

中国旅游发展与宏观经济增长的非线性时变因果关系*

——基于非线性马尔科夫区制转移因果模型

隋建利, 刘碧莹

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

内容提要:本文基于1978—2016年的中国国际旅游人数与收入年度数据,1994—2016年的国内旅游人数与收入年度数据,以及对应样本区间的中国国内生产总值(GDP)年度数据,利用非线性马尔科夫区制转移因果(MSC)模型,测度改革开放以来,国际旅游发展与中国经济增长之间的非线性时变因果关系,以及1995年以来国内旅游发展与中国经济增长之间的因果关系,以期探究在中国宏观经济运行历程中,旅游业所扮演的角色。本文发现:总体上,旅游业发展有利于中国宏观经济增长,旅游收入增长率提升推动经济增长,旅游人数增长率提升微弱抑制经济增长,而旅游收入对经济增长的积极作用大于旅游人数对经济增长的抑制作用;国际旅游人数与宏观经济之间存在相互作用的持续性相较于其他类型因果关系更强;旅游发展与经济增长之间的因果关系随时间区制转移而变换,宏观经济大环境影响旅游业经济发展的可能性更大、时间更久,而旅游经济影响宏观经济的可能性相对较小、时间相对较短;国内发生的特殊事件只有对国内旅游人数的冲击,引发了旅游产业对整体宏观经济的影响,且宏观经济并未影响旅游业的发展;国际发生的特殊事件对国际与国内旅游发展的冲击,均引发了宏观经济对旅游业发展的影响。

关键词:国际旅游;国内旅游;宏观经济增长;非线性MSC模型

中图分类号:F590 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)08—0024—18

一、引言

2008年金融危机以后,世界经济逐步走出低谷并进入全面复苏阶段。中国作为世界第二大经济体、第一大贸易国,经济的持续稳健增长不仅对自身发展意义重大,而且为世界经济复苏注入新的活力。伴随着原有规模效率模式的转变,经济结构不合理的矛盾凸显以及深层次问题的日益显现,中国经济发展进入经济增速换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期这“三期叠加”的关键阶段。在经济“三期叠加”时期,原本处于支柱地位的“落后传统产业”产能过剩问题严重,无法继续作为中国经济增长的活力点,中国亟需培育新型国民经济的战略性支柱行业,而旅游业是朝阳产业、民生产业,也是幸福产业,具备扩大就业、提高国民收入的优势,拥有促进宏观经济增长的潜力,因此,发展旅游业成为适应人民群众消费升级和产业结构调整调整的必然要求。

收稿日期:2017-03-15

* **基金项目:**国家社会科学基金重大项目“引领经济发展新常态的市场基础、体制机制和发展方式研究”(15ZDC008);国家自然科学基金面上项目“非线性状态空间混频数据模型在中国第三产业结构演变研究中的应用”(71573104);吉林大学青年学术领袖培育计划项目“非线性状态空间混频数据模型在中国宏观经济研究中的应用”(2015FRLX15)。

作者简介:隋建利(1982-),男,吉林长白山人,副院长,副教授,博士生导师,经济学博士,管理学博士后,研究方向为计量经济学、宏观经济学,E-mail:jlsui@163.com;刘碧莹(1994-),女,辽宁昌图人,博士研究生,研究方向为计量经济学、宏观经济学,E-mail:4135361@qq.com。通讯作者:隋建利。

在国际上,自2002年旅游引致经济增长假说(tourism-led growth hypothesis, TLGH)提出以来,众多学者针对旅游与经济之间的运行机制展开研究,由于研究方法与研究对象的不同,学者们的观点众说纷纭。Tang & Tan(2015)基于索罗经济增长模型的研究发现,无论从长期来看还是短期而言,旅游均是马来西亚经济增长的催化剂;Seghir等(2015)以49个国家为研究对象,运用面板协整与因果关系检验方法的研究结果表明,旅游发展有利于推动经济增长;Ohlan(2017)基于向量误差修正模型与自回归分布滞后模型的研究指出,在长期与短期,印度的入境旅游均对经济增长具有积极作用,即支持旅游引致经济增长假说(TLGH)。同时,也有学者认为,宏观经济增长同样影响旅游业发展,例如,Tsui(2017)基于面板回归模型与两阶段最小二乘模型的研究发现,人均GDP影响新西兰国内旅游业。还有学者认为,旅游经济增长与宏观经济增长之间存在相互影响关系,例如,Arslanturk等(2011)基于时变系数的向量误差修正模型对土耳其的研究,Tugcu(2014)基于面板单位根与截面相依技术对欧洲旅游收入以及对亚洲旅游支出的研究,Perles等(2016)基于自回归分布滞后模型对西班牙的研究。此外,还有一些学者关注到旅游与经济之间关系的不稳定特征与时间特性,例如,Antonakakis等(2015)基于外溢指数方法对欧洲国家的研究指出,旅游发展与宏观经济增长之间的关系并不稳定,旅游发展推动经济增长还是经济增长推动旅游发展具有时变性特征;Wu等(2016)基于面板向量误差修正模型的研究发现,旅游与经济之间具有双向因果关系,但是,因果关系随时间转移而变化,因国家不同而改变;Shahzad等(2017)运用分位数统计方法对十大旅游胜地国家进行研究,结果表明,旅游推动经济的政策在经济下滑时期对国家整体经济发展尤为有益,在促进经济复苏过程中,旅游业应处于战略地位。尽管学者们关于旅游与经济之间运行机制的研究结果不尽相同,但是,总体上支持发展旅游产业有助于宏观经济增长的结论(Ekanayake & Long, 2012; Brida等, 2016),这也增强了中国将旅游业作为战略支柱性产业培育对象的信心。

改革开放以来,中国政府不断增强对旅游业的重视,在“十二五规划”中就曾多次提及“旅游”“旅游业”以及“旅游休闲”等内容,无论在国家层面、地方规划还是区域设计中,均将旅游业置于非常重要的位置。中国旅游业也确实发展迅速,产业规模不断扩大,产业体系持续优化升级,在2015年实现了“十二五”期间旅游发展的漂亮收官(中国旅游研究院,2016),但是,中国旅游业发展也存在诸多问题,例如,中国入境旅游收入与公民境外消费的逆差问题仍在扩大,中国国内旅游出行集中在“黄金周”现象严重,中国旅游发展的非可持续问题凸显等。中国是旅游业发展起步较晚的发展中国家,具有不同于其他国家的独特自身发展国情,因此,国内学者也纷纷针对中国本土研究旅游发展与宏观经济增长的运行机制。从旅游发展总体层面的角度,罗文斌等(2012)基于Engel-Granger协整模型和Granger因果关系检验模型的分析发现,仅存在宏观经济增长向旅游发展的单向格兰杰因果作用关系,尚不存在旅游向经济增长方向的作用关系;赵磊(2012)运用动态面板系统广义矩估计方法指出,旅游发展对经济增长效率的影响呈现非线性特征;隋建利等(2015)基于非线性MS(M)-VAR(p)模型揭示了旅游发展与宏观经济内在运行机制的周期性特征。从入境旅游发展层面的角度,刘春济、冯学钢(2014)利用误差修正模型的计总分析指出,在短期内,入境旅游人数与收入均促进宏观经济发展,而在长期内,还存在宏观经济增长对入境旅游的反向促进作用;刘汉等(2016)基于混频Granger因果关系检验的研究认为,入境旅游人数在短期内促进经济增长,入境旅游收入在短期与长期内均与经济增长无关。此外,还有学者从区域层面以及空间层面展开研究,张攀等(2014)基于动态面板数据模型,余洁(2014)运用耦合协调度与灰色关联分析方法,研究了旅游业对区域经济增长的影响;赵磊等(2014)通过空间面板计量方法的研究表明,旅游发展对经济增长具有显著的空间溢出效应;蔡碧凡等(2016)利用时空分析技术的研究指出,入境旅游与国内旅游的时空格局未发生根本性变化,但是,经济重心分别向不同方向偏移。

通过梳理已有文献的研究成果,本文发现,选取不同的旅游变量、运用不同的研究方法,都会使得研究结论存在诸多差异。本文试图基于已有的研究成果,进一步探究中国旅游发展与宏观经济增长之间的非线性时变因果关系。本文一方面综合国内外学者们选取的研究变量,既以入境旅游市场为研究对象,又以国内旅游市场为研究主体,既研究旅游人数,也研究旅游收入,多角度、多维度地探究旅游发展与经济增长之

间的关系;另一方面考虑旅游发展与经济增长之间关系具有非线性、时变特性的前沿问题,参考 Psaradakis 等(2005)提出的马尔科夫区制转移因果(MSC)模型展开研究。目前,国内大多学者都是基于全样本区间数据而最终获得实证研究结论,但是,这使得因果关系的检验受特殊事件的影响而具有非稳健性,运用非线性 MSC 模型则可以研究不同时间区间内变量之间的因果关系,通过发掘各个时段变量之间不同的作用特征,使得问题研究更为全面、稳健,弥补大多数文献只能基于全样本区间分析研究的遗憾。此外,本文创造性地将旅游发展与宏观经济增长之间的关系划分为四个区制,不仅可以识别旅游对经济发挥作用以及经济对旅游发挥作用的区间,而且能够识别出旅游与经济相互作用,旅游对经济发挥作用而经济对旅游无作用,经济对旅游发挥作用而旅游对经济无作用以及旅游与经济之间无因果关系的区间,进而更为深刻缜密地揭示中国旅游与经济之间的真正运行机制。总之,本文选取科学合理的变量与方法展开研究,深入识别中国旅游发展与经济增长之间的运行机制,明晰在中国宏观经济运行历程中,旅游业扮演的角色,从而更好地应对中国旅游业与宏观经济发展过程中面临的问题,为旅游业与宏观经济的健康发展提供政策参考。

二、非线性马尔科夫区制转移因果(MSC)模型的构建

作为讨论的起点,本文首先考虑由 Granger(1969,1980)提出,并被广泛应用于测度两个变量之间影响关系的 Granger 因果关系检验方法。具体而言,一个包含双变量时间序列 $X_t = (X_{1,t}, X_{2,t})'$ 的线性 p 阶向量自回归(VAR)模型可以表示为:

