

# 城市群的经济增长效应测度 与影响因素分析

韩晶 高铭 孙雅雯

**摘要** 作者基于2007—2016年我国14个国家级城市群涵盖的202个地级市面板数据，建立了动态面板模型，测度了城市群的经济增长效应并分析了主要影响因素。结果发现：（1）技术对于城市群的经济增长影响十分显著；区域发展差距缩小有利于城市群产生良好的经济增长效应；城市群集聚度的增强能够提高要素利用效率，促进区域协同发展。（2）拥有多核心城市的城市群经济增长动力更强，技术、集群度等因素对经济增长影响更为显著。（3）地理因素也会影响城市群经济的增长。南方地区城市群的经济增长动力更强，技术、集群度及人力资本对城市群增长的影响均比北方地区显著。基于空间角度利用门槛面板方法，作者又进一步探讨了城市群中心城市可达性对经济增长的影响机制。结果表明，城市群中心城市可达性越强，核心城市的辐射效应越强、增长动力越强。未来应该促进单核心、双核心城市群向多核心城市群转变，充分发挥核心城市的辐射带动作用；还应大力发展技术和交通，来进一步实现城市群的高质量增长。

**关键词** 城市群 经济增长效应 影响因素 中心城市可达性

[中图分类号] F061 [文献标识码] A [文章编号] 2095 - 851X (2019) 03 - 0019 - 18

## 一、引言

城市群，是指以中心城市为核心，向周围辐射构成城市的集合。我国自2006年

【基金项目】国家社会科学基金重点项目“新常态下中国绿色发展的内生动力和长效机制研究”（批准号：18AJY010）。

【作者简介】韩晶（1975 - ），北京师范大学经济与资源管理研究院教授、博士生导师，邮政编码：100875；高铭（1992 - ），北京师范大学经济与资源管理研究院博士研究生；孙雅雯（1994 - ），北京师范大学经济与资源管理研究院博士研究生。

致谢：感谢陈超凡老师在多次探讨中提供的建议。感谢审稿专家匿名评审，当然文责自负。

“十一五”规划出台后，就把城市群作为城镇化的主体形态。2014年发布的《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》涵盖了4个国家级城市群、9个区域性城市群以及6个地区性城市群，从空间和地理角度进一步强调了发展具有高集聚效率、强辐射作用和优势互补的城市群对国家经济增长、区域协调发展的重要性；2015年的政府工作报告强调了城市群建设对于区域协同发展以及国家未来发展的重大意义；2016年出台的“十三五”规划进一步提出要建立健全城市群发展协调机制，加强区域间城市联系，实现城市群的高效发展。2018年11月18日，中共中央、国务院明确提出通过发展京津冀城市群、长三角城市群、粤港澳大湾区（原珠江三角洲城市群以及港澳）、成渝城市群、长江中游城市群、中原城市群、关中平原城市群等城市群来实现区域融合发展，并逐步建立以中心城市引领城市群发展、城市群带动区域发展的新模式。

当前，我国城市群以近22%的国土面积集中了49%的总人口、79%的经济总量、70%的固定资产投资、85%的第三产业增加值，以及98%的外来投资。我国三大城市群（长三角城市群、珠三角城市群、京津冀城市群），以及长江中游城市群和成渝城市群更是以11%的国土面积集聚了40%的人口，创造了55%的GDP，城市群在我国城镇化发展过程中逐渐确立了“主体”形态，对区域经济增长产生了重要影响。

当然，城市群的经济增长并不是由单一要素推动的。城市规模、资本积累、技术进步、外商直接投资（Foreign Direct Investment, FDI）规模、空间距离、产业结构（丁嵩、孙斌栋，2016；邵明伟等，2018；王青、金春，2018；郝永敬、程思宁，2019）等均对经济增长产生影响。随着建设创新型国家战略的提出，创新对城市经济发展与区域一体化的影响逐步加深，并且经济发展突破了固有的地理和空间上的限制，通过知识溢出和技术传播实现了经济的多方位增长。但不可忽视的是，城市间经济发展的差距仍持续存在（Martin and Ottaviano, 1999；Melo et al., 2009；Takatoshi and Thisse, 2011；Tripathi, 2014；Billings and Johnson, 2016）。当前我国大、中、小城市和小城镇非均衡发展的问题凸显，呈现特大城市的城市规模迅速膨胀、中小城市和小城镇规模相对萎缩的两极化倾向，并且地区间的经济发展差异较为明显，尤其是南北方地区发展的差异已经远远超过东西部地区的发展差异，因此对于城市群经济增长的微观机制还需要结合不同城市的地理区位与经济基础来进一步研究。

城市群的经济增长也离不开中心城市的推动。空间上的集聚、城市规模的扩大促进了中心城市的内生形成，城市群内部周边城市会围绕地理位置优越、产业优势明显的中心城市进行分布以获得协同发展（Christaller, 1966；Krugman, 1991；Fujita et al., 1999）。中心城市对城市群的影响作用主要体现在：通过示范作用引领城市群周边城市发展；以知识转化和创新实现要素转移并向外溢出；通过人力资本的不断优化以及核心基础配置的不断完善实现区域协同增长。因此设置中心城市不但要考虑中心城市的规模与发展程度，还要考虑其与周边城市的地理空间距离和发展潜力，以及是否具有开放、包容、多元的城市文化（Berliant and Konishi, 2000；沈坤荣，2018；王磊、

李成丽, 2018)。但是集聚对城市增长的影响不是线性的。在某些国家, 当城市群发展到一定阶段后会产生层次化系统, 边缘地区的集聚对城市经济增长产生正向影响, 而核心地区的集聚对经济增长产生阻碍作用并且出现不同程度的垄断竞争市场, 造成城市群间较为显著的经济增长差异 (Portnov and Schwartz, 2009)。由于中心城市发展程度的不同, 经济发达、经济密度高的城市群的中心城市对周边城市的扩散力较为明显, 经济可持续发展能力较强, 经济不发达城市群的中心城市与周边城市发展出现断层, 发展差距扩大的同时区域协同发展水平较低。除此之外, 城市集聚程度过高还会产生人口密度过高、交通拥堵等一系列“城市病”, 不利于城市的可持续发展 (Takatoshi and Thisse, 2011; Andrew, 2012; 曾鹏、庞基展, 2016)。

