

中国国际旅游收入的时间序列模型

张华初

摘要: 季节哑变量回归模型、求和自回归滑动平均模型和自回归模型在预测中国国际旅游收入时各有优劣。用平均绝对百分比误差、均方根误差和均方根百分比误差三个指标来评估这三个模型,发现自回归模型的预测能力最好,并由此提出增加中国国际旅游收入的关键措施:导入区域旅游模式,提升旅游服务质量,加强旅游产品的国际促销,等等。

关键词: 季节哑变量回归模型 求和自回归滑动平均模型 自回归模型

一、引言

旅游是一项集观光、娱乐、健身为一体的愉快而美好的活动。20世纪中叶以来,现代旅游在世界范围迅速兴起,旅游活动愈益成为各国人民交流文化、增进友谊、扩大交往的重要渠道。旅游目的地国家通过入境旅游可以赚取外汇收入,改善经济结构,促进进出口贸易的发展,更重要的是旅游对环境的破坏很小。正是因为这些原因,许多国家都非常重视发展入境旅游。中国国家旅游局在制订“十一五”全国旅游规划时,就把“大力发展入境游,规范发展出境游,全面发展国内游”作为主要内容。中国拥有许多得天独厚的旅游资源,自然风光旖旎秀美,历史文化博大精深,56个民族风情浓郁。目前中国已被列入世界文化遗产地和世界自然遗产地多达29处,在数量上世界排名第3位。在改革开放的推动下,现代化建设突飞猛进,城乡面貌日新月异。古代中国的风采神韵与现代中国的蓬勃英姿交相辉映。这些都为发展入境旅游创造了优越的条件。世界旅游组织(WTO)估计,到2020年中国将成为世界上最大的旅游目的地国家。

国际旅游收入是衡量一个国家旅游实力的重要指标。改革开放以前,中国的国际旅游基本属于外事接待型,各个接待单位没有进行相应的经济核算。在这一阶段也没有专门的对于国际旅游收入的统计。改革开放以后,中国国际旅游业持续快速发展,旅游收入从1978年的2.63亿美元增加到2004年的257.39亿美元。在1978-2004年的27年间,中国国际旅游业累计为国家创汇1900.49亿美元。根据世界旅游组织的统计,2003年中国国际旅游收入世界排名第7位。国际旅游收入为中国外汇储备的大幅度增加做出了积极贡献。

准确、及时的旅游收入预测,不仅有利于旅游业

本身的发展,还可以更好地对宾馆、交通、餐饮和商场等服务性行业的发展进行规划,并为国家涉外经贸政策提供决策依据。对于旅游收入的预测,时间序列模型比以其他经济指标为变量的多元回归模型更加合适。影响旅游收入的因素非常多。从旅游目的地来看,既有所在国经济、政治和社会等宏观因素,又有所在国基础设施、旅游接待设施、自然生态环境和服务质量等微观因素。从游客来源地来看,有收入水平、消费习惯以及与旅游目的地的政治、经贸关系等诸多因素。建立一国旅游收入多元回归模型,将会面临解释变量难以选取、统计数据缺失以及口径不统一等问题。人工神经网络模型预测效果比较准确,但这种方法与多元回归模型一样要考虑影响旅游入境游客的许多因素。建立时间序列模型基本上不存在这些问题,它只需要一国国际旅游收入的历史数据。本文利用中国1994-2005年国际旅游收入月度数据,建立了季节哑变量回归模型、求和自回归滑动平均模型(ARIMA模型)和自回归模型(Autoreg模型),并对中国国际旅游收入进行短期预测。

二、数据与趋势性、季节性分析

按照《中国旅游统计年鉴》的统计口径,国际旅游收入是指入境旅游者在中国(大陆)境内旅行游览过程中用于交通、参观游览、住宿、餐饮、购物、娱乐等全部花费。中国国际旅游收入从1994年开始采用与国际接轨的抽样调查统计方法。本文选择1994年作为分析的起点时间。1994年到2004年中国国际旅游收入的月度数据来自《中国旅游统计年鉴》(1991-2005),2005年月度数据来自中国旅游网(国家旅游局,2006)。本文将中国国际旅游收入月度数据序列简记为X序列,以百万美元为单位。图1是X序列1994年1月至2005年12月的时序图,该图显示中国国际旅游收入呈现不断上涨趋势,并

