

# 城旅融合的经济增长空间效应研究

## ——基于空间动态面板数据(SDPD)模型的实证分析

赵磊<sup>1</sup>, 方成<sup>2</sup>

(1. 浙江工业大学 管理学院, 浙江 杭州 310014;

2. 浙江财经大学 数据科学学院, 浙江 杭州 310018)

**摘要:**随着中国进入经济社会转型期,城旅融合作为现代旅游业与新型城镇化协同共促的产物,有助于实现“产”“城”“人”之间和谐均衡,进而会对经济增长产生无法忽视的影响。本文利用中国2004—2015年30个省份的面板统计数据,采用空间动态面板杜宾模型对城旅融合的经济增长效应进行实证检验。研究结论表明,城旅融合对经济增长的影响具有显著的直接效应与空间溢出效应。影响机制检验显示,市场化进程对城旅融合影响经济增长具有双重正向调节效应,特别是市场化与城旅融合的空间关联互动能够增强城旅融合对经济增长的空间溢出效应;产业结构优化是城旅融合促进经济增长的影响渠道,但此中间机制并不存在空间效应。

**关键词:**城旅融合;经济增长;市场化;产业结构优化;空间动态面板模型

中图分类号:F592.7

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2021)11-0067-13

### Spatial Effect of Integration of Tourism and New Urbanization on Economic Growth: Empirical Evidence Based on Spatial Dynamic Panel Data Model

ZHAO Lei<sup>1</sup>, FANG Cheng<sup>2</sup>

(1. School of Management, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310014, China;

2. School of Data Sciences, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** As China enters into the period of socio-economic transition, city-tourism integration may have an impact that cannot be ignored on economic growth through achieving a harmonious balance between “industry”, “city” and “people”, as a synergy between modern tourism and new urbanization. Based on the panel data of China’s 30 provincial-level regions from 2004 to 2015, this study employs the dynamic spatial panel Durbin model to empirically test the economic growth effect of city-tourism integration. The results show that the effect of city-tourism integration on economic growth not only produces intra-regional spillovers, but also produces inter-regional spillovers. The results on mechanism of the effect show that the marketization process has a dual positive adjustment impact on the economic growth effect of city-tourism integration. Especially, the marketization process interacting spatially with city-tourism integration enhances its spatial spillover effect on economic growth. Industrial structure optimization is the important channel via which urban city-tourism

收稿日期:2020-04-30 修回日期:2021-05-22

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目“旅游业、新型城镇化与经济增长问题研究”(20FGLB001);浙江省属高校基本科研业务费专项资金(GB201901002)。

作者简介:赵磊(1984—),男,山东新泰人,浙江工业大学管理学院副教授,管理学博士,研究方向为旅游经济学。

integration promotes economic growth, but this mediating mechanism does not have spatial effects.

**Key words:** city-tourism integration; economic growth; marketization; industrial structure optimization; dynamic spatial panel model

对产城融合进行全面解析,需强调现代服务业在其中的重要功能,这对提升“产”“城”之间的融合质量亦具有积极作用。基本逻辑在于,“产”为“城”创造流动要素与供给体系,而“城”为“产”提供功能保障与效用需求,“产”“城”互动才能创造全社会的福利函数<sup>[1]</sup>。循此逻辑,若将“城”中“人”的福利效用纳入产城融合体系,实则是在产城融合内部形成由“人本导向”式“产”“城”和“人”三维一体所构建的功能均衡匹配格局(生产、服务和消费)寻找到合理自洽的理论链接点。内在的理论脉络是,针对当前我国制造业价值链竞争力薄弱的尴尬现实,大力推进生产性服务业发展能够有效支撑新型工业化水平,进而产生对城镇经济的促增长效应,全社会收入水平因此得以提升,居民消费理念随之发生转变,然后在消费结构升级的引致需求作用下,产业结构不断向高级化方向升级、配置和变迁,产业结构的现代服务化倾向再次刺激城镇经济增长效应,最终增强“城”对“产”的包容程度。

引申以上所论,对产城融合经济效益的深入研究值得特别关注。产城融合构成了现代经济活动在空间中集聚所需的要素基础与地理因素。例如,产城融合所倡导的城镇功能优化能够为产业与人口集聚提供服务配套、市场环境、共享劳动、社会资本和创新载体等外部性条件,进而形成集聚经济,也可为其获取规模报酬提供支持,以提高生产率,故而产城融合对经济增长的促进过程内蕴着提质增效机制。对由“重工轻服”理念所形成的畸形化“产城融合”而言,尽管依靠要素粗放利用的传统工业化模式会带来经济体的短期增长,但难以影响地区经济的长期增长率,尤其是漠视作为中间投入品的生产性服务业对升级制造业价值链的直接作用,以及现代生活性服务业消费需求对服务业结构的优化机制,甚至于忽视制造业与服务业互动关联对产城融合的协同作用,均会导致在产城融合中由生产活动的外部性与规模报

酬递增所产生的集聚经济效应受到抑制。

在推动经济高质量发展的关键窗口期,推进现代服务业与新型城镇化融合发展,不仅是对适应经济结构升级与城镇质量发展双重倒逼机制的有益尝试,也是经济进入“四期叠加”的“新常态”阶段渐进过渡的一种改革思路。与此同时,现代旅游业作为服务业的新兴龙头部门,当前无论是旅游需求项的消费升级,抑或是旅游产业链的纵向延伸,或者是旅游关联度的跨界融合,旅游业引导的城镇化建设模式,不仅开拓了产城融合的新型路径,也为地区经济增长注入了产业活力。反之,新型城镇化所推崇的“三生(生产、生态和生活)”和谐理念,更为激发现代旅游业发展创造了产业供给体系、环境禀赋条件和有效市场需求。旅游业所属产品功能、产业特征与新型城镇化所涵人本理念、结构生态相互吻合。整体而言,城旅融合是指旅游业与新型城镇化融合发展,以新型城镇化为基础,承载旅游空间和发展旅游经济,以旅游业为产业支撑,驱动城市更新和完善服务配套,通过“以城兴旅”和“以旅促城”实现旅游业与新型城镇化功能融合、空间整合和结构契合,从而达到“旅”“城”和“人”之间有活力、持续向上发展的模式。城旅融合作为“新时代”产城融合的表现形态,对其进行系统性研究,本质上是将产城融合逻辑框架具体延展到目的地典型非贸易品部门与新型城镇化互动融合层面,然后再考察城旅融合对经济增长的影响机制,对理解、构建和推广新型产城融合模式具有重要理论和现实意义。

与现有文献相比,本文在以下3个方面进行拓展和创新:①在研究视角方面,突破已有讨论旅游业与传统城镇化互为影响的研究视角,而是聚焦于因旅游业与新型城镇化紧密联动而产生的城旅融合与经济增长之间的关系,并对其进行理论探讨与实证研究,不仅丰富了既有产城融合理论体系,而且首次将城旅融合研究拓展到对经济增长的影响机制识别层面,能够为现代旅游业与新型

