

中国旅游业与服务业互动发展实证研究

夏杰长¹ 瞿 华^{1,2}

(1. 中国社会科学院财经战略研究院 北京 100836;
2. 华南师范大学旅游管理学院 广东广州 510631)

摘要: 利用向量自回归模型、协整检验、格兰杰因果检验、方差分析和1985—2012年数据对中国旅游业与服务业互动发展所做的实证研究表明,国内旅游、入境旅游与服务业之间存在长期的稳定均衡关系,国内旅游和入境旅游对服务业的弹性分别为0.48和0.24, $LNSER$ 变化是 $LNNDT$ 变化的格兰杰原因,服务业的波动主要受自身波动和入境旅游波动的影响,国内旅游的波动主要受自身波动和入境旅游波动的影响,入境旅游的波动主要受自身波动和国内旅游波动的影响。为促进旅游业和服务业良性互动发展,需从长远角度和战略高度重视旅游业发展,多管齐下刺激入境旅游和发展国内旅游以增强它们对服务业的拉动作用,进一步推动服务业全面发展以便为加快旅游业发展创造良好的条件与环境。

关键词: 旅游业; 服务业; VAR模型; 协整检验; 方差分解

[中图分类号] F59

[文献标识码] A

[文章编号] 1003-6539 (2014) 11-0021-08

An Empirical Study on the Interactive Development of Tourism Industry and Service Industry in China

Xia Jiechang¹ / Qu Hua^{1,2}

(1. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China;

2. School of Tourism Management, South China Normal University, Guangzhou 510631, China)

Abstract: Based on vector auto-regression model, cointegration test, Granger causality test, variance decomposition and the relevant data of China from 1985 to 2012, this paper makes an empirical study on the interactive development of tourism industry and service industry in China. It indicates that there is a long-term stability cointegration relation among domestic tourism, inbound tourism and service industry, elasticity of domestic tourism and inbound tourism to service industry are respectively at about 0.48 and 0.24. With a one-way causal relationship from $LNSER$ to $LNNDT$, service industry fluctuation is mainly affected by fluctuation of itself and inbound tourism consumption fluctuation, domestic tourism fluctuation is mainly affected by fluctuation of itself and inbound tourism, which in turn is mainly affected by fluctuation of itself and domestic tourism. Based on the research conclusions, suggestions are put forward to accelerate the mutual development of tourism and service industry. To promote the interactive development of tourism industry and service industry, great importance needs to be attached to the development of tourism industry in the long term and strategic height, many kinds of measures should be taken to spur inbound tourism and domestic tourism to strengthen their pulling effect on service industry, comprehensive development of service industry should be further promoted to create good conditions and environment for more rapid development of tourism industry.

Keywords: tourism industry; service industry; VAR model; cointegration test; variance decomposition

引言

随着经济社会的不断发展,旅游活动日益成

为人们生活中不可缺少的重要内容。20世纪50年代以来,世界旅游业发展尤为迅猛,整个服务业发展如火如荼。中国在改革开放后,旅游业逐渐成为服务业中最具活力与潜力的新兴产业,旅游

[基金项目] 国家社科基金重大项目(14AZD084);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(11JZD023);广东省科技厅科技计划项目(2012B031400013)。