且有明显的季节波动,波动随时间而增大。表1是X序列的Buys-ballot表。表1显示,从1994年1月到2005年12月,中国国际旅游月平均收入是13.3245亿美元。从表1的最后一列(各行平均)看到,除了2003年外,按年度加总而得到的中国国际旅游收入月度平均值单调递增,序列具有明显的趋

势性。从表中最后一行的值(各列平均)看到,10月是中国国际旅游收入最多的月份,2月是最少的月份,月度数据波动非常显著。中国国际旅游收入较多的月份是10月、8月、4月和3月。综合图1和表1,中国国际旅游收入月度数据序列是带有趋势性和季节性的时间序列。

表1 中国国际旅游收入月度数据序列的 Buys-ballot 表(百万美元)

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	总数	平均值
1994	50800	51000	61800	68100	61200	59200	59400	66100	64000	70500	62700	57500	7323.00	61025
1995	57768	56515	70194	75946	70144	69433	77482	82606	77522	83851	75002	76814	8732.77	72773
1996	70844	68047	81629	91276	81428	80861	89088	94481	87485	99654	88535	86718	10200.46	85004
1997	82872	85436	101657	104350	100301	94470	100437	107190	109688	115653	106147	99213	12074.14	1006.18
1998	92346	89723	99591	114183	103398	98645	108243	116147	102359	117883	107366	110290	12601.74	1050.15
1999	97713	98175	110505	124299	116830	114409	122690	126164	120046	134680	126117	118222	14098.50	1174.88
2000	111098	113808	127138	147177	135202	131611	143172	149018	143556	154291	138472	127831	16223.74	1351.98
2001	123326	122222	147850	161632	150397	146488	153284	166495	150705	159749	144703	152345	17791.96	1482.66
2002	140569	136952	171545	177429	169889	161527	175607	186137	171810	196464	178254	172313	20384.96	1698.75
2003	159254	158294	160375	89867	70208	96254	142381	171725	165663	186889	170149	169555	17406.14	1450.51
2004	167109	171780	194183	223057	203346	211832	227025	237272	225450	255818	233554	223456	25738.82	2144.90
2005	213050	201772	244034	256411	242095	253050	258551	264374	246892	277007	242566	229793	29295.95	2441.33
总数	1366749	1353724	1570501	1633727	1504438	1517780	1657360	1767709	1665176	1852439	1673565	1624050	191872.18	15989.35
平均值	1138.96	1128.10	1308.75	1361.44	1253.70	1264.82	1381.13	1473.09	1387.65	1543.70	1394.64	1353.38	15989.35	1332.45

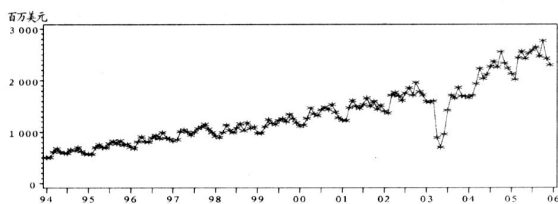


图1 中国国际旅游收入时序图

由于“非典型肺炎”的缘故,从2003年3月开始中国国际旅游收入大幅度下降,5月份降到全年最低点。经过各方共同努力,中国国际旅游收入在6月开始上升,之后中国入境旅游在恢复中发展,11月国际旅游收入已接近2002年同期。2004年1月,受广东出现的几例“非典”个案及在亚洲一些国家爆发的禽流感影响,中国国际旅游收入比2003年同期又有所下降,但在3月基本上恢复正常。表1和图1清晰地显示出中国国际旅游收入的高度敏感性。

三、中国国际旅游收入月度数据序列建模

本文在建立中国国际旅游收入模型时,将X序列数据做如下处理:1994年1月至2004年12月共132个数据用于建立模型;2005年1月至12月的数据用于检验预报模型的预测能力。模型用SAS9.0处理。

1. 模型1: 季节哑变量回归模型

为拟合序列的趋势效应,本模型用时间t的一次函数来拟合序列的趋势。时间t的取值如下:1994年1月为1,1994年2月为2,……1995年1月为13,其余依此类推。为拟合序列的季节效应,本文以2月份国际旅游收入为参照标准,对其他11个月设置11个哑变量。哑变量D₁表示1月,D₂表示