城市群经济稳定增长不仅体现在经济上高度发达、产业结构十分先进, 还体现在增长路径的可持续性。那么现阶段中国城市群是否遵循了一个较为稳定、持续的经济增长方式呢? 与以往研究相比, 本文有以下三方面的边际贡献: 第一, 突破了传统城市群比较研究的视角, 对南方城市群和北方城市群的发展模式进行了深入分析, 发现了南北方城市群发展的优化路径; 第二, 按照城市群中心城市数量对于城市群进行分类, 探寻不同模式下城市群的经济增长效应, 研判未来城市群的经济发展趋势; 第三, 将城市群中心城市可达性与经济增长纳入统一框架进行分析, 进一步分析了城市群中心城市可达性对城市群经济增长的内在作用机理。本文其他部分的安排为: 第二部分是理论模型与研究假设; 第三部分是城市群的增长效应的测度与影响因素探究; 第四部分是稳健性检验; 第五部分是研究结论与建议。

## 二、理论模型与研究假设

参考 Mankiw 等 (1992) 调整后的 Solow-Swan 增长模型, 同时借鉴王黎欣 (2015) 的研究, 引入人力资本、集聚度等因素, 采用规模收益不变和希克斯中性 (Hicks' Neutrality), 改进的 Cobb-Douglas 生产函数形式为:

$$Y = A_i K_i^\alpha Q_i^\beta L_i^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

其中,  $A$  是技术, 一般归结为技术改进或制度变迁等综合作用下对产出水平的贡献;  $K$  是资本存量;  $Q$  为人力资本存量;  $L$  是劳动力总量;  $\alpha$ 、 $\beta$  为生产函数的参数,  $0 < \alpha < 1$ ,  $0 < \beta < 1$ , 且规模收益不变时有  $\alpha + \beta = 1$ ,  $t$  为时期, 式 (1) 两边同时除以  $L_t$  有:

$$\frac{Y_t}{L_t} = A_i K_i^\alpha Q_i^\beta L_i^{-\alpha-\beta} \quad (2)$$

$$\text{则 } y_t = A_i k_i^\alpha q_i^\beta L_i^{-\alpha-\beta} \quad (3)$$

其中,  $y_t$  为地区  $t$  年的人均产出,  $k_t = K_t/L_t$ ,  $q_t = Q_t/L_t$ 。

假设物质资本的生产函数形式一定且折旧率固定, 并且人口的增长率是外生的,

即  $\dot{L}_t/L_t = n$ 。因此有以下动态方程:

$$\dot{k}_t = s_k f(k_t) - (n + \delta)k_t = s_k A_t k_t^\alpha q_t^\beta L_t^{\alpha+\beta} - (n + \delta)k_t \quad (4)$$

$$\dot{q}_t = s_q f(q_t) - (n + \delta)q_t = s_q A_t k_t^\alpha q_t^\beta L_t^{\alpha+\beta} - (n + \delta)q_t \quad (5)$$

假设技术恒定,则由式(4)、式(5)可得人均物质资本和人均人力资本的稳定状态水平为:

$$k^* = \left( \frac{s_k^{1-\beta} s_q^\beta}{n + \delta} A \right)^{\frac{1}{-\alpha-\beta}} l_t \quad (6)$$

$$q^* = \left( \frac{s_k^{1-\alpha} s_q^\alpha}{n + \delta} A \right)^{\frac{1}{-\alpha-\beta}} l_t \quad (7)$$

那么在稳定状态水平下人均产出为:

$$y_t^* = \frac{1}{(n + \delta)} A^{-\frac{1}{\alpha-\beta}} s_k^{\frac{\alpha}{\alpha-\beta}} s_q^{\frac{\beta}{\alpha-\beta}} l_t \quad (8)$$

参考钟水映和李魁(2010)的研究,假设  $s_k = s_q = s$ ,且  $\mu = -\alpha - \beta$ ,对(8)式取对数以后有:

$$\ln y_t^* = \frac{1}{\mu} \ln A - \mu \ln s + \ln l_t \quad (9)$$

根据 Mankiw 等(1992)对稳定状态下线性模型的处理有:

$$\begin{aligned} \frac{d \ln y}{dt} &\approx \frac{d \ln(y/y^*)}{dt} \equiv H = -\mu [\alpha \ln(k/k^*) + \beta \ln(q/q^*)] \\ &= -\mu (\ln y - \ln y^*) \end{aligned} \quad (10)$$

结合式(9)、式(10)可得:

$$H = (1 - \mu) \ln A - \mu \ln y + \mu^2 \ln s - \mu(1 - \mu) \ln l \quad (11)$$

为了解释集聚对产出增长的影响,本文假定城市群经济增长不仅受到要素投入的影响,也受到城市集聚度的影响,参考 Portnov 和 Schwartz(2009)关于集群度系数的处理方法,设:

$$H = (1 - \mu) \ln A - \mu \ln y + \mu^2 \ln s - \mu(1 - \mu) \ln l + e^{aIC_t + \lambda_t} \quad (12)$$

其中,  $H$  为经济增长率,  $e$  表示随机误差项和其他影响产出增长的因素,  $IC$  表示某城市群  $t$  年的集群度,  $\theta$  为参数,  $\lambda$  为随机误差项。

则引入误差项以及其他可能影响增长的因素后得到以下方程:

$$H = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A + \alpha_2 \ln y + \alpha_3 \ln s + \alpha_4 \ln l + \theta IC + \varepsilon \quad (13)$$

在各解释变量中,本文最为关心的是技术水平、人均 GDP 以及集群度 ( $IC$ ) 对

城市群经济增长的影响。通过观察这些变量在回归结果中是否显著以及符号的正负来判断城市群经济的增长效应好坏。基于此，本文提出以下假设。

假设1：城市群的技术水平越高，城市群的经济增长率越高。技术无论对于城市经济还是城市群经济都具有显著的影响，技术的提高可以在更大的空间范围内实现资源优化配置，提高资源利用率，进一步实现要素流动，通过地区协同发展促进城市群的经济增长。

假设2：区域经济发展差异越小，城市群的经济增长效应越明显。随着城市经济发展阶段的提升，各城市依托自身资源禀赋与区位优势各自进行专业化发展，但是如果城市发展水平差异巨大，可能难以实现有效的互补，而更多体现的是核心城市的虹吸效应，区域经济发展差异的缩小无疑会给城市群经济整体增长带来动力。

假设3：在一定空间范围内，在达到集聚的临界点之前，城市群的集聚度越高，增长效应越强。集聚对于城市群的发展具有显著的推动作用，城市集聚地区就业机会多、内部分工较为合理，公共设施和福利也较为完善，但集聚达到一定程度后，城市间的竞争将愈发激烈，初始的城市集聚达到一定水平后由于自身规模限制以及资源配置不足会通过要素疏解来转移一部分产业与劳动力，缓解“城市病”。