[收稿日期] 2014-08-29

[作者简介] 夏杰长,男,湖南新宁人,研究方向:服务经济与旅游管理。
瞿华,男,湖南邵阳人,研究方向:旅游管理与现代服务业。

业及整个服务业得到了空前的大发展。在这一发展过程中,旅游业与服务业的关系问题也逐渐受到了学术界的关注。

国外学术界较早的相关研究可追溯到L. Bodio (1899)对旅游者在意大利旅游消费的调查研究^[1]。此后, Mariotti (1927)出版的《旅游经济讲义》对旅游经济进行了较全面、系统的研究^[2]。克拉普特(1954)在其专著《旅游消费》中对旅游消费的驱动力和旅游消费发生的过程作了专题研究。Mathieson & Wall (1982)运用乘数模型和投入产出分析法研究了旅游对收入和就业的间接和派生效应^[3]。Frechtling. Douglas C. 等(1999)运用投入产出分析法度量了旅游者的花费对发展区域经济的贡献^[4]。Mara Manente (2000)选取意大利作为旅游目的地,根据旅游消费结构和旅游消费水平分析了不同客源地旅游者的消费习惯^[5]。Geoffrey I. Crouch, Harmen Oppewal, etc. (2007)基于对澳大利亚旅游者的随机调查研究提出了旅游消费与其他消费的权衡模型^[6]。国内学者张文建(2006)认为在现代服务业加速发展的阶段,旅游业因受到生产服务业等行业的影响而引起内部结构和能级的提升^[7]。胡建伟(2006)基于都市旅游产品体系及运用迈克尔·波特的“钻石体系”理论和相关产业族群理论,以上海为例探讨了都市旅游业与现代服务业的关系^[8]。侯兵等(2009)分析了扬州城市旅游与休闲服务业的协调发展^[9]。罗富民(2009)针对四川乐山分析了旅游业与服务业发展的关系及互动发展的途径^[10]。潘利(2010)利用“钻石模型”分析了河南省旅游业与现代服务业的耦合发展^[11]。罗文斌等(2012)利用1978—2008年时间序列数据和Engel-Granger两步协整方法分析了我国旅游总收入与国内生产总值、第三产业总值的关系^[12]。

总体来说,已有的相关研究具有一定的参考价值,但少有采用向量自回归(vector autoregression, VAR)模型、协整检验、格兰杰(Granger)因果检验和方差分解等方法并在变量处理上考虑到物价等因素影响的关于中国旅游业与服务业互动发展的实证研究。本文拟运用上述方法,选择1985—2012年中国旅游业和服务业

相关数据,利用EViews6.0软件对这一问题进行了实证分析,以期为中国旅游业和服务业的发展提供决策参考。

一、旅游业与服务业互动发展的理论分析

旅游业通过产业关联和产业波及等效应带动一个国家或地区服务业相关行业的发展,从而直接或间接拉动服务业增长。这主要体现在3个方面:第一,旅游消费对于服务业中与旅游直接相关的行业在收入、就业等方面产生影响,这些行业包括餐饮、住宿、交通、景区、商贸、娱乐、医疗、邮政通讯等。第二,直接得益的旅游企业在再生产过程中向相关服务业企业购买服务产品,各级政府把从旅游业征得的税收投向公共服务部门,从而促进这些部门的发展。第三,直接或间接地为旅游者提供服务的旅游行业或其他行业的从业者需购买服务产品,因而促进相关行业的发展。

服务业发展对旅游业发展具有推动作用。服务业是旅游业发展的基础。旅游业的发展离不开住宿、餐饮、交通运输等传统服务业,也离不开主要依托电子信息等高科技和现代管理理念、经营方式和组织形式而发展起来的现代服务业,如通信服务、信息服务、技术服务等。它们都为旅游者在旅游目的地消费提供了相应的支持。总体来说,一个国家或地区服务业发达与否对其旅游业发展产生了较大影响。可以想见,一个交通不便、信息不畅、食宿不好、缺乏公共安全的旅游目的地,其旅游业不可能会有多大发展。因此,相关配套齐全和从业者素质较高的服务业则会为旅游业发展提供良好的环境,从而有力地推动旅游业发展。

二、中国旅游业与服务业互动发展的实证分析

1. 变量、数据和模型的设定

一般认为,第三产业与(广义)服务业概念的内涵和外延是一致的,《中国统计年鉴》只有第三产业而没有广义服务业概念,而世界银行等世界机构的统计数据一般只用服务业概念,因此

可以将第三产业和服务业视为同义语^[13]。通常,衡量一个国家或地区服务业发展水平的指标有比例结构、第三产业增加值等,衡量其旅游业发展水平的指标有旅游人数、旅游收入等。根据数据的可获得性、连续性和权威性,本文选取1986—2013年《中国统计年鉴》和《中国旅游统计年鉴》的国内旅游收入、入境旅游收入作为国内旅游和入境旅游发展水平的衡量指标,选取上述时段《中国统计年鉴》的第三产业增加值即服务业增加值作为服务业发展水平的衡量指标。

