

我国建筑业经济增长的空间分异及驱动因素分析

项英辉,张豪华

(沈阳建筑大学管理学院,辽宁 沈阳 110168)

摘要:基于2005—2017年我国省域面板数据,运用空间探索性数据分析方法和地理探测器法,分析了我国建筑业经济增长的空间分异格局及驱动因素。结果表明:全国建筑业经济增长具有明显的空间正相关性和较强的区域集聚性,并且这种集聚呈“U”型变化;各区域建筑业经济增长存在显著的空间异质性,且区域差异有扩大趋势;在各类驱动因素中,经济生产总值、利用外资额和从业人员数量等对建筑业经济增长的空间分异有较大的影响,且所有驱动因素的作用力差距逐渐缩小;基础设施投资等驱动因素对建筑业经济增长空间分异具有多重叠加交互作用。

关键词:建筑业;经济增长;空间分异;驱动因素

中图分类号:F26 **文献标志码:**A

随着我国经济发展,建筑业也得到了快速发展。在社会生产链条中,建筑业消费了大量工业产品,为社会创造了许多就业岗位,为经济发展作出了卓越贡献^[1]。但与此同时,建筑业发展也表现出区域发展不平衡、地区间竞争力差距较大等问题。建筑业发展受其地理位置和相邻地区发展水平影响较大,因此,分析建筑业发展的区域差异问题时,应引入空间因素进行研究。现有文献对建筑业空间差异的研究主要集中在其空间特征方面,米洋等^[2]对我国省域建筑业产值空间分布的特征进行了研究,戴永安等^[3]运用空间计量方法对建筑业空间差异进行了探讨。笔者以我国大陆地区31个省市自治区2005—2017年数据为研究对象,基于以往研究作了以下拓展:从空间角度研究建筑业经济增长的关联特征;运用自然断点法分析建筑业经济增

长的空间分异性;运用地理探测器分析建筑业经济增长空间分异的因素以及因素间的交互作用,并提出推进建筑业协调发展的建议。

一、研究方法、变量选择与数据来源

1. 研究方法

(1)全局空间自相关法。全局空间自相关是空间计量经济学中分析空间关联的重要研究方法,已广泛运用于空间经济问题分析。在分析建筑业经济增长的空间分异性之前,应先考察建筑业经济增长是否存在空间关联特征,若不存在,则不必考虑空间位置因素对其的影响。衡量全局空间自相关的主要指标是莫兰指数(Moran's I),其计算式为

$$I = \frac{n}{s_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

式中: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$; $s_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$; n 为地区总数; X_i 、 X_j 分别为 i 地区和 j 地区的建筑业增加值; W_{ij} 为空间邻接权重矩阵, 是基于地理经济学第一定律构建的 $0 \sim 1$ 空间权重矩阵, 即距离与空间呈负相关, 若两地区相邻则元素为 1, 反之为 0^[4]。Moran's I 的取值范围为 $[-1, 1]$, 并且 Moran's I 大于零为正相关, 其值越大则建筑业经济增长的空间关联程度越大。

(2) 自然断点法。自然断点法是分析空间分异特征的经典方法, 最早由 Jenks 提出并运用于地理学研究中, 并随着空间经济学的发展得到了广泛运用。自然断点法是通过计算子域均值及其方差和, 以子域间属性值方差最大化作为断点依据, 确定分类边界, 并经过多次调整以实现子域内方差最小化, 最终实现分组聚类的客观分析方法^[5]。因此, 笔者选用自然断点法对建筑业经济增长进行分类, 客观真实地反映建筑业经济增长的空间分异特征。

(3) 地理探测器(GeoDetector)法。Geo-Detector 法是由王劲峰等于 2010 年提出并用于空间分异分析和驱动因素研究的统计学方法, 通过对目标区域的空间进行分层叠加, 以统计量 q 判定其是否为主导驱动因子, 并通过多重空间叠加探测出主导因素的交互作用。与传统统计学模型相比, GeoDetector 法具有对多重共线性免疫、不要求样本空间连续、对空间面和点数据都可分析的优点, 已广泛用于区域规划和空间经济学等众多领域^[6]。因此, 笔者通过地理探测器法对不同年份的截面数据进行分析, 不仅能准确测度建筑业增加值的空间分异主要因素和不同时期各因素作用的变化, 还可以探测建筑业经济增长驱动因子的交互作用。地理探测器模型为

