

国际友城的入境游效应

——来自中国38个客源国的经验证据

王亚辉^{1,2}, 全 华¹, 尹玉芳^{1,3}

(1. 上海财经大学国际工商管理学院, 上海 200433;

2. 湖南文理学院资源环境与旅游学院, 湖南 常德 415000;

3. 上海师范大学旅游学院, 上海 201412)

内容提要:国际友好城市(简称国际友城)活动是国与国之间一种重要的民间外交形式,亦是一种重要的国际旅游活动形式。本文首先分析了国际友城对入境游的作用机理,以及二者的时间耦合特征,其次利用1997—2014年中国38个主要客源国的面板数据,运用“固定效应回归”和“分位点回归”,分别探讨了国际友城对中国入境旅游的平均效应和分位点效应。研究发现:①国际友城活动主要通过以经贸、文化等交流为主要内容的国际友好城市交流大会或国际友好城市市长论坛促进入境游客的增加,同时,也通过国家或相邻城市之间的空间溢出或示范效应促进入境旅游流的增加。②中国国际友城的空间分布呈明显的“2311”集聚特征。③国际友城活动对中国入境游具有显著促进作用。平均来看,在其他变量保持不变的条件下,国际友城累计数每增加1%,入境中国的外国游客将增加0.028%,这在实践中也是一个不小的效应。④国际友城活动对中国入境游的效应存在分位点差异,倒“U”型效应曲线特征明显。国际友城活动对中国入境游促进最大的是25%分位点(对应的国际友城数和入境外国游客数分别为6对和3.6万人次),其次沿着10%、50%、75%和90%分位点方向依次减弱,到达90%分位点处,促进作用变为负数。上述发现对中国在“十三五”期间的国际友城空间布局及入境旅游市场拓展方向具有重要的启示。

关键词:国际友好城市;入境旅游;引力模型;分位数回归

中图分类号:F590 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)03—0146—16

一、引言

国际友好城市(以下简称国际友城),指本国城市与外国城市之间,经所在国双方中央政府授权的专门管理机构或由国家议会、地方议会批准建立的双边友好合作关系(贾伶,2011;杨毅,2015)。它既是各国城市与地方政府对外交流合作的重要平台,也是城市外交和地方外交的重要形式。中国称这种特定城市或省州间的友好合作关系为国际友好城市关系或国际友好城市,西方国家则称其为姐妹城市或双胞胎城市。国际友城关系的缔结始于第一次世界大战后,目的在于消除城市人民间的敌对情绪。

欧洲对友好城市活动的研究相对较早,国外学者通常从全球化、国际关系以及城市发展变革的角度,以省(州、县、大区、道等)地方政府为研究单元,考察国际友好城市交流在国际关系中的意义和作用(吴晓征等,2013)。Furmankiewicz Marek(2004)对结好的外国城市进行了分类,从物质和非物质交流考察了阻碍与促进友好城市往来的影响因素;Tuzin Baycanlevent等(2010)指出,历史因素为建立和保持欧洲城市与其姐

收稿日期:2016-12-13

作者简介:王亚辉(1981-),男,湖南安化人,博士研究生,研究领域为旅游经济,E-mail:wangyahui2000@163.com;全华(1965-),男,湖南永顺人,博士后,博士生导师,院长,研究方向为旅游发展与管理,E-mail:shhqhua@163.com;尹玉芳(1983-),女,河北邢台人,博士研究生,研究方向为旅游经济、旅游企业与旅游产业研究,E-mail:xytyf@126.com。通讯作者:全华。

妹城市之间的稳固关系起到了积极的推动作用;Peter J Taylor (2004)认为,非政府组织的活动正在通过无数网络创造一个全球民间社会,友好城市活动得到了新的定义。

国内关于友好城市活动的理论研究滞后于友好城市活动实践,研究视角囿于城市外交、发展现状及存在问题等的定性讨论。龚铁鹰(2004)指出,国际友好城市之间的交流将成为城市外交的主要形式;吴沙(2005)、肖冰、吴雪(2008)等探讨了中国友好城市发展的历史沿革及发展现状,为中国友好城市的发展提出了诸多建设性意见;许春等(2006)以江苏省国际友城研究为例指出,友好城市缔结数量、缔结速度与城市开放型经济发展水平呈正相关;张秋生等(2011)指出,中国与澳大利亚之间的友好城市交往缺乏严格统一的管理机构,以及政府在友好城市关系中未发挥其应有的作用;吴晓征等(2013)创新性地从地理学角度探讨了友好城市的时空分布及时间演变规律,指出我国友好城市东多西少、省际差异大。

纵观国内研究现状,基于外交视角和现状问题探讨的成果相对较多,少量文献将研究视角拓展到了时空维度,个别文献指出了友好城市发展的速度、数量与城市开放型经济的关系,但从旅游视角进行探讨的文献较少见。作为城市外交重要形式的国际友城活动是否对中国入境游产生某种影响?如果这种影响存在,其影响机理是什么,影响强度又如何?本文试图以中国的 38 个主要客源国为样本解答上述疑问。

二、中国国际友城的发展概况

本文所指国际友城包括国际友好城市和友好省州。国内友好城市创建活动起步于 1973 年,是在周恩来总理的提倡下发展起来的,其标志性实践是:1973 年天津市与日本神户市结好并成为中国第一对国际友好城市。经过 40 多年的发展,中国国际友城活动取得了丰硕成果。据中国国际友好城市联合会公布数据显示,截止 2016 年 7 月 27 日,中国共建立了 2315 对国际友城(如表 1 所示)。

表 1 中国国际友好城市结好数和累计数(1973—2016)