为了消除物价和人口因素的影响,有必要对国内旅游收入、入境旅游收入、服务业增加值的样本数据作相应处理。首先,考虑到入境旅游收入的数据是以亿美元为单位而其他两个变量是以亿元人民币为单位的,为统一计量单位,将前者乘以各年人民币兑美元汇率(年平均价)得到以亿元人民币为单位的的名义入境旅游收入。然后,使用以1985年为基期的价格指数对这3个变量的名义值进行平减。因国内生产总值(GDP)平减指数能够全面反映物价走势,故用GDP平减指数作为通胀率对上述3个变量的名义值进行处理以得到相应的实际值。1985—2012年各年的GDP平减指数可用公式(1)计算得到:

$$GDP_{di} = (GDP_i / GDP_{ini}) \times (GDP_{ini1985} / GDP_{1985}) \quad (1)$$

其中, GDP_{di} 表示各年GDP平减指数, i 表示1985—2012年各年份, GDP_i 表示各年名义GDP, $GDP_{ini1985}$ 表示基期GDP指数, GDP_{ini} 表示以1985年为基期的各年GDP指数, GDP_{1985} 表示基期GDP。用各年的名义值除以相应年份的GDP平减指数得到各年的实际值,用各年的实际值除以相应年份的总人口得到各年的人均实际值,分别记作DT、IT、SER。基于对各序列数据选取对数并不改变其动态关系以及消除时间序列中的异方差,故再对序列DT、IT、SER做对数处理得到新序列LN_{DT}、LN_{IT}和LN_{SER}。它们相应的一阶差分序列记为DLN_{DT}、DLN_{IT}、DLN_{SER}。在此基础上,为了定量分析国内旅游、入境旅游与服务业的关系,将反映它们之间关系的模型设为公式(2)和公式(3)(α 、 β 、 δ 、 γ 为参数, ε 为随机扰动项)。

$$LN_{DT} = \alpha LN_{IT} + \beta LN_{SER} + \varepsilon \quad (2)$$

$$LN_{IT} = \delta LN_{DT} + \gamma LN_{SER} + \varepsilon \quad (3)$$

2. 序列平稳性检验

在经济时间序列中,不平稳的时间序列是很常见的,而时间序列的平稳性是时间序列计量分析有效性的基础,它可以避免因直接使用数据而产生的“伪回归”问题。判断序列平稳性的标准方法是单位根检验。单位根检验方法有DF检验(Dickey-Fuller test)、ADF检验(The Augmented Dickey-Fuller test)、PP检验(Philips-Perron test)等。本文采用ADF检验,结合AIC(Akaike information criterion, AIC)、SC(Schwarz criterion, SC)最小准则确定最佳滞后阶数对各变量进行平稳性检验。检验结果显示(见表1),序列LN_{DT}、LN_{IT}、LN_{SER}的ADF值均大于各自在5%显著性水平下对应的临界值,说明这3个序列都存在单位根,即它们是非平稳的。经一阶差分后,序列DLN_{DT}、DLN_{IT}、DLN_{SER}的ADF值均小于各自在5%显著性水平下对应的临界值,说明它们都不存在单位根,即DLN_{DT}、DLN_{IT}、DLN_{SER}均为平稳序列,故判定序列LN_{DT}、LN_{IT}、LN_{SER}同为一阶单整序列,满足协整检验的前提。

3. VAR模型构建

VAR模型是西姆斯(Sims)提出的用模型中所有当期变量对若干滞后变量进行回归的一种模型。一般的VAR模型的表达式为公式(4)。

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B_1 X_t + \dots + B_q X_{t-q} + U_t \quad (4)$$

其中 Y_t 是 m 维内生变量向量, X_t 是 r 维外生变量向量, A_0, A_1, \dots, A_p 和 B_1, \dots, B_q 是待估计的参数矩阵,内生变量和外生变量分别有 p 和 q 阶滞后期。 U_t 是随机误差项,其共同时刻的元素可以彼此相关但不能与自身滞后值和模型右边的变量相关。该模型中内生变量有 p 阶滞后期,则被称为一个VAR(p)模型。VAR模型对滞后阶数的选择较敏感。在选择滞后阶数时一方面要使滞后阶数足够大,以便能完整反映所构造模型的动态特征,但另一方面,滞后阶数越大,需要估计的参数也就越多,模型的自由度就越少^[14]。这就需要综合考虑,既要有足够数目的滞后项,又要有足够数目的自由度。对此,本文使用用来评价建立滞后期为多少阶的VAR模型最为合理的滞后长度准则功能,来确定VAR模型最佳滞后期。

表1 序列平稳性检验结果

变量	检验类型 (C,T,K)	ADF统计值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
LNDT	(C,T,0)	-2.256751	-4.339330	-3.587527	-3.229230	非平稳
LNIT	(C,0,1)	-2.099838	-3.711457	-2.981038	-2.629906	非平稳
LNSER	(C,0,0)	0.379888	-3.699871	-2.976263	-2.627420	非平稳
DLNDT	(C,0,0)	-5.495871	-3.711457	-2.981038	-2.629906	平稳
DLNIT	(C,0,1)	-5.341264	-3.711457	-2.981038	-2.629906	平稳
DLNSER	(C,0,1)	-5.105642	-3.724070	-2.986225	-2.632604	平稳