城镇互动协同提供来自经济学研究的经验解释。②在研究方法方面,本文首先基于耦合协调度模型对“旅游业—新型城镇化”综合系统的协调度水平进行定量评价,将其作为城旅融合变量的代理指标,再采用空间动态面板计量模型对城旅融合的经济增长效应进行实证检验,不仅可以同时捕捉模型惯性动态效应与空间溢出效应,而且能够克服静态面板数据模型所隐含的内生性问题,并且同时引入空间邻接、地理距离和经济距离3种空间权重矩阵,以使研究结论更加稳健。③在研究内容方面,尝试将空间动态计量经济思想引入旅游业经济增长效应实证研究设计,尤其在系统考察城旅融合对经济增长的空间效应与影响机制时,通过调节效应与中介效应模型分别检验制度因素对城旅融合影响经济增长的调节作用,以及城旅融合通过产业结构优化对经济增长的传导机制,进而对增强城旅融合影响经济增长作用机理的认识具有一定边际贡献。

### 一、理论分析与研究假说

作为新时代产城融合的特殊形式,城旅融合至少可以通过3种机制促进经济增长。①收入促进机制。城镇为旅游产品设计提供可具吸引力的多样化物质或非物质要素,并且随着城镇更新演化,新型涉旅资源要素层出不穷,而传统旅游资源要素功能叠加<sup>[2]</sup>,由于城镇发展中的旅游利用空间不断拓展,城镇能为游客所创造的旅游体验维度、审美愉悦对象和旅游消费选项内容不断丰富,所以游客在城镇所发生的旅游消费支出可直接转化为目的地的经济收入来源。②共享经济机制。城镇具备发展旅游业所必需的客源市场、产业环境、基础配套和保障条件,城际游客互为流动,势必会增加对诸如基础设施、餐饮住宿、购物娱乐、文化场所、医疗条件和消防保障等城镇目的地的公共服务需求,而城镇功能的旅游部门共享,一方面能够增强城镇公共服务利用价值,另一方面能够降低旅游产品开发、运营和维护成本<sup>[3]</sup>,城旅融合的共享经济模凭借“成本效应”有效提升目的地公共投资效率。③产业选择机制。现代旅游业为新型城镇化提供产业支撑,新型城镇化则为现代旅游业创造发展要素,城旅融合倒逼“粗放产业”

逐步退出市场,同时鼓励顺应社会消费结构转型或产业结构升级的现代新型企业活跃市场,并最终在微观层面为“人”提供满意的产品和服务。以上“产业选择效应”对改善产业结构配置,鼓励新兴服务业部门繁荣,弥补过度唯工业化所导致的产业体系短板,释放“结构红利”,为经济增长注入新动能具有重要意义。据上论述,本文首先提出如下待检验假说。

H1:城旅融合能够直接促进经济增长,城旅融合水平越高,经济增长效应越强。

城旅融合供求关系的均衡实现过程主要由市场机制所主导。一方面,市场机制调节城旅融合对经济增长的“质量效应”。伴随城镇要素市场的发育程度不断完善,旅游企业在城镇环境中能够在多个渠道相对更易获得来自金融、信息、土地、技术和人才等方面的要素支持,尤其是更多的城镇社会、民间和私人资本先后进入涉旅领域展开竞争,城旅融合领域的市场主体参与度愈渐活跃,特别是产品价格市场化决定机制逐渐形成,使得城旅融合企业经营效率得以显著改善。另一方面,市场机制调节城旅融合对经济增长的“规模效应”。市场化程度较高的地区,市场有效需求的信号传递、甄别机制高效,城镇产业结构调整转换速度较快,尤其是现代服务业部门发展热情高涨,产业体系不断完善,产品功能愈加完备,诸如休闲、文化、体育、购娱、会奖和演艺等新兴服务业门类迅速涌现,并且随着新技术、新业态和新模式的广泛应用,新兴服务业态的产品附加值高、文化性强以及体验感优,市场机制所驱使的服务业结构优化,通过改善城旅融合供给质量来激发城旅市场需求,提高城旅活动强度,从而推升城旅融合的市场均衡规模。由此,我们提出如下假说。

H2:市场化水平越高,城旅融合对经济增长的影响效应越强。

结构主义理论认为,产业结构的调整优化是转变经济发展方式,促进经济内生增长的重要推力,而服务业增长及结构变化则是产业结构转型升级的基本方向。城旅融合对产业结构的优化机制主要体现在以下2个方面:一是需求拉动效应。

在城旅融合中,“人”被赋予两种“身份”:外部旅游者与内部劳动力,无论是外部旅游者对获取城镇新奇经历的根本动机,抑或是本土劳动力对体验城镇日常休闲的现实诉求,两类人群寻求效用满足的消费载体均为城镇,由此导致服务业短期需求增加,服务产品价格抬高,服务业名义工资率上升,在短期诱发更多劳动力流入服务业部门,同时伴随服务供给能力提升,又会再次产生“人”的新需求,并在规模报酬递增作用下,服务产品供给平均成本下降,进而在长期引致服务业繁荣与城镇功能完善<sup>[4]</sup>。二是产业关联效应。现代旅游业凭借需求关联效应、报酬递增效应和产业融合效应,吸引城镇丰富的资源要素向旅游业部门转移、流动和集聚,城镇资源要素倾向旅游业部门配置,一方面直接促使城旅融合产业的外延扩展化,并通过产业波及效应在广度上影响产业结构的体系构建;另一方面间接拓宽城旅融合产品或服务的市场范围,从而促进城旅融合业态内部的专业化分工与生产,而分工的精细化、个性化和纵深化又会在深度上推动产业升级和结构转型。基于以上分析提出如下假说。

H3:城旅融合通过促进产业结构优化对经济增长产生正向影响。

## 二、城旅融合测度

首先,构建城旅融合的评价指标体系。本文在参考既有关于旅游业发展和新型城镇化指标框架基础上<sup>[5-7]</sup>,构建“旅游业—新型城镇化”综合评价指标体系(见表1)。旅游业子系统包括产业规模、行业结构和发展潜力构成的3个一级指标及其所属29个二级指标,主要反映企业经营、就业创造和市场拓展等方面;新型城镇化子系统包括人口城镇化、经济城镇化、空间城镇化、社会包容性、环境治理力、城乡统筹度和生态集约化构成的7个一级指标及其所属29个二级指标<sup>[8]</sup>。

其次,引入系统耦合协调度模型对“旅游业—新型城镇化”综合系统的耦合、协调程度进行定量测算,以便刻画城旅融合水平。耦合度模型的设置首先确定功效函数。设  $X_{ij}$  ( $i=1,2;j=1,2,\dots,n$ ) 为第  $i$  子系统的第  $j$  指标数值,即序参量,  $\alpha_{ij}$ 、