年份	结好数	累计	年份	结好数	累计
1973	2	2	1995	68	667
1974	3	5	1996	43	710
1975	0	5	1997	72	782
1976	0	5	1998	64	846
1977	0	5	1999	62	908
1978	1	6	2000	75	983
1979	14	20	2001	48	1031
1980	17	37	2002	63	1094
1981	22	59	2003	50	1144
1982	30	89	2004	52	1196
1983	26	115	2005	86	1282
1984	29	144	2006	90	1372
1985	54	198	2007	99	1471
1986	38	236	2008	93	1564
1987	47	283	2009	89	1653
1988	38	321	2010	82	1735
1989	17	338	2011	109	1844
1990	20	358	2012	117	1961
1991	25	383	2013	108	2069
1992	59	442	2014	99	2168
1993	67	509	2015	57	2225
1994	90	599	2016	90	2315

注:2016 年的数据仅统计到 2016 年 7 月 27 日

资料来源:根据中国国际友好城市联合会数据整理

三、国际友城与入境游

1. 国际友城对入境游的作用机理

国际友城活动作为一种普遍适应的国际交往活动,其主要通过以下四种作用促进入境游客的增加:

(1)通过举办国际友好城市交流大会或市长论坛促进入境游客的增加。国际友城活动一般始于一方表达结好意向,通过不断接洽签订结好意向协议书,随后,经过几个月或几年不等的考察,双方签订正式结好协议。缔结正式协议后,友城之间的交流活动往往更为频繁、内容更为丰富(如表2所示)。特别值得一提的是中国厦门,截至目前该市已举办十届“中国国际友好城市市长论坛”,借助该平台在城市规划、友城发展、文化创意及邮轮产业等多方面与国际友好城市展开了务实交流与合作,吸引了美国、荷兰、澳大利亚、新西兰、日本、韩国、马来西亚、印尼等近20个国家的友好城市代表前来参与论坛。正是这种以文化、经贸等交流为纽带的活动,直接带来了入境旅游的增加。本文借鉴 Neelu Seetaram (2012) 将移民产生的旅游流称为“移民引致旅游”的做法,将国际友城活动所产生的旅游流称为“国际友城活动引致旅游”。

表2 2004—2014年中国省市举办的国际友好城市交流会或市长论坛

时 间	友好交流活动名称	举办单位	主 题
2004年9月	中国国际友好城市投资合作论坛	中国人民对外友好协会、中国国际友好城市联合会、厦门市人民政府	城市规划与城市管理
2007年9月	第五届中国国际友好城市合作论坛	中国国际投资贸易洽谈会组委会、中国人民对外友好协会、厦门市人民政府	和谐发展的友城关系
2007年10月	江西省首届国际友好城市交流大会	江西省人民政府外事办公室	加强合作、扩大交流,优势互补、共同发展
2007年10月	第三届无锡市国际友城交流会文化交流合作论坛	无锡市人民政府和中国人民对外友好协会、中国国际友好城市联合会	文化,城市发展的不竭动力
2008年11月	2007山西—日本友好交流大会	山西省人民政府外事办公室	交流合作新平台 和谐发展新跨越
2008年10月	2008杭州国际友好城市市长峰会	杭州市人民政府	城市与旅游
2009年9月	第七届中国(厦门)国际友好城市市长论坛	中国人民对外友好协会、福建省人民政府、厦门市人民政府	经济危机下国际友城面临的机遇与挑战
2011年9月	第八届中国(厦门)国际友好城市市长论坛	中国人民对外友好协会、福建省人民政府、厦门市人民政府	低碳经济与城市环境
2012年9月	第九届中国(厦门)国际友好城市市长论坛	中国人民对外友好协会、福建省人民政府、厦门市人民政府	文化创意产业合作——和谐、共赢、创新
2013年9月	第十届中国(厦门)国际友好城市市长论坛	中国人民对外友好协会、福建省人民政府、厦门市人民政府	邮轮产业合作及发展
2014年10月	第七届无锡市国际友城交流会旅游与合作论坛	无锡市外事办公室	旅游与合作

注:表中的友好交流活动仅为部分数据。

资料来源:本文根据中国国际友好城市联合会官网数据整理

(2)通过国际友城之间签订合作协议、互派国际交流员等促进入境游客的增加。以江西省国际友城发展为例,南昌市——斯科普里市(马其顿)为江西省第一对国际友好城市,自那以来,江西省积极开展民间对外交流和国际友城合作,极大地促进了该省入境旅游的发展。截至2007年10月,江西省与国际友城间签订文化教育、经济技术等交流合作协议150多项,派出国际交流员、研修员、研修生等5000多名。中国山西省的国际友城活动也大大促进了该省入境旅游的发展,1986—2006年间,该省与日本埼玉县开展合作项目85

个,互派研修生 236 名,引智 33 名,接受留学生 700 名。

(3)通过“空间溢出或示范效应”促进入境游客的增加。国际友城活动还有可能通过客源国之间或客源国内部相邻城市之间的“示范效应”,使得相邻客源国以及客源国中那些尚未缔结任何国际友城关系的城市,谋求发展与中国的国际友城关系,进而带来旅游流的增加。这种示范效应至少存在国家对国家、城市对城市两个层面。从国家层面而言,这种示范效应表现为第二次世界大战轴心国之间、以及第二次世界大战轴心国对非轴心国的示范。如日本于 1973 年最先与中国缔结国际友城关系,在其示范作用下,意大利(与日本同属于第二次世界大战轴心国)米兰市于 1979 年与中国上海结为国际友城。同年,澳大利亚、美国与荷兰分别与中国广东省、江苏省、湖北省、南京市与上海市缔结了国际友好省州(城市)关系。从城市层面而言,这种示范效应表现为港口城市对港口城市,以及港口城市对相邻内陆城市的示范。如神户市(日本)于 1973 年 6 月率先与中国天津市结为国际友城,同年 11 月,另一日本港口城市——横滨与中国上海结为国际友城。1974 年,在神户市的示范作用下,其毗邻城市奈良、大阪和京都先后分别与中国西安、上海、西安结为国际友城。在诸如以上的示范效应下,国际友城数逐渐增加,进而促进中国入境游客的增加。

