

海南经济增长驱动力识别与政策分析

王 陈¹, 王丽娜^{1*}, 张跃跃¹

(1.海南师范大学, 海南省海口市, 571158; * 通讯作者, Lina1976113@126.com)

摘要: 为深入剖析海南经济增长的动力结构, 本文利用2006--2023海南省统计年鉴发布的数据进行实证分析。以海南省经济发展水平GDP为被解释变量, 探究R&D经费支出、专利申请授权数、就业人数和旅游业收入这四个变量对海南经济增长的贡献, 借助stata软件建立多元线性回归模型。研究表明, 就业人数对海南经济增长的贡献居于首位; R&D经费支出对经济增长的贡献次之; 专利申请授权数量的贡献与前两者存在一定差距; 旅游业收入对经济增长的影响不显著, 未纳入具有显著影响的变量范畴。据此, 提供了相关建议为海南未来经济政策的制定与产业结构调整提供了参考。

关键词: 经济增长; 动力结构; 多元线性回归模型; 影响因素

引言

传统经济增长模式以要素驱动为核心, 主要依赖劳动力、资本和自然资源的数量扩张, 呈现高投入、高消耗的粗放型特征。习近平 [1]创造性提出经济“新常态”理论, 明确指出中国经济发展动力需从资源依赖型、低成本要素驱动向创新驱动转变。然而, 区域发展不平衡的现实制约着创新驱动战略的全域推进, 形成显著的“东部地区领先、中部地区崛起、西部地区稳定”格局。这种区域创新能力的分化, 不仅影响创新驱动发展战略的全域推进, 更导致不同地区经济增长动力结构呈现显著差异。海南是我国设立最晚的省级行政区和面积最大的经济特区, 它在国家对外开放格局中占据重要战略地位。2020-2024年海南自贸港建设推动经济实现质量变革, 地区生产总值年均增速达5.3%, 较全国平均水平高出0.8个百分点, 形成“质量变革、效率变革、动力变革”的发展格局。消费市场在离岛免税政策赋能下持续扩容, 五年累计销售额突破1800亿元, 其中2024年单年销售额达600亿元, 人均消费2099元居全国首位。产业结构经历深度调整, 房地产投资占比从峰值52%降至31%, 旅游业、现代服务业、高新技术产业及热带特色农业四大主导产业占GDP比重由52.7%提升至67.3%, 旅游业总收入较2019年增长92.8%达2040亿元, 服务业占比首次突破60%阈值。高新技术产业形成13个重点园区集聚效应, 贡献全省25%经济总量, 崖州湾科技城与文昌航天城分别集聚种业企业3100家和航天类企业500余家。区域协同发展战略成效显著, “三极一带一区”空间格局加速构建: 海口经济圈数字经济与医药产业集群效应凸显, 三亚经济圈旅游收入占全省45%, 儋州经济圈石化新材料产业突破千亿产值规模。随着自贸港政策体系的持续完善与封关运作的分阶段实施, 海南经济发展的积极因素与新增长动能正加速形成。基于上述发展现状, 系统解析海南经济增长的驱动机制, 科学评估各核心要素对区域发展的影响程度, 具有重要的理论和实践价值。对于海南省谋划未来产业结构优化路径、制定科学合理的经济政策, 无疑是一个重要的参考。

现有研究对经济增长动力的探讨已形成多角度认知。在创新领域, 谷静 [2]发现技术突破会重构产业格局, 比如研发投入对经济系统的渗透效果存在明显地域差异, 而广东的案例显示, 科技投入与经济增长存在双向促进关系, 但资本积累的短期作用更突出 [3]。张优智 [4]通过实证检验发现, 发明专利通过技术突破显著促进经济增长, 而低质量专利的过度积累会抑制经济效能, 这一非线性效应在专利结构失衡区域尤为突出。基于长周期理论框架, 苏剑 [5]指出, 以人工智能、量子计算等为代表的技术革命集群引致的生产力范式变革, 构成了新一轮康波周期演进的核心引擎, 其创新扩散效应将重塑全球经济增长格局。关于劳动要素, 从内生增长理论视角看, 工业革命时期的劳动要素禀赋构成经济增长的关键驱动力, 黄晋生等 [6]的研究显示, 劳动红利的持续效能依赖于人力资本质量提升的传导路径。这恰好解释了为何部分省份在劳动力数量下降时仍保持增长。旅游经济的作用则呈现两面性, 短期靠游客数量拉动, 长期却依赖游客素质提升 [7]。不过, 现有结论对海南的适用性值得推敲。多数研究集中在东部发达地区, 忽略了岛屿型经济体的特殊性。比如技术创新的溢出效应在封闭地理环境中可能减弱, 而旅游收入占比过高是否会导致增长脆弱性, 目前尚未

