

资本与资源双驱动下三亚旅游综合体空间格局形成影响因素分析

高超凡, 雷宏博, 王雷, 宋红娟

(海南热带海洋学院旅游学院, MTA 教育中心, 海南 三亚 572000)

摘要: 聚焦于资本与资源双驱动下三亚市旅游综合体空间格局的形成影响因素。通过深入分析固定资产投资、资源禀赋以及市场驱动和政府推动等多方面因素作用,探讨其对三亚市旅游综合体空间格局的影响。研究发现,固定资产投资和资源禀赋虽对旅游综合体空间格局直接影响不显著,但通过对物质空间和社会文化空间的作用间接产生影响。市场驱动和政府推动在这一过程中具有负向的调节作用,市场驱动可能导致投资偏向短期利益,而政府推动若规划不当也会影响资源合理配置。进一步研究表明,加强市场机制与优化政府职能,对于促进三亚市旅游综合体空间格局的科学合理形成至关重要。

关键词: 城市经济; 旅游综合体; 空间格局; 时空修复理论; 结构方程

中图分类号: F592.99 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)09-0192-15

《国务院关于印发“十四五”旅游业发展规划的通知》(国发〔2021〕32号)中提出建设一批旅游枢纽城市、重点旅游城市以及特色旅游城市。在当今城市发展的演进历程中,城市是旅游业发展的主要依托、空间与载体^[1],城市经济与旅游产业之间的融合态势愈发紧密。从流动性的角度来看,城市旅游空间结构的形成和演变是各种发展要素流动的结果,其中资本作为最关键的生产要素之一,扮演了至关重要的角色^[2]。资源禀赋作为城市发展旅游的基本要素,也是旅游业态时空分布的基础^[3]。《三亚建设国际旅游胜地规划(2022—2035年)》提出全市共谋划117个重点项目,总投资额超过1385亿元。根据《三亚市全域旅游发展规划(2021—2025)》,三亚现有各类旅游资源158处,在资本的有力推动下,三亚市旅游空间格局^[4]逐步进行调整。三亚市拥有丰富多样的旅游资源,这些资源促使其旅游业在不同的时间节点和地域空间可以呈现出多元化的发展态势,三亚市已然构建起了以旅游业为主导的区域发展格局^[5]。

据统计,全国至少有200多个城市进行了旅游

综合体投资项目布局,总发展数量超过2000个,单体项目平均投资额在13亿元以上^[6];三亚市目前有酒店型旅游综合体99家^[7],康养型旅游综合体17家^[8],旅游综合体正成为城市旅游发展的重要组成部分。在当今城市经济与旅游产业深度交织、协同发展的大背景下,探索旅游综合体空间格局形成原因显得尤为重要。旅游综合体作为一种新兴且具有强大活力的空间组织形式,其空间格局的塑造并非偶然,而是多种因素相互作用、共同影响的结果。深入剖析这些原因,不仅有助于更好地理解旅游产业在城市空间中的布局规律和发展逻辑,更能为城市规划、旅游开发以及经济发展战略的制定提供科学依据和有益参考。它关系到城市资源的合理配置、产业的优化升级以及城市整体竞争力的提升,对于实现城市经济的可持续发展和旅游产业的高质量发展具有不可忽视的关键意义。

吴必虎等^[9]指出中国景区开发正逐渐向高端化和综合化发展,这一趋势催生了旅游综合体这一新兴的旅游宗地利用方式。旅游综合体不仅体现了人工景区转型的时代趋势,也代表了一种新的操作

收稿日期: 2024-11-21

基金项目: 海岛旅游资源数据挖掘与监测预警技术文化和旅游部重点实验室建设项目(KLITRDMM 2024);2024年度海南热带海洋学院研究生创新项目(RHDYC-202432,RHDYC-202433)

作者简介: 高超凡(1989—),男,河南焦作人,硕士研究生,研究方向为休闲旅游;雷宏博(1993—),男,辽宁辽阳人,硕士研究生,研究方向为休闲旅游;王雷(1987—),男,山西长治人,硕士研究生,研究方向为休闲旅游;通信作者宋红娟(1980—),女,山西长治人,博士,教授,研究方向为旅游消费者行为、生态旅游。

模式,这一现象值得深入探讨。城市旅游综合体的形成是城市发展到一定阶段的必然产物,而西方发达国家的城市化进程较早,对城市综合体的研究可以追溯到20世纪60年代。例如,简·雅各布斯在其1961年的著作《美国大城市的死与生》中强调了多种用途混合对于创造活力社区的重要性^[10]。Rabin^[11]研究发现,纽约市中心商业区(CBD)可以被视为一个庞大而复杂的商业和工业中心,其中相似性质的活动往往集中在一起,形成了具有分离特征的商业区。

国内外学者普遍认为,城市旅游综合体起源于城市综合体,并逐渐发展出以旅游行业为主导的新的综合体概念^[12]。在早期的研究中,学者们主要关注城市旅游综合体的发展模式。王文君^[13]提出了4种发展模式:以娱乐功能为核心、以休闲度假功能为核心、以综合购物功能为核心、以会展功能为核心。沈琳^[14]则将其归纳为生态旅游综合体、人文旅游综合体与娱乐旅游综合体3大模式。而有关旅游综合体空间格局形成影响因素的研究有:李维维等^[15]以青岛灵山湾为典型案例,借助空间句法和GIS(geographic information system,地理信息系统)工具,从空间拓扑角度分析Eco-UTC空间结构的演变规律;李维维等^[6]使用地理探测器,探索城市尺度上UTC分布格局的演变规律;李维维等^[16]引用复杂适应性系统理论探寻旅游综合体土地利用演化机理。然而,针对旅游综合体的研究很少运用时空修复理论,并在其基础上构建理论结构模型,深度剖析旅游综合体空间格局形成影响因素。当前,许多景区仅仅满足于为游客提供美景,但现代年轻人,特别是95后,更加注重精神层面的触动,追求个性化、标签化和新潮化的旅游体验。随着网红城市的兴起,越来越多的年轻人被吸引到新的城市,体验不同的生活方式。滨海城市作为中国重要的旅游目的地,其城市旅游综合体被视为城市新潮文化的重要窗口。在这一背景下,探索旅游综合体空间格局形成影响因素。鉴于其涉及城市经济、社会文化、地理环境等多维度因素的相互交织,且在当前城市快速发展和旅游消费升级的大趋势下,如何精准剖析各因素对空间格局形成的具体作用路径?如何基于这些作用路径制定科学合理的城市规划与旅游发展策略?这些都成为亟待解决的问题。这需要从多维度进行深入研究,以促进滨海城市旅游综合体的可持续发展,并满足现代旅游消费者,尤其是年轻一代的多元化需求。

本文旨在深入探究旅游综合体空间格局形成影响因素这一关键课题,在时空修复理论的基础上,充分汲取和整合国内外目前在该领域已取得的丰富研究结论。通过严谨的理论分析与数据梳理,构建起针对旅游综合体空间格局形成影响因素的结构方程模型。这一模型将作为探索的有力工具,尝试从更为系统和全面的角度,深入剖析旅游综合体空间格局形成的背后原因。期望借助这一研究方法,不仅能够揭示出各影响因素之间复杂的关系,还能进一步挖掘这些因素在不同时空维度下对旅游综合体空间格局形成的具体作用方式和传导路径,为推动旅游综合体的科学规划与可持续发展提供具有深度和广度的理论支持与实践指导。

1 研究假设

“马克思主义”理论认为,资本追逐利润最大化的动力驱动着资本不断破除空间障碍,资本生产的过程中,其本身的空间构序会进行资本化重组^[17]。Lefebvre^[18]的“空间生产”理论继承了“马克思主义”理论把空间视为一种生产对象,列斐伏尔从固定资本的角度重新界定了城市空间的概念。“空间生产”理论^[19]认为,固定资本投资引起城市空间的不断变化。Harvey^[20]的“时空修复”理论延续了“马克思主义”理论以及Lefebvre的“空间生产”理论,Harvey讨论了资本如何通过时间和空间的调整来应对城市空间问题,这些调整包括资本的地理空间流动、固定资本投资等,这些概念与Harvey后来提出的“时空修复”理论是一致的。

时间修复机制依托于资本的3个层次的循环来运作:一级循环涉及固定资本直接进入生产环节,二级循环关注城市物质空间的发展项目,三级循环则涉及城市社会文化空间的投入。当一级循环导致资本过剩时,二级和三级循环的长期投资项目会吸收这些过剩资本。在二级循环中,投资对区域生产活动至关重要,形成物质中心。三级循环中的投资则对社会文化活动产生重大影响。这3个循环帮助资本主义国家吸纳大量资本,并因其区域稳定性(如教育系统一旦建立就不易迁移)而著称。这些循环吸收了由过度积累产生的资本盈余,并为未来的资本生产力的提升提供了支持,包括更高素质的劳动力、科研投资以及更高效的交通和通信系统。资本最终回流至一级循环,将满足当前需求转变为满足未来需求,缓解了资本过剩的危机,确保了资本主义经济的持续发展。