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2}$$

式中: q 为影响因子对建筑业经济增长空间分异的作用强度值; h 为因变量; N 为经济增

长省域数量; N_h 为 h 类区域包含省份的数量; σ_h^2 和 σ^2 分别为被解释变量在 h 类区域和研究区域中的方差。 q 的值域为 $[0, 1]$, q 值越大, 表明该因子对建筑业经济增长空间分异的作用越大。当 $q = 0$ 时, 则不受该因素的影响。

2. 变量选择

建筑业经济是指国民经济中从事建筑安装工程相关活动物质生产部门所创造和转化的价值。建筑业经济增加值是建筑业劳动者在固定期间内, 从事建筑产品生产活动所创造出来的价值, 其将建筑业作为整体进行核算, 剔除建筑产品中由其他社会部门所创造的价值。因为剔除了中间产品的转移价值, 避免了多次计算, 所以建筑业增加值能切实、客观地反映建筑业经济增长情况^[7]。建筑业涉及领域多, 各地区要素禀赋、经济水平和地理区位都存在较大差异, 因此建筑业经济增长空间分异的驱动因素也是多方面的^[8]。消费和投资一直是经济发展的重要动力, 而经济发展水平对建筑业经济增长起决定作用, 另外, 城市化不仅增加了对建筑业的需求, 而且为建筑业发展提供了人力支持, 因此笔者将建筑业经济增长空间分异的驱动因素归纳为消费需求、投资供给、经济水平和城市化 4 个方面, 并基于现有对建筑业差异的相关研究, 分别构建衡量各因素的指标。

各地区居民消费水平能够直接反映本地区消费和需求水平, 因此用各省域人均居民消费水平表示消费需求指标。投资供给对建筑业经济增长的空间分异作用主要来自于各地区资金和人力差异两方面, 利用外资多的地区对外开放水平更高、建筑需求量也更大, 基础设施投资规模大的地区更有利于推动建筑业发展^[9-10]。建筑业人力差异不仅包括劳动力数量还包括劳动力素质, 从业人员数量充足能为建筑业提供人力支持, 而劳动力专业素质高能为建筑业发展提供智力支持^[11-12]。经济水平差异不仅表现在经济总量方面, 还表现在经济产业结构和生产效率方面, 因此从经济生产总值、结构和生产率 3

个方面衡量。城市化水平高不仅表现为城市人口增加,还应该考虑该地区交通可达性^[13-15]。综上,笔者甄选出 10 个指标作为

建筑业增加值空间分异的驱动因素(见表 1)。由于 GeoDetector 法对变量共线性免疫,故只需对变量进行离散化处理。

表 1 建筑业经济增长空间分异的驱动因素

| 因素 | 指标 | 指标解释 |
|------|----------------|--|
| 消费需求 | 人均居民消费水平 X_1 | 各省市自治区人均消费支出占全国人均消费支出的比重 |
| | 专业技术水平 X_2 | 各省市自治区建筑业一级二级建造师注册人数占建筑业从业人数的比重 |
| 投资供给 | 基础设施投资情况 X_3 | 行业固定资产投资占各省财政总支出的比重;电力、燃气及水的生产和供应业;投资、交通运输仓储和邮政业;信息传输、计算机服务和软件业;水利、环境和公共设施管理业;教育;卫生、社会保障和社会福利业;文化、体育和娱乐业 |
| | 从业人员占比 X_4 | 各省市自治区建筑业从业人员数量占就业总人数的比重 |
| | 利用外资额情况 X_5 | 各省市自治区利用外资额占全国利用外资额的比重 |
| 经济水平 | 产业结构 X_6 | 第三产业产值与第二产业产值比 |
| | 经济生产总值情况 X_7 | 每年各省市自治区生产总值占全国生产总值的比重 |
| | 劳动生产率 X_8 | 按建筑业增加值计算的劳动生产率 |
| 城市化 | 交通可达性 X_9 | 铁路网密度、公路网密度 |
| | 城镇化率 X_{10} | 城镇人口占总人口比重 |

3. 数据来源

数据来自历年《中国统计年鉴》、《中国建筑业统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和各省市自治区统计年鉴等。其中,个别缺失数值按照指数平滑法补全数据,考虑数据的可得性及可比性,计算未包括中国港澳台地区的数据。为剔除价格变化影响,以现价表示的数据按指数平减法,转换为以 1990 年为