有实证检验。因此，本文将研究视角聚焦于海南省，深入剖析其经济增长的动因，以期为该地区的经济发展提供新的理论依据与实践参考。

本文用定量分析方法，选取2006--2023海南省统计年鉴发布的数据，并利用stata软件建立模型进行分析。根据分析结果，得出各自对海南省的贡献比例并提出相关建议，为海南高质量发展提供思路。

1. 理论基础与研究假设

1.1. 海南省经济增长动力的理论框架

1.1.1. 古典增长理论

经济增长通常被定义为经济体在特定时期内实际产出的持续扩张，国内生产总值作为核心测度指标被广泛应用于量化分析。理论演进过程中，不同学派围绕增长动力形成差异化阐释框架，而古典增长理论强调劳动、资本与土地等传统要素的边际贡献，其中的核心观点是劳动力规模的扩张可以增加生产活动参与度从而直接推动经济总量增长。

海南省构建了以旅游业、现代服务业、高新技术产业及热带特色农业为主体框架的产业体系。具体而言，海南的旅游业与热带农业对劳动密集型生产方式的依赖较为突出，而现代服务业领域中的零售商贸、物流运输、酒店餐饮等细分行业同样呈现显著的劳动力密集特征。在劳动要素投入与产出效率的关联机制中，该类型产业通常表现出显著的要素规模效应，即劳动力数量规模的扩张能够直接驱动经济总量增长，这一特征使得“要素投入驱动型”增长模式在短期内具有现实可行性。

1.1.2. 内生增长理论

内生增长理论阐释了全要素生产率的提升机制。罗默等学者认为技术不是外部随机因素而是内生的。通过强调技术进步的作用，指出研发投入、知识扩散和人力资本积累等均可纳入分析框架，进而可以有效解决要素边际收益递减的问题。

从总量规模分析，海南省的研发经费投入增速位居全国首位，但绝对规模仍处于较低水平，2023年在全国各省区市中位列第23位。当年全国研发投入强度为2.64%，而海南仅为1.19%，显著低于全国均值。从研发主体结构来看，政府所属科研机构在创新活动中占据主导地位，其经费占比超过高等院校与企业的总和。值得注意的是，尽管省内高校研发经费增速突出，但技术创新向经济系统的渗透需要依托企业研发转化、风险投资介入等创新生态要素的协同作用。

1.1.3. 旅游经济理论

旅游经济理论并非由某位单一学者提出，而是众多学者在持续观察、分析旅游经济现象的过程中，逐步构建并完善起来的。该学科聚焦于旅游业可持续发展，通过对旅游活动产生的经济现象、经济关系和规律总结，最终对旅游业发展提供一定的理论指导。旅游经济具备强大的乘数效应能够带动其他经济产业一起发展。游客到达目的地滞留期间的食、住、游、购、娱等各种消费会形成“消费漏斗”，这种效应通过横向产业关联与纵向价值链延伸，形成了以需求端拉动供给端升级的复合型经济模式。然而旅游经济受季节性约束。这种季节性受到气候、节庆活动和假期的影响，不同季节对游客吸引程度不同，形成明显的淡旺季。

海南省旅游经济呈现以海口、三亚、琼海为支点的“三极联动”空间格局，其中三亚作为核心增长极，2024年贡献全省40%的旅游总收入。产业规模持续扩张，离岛免税购物市场份额占全国总量超六成，并初步构建涵盖生态康养、医疗旅游、文体赛事等领域的多元化产品矩阵。作为自贸港建设的重要引擎，2023年旅游业及其关联产业增加值占全省GDP比重达16%，带动全省15.9%的就业岗位，凸显其战略支柱地位。