时空修复理论为资本三级循环提供外在条件

和解决途径^[21],空间修复是表面的物质空间的修复;时间修复是内在的特殊空间(如社会文化空间)的修复^[22,7]。空间修复理论揭示了资本通过城市物质空间重塑来维持自身发展的内在逻辑,资本不断地进行地理空间扩张,以消化自身多余的生产能力,为自身的问题寻求“空间上的解决办法”;时间修复理论展示了资本在时间维度上应对危机的一种方式,将当下的资本盈余通过投资长期城市社会文化空间领域来进行时间上的转移,推迟资本价值在未来重新进入流通领域的时间。哈维^[23]认为,资本主义国家的城市化,可以总结为资本3次循环的过程,第一次循环指资本在生产领域和剩余价值创造过程中的流动,第二次循环指资本进入到建成环境(物质空间)中固定下来,如住房、道路、桥梁建设等,第三次循环指向科学、教育、医疗等社会发展方面(社会文化空间)的投资和支出^[5,24]。在现代空间生产中,物质空间和社会文化空间的差异性为资本循环提供了方向^[25]。新古典经济学逻辑主导的城市空间生产模型分析结果表明,城市空间格局变动与城市发展阶段及其资源禀赋紧密相关^[26]。哈维所提出的资本二级循环是资本被用于物质空间建设,这对应于地区发展中的建成环境投资阶段,涵盖了生产性和生活性建成环境的投资;资本三级循环是资本被投入到社会文化空间等领域,这与地区发展的科技创新投资阶段相对应^[27]。

根据空间生产理论和时空修复理论^[28],固定资本为了在旅游目的地谋求最大的利益。首先,固定资本需要通过改善旅游空间中的物质空间来实现其增值,这涉及对旅游目的地的物质环境进行投资和开发,如基础设施、旅游景点的建设等,以吸引游客和促进消费。这一过程被称为资本的“第二重循环”,它强调了资本对物质空间的塑造和利用。其次,固定资本还需要通过“第三重循环”来更大程度上提升旅游空间里的社会文化空间。这包括投资于文化活动、社区建设、品牌形象塑造等,以增强旅游地的社会文化价值和吸引力。这种投资不仅提升了旅游地的文化内涵,也有助于形成特定的旅游地身份和文化认同,从而促进了旅游地的长期可持续发展。随着资本的持续流动与转移,其以多种形式与空间融合,涵盖了城市土地、产业等多个方面的领域纳入了资本的循环之中;空间创造的过程持续被转化为资本化的形式,尤其是在沿海地区,滨海空间被打上商品化的标签,这触发了滨海城市旅游的物质空间以及社会文化空间的一系列新的变

革^[6,29]。胡宪洋和保继刚^[30]采用访谈法通过研究三亚海棠湾旅游度假区的案例,应用“时空修复”理论,探索了在中国背景下,固定资产投资在经济和非经济维度中,是如何在市场驱动和政府推动^[31]的影响下,在二级循环的物质空间和三级循环的社会文化空间的空间重塑过程,其研究还发现资本的过度集中和政府的强干预事实,空间结果背后呈现出极大的权力意志。

基于以上分析,提出如下假设。

H1:在资本二级循环对城市旅游空间进行构建的历程中,固定资产投资对物质空间产生正向积极的影响;

H2:在资本三级循环对城市旅游空间进行构建的历程中,固定资产投资对社会文化空间产生正向积极的影响;

H3a:资本过度集中下市场驱动对固定资产投资与物质空间产生负向削弱的影响;

H3b:资本过度集中下市场驱动对固定资产投资与社会文化空间产生负向削弱的影响;

H4a:政府强干预下政府推动对固定资产投资与物质空间产生负向削弱的影响;

H4b:政府强干预下政府推动对固定资产投资与社会文化空间产生负向削弱的影响。

在驱动机制上,旅游综合体空间格局生成离不开外部资本、资源禀赋的驱动作用^[16]。由于资源禀赋在空间上具有不可移动性的特点,因此旅游空间受限于资源禀赋;而资源禀赋在旅游活动的场景下带来地区物质空间和社会文化空间重构^[32]。旅游综合体形成以旅游景区用地为核心,向外依次分布旅游综合服务用地、绿地廊道建设等物质空间分异的圈层空间格局模式,也就是物质空间造就了曲江旅游综合体圈层空间格局的独特模式^[33]。然而,旅游综合体在其空间格局演变过程中受到社会文化空间的影响^[34]。基于以上分析,提出如下假设。

H5:在旅游活动场景下,固定资产投资对旅游综合体空间格局产生正向积极的影响;

H6:在旅游活动场景下,资源禀赋对旅游综合体空间格局产生正向积极的影响;

H7:在旅游活动场景下,资源禀赋对物质空间产生正向积极的影响;

H8:在旅游活动场景下,资源禀赋对社会文化空间产生正向积极的影响;

H9:在旅游活动场景下,物质空间对旅游综合体空间格局产生正向积极的影响;

H10:在旅游活动场景下,社会文化空间对旅游综合体空间格局产生正向积极的影响。

根据上述的结论分析和研究假设,本文的理论模型如图1所示。

2 研究设计

本文的结构模型选取了7个变量。所有变量全部采用七级李克特量表,测量范围从“非常不同意”至非常同意。所有观测变量以及测量题目参考了国

内外大量相关研究,最终,得到了旅游综合体空间格局形成影响因素研究假设的检测量表,见表1。问卷设计完成后,该问卷采取线上问卷调查,于2024年9月、10月在海南三亚多阶段定向旅游业相关管理者发放线上问卷调查,预调查收取60份问卷,信效度通过之后,继续发放问卷,共收集398份问卷,删除66份无效问卷,最后确定332份有效问卷,有效率83%,可以开展后续的研究。

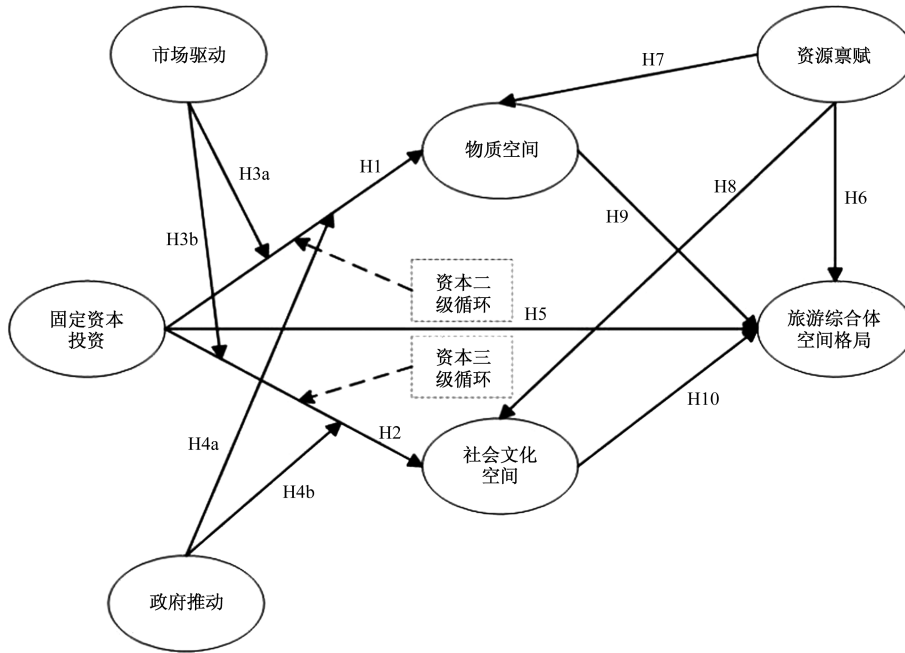


图1 旅游综合体空间格局形成影响因素研究假设模型

表1 研究量表

变量	观测变量	代码	题项	参考文献
固定资本投资(CI)	市场风险	CI1	我担心本人所任职的公司把资金投入三亚旅游综合体后,会因为经济不景气导致资金无法回收	陈福山 ^[35]
	政策风险	CI2	我担心本人所任职的公司投入资金于三亚旅游综合体后,三亚政府的奖励优惠措施会因为政府财政支需而中止	
	投资回收期	CI3	我担心本人所任职的公司投入资金于三亚旅游综合体后,回收期间太慢	
	内部收益率	CI4	我担心本人所任职的公司投入资金于三亚旅游综合体后,其获利低于利率	
	资产报酬率	CI5	我担心本人所任职的公司投入资金于三亚旅游综合体后,其投资报酬率低于通货膨胀率	
资源禀赋(RE)	滨海风光	RE1	三亚的滨海风光(包括清澈的海水、细腻的沙滩和壮观的日落等)在国内外旅游市场上具有一定的吸引力	杨莹莹 ^[36]
	自然气候	RE2	三亚热带气候带来的温暖阳光和宜人环境,在国内外旅游市场上展现出了显著的竞争优势	
	旅游品牌知名度	RE3	三亚被称为“东方夏威夷”,其旅游市场品牌知名度较高	
政府推动 ^[12] (ZF)	税收政策	ZF1	政府有提供一定年限的减税或者免税机制	陈福山 ^[35]
	补贴政策	ZF2	政府有提供投资奖励补贴给投资者	
	基础设施	ZF3	政府会把水电等基础设施优先供应给三亚的投资商	
	投资奖励凸显	ZF4	政府的投资奖励条件优于海南其他市县	
	公共服务水平	ZF5	政府政务处理水平和服务质量较高	
市场驱动 ^[12] (SC)	社会治安	SC1	本市社会治安状况良好	杨静 ^[37]
	劳动力供给	SC2	本市旅游业劳动力供给充足	