$\beta_{ij}$  是系统稳定临界点序参量的上、下限值。标准化的功效系数  $x_{ij}$  为变量  $X_{ij}$  对系统的功效贡献值,反映指标达到目标的满意程度,且  $x_{ij} \in [0,1]$ , 0 为最不满意,1 为最满意。当功效系数  $x_{ij}$  具有正向功效时,  $x_{ij} = (X_{ij} - \beta_{ij}) / (\alpha_{ij} - \beta_{ij})$ ; 当  $x_{ij}$  具有负向功效时,  $x_{ij} = (\alpha_{ij} - X_{ij}) / (\alpha_{ij} - \beta_{ij})$ 。为定量分析旅游业和新型城镇化子系统间耦合关联效应,构建城旅耦合度模型:

$$U_i = \sum_{j=1}^n \omega_{ij} x_{ij}, \sum_{j=1}^n \omega_{ij} = 1, i = 1, 2;$$

$$C = \left[ \prod_{i=1}^n U_i / \prod_{\substack{i=1,2,\dots,n-1 \\ j=i+1,i+2,\dots,n}} (U_i + U_j) \right]^{1/n} \quad (1)$$

在式(1)中,  $C$  为城旅耦合度,且  $C \in [0,1]$ ;  $U_i$  为子系统综合序参量,  $x_{ij}$  为指标序参量  $j$  对子系统  $i$  的功效,  $\omega_{ij}$  为指标序参量  $j$  的权重。

## 三、研究设计

### (一) 模型设定

1. 基础线性模型。基于上文理论推论,城旅融合与经济增长之间存在某种逻辑关联,所以为经验考察城旅融合对经济增长的影响,首先设定未考虑城旅融合空间外溢效应的面板线性计量模型:

$$PGDP_{it} = \alpha + \beta_1 Tou_{it} + X'_{it} \beta_x + \eta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中,下标  $i$  和  $t$  分别表示地区和时间,  $\eta$  和  $v$  分别表示地区和年份固定效应;  $PGDP$  为经济增长,  $Tou$  为城旅融合;  $X$  为控制变量集;  $\varepsilon$  为表示随机误差项。回归系数  $\beta_1$  为模型核心待估参数,以表征城旅融合对经济增长的影响效应。

2. 空间面板模型。式(3)基于 Gauss - Markov 定理,假定变量相互独立,忽视变量的空间相关关系,所以不仅与现实经济运行规律相悖,也会造成实证模型的估计偏误问题。为克服以上线性面板模型缺乏空间解释力的缺陷,本文选择将空间效应纳入基础面板线性模型对城旅融合与经济增长关系进行实证检验,以期重点识别城旅融合影响经济增长的空间效应。另外,为刻画经济增长所呈现的路径依赖特征,再将经济增长的滞后一期项纳入到空间面板模型中,从而将其拓展为空间动态面板数据(Spatial Dynamic Panel Data, SDPD)模型。因此,本文构建如下空间动态面板杜宾模型:

表 1 城旅融合综合评价指标体系

子系统	一级指标	二级指标	单位	属性
旅游业	产业规模	国内旅游接待人数	万人次	+
		入境旅游接待人数	万人次	+
		国内旅游收入占旅游总收入比重	%	+
		入境旅游收入占旅游总收入比重	%	+
	行业结构	旅行社接待国内游客天数	人天	+
		旅行社接待入境游客人天数	人天	+
		旅行社从业人员	人	+
		旅行社固定资产原值	万元	+
		旅行社营业收入	万元	+
		星级酒店房间数	间	+
		星级酒店床位数	张	+
		星级酒店平均客房出租率	%	+
		星级酒店从业人员	人	-
		星级酒店固定资产原值	万元	+
		星级酒店营业收入	万元	+
		旅游景区从业人员	人	+
		旅游景区固定资产原值	万元	+
		旅游景区营业收入	万元	+
	发展潜力	第三产业从业人员数	万人	+
		旅游总收入占 GDP 比重	%	+
		星际酒店集中度	%	+
		旅行社全员劳动生产率	万元/人	+
		星级酒店全员劳动生产率	万元/人	+
		旅游景区全员劳动生产率	万元/人	+
		居民消费水平	元	+
		旅游院校学生数	人	+
		旅行社企业规模	家	+
		星级酒店企业规模	家	+
旅游景区企业规模	家	+		
新型城镇化	人口城镇化	城镇人口占总人口	%	+
		城镇人口密度	万人/平方公里	+
		城镇人均固定资产投资额	元	+
		城镇居民家庭人均可支配收入	元	+
	经济城镇化	每十万人中高等学校在校学生人数	人	+
		人均 GDP	元	+
		人均地方财政一般预算支出	元	+
		人均实际利用外商投资额	美元	+
	空间城镇化	第三产业占 GDP 比重	%	+
		建成区面积占辖区面积比重	%	+
		人均公园绿地面积	平方米	+
		建成区绿化覆盖率	%	+
	社会包容性	人均拥有公共图书馆藏量	册	+
		交通密度	公里/平方千米	+
人均受教育年限		年	+	
每千人口卫生技术人员数		人	+	
城镇居民人均消费水平		元	+	
互联网上网使用人数占总人数比重		%	+	
城镇居民家庭恩格尔系数		%	-	
城市污水处理率		%	+	
环境治理力	生活垃圾无公害处理率	%	+	
	工业固体废物综合利用率	%	+	
	生活垃圾清运量	万吨	+	
	工业二氧化硫排放量	万吨	-	
城乡统筹度	城乡可支配收入比重	%	-	
	城乡消费水平比重	%	-	
生态集约化	森林覆盖率	%	+	
	单位 GDP 电耗	吨标准煤/万元	-	
	单位 GDP 能耗	千瓦时/万元	-	

$$PGDP_{it} = \alpha + \tau PGDP_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} PGDP_{jt} + \beta_1 Tou_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} Tou_{jt} + X'_{it} \beta_X + \sum_{j=1}^n W_{ij} X'_{jt} \theta_X + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it}$$

在式(3)中,  $\rho$  为空间滞后系数,  $\theta_1$  为空间解释变量系数, 分别表示邻近省份经济增长与城旅融合对本省经济增长的影响;  $\tau$  为经济增长的滞后一期项系数,  $\theta_X$  为空间控制变量系数;  $\lambda$  为空间误差系数,  $\varepsilon$  表示邻近省份经济增长的误差冲击对本省经济增长的影响,  $u$  为随机误差项;  $W$  为空间权重矩阵。为了检验回归结果的敏感性, 模型引入 3 种形式的空间权重矩阵: ①空间邻接矩阵  $W_1$ 。相邻省份  $W_{ij} = 1$ ; 非相邻省份  $W_{ij} = 0$ 。②地理距离矩阵  $W_2$ 。  $d_{ij}$  为省份  $i$  与  $j$  间地理距离,  $W_{ij} = 1/d_{ij}^2$  ( $i \neq j$ ), 能够表征空间效应随着距离增加的衰减速度。③经济距离矩阵  $W_3$ 。为综合刻画地理距离与经济活动, 借鉴李婧等(2010)<sup>[9]</sup> 的设置思路, 经济距离矩阵是地理距离矩阵与省份平均国内生产总值占全部省份平均国内生产总值比重为对角元的对角矩阵的乘积,  $W_{ij} = W_{ij}^d \cdot \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_N/\bar{Y})$ ,  $N$  为省份数量。