注：检验类型(C,T,K)中的C、T、K分别表示单位根检验方程，包括常数项、时间趋势及滞后阶数。

表2 VAR模型滞后期检验结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-25.82980	NA	0.002463	2.506939	2.655047	2.544188
1	72.07870	161.7619*	1.09e-06*	-5.224235	-4.631803*	-5.075240*
2	81.06079	12.49682	1.15e-06	-5.222678	-4.185922	-4.961937
3	91.51876	11.82205	1.15e-06	-5.349458	-3.868378	-4.976970
4	100.6419	7.933183	1.48e-06	-5.360167	-3.434764	-4.875934
5	112.9321	7.480992	1.89e-06	-5.646272*	-3.276545	-5.050292

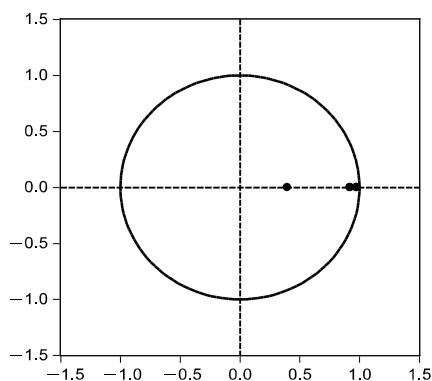


图1 模型平稳性检验结果

VAR模型最佳滞后期检验结果表明，5个准则即似然比检验统计量准则(LR)、最终预测误差准则(FPE)、赤池信息准则(AIC)、施瓦茨准则(SC)、汉南-奎因信息准则(HQ)中有4个准则各自选出的滞后期用“*”表示(见表2)，故可建立滞后1阶的VAR模型。再对VAR(1)模型进行平稳性检验，结果显示该模型的全部特征根的倒数都在单位圆之内(见图1)，表明该模型是稳定的。因此，以LNDT、LNIT、LNSER为内生变量、C为外生变量构建VAR(1)模型，用公式(5)表示。

$$LNY_t = \begin{bmatrix} 0.4409 & 0.2708 & 0.4641 \\ 0.1144 & 0.8630 & -0.0990 \\ -0.0171 & 0.0323 & 0.9906 \end{bmatrix} \times LNY_{t-1} + \begin{bmatrix} -1.6491 \\ 0.7465 \\ 0.1318 \end{bmatrix} \quad (5)$$

其中 $LNY = [LNDT \ LNIT \ LNSER]^T$ 。VAR模型整体检验的确定性残差协方差(7.08E-07)、AIC信息值(-4.7585)和SC信息值(-4.1825)均较小，极大似然函数值(76.2392)较大，表明模型整体解释力强。VAR(1)模型各方程检验结果及其整体检验结果均表明该模型效果优良，拟合优度高。因此，以上所构建的VAR(1)模型是合适的，基于该模型的结论是可靠的。

4. 协整检验

一些时间序列虽然它们自身并不平稳，但其某种线性组合却是平稳的。这个线性组合反映了变量之间长期稳定的比例关系，称为协整关系。协整分析是基于时间序列的向量自回归分析发展起来的，空间结构与时间动态相结合的建模方法与理论分析方法。它包括基于回归系数的约翰森协整检验和基于回归残差序列进行检验的E-G(Engle & Granger)两步法协整检验。

约翰森协整检验以VAR模型为基础,利用两种概率似然比检验来确定多变量之间存在的协整方程数目。约翰森提出的协整似然比检验法主要包括迹检验(Trace Test)和最大特征值检验(Maximum Eigenvalue Test)^[15]。因此,本文基于以上VAR(1)模型,选择趋势假设为无确定

性趋势、无截距、无趋势项对上述3个变量进行约翰森协整检验。迹检验和最大特征值检验结果均表明,在1%显著性水平上,3个变量之间存在唯一的协整关系(见表3)。根据经过标准化的协整向量得到如下协整方程,见公式(6)。

$$LN\Delta T = 0.9024LNIT + 0.4806LNSER \quad (6)$$

表3 约翰森协整检验结果

原假设	特征值	迹检验统计值	0.05临界值	概率	原假设	特征值	最大特征值统计量	0.05临界值	概率
无*	0.934	81.810	24.276	0.000	无*	0.934	73.290	17.797	0.000
最多1个	0.192	8.519	12.321	0.199	最多1个	0.192	5.764	11.225	0.377
最多2个	0.097	2.755	4.130	0.115	最多2个	0.097	2.755	4.130	0.115

