

城市群发展对城市差距的影响

——基于城市集群的视角

杨孟禹 胡冰璇

摘要 城市群是中国未来城市化的重要载体，是促进区域协调发展、扎实推动共同富裕的重要地区。作者首先根据不同发展阶段的特征将城市群分为Ⅰ类、Ⅱ类和Ⅲ类，使用匹配至城市层面的夜间灯光数据和城市间通勤时间测算了城市群发育程度，并对中国城市群类型进行了经验识别。在此基础上，基于城市集群视角经验考察了城市群发展对城市差距的影响。结果表明：Ⅰ类城市群发展的城市差距扩大效应最强，Ⅱ类城市群次之，而Ⅲ类城市群发展则能缩小城市差距。进一步地，作者使用清代268年历史地理数据构造的工具变量处理内生性问题后，上述结论稳健。研究还发现，Ⅰ类、Ⅱ类城市群发展的要素配置偏向劳动，Ⅲ类城市群则偏向资本，且不同城市群发展对要素错配的矫正幅度也存在差异。要素配置偏向和要素错配矫正程度差异，是城市群发展影响城市差距异质的主要机制。中国城市群战略应坚持分门别类的思路，避免同质化，顺应规律，积极利用中心城市的空间溢出效应。

关键词 城市群 城市差距 夜间灯光

【中图分类号】F061.5 【文献标识码】A 【文章编号】2095-851X(2021)04-0076-18

一、引言

城市群是中国未来城市化的重要载体，是促进区域协调发展、扎实推动共同富裕的重要地区。区域从来都不是孤立的，一个地区会影响另一个地区（Overman et al., 2010）。区域发展是市场规模效应、生活成本效应和市场拥挤效应通过循环累积因果

【基金项目】国家社会科学基金项目“中国城市群的溢出效应时空演变与战略深化研究”（批准号：18CJY013）。

【作者简介】杨孟禹（1987-），云南大学经济学院副教授，邮政编码：650500；胡冰璇（1996-），云南大学经济学院硕士研究生，邮政编码：650500。

致谢：感谢匿名审稿人的宝贵意见，当然文责自负。

链而形成的“两个力”（集聚力和扩散力）相互权衡的结果（Krugman, 1991）。城市群作为大中小城市和小城镇集中的集聚体，是“两个力”冲突、交融或者溢出效应表现得最淋漓尽致的空间单元。正因为如此，任何旨在提升要素集聚规模和市场开放度的冲击，均有可能重塑其内部经济地理。在改革开放 40 多年的征程中，城市以及由连片城市有机组成的城市群通过规模效应和空间溢出效应对中国的经济腾飞和区域协调发展发挥了引领和推动作用。在城市群国家战略地位日益强化的过程中，由城市群发展诱发的群内经济地理演变的种种冲击早已发生。研究城市群发展对城市群内部城市差距的影响，对未来如何深化城市群战略具有重要意义。

关于城市群与城市发展关系的研究，最早可追溯至沃尔特·克里斯塔勒（2010）的中心地理论，该理论系统地阐明了城市数量、规模及其分布规律，为分析城市群空间结构、核心-外围城市间关系奠定了基础。结合 Abdel-Rahman 和 Anas（2004）的观点，现代城市体系理论可简单划分为五个基本研究范式：一是以 Mills（1967）、Dixit（1973）、Henderson（1974）为代表的传统城市经济理论，主张分析由集聚带来的集聚经济与不经济的关系；二是从产业组织理论出发，主张城市群内或城市间的产业关联性和产品差异性分析，代表文献有 Dixit 和 Stiglitz（1977）、Ethier（1982）；三是以 Romer（1986）、Lucas（1988）为代表的强调技术进步是城市发展决定因素的内生经济增长理论；四是强调城市间贸易、确定的农业腹地与地理内生性的以 Krugman（1991）为代表的地理经济学；五是以 Glaeser 等（1992）、Boix 和 Trullén（2007）、Acemoglu 等（2015）为代表的强调溢出效应对城市群或城市经济增长影响的外部性理论。遵循以上研究范式，国内外学者从不同角度展开了经验研究。当前研究主要集中在城市集群（Portnov and Schwartz, 2009；原倩，2016）、经济网络（种照辉等，2018）、运输网络（李煜伟、倪鹏飞，2013）对城市发展的影响，城市群空间功能分工对城市群内差距的影响（赵勇、魏后凯，2015），以及城市群政策外生冲击对区域协调的影响（刘倩等，2020）三个方面，对城市群发展的城市差距效应少有深入探讨。

产业分工和空间溢出是研究城市群发展对城市群内部城市发展水平差距影响的重要视角。城市群空间功能分工是分工收益与分工产生的交易费用的权衡结果，城市分工水平则取决于交易效率（杨小凯、张永生，2003）。随着城市群发展所引起的城市群内制度壁垒、交通设施等外生交易条件的改善，交易效率得到提高，原城市群内分工模式逐渐被打破，经济系统也向更高的分工水平演进。这种城市产业的分工和产业空间区位的再选择过程，也是城市群经济效率不断提高和城市间协调程度不断提升的过程，而生产性服务业由于属于知识密集型产业，溢出效应更为明显。此外，大城市集聚规模的提高会导致土地、交通等成本上升，而生产性服务业比工业企业有更强的承受能力（Krugman, 1991；藤田昌久等，2005）。因此，随着城市群发展带来的交通、通信技术的进步，生产性服务业有向大城市集聚的趋势。而生产性服务业越向大城市集中，工业企业越有可能转移至周边的中小城市（镇）。已有研究在这方面做了经验性探索，验证了城市群内存在空间溢出的动态演化过程（赵勇、魏后凯，2015；马燕坤，

2016),但目前仍缺乏将城市群内空间溢出与群内城市差距紧密联系的经验研究。

如何较为科学地测度城市群发育程度是研究面临的首要问题。Portnov 和 Schwart (2009)、原倩(2016)认为城市群发育程度越高,群内城市要素密度越大且城市间联系越紧密,可以利用空间隔离度(IS)和城市边缘性(IR)之比来测度城市群发育程度。该方法虽然抓住了城市群发展的两个基本特征,但采用的是与邻近最大城市的地理距离来测度 IR ,这显然是不够准确的,因为其既没有很好地反映城市群内核心和外围城市间的关系,也没有体现城市群发展对群内时空的压缩,因此本文使用城市群内外围城市与核心城市之间的最短交通时间来计算 IR 。此外,学者们往往利用一定范围内的人口规模或城市数量来测度 IS ,这也是不够准确的,因为城市群发展的另一层含义是群内集聚经济规模扩大、要素或经济密度增大。全球卫星夜间灯光数据因其时变性和客观性,相比以户籍口径统计的城市人口规模,能更全面客观地反映城市人口社会经济活动空间范围的变化。因此,我们使用一定范围内夜间灯光密度来测度 IS ,考虑到城市间地理距离长期不变、城市间通勤时间在近几年内急速缩短、城市群内时空收敛效应越发明显的时代背景,这种处理方式是具有一定说服力的。

