

中国居民人均旅游消费量的动态预测——基于 AR 模型的研究

向鑫瑞 范馨月

西南石油大学，四川成都，610500；

摘要：本文基于 1994–2023 年中国居民人均旅游消费时间序列数据，构建二阶自回归模型（AR(2)），系统分析其动态变化特征并预测 2024–2028 年消费趋势。研究发现，中国旅游消费呈现显著的“短期回调-中期持续”动态机制。本研究将理论模型参数嵌入实证分析，揭示旅游消费的非线性调整机制，对旅游业高质量发展具有重要实践价值。

关键字：旅游消费；自回归模型；时间序列预测

DOI：10.69979/3029-2700.25.08.016

引言

中国旅游业在过去三十年经历了跨越式发展，居民人均旅游消费从 1994 年的 195.3 元增至 2023 年的 1004.6 元，年均增长率为 7.2%。这一增长与收入提升、消费结构变化及政策红利密切相关，但也受到 SARS 疫情、全球金融危机和新冠疫情等外部冲击的影响。传统的线性预测模型无法有效捕捉消费波动的动态调整，尤其是突发事件的非线性影响。本文通过基于《中国统计年鉴》数据构建一阶差分序列，并利用 Stata18.0 自回归模型（AR(2)）实现预测 1994–2023 年数据，揭示了旅游消费增长的动态路径，为旅游经济学的动态调整理论提供了实证支持。

1 文献综述及理论分析

1.1 人均旅游消费的预测

在研究方法上，时间序列分析法是常用的旅游需求预测方法之一。中国旅游消费增长呈现短期回调与中期持续性并存的动态特征^[4]，旅游人均消费量的预测对于旅游产业的发展具有重要意义。刘金娣等（2017）^[5]运用误差修正模型分析地区生产总值与政府消费之间的协整关系，发现政府消费的当期波动以及上期误差对地

区生产总值的当期波动有显著影响。综上所述，AR 模型及相关的时间序列分析方法在旅游人均消费量的预测中得到了广泛应用。本文后续利用此研究方法提高预测的准确性和可靠性。

1.2 文献评述

目前，旅游消费研究主要集中于旅游人次和收入总量，较少涉及人均消费的动态机制。尽管已有研究尝试预测旅游消费变化，但对如何将预测结果与政策应用结合的讨论略显不足，特别是在量化政策效果及其周期方面存在空白。本论文创新性地将理论模型参数嵌入 Stata18.0 的约束回归分析中，确保了统计结果与经济理论的一致性，并提高了分析的理论深度。

2 模型设定与数据描述

2.1 模型设定

二阶自回归模型（AR(2)）是一种时间序列分析方法，用于描述一个时间序列的当前值与前两个时间点的值之间的关系。该模型有助于本文捕捉中国旅游人均消费量在时间序列数据中的趋势、周期性及滞后效应。本文构建的模型为：

$$dconsume_t = \beta_0 + \beta_1 dconsume_{t-1} + \beta_2 dconsume_{t-2} + \varepsilon_t$$

变量解释：

①中国人均旅游消费量 $consume$ ，居民人均旅游消费支出（元）。

② $dconsume_t$ 表示当期人均旅游消费量的差分（一阶差分），表示消费量的年度变化。

③ $dconsume_{t-1}$ 表示滞后一期的差分，即上一年的消费量变化，用于捕捉短期动态影响。

④ $dconsume_{t-2}$ 表示滞后两期的差分，即前两年的消费量变化，用于检测更长期的趋势或周期性波动。

⑤ β_0 作为截距项，表示当所有滞后差分项为零时

的基础变化水平。 β_1 和 β_2 为自回归系数，分别衡量滞后一期和滞后二期的消费变化对当期变化的影响程度。 ε_t 随机误差项，代表模型未能解释的外部冲击（如政策变化、突发事件等）。

本文基于 1994-2023 年中国人均旅游消费时间序列

数据进行分析，相关数据均取自历年《中国统计年鉴》。

3 实证分析

3.1 构建过程

3.1.1 ADF 检验

表 4-2 ADF 检验结果汇总表

变量	检验类型 (c, t, p)	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
consume	(c,0,1)	-0.925	-3.730	-2.992	-2.626	非平稳
dconsume	(c,0,8)	-5.648***	-3.730	-2.992	-2.626	平稳

注：ADF 检验类型为 (c, t, p)，其中 c 表示截距项，t 表示含趋势项，p 表示滞后阶数， Δ 表示变量的一阶差分，***表示在 1%处显著，**表示在 5%处显著，*表示在 10%处显著。

3.1.2 自相关检验

通过 stata 实验得出，自相关 (AC) 在第 1 阶显著为负 (-0.3797)，第 2 阶出现正相关 (0.3969)，之后逐渐衰减并震荡，呈现交替正负的衰减模式，暗示 AR 模型特征（尤其是 AR(2)）。偏自相关 (PAC) 在第 1 阶 (-0.5057) 和第 2 阶 (0.5010) 显著，之后在第 3 阶截尾，符合 AR(2) 模型的典型特征。因此，建立 AR(2) 模型能够有效捕捉数据中的动态依赖关系。根据图 4-3 的二阶自回归结果，滞后 2 阶 (L2. dconsume) 系数为正 (0.399) 且显著 ($p=0.000$)，表明前两期的旅游消费变化显著影响当前消费，反映出消费的周期性波动和滞后传导效应。消费习惯和长期影响可能导致两年前的消费水平影响当前消费，可能与基础设施建设或收入增长等经济周期因素相关。

```
. regress dconsume L(1/2).dconsume if year < 2023, r
```