固定基期的相应实际值,采用美元价格的按照当年平均汇率折算为人民币。

二、空间关联特征与分异格局

1. 建筑业经济增长的空间关联特征

2005—2017 年全国建筑业经济增长的全局空间相关性(Moran's I)指数如表 2 所示,用 Z 值对 Moran's I 置信水平进行检验。

表 2 全国建筑业经济增长的全局 Moran's I 统计值

| 年份 | Moran's I 值 | z 值 | P 值 | 年份 | Moran's I 值 | z 值 | P 值 |
|------|-------------|-------|-------|-------|-------------|-------|-------|
| 2005 | 0.285 | 3.145 | 0.002 | 2012 | 0.278 | 3.238 | 0.001 |
| 2006 | 0.305 | 3.377 | 0.001 | 3.157 | 0.002 | 2013 | 0.272 |
| 2007 | 0.292 | 3.297 | 0.001 | 3.475 | 0.001 | 2014 | 0.299 |
| 2008 | 0.308 | 3.395 | 0.001 | 3.488 | 0.001 | 2015 | 0.304 |
| 2009 | 0.305 | 3.439 | 0.001 | 3.457 | 0.001 | 2016 | 0.303 |
| 2010 | 0.288 | 3.232 | 0.001 | 3.461 | 0.001 | 2017 | 0.305 |
| 2011 | 0.287 | 3.299 | 0.001 | — | — | — | — |

由表 2 可知,Moran's I 值均为正值,且各年份 z 统计值均大于 1.96(0.05 置信水平的临界值),故通过显著性检验。这说明全国建筑业经济增长存在较为明显的空间正相关性,具有显著的空间关联特征。根据 Moran's I 值的变动情况可以将其划分为两个阶段。第一阶段(2005—2013 年)Moran's I 处于动荡下降阶段,并在 2013 年达到最低点 0.272,表明 2005—2013 年全国建筑业经济

增长的空间关联性逐步减弱,各地区的建筑业经济增长差异逐渐缩小。第二阶段 Moran's I 值由 2014 年的 0.299 上升到 2017 年的 0.305,主要原因在于随着建筑业快速发展,一些发达地区建筑业集聚中心地位逐步上升,成为建筑业发展的增长极,建筑业经济增长的空间分布趋于不平衡,差异逐步扩大,建筑业经济增长的空间分异格局愈加显著。