如何处理城市群发展与群内城市发展之间的内生性是研究面临的第二个关键问题。因为城市群发展的结果是由城市群内部城市发展引致的,两者之间有明显的联立关系,为准确识别城市群发展的内部空间塑造净效应,需要寻找城市群发展的外生替代变量。本文以清代268年(1644—1911年)的城市(府、州、县)数据为基础,构造了城市群发展的历史地理工具变量。城市群的发展除了受当前的经济社会因素影响以外,也依赖历史地理影响下的发展路径。相似的历史地理基础更易于形成相似的社会习俗和经济文化,从而降低交易成本,影响城市群的发展。从文章的检验结果来看,该工具变量能够有效缓解内生性问题。

综上所述,已有研究关注到城市群发展对促进群内城市经济增长具有重要意义,但很少涉及对城市群内城市差距的影响。可能的原因有两个:一是城市群发展的内涵及衡量维度多,难以构建有一定理论基础和现实意义的指标;二是不容易解决城市群发展与群内城市发展间的内生性问题。作为对已有文献的补充,本文以全球夜间灯光数据为基础,并将其与城市群外围城市到核心城市的通勤时间和统计数据匹配,分析了城市群发展对城市差距影响的异质性效应,为未来深化城市群战略,扎实推进共同富裕提供了一定的经验思考。本文余下内容安排如下:第二部分分析城市群的发展阶段及类型,并对中国城市群进行类型识别;第三部分为模型设定与数据来源;第四部分为实证结果;第五部分为机制检验与进一步讨论;第六部分为结论与启示。

二、城市群发展阶段和类型识别

(一) 城市群的发展阶段和类型

城市群的发展与群内要素的密度和流动速度有着密切联系,这种要素的空间集聚

和流动反映在核心城市和外围城市之间的关系中，就是典型的溢出效应演变过程。根据陈栋生（1993）对于集聚经济效益的分析和 Krugman（1991）的“核心-外围”理论，城市群的发展即为核心城市对外围城市空间溢出效应的时间演变过程，而处于不同阶段的城市群，溢出效应的大小和方向皆有不同。如图 1 所示，纵轴表示核心城市的极化效应、扩散效应和溢出效应，横轴表示城市群发展时间。可以看出，溢出效应可分为负溢出增强（ $0-t_0$ ）阶段、负溢出减弱（ t_0-t_1 ）阶段和正溢出增强（ $t_1-\infty$ ）阶段。由于空间是异质的，不同发展阶段的城市群在空间上的分布表现为不同的城市群类型。根据不同发展阶段可以将城市群分为 I 类、II 类和 III 类：I 类城市群的特征是核心城市集聚程度逐渐提高并达到最大，对周围城市有虹吸效应，城市群发展会加剧群内城市两极分化；II 类城市群的特征是核心城市的极化效应开始减弱，扩散效应开始增强，二者相抵趋向于零，城市群正处于负溢出效应逐渐减弱的过渡期，群内城市差距有所缩小；III 类城市群的特征是核心城市的正溢出效应开始发挥，对外围城市的正溢出效应增强，外围城市与核心城市的差距开始缩小。

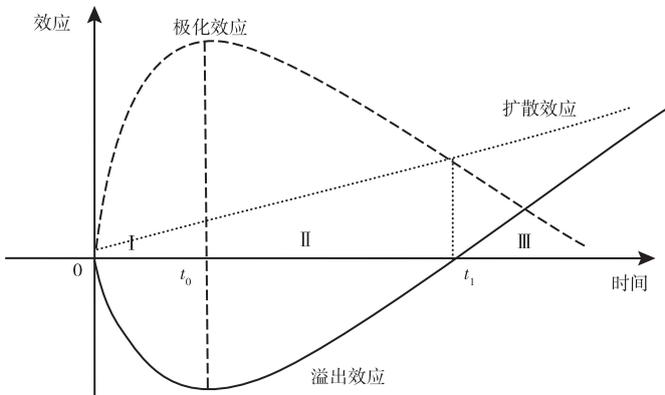


图 1 城市群核心城市空间溢出效应的时间演变

推论 1：对于 I 类、II 类城市群而言，随着城市群的发展，外围城市与核心城市的差距逐渐拉大，且 I 类城市群的差距可能比 II 类更甚；而 III 类城市群的外围城市由于受核心城市的正溢出效应影响，其与核心城市的差距逐渐缩小。

进一步来看，I 类城市群由于处于城市群发展初期，资本密度较低、劳动密度较高，外围和核心城市间的信息基础设施联系强度、产业关联度都比较弱，外围城市更孤立，而核心城市不但与其他城市群的核心城市有着更强的联系，并且劳动力相对稀缺；II 类城市群处于劳动和资本要素混合配置发展的阶段；III 类城市群则处于以资本要素配置为主导，并以资本配置带动劳动力配置的发展阶段。因此，随着城市群的发展，I 类城市群外围城市剩余劳动力将向核心城市聚集，这可能会引致劳动力要素错配矫正效应，且该效应在核心城市比外围城市强，所以核心城市经济增长比外围城市快，群内城市差距拉大。相对于 I 类城市群而言，一方面，II 类城市群核心城市对外围城市的负溢

出(虹吸)效应有所减弱;另一方面,Ⅱ类城市群外围城市的基础设施网络较为成熟。因此,Ⅱ类城市群发展引致的核心城市劳动力错配矫正效应可能比Ⅰ类城市群核心城市弱,反而对外围城市的劳动力错配矫正效应更强,所以群内城市差距有所缩小。Ⅲ类城市群处于核心城市正溢出效应增强期,城市群总体上处于核心城市高新技术溢出、低端产业疏解的阶段。由于Ⅲ类城市群总体上资本密度相对较高、产业分工体系成熟、资本密集产业占比高,所以城市群发展引致的外围城市资本错配矫正效应较强,同时外围城市也通过不断累积疏解的资本而获得更高的增长率,群内城市差距缩小。