## (二) 变量说明

1. 被解释变量。经济增长采用对数化人均国内生产总值进行度量, 首先将国内生产总值按照基期指数平减为按照基期不变价格表示的实际国内生产总值, 再与年末人口总数相除, 同时为消除模型异方差, 再对其取自然对数值。

2. 核心解释变量。城旅融合是本文的关键兴趣变量, 如上所述, 采用同时结合城旅耦合度、发展度的协调度进行度量。城旅耦合度越高, 说明“城”“旅”协同效应越强。

3. 调节变量。本文同时采用樊纲等(2010)<sup>[10]</sup> 与王小鲁等(2017)<sup>[11]</sup> 所测算的中国分省市场化指数来度量省级市场化程度 ( $Mar$ )。由于王小鲁等(2017)<sup>[11]</sup> 所公布的《中国分省份市场化指数报告(2016)》以 2008 年为基期, 所以为了保持市场化内

涵表征的一致性, 2004—2007 年分省市场化数据采用樊纲等(2010)<sup>[10]</sup> 指数, 而 2008—2014 年则采用王小鲁等(2017)<sup>[11]</sup> 指数。

4. 中介变量。参考杨丽君等(2018)<sup>[12]</sup> 的基本设想, 在对产业结构的合理化、高级化和生态化分项指标依次进行测度基础上, 再采用灰色动态关联分析方法, 根据三项指标与经济增长之间的耦合关系, 综合度量产业结构优化 ( $ES$ )。

5. 控制变量。本文选取的部分控制变量为: ①物质资本 ( $Pck$ )。新古典增长理论认为, 经济增长过程体现为资本积累过程, 本文参考张军等(2004)<sup>[13]</sup> 采用的永续盘存法对物质资本存量进行估算。②人力资本 ( $Hum$ )。内生增长理论表明, 人力资本是推动经济增长的内在动力, 采用劳动力平均受教育年限度量。③政府规模 ( $Gov$ )。政府支出直接反映政府对经济活动的干预程度, 采用财政支出占国内生产总值比重度量。④对外开放 ( $Tra$ )。外贸依存强度是经济增长的重要来源, 采用进出口贸易额占国内生产总值表示。

## (三) 数据来源

本文选取 2004—2015 年 30 个省份的平衡面板数据(未包括西藏以及港澳台)作为研究样本。以 2004 年为研究期初的缘故, 出于保持城旅融合综合评价体系中指标数据的一致性考虑, 旅游业所涉指标原始数据分别来源于 2005—2016 年《中国旅游年鉴》《中国旅游统计年鉴(副本)》和中经网统计数据库, 其他指标原始数据来源于 2005—2016 年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》及省级统计年鉴和中国与社会发展统计数据库。

## 四、实证分析

### (一) 基准估计结果

表 2 依次报告出普通静态面板模型、普通动态面板模型以及基于空间邻接  $W_1$ 、地理距离  $W_2$  和经济距离  $W_3$  3 种空间权重矩阵建立的城旅融合与经济增长关系的空间静态与动态面板杜宾固定效应模型的估计结果。第一, 由空间面板模型估计结果可知, 空间自回归系数  $\rho$  显著为正, 说明经济增长存在显著空间溢出效应, 但普通面板模型(非空间)由于没有考虑地理因素与空间效应, 以及忽

视作用经济增长的空间互动,进而会造成估计偏误。动态面板模型估计结果显示,被解释变量的一阶滞后项系数显著为正,说明经济增长同时存在路径依赖效应,而静态面板模型由于没有捕捉这种动态因素,同样会致使估计偏误。第二,普通静态面板模型未考虑内生性,而普通动态面板模型未识别空间性,为获得稳健的估计结果,尽管空间静态面板模型估计结果相对优良,但考虑到被解释变量的一阶滞后项系数显著,因而能够同时兼顾内生性、时间性和空间性的空间动态面板模型更受推崇。第三,分别与普通动态面板模型与空间静态面板模型相比,空间动态面板模型的被解释变量的一阶滞后项系数与空间自回归系数均相对较小,原因在于空间动态面板模型能够从空间因素中分离出地理因素、空间效应和滞后效应,

进而对以上两种模型因高估城旅融合的经济增长效应所产生的偏差得以矫正<sup>[9]</sup>。第四,动态面板模型的拟合优度均高于非空间面板模型与空间静态面板模型,说明空间动态面板模型更具模型解释力。第五,  $T = 12, N = 30$ , 满足  $N > T, T > N^{1/3} = 3.107$ , 而根据 Yu 等(2008)<sup>[14]</sup> 与董理等(2014)<sup>[15]</sup> 的研究建议,此时采用纠偏的 QML 估计量为最佳选择。综上比较,本文最终选择基于时空固定效应的空间动态面板模型作为实证分析的基准解释模型。

如表 2 所示,空间面板模型对城旅融合系数符号与显著性的回归结果与非空间面板模型基本一致,即城旅融合发展对经济增长具有显著的积极影响。其中,可以发现空间面板模型所报告出的城旅融合回归系数普遍小于非空间面板模型,说