1.1.4. 创新生态系统理论

创新理论的奠基者约瑟夫·熊彼特在其经典著作中提出，创新是生产要素的创造性重组，通过打破原有经济均衡状态实现价值跃迁。这一思想为后续创新生态系统理论的发展奠定了基础。创新生态系统理论从系统性视角解构创新过程，强调其本质是多元主体协同与多阶段衔接的动态网络。具体而言，技术成果从研发到市场推广需经历基础研究、技术验证、产业化推广及环境支持四个关键阶段，任一环节的缺失或主体协作失效均会导致技术成果滞留于实验室阶段，形成“高专利授权量与低经济转化率”的悖论现象。熊彼特指出，企业家作为核心行动者，需通过整合知识、工艺与资源实现价值创造。创新生态系统理论进一步拓展这一观点，主张企业应作为技术转化的主导力量，而科研机构、资本与政策需形成互补性支撑——科研机构聚焦知识生产，企业对接市场需求并推动商业化，资本加速技术迭代，政策则通过制度设计降低系统性风险与交易成本。

1.2. 研究假设

根据上述理论分析，提出如下假设：

H1：海南省R&D经费支出对经济增长有正向促进作用。

H2：就业人数对经济增长具有正向促进作用。

H3：旅游业收入对经济增长具有正向促进作用。

H4：专利申请授权数对海南省经济增长有正向促进作用。

2. 实证模型构建与数据说明

2.1. 模型变量分析

1.被解释变量。GDP是衡量一个地区经济发展水平的常见指标，本□选取的被解释变量是海南省2006-2023年的经济发展水平（GDP），记作 gdp 。

2.解释变量。本□选取的解释变量如下：

（1）海南省R&D经费支出，记作 rd 。

（2）海南省专利申请授权数，记作 ps 。

（3）海南省就业人数，记作 en 。

（4）海南省旅游业收入，记作 tr 。

3.其他因素。经济增长水平不仅受上述核心变量影响，还可能受到自然灾害冲击、政策调整、技术变革及社会政治扰动等随机扰动项的作用，模型中将其统一归为误差项 ε 。

2.2. 数据处理与数据说明

本文数据来源于2006--2023海南省统计年鉴发布的数据。

由于各个指标的量纲和数量级均存在显著差异，因此需要先对数据进行预处理，保证数据具有可比性和实用性。

$$Z = \frac{X - \mu}{s}$$

采用Z分数法，对数据进行处理。Z分数衡量的单个数据点与一组数据平均值之间的距离，以标准差为单位。其中，Z分数为0表示数据点等于平均值。正值表示高于平均值，负值表示低于平均值。Z分数的计算方法如下：

其中， X 代表原始数据点， μ 代表数据集的平均值， σ 代表数据集的标准差，处理后的描述性统计数据如表1所示：

表1 预处理后的变量描述性统计分析结果

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
z_gdp	18	1.89E-16	1	-1.37065	1.862932
z_rd	18	1.04E-16	1	-0.93856	2.772695
z_ps	18	-4.70E-17	1	-0.76449	2.175639
z_en	18	7.80E-16	1	-1.85986	1.269186
z_tr	18	-3.66E-17	1	-1.1056	2.492123

2.3. 相关性分析

建立回归方程之前，要定量分析变量之间的相关性，通过分析得到表2。

表2 各变量相关性分析

	z_gdp	z_rd	z_ps	z_en	z_tr
z_gdp	1.0000				
z_rd	0.9263*	1.0000			
z_ps	0.8847*	0.8942*	1.0000		
z_en	0.9336*	0.7680*	0.7163*	1.0000	
z_tr	0.9591*	0.9256*	0.8463*	0.8613*	1.0000

表2的Pearson相关性分析结果显示，所有变量均在0.05水平上显著相关，且核心变量间的相关性较强，这满足了下文构建多元线性回归模型的基本前提。

但自变量间的高度相关也警示了潜在的多重共线性风险。为此，本研究将在回归分析中引入方差膨胀因子（VIF）进行诊断，并据此对模型进行相应调整，以消除其影响。

2.4. 模型建□

本研究构建的多元回归模型如下所示：

$$z_gdp = \beta_0 + \beta_1 z_rd + \beta_2 z_ps + \beta_3 z_en + \beta_4 z_tr + \varepsilon$$