推论2:Ⅰ类、Ⅱ类城市群通过劳动力错配矫正效应扩大城市差距,且Ⅱ类城市群由于矫正效应更强,城市差距有所缩小;Ⅲ类城市群发展则通过资本错配矫正效应缩小城市差距。

(二) 城市群发育程度的测算

根据方创琳(2011)的定义,城市群是以1个特大城市为核心、由3个及以上都市圈(区)或城市为基本构成的空间单元。可以看出,“核心-外围”是城市群的基本空间关系,这也符合Friedman(1966)与Krugman(1991)关于“区域”的定义,所以城市群是典型的“区域”。虽然区域发展必然伴随“核心-外围”关系的转换——比如原外围城市成长为核心城市,但这一过程较为漫长,尤其中国城市群的核心城市往往有一定的行政级别属性,所以“核心-外围”关系在一定时期内较为稳定(Thompson, 1966)。因此,从时间截面上看,城市群一定处于特定的发展阶段。实际上,无论是胡弗-费希尔阶段论(Hoover and Fisher, 1949)、罗斯托阶段论(Rostow, 1960)、弗里德曼核心-边缘阶段论(Friedman, 1966)还是汤普森阶段论(Thompson, 1966),均表明区域发展要跨越某阶段,短则需要几十年,长则上百年。也就是说,城市群的发育是一个长期过程,短时间内很难实现发展阶段的跨越。

城市群发育程度的衡量指标既要能表达群内要素集聚强度,又要能表达群内要素流动速度,而这刚好与城市集群的内涵一致(Portnov et al., 2000)。因此,可以利用空间隔离度(IS)与城市边缘性(IR)之比来测度城市群内外围城市的集群度,这样既考虑了城市周边空间的要素密度,又考虑了群内要素的流动速度(见图2)。^①以往研究的 IS 通常指一定空间范围内的城市个数,但考虑到本文研究对象并非“自然城市”,而是基于行政区划的地级市,使用城市个数衡量会忽略城市的异质性,因此本文以外围城市灯光最亮点为中心的一定空间范围内的灯光亮度来衡量空间要素集聚强度(徐康宁等, 2015)。并且,由于城市群空间属于规划的地理范围,中心城市实际所能影响的有效范围可能有限,所以应考虑不同的城市群范围以增强结论的稳健性。另外,由于外围城市还可能受其他邻近群外城市的影响,所以需要尽可能地扩大空间范围,纳入群外邻近城市。考虑到全国各城市到3个最近城市的平均距离约为100km,到20个最近城市

^① 这里不考虑核心城市的原因有三:一是其相对外围城市的异质性比较强;二是衡量核心城市差距的指标不容易构建;三是外围城市集群度能表示城市群发展的内涵。

的平均距离约为 200km^①，本文通过计算以外围城市灯光最亮点为圆心，以 100km、200km 为半径的圆形区域以及城市群规划范围的平均灯光亮度来测度 IS 。而 IR 通常指“自然城市”到核心城市的距离，但中国城市群内城市之间的距离是相对固定的，所以本文采用更能够反映城市群时空压缩特征的通勤时间来衡量 IR ，这主要基于中国城市群的基础设施发展迅速，群内交通网络已大幅改善，城市间通勤时间越来越短的现实。很显然，城市群发育程度越高， IS 越大、 IR 越小，城市集群度越大。

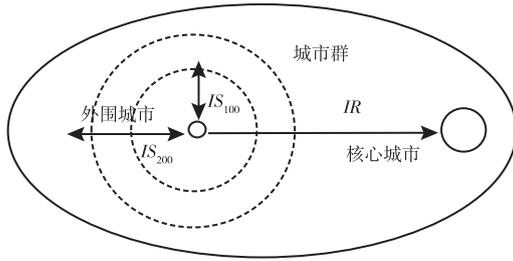


图2 城市群发育程度的测算

注：图中核心城市在 200km 范围外，但现实中的核心城市在 200km 范围内。

具体而言，本文采用集群度 (ic_u) 衡量城市群发育程度，计算公式如下：

$$ic_u = IS_u / IR_u = light_u / time_{i \rightarrow j, t} \quad (1)$$

其中， $light_u$ 表示 t 时期以外围城市 i 为圆心一定范围内所有“邻居”（城市）的平均灯光亮度，反映城市经济活动密度； $time_{i \rightarrow j, t}$ 为外围城市 i 到核心城市 j 的最短交通时间。常见的夜间灯光数据包括 DMSP-OLS 年度数据（2004—2013 年）和 NPP-VIIRS 月度数据（2012—2016 年）。本文参考徐康宁等（2015）和刘修岩等（2017）的方法对 DMSP-OLS 数据进行饱和度与连续性校准，采用 GIS 软件将 NPP-VIIRS 数据合成为可比的年度数据，并参考梁丽等（2020）的方法对两套灯光数据进行了可比性调整。^② 在此基础上，本文分别计算以城市 i 最亮点为圆心，以 100km、200km 为半径的圆形区域以及规划范围内的平均灯光亮度。为了反映交通网络化程度、科学计算最短交通时间，本文分别收集了城市间国道、高速路、普通铁路的最短交通距离和

① 作者根据各城市间直线距离计算。

② DMSP-OLS 的 dn 值是未经过天上辐射标定的相对亮度辐射值，而 NPP-VIIRS 的 l 值是经过辐射标定的有单位的辐射值，二者的转换关系为 $l = \alpha \times dn + c$ ， α 和 c 为系数。考虑到 DMSP-OLS 数据存在数据为相对值、无单位等缺陷，本文将其转化为 NPP-VIIRS 数据，采用 2012 年和 2013 年（两套数据的重合年份）的 dn 与 l 进行回归估计后取平均值的方式确定 α 与 c ，进而将历年 dn 值转换为 l ，最终得到 2004—2016 年连续可比的夜间灯光数据。全球卫星夜间灯光数据来自美国国家海洋和大气管理局网站 (<https://ngdc.noaa.gov/eog/archive.html>)，地市级行政区划矢量数据由国家基础地理信息中心提供。

高铁最短交通时间。前者进一步根据《公路工程技术标准》(JTG B01—2003)的限速标准计算得到最短交通时间^①;后者根据各年份高速铁路开通运营线路、沿线设站城市和《全国铁路旅客列车时刻表》等信息整理得到。

(三) 中国城市群的类型识别

准确识别城市群类型,是进一步分析城市群发展对群内城市差距影响的基础。本文基于城市群的规划范围,采用式(1)计算2004—2016年中国18个城市群^②的集群度,结合国家“十三五”规划关于“加快城市群建设发展”的相关内容,将平均集群度位于区间(0, 6]的城市群视为Ⅰ类城市群,位于区间(6, 18]的城市群视为Ⅱ类城市群,位于区间(18, 30]的城市群视为Ⅲ类城市群(见表1)。总体而言,本文对中国城市群的类型识别结果与叶裕民和陈丙欣(2014)、方创琳(2011)等的研究成果相接近,符合中国城市群的发展现状。