(4)通过缔结国际友城关系之前的磋商促进入境游客的增加。这一作用发生在缔结正式国际友城关系之前,包括:拟缔结国际友城关系的双边城市之间的相互考察、双边谈判等活动,往往涉及到双边众多人员,这些人员从游客的定义口径上属于商务游客,通常纳入到了入境游客的统计范畴。据中国国际友好城市管网数据显示,早期的国际友城关系往往有着较长的相互考察与谈判期,后期的国际友城关系往往借助于国际友城大会或市长论坛直接签订缔结协议。

综上,国际友城对入境游和作用机理如图 1 所示。

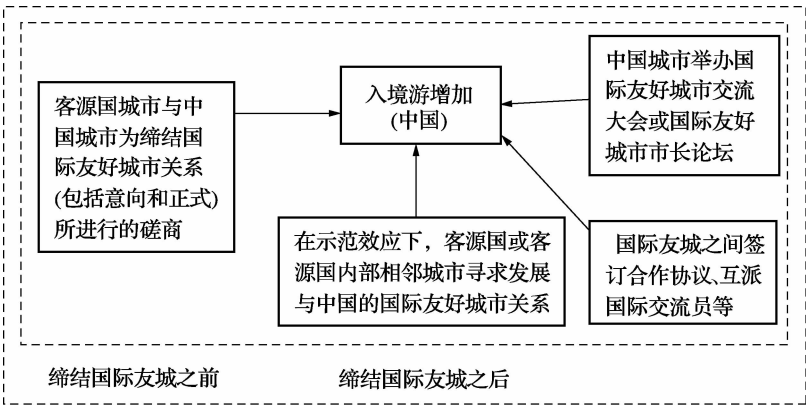


图 1 国际友城对中国入境游的作用机理

资料来源:本文绘制

2. 国际友城与入境游的时间耦合趋势

(1)二者整体呈曲线上升趋势,局部波动明显。表 3 给出了 1973—2014 年中国缔结的国际友城数和外国游客人数,其中,缔结国际友城数最多的年份是 2012 年(117 个),最少的是 1975—1977 年(均为 0 个)。这与中国不同阶段所采用的外交战略和国际友城交流方式有一定的关系,1978 年以前的国际友城活动以情感交流为主,交往面较窄。例如,1978 年以前的国际友城仅限于中日双方,随着交往范围的扩大,国际友城也逐步扩展到其他国家。

表 3 国际友好城市与入境外国游客人数的时间分布(1973—2014)

序号	年份	国际友城数 (结好数)	入境外国游客人数	序号	年份	国际友城数 (结好数)	入境外国游客人数
1	1973	2	—	5	1977	0	—
2	1974	3	—	6	1978	1	22.96
3	1975	0	—	7	1979	14	36.24

序号	年份	国际友城数 (结好数)	入境外国游客人数	序号	年份	国际友城数 (结好数)	入境外国游客人数
4	1976	0	—	8	1980	17	52.91
9	1981	22	67.52	26	1998	64	710.77
10	1982	30	76.45	27	1999	62	843.23
11	1983	26	87.25	28	2000	75	1016.04
12	1984	29	113.43	29	2001	48	1122.64
13	1985	54	137.05	30	2002	63	1343.95
14	1986	38	148.23	31	2003	50	1140.29
15	1987	47	172.78	32	2004	52	1693.25
16	1988	38	184.22	33	2005	86	2025.51
17	1989	17	146.10	34	2006	90	2221.03
18	1990	20	174.73	35	2007	99	2610.97
19	1991	25	271.01	36	2008	93	2432.53
20	1992	59	400.64	37	2009	89	2193.75
21	1993	67	465.59	38	2010	82	2612.69
22	1994	90	518.21	39	2011	109	2711.20
23	1995	68	588.67	40	2012	117	2719.16
24	1996	43	674.43	41	2013	108	2629.03
25	1997	72	742.80	42	2014	99	2636.00

资料来源:根据中国国际友好城市联合会官网数据整理

(2)二者升降趋势基本吻合。图2给出了1973—2014年中国缔结的国际友城和外国游客人数的时间趋势,显示二者具有比较一致的升降趋势。1989年,中国缔结的国际友城数较1987年和1988年分别下滑63.82%和55.26%,与此不谋而合的是,1989年入境外国游客人数同样较1987年和1988年分别下降了15.44%和20.69%,所不同的是,入境外国游客的下降幅度要小于国际友城数的下降幅度。能否据此认为国际友城数减少是入境外国游客人数减少的主因呢?从国际友城活动对入境游的作用机理来看,国际友城数的波动对入境游会产生一定影响,但1989年入境外国游客人数大幅下滑的主因可能归于当年北京、上海等地出现的打、砸、抢、烧等破坏活动,国际友城数同比减少强化了入境外国游客人数的减少,但这种作用究竟有多大?在统计上是否显著?需进一步地进行实证检验。

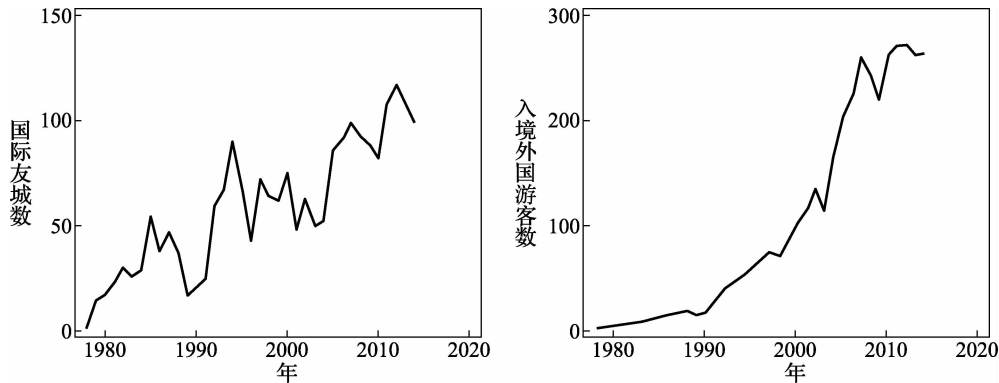


图2 国际友城与入境外国游客数时间标绘图(1978—2014)