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{pmatrix} \alpha_1^{(k)} & \beta_1^{(k)} \\ \beta_2^{(k)} & \alpha_2^{(k)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (1)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right) \quad (2)$$

式中, $t = 1, \dots, T$ 。在本文的实证研究中, $X_{1,t}$ 和 $X_{2,t}$ 分别代表旅游发展变量和实际 GDP 增长率。如果 $\beta_1^{(k)}, k = 1, \dots, p$ 中至少存在一个不为零的参数,那么, $X_{2,t}$ Granger 影响 $X_{1,t}$; 如果 $\beta_2^{(k)}, k = 1, \dots, p$ 中至少存在一个不为零的参数,那么, $X_{1,t}$ Granger 影响 $X_{2,t}$ 。然而,由于线性 VAR(p) 模型只能捕捉两变量之间的线性 Granger 因果关系,当时间序列中潜存“结构性突变”的非线性特征时,线性 VAR(p) 模型将无法准确甄别和刻画时间序列中的非线性时变特征,有鉴于此,参考 Psaradakis 等(2005)的思想,本文在方程(1)和方程(2)所示的线性 VAR(p) 模型中考虑非线性的“区制转移”因素,进而构建非线性马尔科夫区制转移因果(Markov Switching Causality, MSC)模型。具体而言,考虑非线性马尔科夫区制转移形态的双变量 p 阶向量自回归(VAR)模型可以表示为:

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{pmatrix} \alpha_{10}^{(k)} + \alpha_{11}^{(k)}S_{1,t} & \beta_1^{(k)}S_{1,t} \\ \beta_2^{(k)}S_{2,t} & \alpha_{20}^{(k)} + \alpha_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{1,S_{1,t}}^2 & \rho\sigma_{1,S_{1,t}}\sigma_{2,S_{2,t}} \\ \rho\sigma_{1,S_{1,t}}\sigma_{2,S_{2,t}} & \sigma_{2,S_{2,t}}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (4)$$

式中, $t = 1, \dots, T$ 。两个区制状态变量 $S_{1,t}$ 和 $S_{2,t}$ 是相互独立的离散随机变量,并且能够分别取值 0 或 1。因此,基于 $S_{1,t}$ 和 $S_{2,t}$ 不同取值的组合,能够构建如下四种不同的区制,本文以区制状态变量 S_t 表示:

$$S_t = \begin{cases} 1, & \text{当 } S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 1 \\ 2, & \text{当 } S_{1,t} = 0, S_{2,t} = 1 \\ 3, & \text{当 } S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 0 \\ 4, & \text{当 } S_{1,t} = 0, S_{2,t} = 0 \end{cases} \quad (5)$$

当 $S_t = 1$ 时,即 $S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 1$ 时,方程(3)可以表示为:

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{pmatrix} \alpha_{10}^{(k)} + \alpha_{11}^{(k)} & \beta_1^{(k)} \\ \beta_2^{(k)} & \alpha_{20}^{(k)} + \alpha_{21}^{(k)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 & \rho\sigma_{11}\sigma_{21} \\ \rho\sigma_{11}\sigma_{21} & \sigma_{21}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (7)$$

当 $S_t = 2$ 时, 即 $S_{1,t} = 0, S_{2,t} = 1$ 时, 方程(3)可以表示为:

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{pmatrix} \alpha_{10}^{(k)} & 0 \\ \beta_2^{(k)} & \alpha_{20}^{(k)} + \alpha_{21}^{(k)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (8)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{10}^2 & \rho\sigma_{10}\sigma_{21} \\ \rho\sigma_{10}\sigma_{21} & \sigma_{21}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (9)$$

当 $S_t = 3$ 时, 即 $S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 0$ 时, 方程(3)可以表示为:

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{pmatrix} \alpha_{10}^{(k)} + \alpha_{11}^{(k)} & \beta_1^{(k)} \\ 0 & \alpha_{20}^{(k)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 & \rho\sigma_{11}\sigma_{20} \\ \rho\sigma_{11}\sigma_{20} & \sigma_{20}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (11)$$

当 $S_t = 4$ 时, 即 $S_{1,t} = 0, S_{2,t} = 0$ 时, 方程(3)可以表示为:

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{pmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{pmatrix} \alpha_{10}^{(k)} & 0 \\ 0 & \alpha_{20}^{(k)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (12)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{10}^2 & \rho\sigma_{10}\sigma_{20} \\ \rho\sigma_{10}\sigma_{20} & \sigma_{20}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (13)$$

方程(6)~方程(13)表明, 通过考虑 $S_{1,t}$ 和 $S_{2,t}$ 的不同取值组合, 即通过考虑 S_t 的不同取值, 能够识别模型中双变量 $X_{1,t}$ 与 $X_{2,t}$ 之间的非线性因果关系。具体而言, 由于基于 $S_{1,t}$ 能够判断 $X_{2,t}$ 是否 Granger 影响 $X_{1,t}$, 因此, 如果 $\beta_1^{(k)}, k=1, \dots, p$ 中至少存在一个不为零的参数, 那么, 当 $S_{1,t} = 1$ (即 $S_t = 1$ 或 $S_t = 3$) 时, $X_{2,t}$ Granger 影响 $X_{1,t}$, 当 $S_{1,t} = 0$ (即 $S_t = 2$ 或 $S_t = 4$) 时, $X_{2,t}$ 非 Granger 影响 $X_{1,t}$ 。与此相类似, 由于基于 $S_{2,t}$ 能够判断 $X_{1,t}$ 是否 Granger 影响 $X_{2,t}$, 因此, 如果 $\beta_2^{(k)}, k=1, \dots, p$ 中至少存在一个不为零的参数, 那么, 当 $S_{2,t} = 1$ (即 $S_t = 1$ 或 $S_t = 2$) 时, $X_{1,t}$ Granger 影响 $X_{2,t}$, 当 $S_{2,t} = 0$ (即 $S_t = 3$ 或 $S_t = 4$) 时, $X_{1,t}$ 非 Granger 影响 $X_{2,t}$ 。应当注意的是, 在方程(3)中, 如果 $\beta_1^{(1)} = \dots = \beta_1^{(p)} = 0$ 或 $\beta_2^{(1)} = \dots = \beta_2^{(p)} = 0$ 时, 则 $X_{1,t}$ 与 $X_{2,t}$ 之间均无 Granger 影响。

此外, 本文假设两个相互独立的区制状态变量 $S_{1,t}$ 和 $S_{2,t}$ 均遵循一阶马尔科夫链过程, 其转移概率矩阵可以分别表示为:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{01} \\ p_{10} & p_{00} \end{pmatrix}, Q = \begin{pmatrix} q_{11} & q_{01} \\ q_{10} & q_{00} \end{pmatrix} \quad (14)$$

式中, $p_{ij} = Pr(S_{1,t} = j | S_{1,t-1} = i), i, j = 0, 1$ 代表由 $t-1$ 时刻的状态 $S_{1,t-1} = i$ 变迁至 t 时刻的状态 $S_{1,t} = j$ 的转移概率; $q_{ij} = Pr(S_{2,t} = j | S_{2,t-1} = i), i, j = 0, 1$ 代表由 $t-1$ 时刻的状态 $S_{2,t-1} = i$ 变迁至 t 时刻的状态 $S_{2,t} = j$ 的转移概率。因此, 转移概率矩阵(14)可以分别进一步表示为:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & 1 - p_{00} \\ 1 - p_{11} & p_{00} \end{pmatrix}, Q = \begin{pmatrix} q_{11} & 1 - q_{00} \\ 1 - q_{11} & q_{00} \end{pmatrix} \quad (15)$$

因此, 区制状态变量 S_t 的转移概率矩阵则可以表示为:

$$\bar{P} = \begin{pmatrix} p_{11}q_{11} & (1-p_{00})q_{11} & p_{11}(1-q_{00}) & (1-p_{00})(1-q_{00}) \\ (1-p_{11})q_{11} & p_{00}q_{11} & (1-p_{11})(1-q_{00}) & p_{00}(1-q_{00}) \\ p_{11}(1-q_{11}) & (1-p_{00})(1-q_{11}) & p_{11}q_{00} & (1-p_{00})q_{00} \\ (1-p_{11})(1-q_{11}) & p_{00}(1-q_{11}) & (1-p_{11})q_{00} & p_{00}q_{00} \end{pmatrix} \quad (16)$$

本文参考 Dempster 等(1977)提出的期望最大化(Expectation Maximization, EM)算法以及 Hamilton(1990)和 Kim & Nelson(1999)提出的极大似然(Maximum Likelihood, ML)技术,具体估计方程(6)~方程(13)所示的四区制非线性 MSC 模型中的参数。EM 算法中的每一次迭代均涵括两个步骤:第一步为计算期望值的过程(即 E 步骤),也就是说,基于滤波和平滑两种算法,利用极大化过程所获得的参数估计值替代未知的参数真实值,在此步骤中产生了能够记忆马尔科夫链历史过程的平滑概率估计值;第二步为计算极大值的过程(即 M 步骤),也就是说,将参数估计值视为一阶条件下似然函数的解,进而利用第一步(E 步骤)中所获得的平滑概率替代条件区制概率。在如此重复迭代的过程中,通过构造新的参数使得滤波概率和平滑概率在每一次计算期望值的过程(E 步骤)中有所变化,同时,确保在每一次迭代时都能增大似然函数值,最终获得滤子概率 $Pr(S_t|I_t)$ 以及平滑概率 $Pr(S_t|I_T)$,其中, I_t 代表 t 时期可获得的信息集, I_T 代表整个样本区间可获得的信息集。