续表

变量	观测变量	代码	题项	参考文献
物质空间 (MS)	城市道路	MS1	旅游综合体的投资建成和运营,带动周围城市道路的拓展	姜川 ^[38]
	旅游休闲区	MS2	旅游综合体的投资建成和运营,促使城市旅游休闲区的增加	
	地产价值	MS3	旅游综合体的投资建成和运营,以及其吸引力的增强,周边地区的地产价值亦随之上涨	
社会文化 空间(SS)	产业融合	SS1	旅游综合体内部吃、住、行、游、购、娱一体的一站式旅游服务,推动旅游业与其他产业融合,如旅游+农业、旅游+体育、旅游+科技等	王宇乾和 武前波 ^[39]
	就业结构	SS2	旅游综合体凭借多元化业态优势,有力促进就业结构改善,推动就业从传统的农业、渔业向服务业、旅游业等现代产业转型	
	人文景观	SS3	企业投入巨额资金在园区的文化旅游景观建设当中,完善景区的公共基础设施,丰富城市人文景观的类型	陈芷涵 ^[40]
	文化素养	SS4	企业出资加强本地员工的旅游专业知识和技能培训,培养员工的文化素养	
	饮食文化	SS5	企业在园区内打造特色美食街区,通过引入各地特色美食为当地餐饮业的发展注入新的活力,促进饮食文化的交流	
旅游综合 体空间格 局(SP)	空间分布方向性	SP1	从海棠区至天涯区,旅游综合体项目沿海岸线自东北向西南方向延伸,这一布局策略性地覆盖区域内的黄金地段,反映本市的海洋资源对旅游资本市场有强劲的吸引	任春欣 ^[41]
	空间聚集度	SP2	本地区的旅游综合体在某些区域的高密度聚集可能导致市场过度饱和,增加企业面临市场过剩的风险	卢慧佳等 ^[42]

3 实证分析

3.1 信度与效度检验

3.1.1 信度检验

使用 spssau 进行信度检验,根据周俊^[43]、周俊和马世澎^[44]、Eisinga^[45]从表 2 可知:信度系数值为 0.934,大于 0.9,因而说明研究数据信度质量很高。针对“项已删除的 α 系数”,任意题项被删除后,信度系数并不会会有明显的上升,因此说明题项不应该被删除处理。针对 CITC 值(校正项总计相关性),分析项的 CITC 值均大于 0.4,说明分析项之间具有良好的相关关系,同时也说明信度水平良好。综上所述,研究数据信度系数值高于 0.9,综合说明数据信度质量高,可用于进一步分析。

3.1.2 效度检验

使用 spssau 进行效度检验,根据周俊^[43]、周俊和马世澎^[44]、Chung 等^[46]的研究结论。从表 3 可知:所有研究项对应的共同度值均高于 0.4,说明研究项信息可以被有效提取。另外,KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)值为 0.935,大于 0.6,数据可以被有效提取信息。另外,7 个因子的方差解释率值分别为 14.615%、12.634%、11.213%、10.273%、8.479%、6.607%、5.889%,旋转后累积方差解释率为 69.710% > 50%。意味着研究项的信息量可以有效提取出来。使用 KMO 和 Bartlett 检验进行效度验证,从表 3 可以看出,KMO 值为 0.935,KMO 值大于 0.8,研究数据非常适合提取信息(从侧面反映出效度很好)。

表 2 信度分析

名称	校正项总计相关性(CITC)	项已删除的 α 系数	Cronbach's α 系数
CI1	0.545	0.933	0.934
CI2	0.517	0.933	
CI3	0.505	0.933	
CI4	0.546	0.932	
CI5	0.513	0.933	
RE1	0.590	0.932	
RE2	0.515	0.933	
RE3	0.607	0.931	
SC1	0.492	0.933	
SC2	0.559	0.932	
ZF1	0.578	0.932	
ZF2	0.623	0.931	
ZF3	0.599	0.932	
ZF4	0.599	0.932	
ZF5	0.595	0.932	
MS1	0.668	0.931	
MS2	0.690	0.930	
MS3	0.593	0.932	
SS1	0.640	0.931	
SS2	0.581	0.932	
SS3	0.667	0.931	
SS4	0.661	0.931	
SS5	0.624	0.931	
SP1	0.601	0.932	
SP2	0.551	0.932	

注:标准化 Cronbach' α 系数=0.936。

表3 效度分析结果

变量	因子载荷系数							共同度(公因子方差)
	因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 5	因子 6	因子 7	
CI1	0.763	0.141	0.089	0.220	-0.006	-0.005	0.222	0.708
CI2	0.779	0.045	0.083	-0.064	0.270	0.134	0.153	0.734
CI3	0.828	0.127	0.062	0.140	0.143	0.011	-0.095	0.755
CI4	0.798	0.164	0.193	0.094	0.018	0.030	0.052	0.714
CI5	0.829	0.069	0.069	0.080	0.098	0.081	0.101	0.730
RE1	0.198	0.066	0.302	0.671	0.208	0.215	0.004	0.675
RE2	0.078	0.182	0.144	0.801	0.160	0.097	-0.010	0.736
RE3	0.151	0.225	0.122	0.730	0.131	0.108	0.299	0.740
SC1	0.072	0.123	0.263	0.380	-0.058	0.670	0.145	0.707
SC2	0.079	0.281	0.125	0.063	0.348	0.737	0.168	0.798
ZF1	0.098	0.696	0.070	0.276	0.067	0.242	0.149	0.660
ZF2	0.150	0.519	0.182	0.203	0.292	0.466	-0.088	0.677
ZF3	0.169	0.689	0.303	0.015	0.180	0.109	0.083	0.647
ZF4	0.167	0.749	0.224	0.193	0.166	-0.049	0.036	0.708
ZF5	0.086	0.587	0.228	0.059	0.207	0.310	0.217	0.593
MS1	0.201	0.378	0.191	0.319	0.510	-0.023	0.268	0.653
MS2	0.145	0.301	0.297	0.243	0.645	0.137	0.167	0.722
MS3	0.211	0.177	0.163	0.151	0.746	0.195	0.058	0.723
SS1	0.151	0.228	0.500	0.347	0.393	0.024	0.078	0.606
SS2	0.134	0.202	0.77	0.013	0.156	0.157	0.158	0.726
SS3	0.163	0.327	0.489	0.198	0.324	0.131	0.204	0.575
SS4	0.108	0.206	0.668	0.260	0.235	0.093	0.269	0.704
SS5	0.139	0.257	0.696	0.321	0.022	0.177	0.051	0.708
SP1	0.109	0.437	0.268	0.160	0.120	0.128	0.562	0.646
SP2	0.248	0.095	0.253	0.095	0.164	0.154	0.767	0.782
特征根值(旋转前)	9.960	2.494	1.312	1.077	0.920	0.891	0.775	—
方差解释率(旋转前)/%	39.84	9.970	5.250	4.310	3.680	3.560	3.100	—
累积方差解释率(旋转前)/%	39.84	49.81	55.06	59.370	63.050	66.610	69.710	—
特征根值(旋转后)	3.654	3.159	2.803	2.568	2.120	1.652	1.472	—
方差解释率(旋转后)/%	14.620	12.630	11.210	10.270	8.480	6.610	5.890	—
累积方差解释率(旋转后)/%	14.620	27.250	38.460	48.740	57.210	63.820	69.710	—
KMO 值	0.935							
巴特球形值	4 319.078							
df	300							
P	0.000							

3.2 验证性因子分析

3.2.1 收敛效度分析

使用 spssau 进行分析,根据周俊^[43]、周俊和马世澎^[44]以及 Fornell 和 Larcker^[47]、Hu 和 Bentler^[48]的研究表明,因子载荷(Std.)应大于 0.7,0.6~0.7 为可接受;平均方差萃取量(AVE)应大于 0.5,0.36~0.5 为可接受;组成信度(CR)应大于 0.7,当平均方差萃取量(AVE)取 0.4~0.5 时,组成信度(CR)大于 0.6 也可接受。由图 2 可知,验证性因子分析包括 5 个潜在变量和 18 个观察变量,对量

表进行一阶验证性因子分析,结果见表 4。收敛效度分析结果表明,观察变量在潜变量上的因子载荷均在 0.67 及以上,大于 0.6,各潜变量的平均方差萃取量(AVE)在 0.48 及以上,分别为 0.616、0.565、0.546、0.529、0.482,均大于 0.36,组成信度(CR)分别为 0.889、0.795、0.782、0.848,均大于 0.7,潜变量的平均方差萃取量(AVE)取值为 0.482 时;组成信度(CR)为 0.65,可接受,且均在 0.001 的水平下显著,说明量表具有很好的信度和收敛效度。