3月,D₃表示4月,其余依此类推。对原序列取对数后再进行最小二乘拟合,新序列lnx的季节哑变量回归模型如下:

$$\ln x_t = 6.381834 + 0.008979t + \sum_{j=1}^{11} a_j D_j, [AR(1) = 1.167315, AR(2) = -0.432565]$$

$$R^2 = 0.97 \quad S.E. = 0.072 \quad AIC = -2.35$$

$$SC = -2.08 \quad D.W. = 1.84 \quad F = 304.63$$

参数估计值及其相应的显著性水平如表2所示。D₁、D₄和D₅的系数通不过显著性检验,将他们从模型中去掉后再进行回归分析,回归参数都通过了显著性检验。方程调整判定系数的平方为0.97, F=304.63, F的伴随概率是0.007,模型拟合比较显著。表2中每个D的系数值可以理解为相应月份lnx比2月份多出的数目。从表2中可以看出,每个月哑变量系数都大于0,这表明中国每月的国际旅游收入都比2月份多。其中10月份哑变量(以D₉表示)的系数在12个月中是最高的,这意味着10月份中国国际旅游收入比其他月份都要多。中国国际旅游收入较多的月份是10月、8月、4月和3月。D₁、D₄和D₅的系数通不过显著性检验,说明1月、5月和6月中国国际旅游收入与2月份相差不大。这些与Buys-ballot表的结论一致。

对方程的残差滞后36阶进行检验,Ljung-Box Q统计量的伴随概率都大于0.10,残差不存在自相关。将方程的残差滞后3阶进行自回归条件异方差检验(ARCH检验),F统计量为0.121136,伴随概率为0.95,方程不存在异方差性。对方程进行回归误差设定(Reset)检验,F统计量为1.43,伴随概率是0.2442,方程通过稳定性检验。赤池信息准则(AIC)

用于评价模型质量,AIC 取值越小模型质量越好。方程的 AIC 值比较小。图 2 显示了样本期内模型 1 的预测值与 X 序列实际值的对比,模型拟合结果较好。

表 2 季节哑变量回归模型拟合结果

变量	估计值	标准差	t 值	P
C	6.381834	0.051121	124.8369	0.0000
t	0.008978	0.000631	14.23231	0.0000
D ₂	0.123744	0.018101	6.836146	0.0000
D ₃	0.123776	0.018083	6.844942	0.0000
D ₆	0.096185	0.023005	4.181108	0.0001
D ₇	0.164337	0.037044	4.436238	0.0000
D ₈	0.100596	0.044024	2.285012	0.0241
D ₉	0.195707	0.044091	4.438745	0.0000
D ₁₀	0.090940	0.037323	2.436545	0.0163
D ₁₁	0.060113	0.023781	2.527736	0.0128
AR(1)	1.167315	0.083215	14.02770	0.0000
AR(2)	-0.432565	0.083195	-5.199425	0.0000

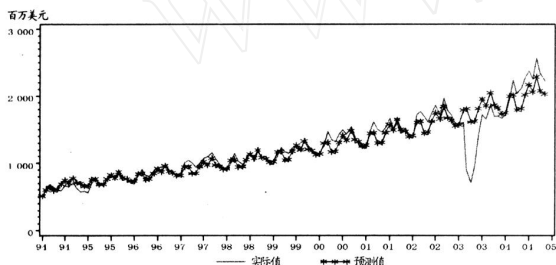


图 2 模型 1 实际值与预测值

2. 模型 2: 求和自回归滑动平均模型

序列 $\ln x$ 经过 1 阶 12 步差分之后通过了 PP 平稳性检验。观察差分后的序列自相关图与偏自相关图,序列存在显著的短期相关性,季节效应本身还具有相关性。经反复试验,我们选择拟合乘积模型 $ARIMA(2,1,1) \times (0,1,1)_{12}$ 。拟合结果如下:

$$\nabla \nabla_{12} \ln x_t = \frac{(1-0.96615B)(1-0.8223B^{12})}{(1-1.14042B+0.40628B^2)} \epsilon_t$$