公式(6)反映了我国国内旅游、服务业、入境旅游之间存在一种长期稳定的均衡关系。它表明,服务业增加值每增长1个百分点,国内旅游收入便增长约0.48个百分点,这主要因为服务业为国内旅游发展提供了必要的支持和环境,对其具有推动作用;入境旅游收入每增长1个百分点,国内旅游收入便增长约0.90个百分点,这主要因为入境旅游者的消费观念和消费行为相应地影响到国内旅游者,入境旅游以其对国内旅游存在示范效应而推动国内旅游发展^[16]。

因滞后1—6阶时,以LNIT、LNΔT、LNSER为内生变量、C为外生变量构建的VAR模型中(LNY=[LNΔT LNIT LNSER]^T)只有滞后一阶的VAR模型通过了平稳性检验^①,然而它又不存在符合经济意义的协整方程式,故采用E-G协整检验。第一步,运用模型(3)和最小二乘法、迭代估计法等方法对LNIT、LNΔT、LNSER进行协整回归。考虑到序列自相关性的消除、可决系数的大小以及回归模型的总体显著性等因素,比较了多种估计结果后选择如下模型,见公式(7)。 $LNIT=0.0997LN\Delta T+0.2354LNSER+1.6249+0.8818u_{t-1}$ (7)

$R^2=0.9641$, $\bar{R}^2=0.9595$, $F=206.1394$, $P(F\text{-sta})=0.00000$, $DW=2.3695$, $LM(1)=0.9715$ ($p=0.335$)

从 \bar{R}^2 的大小可知回归方程的拟合优度相当好。经查DW检验表可知 $d_U=1.56 < DW < (4-d_U)=2.44$,且 $LM(1)=0.9715$ ($p=0.335$)、 $LM(2)=1.1667$ ($p=0.558$),说明模型已不存在自相关性。式中LNSER、LNΔT的系数均为正数,与预期的相一致,说明入境旅游收入与服务业增加

值、国内旅游收入同方向变化,故该模型通过经济意义检验。回归模型的总体显著性检验(F检验)结果表明,该模型是相当显著的(P值为0.00000),可见回归效果相当好^[17]。第二步,回归残差的平稳性检验。该检验结果表明,按照3种检验类型检验得到的ADF值均小于-11.71,相伴概率均为0.0000,可见残差序列具有平稳性。由于公式(7)能通过上述检验,且其实际值与拟合值的拟合效果较好(见图2),故可判定入境旅游与服务业、国内旅游之间存在长期稳定均衡关系。公式(7)的经济意义是,当其他条件不变时,服务业增加值每增长1个百分点,平均推动入境旅游收入增长约0.24个百分点,国内旅游收入每增长1个百分点,平均推动入境旅游收入增长约0.10个百分点,即实证表明了服务业对入境旅游具有较为积极的推动作用,国内旅游对入境旅游也会产生一定的影响。这主要是因为服务业为入境旅游发展提供了必要的支持和环境,作为经济增长重要来源的国内旅游的发展,能对经济增长起到拉动作用,而经济增长则为入境旅游发展提供了物质基础。

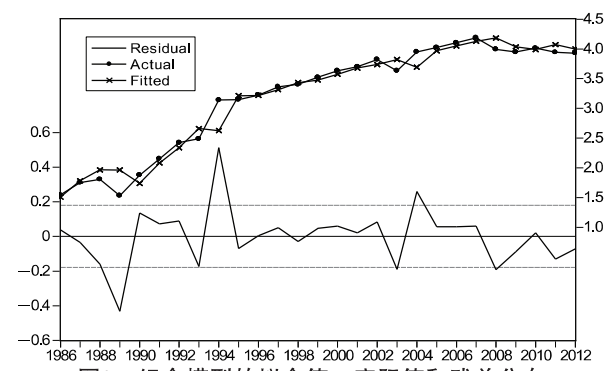


图2 组合模型的拟合值、实际值和残差分布

5. 格兰杰因果关系检验

上述约翰森协整检验表明了LNDT、LNIT、LNSER之间存在长期均衡关系,但这种关系不是一种因果关系,需要做格兰杰因果检验。格兰杰因果检验对滞后期较敏感。依据在建立VAR模型时确定的最佳滞后期即滞后1阶所做的格兰杰因果检验结果表明(见表4),在5%显著性水平上仅存在LNSER到LNDT的单向格兰杰因果关