### 三、实证检验

#### （一）描述性分析

在实证检验前，首先通过方差膨胀因子（Variance Inflation Factor, VIF）来检验各解释变量之间是否存在多重共线问题，经检验最大的方差膨胀因子远小于10，因此可以根据经验法认为不必担心模型的多重共线性。表1报告了主要变量的统计特征。

表1 主要变量的描述性统计和相关系数

变量	lnGDPGR	lnTECH	lnGRADS	IC	lnFDI	lnEDU	lnTE
均值	11.570	714.917	9.499	0.929	-4.196	6.375	3.725
最小值	4.806	31.100	7.017	0.051	-7.120	5.517	2.858
最大值	18.382	1375.800	12.465	10.867	-2.111	7.589	4.338
标准差	1.953	343.043	1.031	1.236	1.001	0.348	0.237
观察值	2020	2020	2020	2020	2020	2020	2020

#### （二）基准模型设定

根据式（13）各要素对经济增长影响的理论模型推导，计量模型设定如下：

$$\begin{aligned} \ln GDPGR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln TECH_{i,t} + \beta_2 \ln GRADS_{i,t} + \beta_3 IC_{i,t} + \beta_4 \ln FDI_{i,t} \\ & + \beta_5 \ln EDU_{i,t} + \beta_6 \ln TE_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (14)$$

其中,下标  $i$  代表城市,  $t$  代表年份。被解释变量  $\ln GDPGR$  为城市经济增长率,主要解释变量为  $\ln TECH$ , 为城市科技支出占财政支出的比重的对数值。创新主要集中于城市,科技支出比例的提高对于经济持续发展和转型提高是十分重要的,同时也是影响城市经济增长的重要指标(程开明、章雅婷,2018)。 $\ln GRADS$  为城市群内部经济发展梯度值的对数,代表区域发展差异。本文参考徐珊(2019)在处理知识溢出对经济发展影响时采用的相似处理方法,以城市人均 GDP 与城市群人均 GDP 的标准差的对数来表示城市群内部城市经济发展水平的差异。为了保证回归结果的可靠性,本文还加入一系列控制变量。 $IC$  指标为城市集群度,用城市空间隔离程度( $IS$ )与边缘性( $IR$ )之比来衡量,城市隔离程度( $IS$ )用该城市一定空间范围内的城市人口总量表示, $P_j$  代表第  $j$  个城市的人口数量;城市的边缘性( $IR$ )则通过该城市与城市群内最邻近的核心城市的公路距离来测度。城市集群度  $IC$  可表示为:

$$IC_i = IS/IR = \sum_{j=1}^n P_j/IR_{ik} \quad (15)$$

外来直接投资水平( $\ln FDI$ )用城市市区当年汇率调整后实际使用的外资金额占 GDP 比重的对数来表示,FDI 的进入会影响城市的规模,同时城市经济实力要素会反过来对 FDI 产生很强的吸引力(朱传耿,2004)。城市人力资本水平( $\ln EDU$ )用市区万人在校大学生数的对数表示,人力资本是衡量劳动力文化素质的重要指标,人力资本集聚程度越高,知识外溢效果就越好,对经济发展带动和辐射越明显(王海虹、卢正惠,2017)。产业结构( $\ln TE$ )采用市区三产占 GDP 比重来表示,面对经济下行的压力,需要进行产业结构优化升级来促进区域经济增长和就业。经济发展转型  $\mu_i$  是个体虚拟变量,代表微观测得的个体特征,如:气候、资源等。 $v_i$  为时间虚拟变量,代表时间上未观测到的宏观经济冲击。在  $t$  年份上是 1,其余年份为 0。 $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。

经济发展不仅受到当期经济影响,也会受到历史因素的影响,因此需要从动态角度来进一步研究经济发展。为了进一步探究前期增长对当期的影响,本文采用差分 GMM 和系统 GMM 进行回归分析。动态面板回归模型如式(16)所示:

$$\begin{aligned} \ln GDPGR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln TECH_{i,t} + \beta_2 \ln GRADS_{i,t} + \beta_3 IC_{i,t} + \beta_4 \ln FDI_{i,t} \\ & + \beta_5 \ln EDU_{i,t} + \beta_6 \ln TE_{i,t} + \beta_7 \ln GDPGR_{i,t-1} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (16)$$

### (三) 样本与数据选择

在中国城市群研究和现实中,对于“准城市群”的概念必须给予重视。本文认为目前我国现有的城市群既包括已经发展到一定规模的大型城市群和部分区域性的城市群,还包括部分以进入国家战略为目的的部分区域性和省级城市群。这些均应纳入我国城市群研究的范围内。本文参考中国社会科学院《2006 年城市竞争力蓝皮书》提出的 15 个城市群以及截至 2018 年 11 月中共中央、国务院对国家级城市群的界定,

选取2007—2016年地级市层面的统计数据对14个（已确定及待批复通过）国家级城市群<sup>①</sup>的增长效应进行测算，各年度都包括了202个地级市样本。本文剔除了部分缺失数据较为严重的城市，并对某些城市个别年份缺失数据进行线性填补。一方面，可以避免某一年份出现特殊值而对城市总体人口、经济水平产生偏误；另一方面，可以避免变量的多重共线性，从而进一步研究动态过程。本文所使用的数据均来自相关年份《中国城市统计年鉴》。

#### （四）基准回归结果

为了考察技术水平与经济发展梯度对城市群经济增长的影响，本文对式（16）进行了回归检验，结果如表2所示。

表2 基准回归结果

	OLS	FE	DGMM	SYSGMM
$\ln TECH$	0.000273 (0.00044)	0.000883 (0.00047)	0.00208 *** (0.00055)	0.00208 *** (0.00048)
$\ln GRADS$	-0.436 *** (0.13)	-1.005 *** (0.12)	-0.906 *** (0.152)	-0.983 *** (0.153)
$IC$	0.0483 (0.086)	-2.261 *** (0.366)	-1.791 * (0.814)	-1.667 ** (0.640)
$\ln FDI$	0.382 ** (0.140)	0.192 (0.125)	0.559 *** (0.145)	0.53 *** (0.131)
$\ln EDU$	-0.000525 (0.00043)	-0.00541 (0.00085)	-0.00185 (0.00123)	-0.000775 (0.00115)
$\ln TE$	-2.945 *** (0.773)	-13.90 *** (0.812)	-12.13 *** (1.094)	-12.62 *** (1.028)
$\ln GDPGR$	—	—	0.426 *** (0.0255)	0.374 *** (0.0231)
样本数	2020	2020	1616	1818
$R^2$	0.0493	0.0562	—	—
Sargan Test	—	—	127.857	132.0118
P-Value	—	—	0.0000	0.0000
AR(1)	—	—	0.0000	0.0000
AR(2)	—	—	0.0539	0.065