表 2 城旅融合影响经济增长的回归结果

变量	普通静态模型	普通动态模型	空间静态杜宾模型			空间动态杜宾模型		
			空间邻接	地理距离	经济距离	空间邻接	地理距离	经济距离
$PGDP_{t-1}$		0.911*** (0.020)				0.194*** (0.142)	0.541*** (0.171)	0.524** (0.216)
$Tou$	1.371*** (0.191)	1.201** (0.043)	1.076*** (0.269)	0.919*** (0.268)	1.102*** (0.253)	1.004*** (0.276)	0.635** (0.277)	1.098*** (0.250)
$\ln Pck$	0.169*** (0.025)	0.025** (0.011)	0.252*** (0.028)	0.263*** (0.027)	0.219*** (0.028)	0.248*** (0.031)	0.239*** (0.030)	0.251*** (0.031)
$Hum$	0.057*** (0.016)	0.012* (0.007)	0.091*** (0.018)	0.82*** (0.017)	0.121*** (0.017)	0.119*** (0.018)	0.114*** (0.019)	0.144*** (0.017)
$Gov$	1.127*** (0.136)	0.011* (0.033)	0.861*** (0.133)	0.565*** (0.133)	0.480*** (0.119)	0.699*** (0.139)	0.381*** (0.139)	0.342*** (0.123)
$Tra$	0.177*** (0.027)	0.021** (0.009)	0.093*** (0.021)	0.109*** (0.020)	0.086*** (0.020)	0.084*** (0.021)	0.096*** (0.020)	0.095*** (0.020)
$W \times Tou$			2.801*** (0.502)	2.789*** (0.591)	1.411*** (0.258)	2.426*** (0.515)	1.855*** (0.616)	1.455*** (0.768)
$W \times \ln Pck$			0.239*** (0.051)	0.199*** (0.062)	0.333*** (0.099)	0.262*** (0.066)	0.154** (0.071)	0.729*** (0.135)
$W \times Hum$			0.004** (0.039)	0.070 (0.048)	0.013 (0.057)	0.039 (0.045)	0.069 (0.053)	0.228*** (0.068)
$W \times Gov$			0.387* (0.227)	0.814*** (0.298)	1.457*** (0.370)	0.086 (0.246)	0.209 (0.334)	1.230*** (0.408)
$W \times Tra$			0.007 (0.027)	0.014 (0.050)	0.225*** (0.070)	0.005 (0.027)	0.019 (0.051)	0.258*** (0.069)
$\rho$			0.155** (0.075)	0.264*** (0.084)	0.368*** (0.084)	0.121** (0.102)	0.205*** (0.120)	0.312*** (0.056)
Hausman	145.1***					48.40***		
$AR(1)_P$		0.015						
$AR(2)_P$		0.386						
$Sargan_P$		0.733						
$Wald\_spatial\_lag$						24.24***		
$Wald\_spatial\_error$						24.19***		
时期效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.535		0.548	0.551	0.769	0.613	0.668	0.776
$N$	360	330	360	360	360	330	330	330

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平;括号内为标准误。下表同。

明非空间面板模型由于忽视空间效应确实会高估城旅融合的经济增长效应。地区经济增长会受到诸多综合性因素的影响,如文化差异、地方政策和制度环境等,此类变量往往多变且难以有效量化,却又是经济增长不可或缺的重要因素,而空间静态面板杜宾模型仅能刻画城旅融合与经济增长的因果关系,或遗漏上述潜在因素,或将其笼统地归结为空间相关性,故与动态设定模型相比,同样也不可避免地造成对城旅融合的经济增长效应高估现象。通过比较以上模型估计结果的优良性,再次证实城旅融合与经济增长之间关系的计量模型中引入动态、空间效应的必要性。

由于空间杜宾模型包含解释变量的空间滞后项,采用点估计的方式难以反映解释变量的边际效应,即解释变量的系数估计值并不代表真实的偏回归系数,所以为解决空间计量模型的系数难以解释问题,以准确识别城旅融合影响经济增长的地区内、地区间溢出效应,需采用 Lesage 等<sup>[16]</sup>提出的直接效应、间接效应和总效应分别进行刻画,否则将会得出偏误性结论。表3列示出空间杜宾模型中城旅融合影响经济增长的直接效应与间接效应(空间溢出效应)。结果显示,3种空间权重矩阵设定下,城旅融合的直接效应均显著为正,进而从整体上证实,城旅融合水平提升对经济增长具有显著的地区内溢出效应。新型城镇为现代旅游业提供发展要素,现代旅游活动为新型城镇演化创造需求动力,城旅融合通过新技术、新模式、新结构和新业态所释放的集聚或范围经济从而为地区经济增长注入活力。城旅融合的间接效应同样整体表现积极,并普遍强于直接效应,从而不仅客观地证实城旅融合对经济增长具有明显的空间溢出效应,而且折射出未考虑空间因素的传统计量模型会低估城旅融合对经济增长的真实影响,由此传递出的信息是城旅融合也需区域合作,统筹发展,如此更能发挥其对经济增长的促进效应。总而言之,在城旅融合参与所在地区的“集聚经济效应”、邻近地区的“学习模仿效应”以及省际互动的“竞争示范效应”“需求引致效应”“要素流动效应”和“产业关联效应”等横向或纵向空间溢出机

制作用下,城旅融合的经济增长效应会向邻近地区进行辐射。至此,本文的理论假说1得以较好验证。

由于同时存在被解释变量与解释变量的空间滞后项,事实上,直接效应还内含由本地区对邻近地区的溢出效应而产生的空间反馈累积效应,即本省城旅融合的经验、知识和规律被邻近省份予以模仿、创新和采用,进而促进邻近省份经济增长,然后通过竞争合作机制又反作用于本省的经济增长水平。从数值上看,空间反馈效应是直接效应与空间杜宾模型系数的差值。鉴于空间动态权重矩阵更有效地表征地区间空间联系,所以空间动态面板杜宾模型能够较为全面地捕捉城旅融合的经济增长效应空间溢出的内在机制与作用强度,进而相应测算出城旅融合3种空间动态权重矩阵的长期(短期)空间反馈效应分别为0.126(-0.005)、0.001(0.322)和0.239(0.003)。上述结果意指依靠空间溢出机制,当本省城旅融合发展对邻近省份经济增长的影响传递至邻近省份后又反作用于本省经济增长时,长期中均会表现正向反馈效应,而仅在空间邻接省份短期中存在一个负向的弱反馈效应。

表3 城旅融合影响经济增长的空间效应分解

空间权重矩阵	直接效应 (长期)	间接效应 (长期)	直接效应 (短期)	间接效应 (短期)
空间邻接权重	1.194*** (0.274)	3.405*** (0.556)		
地理距离权重	1.130*** (0.283)	3.228*** (0.762)	0.999*** (0.274)	2.484*** (0.578)
经济距离权重	1.073*** (0.273)	3.278*** (0.737)		
	0.636** (0.275)	1.988*** (0.702)	0.957*** (0.346)	5.645*** (3.071)
	0.467*** (0.7771)	1.113*** (0.261)		
	1.337*** (0.591)	1.061*** (0.244)	1.101*** (0.891)	1.100*** (0.246)

根据 Elhorst(2012)<sup>[17]</sup>的推导,空间静态面板杜宾模型仅能反映长期效应,而空间动态面板杜宾模型则可以将空间效应分解为短期效应与长期效应。据表3所列,通过比较空间权重矩阵可以发现,无论在长期还是短期,直接效应变化相对稳定,间接效应变化差异稍高,具体表现为基于地理特征的间接效应系数大于社会经济特征,说明城旅融合影响经济增长的空间溢出效应对地理距离