三、旅游发展与宏观经济增长之间的非线性时变因果关系测度

1. 样本选取与数据描述

本文基于 1978—2016 年的中国国际旅游人数与收入年度数据,1994—2016 年的国内旅游人数与收入年度数据,以及对应样本区间的中国国内生产总值(GDP)年度数据,分别通过以 1978 年与 1994 年为基期的居民消费价格指数(CPI)计算得到实际值,同时,进一步计算增长率以获取上述所有变量实际增长率的时间序列,从而客观地刻画中国旅游经济发展态势与中国宏观经济增长特征^①。数据源自中经网统计数据库(<http://db.cei.gov.cn>)以及《中国统计年鉴 2016》。本文中所涉及的所有程序由 GiveWin 2.0、GAUSS 9.0 以及 OxMetrics 6.2 语言编写、计算完成。

图 1~图 4 分别刻画出国际旅游人数增长率、国际旅游收入增长率、国内旅游人数增长率、国内旅游收入增长率的时间动态轨迹,图 5 则描绘出 GDP 增长率的时间动态轨迹。本文基于 HP 滤波技术计算得到增长率时间序列的“趋势成分”,旨在描述国际与国内旅游增长率以及 GDP 增长率的总体运行态势,同时,为表征国际与国内旅游增长率以及 GDP 增长率的波动程度,本文又通过增长率与“趋势成分”之间的差距计算得到增长率时间序列的“波动成分”。

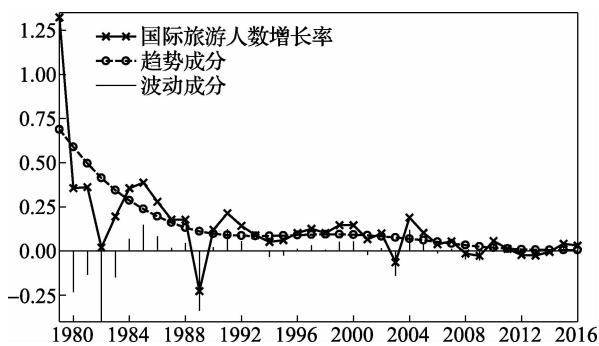


图 1 国际旅游人数增长率时间动态轨迹

资料来源:本文绘制

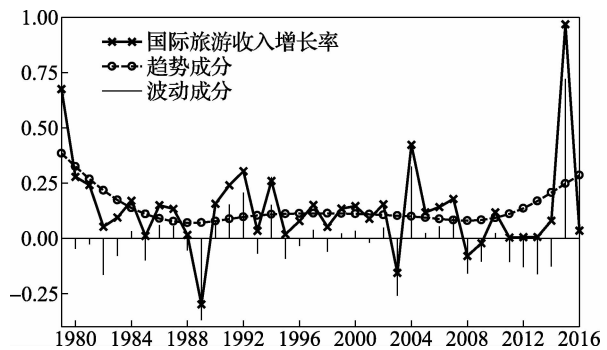


图 2 国际旅游收入增长率时间动态轨迹

资料来源:本文绘制

^①“国际旅游收入”具体是指入境游客在中国(大陆)境内旅行、游览过程中产生的全部花费,“国内旅游收入”具体是指国内游客在国内旅行、游览过程中产生的全部花费。截至目前,在中经网统计数据库(<http://db.cei.gov.cn>)、《中国统计年鉴 2016》等官方所公布的相关统计数据库中,只能获得 1978 年至今的中国国际旅游收入年度数据以及 1994 年至今的中国国内旅游收入年度数据,因此,本文所选取的国际旅游收入数据的样本区间为 1978—2016 年,而国内旅游收入数据的样本区间为 1994—2016 年。

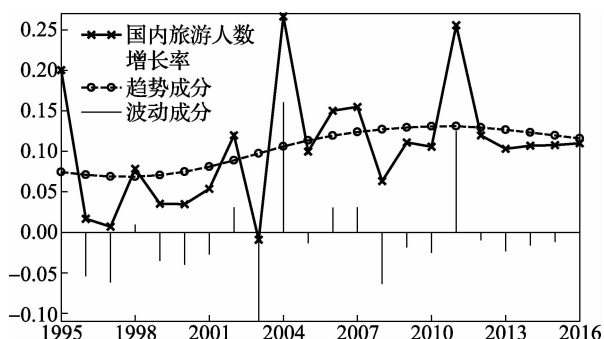


图3 国内旅游人数增长率时间动态轨迹

资料来源:本文绘制

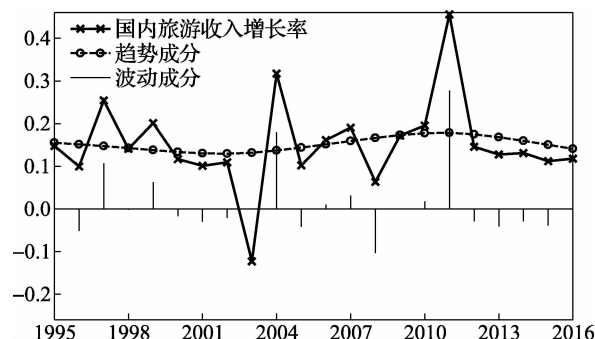


图4 国内旅游收入增长率时间动态轨迹

资料来源:本文绘制

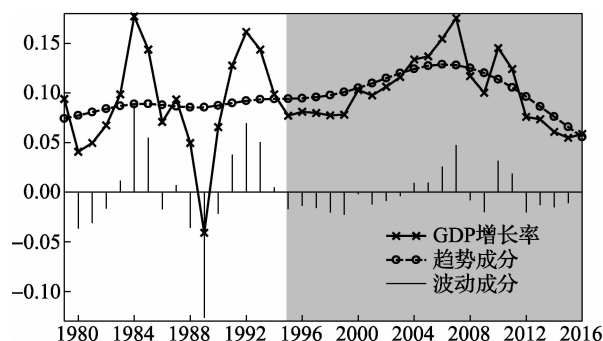


图5 GDP 增长率时间动态轨迹

资料来源:本文绘制

观察图1~图4所示的国际与国内旅游增长率的“趋势成分”轨迹,能够发现,国际旅游人数增长率呈现“类L型”的发展态势,即增长率先是急速下滑,经历一段平台期的匀速发展后又缓慢走低;而国际旅游收入增长率呈现“类U型”的发展态势,前期走势同国际旅游人数增长率相同,即增长率先急速下滑而后经历一段近乎平台期的匀速发展,但是,自2010年起,国际旅游收入增长率表现出逆势上扬的发展轨迹。同时,国内旅游人数增长率与收入增长率的动态轨迹相似,增长率均先平缓走低而后逐渐缓慢攀升,最后又回归持续缓慢走低的发展态势。因此,本文初步判断,旅游发展的人数与收入之间联系密切,国际旅游发展效率近年来有所提高。分析图1~图4所示的国际与国内旅游增长率的“波动成分”特征,北京作为重要的入境口岸城市于1989年发生“八九政治风波”,国际旅游人数与收入增长率降至最低点且大幅波动,受2003年中国爆发“非典”疫情以及2008年国际金融危机的影响,旅游业各指标的增长率均低至谷底且出现波动,随着中国快速走出“非典”疫情的阴霾,在2004年旅游业各指标的增长率均升至峰值,波动幅度同样较大,因此,本文认为,国际与国内突发事件均会对中国旅游业发展产生影响。如图5所示,GDP增长率的发展轨迹呈“倒V型”走势,GDP增长率持续缓慢攀升至高位,在2007年下半年受金融危机的影响,调转发展增势而呈急速下滑的运动轨迹。同时,GDP增长率在1989年巨幅波动,在金融危机时期出现波动聚集,而且在这两个时期GDP增长率同旅游增长率一样达至最低点与极小值点,说明经济增长率与旅游增长率的发展趋势和波动特征存在相似之处,但是,GDP增长率在“非典”疫情期间顺势发展且小幅波动,与旅游增长率的发展趋势和波动特征又存在差异点,因此,对各增长率动态轨迹的定量探讨,只能初步发现旅游与经济之间存在联系的“蛛丝马迹”,而无法准确识别旅游发展与经济增长之间的具体运行机制,更无法明晰判断旅游发展与经济增长之间的运行机制是否达到乌托邦状态,本文将进一步予以深入探讨。

2. 旅游发展与宏观经济增长之间非线性因果关系的实证检验

旅游业作为战略性产业,资源消耗少,提供就业机会多,综合效益好,在国际上,更被认为是推动经济增长,缩小地区差距的有效手段(Seetatan,2011),吴殿廷等(2010)也曾论证过旅游业作为中国战略性新兴产业的可能性与必要性,中国愈发重视旅游业的发展。然而,长久以来,中国经济增长主要倚靠工业发展推动,经济结构调整转型尚在进行之中,旅游业仍为中国的新兴产业,旅游业虽然成长迅速且发展势头强劲,但是,中国旅游是否已然实现如理论所述的乐观发展呢,中国旅游发展已经走上推动经济增长的坦途了吗?即便旅游发展推动经济增长,是否存在时间区制的限制?经济增长又对旅游业发展有何影响?基于上述问题,本文借助非线性马尔科夫区制转移因果(MSC)模型,分析探究自改革开放以来,各时间区制国际旅游发展与中国经济增长之间的因果关系,以及1995年以来各时间区制国内旅游发展与中国经济增长之间的关系,以期探明在以往经济运行的过程中,旅游业扮演的角色,旅游发展与经济增长之间到底有何联系,两者之间的联系是否随时间区制转移而变换。