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表了10%、5%、1%的显著性水平，括号内的数值为标准误，所有回归均控制了时间虚拟变量。在进行GMM估计时进行了AR(1)和AR(2)的一阶、二阶序列相关检验并报告了P值；Sargan检验了工具变量的有效性，并报告了相应的P值。

① 14个城市群为：京津冀城市群、长江三角洲城市群、珠江三角洲城市群、中原城市群、长江中游城市群、关平平原城市群、成渝城市群、哈长城市群、辽中南城市群、北部湾城市群、呼包鄂榆城市群、兰西城市群、山东半岛城市群、海峡西岸城市群。

表2的第(1)列报告了聚类标准误下的OLS回归结果,第(2)列报告了固定效应的回归结果,第(3)、第(4)列分别汇报了差分GMM和系统GMM的结果。回归结果显示,lnTECH变量在动态GMM回归中系数显著为正,并通过了1%的显著性检验。这说明技术的投入和应用会显著促进城市群的经济增长,技术改善对城市群产生的增长效应是十分明显的。lnGRADS的系数在1%的显著性水平下为负,由于lnGRADS是逆指标,因此该变量的系数符号符合预期假设,即城市群内城市间经济发展水平差距缩小能够促进经济增长,因此不断缩短城市群内各城市间经济发展差距对于城市群未来实现良性增长是十分必要的。lnFDI在回归中系数也显著为正,在OLS回归和动态GMM回归中分别通过了5%和1%的显著性检验,说明FDI对城市增长具有显著的推动作用。郑月明和王伟(2008)在研究FDI对GDP的贡献度时也验证了FDI对经济的贡献度为正,并且在沿海、经济基础好的地区更为明显。除此之外,IC的系数表现为负,并在10%的显著性水平下通过了假设检验,说明对于所有城市群来讲,集聚并非推动了所有城市群的增长,超出一定空间范围的集聚则不利于城市增长,反而会对城市发展产生压力。人力资本的系数为负但是并不显著,说明大多城市仍未充分发挥人力资本对经济增长的作用,未来需要进一步实现人力资本提高并带动城市经济增长。产业结构变量的系数在1%的显著性水平下为负,说明在城市群经济发展过程中,大多城市仍以第二产业作为增长的推动力,第三产业对增长的贡献目前仅在发达地区和经济水平较高的大城市更为明显。该结论与常浩娟和王永静(2014)研究产业结构变动对经济增长影响时的分析相符,第二产业目前仍是我国大部分城市经济增长的主导产业,也是保持经济稳定输出的关键。

### (五) 城市群经济增长影响因素及检验

1. 行政壁垒。市场要发挥其配置资源的基础性作用,需要有一个完整统一的协同区域,以便实现要素流动自由化。但是地方政府为实现本区域利益最大化,会通过行政权力对市场进行不合理干预,以行政区划为界限主观分割统一的市场,阻碍了市场要素的自由流动和资源的有效配置,并导致区域间流通成本变高,降低区域经济发展活力。因此我国城市群经济转型升级、可持续发展需要打破行政壁垒,为市场要素自由流动创造条件,促进区域合作,实现协同发展。参考王琴梅等(2014)对行政壁垒概念的界定,本文基于城市所处地理区域与政府管理引入虚拟变量 $B$ (Barrier),以研究城市群是否分属统一行政管辖区域所产生的行政壁垒对城市群经济增长的影响。

$$B = \begin{cases} 1, & \text{存在行政壁垒,分属不同行政管辖区} \\ 0, & \text{不存在行政壁垒,分属同一行政管辖区} \end{cases} \quad (17)$$

式(16)变为:

$$\begin{aligned} \ln GDPGR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln TECH_{i,t} + \beta_2 \ln GRADS_{i,t} + \beta_3 IC_{i,t} + \beta_4 \ln FDI_{i,t} \\ & + \beta_5 \ln EDU_{i,t} + \beta_6 \ln TE_{i,t} + B + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (18)$$

回归结果如表3所示。



表 3 行政壁垒对城市群增长的影响结果

	OLS	RE
<i>lnTECH</i>	-0.000403 ** (0.00044)	-0.000348 *** (0.00037)
<i>lnGRADS</i>	-0.463 *** (0.128)	-0.680 *** (0.098)
<i>IC</i>	0.121 (0.094)	0.1 (0.129)
<i>lnFDI</i>	0.445 (0.144)	0.448 (0.103)
<i>lnEDU</i>	-0.000579 (0.00042)	-0.000464 (0.00038)
<i>lnTE</i>	-3.034 *** (0.784)	-5.272 *** (0.543)
<i>B</i>	0.749 (0.393)	0.747 * (0.364)
Constant	29.21 *** (2.987)	39.51 *** (2.194)
样本数	2020	2020
R <sup>2</sup>	0.0602	0.0576

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表了10%、5%、1%的显著性水平，括号内的数值为标准误，并报告了R<sup>2</sup>值。

由于固定效应无法控制个体改变但时间不变的遗漏变量问题，因此采用聚类标准误下的 OLS 回归与随机效应回归。从回归结果看出，不处于同一个行政辖区内的城市群存在行政壁垒，技术系数在 OLS 回归与随机效应回归中均显著为负，说明行政壁垒的存在会阻碍技术的流动与要素的转移，使得部分地区市场出现分割，不利于地区间的合作与协同。*lnGRADS* 系数也显著为负，说明行政壁垒存在会使得城市间的经济发展差距进一步加大，不利于经济增长。人力资本与产业结构的系数为负，说明行政壁垒的存在阻碍了产业结构升级与人力资本的提高对经济的影响。尽管 *IC* 和 *lnFDI* 系数为正，但不显著，说明行政壁垒存在的地区，城市集聚程度和 FDI 的水平与当地政府行政管理息息相关。

2. 区域差异（南北地区）。传统研究在对于区域经济发展进行比较分析时，将区域划分为东部、中部、西部三部分。事实上，近年来北方部分地区经济增长速度减缓、产业结构调整较慢，使得 GDP 和工业增加值增速出现回落，而南方地区则保持着平稳良好的经济增长，使得南北经济发展出现明显差距（盛来运等，2018）。因此研究南北地区的城市群发展差异对经济增长的影响具有重要的现实意义。本文进一步对 14 个城市群按照南北地区进行划分并进行了 GMM 回归检验，结果如表 4 所示。