其中， β_0 是常数项； β_i ($i=1, 2, 3, 4$) 是各解释变量的系数， ε 是随机□扰项。

3. 实证结果与分析

3.1. 基准回归结果

利用stata软件，对上述模型进行普通最小二乘估计，初步回归结果如表3所示。

表3 初步回归结果

z_gdp	Coefficient	Std. err.	t	P>t
z_rd	0.209814	0.086234	2.43	0.030**
z_ps	0.1953	0.060635	3.22	0.007***
z_en	0.44961	0.053725	8.37	0.000***
z_tr	0.212371	0.090971	2.33	0.036**
_cons	-1.66E-16	0.026193	0	1.000

初步回归方程如下：

$$z_gdp = -1.66e-16 + 0.2098137 z_rd + 0.1952996 z_ps + 0.4496096 z_en + 0.2123711 z_tr$$

可决系数为0.9906；修正后的可决系数为0.9877；F-statistic为340.91。

3.2. 回归检验

1.经济意义检验。基于模型初步回归结果，各个系数估计值呈现正向特征，符合理论预期，通过经济合理性检验。

2.拟合优度检验。 R^2 值越接近1，表明模型解释力越强，拟合效果越理想。本模型的可决系数达到0.9906，调整后的 R^2 为0.9877，均接近理论最大值，证实模型具有优异的拟合优度。

3.回归□程的显著性检验（F检验）。在显著性□平 $\alpha = 5\%$ 时，对变量间的线性关系进行F检验。提出原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ ，当F统计量大于临界值时，拒绝原假设。

已知 $F = 340.91 > F_{0.05}(4,13)$ ，故否定原假设。实证结果表明，模型整体回归关系显著，变量间存在显著的线性相关性。

4.解释变量的显著性检验（t检验）。在显著性水平 $\alpha = 5\%$ 。提出原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ 。自由度 $f = n - k - 1 = 13$ 的临界值 $t_{\alpha/2, 13} = 2.16$ 。由表3可知，所有解释变量的绝对值均大于 $t_{\alpha/2, 13} = 2.16$ ，故否定原假设，因此 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 显著不等于零。

3.3. 模型检验与修正

1. 多重共线性检验。为确保多元线性回归模型估计结果的准确性，首先需对自变量进行多重共线性诊断。本研究采用方差膨胀因子（VIF）进行检验，通常以 $VIF > 10$ 作为存在严重多重共线性的判准。由表4的诊断结果所知，平均 $VIF=7.67$ ，且变量 z_tr 和 z_rd 对应的 VIF 大于10，这证实了变量间确实存在高度的共线性问题，与先前相关性分析的结果一致。

表4 VIF检验

variable	VIF	1/VIF
z_tr	11.39	0.087776
z_rd	10.24	0.097684
z_ps	5.06	0.197578
z_en	3.97	0.251667
Mean VIF	7.67	

为消除多重共线性的干扰，本研究采用向后剔除法对模型进行修正。如表5所示，根据变量的显著性水平及经济意义，最终决定剔除 VIF 值最高且 t 检验 p 值相对较大的 z_tr 变量。

表5 向后剔除法

year	Coefficient	Std. err.	t	P>t
z_gdp	6.183994	0.657596	9.4	0
z_rd	-0.6385	0.246659	-2.59	0.024
z_ps	-0.36944	0.192775	-1.92	0.079
z_en	0.687317	0.321935	2.13	0.054
z_tr	-0.63864	0.256956	-2.49	0.029
_cons	2014.5	0.062103	3.20E+04	0

剔除该变量后，重新拟合模型进行回归，并再次进行 VIF 检验，结果如表6和表7所示。所有保留变量的 VIF 值均降至10以下，且平均 VIF 值显著下降，表明模型的多重共线性问题已得到有效缓解，修正后的模型估计结果更为稳定可靠。

表6 修正后的回归结果

z_gdp	Coefficient	Std. err.	t	P>t
z_rd	0.339535	0.075702	4.49	0.001
z_ps	0.203662	0.069486	2.93	0.011
z_en	0.526915	0.048567	10.85	0.000
_cons	-2.47E-16	0.030069	0	1

表7 修正后的VIF结果

Variable	VIF	1/VIF
z_rd	5.99	0.167045
z_ps	5.04	0.19827
z_en	2.46	0.405853
Mean VIF	4.5	