表1 城市群类型识别结果

名称	核心城市	城市个数	类型	集群度	名称	核心城市	城市个数	类型	集群度
京津冀	北京、天津	13	Ⅱ	12.495	海峡西岸	福州、厦门	13	Ⅱ	11.540
长三角	上海、南京、杭州、宁波	41	Ⅲ	26.791	山东半岛	济南、青岛	16	Ⅱ	17.150
珠三角	广州、深圳	15	Ⅲ	29.084	北部湾	南宁	9	Ⅰ	5.885
长江中游	武汉	30	Ⅱ	6.781	黔中	贵阳	3	Ⅰ	1.906
成渝	成都、重庆	16	Ⅱ	14.391	滇中	昆明	3	Ⅰ	0.817
哈长	哈尔滨、长春	10	Ⅱ	12.806	关中	西安	9	Ⅱ	9.182
中原	郑州	20	Ⅱ	8.681	兰西	兰州	4	Ⅰ	0.514
晋中	太原	2	Ⅰ	1.153	宁夏沿黄	银川	4	Ⅰ	3.961
呼包鄂榆	呼和浩特	4	Ⅰ	4.336	辽中南	大连	10	Ⅱ	11.318

注:为方便讨论,本文将安徽、浙江、江苏的全部地级市纳入长三角城市群,将陕西榆林完全纳入呼包鄂榆城市群,将江西11个地级市纳入长江中游城市群,将山东聊城和菏泽纳入山东半岛城市群,将河北邢台和邯郸纳入京津冀城市群,将山西长治、晋城、运城纳入中原城市群,将临汾纳入关中原城市群,滇中城市群仅考虑昆明、玉溪和曲靖,黔中城市群考虑贵阳、安顺和遵义。核心城市的确定综合考虑经济规模和行政等级因素。

三、模型设定与数据来源

(一) 模型设定

考虑到可能存在的异方差和空间自相关问题,本文采用稳健标准误的双向固定效应模型进行回归分析:

$$bgdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ic_{it} + \alpha_2 x_{it}^n + \eta_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

① 国道为60km/h,高速公路为100km/h;考虑到提速因素,普通铁路2005年为110km/h,2006年为120km/h,2007年及之后为140km/h。

② 由于数据连续性较差,且群内城市以县级单位为主,本文的样本未包含天山北坡城市群。

其中，因变量 $bgdp_{it}$ 为外围城市 i 与所在城市群核心城市的差距，本文参考赵勇和魏后凯（2015）测度区域差距的做法，采用城市群内外围和核心城市的人均 GDP 比值来测度； x_{it}^n 为一系列控制变量； η_t 、 γ_i 分别表示时间固定效应、城市固定效应； μ_{it} 为随机干扰项。

本文考虑了如下控制变量：（1）财政支出（ gov ），本文参考陈国亮和陈建军（2012）的做法，采用外围城市和核心城市的政府非公共财政支出占预算内支出比重的比来控制政府干预差异，其中政府非公共财政支出等于一般预算支出扣除科学支出和教育支出；（2）对外开放（ $open$ ），本文参考 Au 和 Henderson（2006）采用 FDI 对数的思路，采用外围城市和核心城市的开放度比值来控制对外开放程度，其中对外开放程度由经汇率换算的当年实际使用外资额占 GDP 的比值得到；（3）投资（ inv ），本文采用外围城市和核心城市当年全社会固定资产投资总额比值来衡量；（4）运输能力（ tra ），本文采用外围城市和核心城市货运总量的比值来控制，考虑到运输成本对经济是长期影响的，且《中国城市统计年鉴》中城市货运总量仅发布到 2014 年，所以本文将该变量滞后 2 期（2002—2014 年）；（5）创新水平（ inn ），本文采用外围城市和核心城市的创新比来衡量，数据来自寇宗来和刘学悦（2017）；（6）金融发展水平（ $size$ ），本文采用外围城市和核心城市年末金融机构各项贷款余额的比值来衡量；（7）金融危机（ cri ），本文参考邵朝对等（2016）的做法，采用 2008 年前后的虚拟变量控制金融危机对城市经济社会的系统性冲击。

（二）数据来源及描述性统计

本文选取城市样本的时间跨度为 2004—2016 年，样本来自 18 个城市群的 195 个地级城市，统计数据来自历年《中国城市统计年鉴》。表 2 报告了样本变量描述性统计分析结果。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$bgdp$	城市差距	2529	0.5363	0.3324	0.0403	0.4682	2.6166
ic_{100}	100km 集群度	2288	3.9865	11.6096	0.0336	0.9304	166.4115
ic_{200}	200km 集群度	2288	3.3089	7.7290	0.0453	0.9457	95.9485
ic_{qun}	规划范围集群度	2483	3.7089	9.4271	0.0644	1.0932	130.5153
gov	财政支出	2534	1.1429	0.5557	0.2621	1.0858	7.7188
$open$	对外开放	2528	0.6305	0.7863	0	0.4279	10.6022
inv	投资	2533	1.3911	0.8602	0.0914	1.1343	6.0007
tra	运输能力	2531	0.3947	0.6173	0.0062	0.2544	17.3659
inn	创新水平	2522	0.0740	0.1346	0	0.0303	1.2576
$size$	金融发展水平	2534	0.4498	0.2241	0.1023	0.4000	4.6458
cri	金融危机	2535	0.3846	0.4866	0	0	1

注：6 个比值控制变量指标的最大值均超过 1，说明在某些年份部分外围城市指标优于核心城市。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表3报告了模型的基准回归结果,第2、第5、第8列为I类城市群的影响系数,ic的回归系数均为负且仅100km范围的结果不显著;第3、第6、第9列为II类城市群的影响系数,ic的回归系数均为负且都在1%的水平下显著;第4、第7、第10列为III类城市群的影响系数,ic的回归系数均为正且至少在5%的水平下显著。尽管显著性水平存在不足,但仍可以发现无论是在100km范围内、200km范围内还是在规划范围内,三类城市群ic的回归系数符号保持不变,且估计系数的波动幅度不大。可初步确定,城市集群度提高降低了I类、II类城市群外围城市和核心城市的人均GDP比,扩大了城市差距,且前者扩大效应更甚;而III类城市群则有显著的缩小效应。