在开展计量分析之前,本文首先分别基于ADF检验和PP检验等单位根检验方法对国际旅游人数增长率、国际旅游收入增长率、国内旅游人数增长率、国内旅游收入增长率以及GDP增长率时间序列的平稳性进行测度,结果表明,五个时间序列在1%或5%的显著性水平下都是平稳的。随后,基于Akaike(AIC)与Schwarz(SC)信息准则,将滞后阶数依次取1~5($p=1, \dots, 5$),计算并比较不同滞后阶数设定下的AIC值与SC值。通过比较发现,无论是国际旅游与经济增长之间的关系,还是国内旅游与经济增长之间的关系,在滞后阶数 $p=1$ 时计算得到的AIC值与SC值均最小,这意味着,在研究中国旅游业发展与宏观经济增长之间的运行机制问题时,选择滞后1期的非线性MSC模型开展的实证研究最为可靠和有效,因此,本文选取滞后1期($p=1$)系统地研究旅游发展与经济增长之间的因果关系。表1~表4分别给出了国际旅游人数、国际旅游收入、国内旅游人数以及国内旅游收入与经济增长之间因果关系的估算结果。观察并分析表1~表4的估计结果,就转移概率而言, q_{00} 与 q_{11} 均大于0.50,说明国际旅游人数与收入以及国内旅游人数与收入对经济增长的因果作用具有一定惯性特征,即旅游发展与经济增长之间若无因果关系,旅游与经济的内在运行机制倾向于维持无因果关系状态,一旦出现某种冲击波动打破原有的状态,则冲击波动引起的因果关系也不会立即消失。同时, p_{00} 与 p_{11} 也大于0.50,说明宏观经济对国际与国内旅游发展反向作用的惯性特征同样存在。 $\mu_{10}, \mu_{11}, \mu_{20}$ 以及 μ_{21} 均表示常量估计结果, $\alpha_{10}, \alpha_{11}, \alpha_{20}$ 以及 α_{21} 均代表自回归系数, β_1 与 β_2 代表相互作用系数, ρ 代表干扰项之间的相关性,Lag p 代表滞后期选择。标准差 $\sigma_{i,S_{i,t}}$ ($i=1, 2, S_{i,t}=0, 1$)表示在因果关系作用下变量的波动情况。表1~表4列示的估计结果说明,标准差随因果关系转变呈现显著差异,因果关系引起的变量波动具有时变性特征(Zheng & Zuo, 2013; Wang 等, 2014)。

表1 国际旅游人数与经济增长之间因果关系的估算结果

参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
p_{11}	0.8149 ***	0.1176	q_{11}	0.9114 ***	0.0638
p_{00}	0.7455 ***	0.1522	q_{00}	0.8209 ***	0.1049
μ_{10}	0.1880 ***	0.0633	μ_{20}	-0.1500	0.4381
μ_{11}	-0.4034 ***	0.0848	μ_{21}	0.0163	0.4264
$\alpha_{10}^{(1)}$	0.2743 *	0.1414	$\alpha_{20}^{(1)}$	-0.4079 *	0.2420
$\alpha_{11}^{(1)}$	-0.4271 **	0.2147	$\alpha_{21}^{(1)}$	0.4322 *	0.2383
$\beta_1^{(1)}$	-0.1843 ***	0.0716	$\beta_2^{(1)}$	-0.7931 ***	0.2660
σ_{11}	0.3246 ***	0.0474	σ_{21}	0.4081 ***	0.0619
σ_{10}	0.1958 ***	0.0364	σ_{20}	1.8326 ***	0.3106
Lag p	1		ρ	0.7336 ***	0.1004

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著

资料来源:本文计算整理

表2 国际旅游收入与经济增长之间因果关系的估算结果

参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
p_{11}	0.7140 ^{***}	0.1683	q_{11}	0.8899 ^{***}	0.0644
p_{00}	0.9161 ^{***}	0.0615	q_{00}	0.5103 [*]	0.2654
μ_{10}	0.1038	0.0674	μ_{20}	3.0947 [*]	1.8481
μ_{11}	-0.4211 ^{***}	0.0725	μ_{21}	-3.3999 [*]	1.8230
$\alpha_{10}^{(1)}$	0.0565	0.1612	$\alpha_{20}^{(1)}$	-1.2462 ^{***}	0.3435
$\alpha_{11}^{(1)}$	-0.2574	0.1675	$\alpha_{21}^{(1)}$	0.9801 ^{***}	0.3591
$\beta_1^{(1)}$	0.2734 ^{***}	0.0464	$\beta_2^{(1)}$	-0.0981	0.6580
σ_{11}	0.1602 ^{***}	0.0365	σ_{21}	1.4069 ^{***}	0.1816
σ_{10}	0.3456 ^{***}	0.0468	σ_{20}	5.1037 ^{***}	1.5844
Lag p	1		ρ	0.7633 ^{***}	0.0807

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著
资料来源:本文计算整理

表3 国内旅游人数与经济增长之间因果关系的估算结果

参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
p_{11}	0.6725 ^{***}	0.1714	q_{11}	0.6302 ^{***}	0.1618
p_{00}	0.8015 ^{***}	0.1197	q_{00}	0.5904 ^{***}	0.1657
μ_{10}	-0.0190	0.0718	μ_{20}	0.2380	0.2054
μ_{11}	0.0998	0.06612	μ_{21}	-0.5880 ^{***}	0.1495
$\alpha_{10}^{(1)}$	-0.8999 ^{***}	0.2033	$\alpha_{20}^{(1)}$	-1.9111 ^{***}	0.2480
$\alpha_{11}^{(1)}$	1.4015 ^{***}	0.1906	$\alpha_{21}^{(1)}$	1.6780 ^{***}	0.2369
$\beta_1^{(1)}$	-0.0314 ^{***}	0.0058	$\beta_2^{(1)}$	-0.6946 ^{**}	0.2877
σ_{11}	0.0310 ^{***}	0.0066	σ_{21}	0.3650 ^{***}	0.0631
σ_{10}	0.3061 ^{***}	0.0561	σ_{20}	0.8452 ^{***}	0.2003
Lag p	1		ρ	0.9455 ^{***}	0.0289

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著
资料来源:本文计算整理

表4 国内旅游收入与经济增长之间因果关系的估算结果

参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
p_{11}	0.6900 ^{***}	0.2354	q_{11}	0.6806 ^{***}	0.2062
p_{00}	0.9125 ^{***}	0.0952	q_{00}	0.5988 ^{**}	0.2422
μ_{10}	0.0298	0.0456	μ_{20}	0.2148	0.7747
μ_{11}	-0.2069 ^{**}	0.0947	μ_{21}	-0.6198	0.7683
$\alpha_{10}^{(1)}$	0.3582	0.2519	$\alpha_{20}^{(1)}$	-1.1907	0.7831
$\alpha_{11}^{(1)}$	-1.1912 ^{***}	0.3590	$\alpha_{21}^{(1)}$	0.7687	0.8197
$\beta_1^{(1)}$	0.3443 ^{***}	0.1236	$\beta_2^{(1)}$	2.0747 ^{**}	0.9588
σ_{11}	0.1788 ^{***}	0.0581	σ_{21}	0.5515 ^{***}	0.1394
σ_{10}	0.1667 ^{***}	0.0381	σ_{20}	1.6272 ^{***}	0.5418
Lag p	1		ρ	0.6742 ^{***}	0.2614

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著
资料来源:本文计算整理

如表 1 所示,国际旅游人数对 GDP 的作用系数为负($\beta_1^{(1)} = -0.1843$),GDP 对国际旅游人数的反向作用系数同为负($\beta_2^{(1)} = -0.7931$)。也就是说,国际旅游人数增加反而微弱抑制经济增长,经济增长也不利于中国国际旅游人数增长率的提高。伴随着经济全球化的发展趋势,为更好地吸引游客入境旅游,有些城市建设倾向于追求“国际化”,如建设超级奢侈、豪华的饭店,提供具备超级功能的会议展览中心,还有些城市不惜举债追求城市的“复古化”,如重建历史古城,“再现大宋王朝的风光”等(张广瑞,2013),如此种种造成环境破坏与资源的巨大浪费,本可以通过基础设施建设拉动投资进而实现经济增长,却因对环境的后续治理付出更多的经济代价,而且中国本就是人口大国,入境旅游人数增加将加重旅游区环境的承载能力,长期来看并不利于宏观经济增长。另外,收入与价格是影响出境旅游需求的决定性因素(蒋依依等,2017),中国在经济增长的同时,也伴随着通货膨胀的加剧,使得中国境内旅游价格上涨,这不利于刺激入境旅游需求,旅游消费者会通过比较商品与服务的价格来选择合适目的地(Martins 等,2017),一些普通外国游客便可能转向更加经济化的地区旅游。

如表 2 所示,国际旅游收入对 GDP 的作用系数为正($\beta_1^{(1)} = 0.2734$),国际旅游收入增加将促进宏观经济增长,这是因为,国际旅游收入增加意味着从外部带来了资本积累,能够为旅游当地的经济提供资金支持,提高旅游目的地居民的生活水平,进而促进扩大国内的总需求水平,同时,国际旅游帮助中国通过知识外溢效应获取先进知识与技术,进而提高全要素生产率,有利于中国宏观经济的发展。总之,在国际旅游方面,旅游人数增长率的提高不利于中国宏观经济增长,而旅游收入增长率的上升促进中国宏观经济增长,因此,吸引游客入境旅游需注重效率,从少量的国际旅游人次规模获取尽可能多的旅游收入,最大限度地促进中国宏观经济增长。

如表 3 所示,国内旅游人数对 GDP 的作用系数为负($\beta_1^{(1)} = -0.0314$),GDP 对国内旅游人数的反向作用系数同为负($\beta_2^{(1)} = -0.6946$),国内旅游人数与经济增长之间的关系同国际旅游人数与经济增长之间的关系相同,国内旅游人数增加将微弱抑制经济增长,经济增长也不利于国内旅游人数增长率的提高,一方面,中国国内人口众多,而且往往集中在“黄金周”旅游出行,无论是对公共服务设施还是旅游景区的环境承载能力,都是不小的考验;另一方面,中国游客“乱涂乱画”的现象,随意践踏破坏文化古迹等行为屡见不鲜,而破坏后的修复工程会占用大量本就稀缺的资源,从长远来看,这也是中国需要付出的经济代价。此外,伴随着经济的飞速发展,中国国民通过旅游方式放松休闲的现象越来越普遍,国内旅游人数也确有大幅增加,尤其在各个“黄金周”时期,但是,中国国民出境旅游人数更是不断攀升,国外旅游市场吸引并挤占国内旅游市场的游客,限制了国内旅游人数增长率的提高,同时,外国人入境旅游人数增长率下降,中国作为新兴旅游目的地转向中国人作为新兴旅游市场,在国际上的关注点也由“中国旅游”转向“中国人旅游”。就旅游人数而言,无论是国际旅游人数还是国内旅游人数,与宏观经济增长之间的因果关系均为负向影响,不仅由于吸引入境旅游不合理投资造成的资源浪费以及国内游客不文明出游导致的环境破坏,而且与中国旅游业的发展模式有关。中国旅游业发展模式仍存在依赖自然资源禀赋、开发初级旅游产品的现象,“资源诅咒”学说曾指出,自然资源对一些国家或地区的经济增长不一定有利,有可能是一种限制(Audy,1993),中国借用丰富自然资源开发初级旅游产品,以“门票经济”获取旅游收入增长率的提升,但是,初级旅游产品与生产前向、后向产业关联效应小且缺乏创新,对经济增长效率提升空间狭隘(赵磊,2012),而且旅游业的快速发展占用大量的土地、资金等生产要素,引起土地价格以及其他资源价格上升,恶化投资环境,产生“荷兰病”效应将不利于整体经济的发展。