表4 南北地区增长效应回归结果

	南方		北方	
	DGMM	SYSGMM	DGMM	SYSGMM
<i>lnGDPGR</i>	0.425 *** (0.024)	0.405 *** (0.020)	0.424 *** (0.022)	0.358 *** (0.018)
<i>lnTECH</i>	0.00358 *** (0.0008)	0.00368 *** (0.0006)	-0.225 (0.283)	-0.403 (0.227)
<i>lnGRADS</i>	-0.547 *** (0.112)	-0.621 *** (0.108)	-1.282 *** (0.215)	-1.308 *** (0.182)
<i>IC</i>	2.873 ** (0.913)	2.451 *** (0.634)	-1.629 * (0.726)	-1.246 *** (0.369)
<i>lnFDI</i>	0.702 *** (0.134)	1.039 *** (0.121)	0.117 (0.144)	0.0639 (0.111)
<i>lnEDU</i>	0.807 (0.422)	0.6 (0.304)	0.00429 (0.0028)	0.00394 (0.0025)
<i>lnTE</i>	10.24 *** (0.976)	7.76 *** (0.906)	-13.90 *** (1.162)	-14.56 *** (1.089)
样本数	912	1026	704	792
Sargan Test	87.897	90.209	64.99	70.801
P-Value	0.0000	0.0000	0.0015	0.0048
AR(1)	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
AR(2)	0.625	0.738	0.046	0.054

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表了10%、5%、1%的显著性水平，括号内的数值为标准误，所有回归均控制了时间虚拟变量。在进行GMM估计时进行了AR(1)和AR(2)的一阶、二阶序列相关检验并报告了P值；Sargan检验了工具变量的有效性，并报告了相应的P值。

从GMM回归结果可以看出，南北方地区城市群经济增长的动力存在明显差异。南方地区城市群的技术、经济梯度差、产业结构指标的系数均为正且均通过了1%的显著性检验，集群度通过了5%的显著性检验，说明技术水平、城市群性以及较小的区域经济发展差距对南方地区城市群的增长产生了正向影响，南方地区的城市群具有发展高质量经济的条件与基础配置。同时南方地区的FDI对经济增长的正向影响也在1%的水平下显著，人力资本对经济增长的影响也为正。北方地区的技术系数为负，说明当前北方地区城市群的增长技术贡献度较小，推动作用不明显，北方地区城市群粗放式发展特征仍然显著；*lnFDI*变量尽管为正但是并不显著，说明FDI对于北方地区城市群经济增长的拉动并不明显；集群度与产业结构系数均为负，说明北方地区城市群的集群度不高，产业结构仍以第二产业作为经济增长的主要推动力。北方地区在转变经济发展方式、促进经济持续稳定发展方面仍任重道远。

3. 不同核心城市数量。城市群的发展离不开核心城市的辐射带动作用，核心城市不仅是我国城镇体系规划设置的最高层级，也是发展城市群战略中不可或缺的重要

组成部分。需要发挥核心城市在城市群中的引领作用来促进城市群的可持续发展、区域创新以及参与国际竞争。那么什么类型的城市群更具有持续竞争优势呢？为进一步探究城市群未来增长模式，按照最新的城市群发展框架，将 14 个国家级城市群按照核心城市数量及发展模式划分为单核辐射型城市群<sup>①</sup>（靠一个中心城市引领、城市群外延规模和空间集聚水平较低）、双核赶超型城市群<sup>②</sup>（以两个核心城市共同带动城市群发展、具有外向经济并具有较高的一体化水平）、多核开放型城市群（区位优势突出、有两个以上的核心城市以及发育成熟、对外开放度高）<sup>③</sup>，通过分样本对式（3）进行了进一步验证，动态 GMM 回归结果如表 5 所示。

表 5 不同核心城市数量的城市群增长检验结果

	单核辐射型		双核赶超型		多核开放型	
	DGMM	SYSGMM	DGMM	SYSGMM	DGMM	SYSGMM
lnGDPGR	0.332 *** (0.022)	0.281 *** (0.017)	0.515 *** (0.0172)	0.456 *** (0.0124)	0.453 *** (0.016)	0.415 *** (0.011)
lnTECH	0.00388 *** (0.0012)	0.00478 *** (0.0009)	0.253 (0.216)	0.0497 (0.121)	0.002 (0.0011)	0.00504 *** (0.0006)
lnGRADS	-0.620 *** (0.185)	-0.818 *** (0.151)	-1.266 *** (0.112)	-1.734 *** (0.0765)	-0.192 * (0.089)	-0.310 *** (0.080)
IC	-2.709 *** (0.644)	-0.841 *** (0.224)	-2.988 *** (0.745)	-2.490 *** (0.514)	0.841 (0.552)	0.739 ** (0.229)
lnFDI	0.444 *** (0.128)	0.397 ** (0.127)	0.075 (0.0972)	0.011 (0.0715)	1.259 *** (0.149)	1.734 *** (0.095)
lnEDU	-0.00365 (0.0030)	-0.00913 *** (0.0023)	0.00752 (0.0064)	0.0125 *** (0.0036)	1.431 ** (0.472)	0.0194 (0.124)
lnTE	-13.69 *** (0.924)	-12.83 *** (0.920)	-8.903 *** (1.076)	-10.27 *** (0.791)	-13.60 *** (0.912)	-9.613 *** (0.590)
Constant	68.91 *** (2.881)	68.20 *** (2.897)	54.12 *** (4.5340)	60.81 *** (3.3880)	65.67 *** (3.567)	51.51 *** (2.282)
样本数	672	756	448	504	384	432
Sargan Test	61.915	66.908	52.894	52.979	55.453	57.318
Z 值	0.0033	0.0112	0.0267	0.1416	0.0153	0.0708
AR(1)	0.0000	0.0000	0.0167	0.0178	0.0000	0.0000
AR(2)	0.3725	0.4540	0.336	0.362	0.1832	0.2107

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表了10%、5%、1%的显著性水平，括号内的数值为标准误，所有回归均控制了时间虚拟变量。在进行GMM估计时进行了AR(1)和AR(2)的一阶、二阶序列相关检验并报告了P值；Sargan检验了工具变量的有效性，并报告了相应的P值。

- ① 单核辐射型城市群包括中原城市群、关中平原城市群、北部湾城市群、兰西城市群及呼包鄂榆城市群。  
 ② 双核赶超型城市群包括京津冀城市群、成渝城市群、哈长城市群、辽中南城市群及山东半岛城市群。  
 ③ 多核开放型城市群包括珠三角城市群、长三角城市群、海峡西岸城市群、长江中游城市群。《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》以及2015年政府工作报告设定了各城市群的核心城市。