系,即LNSER变化是LNDT变化的格兰杰原因而不是相反。若将滞后期数从1扩大到8时,在滞后2、4、5、6阶仍存在LNSER到LNDT的单向格兰杰因果关系(在10%或5%显著性水平上),但LNDT到LNSER的单向格兰杰原因仅在滞后8阶时才存在(在10%显著性水平上);而在其他情况下,LNSER与LNDT、LNSER与LNIT及LNDT与LNIT之间的格兰杰因果关系不显著。

表4 格兰杰因果关系检验结果

原假设 \ 滞后期	1	2	3	4	5	6	7	8
LNSER→ LNDT不成立	4.50958** (0.0442)	2.59753* (0.0982)	1.90028 (0.1658)	3.41291** (0.0357)	3.75358** (0.0281)	3.71694** (0.0384)	1.93970 (0.2187)	2.30280 (0.2656)
LNDT→ LNSER不成立	0.16613 (0.6872)	1.22271 (0.3146)	2.38388 (0.1031)	1.99359 (0.1472)	0.92977 (0.4953)	0.38820 (0.8691)	0.98745 (0.5144)	7.58887* (0.0616)
LNSER→ LNIT不成立	0.00877 (0.9262)	1.36707 (0.2766)	0.80790 (0.5059)	0.62300 (0.6532)	1.50303 (0.2602)	0.96422 (0.4987)	1.23629 (0.4059)	0.80020 (0.6455)
LNIT→ LNSER不成立	1.69964 (0.2047)	1.99509 (0.1610)	0.73169 (0.5465)	0.60412 (0.6656)	0.92025 (0.5005)	0.27504 (0.9349)	0.18234 (0.9791)	0.22348 (0.9600)
LNIT→ LNDT不成立	2.27601 (0.1444)	1.03628 (0.3722)	0.67209 (0.5802)	0.53459 (0.7125)	1.29965 (0.3271)	1.12504 (0.4192)	0.64047 (0.7144)	0.62497 (0.7358)
LNDT→ LNIT不成立	0.15517 (0.6971)	2.31743 (0.1232)	2.05178 (0.1426)	1.80068 (0.1813)	1.69190 (0.2110)	0.64664 (0.6932)	0.33467 (0.9109)	0.15281 (0.9849)

注：“→”表示因果关系的方向；**和*分别表示统计量在5%和10%显著水平上拒绝原假设；第一列和第一行之外括号内数值为p值，括号外数值为F统计值。

6. 方差分解

利用VAR模型进行方差分解研究模型动态特征的主要思想是,把系统中每个内生变量(共m个)的波动(k步预测均方误差)按其成因分解为与各方程的新息(随机扰动项)相关联的m个组成部分,从而了解各新息对模型内生变量的相对重要性。为具体描述新息在国内旅游收入、入

境旅游收入和服务业增加值动态变化中的相对重要性,本文基于VAR(1)模型即公式(5)和渐进解析法(Analytic)对上述3个变量进行方差分解(时期设置为28期),其结果采用方差分解图来表示,即图3、图4和图5(横轴表示时期,纵轴为百分数,图中具体数据省略)。