表3 基准回归结果

变量	100km 范围			200km 范围			规划范围		
	I类	II类	III类	I类	II类	III类	I类	II类	III类
<i>ic</i>	-0.0016 (-1.03)	-0.0015*** (-2.84)	0.0008*** (2.60)	-0.0027* (-1.88)	-0.0019*** (-2.78)	0.0012** (2.22)	-0.0026*** (-3.23)	-0.0019*** (-2.98)	0.0016*** (3.84)
<i>gov</i>	-0.1617*** (-2.83)	-0.0475*** (-3.04)	-0.0961 (-1.54)	-0.1617*** (-2.84)	-0.0475*** (-3.04)	-0.0953 (-1.53)	-0.1377*** (-2.86)	-0.0479*** (-3.21)	-0.0062 (-0.73)
<i>open</i>	0.0277* (1.95)	0.0096 (1.00)	-0.0369* (-1.85)	0.0280* (1.96)	0.0095 (0.99)	-0.0367* (-1.87)	0.0313** (2.27)	0.0092 (0.97)	-0.0332 (-1.60)
<i>inv</i>	-0.0036 (-0.05)	-0.0021 (-0.10)	0.0102 (0.81)	-0.0043 (-0.06)	-0.0022 (-0.11)	0.0101 (0.81)	0.0357 (0.54)	-0.0019 (-0.09)	0.0069 (0.51)
<i>tra</i>	0.0139 (1.14)	0.0489* (1.79)	0.2675*** (4.99)	0.0138 (1.14)	0.0491* (1.79)	0.2686*** (5.04)	0.0118 (1.17)	0.0468* (1.74)	0.1882*** (3.46)
<i>inn</i>	0.0680 (0.79)	0.1724* (1.75)	-0.2226 (-0.60)	0.0743 (0.91)	0.1723* (1.75)	-0.2156 (-0.58)	0.0987 (1.37)	0.1730* (1.74)	-0.1358 (-0.34)
<i>size</i>	-0.0459 (-1.07)	-0.1500*** (-4.09)	-0.0565 (-0.72)	-0.0455 (-1.07)	-0.1499*** (-4.09)	-0.0561 (-0.71)	-0.0734 (-1.10)	-0.1462*** (-4.27)	-0.0681 (-0.86)
<i>cri</i>	-0.0259 (-0.47)	-0.0685** (-2.51)	-0.1924*** (-3.11)	-0.0256 (-0.47)	-0.0683** (-2.50)	-0.1928*** (-3.16)	-0.0366 (-0.69)	-0.0699*** (-2.66)	-0.1927*** (-3.32)
截距	0.7715*** (5.80)	0.6668*** (16.52)	0.5579*** (5.53)	0.7716*** (5.81)	0.6670*** (16.54)	0.5561*** (5.56)	0.7417*** (7.13)	0.6540*** (16.87)	0.5121*** (6.56)
固定效应	控制								
R ²	0.1810	0.2530	0.5497	0.1820	0.2533	0.5498	0.1727	0.2607	0.5438
N	450	1231	585	450	1231	585	500	1322	636

注:括号内为T统计量,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下通过显著性检验;为得到稳健的回归结果,对异常值进行了删除处理;下同。

当然，表3的结果不显著或者置信水平偏低，可能是由于存在内生性问题。一方面，自变量和因变量之间存在联立性，城市群内各城市基本公共服务、基础设施和生活水平差异越小，城市群就越能吸引群外要素流入，从而提高集群度；另一方面，回归模型也可能遗漏了同时与城市群发展和群内差距相关的变量，如受数据限制本文没有控制外围城市到其他城市群的通勤时间。因此，本文进一步采用工具变量来克服潜在的内生性问题。

（二）工具变量回归

因为城市群的发展与历史地理因素息息相关，所以本文参考 Acemoglu 等（2001）的思路从历史地理维度寻找工具变量。城市历史地理经济信息来自哈佛大学“施坚雅区域系统分析数据库”（Skinner Regional Systems Analysis Dataverse），该数据库收集了中国清代各年各地的县志和著作资料，详细记录了1644—1911年中国各府、州、县所在地的经纬度、城墙高度、城墙内面积等数据。本文提取清代268年间408个州、204个府、1336个县的衙门地理信息及城墙信息数据来构建相应的历史工具变量。构建方法为：第一步，将该数据库提供的州、府、县的经纬度数据与当代城市的地理信息匹配，从而确定当代城市行政区划范围内所包含的清代州、府、县的具体坐标、名称和个数；第二步，参考 Ioannides 和 Zhang（2017）的研究，用各州、府、县的城墙内面积来衡量清代城市要素密度，计算方法是直接加总当代城市群范围内清代的城墙内面积（ $size_{1644-1911}$ ）；第三步，用 $size_{1644-1911}$ 除以城市群范围内各府、州、县所在地之间的平均距离（ d_{ij} ）。城市 i 在清代的城市群度 $ic_{i,1644}$ 的计算公式如下：

$$ic_{i,1644} = size_{1644-1911} / d_{ij} \quad (3)$$

$ic_{i,1644}$ 与城市群总城墙内面积成正比，与各类型城市间距离成反比，这与前文构建的城市集群度指标内涵一致，即城市群范围内清代总城墙内面积越大、群内各城市平均距离越小，城市群发展的历史地理基础越好。本文进一步加入最近港口的距离（ $port$ ）和城市内语言多样性（ $divc$ ）变量，以使相关性检验更可信。相关数据来源于交通部2006年《全国沿海港口布局规划》和徐现祥等（2015）。从截面回归的相关性检验结果（见表4）可以看出，清代城市群度与当代城市群度高度相关。由于

表4 工具变量相关性检验

变量	100km 范围	200km 范围	规划范围
$ic_{i,1644}$	21.9550 *** (4.59)	18.4471 *** (5.94)	5.8204 *** (3.57)
$port$	-0.0100 *** (-12.05)	-0.0077 *** (-14.27)	-0.0090 *** (-14.21)

续表

变量	100km 范围	200km 范围	规划范围
<i>divc</i>	-6.2422 *** (-5.37)	-4.0773 *** (-5.40)	-4.3868 *** (-4.95)
截距	8.3698 *** (14.58)	6.3795 *** (17.12)	7.9607 *** (17.94)
F	75.74	104.67	78.57
<i>N</i>	1989	1989	2132
R ²	0.1014	0.1353	0.0985

主体回归为面板模型，而工具变量为截面数据，为了控制固定效应，本文参考 Nunn 和 Qian (2014) 的做法，剔除本城市后，用省内其他城市平均灯光亮度的增长率作为时变变量，再让其与截面工具变量交互。清代的指标反映了当代城市群发展的历史基础，而平均灯光亮度增长率反映了当代城市群要素密度增加速度，二者交互可以更合理地作为城市群发展的工具变量。

从工具变量的回归结果（见表5）来看，I类、II类城市群外围城市群度提高显著拉大了城市差距，且前者更甚；III类城市群外围城市群度提高则能显著缩小城市差距。从表5也可看出，控制了内生性后的影响效应比基准回归时更强，潜在的内生性问题显然使回归结果低估了城市群发展的效应，并且表5的回归结果可能仅仅是效应下限。至此，推论1得以证实。