2. 建筑业经济增长的空间分异格局

我国建筑业经济增长整体上稳步上升,但各个区域有其不同特点。2005—2016 年我国东部、中部、西部和东北地区建筑业经济产值的增加过程如图 1 所示。

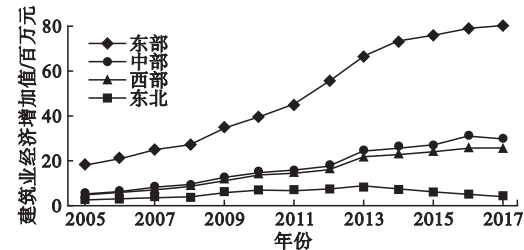


图 1 全国各区域建筑业经济增长情况

表 3 2005 年、2011 年、2017 年 31 个省市自治区建筑业经济增长及自然断点分区

| 省份 | 2005 年 | | 2011 年 | | 2017 年 | |
|-----|----------------|------------|----------------|------------|----------------|------------|
| | 建筑业经济 增长/亿元 | 自然断点 分区 | 建筑业经济 增长/亿元 | 自然断点 分区 | 建筑业经济 增长/亿元 | 自然断点 分区 |
| 北京 | 129.732 | Ⅲ | 283.154 | Ⅲ | 461.908 | Ⅲ |
| 天津 | 50.797 | Ⅱ | 140.384 | Ⅱ | 176.972 | Ⅱ |
| 河北 | 101.535 | Ⅲ | 241.614 | Ⅲ | 272.888 | Ⅱ |
| 山西 | 59.339 | Ⅱ | 131.618 | Ⅱ | 172.464 | Ⅱ |
| 内蒙古 | 49.570 | Ⅱ | 138.542 | Ⅱ | 83.024 | Ⅰ |
| 辽宁 | 170.735 | Ⅳ | 413.162 | Ⅳ | 212.772 | Ⅱ |
| 吉林 | 41.740 | Ⅱ | 118.506 | Ⅱ | 114.071 | Ⅰ |
| 黑龙江 | 50.731 | Ⅱ | 120.128 | Ⅱ | 76.888 | Ⅰ |
| 上海 | 137.140 | Ⅲ | 249.557 | Ⅲ | 304.424 | Ⅱ |
| 江苏 | 415.878 | Ⅴ | 1 260.658 | Ⅴ | 2 351.089 | Ⅴ |
| 浙江 | 430.541 | Ⅴ | 1 037.003 | Ⅴ | 1 751.631 | Ⅴ |
| 安徽 | 94.008 | Ⅲ | 298.491 | Ⅲ | 446.643 | Ⅲ |
| 福建 | 93.939 | Ⅲ | 383.692 | Ⅳ | 981.876 | Ⅳ |
| 江西 | 52.786 | Ⅱ | 128.573 | Ⅱ | 329.118 | Ⅱ |
| 山东 | 256.462 | Ⅳ | 480.103 | Ⅳ | 839.496 | Ⅳ |
| 河南 | 109.573 | Ⅲ | 380.928 | Ⅳ | 778.120 | Ⅳ |
| 湖北 | 109.131 | Ⅲ | 359.383 | Ⅳ | 744.396 | Ⅳ |
| 湖南 | 113.217 | Ⅲ | 240.414 | Ⅲ | 482.958 | Ⅲ |
| 广东 | 217.126 | Ⅳ | 408.854 | Ⅳ | 818.607 | Ⅳ |
| 广西 | 40.990 | Ⅱ | 95.862 | Ⅱ | 222.590 | Ⅱ |
| 海南 | 5.896 | Ⅰ | 10.824 | Ⅰ | 19.202 | Ⅰ |
| 重庆 | 78.245 | Ⅱ | 254.352 | Ⅲ | 585.404 | Ⅲ |
| 四川 | 132.407 | Ⅲ | 347.692 | Ⅳ | 530.105 | Ⅲ |
| 贵州 | 25.212 | Ⅰ | 56.854 | Ⅰ | 159.825 | Ⅱ |
| 云南 | 43.944 | Ⅱ | 100.362 | Ⅱ | 240.466 | Ⅱ |
| 西藏 | 4.418 | Ⅰ | 9.178 | Ⅰ | 13.710 | Ⅰ |
| 陕西 | 48.345 | Ⅱ | 224.191 | Ⅲ | 394.064 | Ⅲ |
| 甘肃 | 32.818 | Ⅰ | 66.332 | Ⅰ | 113.315 | Ⅰ |
| 青海 | 9.247 | Ⅰ | 21.631 | Ⅰ | 26.552 | Ⅰ |
| 宁夏 | 12.896 | Ⅰ | 34.718 | Ⅰ | 32.086 | Ⅰ |
| 新疆 | 30.657 | Ⅰ | 95.512 | Ⅱ | 181.894 | Ⅱ |

总体来看,我国建筑业经济增长的空间分异格局较为显著。在研究期内,建筑业经济增长相对高值区主要位于苏、浙、粤等东部

从总体趋势来看,2005—2011 年各个区域建筑业经济增长速度基本平稳;2012 年开始,各区域建筑业经济增长速度和产值分异加剧。其中,东部建筑业经济增长速度加快,西部和中部增速较慢,而东北地区增速减慢。

为更好揭示建筑业经济增长的各区域分异格局,笔者根据空间分异基本原理,运用自然断点法,根据建筑业经济增长情况将 31 个省市自治区划分为低区、较低区、中区、较高区和高区 5 类,分别用Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ、Ⅳ、Ⅴ表示(见表 3)。

地区,而低值区主要位于青、疆、藏、宁等西部地区。需要注意的是,东北地区特别是辽、黑等地建筑业经济增长呈下降趋势,而豫、鄂、

渝、闽等地呈上升趋势。

三、空间分异的驱动因素

GeoDetector 法不仅可以用来探测识别空间分异的主导驱动因素,还可以通过不同变量的多重空间叠加探测因子的交互作用。因此,笔者运用 GeoDetector 法对建筑业经济增长的驱动因素作两方面分析,确定各因素的作用力和相互作用,从而为促进建筑业经济增长的协调发展提供路径。一是因子地理探测,主要分析各驱动因素对建筑业经济增长空间分异的作用力,从而确定主导驱动因素;二是因子交互作用地理探测,主要分析建筑业经济增长空间分异主导驱动因素的交互作用,并对不同主导驱动因素分别叠加,探测建筑业经济增长空间分异的作用力变化,进而确定驱动因素的交互作用关系。