如表 4 所示,国内旅游收入对 GDP 的作用系数为正($\beta_1^{(1)} = 0.3443$),GDP 对国内旅游收入的反向作用系数同为正($\beta_2^{(1)} = 2.0747$)。也就是说,国内旅游收入的提高将促进宏观经济增长,随即宏观经济增长也有利于国内旅游收入增长率的提高,国内旅游收入与经济增长之间相互促进,强化加深彼此的作用效果。国内旅游收入作为国民经济中第三产业收入的部分构成,一方面直接促进经济增长;另一方面通过与其他行

业协调配合,共赢发展,间接强化宏观经济增长的走势。此外,中国经济快速发展意味着居民收入与消费水平显著提高,旅游目的地的基础设施建设更为完备,旅游业与其他产业配合得协调度更高,这些均有利于扩增国内旅游收入的发展空间,为国内旅游业发展提供强有力的支撑,同时,GDP对国内旅游收入的作用效果最强,国内旅游收入受社会总体经济环境影响的程度最深。就旅游收入而言,国内旅游收入与宏观经济增长之间相互促进发展。

结合表1~表4,对比国际旅游与国内旅游的实证分析结果,一方面,无论是国际旅游还是国内旅游,旅游人数增长率提高均微弱抑制宏观经济增长,宏观经济增长也会反向作用于旅游人数增长,即宏观经济增长将导致入境旅游与国内旅游的人数增长率下降;另一方面,国际旅游收入与国内旅游收入增长率的提升均会推动宏观经济增长,而且旅游收入对经济增长的积极作用大于旅游人数对经济增长的抑制作用,因此,中国旅游业的国际与国内旅游收入共同推动宏观经济增长。至此,本文仅探讨了旅游发展与宏观经济增长之间的作用方向与大小,旅游与经济之间因果关系的作用区制还未予以识别,在各个时段旅游与经济之间的具体作用机制究竟如何,两者在各时段的发展究竟有何特征呢?

3. 旅游发展与宏观经济增长之间非线性因果关系的区制转移特征分析

为捕捉中国旅游发展与宏观经济增长之间因果关系的具体作用机制,本文将旅游发展与宏观经济增长之间的因果关系划分为四区制予以研究,通过计算位于各区制的平滑概率识别发展旅游与宏观经济增长之间的因果关系。区制一($S_t = 1$)中, $Pr(S_t = 1 | I_T) > 0.5$ 表示旅游业与宏观经济之间存在相互作用的时间区制(即旅游发展↔经济增长);区制二($S_t = 2$)中, $Pr(S_t = 2 | I_T) > 0.5$ 表示宏观经济对旅游业发挥作用,旅游业对宏观经济无影响的时间区制(即旅游发展←经济增长);区制三($S_t = 3$)中, $Pr(S_t = 3 | I_T) > 0.5$ 表示旅游业对宏观经济发挥作用,宏观经济对旅游业无影响的时间区制(即旅游发展→经济增长);区制四($S_t = 4$)中, $Pr(S_t = 4 | I_T) > 0.5$ 表示旅游业与宏观经济之间无因果关系的时间区制(即旅游发展↔经济增长),从而更为全面地探明旅游业发展与宏观经济增长之间因果关系的区制转移特征。