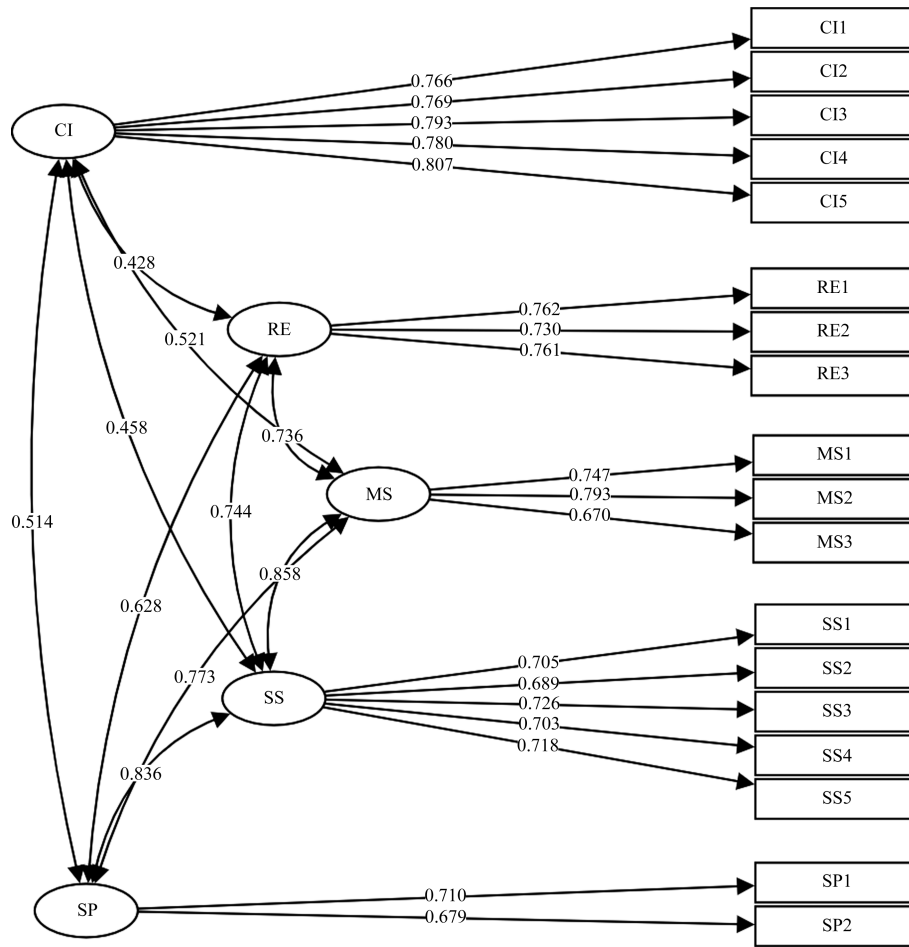


图 2 验证性因子分析模型

表 4 收敛效度分析结果

变量	系数	标准误	z	P	标准化估计值	共享平方多元关系	AVE	CR
CI	CI1	1.000	—	—	—	0.766	0.616	0.889
	CI2	0.933	0.066	14.213	***	0.769		
	CI3	0.940	0.064	14.697	***	0.793		
	CI4	0.931	0.064	14.609	***	0.789		
	CI5	0.933	0.062	14.987	***	0.807		
RE	RE1	1.000	—	—	—	0.762	0.565	0.795
	RE2	0.870	0.071	12.225	***	0.730		
	RE3	0.957	0.076	12.654	***	0.761		
MS	MS1	1.000	—	—	—	0.747	0.546	0.782
	MS2	1.050	0.077	13.607	***	0.793		
	MS3	0.842	0.073	11.548	***	0.670		
SS	SS1	1.000	—	—	—	0.705	0.529	0.848
	SS2	0.938	0.080	11.659	***	0.689		
	SS3	1.070	0.087	12.255	***	0.726		
	SS4	1.099	0.083	13.296	***	0.793		
	SS5	0.987	0.081	12.117	***	0.718		
SP	SP1	1.000	—	—	—	0.710	0.482	0.65
	SP2	1.086	0.108	10.086	***	0.679		

注：***表示 $P < 0.001$ 。

3.2.2 区分效度分析

表5区分效度中斜对角线为AVE平方根值,其余值为相关系数。AVE平方根值可表示因子的聚合性,相关系数表示相关关系,如果因子聚合性很强(明显强于与其他因子间的相关系数绝对值),则能说明具有区分效度;如果某因子AVE平方根值大于该因子与其他因子的相关系数绝对值。并且所有因子均呈现出这样的结论,则说明具有良好的区分效度。Fornell and Larcker^[51]研究表明,针对区分效度使用spssau进行分析。针对CI,其AVE平方根值为0.785,大于因子间相关系数绝对值的最大值0.444,意味着其具有良好的区分效度。针对RE,其AVE平方根值为0.751,大于因子间相关系数绝对值的最大值0.611,意味着其具有良好的区分效度。针对MS,其AVE平方根值为0.739,大于因子间相关系数绝对值的最大值0.699,意味着其具有良好的区分效度。针对SS,其AVE平方根值为0.727,大于因子间相关系数绝对值的最大值0.699,意味着其具有良好的区分效度。针对SP,其AVE平方根值为0.694,大于因子间相关系数绝对值的最大值0.619,意味着其具有良好的区分效度。总之,5个变量均有很好的区分效度,可以进行下一步研究。

表5 区分效度

变量	CI	RE	MS	SS	SP
CI	0.785				
RE	0.362	0.751			
MS	0.444	0.578	0.739		
SS	0.406	0.611	0.699	0.727	
SP	0.403	0.444	0.552	0.619	0.694

注:加黑数据为AVE平方根。

3.2.3 拟合度分析

根据周俊和马世澎^[44]、Bentler和Bonett^[49]、Wheaton等^[50]、Browne和Cudeck^[51]的研究结论,由表6拟合指标可知,根据判断标准和实际值对比来看,卡方自由度比(χ^2/df)实际值为2.175,小于

3,符合良好拟合标准。RMSEA(近似误差均方根)的实际值0.060,小于0.08,满足良好拟合条件。SRMR(标准化均方根残差)的实际值0.042,小于0.08,表明在这个方面模型拟合较好。CFI(比较拟合指数)的实际值0.950,大于0.9,符合良好拟合要求。NFI(规范拟合指数)的实际值0.912,大于0.9,也达到了良好拟合的标准。NNFI(非规范拟合指数)的实际值0.939,大于0.9,模型在这个指标上表现良好。总体而言,根据这些常用指标及其判断标准,该模型的拟合情况较好。

3.3 结构方程检验

使用spssau进行拟合度分析。由表7拟合指标可知, χ^2/df 值为2.535,小于判断标准中的3,这表明模型拟合效果良好;RMSEA值为0.068,小于判断标准中的0.08,这同样表明模型拟合效果良好;SRMR值为0.050,小于判断标准中的0.08,这显示模型拟合效果不错;CFI值为0.934,大于判断标准中的0.9,这表示模型拟合较好;NFI值为0.897,略低于判断标准中的0.9,但仍接近标准,可以认为模型拟合效果尚可;NNFI值为0.92,大于判断标准中的0.9,这表示模型拟合较好,整体来看模型拟合效果是可以接受的。

使用spssau进行测量模型检验,由图3可知,测量模型检验包括5个潜变量,18个观测变量,对测量模型进行检验。从表8可知,在固定资本投资构面,标准化回归系数分别为0.765、0.771、0.792、0.789、0.807,各系数均大于0.7;在资源禀赋构面,标准化回归系数分别为0.73、0.685、0.737,各系数均大于0.6;在物质空间构面,标准化回归系数分别为0.753、0.785、0.673,各系数均大于0.6;在社会文化空间构面,标准化回归系数分别为0.695、0.692、0.718、0.796、0.734,各系数均大于0.6;在旅游综合体空间格局构面,标准化回归系数分别为0.706、0.675,各系数均大于0.6。所有关系的P值均小于0.001,进一步证实了测量关系的高度显著性。

表6 拟合度指标

常用指标	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	NFI	NNFI
判断标准	—	—	<3	<0.08	<0.08	>0.9	>0.9	>0.9
值	271.881	125	2.175	0.060	0.042	0.950	0.912	0.939

表7 拟合度指标

常用指标	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	NFI	NNFI
判断标准	—	—	<3	<0.08	<0.08	>0.9	>0.9	>0.9
值	319.356	126	2.535	0.068	0.050	0.934	0.897	0.92

表 8 测量模型回归系数

路径	非标准化回归系数	SE	z	标准化回归系数
CI→CI1	1.000	—	—	0.765***
CI→CI2	0.936	0.066	14.222	0.771***
CI→CI3	0.939	0.064	14.651	0.792***
CI→CI4	0.933	0.064	14.599	0.789***
CI→CI5	0.934	0.062	14.964	0.807***
RE→RE1	1.000	—	—	0.730***
RE→RE2	0.852	0.074	11.472	0.685***
RE→RE3	0.967	0.079	12.286	0.737***
MS→MS1	1.000	—	—	0.753***
MS→MS2	1.031	0.078	13.232	0.785***
MS→MS3	0.839	0.073	11.461	0.673***
SS→SS1	1.000	—	—	0.695***
MS→SS2	0.956	0.083	11.468	0.692***
MS→SS3	1.073	0.090	11.864	0.718***
MS→SS4	1.121	0.086	13.010	0.796***
MS→SS5	1.025	0.085	12.110	0.734***
SP→SP1	1.000	—	—	0.706***
SP→SP2	1.087	0.109	9.938	0.675***