表5 面板工具变量回归结果

变量	100km 范围			200km 范围			规划范围		
	I类	II类	III类	I类	II类	III类	I类	II类	III类
<i>ic</i>	-0.0031 *** (-3.02)	-0.0026 *** (-3.19)	0.0094 *** (2.81)	-0.0047 *** (-3.43)	-0.0040 *** (-3.25)	0.0109 *** (2.94)	-0.0048 *** (2.93)	-0.0045 *** (-3.27)	0.0128 *** (2.77)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F	18.25	19.40	17.14	18.44	23.16	13.05	16.53	22.18	19.38
识别不足检验	16.83 ***	13.86 ***	12.175 ***	16.85 ***	21.45 ***	14.455 ***	17.76 ***	13.60 ***	10.658 ***
<i>N</i>	450	1231	585	450	1231	585	500	1322	636

五、机制检验与进一步讨论

（一）机制检验

为了衡量城市间要素错配，本文基于 Hsieh 和 Klenow (2009) 的企业间要素错配

思想，参考陈永伟和胡伟明（2011）、白俊红和刘宇英（2018）的方法，构建城市间资本（ τ_{ki} ）和劳动力（ τ_{li} ）错配指数：

$$\gamma_{ki} = \frac{1}{1 + \tau_{ki}}, \gamma_{li} = \frac{1}{1 + \tau_{li}} \quad (4)$$

其中， γ_{ki} 和 γ_{li} 分别为要素价格绝对扭曲系数，在计算中用价格相对扭曲系数来替代，计算方法如式（5）所示：

$$\hat{\gamma}_{ki} = \left(\frac{K_i}{K} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{ki}}{\beta_k} \right), \hat{\gamma}_{li} = \left(\frac{L_i}{L} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{li}}{\beta_l} \right) \quad (5)$$

其中， s_i 为城市 i 的产出占总产出的份额； $\beta_k = \sum_i^n s_i \beta_{ki}$ 表示产出加权的资本贡献值； K_i/K 表示城市 i 的资本占总资本的比例， L_i/L 表示城市 i 的劳动力占总劳动力的比例， $s_i \beta_{ki}/\beta_k$ 表示资本配置中城市 i 使用资本的理想比例。劳动力产出弹性 β_l 和资本产出弹性 β_k 则根据式（6）的索洛余值法测算：

$$\ln(Y_{ii}/L_{ii}) = \ln A + \beta_k \ln(K_{ii}/L_{ii}) + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{ii} \quad (6)$$

其中， Y_{ii} 用各城市实际GDP表示，以2002年为基期，通过各省份GDP平减指数计算得到； L_{ii} 用年末单位从业人员数与城镇私营和个体从业人员数之和表示； K_{ii} 为城市资本存量，综合使用了柯善咨和向娟（2012）、黄勇峰等（2002）的方法进行估算。基于历年《中国城市统计年鉴》“全市”口径数据，通过最小二乘法估计式（6），并根据估计出的资本弹性系数计算出城市间错配指数 τ 。 $\tau > 0$ 表示资源配置不足， $\tau < 0$ 表示资源配置过度，为便于分析，对其进行取绝对值处理，值越大表示错配程度越深。本文分别采用外围城市和核心城市的资本（ τ_{ki} ）和劳动力（ τ_{li} ）错配指数比值来测度城市群内外围城市和核心城市要素错配差异程度，以此识别城市群发展要素配置的异质性。

以外围城市与核心城市劳动力错配指数比为因变量，以城市群度为自变量，可以得到城市群发展的劳动力配置效应（见表6）。在控制了时间和城市固定效应且采取聚类标准误后，城市群度显著提高了I类城市群外围城市与核心城市劳动力错配指数比值，表明城市群度的提高更有利于矫正核心城市的劳动力错配，群内差距也由此拉大；II类城市群却不同，城市群度提高更有利于矫正外围城市的劳动力错配，这解释了在城市群发展的城市差距扩大效应中，II类更弱、I类更强的原因；相比之下，III类城市群的集群度提高，对核心城市和外围城市的劳动力错配无显著差异。这可能由两个原因引起：一是城市群的劳动力配置效应在核心城市和外围城市间本来就没有显著差异，因为III类城市群的基础设施网络化程度和产业关联程度相对较高；二是III类城市群内城市的增长对劳动力要素已经不太敏感。

表6 城市群发展的劳动力配置效应

变量	100km 范围			200km 范围			规划范围		
	I 类	II 类	III 类	I 类	II 类	III 类	I 类	II 类	III 类
ic	0.0276 ** (2.01)	-0.0013 *** (-4.12)	0.0006 (0.23)	0.0316 ** (1.92)	-0.0016 *** (-4.84)	0.0037 (0.81)	0.0313 * (1.93)	-0.0018 *** (-5.73)	0.0036 (0.43)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.2060	0.3493	0.3345	0.2073	0.3499	0.3356	0.1924	0.3726	0.2828
N	463	1233	585	463	1233	585	502	1337	650

类似地,表7报告了城市群度提高的资本配置效应估计结果。在控制了时间和城市固定效应且采取聚类标准误后,城市群度提高对I类、II类城市群外围城市和核心城市的资本配置效益无显著影响,但对III类城市群的外围城市资本错配缓解效应明显。这意味着I类、II类城市群发展主要配置的要素是劳动力,核心城市和外围城市对劳动力要素配置效应的差异是群内差距拉大的原因,而III类城市群发展主要配置的要素是资本,其通过矫正外围城市资本错配获取红利,从而缩小城市差距。至此,推论2得以证实。

表7 城市群发展的资本配置效应

变量	100km 范围			200km 范围			规划范围		
	I 类	II 类	III 类	I 类	II 类	III 类	I 类	II 类	III 类
ic	-0.0012 (-1.19)	0.0003 (0.30)	-0.0002 *** (-2.69)	-0.0015 (-1.41)	0.0003 (0.27)	-0.0003 *** (-2.81)	-0.0024 (-1.31)	0.0004 (0.43)	-0.0009 *** (-3.99)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.0639	0.1113	0.4473	0.0640	0.1113	0.3356	0.0601	0.1081	0.4658
N	463	1233	585	463	1233	585	502	1337	650

(二) 进一步讨论

中国高速公路、铁路和高铁网络的发展优先把大城市或行政级别高的核心城市连接了起来,其中绝大多数是本文所关注的18个城市群中的核心城市。那么,在核心城市间交通网络较为成熟的情况下,外围城市到群内核心城市的最短交通时间必然与其到北上广的时间高度相关。以前文提到的长三角、长江中游和北部湾城市群为例,本文计算了城市群外围城市到核心城市与到北上广的最短交通时间,二者的相关系数达0.74。也就是说,在前文论证中虽然使用了外围城市到核心城市的最短交通时间,但其包含到全国性核心城市的最短交通时间信息,也就不会存在遗漏变量问题。尽管如此,为排除城市群异质性和发展阶段划分误差的潜在影响,仍需严谨地讨论分析。