从表5回归结果看,单核辐射型城市群只有技术水平、经济发展梯度差的系数通过了1%的显著性检验,FDI在DGMM回归中通过了1%的显著性检验,在SYSGMM回归中通过了5%的显著性检验。可以看出,技术的投入发展促进了单核辐射型城市群的增长,FDI的进入也为城市群的增长创造了动力,而城市间的经济发展差异还需持续缩小才能有效促进增长。集群性、产业结构系数在1%显著性水平下均表现为负,人力资本变量也在SYSGMM回归中通过了1%的显著性检验。这说明单核辐射型城市群集群性不高、人力资本优势发挥不佳、产业结构调整较慢,经济增长动力不足。由于单核辐射型城市群只有一个核心城市,整个区域内的生产、生活、生态很难实现协调统一,边缘城市由于空间地理因素的影响可能难以获得核心城市的要素转移,使得城市群内城市发展水平发散性越来越突出,边缘城市增长缓慢。像中原城市群、关中平原城市群等均只有一个核心城市,这些核心城市自身的资源有限,经济发展水平处于二线地位,难以将优势资源扩散到周边地区。而这些核心城市与城市群内其他城市差距明显,又具有较为明显的虹吸效应,可能会将周边城市的优势资源汇集到核心城市,导致周边地区与核心城市之间的差异越来越大,城市群整体增长较为缓慢。

从双核赶超型城市群的回归结果看,技术水平的系数为正,但是不显著,说明技术推动增长的动力还需持续增强;经济梯度系数符合预期,即城市间的经济发展差距仍需进一步缩小,为增长创造持续动力;人力资本系数在SYSGMM回归中通过了1%的显著性检验,说明人力资本对于双核赶超型城市群的增长有主要的推动作用;而集群性和产业结构的系数均表现为负,说明在城市集聚过程中,产业结构升级对于城市群增长拉动效应有限。双核赶超型城市群拥有两个核心城市,两个核心城市往往是城市群内的两极,导致行政划分、区域协调上出现差异,对增长产生一定不利影响。如京津冀城市群有北京、天津两个核心城市,哈长城市群中有哈尔滨和长春两个核心城市,不同城市群的双核心城市由于有着不同的行政属地,在区域政策制定、属地管辖等方面存在较大的差异,有的地方存在明显的壁垒,核心城市辐射带动效应难以充分发挥,城市群难以实现有效增长,这与前文关于行政壁垒的研究结论一致。

多核开放型城市群除了经济梯度系数、产业结构系数为负外,其余解释变量均表现为正,技术、集群度变量在SYSGMM回归中均十分显著,且分别通过了1%和5%的显著性检验。多核心模式的城市群集群度较单、双核城市群都有了明显的提高,FDI的进入、人力资本的投入与技术的交流使得多核开放型城市群在发展过程中形成了一种相互促进、相互支撑的模式,各个核心城市的职能分工在发展经济中形成互补,在竞争中促进了城市群的增长。产业结构系数表现为负,因此多核开放型城市群在未来增长时更需要考虑城市的产业结构优化与转型升级。比如,作为多核心城市群的珠三角城市群,核心城市包括广州、深圳、珠海等多个中心城市。珠三角以广东省为主体,不存在京津冀城市之间的行政壁垒问题,因而核心城市的辐射带动作用较

强。珠三角城市群仍然以制造业为主，比如佛山陶产业、虎门服装产业等，制造业对于珠三角经济的拉动效应仍然突出，下一步，如何进一步促进产业转型升级是珠三角城市发展的重中之重。随着粤港澳大湾区城市群战略的推进，广深港澳都将是核心城市，将进一步扩大区域协作的空间，但是如何更有效推动区域间的协同发展也可能是对粤港澳大湾区城市群的一个重要挑战。

(六) 核心城市可达性对城市群经济增长影响的进一步分析

正如前文的分析，单核辐射型城市群、双核赶超型城市群的经济增长均落后于多核开放型城市群。那么是否由于中心城市与边缘城市的可达性较差，使得核心城市对于边缘城市的辐射带动力有限？为了进一步探究城市群的中心可达性对增长的内部机制，本文利用门槛面板方法对城市群的中心城市可达性与经济增长的影响进行了探究。

参考汪慧玲等（2017）的工作，本文根据各城市群内边缘城市与中心城市的平均地理距离分组构建了门槛模型，如式（19）所示，并通过门槛模型估计及显著性和真实性检验，如表 6 所示。

$$GDPGR_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \ln TECH_{i,t} + \theta_2 \ln GRADS_{i,t} + \theta_3 \ln D_{i,t} G(D \leq \gamma_1) + \theta_4 D_{i,t} G(\gamma_1 < D \leq \gamma_2) + \theta_5 D_{i,t} G(D \geq \gamma_2) + \theta_6 IC_{i,t} + \theta_7 \ln FDI_{i,t} + \theta_8 \ln EDU_{i,t} + \theta_9 \ln TE_{i,t} + e_{i,t} \quad (19)$$

表 6 门槛模型的参数估计结果

门槛模型	变量	系数估计值	标准差	t 统计量	P 值
增长效应门槛模型	Distance ≤ 116.10 千米	-0.2944 **	0.2271	-1.2961	0.1951
	116.10 千米 < Distance ≤ 349.55 千米	-1.2759 ***	0.3519	-1.3697	0.1710
	Distance > 349.55 千米	-0.482 **	0.1352	-9.4401	0.0000
	lnTECH	0.0006 **	0.0005	1.1432	0.2531
	IC	-1.9225 ***	0.3333	-5.7676	0.0000
	lnFDI	-0.6467 ***	0.1120	-5.7752	0.0000
	lnEDU	-0.0048 **	0.0009	-5.2078	0.0000
	lnTE	-13.0233 *	1.0191	-12.7795	0.0000

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示主要影响变量回归系数在 10%、5% 和 1% 水平下通过显著性检验。

其中， $GDPGR_{i,t}$  为城市经济增长率， $\ln GRADS$  为式（19）的核心解释变量，其他解释变量同上文一致。 $\gamma_1$  和  $\gamma_2$  均为门槛值， $D_{i,t}$  为城市群内边缘城市到中心城市的平均公路距离<sup>①</sup>，对于双核心和多核心城市群公路距离的确定采用距城市群内最近的中心城市的距离。