注：***表示 $P < 0.001$ 。

使用 spssau 进行假设检验,结果见表 9。从 CI 到 MS 的关系中,标准化回归系数为 0.192, P 值为 0.001,假设 H1 检验结果成立;从 RE 到 MS 的关系中,标准化回归系数为 0.757, P 值极为显著,假设 H7 检验结果成立,固定资本投资、资源禀赋与物质空间的回归 R^2 为 0.739,说明固定资本投资、资源禀赋能够解释物质空间 73.9%的变化;从 CI 到 SS 的关系中,标准化回归系数为 0.114, P 值为 0.041,假设 H2 检验结果成立;从 RE 到 SS 的关系中,标准化回归系数为 0.786, P 值极为显著,假设 H8 检验结果成立,固定资本投资、资源禀赋与社会文化空间的回归 R^2 为 0.711,说明固定资本投资、资源禀赋能够解释社会文化空间 71.1%的变化;从 CI 到 SP 的关系中,标准化回归系数为 0.115, P 值为 0.120,假设 H5 检验结果不成立;从 RE 到 SP 的关系中,标准化回归系数为 -0.235, P 值为 0.306,假设 H6 检验结果不成立;从 MS 到 SP 的关系中,

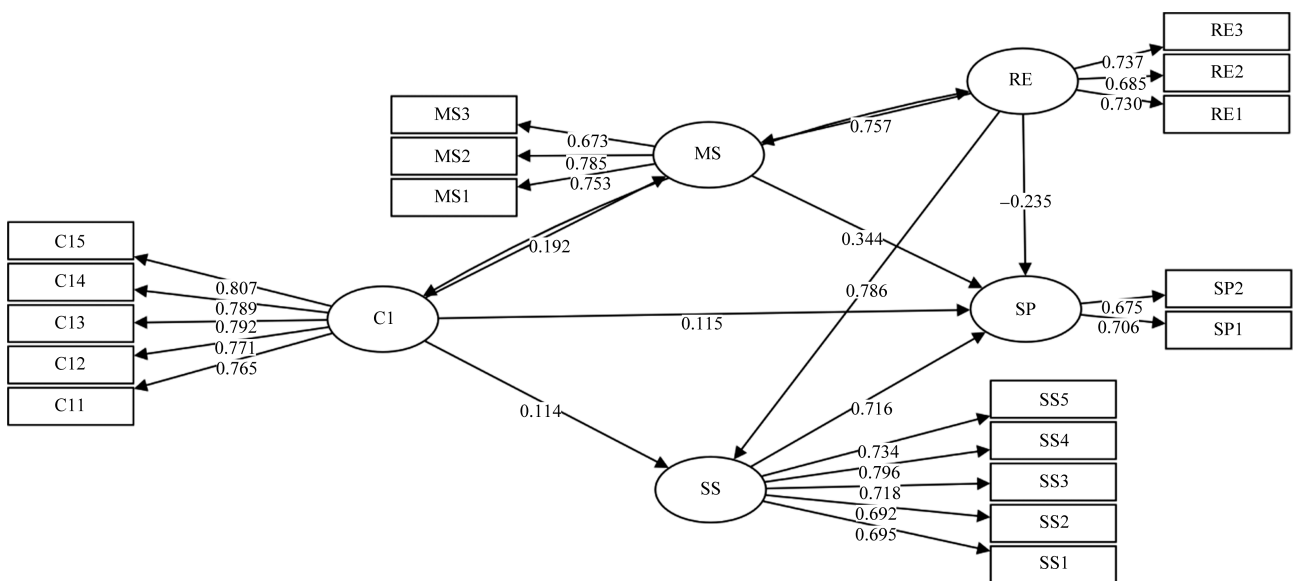


图 3 模型路径系数

表 9 假设检验结果

假设	路径	非标准化回归系数	SE	z(CR 值)	R^2	P	标准化回归系数	检验结果
H1	CI→MS	0.146	0.045	3.275	0.739	0.001**	0.192	成立
H7	RE→MS	0.773	0.080	9.686	0.739	***	0.757	成立
H2	CI→SS	0.079	0.039	2.043	0.711	0.041*	0.114	成立
H8	RE→SS	0.725	0.076	9.495	0.711	***	0.786	成立
H5	CI→SP	0.073	0.047	1.556	0.731	0.120	0.115	不成立
H6	RE→SP	-0.200	0.196	-1.023	0.731	0.306	-0.235	不成立
H9	MS→SP	0.287	0.143	1.997	0.731	0.046*	0.344	成立
H10	SS→SP	0.660	0.147	4.488	0.731	***	0.716	成立

注：***、**、* 分别表示 $P < 0.001$ 、 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$ 。

标准化回归系数为 0.344, P 值为 0.046, 假设 H9 检验结果成立; 从 SS 到 SP 的关系中, 标准化回归系数为 0.716, P 值极为显著, 假设 H10 检验结果成立, 固定资本投资、物质空间、社会文化空间、资源禀赋与旅游综合体空间格局的回归 R^2 为 0.731, 说明固定资本投资、物质空间、社会文化空间、资源禀赋能够解释旅游综合体空间格局 73.1% 的变化。

3.4 调节效应检验

根据吴艳和温忠麟^[52]以及杨文礼等^[58]的研究结论, 将 CI(固定资本投资)、SC(市场驱动)、ZF(政府推动)、MS(物质空间)、SS(社会文化空间)5 个潜变量分别打包为单一维度, 并构建有调节的结构方程模型: CI-SC-MS 调节模型、CI-ZF-MS 调节模型、CI-SC-SS 调节模型、CI-ZF-SS 调节模型。

根据周俊^[43]、周俊和马世澎^[44]、Hayes^[54]、Hayes 和 Matthes^[55]的研究结论, 由 CI-SC-MS 图 4 可知, CI(固定资本投资)为自变量, SC(市场驱动)为调节变量, MS(物质空间)为因变量, $CI \times SC$ 为 CI(固定资本投资)与 SC(市场驱动)的交互项。从表 10 CI-SC-MS 调节效应分析结果可知, CI 与 SC 的交互项呈现出显著性 ($t = -4.463, P = 0.000 < 0.05, \beta = -0.249$)。意味着 CI 对于 MS 影响时, 调节变量 (SC) 在不同水平时, 影响幅度具有显著性差异, 假设 H3a 检验结果成立, 具体可通过接下来的简单斜率图进行查看。

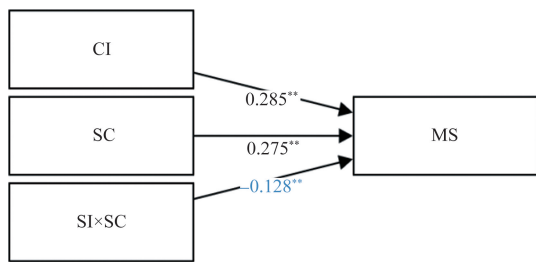


图 4 CI-SC-MS 调节效应模型结果

表 10 CI-SC-MS 调节效应分析结果

变量	B(非标准回归系数)	标准误	t	P	β (标准回归系数)
常数	5.265	0.051	102.355	0.000	—
CI	0.283	0.036	7.823	0.000	0.345
SC	0.275	0.059	4.692	0.000	0.270
$CI \times SC$	-0.128	0.029	-4.463	0.000	-0.249
R^2	0.410				
调整 R^2	0.404				
F	$F(3, 328) = 75.871, P = 0.000$				
ΔR^2	0.036				
ΔF	$F(1, 328) = 19.922, P = 0.000$				

由图 5 可知, MS(物质空间)呈增长趋势, 且调节变量在低水平和高水平下变化趋势相同。然后看直线斜率, 低水平调节变量的直线斜率要高于高水平调节变量的直线斜率, 说明, 随着调节变量 SC(市场驱动)的提升, CI(固定资本投资)对 MS(物质空间)的影响在削弱, 即调节变量 SC(市场驱动)负向调节 CI 对 MS 的关系。

由图 6 可知, CI(固定资本投资)为自变量, ZF(政府推动)为调节变量, MS(物质空间)为因变量, $CI \times ZF$ 为 CI(固定资本投资)与 ZF(政府推动)的交互项。从表 11 可知, CI 与 ZF 的交互项呈现出显著性 ($t = -3.602, P = 0.000 < 0.05, \beta = -0.164$)。意味着 CI 对于 MS 影响时, 调节变量 (ZF) 在不同水平时, 影响幅度具有显著性差异, 假设 H4a 检验结果成立, 具体可通过接下来的简单斜率图进行查看。

由图 7 可知, MS(物质空间)呈增长趋势, 且调节变量在低水平和高水平下变化趋势相同。然后看直线斜率, 低水平调节变量的直线斜率要高于高水平调节变量的直线斜率, 说明, 随着调节变量 ZF(政府推动)的提升, CI(固定资本投资)对 MS(物质空间)的影响在削弱, 即调节变量 ZF 负向调节 CI 对 MS 的关系。