图6~图9分别清晰地描绘了国际旅游人数、国内旅游人数、国际旅游收入以及国内旅游收入与宏观经济增长之间因果关系的作用区制。

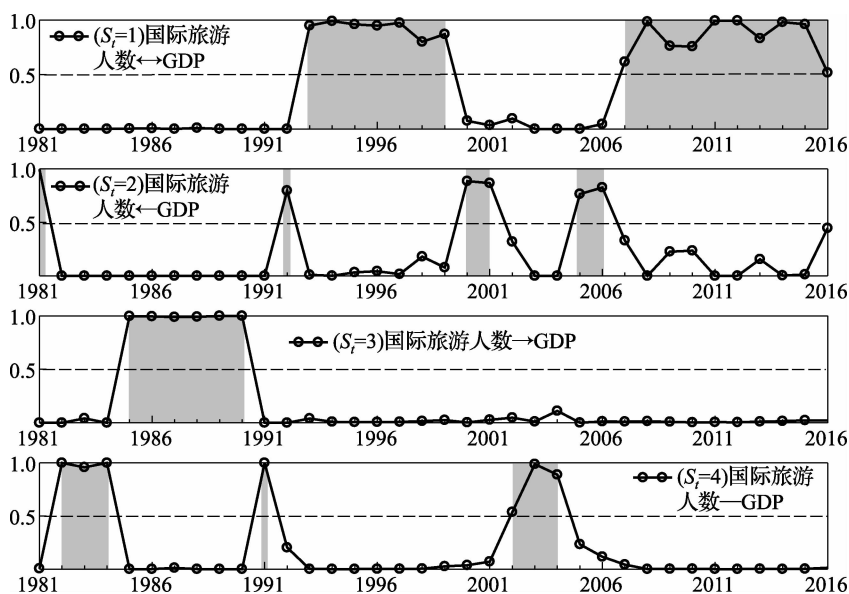


图6 国际旅游人数与GDP之间因果关系的四区制平滑概率

资料来源:本文绘制

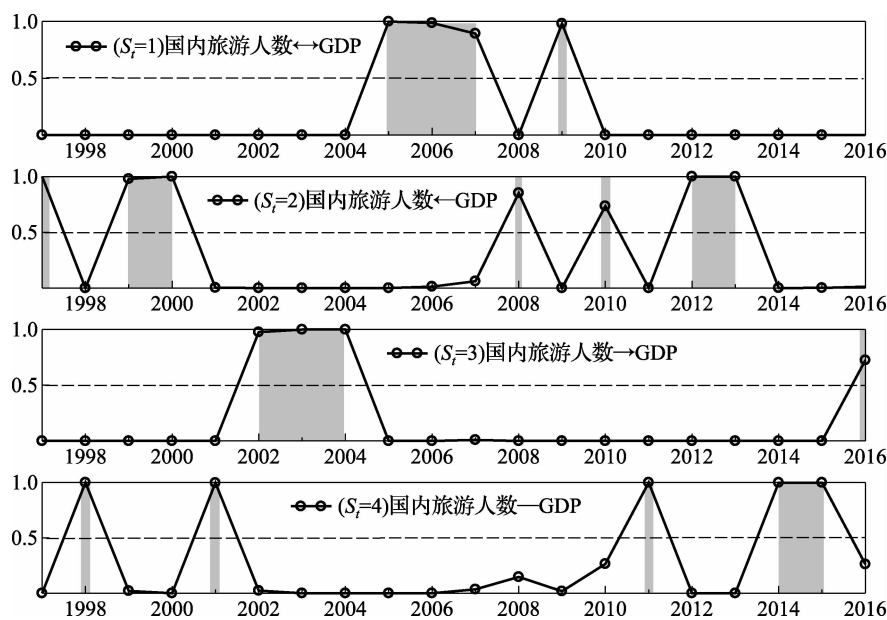


图7 国内旅游人数与 GDP 之间因果关系的四区制平滑概率

资料来源:本文绘制

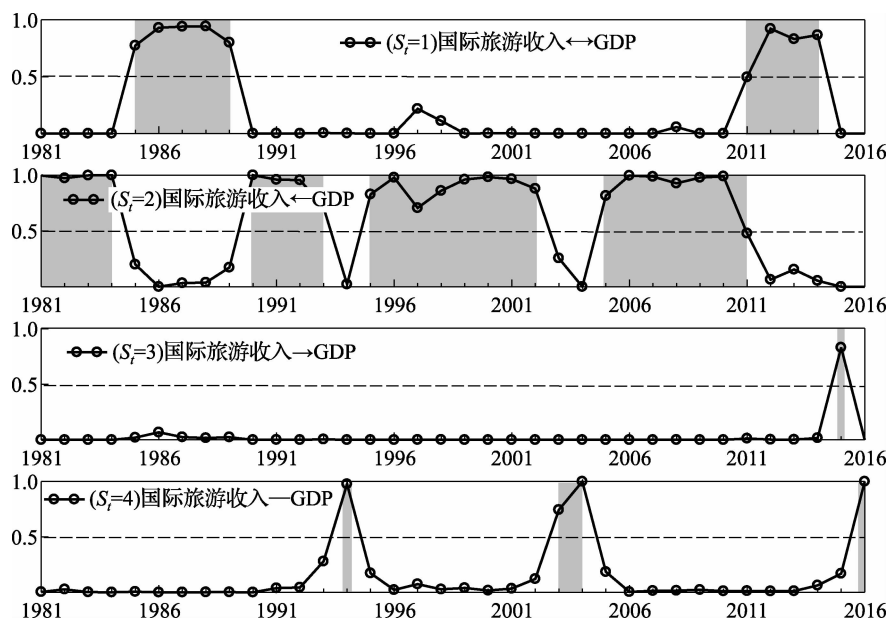


图8 国际旅游收入与 GDP 之间因果关系的四区制平滑概率

资料来源:本文绘制

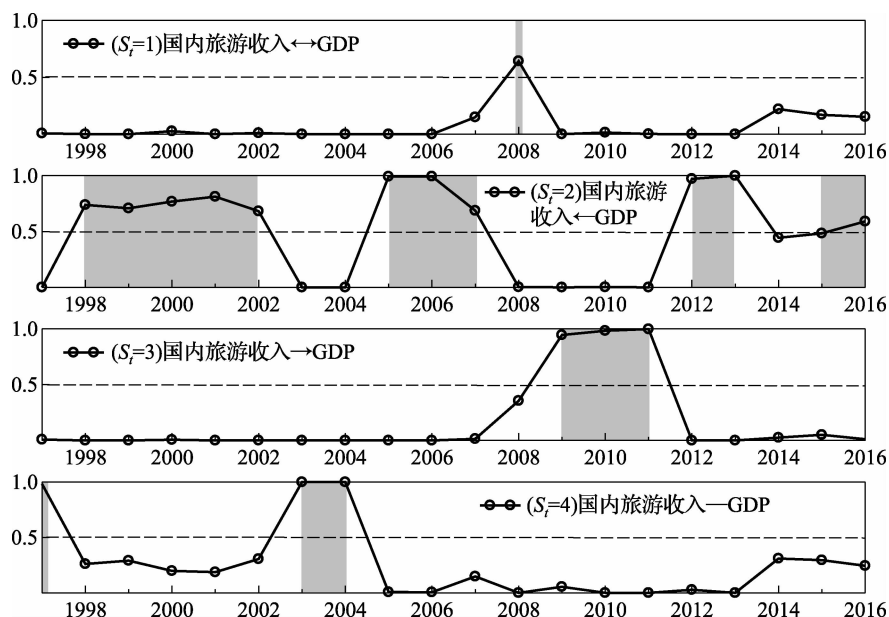


图9 国内旅游收入与 GDP 之间因果关系的四区制平滑概率

资料来源:本文绘制

如图6所示,国际旅游人数与宏观经济之间的因果关系在区制一的时间长度相对更长,说明国际旅游人数与宏观经济之间存在相互作用的持续性更强,两者在更久的区制范围内体现为相互影响,相互影响是旅游与经济运行机制内相互反馈的过程,相较于单向影响的因果效应更强,或者相互促进或者相互削弱,而且会形成机制内循环。由于旅游人数与宏观经济增长之间的作用系数为负,宏观经济随旅游人数增长而下滑,随即旅游人数又随宏观经济下滑而增长,如此便会形成经济增长的恶性循环,又或者宏观经济随旅游人数下降而增长,随即旅游人数又随宏观经济增长而下滑,如此便会形成经济增长的良性循环,但是,考虑到旅游人数与旅游收入之间的密切联系,国际旅游人数增长率的下滑会导致国际旅游收入增长率下降,进而不利于宏观经济增长,因此,中国需努力实现国际旅游人数与宏观经济相互促进的优质循环,即国际旅游人数一方面不再抑制经济增长;另一方面通过提高国际旅游收入间接促进经济增长,从而持续稳健地保证中国宏观经济增长,同时,宏观经济增长也反向积极作用于国际旅游人数。

如图7所示,国内旅游人数与宏观经济之间的因果关系在四个区制的分布时长相差不多,需要指出的是,在2003—2004年期间,国内旅游人数与经济增长之间的因果关系位于区制三内。也就是说,正值中国爆发“非典疫情”之际,国内旅游人数单独作用于经济增长,不存在宏观经济对国内旅游人数的反馈作用,旅游与经济之间不会彼此相互作用而强化作用效果。2004年中国走出“非典”阴霾,国内旅游人数增长率骤增,未受GDP增长率平缓攀升而抑制国内旅游人数增长的影响,而对比图6以及图8~图9所示结果,在“非典”时期,国际旅游人数、国际旅游收入以及国内旅游收入与宏观经济之间均无因果关系,国内发生的特殊事件只有对国内旅游人数的冲击,引发了旅游产业对整体宏观经济的影响,且宏观经济并未影响旅游业的发展。就旅游收入而言,如图8与图9所示,无论是国际旅游收入还是国内旅游收入,与宏观经济增长之间的因果关系在区制二的时间长度尤为突出。也就是说,宏观经济单向作用于旅游收入的时间区制范围更大,远大于旅游收入与宏观经济之间相互作用时的区制范围。这说明,旅游收入更多受宏观经济总体运行环境的影响,而旅游收入对宏观经济发挥作用的可能性相对较小。

为了更深入地探明中国旅游发展与宏观经济增长之间因果关系具有的非线性时变特征,本文接下来计算旅游业与宏观经济增长之间因果关系的二区制转移概率。具体而言,基于方程(6)~方程(13)所示的四个区制,可以得到如下二区制的转移概率:

$$Pr(S_{1,t} = 1 | I_T) = Pr(S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 1 | I_T) + Pr(S_{1,t} = 1, S_{2,t} = 0 | I_T) = Pr(S_t = 1 | I_T) + Pr(S_t = 3 | I_T) \quad (17)$$

$$Pr(S_{2,t} = 1 | I_T) = Pr(S_{2,t} = 1, S_{1,t} = 1 | I_T) + Pr(S_{2,t} = 1, S_{1,t} = 0 | I_T) = Pr(S_t = 1 | I_T) + Pr(S_t = 2 | I_T) \quad (18)$$

基于此,图10与图12分别描绘出自1981年以来,国际旅游人数与国际旅游收入作用于GDP的时间区制平滑概率,以及GDP反向作用于国际旅游人数与国际旅游收入的时间区制平滑概率,图11与图13则分别刻画出自1997年以来,国内旅游人数与国内旅游收入作用于GDP的时间区制平滑概率,以及GDP反向作用于国内旅游人数与国内旅游收入的时间区制平滑概率。观察并分析图10~图13列示的结果,本文发现,在总体上,宏观经济作用于旅游发展的时间区制多于旅游发展作用于宏观经济的时间区制。从宏观经济作用于旅游发展的方向来看,宏观经济对旅游收入的作用时间更长,对旅游人数的作用时间相对较短;从旅游发展对宏观经济的作用方向来看,旅游人数作用于宏观经济时间更长,旅游收入作用于宏观经济时间相对较短。这说明,宏观经济整体运行情况影响旅游业经济发展,即宏观经济大环境影响旅游业经济发展的可能性更大、时间更久,尤其是宏观经济对旅游收入的影响,而旅游经济影响宏观经济的可能性相对较小、时间相对较短,这也印证了上文“旅游收入更多受宏观经济总体运行环境的影响,而旅游收入对宏观经济发挥作用的可能性相对较小”的结论。