对拟合模型进行检验,结果如表 3 所示。该模型顺利通过参数显著性检验。残差延迟 6 阶、12 阶和 18 阶卡方统计量的伴随概率均远远高出显著性水平 0.05,残差序列为白噪音序列。也就是说,模型对序列 $\ln x$ 信息提取充分,模型通过残差白噪音检验。图 3 显示了样本期内模型 2 的预测值与 X 序列实际值的对比,模型拟合结果较好。

表 3 求和自回归滑动模型残差白噪音检验和参数显著性检验

残差白噪音检验			参数显著性检验		
延迟阶数	卡方	P	变量	t 值	P
6	4.54	0.1035	MA1,1	32.54	<0.0001
12	7.64	0.4690	MA2,1	11.88	<0.0001
18	11.06	0.6812	AR1,1	13.02	<0.0001
24	13.13	0.8717	AR1,2	-4.68	<0.0001

AIC 统计量 = -256.529 SBC 统计量 = -245.413

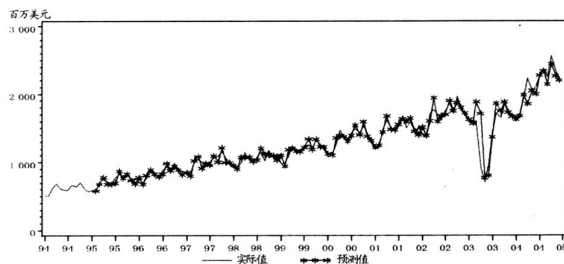


图 3 模型 2 实际值与预测值

3. 模型 3: 延迟因变量回归模型

ARIMA 模型是最为经典的时间序列拟合模型,它对非平稳序列的拟合精度比较高。但它用差分的方法提取确定性信息,模型直观性地解释比较难。确定性因素分解方法对确定性效应的解释较好,但它往往浪费残差信息。残差自回归模型解决了这个问题。序列 $\ln x$ 的延迟因变量回归模型结果如下:

$$\ln x_t = 1.0449 \ln x_{t-1} - 0.2589 \ln x_{t-2} + 0.2159 \ln x_{t-4} + \epsilon_t$$

表 4 自回归模型 3 拟合结果

变量	估计值	标准差	t 值	P
$\ln x_{t-1}$	1.0449	0.0849	12.30	<0.0001
$\ln x_{t-2}$	-0.2589	0.0967	-2.68	0.0084
$\ln x_{t-4}$	0.2159	0.0573	3.77	0.0003

AIC = -207.9605 SBC = -199.40441 Durbinh = -0.012 P = 0.4952

方程拟合结果如表 4 所示。模型的判定系数为 0.9998, AIC 统计量与 SBC 统计量都较小,模型拟合较好。由于是延迟因变量回归模型,检验序列自相关的统计量是杜宾 h (Durbinh), 它的值为 -0.012, 其伴随概率是 0.4952, 残差不存在显著的自相关性。再对残差进行 PortmanteauQ 检验和拉格朗日乘数 (LM) 检验,结果显示残差不存在异方差性。具体结果如表 5 所示。图 4 显示了样本期内模型 3 的预测值与 X 序列实际值的对比,模型拟合结果较好。

表 5 残差的 PortmanteauQ 检验和 LM 检验

阶数	PortmanteauQ	P	LM	P
1	1.5677	0.2105	1.5405	0.2145
2	2.0209	0.3641	1.8333	0.3999
3	2.4452	0.4853	2.1158	0.5487
4	2.6125	0.6246	2.1894	0.7010
5	2.6399	0.7553	2.1932	0.8218
6	5.5740	0.4726	4.7953	0.5703
7	5.5968	0.5875	5.0542	0.6533
8	5.8728	0.6615	5.4095	0.7130
9	6.1609	0.7237	5.6622	0.7732
10	6.5476	0.7673	5.8792	0.8253
11	6.6356	0.8278	5.8819	0.8811
12	6.6399	0.8805	5.8820	0.9219