① 城市群内各边缘城市到中心城市公路距离来源于坐车网。

表6列出了门槛模型的参数估计结果。从模型(19)的回归结果可以看出地理距离的两个门槛值116.10千米和349.55千米将14个城市群的中心城市与边缘城市地理距离划分为三个规模范围,在不同的边缘城市与中心城市的地理距离下,城市群的增长效应有明显差异。当城市群内其他城市与中心城市的距离在116.10千米以内时,回归系数为负并通过了5%的显著性检验,说明此时城市群内其他城市与中心城市可达性在116.1千米以内有利于产生较好的增长效应,lnGRADS对经济增长的贡献最显著;当城市群内其他城市与中心城市的距离在116.10~349.55千米时,回归系数显著为负,可以看出,在这一区间,随着周边城市与中心城市之间距离增大,可达性变长,城市群内经济梯度进一步拉大,不利于产生良好的增长效应;当突破第二个门槛值时,城市群地理距离增大对城市群的经济梯度影响系数为负值,并通过了5%的显著性检验,说明如果周边城市与中心城市距离过远,则可能会与紧邻城市进行合作共融发展来减弱经济梯度对增长的负向影响。总的看来,城市群的增长效应随着中心城市可达性的延长经历了“逐步减弱—恶化—得到改善”三个阶段,城市群经济发展梯度与中心城市可达性呈倒“N”型关系。

#### 四、稳健性检验

为了验证前文结论的可靠性与稳定性,下面从两个角度对模型进行进一步的稳健性检验。模型指标的构造形式对模型结果有一定影响,此处对核心解释变量——技术和经济发展梯度值指标变换构造方法。对于技术指标,我们参考马伟伟(2019)研究技术进步与经济贡献关系时所用的市辖区科技支出的对数,即lnTECH\*。对于经济发展梯度指标,人均GDP在很大程度上决定了该地区的社会结构、人口素质和生活质量等指标,因此我们借鉴廖翼等(2014)采用的各城市市区人均GDP与城市群平均人均GDP差值的绝对值的对数来表示经济发展差异,如式(20)所示。lnGRADS\*值越大,城市间经济发展差异越大。

$$\ln GRADS_{i,t}^* = \ln \left| \frac{GDP_{i,t}}{Popu_{i,t}} - \frac{\sum \frac{GDP_{i,t}}{Popu_{i,t}}}{N} \right| \quad (20)$$

另外,为了验证GMM估计结果是否稳健,此处给出OLS回归、固定效应回归以及随机效应结果作为对照。全样本城市群经济增长效应的稳健性检验结果如表7所示。

从稳健性检验结果可以发现,替换核心解释变量之后,控制变量系数大小和符号基本保持不变,技术和经济梯度差的系数符号完全保持一致,只有数值大小和显著性程度有少许差异。从固定效应、随机效应和混合效应回归结果来看,尽管R<sup>2</sup>不大,但各方程回归系数大多呈显著水平,且系数符号较为一致,整体模型稳健性较强,因此可以认为前文关于城市群增长效应的测算结果是准确且可靠的。

表 7 稳健性检验结果

	OLS	FE	RE	DGMM	SYSGMM
<i>lnTECH</i> *	0.000701 (0.00048)	0.000789 (0.00047)	0.00079* (0.00038)	0.00222*** (0.00056)	0.002*** (0.00048)
<i>lnGRADS</i> *	-0.357** (0.118)	-0.716*** (0.109)	-0.491*** (0.0931)	-0.672*** (0.139)	-0.781*** (0.139)
<i>IC</i>	0.0974 (0.0978)	-1.976*** (0.366)	0.126 (0.126)	-1.788* (0.745)	-1.548** (0.573)
<i>lnFDI</i>	-0.154 (0.0917)	-0.67*** (0.0889)	-0.363*** (0.0754)	-0.504*** (0.126)	-0.591*** (0.122)
<i>lnFDU</i>	-0.000261 (0.0004)	-0.00503*** (0.0008)	0.000111 (0.0004)	-0.00161 (0.0011)	-0.00064 (0.0011)
<i>lnTE</i>	-2.799*** (0.720)	-13.47*** (0.808)	-5.038*** (0.543)	-12.65*** (1.167)	-13.26*** (1.076)
<i>lnGDPGR</i>	—	—	—	0.423*** (0.0274)	0.376*** (0.0244)
Constant	27.75*** (2.525)	81.35*** (3.177)	39.46*** (2.235)	67.01*** (5.261)	70.91*** (4.831)
样本数	2020	2020	2020	1616	1818
R <sup>2</sup>	0.0457	0.0267	0.0443	—	—
Sargan Test	—	—	—	139.7924	144.2376
Z 值	—	—	—	0.0000	0.0000
AR(1)	—	—	—	0.0000	0.0000
AR(2)	—	—	—	0.0935	0.1268

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表了10%、5%、1%的显著性水平，括号内的数值为标准误，所有回归均控制了时间虚拟变量。在进行GMM估计时进行了AR(1)和AR(2)的一阶、二阶序列相关检验并报告了P值；Sargan检验了工具变量的有效性，并报告了相应的P值。

## 五、结论与建议

本文通过对2007—2016年我国14个国家级城市群202个地级市面板数据的实证分析，解释了城市群的经济增长效应以及主要影响因素。分析结果表明，持续加大技术的投入和研发可以提高资源利用效率，推动城市群经济稳定增长；城市群集聚度的提高能够产生良好的增长效应并且促进区域经济协同增长；人力资本的利用、产业结构优化升级均会对城市群经济增长产生良性推动；行政壁垒的存在会阻碍区域内资源流动，影响城市群经济增长。从城市群的增长模式来看，多核心城市群较单核心和双核心城市群的增长动力更为显著，技术、集群度、FDI与人力资本均明显推动了城市

群经济增长;从地区性差异看,北方地区城市群的环境支撑能力有限,生态容量不足,经济增长动力缺乏,较南方地区增长速度相对缓慢;南方地区城市群拥有较高的城市集群度,技术发达,人才集聚度高,区域整体环境保护能力强,增长效应更为明显。

本文基于上述实证结果提出以下建议。第一,我国未来城镇化发展应该仍要以城市群为主体形态,积极打破地域隔离与区域行政壁垒,加强地区间的协同融合与政策共享。第二,要促进城市群核心城市崛起,引领边缘城市发展,推动目前单核心、双核心城市模式的城市群向多核心模式的城市群转变,以激发区域经济活力,产生多极增长效应。第三,北方地区城市群要借助“丝绸之路经济带”继续加快在交通、物流等方面的建设步伐,充分发挥市场对资源的基础配置作用;南方地区城市群要积极推动产业融合发展,通过推进大数据、人工智能与实体经济融合发展等手段,不断推动现有产业向高效化发展,推动经济高质量增长。