资料来源:本文绘制

四、研究方法

1. 样本选择

截止2016年12月12日,与中国缔结国际友城关系的国家有135个,理想的样本应是国际友城累计数

及外方友城所在国累计贡献的入境游客数排名一致,而这几乎不可能,表 4 所列数据证实了这一点。2000—2014 年来,与中国缔结友城累计数最多的是美国(114 对),其次是韩国(105 对),而同期为中国贡献入境游客最多的国家是韩国(4564.08 万人次),其次是日本(4476.17 万人次)。本文的平衡点是:先对 2000—2014 年国际友城累计数和客源国累计为中国贡献的入境游客数排序,比较二者的吻合度,最后再测算这些国家为中国贡献的游客占中国接待外国游客的比重,若比重在 60% 以上,说明这些样本能代表总体。

表 4 38 个国家与中国缔结的国际友城和为中国贡献的入境游客人数(2000—2014)

外方城市所在国	国际友城累计数	客源国累计贡献的入境游客数	外方城市所在国	国际友城累计数	客源国累计贡献的入境游客数
美国	114	2208.87 ^④	波兰	19	65.35
韩国	105	4564.08 ^①	印尼	18	591.87
俄罗斯	68	2873.87 ^③	西班牙	18	134.65
澳大利亚	53	704.81 ^⑩	阿根廷	18	21.35
日本	45	4476.17 ^②	新西兰	18	119.25
德国	42	645.75	罗马尼亚	15	34.52
巴西	37	76.47	蒙古	15	929.78 ^⑧
法国	33	520.01	荷兰	15	208.07
意大利	28	237.61	土耳其	14	81.82
泰国	27	704.80	柬埔寨	13	23.69
南非	26	64.25	比利时	12	19.53
英国	25	683.16	瑞士	12	77.10
越南	25	782.80 ^⑨	希腊	12	53.34
加拿大	24	677.91	奥地利	11	71.62
墨西哥	23	48.43	智利	11	14.83
匈牙利	21	16.35	马来西亚	9	1247.27 ^⑤
瑞典	21	161.01	哈萨克	8	324.79
菲律宾	19	999.35 ^⑦	印度	6	529.43
芬兰	19	76.38	新加坡	1	1057.15 ^⑥

注:入境游客数量单位为“万人次”;哈萨克入境游客数仅指 2005—2013 年的累计数据;圆圈内数字代表入境游客数排序
资料来源:根据中国国际友好城市联合会数据和中国贸易外经统计年鉴数据编制

按照上述平衡点最终筛选出的样本客源国包括美国、韩国等 38 个国家,2000—2014 年它们累计为中国贡献的游客占中国接待入境外国游客总数的 84.72%,这保证了样本具有较好的代表性。特别需要指出的是,新加坡与中国仅缔结了一对国际友城关系(长沙市—武吉知马市),但 2000—2014 年为中国贡献的入境游客高达 1057.15 万人次,在贡献的入境游客排名中居第六位,故新加坡也纳入了研究样本。

2. 变量构造

(1)被解释变量:入境外国游客人次(Y_{it})。表征入境游的指标通常有“入境游客人数”和“旅游外汇收入”。在所查阅的文献中,并未强调孰优孰劣,选择的依据取决于研究人员的偏好和研究目的。本文旨在研究国际友城活动是否对入境游产生影响,这一前定目的决定了所选样本不能包含我国香港地区、澳门地区和台湾地区,因而入境游客人数在数量上等于入境外国游客人数。用 2000—2013 年 38 个主要客源国为中国贡献的入境游客数衡量,数据来自《中国贸易外经统计年鉴》(2002—2014)。

(2)核心解释变量:国际友城累计数(IFC_{it})。前文关于作用机理的阐述表明,可以做出这种假设:国际友城对入境游具有正向促进作用,但已有相关研究忽略了对这一关系的探讨,本文拟从实证角度探讨国际友城数量的多少是否对入境游产生某种影响,显然研究目的决定了核心解释变量的选取。该数据来自中国友好城市联合会官方网站公布的国际友城数,期望该变量的系数符号为正,则表明在控制其他变量的

情况下,国际友城数量的增加会促进入境外国游客人数的增长。

(3)控制变量。根据计量理论,若模型遗漏了某些重要变量,将导致“内生问题”,为了从源头避免这一问题,本文选择了如下控制变量:

① 客源国人口(POP_{it})。国内外入境旅游实证研究通常将客源地人口作为常规控制变量之一,并作为影响出境游需求的一个代理变量(Eilat 等,2004;Salvador Gil-Pareja 等,2007;Glauco De Vita,2014;Yuwen Su & Huilin Lin,2014;孙瑞娟等,2007;余升国等,2011;张燕,2012;单德朋等,2012)。本文亦遵循惯例将客源国人口作为控制变量。

② 客源国收入(GDP_{it})。国内生产总值(GDP)是衡量一国或地区总体经济状况的重要指标,也是国民经济核算的核心指标(王欣等,2015)。众所周知,旅游成为现实的两个必要条件是“闲暇”和“闲钱”,远距离的出入境游更需要有良好的经济承受能力和更长的可自由支配时间,国内外旅游实证研究通常将 GDP 或人均 GDP 作为经济发展代理变量或用于刻画潜在(现实)游客的支付能力。由于已经考虑了人口因素,故用 GDP 作为客源国收入的代理变量。