1. 因子地理探测

运用 GeoDetector 法对建筑业经济增长空间分异的驱动因素进行探测,并对探测结果进行标准化处理,使各年数据具有可比性,最终结果如表 4 所示。2005 年,各驱动因素对应的空间分异作用大小排序为: $X_3 > X_7 > X_5 > X_1 > X_{10} > X_4 > X_9 > X_2 > X_8 > X_6$ 。2011 年, X_7 成为作用力最大的驱动因素, X_3 、 X_4 和 X_5 的作用力下降, X_9 的 q 值上升为 0.545 2,超过 X_1 的 q 值。2017 年,各影响因子的排序为: $X_7 > X_{10} > X_2 > X_3 > X_5 > X_9 > X_1 > X_8 >$

$X_6 > X_4$ 。
表 4 2005 年、2011 年、2017 年因子地理探测结果

| 驱动因素 | 因子地理探测结果 | | |
|-----------|----------|---------|---------|
| | 2005 年 | 2011 年 | 2017 年 |
| qX_1 | 0.619 5 | 0.523 0 | 0.175 9 |
| qX_2 | 0.347 7 | 0.312 5 | 0.664 2 |
| qX_3 | 1.000 0 | 0.760 5 | 0.629 5 |
| qX_4 | 0.406 6 | 0.007 8 | 0.000 0 |
| qX_5 | 0.676 6 | 0.578 5 | 0.582 5 |
| qX_6 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.111 1 |
| qX_7 | 0.865 9 | 1.000 0 | 1.000 0 |
| qX_8 | 0.052 8 | 0.025 8 | 0.137 4 |
| qX_9 | 0.367 9 | 0.545 2 | 0.566 7 |
| qX_{10} | 0.576 1 | 0.685 8 | 0.680 5 |

2. 因子交互作用地理探测

基于研究期内各因素的 q 值变化情况,由于 X_6 和 X_8 的作用相对较小,笔者仅对 2017 年主导因素(X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 X_5 、 X_7 、 X_9 、 X_{10})进行交互作用地理探测(见表 5)。建筑业经济增长空间分异的主导因素交互作用相对于单个影响因子均有明显增强,包括非线性增强和双因子增强,不存在独立及减弱的关系。其中,除 X_{10} 外, X_1 与各主导因素交互作用均呈非线性增强关系,表明消费需求与其他因素交互作用时,对建筑业经济增长的分异作用能大于两者之和,加剧了建筑业经济增长的空间分异。此外, X_2 与 X_3 、 X_4 交互作用也呈非线性增强关系,表明当专业技术水平提高时,从业人员数量及基础设施投资的增加对建筑业经济增长空间分异的作用明