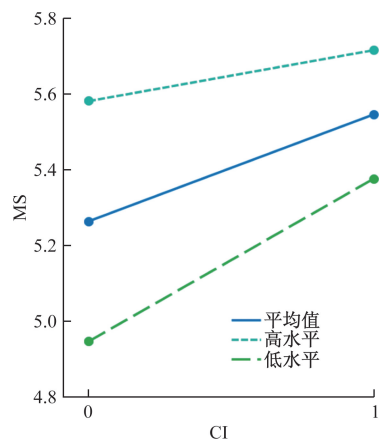


图 5 CI-SC-MS 调节模型简单斜率图

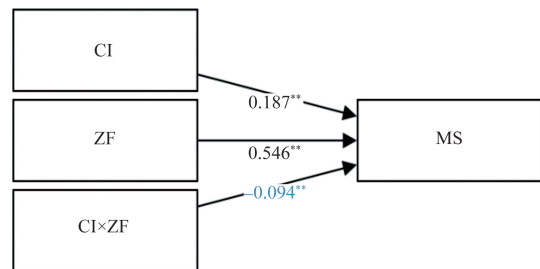


图 6 CI-ZF-MS 调节效应模型结果

表 11 CI-ZF-MS 调节效应分析结果

变量	B(非标准回归系数)	标准误	t	P	β (标准回归系数)
常数	5.265	0.048	110.358	0.000	—
CI	0.187	0.034	5.466	0.000	0.228
ZF	0.546	0.053	10.229	0.000	0.502
CI×ZF	-0.094	0.026	-3.602	0.000	-0.164
R^2	0.518				
调整 R^2	0.513				
F	$F(3,328)=117.288, P=0.000$				
ΔR^2	0.019				
ΔF	$F(1,328)=12.978, P=0.000$				

表 12 CI-SC-SS 调节效应分析结果

变量	B(非标准回归系数)	标准误	t	P	β (标准回归系数)
常数	5.262	0.048	110.261	0.000	—
CI	0.231	0.034	6.875	0.000	0.300
SC	0.269	0.054	4.958	0.000	0.282
CI×SC	-0.139	0.027	-5.244	0.000	-0.290
R^2	0.423				
调整 R^2	0.418				
F	$F(3,328)=80.164, P=0.000$				
ΔR^2	0.048				
ΔF	$F(1,328)=27.502, P=0.000$				

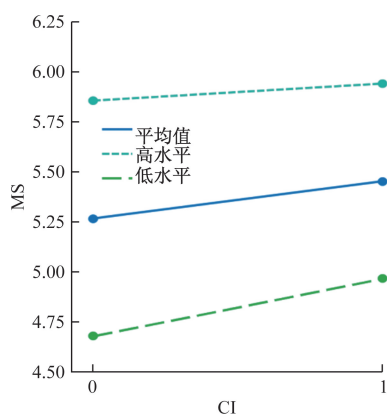


图 7 CI-ZF-MS 调节模型简单斜率图

由图 8 可知,CI(固定资产投资)为自变量,SC(市场驱动)为调节变量,SS(社会文化空间)为因变量,CI×SC 为 CI(固定资产投资)与 SC(市场驱动)的交互项。从表 12 可知,CI 与 SC 的交互项呈现出显著性 ($t = -5.244, P = 0.000 < 0.05, \beta = -0.29$)。意味着 CI 对于 SS 影响时,调节变量 (SC)在不同水平时,影响幅度具有显著性差异,假设 H3b 检验结果成立,具体可通过接下来的简单斜率图进行查看。

由图 9 可知,SS(社会文化空间)呈增长趋势,且调节变量在低水平和高水平下变化趋势相同。然后看直线斜率,低水平调节变量的直线斜率要高于高水平调节变量的直线斜率,说明,随着调节变

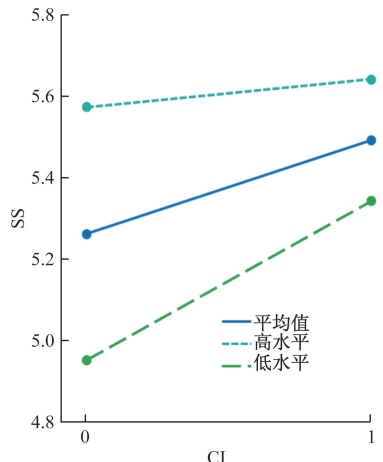


图 9 CI-SC-SS 调节模型简单斜率图

量 SC(市场驱动)的提升,CI(固定资产投资)对 SS(社会文化空间)的影响在削弱,即调节变量 SC 负向调节 CI 对 SS 的关系。

由图 10 可知,CI(固定资产投资)为自变量,ZF(政府推动)为调节变量,SS(社会文化空间)为因变量,CI×ZF 为 CI(固定资产投资)与 ZF(政府推动)的交互项。从表 13 可知,CI 与 ZF 的交互项呈现出显著性 ($t = -5.024, P = 0.000 < 0.05, \beta = -0.228$)。意味着 CI 对于 SS 影响时,调节变量 (ZF)在不同水平时,影响幅度具有显著性差异,假设 H4b 检验结果成立,具体可通过接下来的简单斜率图进行查看。

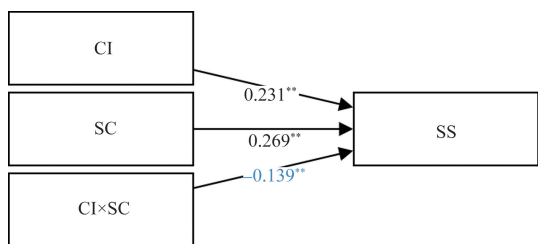


图 8 CI-SC-SS 调节效应模型结果

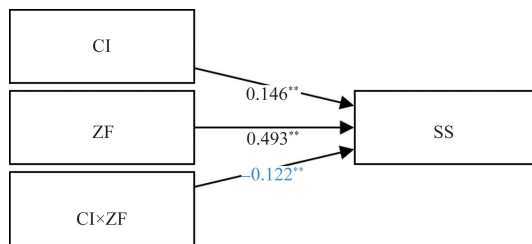


图 10 CI-ZF-SS 调节效应模型结果

由图 11 可知,SS(社会文化空间)呈增长趋势,且调节变量在低水平和高水平下变化趋势相同。然后看直线斜率,低水平调节变量的直线斜率要高于高水平调节变量的直线斜率,说明,随着调节变量 ZF(政府推动)的提升,CI(固定资本投资)对 SS(社会文化空间)的影响在削弱,即调节变量 ZF 负向调节 CI 对 SS 的关系。

表 13 CI-ZF-SS 调节效应分析结果

变量	B(非标准回归系数)	标准误	t	P	β (标准回归系数)
常数	5.274	0.045	118.270	0.000	—
CI	0.146	0.032	4.550	0.000	0.189
ZF	0.493	0.050	9.887	0.000	0.483
CI×ZF	-0.122	0.024	-5.024	0.000	-0.228
R^2	0.521				
调整 R^2	0.517				
F	$F(3,328)=119.117, P=0.000$				
ΔR^2	0.037				
ΔF	$F(1,328)=25.237, P=0.000$				

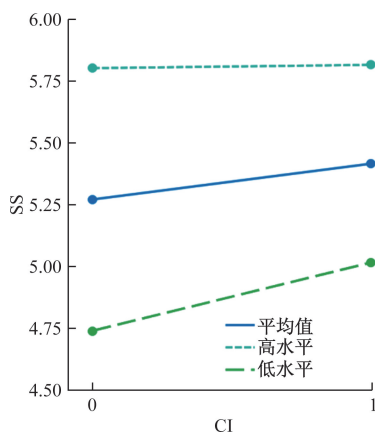


图 11 CI-ZF-SS 调节模型简单斜率图

4 结论

构建三亚市旅游综合体空间格局形成影响因素的理论模型,分析了相关理论变量之于旅游综合体的作用及影响,进而得出如下结论:①固定资本投资与资源禀赋对旅游综合体空间格局并无显著影响;②固定资本投资和资源禀赋对物质空间以及社会文化空间具有显著作用,而物质空间和社会文化空间又对旅游综合体空间格局存在显著影响,这意味着固定资本投资和资源禀赋不能直接对旅游综合体空间格局施加影响,需借助物质空间和社会文化空间这一桥梁;③市场驱动和政府推动在一定程度上削减了固定资本投资对物质空间和社会文化空间的影响力度。

5 讨论

在当前旅游综合体的发展研究领域,此前的学

者们经过一系列的分析论证后曾认为,固定资本投资和资源禀赋这两个在经济领域中一直被视作对旅游综合体空间格局形成具有重要影响力的因素。然而,本文通过将定性分析与定量分析相结合的方式深入探究后发现,实际上固定资本投资和资源禀赋对于旅游综合体的空间格局并未产生直接显著的影响。一方面,不可否认固定资本投资的确能够为旅游综合体带来基础设施的建设与完善,可是在空间布局的规划以及具体形成过程中,资金的投入并非一定能够直接主宰其格局的发展方向;另一方面,资源禀赋固然能够为旅游综合体提供一定的发展根基,然而在空间格局的塑造方面,其直接发挥的影响力也相对较为有限,并且很可能会受到诸如城市规划等其他多种因素的制约。