③ 相对价格(EXR_{ijt})。汇率通常被用于旅游需求建模(Christian Broda,2006;Nikolaos Dritsakakis & Katerina Gialietaki,2004;Donna Quadri & Tianshu Zheng,2010;Anthony G Webber,2001;Ghialy Choy Lee Yap,2011),且对国际游客流具有较强的解释力(Vasilios Patsouratis 等,2006;Jaume Rossello 等,2005;Maria Santanagallejo 等,2010)。汇率变动使得一国入境游产品的相对价格发生变化,一国货币的贬值使入境游相对便宜,可能增加入境游客流;反之,则减少入境游客流(Broda,2006;Atish R Ghosh 等,2002;王良举等,2012)。罗富民(2007)通过回归分析发现,人民币升值减少了日本居民对中国的旅游需求。旅游需求研究的通常做法是将汇率与相对价格组合成实际汇率或单独使用名义汇率(Glauco De Vita & Khine S Kyaw,2013)。在实际中,潜在游客在选择旅游目的地时,往往按照名义汇率将目的地的价格换算成本国货币,以此衡量在目的地的旅游成本,鉴于此,本文使用“1 单位其他国家货币合人民币数”作为相对价格的代理变量,因缺乏直接统计数据,需进行换算,换算公式如下:

$$1 \text{ 单位其他国家货币合人民币数} = 1 \text{ 美元合人民币数} / 1 \text{ 美元合其他国家货币数} \quad (1)$$

④ 中国的对外开放度(OPE_{ijt})。对外开放度是衡量一国或地区经济开放程度的主要指标。对外开放度对经济增长具有显著正效应(Sebastian Edwards,1998;P J Lloyd & Donald Maclaren,2002;杨丹萍等,2011;林必越等,2012;胡天宇等,2014)。近年来已应用于国际旅游研究,对入境游有正向影响(赵东喜,2007;葛亚芬等,2011)。但对它的测量至今未形成统一标准,本文借鉴运用最为普遍的外贸依存度加外资依存度来衡量对外开放度(谢守红,2003;刘剑英,2006;王浩,2008;郑展鹏,2009;徐冉,2012;吕瑶,2015),测量公式为:

$$\text{对外开放度}(OPE) = \text{外贸依存度}(TRO) + \text{外资依存度}(FO) \quad (2)$$

$$\text{外贸依存度}(TRO) = \text{进出口贸易总额} / \text{国内生产总值}(GDP) \times 100\% \quad (3)$$

$$\text{外资依存度}(FO) = \text{外商直接投资额}(FDI) / \text{国内生产总值}(GDP) \times 100\% \quad (4)$$

⑤ 客源国与中国的距离(THO_{ijt})。目的地游客流随距离增大而衰减,在理想化的旅游系统里,客源地与目的地的交通距离是影响到访率的唯一因素(吴晋峰等,2005)。在经典和扩展的旅游引力模型中,距离常作为旅游的阻碍因素。实际研究中,学者对距离的处理存在分歧,Edwards(1976)主张用下列公式测量距离:

$$D_{ij} = d_{ij} \times h \times r \quad (5)$$

式(5)中, d_{ij} 为目的地 i 到客源地 j 的空间直线距离; h 为飞机飞行的每千米油耗; r 为历年的航油价格。亦有学者指出,用空间直线距离更客观(郭为,2007;藏良震,2011)。

上述两种度量方式均有可取之处,但未考虑游客从客源地到目的地的时间成本,即个人为了达到出行目的所耗费的时间价值。管理学大师彼得·德鲁克指出,有效的管理者是从管理他们的时间开始。时间供给无弹性、易消失、无法储存和替代(杨颖等,2004;李凤英,2011;伍维高,2011;张东方,2012)。对于游客而言,影响出行时间成本的因素首先是时间和费用,表现为对交通工具的选择带有较强主观性。

在“经济人”假定下,潜在游客在选择出行方式时往往从个人利益最大化出发,即大多数游客在大多数场合都会自觉地进行“成本—效益”核算,尽可能地使费用最小或受益最大。按照这种逻辑,航空交通或许

是外国游客入境的理性选择。托马斯·H. 达文波特指出,企业需要抢占的核心资源正在发生变化,顾客的关注、时间、爱戴和评价才是真正的稀缺资源。综上所述,本文使用“客源国至中国的飞机旅行总时长(含飞行和转机等待时间,以小时计,取所有可达航班中总时长最小的值)作为距离代理变量,衡量中国与 38 个样本客源国之间的距离。

⑥ 签证便捷性(VIS_{ijt})。便捷的签证制度无疑对入境游产生正向影响。Eric Neumayer (2010)使用对数线性旅游引力模型,运用 1995—2005 年的面板数据,估计了独联体国家签证限制对国际旅游流的影响,结果显示,签证限制使入境游客流平均减少 52% ~ 63%;廖欣欣等(2014)发现,广西施行的边境旅游异地办证对入境游具有显著影响,但该文未检验结果在统计上的显著性,虽然该结论值得怀疑,但从中可知,便捷的签证制度对入境游是有影响的。因此,本文用“中国分别对 38 个样本客源国实施 72 小时过境免签的口岸累计数”作为签证便捷性的代理变量。相对于其他签证便利化措施(24 小时过境免签等)而言,72 小时过境免签是目前相对更具便捷性的签证制度。

3. 模型设定

源于牛顿万有引力定律的“引力模型”最早被应用于国际贸易研究,其基本形式为:

$$F_{ij} = B \frac{(GDP_i)^\alpha (GDP_j)^\lambda}{(D_{ij})^\xi} U_{ij} \quad (6)$$

式(6)中, F_{ij} 表示地区 i 和 j 之间的贸易流; GDP 表示地区 i 、 j 的生产总值; D_{ij} 表示地区 i 、 j 之间的距离; U_{ij} 表示残差项; B 、 α 、 λ 、 ξ 表示待估参数。出于估计目的,式(6)通常转换为以下对数形式:

$$\log(F_{ij}) = \beta + \alpha \log(GDP_i) + \lambda \log(GDP_j) + \xi \log(D_{ij}) + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