2. 异方差检验。利 \square White检验检验模型中异方差是否存在，结果如表8所示，检验结果显示， Chi^2 统计量对应的 P 值为0.3669（大于0.05的显著性水平），因此不拒绝同方差性的原假设，模型误差项不存在显著的异方差问题，满足经典线性回归模型的同方差假定。

表8 White检验结果

Source	chi ²	df	p
Heteroskedasticity	9.8	9	0.3669
Skewness	3.86	3	0.2767
Kurtosis	0.79	1	0.3742
Total	14.45	13	0.3428

3.自相关性检及修正。检验模型是否存在自相关问题，首先采用DW检验与BG检验。DW检验结果显示统计量为0.9059，远小于2，初步提示可能存在正自相关。BG检验结果表明针对一阶自相关的检验统计量对应的P值为0.0235小于0.05的显著性水平，拒绝“无序列相关”的原假设，明确模型存在一阶自相关。

为解决自相关问题，使用Prais - Winsten方法对模型进行修正。修正后的Durbin-Watson statistic (transformed) = 2.105999 > 2, 而Durbin-Watson statistic (original) = 0.905898 < 2。表明自相关问题得到有效缓解。从模型估计结果表9来看，调整后的决定系数为0.9246，说明模型对因变量变异的解释能力较强；F统计量为70.54，对应的P值为0.0000，模型整体显著。

表9 GLS修正后的检验结果

z_gdp	Coefficient	Std. err.	t	P>t
z_rd	0.3683389	0.069878	5.27	0.000
z_ps	0.1868634	0.069309	2.70	0.017
z_en	0.4334009	0.081816	5.30	0.000
_Cons	0.0102106	0.087105	-0.12	0.908
Rho	0.7507642			

4、最终模型以及研究结果:

$$z_gdp = -0.0102106 + 0.3683389 z_rd + 0.1868634 z_ps + 0.4334009 z_en$$

可决系数为0.9379；修正后的可决系数为0.9246；F-statistic为70.54。

模型表明在其他解释变量不变情况下，R&D经费支出每增加1个单位，海南省GDP将增加约0.3683单位。专利授权数量每增加1个单位，海南省GDP将增加约0.1868634单位。就业人数每增加1个单位，海南省GDP将增加约0.4334009单位。

4. 结论与政策建议

4.1. 结论

由上述分析结果可知，海南省经济发展就业因素占主要贡献，回归系数达到0.4334009，因此假设H2成立。这表明劳动力要素目前在海南经济发展中发挥着十分关键的作用，海南经济发展现阶段仍高度依赖人力资源禀赋。

在创新驱动方面，R&D经费支出的回归系数为0.3683，证实科技创新对经济增长具有正向促进作用，假设H1成立。这表明海南的研发投入取得了明显的成效。专利授权的回归系数为0.1868634，表明其对GDP有显著的正向作用，假设H4成立。但在三个因素中排名最低。这表明海南省创新体系仍面临成果转化效能不足与创新效率滞后的双重挑战。专利局2022年的数据表明，海南的专利申请集中于现代服务业、高新技术产业及热带农业，分别占比为38%、32%和21%。其中企业与高校分别贡献52%与30%的专利申请量。这一结构暴露出主体功能失衡问题：尽管企业名义上占据申请主体地位，但其专利多集中于技术门槛较低的现代服务业，而高校专利则集中在热带农业基础研究领域，与产业升级需求匹配度不足。此外，海南高新技术领域专利转化率不足15%，显著低于全国平均水平35%，反映出区域创新链中试环节与资本支持的薄弱性。

就旅游业的经济贡献而言，模型中对于这一变量进行剔除，假设H3不成立。近些年旅游业对海南省的经济贡献不断提升。2021旅游业占GDP的比重为9.1%，2023年上升至12.1%，这表明海南省的旅游业仍具有巨大的发展潜力。然而，发展过程中仍存在多重制约：其一，接待服务能力不足与基础设施配套滞后形成瓶颈，高端酒店结构性过剩、航空票价高位运行及旺季交通拥堵等问题抬升游客出行成本，抑制潜在消费需求；其二，资源开发呈现显著空间失衡，西部市县旅游资源开发度不足导致游客量占比低于10%，制约全域