## 参考文献

- 常浩娟、王永静(2014):《产业结构变动对我国经济增长影响的实证分析》,《科技管理研究》第7期,第110~114页。
- 程开明、章雅婷(2018):《中国城市创新空间溢出效应测度及分解》,《科研管理》第12期,第86~94页。
- 丁嵩、孙斌栋(2016):《空间相互作用与城市经济增长——来自长三角的证据》,《人口与经济》第4期,第71~81页。
- 郝永敬、程思宁(2019):《长江中游城市群产业集聚、技术创新与经济增长——基于异质产业集聚与协同集聚视角》,《工业技术经济》第1期,第41~48页。
- 廖翼、周发明、唐玉凤(2014):《湖南县域经济差异变化的实证研究》,《经济地理》第2期,第35~41页。
- 马伟伟(2019):《技术进步对经济增长贡献的新测算》,《统计与决策》第6期,第131~133页。
- 邵明伟、金钟范、张军伟(2018):《我国城市群全要素生产率测算与分析——基于2000~2014年数据的DEA-Malmquist指数法》,《经济问题探索》第5期,第110~118页。
- 沈坤荣(2018):《建设世界级城市群——优化区域发展格局推动经济高质量发展》,《财经界》第9期,第58~60页。
- 盛来运、郑鑫、周平等(2018):《我国经济发展南北差距扩大的原因分析》,《管理世界》第9期,第16~24页。
- 汪慧玲、李妍、杨焯(2017):《城市群规模、对外开放程度对环境污染影响的门槛效应——基于我国十大城市群的实证分析》,《吉林大学社会科学学报》第2期,第68~76、205页。
- 王海虹、卢正惠(2017):《人力资本集聚对城市群经济发展影响分析——以长三角城市群为例》,《商业经济》第6期,第6~11、17页。
- 王磊、李成丽(2018):《我国中部地区城市群多中心结构的生长效应》,《长江流域资源与环境》第10期,第2231~2240页。
- 王黎欣(2015):《宁夏三次产业集聚对产出增长的贡献率——基于柯布一道格拉斯函数的测



算》，《现代经济信息》第8期，第385~386、488页。

王琴梅、陈靖、杨蕾（2014）：《行政壁垒、市场分割对区域协调发展的影响分析——以西北五省（区）为例》，《甘肃理论学刊》第2期，第2、133~139页。

王青、金春（2018）：《我国城市群经济发展水平不平衡的定量测度》，《数量经济技术经济研究》第11期，第77~94页。

徐珊（2019）：《区域知识溢出、产权性质与企业自主创新绩效——基于创新价值链的视角》，《当代财经》第2期，第85~97页。

曾鹏、庞基展（2016）：《我国十大城市群中心城市经济扩散力比较研究》，《云南师范大学学报（哲学社会科学版）》第2期，第122~131页。

郑月明、王伟（2008）：《基于动态面板数据分析FDI对我国贸易结构的区域差异和动态效应》，《工业技术经济》第8期，第62~63、67页。

钟水映、李魁（2010）：《人口红利、空间外溢与省域经济增长》，《管理世界》第4期，第14~23、186~187页。

朱传耿（2004）：《外商直接投资对城市发展的影响效应研究》，《中国软科学》第3期，第111~116、129页。

Andrew, M. (2012), "Regional Market Size and the Housing Market: Insights from a New Economic Geography Model", *Journal of Property Research*, 29 (4), pp. 298 - 323.

Berliant, M. and H. Konishi (2000), "The Endogenous Formation of a City: Population Agglomeration and Marketplaces in a Location-specific Production Economy", *Regional Science and Urban Economics*, 30 (3), pp. 289 - 324.

Billings, S. B. and E. B. Johnson (2016), "Agglomeration within an Urban Area", *Journal of Urban Economics*, 91, pp. 13 - 25.

Christaller, W. (1966), *Central Places in Southern German*, Englewood Cliffs: Prentice-Hall.

Fujita, M., P. Krugman and A. J. Venables (1999), *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, Massachusetts: MIT Press.

Krugman, P. (1991), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99 (3), pp. 483 - 499.

Mankiw, N. G., D. Romer and D. N. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), pp. 407 - 437.

Martin, P. and G. Ottaviano (1999), "Growing Locations: Industry Location in a Model of Endogenous Growth", *European Economic Review*, 43 (2), pp. 281 - 302.

Melo, P. C., D. J. Graham and R. B. Noland (2009), "A Meta-analysis of Estimates of Urban Agglomeration Economies", *Regional Science and Urban Economics*, 39 (3), pp. 332 - 342.

Portnov, B. A. and M. Schwartz (2009), "Urban Clusters as Growth Foci", *Journal of Regional Science*, 49 (2), pp. 287 - 310

Takatoshi, T. and J. Thisse (2011), "A New Economic Geography Model of Central Places", *Journal of Urban Economics*, 69 (2), pp. 240 - 252.

Tripathi, S. (2014), "Estimating Urban Agglomeration Economies for India: A New Economic Geography Perspective", *Theoretical and Empirical Researches in Urban Management*, 9 (2), pp. 5 - 34.

# Analysis on the Economic Growth Effect and Influencing Factors of Urban Agglomerations

HAN Jing, GAO Ming, SUN Ya-wen

(School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

**Abstract:** Based on the data of 202 prefecture-level cities covered by 14 national urban agglomerations in China from 2007 to 2016, this paper establishes a dynamic panel model, measures the economic growth effect of urban agglomerations and analyzes the main influencing factors. The results show that: (1) The influence of technology on the economic growth of urban agglomeration is very significant, and narrowing the gap of regions is beneficial to exert good economic growth effects on urban agglomerations; enhancing the degree of agglomeration can improve the efficiency of utilization of factors and promote the coordination development of regions. (2) The economic growth motive force of urban agglomeration with multi-core cities is stronger, and the influence of technology, clustering degree and other factors on economic growth is more significant. (3) Geographical factors will also affect the economic growth of urban agglomeration. The economic growth power of urban agglomeration in southern area is stronger, and the influence of technology, clustering degree and human capital on the growth of urban agglomeration is more significant than that northern area. From the spatial point of view, this paper uses threshold panel method to further discusses the influence mechanism of the accessibility of the central cities of the urban agglomeration on the economic growth. The results show that the stronger the accessibility of the central city of the urban agglomeration is, the stronger the radiation effect of the core city is, and the more obvious the economic growth motive force is. In the future, the development of urban agglomeration should promote the transformation from single-core and dual-core urban agglomeration to multi-core urban agglomeration, and give full play to the radiation driving role of core cities. The government should also vigorously develop technology and transportation to further achieve high-quality growth of urban agglomerations.

**Key Words:** urban agglomerations; growth mechanism; developmental pattern; reachability of central cities

责任编辑: 周枕戈