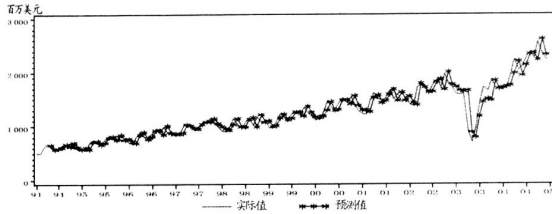


图4 模型3实际值与预测值

四、三个模型的比较及其对2005年的预测效果

三个模型各有优劣。模型1明确给出了序列的趋势部分和季节部分的显性表示形式,模型比较直观,经济意义也非常明显。但是,模型1用哑变量来描述序列的季节波动,其回归系数不随时间的改变而改变。大多数时间序列的季节波动幅度随时间的增加而增大,它并不是一成不变的。相对来说,模型1的AIC统计量较大,模型质量要逊于其他两个模型。

模型2能够处理随时间变化的季节波动,弥补了模型1的不足。它还能够给出模型的具体形式,经济意义也十分明确。模型2的不足之处在于它用1阶12步差分来消除序列的非平稳性,原始序列的趋势部分与季节部分没有分离出来。

模型3能够对确定性信息进行充分解释,模型比较直观,这与模型2形成鲜明的对照。模型3的经济意义一目了然。但是,模型3不能描述时间序列的季节性波动,这是其不足之处。

用建立的三个模型对2005年1月至12月中国国际旅游收入进行预测,并将预测值与实际值对比,结果如表6所示。表中给出的预测误差和百分比误差都比较小,模型预测效果较好。图5将实际值与预测值进行了比较。从图中可以看出,模型1和模型2每月预测值都偏低,模型3与实际值更接近。模型1和模型2预测值偏低的原因与“非典”的影响有关。模型3的预测值只与预测期前4个月数值有关,到2004年9月“非典”的影响几乎完全消除,模型3的预测值没有受到“非典”的影响。

表6 对2005年1-12月中国国际旅游收入的预测

月份	实际值	模型1			模型2			模型3		
		预测值	预测误差	误差(%)	预测值	预测误差	误差(%)	预测值	预测误差	误差(%)
1	2 130.50	1 933.24	-197.26	-9.26	2 060.29	-70.21	-3.30	2 246.05	115.55	5.42
2	2 017.72	1 950.68	-67.04	-3.32	1 998.00	-19.72	-0.98	2 347.27	329.55	16.33
3	2 440.34	2 227.54	-212.80	-8.72	2 248.91	-191.43	-7.84	2 406.88	-33.46	-1.37
4	2 564.11	2 247.70	-316.41	-12.34	2 224.08	-340.03	-13.26	2 419.54	-144.57	-5.64
5	2 420.95	2 003.93	-417.02	-17.23	1 991.61	-429.34	-17.73	2 419.78	-1.17	-0.05
6	2 530.50	2 022.00	-508.50	-20.09	2 051.04	-479.46	-18.95	2 439.85	-90.65	-3.58
7	2 585.51	2 246.23	-339.28	-13.12	2 293.88	-291.63	-11.28	2 474.30	-111.21	-4.30
8	2 643.74	2 426.34	-217.40	-8.22	2 492.65	-151.09	-5.72	2 508.29	-135.45	-5.12
9	2 468.92	2 297.04	-171.88	-6.96	2 361.61	-107.31	-4.35	2 535.14	66.22	2.68
10	2 770.07	2 549.02	-221.05	-7.98	2 629.63	-140.44	-5.07	2 559.03	-211.04	-7.62
11	2 425.66	2 316.18	-109.48	-4.51	2 385.59	-40.07	-1.65	2 584.92	159.26	6.57
12	2 297.93	2 266.12	-31.81	-1.38	2 310.92	12.99	0.57	2 613.62	315.69	13.74

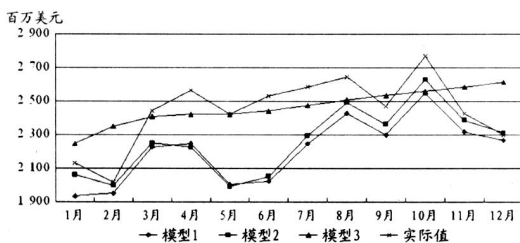


图5 2005年各月中国国际旅游收入预测

模型的预测能力一般用以下3个指标来度量:MAPE(平均绝对百分比误差)、RMSE(均方根误差)和RMSPE(均方根百分比误差)。它们的计算公式如下:

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i} \right| \times 100 \quad RMSPE = 100 \times \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i} \right)^2}$$