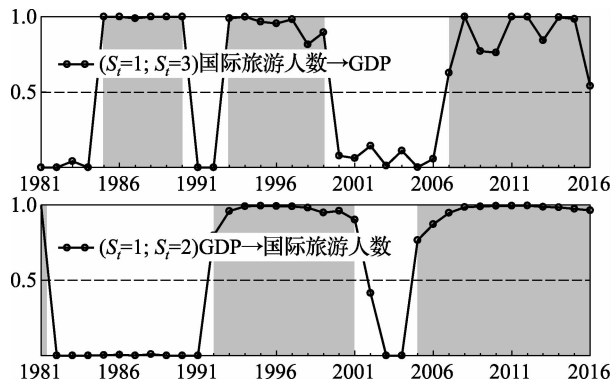


图10 国际旅游人数与GDP之间因果关系的二区制平滑概率

资料来源:本文绘制

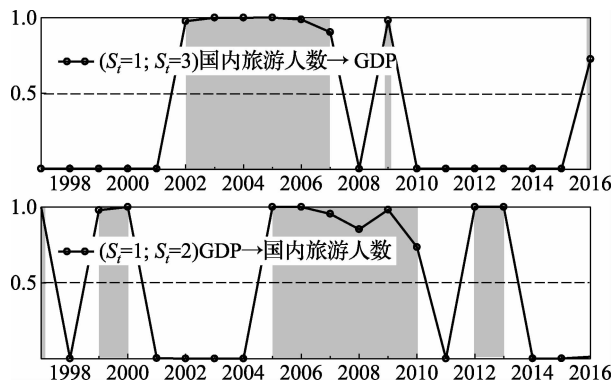


图11 国内旅游人数与GDP之间因果关系的二区制平滑概率

资料来源:本文绘制

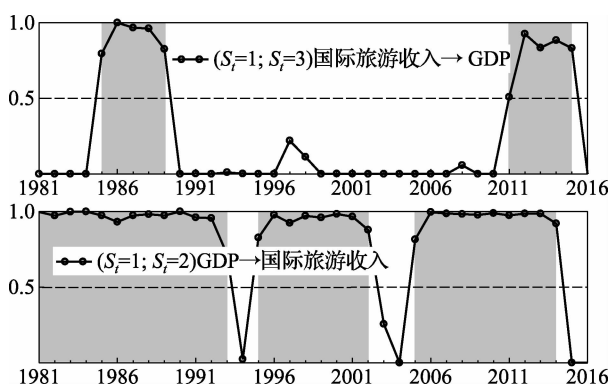


图 12 国际旅游收入与 GDP 之间因果关系的二区制平滑概率
资料来源:本文绘制

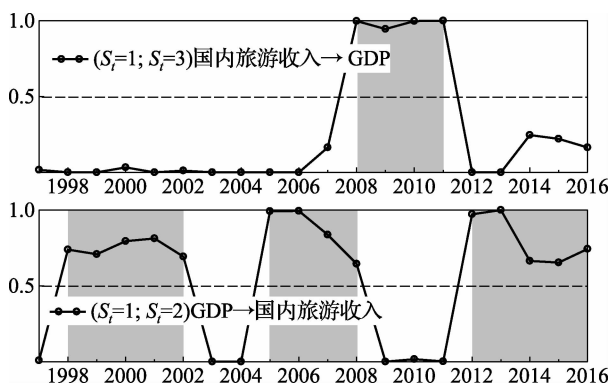


图 13 国内旅游收入与 GDP 之间因果关系的二区制平滑概率
资料来源:本文绘制

具体单就国际旅游发展而言,国际旅游人数对经济增长发挥作用的区间包含国际旅游收入对经济增长发挥作用的区间,国际旅游人数与收入之间关系紧密,增加旅游人数是提高旅游收入的方式之一,甚至是最直接、最有效的手段,诚然,提高国际旅游人数增长率将不利于宏观经济增长,但是,采用该方式仅会削弱国际旅游收入对宏观经济增长的积极作用,并不会抵消,国际旅游发展仍将有效推动宏观经济增长。在 1985 年,中国拥有旅游涉外饭店 325 座,其中,利用外资兴建旅游涉外饭店达 45 座,同时,旅游部门正式成立了旅游包机公司,旅游交通取得很大发展;在 1986 年,旅游业发展规划首次列入国家计划(七五计划),“大力发展旅游业,增加旅游外汇收入”,明确了旅游的产业地位;在 1988 年,国家旅游局设置国际市场开发司,力求开发国际旅游客源市场,并将旅游业确定为国民经济新的增长点,中国政府逐步重视中国旅游业发展,但是,政策的实施具有时间效应,在此期间,国际旅游收入增长率持续走低,不利于宏观经济增长率的提高。伴随着高速交通体系更加完善,信息化在旅游业得到广泛普及应用,商业模式不断创新,国际合作进一步深化,国际旅游在国家重视发展以及与交通业、互联网等行业的紧密配合下,终于在“十二五规划”期间,对宏观经济增长发挥了积极作用,但是,由于 2008 年金融危机后期效应的影响,世界经济总体疲软低迷, GDP 实际增长率并未有效提高,说明入境旅游市场还未达到拉动宏观经济增长的作用,旅游经济有待继续发展。

对比分析国际旅游与国内旅游的发展情况,本文发现,在相同的样本区间范围内,国际旅游与宏观经济之间的因果作用时间相较于国内旅游与宏观经济之间的因果作用时间更长,而国内旅游无论从旅游人数还是旅游收入上来看,都是整个旅游产业持续增长的坚实基础,说明国内旅游发展更加不可忽视,国际旅游与

国内旅游应共同作用、协调发展,在提高刺激内需水平的同时扩增外需,发挥旅游业对宏观经济增长的积极作用,但是,国际旅游收入与国内旅游收入对宏观经济的作用区制时长均较短,进一步说明,旅游业仅仅作作为宏观经济运行中的一环,达到依靠旅游经济拉动宏观经济增长的状态还有一定距离。此外,在1997年发生亚洲金融危机,在2008年爆发席卷全球的金融危机,两次金融危机的冲击均对中国经济造成冲击,由于1997—1999年以及2008—2009年GDP实际增长率持续下降,因此,将1997—1999年定义为“亚洲危机时期”,将2008—2009年定义为“金融危机时期”。在亚洲危机时期与金融危机时期,国际旅游发展与国内旅游发展均受到冲击,与宏观经济增长之间呈现不同的因果作用状态,国际旅游人数与宏观经济之间在两个时期均存在双向因果关系,国际旅游收入在两个时期均受到总体经济环境影响,国内旅游发展同样与宏观经济之间在两个时期内存在相互作用关系,但是,国内旅游的作用时间区制不连续,后期持续作用的可能性相对较弱,同时,在危机时期,宏观经济总体环境对旅游业发展的影响大于旅游业对宏观经济环境的影响。总之,与“非典疫情”时期不同,国际发生的特殊事件无论对国际旅游人数与收入的冲击,还是对国内旅游人数与收入的冲击,均引发了宏观经济对旅游业发展的影响。

四、基本结论与政策启示

本文借助非线性马尔科夫区制转移因果(MSC)模型,分析探究自改革开放以来,各时间区制国际旅游发展与中国经济增长之间的因果关系,以及1995年以来各时间区制国内旅游发展与中国经济增长之间的关系,以期探明在以往经济运行的过程中,旅游业扮演的角色,旅游发展与经济增长之间到底有何联系?两者之间的联系是否随时间区制转移而变换?综合来看,中国旅游业发展与宏观经济的运行机制还未达到相互促进、蓬勃发展、优势互补的乌托邦状态,围绕中国旅游与宏观经济的运行机制,本文还得出几点主要结论并提出相应建议,旨在为旅游发展与经济增长之间实现乌托邦状态提供参考。

(1)无论是国际旅游还是国内旅游,旅游收入增长率提升均推动宏观经济增长,旅游人数增长率提升均微弱抑制宏观经济增长,而旅游收入对经济增长的积极作用大于旅游人数对经济增长的抑制作用,因此,总体上旅游业发展有利于推动中国经济增长。另外,国际旅游人数与收入之间关系紧密,增加旅游人数是提高旅游收入的方式之一,甚至是最直接、最有效的手段。诚然,增加国际旅游人数不利于经济增长,但是,采用该方式仅会削弱国际旅游收入对经济增长的积极作用,但影响有限,国际旅游发展仍旧有效地推动着经济增长,因此,一方面,中国可通过吸引游客入境旅游的方式,提升国际旅游收入增长率进而促进宏观经济增长;另一方面吸引游客中国境内旅游需注重效率,从一定旅游人次规模中获取尽可能多的旅游收入,最大限度地促进中国经济增长。

(2)国际旅游人数与宏观经济之间存在相互作用的持续性相较于其他类型因果关系更强,如若可以改变国际旅游人数与宏观经济之间的作用方向,使得吸引游客入境旅游不仅不削弱国际旅游收入增长率提高对经济增长的积极作用,还会强化国际旅游收入增长率提高对经济增长的作用,经济发展也同样吸引游客入境旅游,便实现了旅游人数与宏观经济之间相互促进的优质循环,因此,中国亟需转变吸引游客入境旅游的方式。如城市建设无需过分追求“国际化”与“复古化”,满足城市基本建设需要,拥有旅游品牌文化特征已经足够;伴随着中国宏观经济的不断增长,中国的精神文明建设程度不断加深,中国需努力形成自然而非过度打扮或营造的“无景区旅游”,建设真正的“美丽中国”,而非拥有某些仅供旅游观赏的“著名景点中国”。游客来到某个城市或者乡村,不仅仅是游览某些著名景点,更是对中国城市或者乡村生活的体验,亲身体会中国的风土人情,真正感受中国丰富而独特的文化。中国需为游客按照自身意愿自行选择目的地的游览提供方便,机构规划或大力促销的线路旅行远远背离旅行的真正含义,鼓励支持游客旅行而非游览,游客收获更多的是心灵的一次游行,如此的中国才是吸引境外游客慕名而来的“美丽中国”。

(3)中国旅游发展与经济增长之间的因果关系具有时变特征,国际与国内旅游收入共同推动宏观经济增长,但是,国际旅游收入与国内旅游收入对宏观经济的作用区制时长均较短,旅游经济影响宏观经济的可能性较小、时间较短,而宏观经济大环境影响旅游业经济发展的可能性相对更大、时间相对更久,旅游业发

展情况取决于宏观经济整体运行情况,旅游业仅作为宏观经济运行中的一环,达到依靠旅游经济拉动宏观经济增长的状态还有一定距离。伴随着中国宏观经济的飞速发展,中国国民出境旅游人数不断攀升,国际旅游收入与出境旅游支出连续多年存在逆差,中国需针对公民出境不理性消费的现象进行相应政策引导,鼓励并教育公民理性消费,杜绝奢靡之风与攀比之心,同时,坚持供给侧改革,提升自身产品质量标准,加强中国公民购买国产产品的信心,将中国国内总需求由境外市场转移至境内市场,缩小入境旅游市场与出境旅游市场发展的差异,进而提高国内旅游收入。国际旅游发展同样不可忽视,国际旅游与国内旅游应共同作用、协调发展,在提高刺激内需水平的同时扩增外需,国内游客大多集中在“黄金周”出行,在宣传、鼓励游客入境旅游的同时,应合理科学地协调与分配时间,尽量避开国内旅游高峰期,一方面可避免降低入境旅游者的体验质量,另一方面又可减轻旅游胜地的环境承载能力,促进国际旅游经济发展。另外,注重旅游业与其他行业资源的合理配置,不相互挤占资源,警惕出现“荷兰病”现象,各行业之间紧密协调配合,创新旅游产品,形成旅游业新业态,如体育旅游、医疗旅游、旅游房地产等,从而转变旅游业依赖资源开采以开发初级旅游产品的“门票经济”发展模式,为旅游经济与宏观经济增长注入新的活力。

(4) 中国在爆发“非典疫情”之际,国内旅游人数单独作用于经济增长,不存在宏观经济对国内旅游人数的反馈作用,旅游与经济之间不会彼此相互作用而强化作用效果,而国际旅游人数、国际旅游收入以及国内旅游收入与宏观经济之间均无因果关系,国内发生的特殊事件只有对国内旅游人数的冲击,引发了旅游产业对整体宏观经济的影响,且宏观经济并未影响旅游业的发展。在亚洲金融危机时期,国际旅游发展与国内旅游发展均受到冲击,与“非典疫情”时期不同,国际发生的特殊事件无论对国际旅游人数与收入的冲击,还是对国内旅游人数与收入的冲击,均引发了宏观经济对旅游业发展的影响。中国作为经济全球化趋势下众多国家中的一员,需警惕国际发生的特殊事件对全球经济的影响,进而识别中国经济与产业受到波及的范围与程度,而国内发生的特殊事件则需聚焦于产业对宏观经济的影响。

本文从时间区制转移视角探讨了中国旅游发展与宏观经济增长是否达到乌托邦状态,揭示了旅游产业与宏观经济之间的联系,然而,本文仍存在进一步深化与细化的空间。第一,本文基于国际旅游、国内旅游与宏观经济增长的年度数据予以研究,虽然较好地反映出旅游发展与宏观经济之间因果关系的时变特征,但是,无法识别分析旅游与经济在具体季度、月度下因果关系的时变特征,今后若能获得季度数据或者月度数据,将继续探讨;第二,本文仅探究旅游业与宏观环境两个构念,接下来将进一步优化模型,引入外生变量予以探讨;第三,本文就宏观经济整体环境展开研究,只揭示出旅游产业与宏观经济整体之间的因果关系,尚未指出旅游业在区域经济增长中扮演的角色,以及区域之间是否存在空间溢出效应;第四,本文未对旅游业与其他产业发展的关系进行研究,旅游业作为第三产业中的支柱性行业,对第一产业与第二产业经济增长发挥怎样的作用,是存在诱导效应还是挤出效应,还有待继续深入探讨。