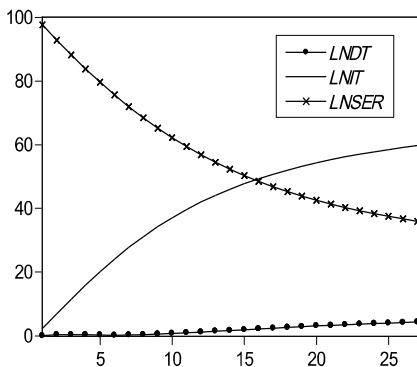


图3 LNSER方差分解结果

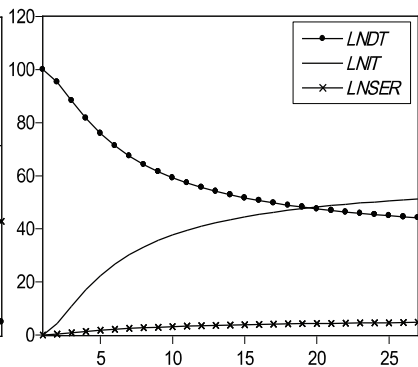


图4 LNDT方差分解结果

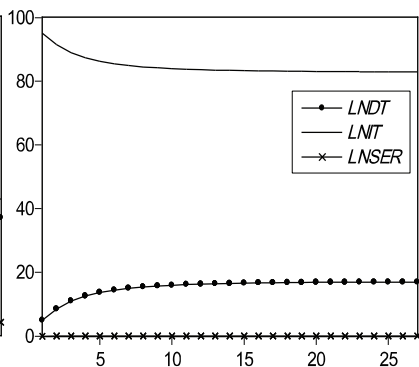


图5 LNIT方差分解结果

图3显示,服务业的波动在第1期主要受自身波动的影响(达到97.57%),受国内旅游和入境旅游的影响很小。从第2期到第28期,服务业的波动受自身波动的影响逐渐减弱,受国内旅游波动和入境旅游波动的影响逐渐增强。其中从16期起,服务业波动受入境旅游波动的影响超过受自身波动的影响,到第28期时,前者达到60.29%,后者降为35.26%,而受国内旅游波动的影响仅为4.45%。图4显示,国内旅游的波动在第1期只受自身波动的影响,受服务业波动和入境旅游波动的影响在第2期才显现(分别为4.38%、0.33%)。从第2期到28期,国内旅游的波动受自身波动的影响逐渐减弱,受入境旅游波动和服务业波动的影响逐渐增强。其中从第20期起,国内旅游波动受入境旅游波动的影响超过受自身波动的影响,到第28期时,前者达到51.46%,后者降至43.76%,而受服务业波动的影响仅为4.78%。图5显示,入境旅游的波动在第1期除了受自身波动的影响外只受国内旅游波动的影响(分别为95.09%、4.91%)。此后,入境旅游的波动受自身波动的影响缓慢减弱,从第10期起,一直保持在83%左右的水平;与此同时,入境旅游的波动受国内旅游波动的影响缓慢增强,从第10期起,一直保持在16%左右的水平。入境旅游的波动受服务业波动的影响虽从第2期起增强,但始终在1%左右。

三、结论及建议

通过以上实证研究,本文得到如下主要结论:(1)约翰森协整检验结果表明,国内旅游、入境旅游、服务业之间存在长期正向稳定的均衡关系,服务业增加值每增长1个百分点,国内旅游收入便增长约0.48个百分点;入境旅游收入每增长1个百分点,国内旅游收入便增长约0.90个百分点。(2)E-G协整检验结果表明,当其他条件不变时,服务业增加值每增长1个百分点,平均推动入境旅游收入增长0.24个百分点,国内旅游收入每增长1个百分点,平均推动入境旅游收入增长0.10个百分点。(3)基于滞后一阶向量自回归模型的格兰杰因果检验结果表明,仅存在LNSER到LNDT的单向格兰杰因果关系,

其他变量之间的格兰杰因果关系不显著。(4)方差分解结果表明,国内旅游的波动主要受自身波动和入境旅游波动的影响,服务业的波动主要受自身波动和入境旅游波动的影响,入境旅游的波动主要受自身波动和国内旅游波动的影响。总之,本文从实证角度研究表明,入境旅游和服务业的发展对国内旅游起到了示范和推动作用,入境旅游和国内旅游的波动对服务业发展产生了一定程度的影响,但服务业对国内旅游和入境旅游的推动作用,以及国内旅游对服务业增长的正向影响都还较弱,需要加强相互之间的促进作用和协同发展。

为了加快旅游业和服务业的良性互动发展,我们认为需要努力做好以下几个方面:

第一,从长远角度和战略高度重视旅游业发展,为实现旅游业与服务业的可持续良性互动发展创造良好的舆论和政策环境。根据旅游业自身特点和国内外经济社会发展趋势制定旅游业发展政策与战略是实现旅游业良性发展的重要前提。旅游业既具有一定的产业关联和产业波及性,也具有较显著的脆弱性和资源不可再生性。因此,必须基于旅游业的特点及经济全球化和产业转型升级的背景,从长远角度考虑旅游业的发展和制定相应的政策,加快旅游产业结构调整与优化升级,消除只关注短期经济利益和政策效应的不良倾向,以有利于旅游业可持续发展,使旅游业永续为经济社会发展做出应有的贡献。