其中 \hat{x}_i 是模型的预测值, x_i 是实际值, n 是预测

期数。

MAPE评估样本期间的预测能力如下:小于或者等于10%则预测能力极佳;10%~20%预测能力优良;20%~50%预测合理;50%以上预测不正确。RMSPE由于平方项的关系容易受离群值的影响,对于较大误差给予较大的权重,但仍然可以仿照MAPE来判断模型优劣。RMSPE取值范围从零至无穷大。MAPE和RMSPE是相对指标,RMSE是绝对指标。RMSE越小,模型预测能力越强。三个模型的样本期间都是1994年1月至2004年12月,2005年在样本期间之外。模型对样本期之外数据的预测可以参照上述标准。用2005年每月中国国际旅游收入的实际值以及三个模型的预测值来计算上述指标,结果如表7所示。模型1、模型2和模型3的MAPE分别为9.43%、7.56%和6.04%。三个模型的RMSPE依次是10.80%、9.71%和7.55%,它们的RMSE分别为270.04、243.70和172.45。以MAPE、

RMSPE和 RMSE来度量,模型 3 的预报精度最高。但模型 2 的 AIC 统计量最小,AIC 统计量用于评价模型质量的好坏,AIC 准则要求 AIC 取值越小越好。以 AIC 统计量为标准,模型 2 明显优于模型 1 和模型 3。当然,三个模型的预测能力都较好。

表 7 三个模型的比较

比较指标	MAPE	RMSPE	RMSE	AIC
模型 1	9.43%	10.80%	270.04	-2 .35
模型 2	7.56%	9.71%	243.70	-256 .529
模型 3	6.04%	7.55%	172.45	-207 .961

表 8 对中国国际旅游收入的短期预测(百万美元)

月份	2006年预测值				2007年预测值			
	模型 1	模型 2	模型 3	平均值	模型 1	模型 2	模型 3	平均值
1	2 153.16	2 188.56	2 643.12	2 328.28	2 398.09	2 455.78	3 011.17	2 621.68
2	2 172.58	2 177.21	2 672.08	2 340.62	2 419.72	2 443.29	3 044.38	2 635.80
3	2 480.94	2 495.89	2 700.70	2 559.18	2 763.16	2 801.19	3 078.00	2 880.78
4	2 503.39	2 493.89	2 729.74	2 575.67	2 788.17	2 799.23	3 112.05	2 899.81
5	2 231.89	2 243.29	2 759.49	2 411.56	2 485.78	2 517.95	3 146.52	2 716.75
6	2 252.02	2 312.54	2 789.76	2 451.44	2 508.20	2 595.67	3 181.41	2 761.76
7	2 501.75	2 584.02	2 820.32	2 635.36	2 786.34	2 900.39	3 216.75	2 967.82
8	2 702.35	2 804.27	2 851.14	2 785.92	3 009.75	3 147.61	3 252.52	3 136.63
9	2 558.34	2 653.94	2 882.31	2 698.20	2 849.36	2 978.57	3 288.74	3 038.89
10	2 838.98	2 952.77	2 913.92	2 901.89	3 161.94	3 314.29	3 325.42	3 267.22
11	2 579.66	2 677.66	2 945.95	2 734.42	2 873.11	3 005.20	3 362.56	3 080.29
12	2 523.91	2 593.34	2 978.37	2 698.54	2 811.02	2 910.85	3 400.16	3 040.68

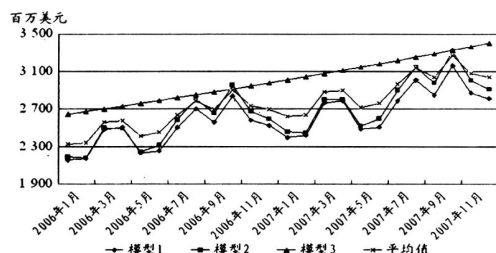


图 6 中国国际旅游收入预测

三个模型对 2006 年和 2007 年各月中国国际旅游收入的预测如表 8 所示。将几个模型的预测值进行简单平均,可以减少误差,表 8 也列出了三个模型预测值的平均数。图 6 是根据表 8 绘出的中国国际旅游收入的短期预测图。图 6 的平均值显示,从 2006 年 1 月至 2007 年 12 月中国国际旅游收入将仍然呈现不断增长的趋势。与此同时,增长又会出现季节性波动。从三个模型的预测值来看,模型 3 每月预测值都最高,模型 1 与模型 2 预测值较低。相关部门可以参考这些预测值,做出相应规划。