式(7)中, ε_{ij} 表示均值为零;方差为常数的随机扰动项, $E(\varepsilon_{ij}) = 0$, $\beta = \log(B)$ 。

克朗蓬用“旅游流”代替“贸易流”,提出了典型的旅游引力模型:

$$T_{ij} = G \frac{P_i A_j}{D_{ij}^b} \quad (8)$$

式(8)中, T_{ij} 为客源地 i 到目的地 j 的旅游流; P_i 为客源地的人口规模; A_j 为目的地 j 的吸引力; D_{ij} 为客源地 i 到目的地 j 的距离。后来,不断有学者以该模型为基础,通过增减变量方式对模型做适应性调整。本文以旅游引力模型为基础将模型设定为:

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 IFC_{ijt} + \beta_2 POP_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 EXR_{ijt} + \beta_5 OPE_{ijt} + \beta_6 THO_{ijt} + \beta_7 VIS_{ijt} + u_i \quad (9)$$

式(9)中, i 表示客源国,取值为 1, 2, 3, ..., 38; j 表示中国; t 表示时间,取值为 1997, 1998, ..., 2014; $\beta_1 \sim \beta_7$ 、 Y_{ijt} 表示被解释变量,即 38 个主要客源国前往中国的游客数; u_i 为误差项,且 $u_i = \varepsilon_i + h_{it}$, ε_i 表示由个体异质性产生的误差项, h_{it} 表示未观测到的、不随时间发生变化且对被解释变量产生影响的变量。

4. 估计方法

本文拟采用分位数回归(Quantile Regression, QR)来研究本选题。这是由于:(1)传统最小二乘法(Ordinary Least Square, OLS)着重考察解释变量 x 对被解释变量 y 的条件期望 $E(y|x)$ 的影响,实际上是均值回归,但在条件分布不是对称分布的情况下,条件期望很难反映整个条件分布的全貌(肖叶等,2016)。(2)

OLS 古典均值回归的最小化目标函数为残差平方和 ($\sum_{i=1}^n e_i^2$), 易受极端值影响。QR 的最小化目标函数为残差绝对值的加权平均 ($\sum_{i=1}^n |e_i|$), 不易受极端值影响。(3) QR 能提供关于条件分布的全面和动态信息(杨立勋等,2013;庄天慧,2016)。因此,通过分位数回归能挖掘出更加丰富、完整和动态的信息。

本文使用 QR 的更重要原因是:首先,入境外国游客人数的分布由低水平到高水平可以反映一定要素下(如客源国收入等)未能观测到的某些特征。特别是,在一定程度和要素下的类特征存在互补性,因而不能完全确定各要素对入境外国游客人数不同条件分布下的作用是否一样,QR 正好能解决这一弊端。其次,分位数回归对对称分布的要求较低。入境外国游客人数的分布非对称(如图 3 所示),样本均值与中位数差距甚大(如表 5 所示),故采用分位数回归能更全面和动态地反映各因素对入境外国游客人数的效应。

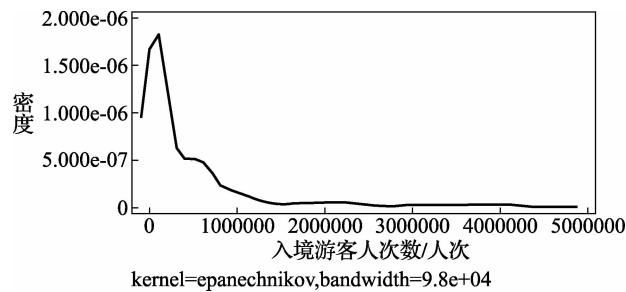


图3 入境外国游客人次数的核密度估计(1978—2014)
资料来源:本文绘制

表5 入境外国游客人次数的描述性统计特征(1978—2014)

分位数	均值(按百分位数)		最小值/最大值		观测值数/样本均值/标准差		
	入境外国游客人数	国际友城累计数	入境外国游客人数最小值	国际友城累计数最小值		入境外国游客人数	国际友城累计数
1%	3329	0	1892	0			
5%	8509	1	2353	0			
10%	15202	2	3011	0			
25%	35914	6	3114	0	观测值数	642	683
50%	146561.5	15			样本均值	472755	30.28
分位数	入境外国游客人数	国际友城累计数	入境外国游客人数最大值	国际友城累计数最大值	标准差	788737.6	45.51845
75%	573409	31	4076392	245			
90%	1129600	68	4181700	247	方差	6.22e + 11	2071.93
95%	2201528	134	4185398	247	偏度	2.884874	2.9934
99%	3968998	234	4776752	247	峰度	11.77969	12.3211

资料来源:本文整理

五、国际友城的入境游效应估计

1. 国际友城的平均效应

为更加准确估计国际友城的入境游效应,首先对 *GDP*、*POP* 进行自然对数变换,以在一定程度上消除异方差对回归参数估计效率的影响,同时获得对参数的常弹性估计,便于解释。考虑到样本中的国际友城累计数(*IFC*)和中国针对客源国实施的72小时过境免签口岸累计数(*VIS*)均存在零值(中国对部分客源国尚未实施72小时过境免签),无法直接取自然对数,故采用在原数据基础上加一再取对数的办法(这样做不影响分析结果)。在所有变量中,只有对外开放度(*OPE*)未进行自然对数变换。

为了避免使用一种估计方法的局限性,本文同时使用了“普通最小二乘法”“聚类稳健固定效应”“双向固定效应”和“随机效应”四种估计方法”。对于本文所用的面板数据而言,普通最小二乘法(混合回归),假定个体效应不存在,首先进行“混合回归”和“固定效应模型”的比较,*F*检验和最小平方虚拟变量检验(Least Square Dummy Variable, *LSDV*)都强烈拒绝使用“混合回归”的原假设,接下来进行“随机效应”与“混合回归”的比较,个体随机效应的*LM*检验(Lagrangian Multiplier Test)结果强烈拒绝使用“混合回归”,应使用随机效应模型。