表 5 2017 年驱动因素交互作用探测结果

| 两因子交互 | 交互值 | 值对比 | 交互结果 | 两因子交互 | 交互值 | 值对比 | 交互结果 |
|-------------------|---------|-----------------------|-------|-------------------|---------|-----------------------|-------|
| $X_1 \cap X_2$ | 0.687 4 | $> X_1 + X_2$ | 非线性增强 | $X_3 \cap X_5$ | 0.913 1 | $> \max(X_3, X_5)$ | 非线性增强 |
| $X_1 \cap X_3$ | 0.864 6 | $> X_1 + X_3$ | 非线性增强 | $X_3 \cap X_7$ | 0.667 3 | $> X_3 + X_7$ | 双因子增强 |
| $X_1 \cap X_4$ | 0.632 3 | $> X_1 + X_4$ | 非线性增强 | $X_3 \cap X_9$ | 0.728 2 | $> X_3 + X_9$ | 双因子增强 |
| $X_1 \cap X_5$ | 0.746 8 | $> X_1 + X_5$ | 非线性增强 | $X_3 \cap X_{10}$ | 0.570 6 | $> X_3 + X_{10}$ | 双因子增强 |
| $X_1 \cap X_7$ | 0.977 7 | $> X_1 + X_7$ | 非线性增强 | $X_4 \cap X_5$ | 0.797 0 | $> \max(X_4, X_5)$ | 非线性增强 |
| $X_1 \cap X_9$ | 0.771 9 | $> X_1 + X_9$ | 非线性增强 | $X_4 \cap X_7$ | 0.687 2 | $> X_4 + X_7$ | 双因子增强 |
| $X_1 \cap X_{10}$ | 0.940 1 | $> \max(X_1, X_{10})$ | 双因子增强 | $X_4 \cap X_9$ | 0.552 4 | $> X_4 + X_9$ | 双因子增强 |
| $X_2 \cap X_3$ | 0.877 6 | $> X_2 + X_3$ | 非线性增强 | $X_4 \cap X_{10}$ | 0.666 1 | $> \max(X_4, X_{10})$ | 非线性增强 |
| $X_2 \cap X_4$ | 0.543 0 | $> X_2 + X_4$ | 非线性增强 | $X_5 \cap X_7$ | 0.755 8 | $> X_5 + X_7$ | 双因子增强 |
| $X_2 \cap X_5$ | 0.435 6 | $> \max(X_2, X_5)$ | 双因子增强 | $X_5 \cap X_9$ | 0.513 1 | $> X_5 + X_9$ | 双因子增强 |
| $X_2 \cap X_7$ | 0.688 4 | $> \max(X_2, X_7)$ | 双因子增强 | $X_5 \cap X_{10}$ | 0.956 1 | $> X_5 + X_{10}$ | 双因子增强 |
| $X_2 \cap X_9$ | 0.499 5 | $> \max(X_2, X_5)$ | 双因子增强 | $X_7 \cap X_9$ | 0.745 9 | $> X_7 + X_9$ | 双因子增强 |
| $X_2 \cap X_{10}$ | 0.925 1 | $> \max(X_2, X_{10})$ | 双因子增强 | $X_7 \cap X_{10}$ | 0.806 0 | $> X_7 + X_{10}$ | 双因子增强 |
| $X_3 \cap X_4$ | 0.721 8 | $> \max(X_3, X_4)$ | 双因子增强 | $X_9 \cap X_{10}$ | 0.839 8 | $> X_9 + X_{10}$ | 双因子增强 |

显增强; X_5 与 X_3 、 X_4 呈非线性增强关系,利用外资可以提高国内的供给和需求,解决资本不足等问题; X_{10} 与 X_4 交互作用呈非线性增强是由于城镇化率的提高使农村剩余劳动力从主要从事农业生产转变为从事工业和服务业,为产业发展提供人力支持,并且也增加了对商品住宅的消费。

四、结论与政策建议

1. 结论

(1)从整体上看,全国建筑业经济增长具有明显的空间正相关性和较强的区域集聚性,并且2005—2017年这种集聚趋势先减弱后增强,呈“U”型。从区域上看,建筑业经济东部增长速度较快,中部和西部呈稳定增长趋势,而东北地区建筑业经济增长速度较慢且呈下降趋势。从省域来看,辽宁、黑龙江和内蒙古等省和自治区建筑业经济增长有所下降,河南、湖北和福建等省增长较快,其余多数省市自治区呈稳定上升态势。

(2)建筑业经济增长的空间分异主要受到消费需求、投资供给、经济发展水平和城市化4个方面的作用。消费需求发挥的作用呈减弱趋势;投资供给中利用外资额情况、从业人员占比和基础设施投资情况成为主导因素;经济发展水平作用力相对较小,特别是经济总产值的作用力明显减小;城市化中城镇人口比重为主导因素,对建筑业经济增长空间分异的作用显著。

(3)利用外资额与基础设施投资、经济生产总值与人均居民消费水平交互作用能够达到“ $1+1>2$ ”的非线性增强效果,使建筑业经济增长的空间分异加剧。并且当建筑业从业人员专业技术水平提高时,从业人员数量及基础设施投资额的增加对建筑业经济增长的空间分异作用将明显增强。而经济生产总值与城镇化率的交互作用较小,即经济生产总值较高的地区推进城镇化对建筑业发展的作用不显著。

2. 建议

(1)建筑业经济增长较慢的地区应注重

消费对建筑业经济的带动作用,提高建筑业供给质量,适应多样化的市场需求,积极学习新的生产管理技术,降低生产成本,提高市场竞争力,促进消费增长。

(2)保持各地从业人员数量基本稳定的情况下,进一步加大建筑业经济水平相对较低地区的基础设施投资,优化基础设施投资结构,提升经济对外开放水平,扩大利用外资规模。同时,提高建筑业从业人员教育水平和技术素质,缩小因技术水平、人力资本和劳动生产率差异造成的地区间建筑业增长差距。