六、增加中国国际旅游收入的一些措施

在“大力发展入境旅游”市场战略的指导下,中国入境旅游人数和创汇稳步提升,目前这两项大体上保持在世界前 10 位。尽管入境旅游取得的成就有目共睹,但仍有潜力可挖。在增加中国国际旅游

五、中国国际旅游收入的短期预测

建立模型的目的之一是对未来进行预测。一般来说,ARIMA 模型和 Autoreg 模型只适用于短期预测,季节哑变量回归模型也只能做中短期预测。由于模型对 2005 年中国国际旅游收入的预测比较好,本文对 2006 年和 2007 年每月中国国际旅游收入再做预测。文章第一部分已经指出,旅游是非常敏感的行业。本文所做的预测是建立在不发生波及全国范围的重特大变故的基础之上。

收入方面,我们可以采取以下一些措施:

1. 建立健全旅游业应对危机的快速反应机制。旅游业是非常敏感的行业。突发事件的发生将深刻影响人们外出旅游的愿望,使旅游需求或者旅游供给出现较大幅度波动。近几年,“南联盟中国大使馆被炸事件”、“中美撞机事件”、“亚洲金融危机”、“泰国海啸事件”、“印尼巴厘岛连环爆炸事件”、“911 事件”和“非典型肺炎”都对中国的入境旅游造成不同程度的影响。大多数人对旅游安全的要求越来越高,安全已经成为人们出游的首要考虑因素。但由于生活中的不确定性,突发事件随时会发生。这就要求我们建立健全旅游业应对危机的快速反应机制,加强危机管理能力。在危机的不同阶段采取不同的策略。危机开始时,能快速识别,准确判断出它的发展趋势,如有必要及时启动应急机制;在危机发展阶段,尽可能整合旅游业的各种资源,为旅游业的恢复创造条件;在危机后期,要做好宣传工作,让游客确信旅游的安全有保证。当前我们要特别注意禽流感的预防和控制。

2. 加强旅游宣传与旅游产品的国际促销。尽管中国有良好的自然历史环境,但酒香也怕巷子深。中国融入世界经济体系的时间不是很长,相当多的境外游客对中国情况不很了解。这就更加要求我们做好旅游宣传与旅游产品的国际促销。韩国旅游业经过四十多年的发展,取得了举世瞩目的成绩。韩

国旅游资源并不丰富,过去知名度也不高,韩国旅游业快速发展最重要的一条经验就是维护良好形象,努力营造吸引游客的环境。其具体措施有:利用传统媒体广告和宣传材料广泛向世界介绍韩国;花大力气举办各种国际旅游促销会;参加国际旅游展览和加强国际旅游机构的合作;将大型国际体育文化活动与提高旅游业形象融为一体。从世界旅游组织公布的1995年各国促销经费来看,澳大利亚排第一,促销经费为8794万美元,中国用于国际旅游促销的经费约为350万美元,是澳大利亚的4%。近几年,中国旅游促销力度有所加大,但还不尽如人意。目前,中国旅游的宣传促销还处于“散打”状态,没有形成整体合力。入境旅游的当务之急是整合资源、形成合力,加大对世界各国的宣传力度。

3. 提升旅游服务水平和服务质量。旅游业是一个服务性行业,服务业就要在服务上下功夫,坚持以人为中心。旅游业的服务质量形成良好的口碑之后,游客的免费宣传会吸引更多的人来旅游,这种良性循环能促进入境旅游的快速的发展。西班牙在国家层面加强了旅游质量提升,日本也提出观光立国战略,这都给中国旅游业的发展带来有益的启示。要提升入境旅游服务质量,我们可以从以下方面着手:(1)改善旅游接待服务设施。以旅游厕所为例,尽管我们已经改善了很多,但旅游者对其评价在众多要素中仍是最低的。(2)规范旅游市场秩序。目前中国入境旅游市场中,欺诈游客、接待缩水、服务欠佳等现象都不同程度存在,这对中国整体旅游形象造成了很多负面影响,不利于入境旅游的长远发展。(3)提高旅游业从业人员的素质水平。一方面提高他们的业务能力;另一方面要在整个旅游业建立可持续发展的理念,旅游并不是一锤子买卖。