接下来需要通过豪斯曼检验(Hausman Test)以确定使用“固定效应”还是“随机效应”,豪斯曼卡方检验结果强烈支持使用“固定效应”(如表6所示)。通过检验,本文最终使用“聚类稳健固定效应”参数估计结果。由表6可知,国际友城累计数对中国入境旅游具有显著的正向促进作用,该系数估计值在经济上的含义

为,当其他条件保持不变时,国际友城累计数每增加 1 个百分点,入境中国的外国游客平均增加 0.38 个百分点。1973—2015 年,国际友城累计数年均增长率为 22.5%,这样,中国的入境外国游客年均增长达 8.6 个百分点,这在中国入境旅游实践中是很大的一个效应。但由于入境旅游具有极强的宏观环境敏感性,假想的保持控制变量不变的前提条件是难满足的,因此,实际的平均效应可能高或低于 0.38%。

表 6 国际友城对入境游的平均效应估计

解释变量	普通最小二乘法	聚类稳健固定效应	双向固定效应	随机效应
国际友城累计数	.0281919	.37559129 ***	.15022414 **	.42745952 ***
	(.04151738)	(.09706083)	(.07489862)	(.10601703)
客源国收入	.49201796 ***	.59080857 ***	.2106875	.66103792 ***
	(.0493788)	(.11932694)	(.12486004)	(.11754507)
客源国人口	-.05674844	1.7556478 **	.78475057	-.0340759
	(.04062326)	(.74626454)	(.57477603)	(.14120344)
相对价格	-.0312898 *	.02992438	-.05534516 **	.00046941
	(.0176258)	(.03133377)	(.02442071)	(.03639774)
签证便捷性	.1277404 **	-.02343437	.01533983	-.01049588
	(.06405219)	(.02905723)	(.03089492)	(.02637405)
客源国与中国的距离	-1.9908924 ***	—	—	-2.0162352 ***
	(.06699241)	—	—	(.37495876)
中国的对外开放度	.11377671 ***	.0994694 **	.07284806 **	.09175993 **
	(.0311262)	(.04679764)	(.03044786)	(.0457624)
year1999			.2060512 ***	
			(.03203529)	
year2000			.35204223 ***	
			(.04458855)	
year2001			.44184775 ***	
				(.05398986)
year2002			.53503689 ***	
			(.05797719)	
year 2003			.26674558 ***	
			(.06554968)	
.....				
year 2014			.88765995 ***	
			(.19284424)	
截距项	8.1950591 ***	-13.828697 **	.55950303	4.0748173 *
	.59217748	5.4431778	4.928903	2.4628055
个体固定效应的 F 检验	F(37,576) = 387.68 P = 0.0000 ***			
个体固定效应的最小二乘虚拟变量法检验	F(43,576) = 779.23 P = 0.0000 ***			
个体随机效应的拉格朗日乘子检验	chibar2(01) = 3091.14 P = 0.0000 ***			
豪斯曼检验	chi2 = 11.86 (p = 0.0551 *)			

注:括号中的数字为标准误;*、**和***分别表示在90%、95%和99%的水平上显著;2004—2013年的年度虚拟变量的系数和标准误估计因篇幅限制而省略,它们的P值均为0.0000

资料来源:本文整理

2. 国际友城的分位数效应

国际友城的平均效应分析虽然从整体上获得了国际友城累计数对入境游客人数条件分布的期望值,但这种条件期望值很可能掩盖较多重要信息。为了获得更加全面、动态的信息,还需要使用“分位数回归”。通过分位数回归可以知道国际友城在入境外国游客不同分布水平上的分解效应。通常的分位数有四分位数,如 25%、50%、75%、90%,本文使用的分位数是 10%、25%、50%、75%、90% 和 90%,分位数回归系数估计结果如表 7 所示。

表 7 国际友城的分位数回归参数估计

解释变量	10% 分位点	25% 分位点	50% 分位点	75% 分位点	90% 分位点
国际友城累计数	.2147807 *** (.0272322)	.2607377 *** (.0339688)	.19036495 *** (.0447959)	.09409841 * (.051369)	-.17405587 *** (.0576749)
客源国收入	.56377241 *** (.0541221)	.39103247 *** (.0534749)	.45852164 *** (.053181)	.54191387 *** (.0492499)	.76363855 *** (.0388917)
客源国人口	-.01044869 (.054494)	.06122699 (.046118)	.02089237 (.043649)	-.12466812 *** (.0367457)	-.41561046 *** (.0400812)
相对价格	.01962832 (.0249876)	.00906443 (.0204915)	-.04146417 ** (.0189522)	-.11426567 *** (.0197858)	-.17778862 *** (.0187868)
签证便捷性	.09983038 (.0745848)	.19382 *** (.0697375)	.07896677 (.0688157)	.09456225 (.0656254)	.05653392 (.0607409)
客源国与中国的距离	-1.741867 *** (.0779009)	-1.6811544 *** (.0782969)	-2.0220423 *** (.071913)	-2.0250599 *** (.0613401)	-2.0040154 *** (.0605449)
中国的对外开放度	.0985962 ** (.0427522)	.10659814 *** (.0342949)	.01082834 (.0334425)	.064115 ** (.0292552)	.18271717 *** (.0241145)
截距项	4.4544632 *** (.5526372)	7.0054145 *** (.585926)	7.9200721 *** (.6394088)	8.3814849 *** (.6770148)	7.986297 *** (.4626775)

注:括号中的数字为标准误;*、**和***分别表示在 90%、95%和 99%的水平上显著

资料来源:本文整理

国际友城累计数在设定的五个分位数上均通过了显著性检验,但随着分位数的依次递增(10%→25%→50%→75%→90%),国际友城累计数的分位数回归系数并非连续地增加,而是先上升后下降,五个分位点的回归系数依次为 0.21%、0.26%、0.19%、0.09%、-0.17%。这一现象表明,国际友城累计数对入境外国游客人次数的条件分布的效应存在分位数差异。进一步考察发现,正效应最大处为 25% 分位点,在这一分位点处对应的国际友城累计数和入境外国游客人数分别为六对和 3.6 万人次;其次是 10% 分位点,对应的国际友城累计数和入境外国游客人数分别为两对 1.5 万人次。当分位点为 90% 时,国际友城累计数对入境游的效应由正演变为负。当把五个分位点的效应用连续函数勾画时,呈倒“U”型(如图 4 所示)。