变化更为“敏感”,省份之间的地理互动对空间关联效应相对重要。根据旅游与城市地理学相关理论,旅游流空间分布、旅游者行为倾向和旅游地结构演化均存在典型的地理扩散规律,而城镇的功能分区、规模分布、产业体系和要素流动则存在空间相互作用,所以“地理”条件是城旅融合的空间外溢机制发生的首要因素。其中,短期地理距离权重间接效应系数大于空间邻接权重,长期则相反,尽管短期城旅融合的经济增长效应符合经济地理学一般规律,即其随着地理距离邻近而增强,但长期效应在动态外溢过程中不断遭遇文化差异、行政体制、地方保护、市场分割和经济失衡等障碍性因素的约束,经济增长效应会随着地理辐射半径变化而产生的“流动摩擦”被逐渐削弱。基于社会经济特征的直接效应系数略大于地理特征,说明良好的经济发展条件能够直接为城旅融合发展供给其所需的资源要素,再加之与邻近省份经济发展的竞争合作机制所形成的空间反馈效应,以上路径双重叠加共同提升城旅融合的地区内溢出效应。长期影响效应的方向与短期一致,除地理距离权重矩阵外,空间邻接、经济距离权重设定下长期总效应大于短期总效应,说明城旅融合的经济增长效应随时间推移由弱渐强,原因在于空间邻接地区拥有相似的宏观环境、文化禀赋和制度属性,经济距离邻近地区的发展水平、市场规模和经济结构也有利于空间性协同,并在长期中得以充分体现、关联甚至强化,而地理距离邻近地区可能是由于存在多重“边界效应”进而相应弱化了“引力效应”。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 改变动态模型设定

虽然空间动态面板杜宾模型为基准计量模型,而根据 Belotti 等(2017)<sup>[18]</sup>的观点,可在模型右侧同时再纳入经济增长变量的时空滞后项( $\psi W_{ij}PGDP_{it-1}$ )后适当拓展基准计量模型进行回归。表4所列结果显示, $\psi$ 显著为正,说明本省经济增长会受到上期邻近省份经济增长的积极影响,即经济增长在时间维度上亦存在正向空间溢出效应。综合来看,在不同时期邻近省份经济增

长对本省经济增长的影响方向一致,并且兼具同步性与滞后性。重要的是,核心解释变量城旅融合及其空间滞后项系数的统计显著性并未发生明显变化,说明城旅融合对经济增长依然存在显著正向的空间影响效应,并且此结论不以模型设定形式转换而改变,从而证实主要研究假说1的检验结果基本稳健。

#### 2. 采用夜间灯光数据

夜间灯光可以反映人类社会的生产与生活强度。近年来,夜间灯光数据逐渐被引入经济统计框架,用于修订或改进国内生产总值统计,用于度量经济活动的活跃程度及分布特征。夜间灯光数据主要通过卫星传感器扫描获得,能够反映地理覆盖范围,避免受制度、人为等因素影响,具有较强客观性与可比性<sup>[19-20]</sup>。因此,本文以 DMSP/OLS 夜间灯光影像 DN(digital number)值校正数据作为经济增长的代理指标。表4显示,以校正后夜间灯光数据为被解释变量的模型估计结果并未实质性改变城旅融合影响经济增长的正向空间效应。

#### 3. 更换嵌套权重矩阵

从客观上讲,基于绝对位置的地理空间权重忽视了经济因素,而基于相对位置的经济空间权重未考虑地理因素,而在现实生活中,通常两种因素会共同影响空间单元的产业活动或经济发展。本文通过构建综合考虑地理、经济因素的空间嵌套权重矩阵  $W_4 = W_2 \times W_3$ ,能够相对客观地刻画省份间空间关联效应的综合性与复杂性<sup>[21]</sup>。根据表4所展示的空间嵌套权重矩阵估计结果,城旅融合及其空间滞后项系数的统计显著性与符号方向与便捷的地理、经济距离权重矩阵估计结果基本类似,说明更换空间权重矩阵的结果依旧稳健。

### 五、影响机制

#### (一) 市场化调节机制检验

本部分对假说2展开验证,即研究城旅融合的经济增长效应是否会受到市场化改革的影响,以更好地理解在制度变迁背景下,“城”“旅”两个复杂系统嵌入与融合形成的整体涌现性对经济增长的影响机制。为捕捉城旅融合与市场化改革在空

表 4 稳健性检验 I

变量	包含因变量 时空滞后项		采用校正夜间 灯光数据		基于空间 嵌套权重 矩阵
	地理 距离	经济 距离	地理 距离	经济 距离	
$PGDP_{t-1}$	1.015 *** (0.028)	0.986 *** (0.028)	0.827 *** (0.343)	0.759 *** (0.039)	1.176 *** (0.453)
$W \times PGDP_{t-1}$	0.114 ** (0.112)	0.143 *** (0.126)			
$Tou$	1.053 ** (0.143)	1.056 ** (0.134)	0.587 ** (0.313)	0.547 * (0.315)	0.826 *** (0.286)
$W \times Tou$	0.338 ** (0.321)	0.207 * (0.399)	2.051 * (1.231)	1.740 * (0.701)	1.635 * (0.578)
$\rho$	0.137 * (0.098)	0.169 * (0.103)	0.305 * (0.173)	0.067 (0.119)	0.123 (0.163)
控制变量及 空间滞后项	YES	YES	YES	YES	YES
时期效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.385	0.390	0.375	0.269	0.269
$N$	330	330	330	330	330

间联动中对经济增长产生的调节效应,在式(4)基础上引入城旅融合与市场化的乘积项  $Tou \times Mar$ , 扩展模型如下:

$$PGDP_{it} = \alpha + \tau PGDP_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} PGDP_{jt} + \beta_1 Tou_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} Tou_{jt} + \beta_2 Mar_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} Mar_{jt} + \varphi Tou_{it} \times Mar_{it} + \theta_3 \sum_{j=1}^n W_{ij} Tou_{it} \times Mar_{jt} + X_{it} \beta_X + \sum_{j=1}^n W_{ij} X'_{jt} \theta_X + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it}$$

根据表 5 所汇报的动态模型估计结果,市场化及其与城旅融合的乘积项系数均显著为正,说明不仅市场化改革能够显著促进经济增长,而且市场化进程对城旅融合影响经济增长的地区内溢出效应具有“强化”作用。同时,市场化空间滞后项系数也显著为正,表明市场化进程对经济增长存在显著积极的空间溢出效应。我们所关注的乘积项的空间滞后系数在不同显著性水平表现为正,昭示市场化进程较快的省份,城旅融合发展对邻近省份经济增长的空间溢出效应越强劲,市场化改革能够通过激励城旅融合促进邻近身份经济增长,即市场化进程与城旅融合发展的空间关联互动会增强城旅融合对经济增长的空间溢出效应。制度经济理论认为,在开放条件下,市场化进程在地理空间上具有溢出效应,所以市场整合、改革示

范以及制度溢出等市场化举措显然为“城”“旅”在地区内与跨区间共生、嵌入,直至融合,尤其是又为城旅融合在信息共享、模式创新和市场开发等方面会创造便利条件,同时也能够降低城旅融合过程中促使要素流动、业态培育和产业互链而发生的交易成本,因此市场化进程对城旅融合的空间正外部性效应强化了城旅融合的空间溢出机制,从而验证了本文假说 2。