协调发展；其三，文化内涵挖掘与产品创新亟待突破，乡村旅游项目普遍停留于低端“农家乐”模式，黎族苗族非遗文化、海洋民俗等特色资源尚未转化为差异化竞争优势，同质化竞争削弱产业可持续发展能力。这些结构性矛盾表明，尽管旅游业具备通过产业链联动促进经济增长的潜力，但其实际贡献仍受多重因素制约。

4.2. 政策建议

第一，强化人力资源多维赋能机制。海南经济对劳动力要素具有高度敏感性，因此就业体系优化在海南区域发展中就十分具有战略意义。政府要建立“产业需求-职业培训-就业指导”闭环体系，高校针对目前急需岗位开发对应课程体系，企业在重点园区建立产教融合基地，推动就业结构转向技术密集型。同时，政府要组织专业人才搭建劳动力资源跨行业配置平台，借助算法提高各个时期用工需求的精准对接率，有效提升要素配置效率。最后要加强传统行业精细化传承和新兴产业前沿技术培训，增加产业链高端人力资源数量。

第二，构建“三维协同”提升路径破解旅游经济制约。当前海南客源结构存在突出矛盾：2024年入境游客仅占20%，远低于国内游客80%的占比。这种失衡态势要求海南旅游业实施双向突破：首先应强化服务承载力建设，针对旺季交通拥堵、高端酒店结构性过剩等痛点，建立基于实时数据的资源动态调节系统，通过分时预约、动态定价等机制实现服务容量弹性管理，同时推进基础设施升级，提升游客出行便捷度。其次需破解区域发展不均衡难题，重点开发西部市县旅游资源，将儋州东坡文化、昌江棋子湾等特色禀赋转化为差异化产品，通过设计一程多站的旅游线路，使西部游客量占比提升至20%以上，形成全域协同发展格局。最后要深化旅游和产业融合模式，推动文化IP开发与医疗康养等领域深度联动，将黎族苗族非遗、海洋民俗等文化资源转化为沉浸式体验产品，培育“文化+科技+旅游”新业态，破解同质化竞争困局。通过实施“服务优化—空间重构—产业升级”三位一体策略，海南旅游业有望突破季节性波动与结构性矛盾，实现从规模扩张向质量提升的战略转型。

第三，完善创新生态长效培育体系。构建市场导向型研发机制有利于解决海南科技创新成果转化率低的困境。海南应聚焦热带特色优势领域建立产学研用通道，激发创新主体转化动能。同时推进产业数字化转型，利用智能技术重构传统产业，培育数字时代新型人才，实现产业升级和技术溢价良性互动。

第四，健全政策协同保障制度框架。政府需设立多目标协同发展基金，对于能扩大就业人数、提升消费能级、实现技术创新的项目重点扶持。在绩效评估方面，相关部门构建含技能复杂度、职业可持续指标的质量检测体系，多维度衡量发展成效。

基金项目

海南省科技厅2022年自然科学基金项目(722MS064)；海南省科技厅2023年自然科学基金项目(623RC479)；海南省生态文明和陆海统筹发展重点实验室成果；海口市哲学社会科学规划课题(2025-YBKT-03)

参考文献

- [1] 习近平. 在省部级主要领导干部学习贯彻党的十八届五中全会精神专题研讨班上的讲话 [N]. 人民日报, 2016-05-10(2).
- [2] 谷静. 科技创新、产业链现代化与共同富裕 [J]. 技术经济与管理研究, 2024, (08): 15-20.
- [3] 侯小星, 周焯, 罗军, 等. 广东省科技投入与经济增长之间的关联影响及贡献程度 [J]. 科技管理研究, 2023, 43 (22): 111-118.
- [4] 张优智. 不同类型专利对中国经济增长的非线性影响 [J]. 技术经济, 2017, 36 (12): 91-98.
- [5] 苏剑, 杨盈竹. 从科技创新看全球经济前景——基于长周期视角 [J]. 南方经济, 2024, (07): 1-11.
- [6] 黄晋生. 中国经济增长的动力溯源：人口红利还是教育红利? [J]. 当代经济管理, 2024, 46(06): 42-52.
- [7] 魏翔, 胡典成. 旅游经济、人力资本补偿与地区增长 [J]. 旅游学刊, 2025, 40 (01): 150-171.