(3)加强不同区域间的建筑业合作,尤其是东部地区与中西部地区的合作,发挥建筑业发达地区对相对落后地区的带动作用,实现共赢。西部地区需培育一定规模的建筑业高水平聚集区,并通过其对周边的辐射带动作用,推动西部地区建筑业整体水平的提高。东北地区应重视留住和引进建筑业高水平从业人员,提升装配式建筑发展供给能力,扩大社会需求,从而推动建筑业经济增长。

(4)进一步推进新型城市化建设,促进建筑业劳动力的持续供给,扩大建筑产品需求。并通过区域间技术合作和产学研合作,推动相对落后地区建筑生产机械更新换代、施工技术提升和BIM应用。

参考文献:

- [1] 杨德钦,陈丹,李红艳.我国区域建筑业发展水平及变动趋势评价研究[J].建筑经济,2018,39(5):16-20.
- [2] 米洋,李爱玲,张兴华.省域建筑业产值空间分布特征研究[J].工程经济,2018,28(6):48-51.
- [3] 戴永安,陈才.中国省域建筑业发展差异的空间计量分析[J].统计与信息论坛,2010,25(5):53-58.
- [4] 张学良.探索性空间数据分析模型研究[J].当代经济管理,2007(2):26-29.
- [5] 武增海,李涛.高新技术开发区综合绩效空间分布研究:基于自然断点法的分析[J].统计与信息论坛,2013,28(3):82-88.
- [6] 王劲峰,徐成东.地理探测器:原理与展望

[J]. 地理学报,2017,72(1):116-134.

[7] 项英辉,李鹏程,杜慧. 基于偏离-份额法的东北三省建筑业竞争力分析[J]. 沈阳建筑大学学报(社会科学版),2015,17(2):165-169.

[8] 冉立平,翟凤勇,王汇墨,等. 中国建筑业生产要素对增加值提升的作用分析[J]. 哈尔滨工业大学学报,2012,44(5):111-115.

[9] 江卫丰,陈敏,顾聪,等. 建筑业产出增长影响因素实证研究[J]. 工程经济,2017,27(12):52-56.

[10] 邓晓卫,王群依,田亚慧,等. 建筑业增长差异及影响因素研究:以江浙沪为例[J]. 工程管理学报,2011,25(6):612-617.

[11] 王崇崇,李慧宗. 建筑业增加值影响因素的实证分析[J]. 黑龙江工业学院学报(综合版),2018,18(10):81-84.

[12] 师萍,韩先锋,宋文飞,等. 中国建筑业技术效率空间差异及影响因素研究[J]. 统计与决策,2011(21):123-126.

[13] 张崑,乔东艳,戴永安. 中国省域建筑业发展差异的空间计量经济分析[J]. 科学决策,2010(3):87-93.

[14] 项英辉,徐静,丛菲. 沈阳市现代建筑产业集群成熟度评价[J]. 建筑经济,2017,38(6):83-87.

[15] 戚萍,韩颖. 黑龙江建筑业现状及发展潜力研究[J]. 统计与咨询,2016(1):12-15.

Spatial Differentiation and Its Driving Factors Analysis of Economic Growth in China Construction Industry

XIANG Yinghui,ZHANG Haohua

(School of Management,Shenyang Jianzhu University,Shenyang 110168,China)

Abstract:Based on the provincial panel data from 2005 to 2017,this paper uses spatial exploratory data analysis and geographic detection methods to analyze the spatial differentiation and driving factors of economic growth in the construction industry. The results show that: economic growth in the national construction industry has obvious spatial positive correlation and strong regional agglomeration,and this agglomeration has a “U”-type change trend; there is significant spatial heterogeneity in economic growth of the construction industry in various regions,and regional differences have an expanding trend; among the various driving factors,GDP,FDI and the number of employees have a greater impact on the spatial differentiation of economic growth in the construction industry,and the gap between the forces of all drivers is gradually narrowing; drivers such as infrastructure investment have multiple overlapping interactions on the spatial differentiation of economic growth in the construction industry.

Key words:construction industry; economic growth; spatial differentiation; driving factors

(责任编辑:郝 雪 英文审校:林 昊)