表 5 市场化调节城旅融合的经济增长效应回归结果

变量	空间静态面板杜宾模型			空间动态面板杜宾模型		
	空间邻接	地理距离	经济距离	空间邻接	地理距离	经济距离
$PGDP_{t-1}$				0.047 *** (0.138)	0.269 *** (0.166)	0.644 *** (0.226)
$Tou$	3.572 *** (0.383)	3.526 *** (0.374)	2.327 *** (0.436)	3.264 *** (0.415)	3.112 *** (0.404)	1.879 *** (0.449)
$Mar$	0.198 *** (0.027)	0.210 *** (0.026)	0.101 *** (0.030)	0.176 *** (0.030)	0.187 *** (0.0288)	0.064 ** (0.032)
$Tou \times Mar$	0.291 *** (0.033)	0.295 *** (0.032)	0.155 *** (0.038)	0.270 *** (0.036)	0.271 *** (0.035)	0.118 *** (0.039)
$W \times Tou$	4.265 *** (0.732)	6.717 *** (1.077)	2.314 ** (0.454)	3.388 *** (0.777)	5.681 *** (1.156)	1.358 * (0.505)
$W \times Mar$	0.053 ** (0.054)	0.231 *** (0.082)	0.213 ** (0.107)	0.033 ** (0.058)	0.197 ** (0.090)	0.225 ** (0.109)
$W \times Tou \times Mar$	0.087 ** (0.061)	0.326 *** (0.093)	0.179 * (0.126)	0.022 ** (0.064)	0.278 *** (0.099)	0.229 * (0.131)
$\rho$	0.156 * (0.075)	0.161 * (0.085)	0.007 (0.116)	0.129 ** (0.053)	0.160 * (0.063)	0.058 (0.128)
控制变量及 空间滞后项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时期效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.369	0.401	0.473	0.432	0.583	0.594
$N$	360	360	360	330	330	330

(二) 结构优化影响渠道检验

本文引入 Baron 等 (1986)<sup>[22]</sup> 与温忠麟等 (2014)<sup>[23]</sup> 提出的经典中介效应因果步骤法,对城旅融合影响经济增长的作用渠道进行检验,构建如下递归模型:

$$ES_{it} = \alpha + \vartheta ES_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} ES_{jt} + c_1 Tou_{it} + \xi_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} Tou_{jt} + X'_{it} C_X + \sum_{j=1}^n W_{ij} X'_{jt} C_X + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it}$$

$$PGDP_{it} = \alpha + \tau PGDP_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} PGDP_{jt} + \beta'_1 Tou_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} Tou_{jt} + b ES_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} ES_{jt} + X'_{it} \beta_X + \sum_{j=1}^n W_{ij} X'_{jt} \theta_X + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it}$$

表6报告出对式(6)、(7)的中介效应检验结果。从表6看出,城旅融合发展对产业结构优化的影响具有显著的正向空间效应,由此满足中介效应检验第二步骤的要求。将中介变量作为解释变量引入基准模型进行回归后,确认产业结构优化变量ES的系数显著为正,但其空间滞后项系数则不显著,说明产业结构优化影响经济增长的空间效应主要局限于地区内溢出,当将生态性因素纳入产业结构优化评价体系时,鉴于当前各地产业结构正处关键的调整期,特别是结构转型面临的约束条件具备差异性,甚至是存在复杂多变的不确定性,所以尽管本地区产业结构优化能够促进经济增长,但同时又考虑到无论产业结构优化过程的知识扩散规律,抑或邻近地区学习、模仿或吸收过程均存在不可避免的时间滞后性,所以上述多重因素致使产业结构优化对经济增长的空间溢出效应暂被抑制。上述结果表明尽管产业结构优化是城旅融合促进经济增长的重要渠道,但此作用机制并不具有空间性。值得特别关注的是,在排除空间效应前提下,控制中介变量后,相比表2所列3种空间权重矩阵设定下的城旅融合估计系数,表6报告相应系数值有所减小,说明产业结构优化不仅是城旅融合促进经济增长的间接渠道,而且产业结构优化对城旅融合的经济增长效应应具有部分中介作用。

尽管因果步骤检验法被广泛应用,但仍存在一定争议<sup>[24]</sup>。为了确保中介效应估计的稳健性,我们采用Sobel(1987)<sup>[25]</sup>开发的系数乘法进行中介效应检验,Mackinnon等(2007)<sup>[26]</sup>的模拟研究发现系数乘法检验的统计功效优于因果步骤法。基本思路是首先计算乘积项 $c_1b$ 的标准差, $s_{c_1b} = \sqrt{\hat{c}_1s_b^2 + \hat{b}s_{c_1}^2}$ ,其中 $s$ 为相应估计系数的标准差,进而构造Sobel统计量 $Z_{c_1b} = \hat{c}_1\hat{b}/s_{c_1b}$ ,3种空间权重的统计量分别为2.382、2.151、2.034,根据与标准正态分布临界值对应的置信水平比较发现,以上Sobel统计量均可通过5%水平显著性检验。此外,对于乘积项的标准差估算方法,除以上基于一阶方法外,还存在基于二阶方法 $s_{second\_c_1b} = \sqrt{\hat{c}_1s_b^2 + \hat{b}s_{c_1}^2 + s_{c_1}^2s_b^2}$ 的Goodman's I检验与基于无偏

方法 $s_{unbiased\_c_1b} = \sqrt{\hat{c}_1s_b^2 + \hat{b}s_{c_1}^2 - s_{c_1}^2s_b^2}$ 的Goodman's II检验,可得两组统计量分别为2.331、2.099、1.975;2.435、2.206、2.098,说明基于正态假设条件的中介效应检验至少在5%水平上具有统计学意义。中介效应的系数乘法检验也证实产业结构优化是城旅融合影响经济增长的重要中间机制,由此验证本文假说3。

表6 基于空间动态面板模型的产业结构优化中介效应检验

变量	ES			PGDP		
	空间邻接	地理距离	经济距离	空间邻接	地理距离	经济距离
$ES_{t-1}$	0.766*** (0.029)	0.758*** (0.028)	0.798*** (0.208)			
$PGDP_{t-1}$				0.195* (0.141)	0.532*** (0.171)	0.474** (0.214)
$Tou$	0.375* (0.116)	0.369* (0.102)	0.589** (0.208)	0.815*** (0.293)	0.586** (0.289)	0.999*** (0.253)
$ES$				0.081* (0.023)	0.115*** (0.043)	0.076* (0.026)
$W \times Tou$	0.890** (0.381)	0.753** (0.469)	1.272*** (0.618)	2.468*** (0.536)	2.328*** (0.663)	1.644** (0.172)
$W \times ES$				-0.142 (0.103)	-0.009 (0.116)	-0.022 (0.135)
$\rho$	0.181** (0.064)	0.163** (0.074)	0.234* (0.089)	0.279** (0.080)	0.248** (0.119)	0.288** (0.127)
控制变量及空间滞后项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时期效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.850	0.986	0.824	0.491	0.495	0.576
$N$	330	330	330	330	330	330