本文进一步放松前文关于城市群类型划分的假定，以所有城市为研究对象，定义城市内灯光最亮点为核心地区，取一定半径范围的圆形区域为外围地区。参考 Gonzalez-Navarro 和 Turner (2018) 的方法，采用一定范围内平均城市灯光亮度与该范围半径的相关系数来构建反映城市群内城市间关系的密度梯度 (Density Gradients) 变量，以反映灯光亮度随着与城市经济中心距离增大而变化的速度。建立截面数据估计方程如式 (7) 所示：

$$\ln y_i = \alpha + \beta \ln x_i + \theta \text{div}_i + \gamma \text{land}_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中， y_i 是以各城市的地理中心为圆心、以 x_i 为半径的圆形区域的平均灯光亮度；圆形区域内城市的平均方言多样性指数 (div_i) 和平均地形起伏指数 (land_i) 为控制变量。2018 年，滴滴公司发布了 100 个城市 90% 以上乘客的出行起点或终点的分布半径数据，半径最大的是 31.7km (北京)，最小的是 6km (沧州)。本文将 x_i 设定为最小值为 10km、间距为 30km 的等差序列 (10km、40km、70km、100km、130km、160km、190km、220km、250km)。根据式 (7) 可测算出每个城市每年 y_i 与 x_i 的相关系数 β ($\beta < 0$)，建立其与城市集群度的面板回归模型，若系数为正，则城市集群度有减弱灯光空间衰减的功能，即缩小了群内城市差距，否则为扩大了差距。

由于 ic 的分子为一定范围内的灯光亮度， β 可能与之有关，为避免内生性问题， ic 的分子为城市群规划范围的平均灯光亮度，分母为外围城市到核心城市的最短交通时间。其中，核心城市集群度根据城市群平均灯光密度与该城市群平均最短通勤时间计算。最后将由式 (7) 估计出的各年的 β 作为因变量，将 ic 作为自变量，建立面板双向固定效应模型，控制变量与基准回归一致。从以三类城市群内城市为对象的估计结果 (见表 8) 可以看出，I 类和 II 类城市群的估计系数为负，III 类城市群为正。即对于 I 类和 II 类城市群内的城市，随着城市集群度的提高，周边地区的灯光亮度呈现加速衰减趋势，且前者衰减速度更快；而对于 III 类城市群内的城市，城市集群度提高可以减弱周边地区灯光亮度衰减的速度。这意味着，I 类和 II 类城市群内城市的发展对周边地区有明显的集聚效应，组间系数差异性检验显著，意味着 I 类城市群的城市影响更大；而 III 类城市群内城市的发展对其周边地区有明显的带动作用。至此，我们相信城市群发展的城市差距效应具有明显的异质性特征。III 类城市群的发展已经能够通过溢出效应缩小群内城市差距，而 I 类和 II 类城市群还处于集聚阶段，虹吸效应正在发挥作用，群内城市差距势必扩大。

表 8 考虑异质性的面板固定效应估计结果

变量	I 类	II 类	III 类
ic	-0.0203 ** (-2.19)	-0.0108 *** (-4.19)	0.0547 *** (3.86)
控制变量	控制	控制	控制

续表

变量	I类	II类	III类
固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.1012	0.2305	0.1321
N	370	1744	720
组间系数差异性	0.024 **		—

六、结论与启示

从党的十七大报告提出要“以特大城市为依托，形成辐射作用大的城市群”，到党的十九大报告提出“以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局”，城市群战略的地位不断提升。然而，鲜有文献针对城市群发展的内部经济地理塑造作用展开系统实证研究。本文利用夜间灯光数据，结合城市群内外围城市到核心城市的最短通勤时间，测算了表征城市群发育程度的城市集群度，根据不同的发展阶段将18个城市群划分为三类，采用双向固定效应模型检验城市群发展对城市差距的影响，并通过构造清代268年间城市历史地理工具变量克服潜在的内生性问题。结果表明，城市群发展对城市差距的影响是存在异质性的，城市群发展引起的要素错配矫正偏向和矫正幅度差异是形成异质效应的主要机制。

中国城市群的发展在空间上存在明显的分层和固化现象，长期以来III类城市群的发展远比I类和II类城市群更加成熟。对于已经进入“正溢出期”的III类城市群，其发展对群内城市的协调具有较大的促进作用；而对于仍处于“负溢出期”的I类和II类城市群，虽然其发展可能会扩大城市差距，但能促进核心城市更快发展，为后期溢出效应形成积累，有利于区域协调格局的形成。因此，城市群战略应该是分门别类的。从三类城市群发展的群内要素错配矫正偏向和矫正幅度来看，I类、II类城市群发展的配置主体偏向劳动力，而III类城市群偏向资本。因此，未来城市群战略应该是“逆风向”的，以政府干预矫正I类、II类城市群内的劳动力错配为核心。除此之外，政府政策还应该重点关注对城市群战略重点的引导。例如，对于I类城市群，战略重心应是核心城市；对于II类城市群，核心城市溢出能力已有所提升，战略重心应为优化溢出渠道；对于III类城市群，战略重心应是增强外围城市的承接能力，尽快疏解规模不经济。

参考文献

白俊红、刘宇英（2018）：《对外直接投资能否改善中国的资源错配》，《中国工业经济》第1期，第60—78页。

陈栋生（1993）：《区域经济学》，郑州：河南人民出版社。

陈国亮、陈建军（2012）：《产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城

市的经验考察》，《管理世界》第4期，第82—100页。

陈永伟、胡伟民（2011）：《价格扭曲、要素错配和效率损失：理论和应用》，《经济学（季刊）》第4期，第1401—1422页。

方创琳（2011）：《中国城市群形成发育的新格局及新趋向》，《地理科学》第9期，第1025—1034页。

黄勇峰、任若恩、刘晓生（2002）：《中国制造业资本存量永续盘存法估计》，《经济学（季刊）》第1期，第377—396页。

柯善咨、向娟（2012）：《1996—2009年中国城市固定资本存量估算》，《统计研究》第7期，第19—24页。

[德] 沃尔特·克里斯塔勒（2010）：《德国南部中心地原理》，常正文、王兴中等译，北京：商务印书馆。

寇宗来、刘学悦（2017）：《中国城市和产业创新力报告2017》，上海：复旦大学产业发展研究中心。

李煜伟、倪鹏飞（2013）：《外部性、运输网络与城市群经济增长》，《中国社会科学》第3期，第22—42、203—204页。

梁丽、边金虎、李爱农等（2020）：《中巴经济走廊 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 夜光数据辐射一致性校正》，《遥感学报》第2期，第149—160页。

