region: Useful Planning Concept or Chimera[J]. Urban studies, 2001, 38(4) :697-715.
- [4]Chan R C, Zhao X B. The relationship between administrative hierarchy position and city size development in China[J]. GeoJournal, 2002, 56(2) :97-112.
- [5]Cervero R. Efficient Urbanisation: Economic Performance and the Shape of the Metropolis. [J]. Urban Studies, 2001, 38(10) :1651-1671.
- [6]Ciccone A, Hall R E. Productivity and the density of economic activity[J]. American economic review, 1996, 86(1) :54-70.
- [7]Duranton G, Puga D. From Sectoral to Functional Urban Specialisation[J]. Journal of Urban Economics, 2005, 57(2) :343-370.
- [8]Duranton G, Puga D. Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies[J]. Social Science Electronic Publishing, 2003, 4(04) :2063-2117.
- [9]Fujita M, Ogawa H. Multiple Equilibria and Structural Transition of Non-Monocentric Urban Configurations[J]. Regional Science and Urban Economics, 1982, 12(2) :161-197.
- [10]Harris C D. The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States[J]. Annals of the Association of American Geographers, 1954, 44(4) :315-348.

-
- [11]Krugman P R. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3):483-499.
- [12]Krugman P R. The self-organizing economy[M]. Cambridge, Mass:Blackwell Publishers. 1996.
- [13]McMillen D P, Stefani S C. The number of subcenters in large urban areas[J]. Journal of Urban Economics, 2003, 53(3):321-338.
- [14]Mcdonald J F. The identification of urban employment subcenters[J]. Journal of Urban Economics, 1987, 21(2):242-258.
- [15]Meijers E J, Burger M J. “Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas.” [J]. Environment and Planning A, 2010, 42(6):1383-1402.
- [16]Parr J B. The polycentric urban region:A closer inspection[J]. Regional Studies, 2004, 38(3):231-240.
- [17]Yu B, Shen C. Environmental regulation and industrial capacity utilization:An empirical study of China[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 246.
- [18]Zhang T, Sun B, et al. The economic performance of urban structure:From the perspective of Polycentricity and Monocentricity[J]. Cities, 2017, 68:18-24.
- [19]白俊红, 王钺, 蒋伏心, 李婧. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究, 2017, (7):109-123.
- [20]陈跃刚, 张弛, 吴艳. 长江三角洲城市群多维邻近性与知识溢出效应[J]. 城市发展研究, 2018, (12):34-44.
- [21]陈乐, 李郇, 姚尧, 陈栋胜. 人口集聚对中国城市经济增长的影响分析[J]. 地理学报, 2018, (6):1107-1120.
- [22]单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952~2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (10):17-31.
- [23]方创琳, 姚士谋, 刘盛和. 2010中国城市群发展报告[M]. 北京:科学出版社, 2011:89-141.
- [24]韩刚, 袁家冬, 张轩, 冯学良. 紧凑城市空间结构对城市能耗的作用机制——基于江苏省的实证研究[J]. 地理科学, 2019, (7):1147-1154.
- [25]何德旭, 姚战琪. 中国产业结构调整的效率、优化升级目标和政策措施[J]. 中国工业经济, 2008, (5):46-56.
- [26]江艇, 孙鲲鹏, 聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界, 2018, (3):38-50.
- [27]李佳泓, 张文忠, 孙铁山, 张爱平. 中国城市群集聚特征与经济绩效[J]. 地理学报, 2014, (4):474-484.
- [28]李思慧. 产业集聚、人力资本与企业能源效率——以高新技术企业为例[J]. 财贸经济, 2011, (9):128-134.
- [29]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.

[30]刘修岩, 陈子扬. 城市体系中的规模借用与功能借用——基于网络外部性视角的实证检验[J]. 城市问题, 2017, (12):12-19.

[31]李煜伟, 倪鹏飞. 外部性、运输网络与城市群经济增长[J]. 中国社会科学, 2013, (3):22-42.

[32]刘生龙. 人力资本的溢出效应分析[J]. 经济科学, 2014, (2):79-90.

[33]孙斌栋, 丁嵩. 多中心空间结构经济绩效的研究进展及启示[J]. 地理科学, 2017, (1):64-71.

[34]苏红键, 赵坚. 经济圈制造业增长的空间结构效应——基于长三角经济圈的数据[J]. 中国工业经济, 2011, (8):36-46.

[35]王猛, 高波, 樊学瑞. 城市功能专业化的测量和增长效应: 以长三角城市群为例[J]. 产业经济研究, 2015, (6):42-51.

[36]汪彦, 华钢, 曾刚. 人力资本对长三角城市群区域创新影响的实证研究——基于空间计量经济学模型[J]. 南京社会科学, 2018, (5):27-35.

[37]熊鹰, 徐亚丹, 孙维筠, 尹建军, 侯珂伦. 城市群空间结构效益评价与优化研究——以长株潭城市群与环洞庭湖城市群为例[J]. 地理科学, 2019, (10):1561-1569.

[38]原倩. 城市群是否能够促进城市发展[J]. 世界经济, 2016, (9):99-123.

[39]于斌斌, 申晨. 产业结构、空间结构与城镇化效率[J]. 统计研究, 2020, (2):65-79.

[40]姚常成, 宋冬林. 借用规模、网络外部性与城市群集聚经济[J]. 产业经济研究, 2019, (2):76-87.

[41]朱美光. 区域知识能力与区域知识吸收能力比较研究——基于空间知识溢出视角的分析[J]. 科学学研究, 2007, (6):1183-1187.

[42]郑建锋, 陈千虎. 单中心还是多中心?——中国城市内部空间结构演进的特征及解释[J]. 中国经济问题, 2019, (2):93-105.

[43]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.

[44]张浩然. 地理距离、集聚外部性与劳动生产率——基于城市数据的空间面板计量分析[J]. 南方经济, 2012, (2):15-26.

[45]张若雪. 从产品分工走向功能分工: 经济圈分工形式演变与长期增长[J]. 南方经济, 2009, (9):37-48.