三亚市通过《三亚建设国际旅游胜地规划(2022—2035年)》,动态谋划了117个重点项目,总投资额超过1385亿元,这显示了固定资本投资在旅游综合体建设中的重要作用。这些投资用于构建“一核两轴三带”的空间布局,包括基础设施建设、旅游产品结构优化等,但并未直接决定旅游综合体的空间格局,而是通过提升旅游吸引力、便利度等方面间接影响。

三亚以其得天独厚的自然资源,如清澈的海水、细腻的沙滩等,成为国内外知名的旅游目的地。然而,资源禀赋虽然为旅游综合体提供了发展基础,但其影响力在空间格局塑造上相对有限。三亚通过整合全岛资源,实现旅游优势资源利用效率最大化,构建了“两核、三带、五区、九组团”的旅游空间格局,这表明资源禀赋在空间格局中的作用受到了规划和政策等其他因素的制约。三亚市的旅游综合体发展不仅受到固定资本投资和资源禀赋的影响,还受到城市规划的显著影响。例如,三亚市通过免费开放鹿回头风景区、大小洞天旅游区、天涯海角游览区等国有景区,推动了旅游服务设施体系的建设,这表明城市规划在旅游综合体空间格局的形成中起到了关键作用。三亚市通过发展“旅游+多产业”融合,如“旅游+农业”“旅游+文化”“旅游+体育”等,不断满足人民群众多元化、个性化的休闲度假需求。这种多元化发展模式,使得旅游综合体的空间格局更加丰富和多元,而不仅仅局限于固定资本投资和资源禀赋的影响。

固定资本投资和资源禀赋在旅游领域中展现出对物质空间以及社会文化空间较为显著的作用。固定资本投资为物质空间的建设提供了坚实的资

金保障,使得旅游综合体中的各类基础设施得以兴建和完善,如现代化的交通设施等,这些都构成了物质空间的重要组成部分。同时,资源禀赋也在其中发挥着独特的作用,丰富的自然资源能够塑造出独特的景观廊道,深厚的文化资源禀赋则为社会文化空间注入了灵魂和内涵,促进了当地特色文化活动的开展和文化氛围的营造。然而,尽管它们对物质空间和社会文化空间影响显著,但物质空间和社会文化空间又对旅游综合体空间格局存在显著影响。这就意味着固定资产投资和资源禀赋不能直接对旅游综合体空间格局施加影响,而是需要借助物质空间和社会文化空间这一关键桥梁来实现间接的作用。例如,一个地区拥有大量的固定资产投资和优越的资源禀赋,但如果在物质空间规划上缺乏合理性,或者社会文化空间的营造未能与整体旅游发展相契合,那么也难以形成理想的旅游综合体空间格局。只有当固定资产投资和资源禀赋通过对物质空间和社会文化空间的积极塑造,进而推动旅游综合体空间格局朝着更优化、更协调的方向发展时,它们的价值才能在旅游综合体的构建中得到充分体现。

三亚推进了三亚亚特兰蒂斯、三亚海昌梦幻不夜城等精品景区的落地建设,这些项目不仅提升了旅游综合体的基础设施,也丰富了物质空间的建设和。三亚以其独特的自然资源和文化资源禀赋,塑造了独特的社会文化空间。例如,三亚大小洞天旅游区免费开放后,年接待游客量迅速攀升,成为来三亚旅游的必游之地。这不仅展示了自然资源禀赋对旅游综合体社会文化空间的塑造作用,也促进了当地特色文化活动的开展和文化氛围的营造。三亚通过免费开放鹿回头风景区、大小洞天旅游区、天涯海角游览区等国有景区,推动了旅游服务设施体系的建设,这表明城市规划在旅游综合体空间格局的形成中起到了关键作用。同时,三亚通过推进旅游交通“线”性网络体系的建设,全市交通线路升级打造成为旅游休闲风景廊道,形成最美景观欣赏线路网,这些都是物质空间对旅游综合体空间格局的直接影响。三亚的实证研究表明,固定资产投资和资源禀赋通过对物质空间和社会文化空间的积极塑造,进而推动旅游综合体空间格局朝着更优化、更协调的方向发展。例如,三亚通过推进旅游文体项目,如《红色娘子军》《亚特兰蒂斯 C 秀》等文化主题演艺项目,以及水上运动、沙滩运动等体育旅游产品,丰富了社会文化空间,提升了旅游综

合体的吸引力。

在旅游综合体的发展进程中,市场驱动和政府推动这两股力量在一定程度上削减了固定资产投资对物质空间和社会文化空间的影响力度。市场驱动方面,随着市场经济的发展,市场需求的变化和竞争的加剧促使旅游综合体不断调整发展策略。市场主体更倾向于追求短期内能够获得较高回报的项目和领域,这可能导致固定资产投资在分配上偏离了原本对物质空间和社会文化空间全面、均衡发展的规划。例如,一些热门旅游景点可能会吸引大量的市场资本涌入,进行过度开发,而忽视了对周边物质空间的配套建设以及社会文化空间的深度挖掘,使得固定资产投资在局部区域过于集中,而其他具有潜力但短期收益不明显的区域则得不到足够的投资,从而削弱了其对整体物质空间和社会文化空间的积极影响。政府推动在旅游综合体发展中也起着关键作用。政府通过制定规划、出台政策等方式引导旅游产业的发展方向。然而,有时政府的决策可能并不完全符合市场实际情况或存在执行不到位的情况。政府可能会为了实现某些宏观目标,如城市形象提升或特定区域的开发,而集中投入资源,这可能会改变固定资产投资的自然流向。例如,政府重点扶持某一特定旅游项目或区域,使得原本计划用于其他地方物质空间和社会文化空间建设的固定资产投资被转移,导致这些区域的发展受到影响。此外,政府在监管过程中如果存在漏洞或不力的情况,也可能使得固定资产投资在使用过程中出现效率低下等问题,进一步削弱了其对物质空间和社会文化空间应有的积极作用。

随着市场经济的发展,市场需求的变化和竞争的加剧促使旅游综合体不断调整发展策略。例如,三亚通过举办国际游艇展、国际酒类展等特色活动,文旅消费持续升温。市场主体更倾向于追求短期内能够获得较高回报的项目和领域,这可能导致固定资产投资在分配上偏离了原本对物质空间和社会文化空间全面、均衡发展的规划。例如,三亚的离岛免税零售额同比增长 17.1%,显示市场资本对热门旅游景点的集中投入。政府通过制定规划、出台政策等方式引导旅游产业的发展方向。三亚市政府工作报告中提到,通过举办招商活动 105 场,新设国内驻点招商机构和国际商务服务点 10 个,新增央企(含子公司)12 家、“三类 500 强”企业 45 家、持牌金融机构 10 家,显示政府在推动旅游综合体发展中的积极作用。三亚市政府通过投资促进“六大

行动”,推动了科大讯飞海南自由贸易港科研中心、隆平生物育种双创中心等一批产业招商项目落地开工。政府的重点扶持可能会使得原本计划用于其他地方物质空间和社会文化空间建设的固定资本被转移。例如,三亚市政府建立了项目策划储备库,在库项目1 087个,总投资5 395亿元,这显示了政府对固定资本投资流向的引导和控制。政府在监管过程中如果存在漏洞或不力的情况,也可能使得固定资本投资在使用过程中出现效率低下等问题。例如,三亚市政府通过出台旅游会展、零售餐饮等一系列扶持政策,加快发展直播电商等新商业模式,这可能会影响固定资本投资在物质空间和社会文化空间的分配和使用效率。

尽管本文的研究问题具备一定的现实意义,且得出的结论具有一定的理论价值和实践意义,然而因时间、数据来源等客观因素的制约,存在一些不足之处需要在未来的研究中进一步改进。由于客观因素的制约,主要通过线上平台进行问卷的推广与分发来收集数据,尽管设置了筛选题目并且获得了数量充足的有效问卷,然而由于没有开展线下实地调研,所以难以判断作答者是否具备真实的相关经验和能力。