第二,多管齐下刺激入境旅游消费和发展国内旅游,进一步增强旅游业对服务业的拉动作用。在我国处于国际金融危机、世界经济低迷和人民币升值的环境下,既需要采取制定有吸引力的价格和提高服务质量等措施激活和扩大入境旅游消费需求,也需要以灵活多样、务实长效的机制手段引导和满足国内旅游消费需求。比如在控制物价过快上涨、保持物价相对平稳的同时,政府还应想方设法、多渠道多途径地提高人们的可支配收入和边际消费倾向;借鉴“家电下乡”、“文化下乡”的经验做法推动“旅游下乡”,以扩大广大农村居民的旅游消费需求;政府引导旅游企业及其他相关企事业单位合作,建立健全“带薪休假”制度,积极推动“奖励旅

游”和国民旅游休闲计划;政府及相关部门加大立法、执法等方面的工作力度,完善约束、监督和惩罚机制等。总之,通过采取有力的政策措施不断发展旅游业,特别是竭力刺激入境旅游消费,增强其产业关联和产业波及效应以拉动服务业的更大发展。

第三,大力推进我国服务业全面发展,为进一步加快旅游业发展创造良好的条件与环境。包括旅游业在内的服务业的发展是衡量一个国家或地区经济发达程度的重要标志,是拉动一个国家或地区经济不断发展的重要力量。旅游业具有综合性以及较强的依托性,旅游业与服务其他相关行业紧密相关,旅游业的成长壮大需要服务业提供沃土。目前,我国服务业和国民经济发展已取得了巨大成就,但也存在着许多不利于旅游业发展的突出问题,仍需不断完善旅游相关制度与设施,提高旅游服务质量;加快金融体制改革,为旅游消费和旅游业发展提供必要的金融支持;继续加大房地产市场调控力度,避免因房价过快上涨而挤占旅游消费及其他服务消费需求等。总之,在科学发展观的指导下,充分发挥市场机制和宏观调控相结合的作用,推动服务业又好又快地发展,使之为旅游业的发展提供更有力的支持。

注释:

- ① 限于篇幅,1-6阶无约束VAR模型及其平稳性检验结果和下文的序列自相关性检验、回归系数显著性检验、残差序列平稳性检验、方差分解等结果数据未列出,备索。

参考文献:

- [1] 林南枝. 旅游经济学[M]. 天津:南开大学出版社, 2000.
- [2] 田里. 旅游经济学[M]. 北京:高等教育出版社, 2006.
- [3] Mathieson A, G Wall. *Tourism: Economic, Physical and Socialism Pacts* [M]. London New York: Longman, 1982.
- [4] Frechtling. Douglas C, Horvsth. Estimating the multiplier effects of tourism expenditures on a local economy through a regional input-output model [J]. *Journal of Travel Research*, 1999, 37: 324.
- [5] Mara Manente. Tourism consumption and interregional economic impacts in Italy [J]. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 2000 (4): 417-423.
- [6] Geoffrey I. Crouch, Harmen Oppewal, etc. . Discretionary expenditure and tourism consumption: Insights from a choice experiment [J]. *Journal of Travel Research*, 2007 (3): 247-258.
- [7] 张文建. 试论现代服务业与旅游业新增长态势[J]. 旅游学刊, 2006 (4): 23-27.
- [8] 胡建伟. 上海都市旅游业与现代服务业互动机制研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2006 (2): 128-132.
- [9] 侯兵, 陈肖静, 许俊. 城市旅游与休闲服务业协调发展研究[J]. 华东经济管理, 2009 (3): 28-32.
- [10] 罗富民. 论旅游业与服务业互动发展的途径[J]. 绵阳师范学院学报, 2009 (3): 10-14.
- [11] 潘利. 河南省旅游业与现代服务业耦合发展钻石模型分析[J]. 洛阳师范学院学报, 2010 (6): 169-172.
- [12] 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]. 旅游学刊, 2012 (10): 20-26.
- [13] 李江帆. 广东省服务业发展与改革研究[M]. 北京: 中国市场出版社, 2005.
- [14] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.
- [15] 孙敬水. 计量经济学[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.
- [16] 瞿华, 夏杰长. 我国旅游业发展与经济增长关系的实证研究[J]. 财贸经济, 2011 (8): 106-112.
- [17] 瞿华, 夏杰长. 旅游业发展对我国财政收入影响的实证分析[J]. 北京第二外国语学院学报, 2013 (9): 23-28.