Linear regression				Number of obs	=	26
				F(2, 23)	=	26.83
				Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2068
				Root MSE	=	55.16
dconsume	Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
dconsume						
L1.	-0.261	0.171	-1.53	0.140	-0.614	0.092
L2.	0.399	0.076	5.22	0.000	0.241	0.557
_cons	19.176	12.467	1.54	0.138	-6.613	44.965

图 4-3 二阶自回归模型回归结果

3.1.3 Q 检验自相关

根据 Q 检验结果显示，Portmanteau (Q) 统计量=15.7125，对应 p 值 = 0.2048。原假设为残差是白噪声

（无自相关）。 $p > 0.05$ ，无法拒绝原假设，残差无显著自相关。残差通过 Q 检验，说明模型 AR(2) 对人均旅游消费的短期动态（滞后 1-2 期）解释有效，模型设定合理。

3.1.4 基于 AR(2) 模型进行预测

表 4-3 AR(2) 模型预测结果

year	consume
2024	936.1007
2025	1051.5585
2026	1013.2688
2027	1088.5061
2028	1072.7676

由表 4-2 的预测结果分析可得，2024 年下降 (-6.8%) 反映模型中的短期负向自回归效应滞后一期系数 -0.261，可能源于 2023 年高基数 (1004.6 元) 后的自然调整或居民消费信心短期波动，经济复苏乏力。2025 年大幅反弹 (+12.3%) 滞后二期系数 0.399 体现中期正向持续性，驱动因素包括前两年 (2023-2024) 消费习惯的累积效应以及政策刺激的滞后响应。2026-2028 年的涨跌交替符合 AR(2) 模型的振荡收敛特性，表明旅游消费对冲击的调整需要约 2 年周期；市场自我调节能力增强，波动幅度缩小。2028 年水平 (1072.8 元) 较 2023 年增长 6.8%，说明尽管存在波动，但截距项 (19.176) 推动长期向上趋势，对应居民收入持续增长和旅游业供给侧升级，高端化、数字化。

3.2 建模结果及分析

通过上述流程构建，本文可得到以下模型：

$$dconsume_t = 19.176 - 0.261dconsume_{t-1} + 0.399dconsume_{t-2} + \varepsilon_t$$

截距项 (19.176) 表明即使过去两年消费变化 dconsume_{t-1} 和 dconsume_{t-2} 为零，当期人均旅游消费量

仍将增长约 19.176 元，反映出中国旅游消费的长期增长趋势，如居民收入提升和旅游基础设施改善。数据为

名义值，部分增长可能来源于价格因素。

滞后一期系数（-0.261）表示上一期消费每增长 1 元，当期消费量会减少 0.261 元，体现短期回调特征，可能源于均值回归效应或替代效应，如前一年消费过快后次年自然回调或支出减少。

滞后二期系数（0.399）表明前两期消费每增长 1 元，当期消费量会增加 0.399 元，反映了消费习惯的长期影响，可能是收入效应的滞后效应。

4 结论

4.1 实证结论

4.1.1 动态调整特征显著

中国居民人均旅游消费在短期内有回调，而在中期则持续增长，长期趋于稳固。AR(2)模型验证表明，滞后一期系数为负（-0.261），说明过去一年的消费变化对当前消费有抑制作用；滞后二期系数为正（0.399），表明经过一段时间调整后，消费会反弹并平稳增长。后续预测 2028 年人均旅游消费将达 1072.8 元，较 2023 年增长 6.8%。这一趋势与居民收入增加和旅游供给升级密切相关，尤其是数字化与个性化旅游服务的创新推动了消费增长。

4.1.2 政策效应存在时滞

政策效应通常存在时滞，例如某些政策可能导致次

年消费下滑，但随后会在第二年反弹。这表明政策干预需要时间才能完全显现，政策制定者应充分考虑市场响应的时滞，以避免过早或过晚干预导致市场反应不及时。

参考文献

- [1] 夏杰长, 胡东兰. 基于 ELES 模型的城镇居民国内旅游消费结构实证分析[J]. 河北经贸大学学报, 2014, 35(04): 82-86.
- [2] 刘聪, 马丽君, 李雯静. 我国旅游消费现代化时空特征及影响因素分析[J]. 昆明学院学报, 2024, 46(04): 91-104.
- [3] 杨欣达, 鲍富元. 基于实证分析的海南数字旅游消费券使用意愿影响因素研究——以三亚市为例[J]. 西部旅游, 2024, (04): 36-38.
- [4] 李孟群. 基于 ARIMA 模型的城乡居民国内旅游人均消费的预测[J]. 旅游纵览, 2023, (09): 121-123.
- [5] 刘金娣, 卢婷艳. 关于山东省政府消费与地区生产总值的研究——基于协整检验与误差修正模型[J]. 现代营销(下旬刊), 2017, (05): 210.

作者简介：向鑫瑞（2003-），男，汉族，四川自贡人，学历：本科，单位：西南石油大学，研究方向：旅游经济学