参考文献

- [1] 窦开龙. 入境旅游与城市经济耦合关系的时空演化[J]. 经济问题, 2019(12): 122-127.
- [2] 李磊, 李涛, 陶卓民, 等. 资本流动对大都市区旅游空间结构的作用机制研究: 以南京都市区为例[J]. 地理研究, 2024, 43(10): 2651-2665.
- [3] 凌旋, 马勇, 任洁. 三亚市旅游休闲业态时空演变特征及其形成机制分析[J]. 世界地理研究, 2023, 32(10): 134-146.
- [4] 蔡鸿云, 明庆忠, 韩剑磊, 等. 中国城市航空交通关联网络对旅游经济发展的影响效应研究[J]. 人文地理, 2024, 39(1): 142-152.
- [5] 李屹, 王凤霞. 三亚旅游流空间结构及旅游者游览特征研究[J]. 热带地理, 2024, 44(2): 326-338.
- [6] 李维维, 虞虎, 陈田, 等. 城市旅游综合体分布格局演化与区位选择机制: 杭州案例[J]. 地理研究, 2023, 42(9): 2386-2404.
- [7] 刘薇芳, 张珊, 韩激, 等. 游客视角下不同类型旅游城市免税业与酒店业联结效应研究: 基于生产力空间布局理论[J]. 资源开发与市场, 2022, 38(4): 488-498.
- [8] 符丽美. 三亚市康养旅游资源评价与开发研究[D]. 海口: 海南师范大学, 2023.
- [9] 吴必虎, 徐婉倩, 徐小波. 旅游综合体探索性研究[J]. 地理与地理信息科学, 2012, 28(6): 96-100, 111.
- [10] 简·雅各布斯. 美国大城市的死与生[M]. 60周年致敬版. 金衡山, 译. 南京: 译林出版社, 2020: 177-208.
- [11] RABIN W. Dynamic control of traffic input into an urban complex[D]. Tucson: University of Arizona, 1967.
- [12] 王珺, 高明捷. 旅游综合体: 概念内涵与理论基础[J]. 旅游规划与设计, 2015(1): 16-23.
- [13] 王文君. 旅游综合体发展模式研究[D]. 杭州: 浙江工商大学, 2012.
- [14] 沈琳. 旅游综合体发展模式与发展路径研究[D]. 上海: 复旦大学, 2013.
- [15] 李维维, 王圆圆, 周恒, 等. 青岛灵山湾生态型城市旅游综合体空间结构演化及机制[J]. 地理科学, 2024, 44(9): 1587-1596.
- [16] 李维维, 王甫园, 马晓龙, 等. 生态型旅游综合体土地利用时空演化机制研究: 以西溪湿地为例[J]. 旅游学刊, 2023, 38(4): 133-148.
- [17] 林密. 马克思“以时间消灭空间”的空间生产思想及其深层逻辑探微[J]. 哲学研究, 2019(12): 23-31.
- [18] LEFEBVRE H. The production of space[M]. Donald Nicholson Smith, trans. Oxford: Blackwell Ltd, 1991: 1-15.
- [19] 巩潇然. 新马克思主义城市学派的“空间生产理论”: 比较与借鉴[J]. 上海对外经贸大学学报, 2022, 29(6): 109-122.
- [20] HARVEY D. The urban process under capitalism: a framework for analysis[J]. International Journal of Urban & Regional Research, 1978, 2(1/4): 101-131.
- [21] 大卫·哈维. 资本的限度[M]. 张寅, 译. 北京: 中信出版社, 2017: 327-385.
- [22] 陶慧, 何玥明, 高彩霞, 等. 传统滨海旅游目的地时空修复与价值重塑: 基于秦皇岛阿那亚社区的案例研究[J]. 旅游学刊, 2023, 38(10): 15-30.
- [23] 大卫·哈维. 资本之谜: 人人需要知道的资本主义真相[M]. 陈静, 译. 北京: 电子工业出版社, 2011: 162-178.
- [24] 殷冠文. 地方政府主导下的资本循环与城市化: 以鄂尔多斯康巴什新区为例[J]. 地理科学, 2019, 39(7): 1082-1092.
- [25] 高丽鑫. 都市区化中的乡村休闲化: 驱动机制与演进阶段探究[D]. 青岛: 青岛大学, 2023.
- [26] 周韬, 沈体雁, 戴宏伟, 等. 新古典逻辑主导的城市空间生产及其空间格局演化机理: 以洛阳市为例[J]. 城市发展研究, 2020, 27(6): 27-34.
- [27] 逯百慧, 王红扬, 冯建喜. 哈维“资本三级循环”理论视角下的大都市近郊区乡村转型: 以南京市江宁区为例[J]. 城市发展研究, 2015, 22(12): 43-50.
- [28] 高仁权. 资本流动下边境地区旅游空间生产研究[D]. 南宁: 广西大学, 2018.
- [29] JESSOP B. Time and space in the globalization of capital and their implications for state power[J]. Rethinking Marxism, 2002, 14(1): 97-117.
- [30] 胡宪洋, 保继刚. 消费转型背景下度假型旅游地时空修复: 基于三亚海棠湾的案例研究[J]. 地理学报, 2018, 73(12): 2452-2467.

- [31] 生延超, 李倩, 徐珊. 政府推动抑或市场驱动: 中国旅游经济效率提升的动力研究[J]. 旅游学刊, 2022, 37(12): 68-82.
- [32] 蒋黄蓁苑. 空间生产理论视角下的乡村旅游目的地演化研究: 以新疆温泉县为例[J]. 桂林航天工业学院学报, 2021, 26(1): 77-84.
- [33] 李维维, 陈田, 马晓龙. 城市旅游综合体土地利用空间格局演变及驱动机制: 以西安曲江为例[J]. 地理研究, 2019, 38(5): 1103-1118.
- [34] 李亚娟, 欧阳辰星, 王娟, 等. 大城市特色街区土地利用空间格局演变及驱动机制研究: 以武汉市楚河汉街为例[J]. 中国生态旅游, 2023, 13(1): 62-77.
- [35] 陈福山. 金门旅游业发展的实证研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2018.
- [36] 杨莹莹. 中国旅游业对外直接投资的影响因素和驱动机制[D]. 西安: 陕西师范大学, 2020.
- [37] 杨静. 新冠疫情影响下乌鲁木齐县民营资本投资旅游产业的行为分析[D]. 乌鲁木齐: 新疆师范大学, 2021.
- [38] 姜川. 城市竞争视角下现代 CBD 规划策略研究[D]. 天津: 天津大学, 2017.
- [39] 王宇乾, 武前波. 创新驱动下城市空间更新演变特征及动力机制: 以杭州西溪谷互联网金融小镇为例[J]. 现代城市研究, 2022(5): 20-27.
- [40] 陈芷涵. 城市旅游地文化空间及其文化效应测度[D]. 武汉: 华中师范大学, 2021.
- [41] 任春欣. 长三角地区高端民宿空间分布影响因素研究[D]. 上海: 上海师范大学, 2024.
- [42] 卢慧佳, 胡最, 唐欲然. 基于 POI 数据的城市活动设施空间格局研究: 以长沙市为例[J]. 国土与自然资源研究, 2024(6): 7-10.
- [43] 周俊. 问卷数据分析-破解 SPSS 的六类分析思路[M]. 北京: 电子工业出版社, 2017: 151.
- [44] 周俊, 马世澎. SPSSAU 科研数据分析方法与应用[M]. 北京: 电子工业出版社, 2024: 330.
- [45] EISINGA R, TE GROTENHUIS M, PELZER B. The reliability of a two-item scale: pearson, cronbach, or spearman-brown? [J]. International Journal of Public Health, 2013, 58(4): 637-642.
- [46] CHUNG R H, KIM B S, ABREU J M. Asian American multidimensional acculturation scale: development, factor analysis, reliability, and validity[J]. Cultur Divers Ethnic Minor Psychol, 2004, 10(1): 66-80.
- [47] FORNELL D, LARCKER D F. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error [J]. Journal of Marketing Research, 1981, 18(2): 39-50.
- [48] HU L T, BENTLER P M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives[J]. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 1999(6): 1-55.
- [49] BENTLER P M, BONETT D G. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures [J]. Psychological Bulletin, 1980, 88: 588-606.
- [50] WHEATON B, MUTHEN B, ALWIN D F, et al. Assessing reliability and stability in panel models[J]. Sociological Methodology, 1977, 8: 84-136.
- [51] BROWNE M W, CUDECK R. Alternative ways of assessing model fit[J]. Sociological Methods & Research, 1992, 21(2): 230-258.
- [52] 吴艳, 温忠麟. 结构方程建模中的题目打包策略[J]. 心理科学进展, 2011, 19(12): 1859-1867.
- [53] 杨文礼, 李彦, 高艳敏. 自我效能感对大学生体育学习投入的影响: 有调节的中介效应[J]. 山东体育学院学报, 2024, 40(2): 115-126.
- [54] HAYES A F. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: a regression-based approach[J]. Journal of Educational Measurement, 2013, 51(3): 335-337.
- [55] HAYES A F, MATTHES J. Computational procedures for probing interactions in OLS and logistic regression: SPSS and SAS implementations[J]. Behavior Research Methods, 2009, 41(3): 924-936.

Influencing Factors Analysis of the Spatial Pattern Formation of Sanya Tourism Complex under the Dual Drive of Capital and Resources

GAO Chaofan, LEI Hongbo, WANG Lei, SONG Hongjuan

(MTA Education Center, School of Tourism, Hainan Tropical Ocean University, Sanya 572000, Hainan, China)

Abstract: The formation mechanism of the spatial pattern of tourism complexes in Sanya City was discussed under the dual drive of capital and resources. By in-depth analysis of the roles of various factors such as fixed capital investment, resource endowment, market driving and government promotion, their impacts on the spatial pattern of tourism complexes in Sanya City were discussed. It is found that although fixed capital investment and resource endowment have no significant direct impact on the spatial pattern of tourism complexes, they indirectly exert an impact through their effects on physical space and social and cultural space. Market driving and government promotion have a negative regulatory effect in this process. Market driving may lead to investment biased towards short-term interests, and if government promotion is improperly planned, it will also affect the rational allocation of resources. Further research shows that strengthening market mechanisms and optimizing government functions are crucial for promoting the scientific and reasonable formation of the spatial pattern of tourism complexes in Sanya City.

Keywords: urban economy; tourism complex; spatial pattern; space-time repair theory; structural equation