参考文献:

- [1] Antonakakis N, Dragouni M, Filis G. How Strong is the Linkage between Tourism and Economic Growth in Europe? [J]. Economic Modelling, 2015, 44, (1): 142 - 155.
- [2] Arslanturk Y, Balcilar M, Ozdemir Z A. Time - varying Linkages between Tourism Receipts and Economic Growth in a Small Open Economy [J]. Economic Modelling, 2011, 28, (2): 664 - 671.
- [3] Auty R. Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis [M]. Routledge, 1993.
- [4] Brida J G, Cortes-Jimenez I, Pulina M. Has the Tourism-led Growth Hypothesis Been Validated? A Literature Review [J]. Current Issues in Tourism, 2016, 19, (5): 394 - 430.
- [5] Dempster A, Laird N, Rubin D. Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1977, 39, (1): 1 - 38.
- [6] Ekanayake E M, Long A E. Tourism Development and Economic Growth in Developing Countries [J]. The International Journal of Business and Finance Research, 2012, 6, (1): 51 - 63.
- [7] Granger C W J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods [J]. Econometrica, 1969, 37, (3): 424 - 438.

- [8] Granger C W J. Testing for Causality: A Personal Viewpoint[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 1980, 2, (1): 329 – 352.
- [9] Hamilton J. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime[J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 45, (1): 39 – 70.
- [10] Kim C J, Nelson C R. State-space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling Approaches with Applications[M]. The Massachusetts Institute of Technology Press, 1999.
- [11] Martins L F, Gan Y, Ferreira-Lopes A. An Empirical Analysis of the Influence of Macroeconomic Determinants on World Tourism Demand[J]. *Tourism Management*, 2017, 61, (8): 248 – 260.
- [12] Ohlan R. The Relationship Between Tourism, Financial Development and Economic Growth in India[J]. *Future Business Journal*, 2017, 3, (1): 9 – 22.
- [13] Perles J, Ramón A, Rubia A, Moreno L. Economic Crisis and Tourism Competitiveness in Spain: Permanent Effects or Transitory Shocks? [J]. *Current Issues in Tourism*, 2016, 19, (12): 1210 – 1234.
- [14] Psaradakis Z, Ravn M O, Sola M. Markov Switching Causality and the Money-output Relationship[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20, (5): 665 – 683.
- [15] Seetanan B. Assessing the Dynamic Economic Impact of Tourism for Island Economies[J]. *Annals of Tourism Research*, 2011, 38, (1): 291 – 308.
- [16] Seghir G M, Mostéfa B, Abbes S M, Zakarya G Y. Tourism Spending-economic Growth Causality in 49 Countries: A Dynamic Panel Data Approach[J]. *Procedia Economics and Finance*, 2015, 23, (1): 1613 – 1623.
- [17] Shahzad S J H, Shahbaz M, Ferrer R, Kumar R R. Tourism-led Growth Hypothesis in the Top Ten Tourist Destinations: New Evidence Using the Quantile-on-quantile Approach[J]. *Tourism Management*, 2017, 60, (6): 223 – 232.
- [18] Tang C F, Tan E C. Does Tourism Effectively Stimulate Malaysia's Economic Growth? [J]. *Tourism Management*, 2015, 46, (2): 158 – 163.
- [19] Tsui K W H. Does a Low-cost Carrier Lead the Domestic Tourism Demand and Growth of New Zealand? [J]. *Tourism Management*, 2017, 60, (6): 390 – 403.
- [20] Tugcu C T. Tourism and Economic Growth Nexus Revisited: A Panel Causality Analysis for the Case of the Mediterranean Region[J]. *Tourism Management*, 2014, 42, (6): 207 – 212.
- [21] Wang X, Zheng T G, Zhu Y L. Money-output Granger Causal Dynamics in China[J]. *Economic Modelling* 2014, 43, (12): 192 – 200.
- [22] Wu P, Liu S, Hsiao H, Huang T. Nonlinear and Time-varying Growth-tourism Causality[J]. *Annals of Tourism Research*, 2016, 59, (7): 45 – 59.
- [23] Zheng T G, Zuo H M. Finance Reexamining the Time-varying Volatility Spillover Effects: A Markov Switching Causality Approach” [J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 2013, 26, (4): 643 – 662.
- [24] 蔡碧凡,陶卓民,方叶林. 中国大陆入境旅游与国内旅游经济时空差异研究[J]. *济南:中国人口·资源与环境*, 2016, (5).
- [25] 蒋依依,刘祥艳,宋慧林. 出境旅游需求的影响因素[J]. *北京:旅游学刊*, 2017, (1).
- [26] 刘春济,冯学钢. 入境旅游发展与我国经济增长的关系[J]. *北京:经济管理*, 2014, (2).
- [27] 刘汉,宋海岩,王永莲. 入境旅游人数、收入与我国经济增长[J]. *北京:经济管理*, 2016, (9).
- [28] 罗文斌,徐飞雄,贺小荣. 旅游发展与经济增长、第三产业增长动态关系[J]. *北京:旅游学刊*, 2012, (10).
- [29] 隋建利,刘金全,闫超. 旅游经济与宏观经济内在联动机制具有周期性吗? [J]. *北京:经济管理*, 2015, (8).
- [30] 吴殿廷,王丽华,王素娟,朱桃杏,王瑜. 把旅游业建设成为战略性支柱产业的必要性、可能性及战略对策[J]. *北京:中国软科学*, 2010, (9).
- [31] 余洁. 山东省旅游产业与区域经济协调度评价与优化[J]. *济南:中国人口·资源与环境*, 2014, (4).
- [32] 张广瑞. 中国旅游发展:新世纪以来的探索与未来展望[J]. *北京:经济管理*, 2013, (1).
- [33] 张攀,杨进,周星. 中国旅游业发展与区域经济增长[J]. *北京:经济管理*, 2014, (6).
- [34] 赵磊,方成,吴向明. 旅游发展、空间溢出与经济增长[J]. *北京:旅游学刊*, 2014, (5).
- [35] 赵磊. 旅游发展与中国经济增长效率[J]. *北京:旅游学刊*, 2012, (11).
- [36] 中国旅游研究院. 2015年中国旅游经济运行分析与2016年发展预测[M]. 北京:中国旅游出版社, 2016.

Nonlinear Time-varying Causality between Tourism Development and Macroeconomic Growth in China

—Based on Nonlinear Markov Switching Causality Model

SUI Jian-li, LIU Bi-ying

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Changchun, Jilin, 130012, China)

Abstract: Based on annual data of Chinese international tourism arrivals and revenue during years of 1978—2016, domestic tourism number and income during years of 1994—2016, and gross domestic production (GDP) in China corresponding to each year in the sample, using nonlinear Markov switching causality (MSC) model, this paper tend to measure the causal relationship between not only international tourism development and Chinese economic growth since years of reform and opening up, but also domestic tourism development and Chinese economic growth since 1995, which is the way to find the role of tourism in the course of China's macroeconomic operation. What is the connection between tourism development and economic growth? Is the causality going to have a transition during different time regimes? Has Operating mechanism of tourism development and economic growth achieved utopia yet? In total, the relationship between tourism and economic has not yet achieved the utopian state of mutual boost and development. Ultimately, surrounding the operating mechanism between tourism and economic development, we gain important understanding and assessment of the following areas: (1) No matter it is international tourism or domestic tourism, tourism revenue growth will promote economic growth, and improvement in growth rate of tourism number will inhibit economic growth. However, tourism revenue growth's positive effect on economic growth is greater than the number of negative influence on economic growth. In general, the development of tourism can promote economic growth. Ties between international tourism arrivals and receipts are closed, and promoting the growth rate of tourism arrivals is one of the most directive and effective ways to increase tourism income growth. Though tourism arrivals' growth rate will have a negative effect on economic growth, it will just be in the role of weakening the positive influence of tourism revenue growth on economic growth, which will not be cancelled. Therefore, attracting tourism arrivals can be thought to be one way of boosting growth rate of tourism revenue and economic. (2) Comparing to other types of causal relationship, the interaction between international tourist arrivals and economic growth is more sustainable. If we can change the direction of relationships between economic and international tourism, that is to say, attracting inbound tourism not only do not weaken the positive role of tourism income growth on economic, but also enhance it, and economic growth benefit for international tourism growth in return, then the high quality circle between tourism industry and microeconomic will come true. Therefore, China urgently needs to change the way to attract tourists in inbound tourism. The construction of a real beautiful China which is nature rather than excessive dressing up meets the requirements of new era. (3) The causality between tourism development and economic growth has a transition during different time regimes. Both inbound and domestic tourism revenue promote economic growth, but times of these positive effects are very short. Microeconomic will have a higher possibility and more sustainability of affecting tourism development than tourism development will influence economic, that is to say, tourism industry's effect on economic will be in a lower possibility and less durability comparatively. Tourism industry is only one part of departments in microeconomic, it will still need some time and distance to enter the statement that the boost of economic growth depends on tourism. (4) Events happened in domestic gave a shock to each tourism indicator, but only the shock to the domestic tourist arrivals caused the effect on microeconomic, and economic growth did not influence tourism development, while when it came to international events, things became quite different. The shock to international tourism and domestic tourism indicators triggered by international events both caused economic growth's effect on tourism development. China should pay attention to shocks which are from international events, identifying influences in China's macroeconomics and industry. At the same time, China should concentrate on effects from industry to macroeconomics when things happen in domestic.

Key Words: international tourism; domestic tourism; microeconomic growth; nonlinear MSC model

(责任编辑:月 才)