4. 引导入境旅游消费需求,增加国际旅游收入。旅游是包含“食、住、行、游、购、娱”六大要素的活动,它涉及多个产业,带动面很大。但现阶段中国入境旅游还没有充分发挥它的乘数效应。2001年中国入境旅游人数和创汇均排位世界第5,但入境游客人均花费水平仅536美元,明显低于世界前7位(创汇排列)国家的平均水平(742美元)。从中国旅行社的营业利润来看,中国的入境游经营也都明显低于国际平均水平。2005年中国国际旅游收入构成中,入境旅游者用于住宿、餐饮、长途交通、游览等基本旅游消费在总支出中的比例高达55.7%,用于旅游购物、娱乐、邮电通信消费等的非基本旅游消费仅占消费总额的45.3%。在旅游消费结构中,基本旅游消费是刚性的,一般不会有较大波动;而非基本旅游消费则具有较大弹性,旅游者往往存在冲动购买效应,因此是衡量一个国家旅游业发达水平的重要标志。在旅游发达国家,基本旅游消费一般只占30%~40%左右,大份额的都是购物等非基本旅

游消费。中国旅游商品收入则仅占消费总额的20%左右,远远低于世界平均水平。旅游消费结构的完善是一个动态发展的过程,我们应该借鉴旅游发达国家的经验,依据合理消费结构的主要指标,正确分析当前旅游消费结构的现状,并在此基础上有步骤地调整旅游产品结构,努力提高旅游产品质量。

参考文献:

1. 国家旅游局:《2005年中国入境旅游接待收汇情况》,见中国旅游网(<http://www.cnta.gov.cn/22-zcfc/tj.asp>, 2006-01-16)。
2. 国家旅游局:《中国旅游统计年鉴》(1995-2005),北京,中国旅游出版社,1995-2005。
3. 王京传:《当前我国入境旅游市场的发展及对策》,载《中国旅游报》,2004-04-19。
4. 王燕:《应用时间序列分析》,北京,中国人民大学出版社,2005。
5. 高舜礼:《论我国旅游业的国际竞争力问题》,见中国旅游网(<http://www.cnta.gov.cn/32-lydy/2005/dy051122.asp>)。
6. Chan, Y.M., 1993. "Forecasting Tourism: a Sine Wave Time Series Regression Approach." *Journal of Travel Research*, 32, pp. 58-60.
7. Chi-ok Oh and Bernard, J.M., 2005. "Evaluating Time-Series Models to Forecast the Demand for Tourism in Singapore." *Journal of Travel Research*, 43, pp. 404-413.
8. Cho, V., 2003. "A Comparison of Three Different Approaches to Tourist Arrival Forecasting." *Tourism Management*, 23, pp. 323-330.
9. Clemen, R.T., 1989. "Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography." *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 559-583.
10. Kulendran, N. and Wilson, K., 2000. "Modeling Business Travel." *Tourism Economics*, 6(1), pp. 47-59.
11. Louvieris, P., 2002. "Forecasting International Tourism Demand for Greece: A Contingency Approach," in K.K.F. Wong and H. Song, eds., *Tourism Forecasting Marketing*. New York: Haworth, pp. 21-41.
12. Makridakis, S. and Winkler, R., 1983. "Average of Forecasts: Some Empirical Results." *Management Science*, 29, pp. 987-996.
13. Turner, L.W. and Witt, S.F., 2001. "Forecasting Tourism Using Univariate and Multivariate Structural Time Series Models." *Tourism Economics*, 7(2), pp. 135-147.
14. Uysal, M. and Crompton, J., 1985. "An Overview of Approaches Used to Forecast Tourism Demand." *Journal of Travel Research*, 23, pp. 7-15.
15. World Travel and Tourism Council, 2002. "The Travel and Tourism Economic Research: World." August 22, Available at <http://www.wttc.org/measure/PDF/World.pdf>.

(作者单位:华南师范大学经济与管理学院 广州 510006
(责任编辑:N、S)