刘倩、朱书尚、吴非（2020）：《城市群政策能否促进区域金融协调发展？——基于方言视角下的实证检验》，《金融研究》第3期，第39—57页。

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，第51—64页。

马燕坤（2016）：《城市群功能空间分工形成的演化模型与实证分析》，《经济管理》第12期，第31—46页。

邵朝对、苏丹妮、邓宏图（2016）：《房价、土地财政与城市集聚特征：中国式城市发展之路》，《管理世界》第2期，第19—31、187页。

[日] 藤田昌久、[美] 保罗·克鲁格曼、[英] 安东尼·J. 维纳布尔斯（2005）：《空间经济学——城市、区域与国际贸易》，梁琦译，北京：中国人民大学出版社。

徐康宁、陈丰龙、刘修岩（2015）：《中国经济增长的真实性的检验：基于全球夜间灯光数据的检验》，《经济研究》第9期，第17—29、57页。

徐现祥、刘毓芸、肖泽凯（2015）：《方言与经济增长》，《经济学报》第2期，第1—32页。

杨小凯、张永生（2003）：《新兴古典经济学与超边际分析》，北京：社会科学文献出版社。

叶裕民、陈丙欣（2014）：《中国城市群的发育现状及动态特征》，《城市问题》第4期，第9—16页。

原倩（2016）：《城市群是否能够促进城市发展》，《世界经济》第9期，第99—123页。

赵勇、魏后凯（2015）：《政府干预、城市群空间功能分工与地区差距——兼论中国区域政策的有效性》，《管理世界》第8期，第14—29、187页。

种照辉、覃成林、叶信岳（2018）：《城市群经济网络与经济增长——基于大数据与网络分析方法的研究》，《统计研究》第1期，第13—21页。

Abdel-Rahman, H. M. and A. Anas (2004), "Theories of Systems of Cities", in Henderson, J. V. and J. -F. Thisse (eds.), *Handbook of Regional & Urban Economics Vol. 4*, North-Holland; Elsevier,

pp. 2293 – 2339.

Acemoglu, D. , C. García-Jimeno and J. A. Robinson (2015) , “State Capacity and Economic Development: A Network Approach” , *American Economic Review* , 105 (8) , pp. 2364 – 2409.

Acemoglu, D. , C. Johnson and J. A. Robinson (2001) , “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation” , *American Economic Review* , 91 (5) , pp. 1369 – 1400.

Au, C. and J. V. Henderson (2006) , “Are Chinese Cities Too Small?” , *Review of Economic Studies* , 73 (3) , pp. 549 – 576.

Boix, R. and J. Trullén (2007) , “Knowledge, Networks of Cities and Growth in Regional Urban Systems” , *Papers in Regional Science* , 86 (4) , pp. 551 – 574.

Dixit, A. (1973) , “The Optimum Factory Town” , *The Bell Journal of Economics and Management Science* , 4 (2) , pp. 637 – 654.

Dixit, A. and J. E. Stiglitz (1977) , “Monopolistic Competition and Optimal Product Diversity” , *American Economic Review* , 67 (3) , pp. 297 – 308.

Ethier, W. J. (1982) , “National and International Results to Scale in the Modern Theory of International Trade” , *American Economic Review* , 72 (3) , pp. 389 – 405.

Friedman, J. R. (1966) , *Regional Development Policy: A Case Study of Venezuela* , Cambridge: MIT Press.

Glaeser, E. L. , H. D. Kallal and J. A. Scheinkman, et al. (1992) , “Growth in Cities” , *Journal of Political Economy* , 100 (6) , pp. 1126 – 1152.

Gonzalez-Navarro, M. and M. A. Turner (2018) , “Subways and Urban Growth: Evidence from Earth” , *Journal of Urban Economics* , 108 (9) , pp. 85 – 106.

Henderson, J. V. (1974) , “The Sizes and Types of Cities” , *American Economic Review* , 64 (4) , pp. 640 – 656.

Hoover, E. M. and J. L. Fisher (1949) , “Research in Regional Economic Growth” , in Universities-National Bureau (ed.) , *Problems in the Study of Economic Growth* , Cambridge: NBER, pp. 173 – 250.

Hsieh, C. T. and P. Klenow (2009) , “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India” , *Quarterly Journal of Economics* , 124 (4) , pp. 1403 – 1448.

Ioannides, Y. M. and J. Zhang (2017) , “Walled Cities in Late Imperial China” , *Journal of Urban Economics* , 97 (1) , pp. 71 – 88.

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

Lucas, R. (1988) , “On the Mechanics of Economic Development” , *Journal of Monetary Economics* , 22 , pp. 3 – 42.

Mills, E. S. (1967) , “An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area” , *American Economic Review* , 57 (2) , pp. 197 – 210.

Nunn, N. and N. Qian (2014) , “US Food Aid and Civil Conflict” , *American Economic Review* , 104 (6) , pp. 1630 – 1666.

Overman, H. G. , P. Rice and A. J. Venables (2010) , “Economic Linkages Across Space” , *Regional Studies* , 44 (1) , pp. 17 – 33.

Portnov, B. A., E. Erell and R. Bivand, et al. (2000), "Investigating the Effect of Clustering of the Urban Field on Sustainable Population Growth of Centrally Located and Peripheral Towns", *International Journal of Population Geography*, 6 (2), pp. 133 - 154.

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

Romer, P. M. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", *The Journal of Political Economy*, 94 (5), pp. 1002 - 1037.

Rostow, W. W. (1960), *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*, UK: Cambridge University Press.

Thompson, J. H. (1966), "Some Theoretical Considerations for Manufacturing Geography", *Economic Geography*, 42 (4), pp. 356 - 365.

The Impact of Urban Agglomerations Development on Urban Difference

—Based on the Perspective of City Cluster

YANG Meng-yu, HU Bing-xuan

(School of Economics, Yunnan University, Kunming 650500, China)

Abstract: Urban agglomerations are important carriers of China's urbanization, and important areas that promote coordinated regional development and solidly promote common prosperity. The authors first analyzed the development stages of Urban agglomerations, measured the development degree of urban agglomerations using night lights and commuting time data matched to city statistics, and identified the types of urban agglomerations in China, the results show that, urban agglomerations can be divided into I, II, and III types. On the basis, we empirically analyzed how urban agglomeration affects urban difference based on the perspective of city cluster. The research shows I type has the strongest effect on widening the urban difference, followed by II type, while III type can narrow the urban difference. Then we use the instrumental variables constructed by the historical geographic data of 268 years in the Qing Dynasty to deal with the endogeneity, which shows that the conclusion is robust. It is further found that the factor allocation of I and II types are biased towards labor, while III type is biased towards capital, and there are differences in the correction range of factor mismatch among the three types. And the vary of factor allocation bias and correction degree of factor mismatch is the main mechanism. These results have some sense to how to deepen the strategy of urban agglomerations in the future.

Key Words: urban agglomerations; urban difference; night lights