### 六、结论与政策启示

本文在对城旅融合与经济增长关系进行理论阐释基础上,基于中国大陆2004—2015年省级面板数据样本,通过引入更具解释力的空间动态面板杜宾模型分析技术,对城旅融合影响经济增长的调节与中间机制进行实证研究,得到如下研究结论。①经济增长具有显著时空依赖效应。具言之,经济增长变化存在正向的时间滞后效应与空间溢出效应。在时间轴上,经济增长继续保持动态惯性趋势。在空间域上,省际经济增长存在空间交互作用。②城旅融合对经济增长的影响存在直接效应与空间溢出效应两种作用机制。城旅融合不仅会促进本省经济增长,且对邻近省份经济增长具有显著的空间正外部性,说明对空间效应的捕捉是有效估计城旅融合的经济增长效应的关键,后续稳健性检验为测试基本结论的敏感性提供了系列证据。③调节机制检验结果表明,市场化进程正向调节城旅融合影响经济增长的直接效

应与空间溢出效应。若本省市场化进程加快,城旅融合的经济增长效应也愈发强劲,同时市场化还会通过与城旅融合的空间关联互动增强城旅融合对经济增长的空间溢出效应。④中介效应检验发现,产业结构优化是城旅融合促进经济增长的重要传导渠道,说明城旅融合发展水平的提升,有助于推动产业结构的调整优化,进而驱动经济增长,但此中间机制并不存在空间效应。

本文从研究视角、方法上丰富和拓展了城旅融合与经济增长关系方面的研究内容,尤其将时空因素纳入逻辑研究框架,为全面深入刻画城旅融合影响经济增长提供了经验证据,对理解并揭示城旅融合与经济增长的关系机理具有重要意义。本文研究结论存在明晰的政策启示。首先,在确保促增长政策具有延续性的同时,省份间在实施经济增长策略时需有意识强化扩散示范效应、学习模仿效应和竞合协同效应以缩小省际增长差距,通过促进经济收敛来实现区域一体化。其次,根据城旅融合对经济增长的空间影响路径,一方面,政府推进新型城镇化战略时,可考虑在功能结构、空间规划、产业培育和服务配套等方面为旅游业发展提供所需支撑要素、市场环境及保障条件,充分诠释新型城镇化作为现代旅游业的载体作用;另一方面,央地两级在制定与实施城旅融合政策时,应统筹兼顾、全面安排及协调平衡,并构建宽层次、多能级和互补性的城旅融合地理增长极,在城旅融合对经济增长的空间正外部性条件下,努力推动城旅融合的跨区网络化联动发展。再次,充分体现政府引导与市场机制在城旅融合过程中所形成的交互作用,重点是通过深入推进市场化改革,激励城旅融合要素合理流动与优化配置,以增进市场化进程对城旅融合的经济增长效应所释放的“制度红利”,同时通过市场整合、创新示范进而改革试点等方式提高城旅融合要素的跨区流动效率,降低城旅融合产业跨区互链的交易成本,驱动跨区城旅融合产业价值链增值,切实发挥“制度溢出”对城旅融合影响经济增长的正向空间效应。最后,政府应树立“产业协调、技术引

领、生态优先”三维一体的产业结构优化理念,特别是着重培育新兴产业与现代服务业,为城旅融合创设优越的产业环境,塑造行业内、部门间和跨地区的城旅融合产业链,再通过水平、垂直关联溢出效应叠加,对供给侧产业结构的调整优化施加正面影响,从而促进经济增长。

#### 参考文献:

- [1]丛海彬,段巍,吴福象. 新型城镇化中的产城融合及其福利效应[J]. 中国工业经济,2017(11):64-82.
- [2]MAJUMDAR S, DENG J, ZHANG Y, et al. Using contingent valuation to estimate the willingness of tourists to pay for urban forests: a study in Savannah, Georgia [J]. Urban forestry & urban greening, 2011, 10(4): 275-280.
- [3]FENNELL D A. The nature of pleasure in pleasure travel [J]. Tourism recreation research, 2009, 34(2): 123-134.
- [4]谢呈阳,胡汉辉,周海波. 新型城镇化背景下“产城融合”的内在机理与作用路径[J]. 财经研究,2016, 42(1): 72-82.
- [5]杨勇. 我国旅游产业综合竞争力:理论分析、测度体系与实证评价[J]. 旅游科学,2012,26(6):42-54.
- [6]王新越,宋飏,宋斐红. 山东省新型城镇化的测度与空间分异研究[J]. 地理科学,2014,34(9):1069-1076.
- [7]赵永平,徐盈之. 新型城镇化的经济增长效应:时空分异与传导路径分析[J]. 商业经济与管理,2014(8):48-56.
- [8]赵磊,潘婷婷,方成,等. 旅游业与新型城镇化——基于系统耦合协调视角[J]. 旅游学刊,2020,35(1):14-31.
- [9]李婧,谭清美,白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与空间动态面板模型的实证研究[J]. 管理世界,2010(7):43-55.
- [10]樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2009 年报告[M]. 北京:经济科学出版社,2010: 21-34.
- [11]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省市场化指数报告(2016)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2017: 33-46.
- [12]杨丽君,邵军. 中国区域产业结构优化的再估算[J]. 数量经济技术经济研究,2018,35(10):60-78.
- [13]张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35-44.
- [14]YU J, JONG R D, LEE L F. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both N and T are large[J]. Journal of econometrics, 2008, 146(1): 118-134.

- [15]董理,张启春. 我国地方政府公共支出规模对人口迁移的影响——基于空间动态面板模型的实证研究[J]. 财贸经济,2014,35(12):40-50.
- [16] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics [M]. London: Chapman & Hall/CRC Press, 2009.
- [17]ELHORST J P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences [J]. Journal of geographical systems, 2012, 14(1): 5-28.
- [18]BELOTTI F, HUGHES G, MORTARI A P. Spatial panel data models using Stata [J]. The stata journal, 2017, 17(1): 139-180.
- [19] DONALDSON D, STOREYGARD A. The view from above: applications of satellite data in economics [J]. Journal of economic perspectives, 2016, 30(4): 171-198.
- [20]王贤彬,黄亮雄. 夜间灯光数据及其在经济学研究中的应用[J]. 经济学动态,2018(10):77-89.
- [21]彭星. 环境分权有利于中国工业绿色转型吗? ——产业结构升级视角下的空间动态效应检验[J]. 产业经济研究,2016(2):21-31.
- [22] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical considerations [J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [23]温忠麟,叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补? [J]. 心理学报,2014,46(5):714-726.
- [24]方杰,张敏强,邱皓政. 中介效应的检验方法和效果测量:回顾与展望[J]. 心理发展与教育,2012, 28(1): 105-111.
- [25] SOBEL M E. Direct and indirect effects in linear structural equation models [J]. Sociological methods & research, 1987, 16(1): 155-176.
- [26] MACKINNON D P, FAIRCHILD A J, FRITZ M S. Mediation analysis [J]. Annual review of psychology, 2007, 58: 593-614.

(本文责编:王延芳)