为何会出现效应随着分位点的增加先递增后下降呢?其实仔细考察国际友城累计数这一变量便不难发现:对于入境旅游市场而言,国际友城累计数相当于拓展入境旅游市场的一种投入,当连续地增加这种投入时,所新增的产出(入境游客人数)势必会减少,即“边际效应递减”规律在起作用。具体而言,中国与某个国家缔结国际友城的初始阶段(国际友城累计数还比较少),增加国际友城数量对中国入境旅游的促进作用

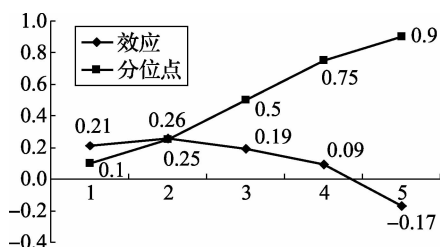


图4 国际友城对中国入境游的效应曲线

资料来源:本文绘制

是递增的,当与某个国家缔结的国际友城数达到一定规模(国际友城累计数平均超过六对)后,新增国际友城数量对中国入境旅游的促进作用逐步减弱(仍然是正向促进作用),当中国与某个国家缔结的国际友城数超过68对时,再增加国际友城数对中国入境旅游的作用由正变负。本文中,中国与美国、日本和韩国缔结的国际友城数远远超过68对,再新增与这些国家的国际友城数的入境游市场拓展效应已不明显(当然,已缔结的国际友城的入境游带动效应是否充分得到了发挥,有待验证)。对这些客源国而言,更明智的做法不是新增国际友城数量,而是充分发挥已缔结的国际友城对入境游的带动效应。

在上述五个分位点中,特别应引起重视的是90%分位点。在这一分位点处,国际友城累计数对入境游的效应显著为负(-0.17%)。也就是说,当中国与某国缔结的国际友城数累计超过68对,或者每年为中国贡献的入境游客超过112.96万人次时,再增加与该国的国际友城数的入境游效应为负效应。除美国、日本和韩国外,俄罗斯(120对)、澳大利亚(99对)、法国(91对)、德国(91对)等七个国家与中国缔结的国际友城数亦超过了68对(截止到2016年7月27日),即使这些国家长期以来是中国主要的入境旅游客源国,“十三五”期间,它们仍将是入境旅游市场的坚强堡垒,但入境旅游市场拓展的重点已不再是他们,而应转向与中国缔结国际友城数不到68对且与中国友好的国家,如蒙古、泰国、哈萨克斯坦、越南、印度尼西亚、马来西亚,以及英国、西班牙、罗马尼亚、匈牙利等。

六、结论与建议

在中国国际友好城市如火如荼的发展过程中,国际友城活动对入境游的作用机理及影响一直未引起学者关注。本文以此为切入点研究发现,国际友城主要通过四种作用对入境游产生影响:一是通过举办国际友好城市交流大会或市长论坛促进入境游客的增加;二是通过国际友城之间签订合作协议、互派国际交流员等促进入境游客的增加;三是通过“示范效应”促进入境游客的增加;四是通过缔结国际友城关系之前的考察磋商促进入境游客的增加。国际友城活动既是一种外交活动,也是一种旅游活动。因为友好城市缔结过程包含着缔结双方的相互协商、谈判、签订协议等一系列活动,涉及到双方人员之间的往来,和食、住、行、游、购、娱等旅游特征活动,且当双方结为“友城”后,往往伴随着更多的艺术、文化、教育、科技等方面的交流,并因此增加双边的入境游客数量。

1. 结论

(1)国际友城活动还有可能通过国家或相邻城市的空间溢出效应或示范效应促进旅游流的增加,在国际友城关系发展初期,这一效应在第二次世界大战轴心国之间表现最为明显,随后示范效应由第二次世界大战轴心国——轴心国扩展到轴心国——非轴心国。这一现象是国际友城关系缔结初衷——消除战后的敌对情绪的必然结果。这在政策上的启示是,现阶段中国与各国缔结友城关系后,应充分发挥国际友城之间的亲缘优势与示范效应,以点带面地增加国际友城数量,进而促进入境游客的增加。

(2)国际友城分布呈现明显的“2311”空间集聚特征。所谓“2”指亚洲的日本(与中国缔结250对国际

友城)和韩国(与中国缔结 170 对国际友城)，“3”指欧洲的德国(与中国缔结 91 对国际友城)、法国(与中国缔结 91 对国际友城)和俄罗斯(与中国缔结 120 对国际友城)；“1”指美洲的美国(与中国缔结 258 对国际友城)；“1”指大洋洲的澳大利亚(与中国缔结 99 对国际友城)。上述五类国家与中国缔结的国际友城累计数(1079 对)占中国国际友城总量(2315 对)的 46.61%，具有相当高的空间集中度。

(3) 国际友城对中国入境游的平均效应为 0.38%。中国的国际友城缔结活动在时间上略早于有规模的入境旅游的发展。二者时间趋势的基本一致性表明，整体上随着国际友城数的增加，入境外国游客也相应增加。国际友城累计数每增加 1%，入境中国的外国游客平均增加 0.38 个百分点。平均来说，在控制其他变量影响的情况下，国际友城累计数每增加 1 个百分点，入境中国的外国游客平均增加 0.38 个百分点。

(4) 国际友城活动对中国入境游的效应存在分位点差异，呈倒“U”型特征。通过分位数回归发现，国际友城活动对中国入境游促进最大的是 25% 分位点，其次沿着 10%、50%、75% 和 90% 这一方向依次减弱，特别是到达 90% 分位点处，促进作用变为负数。也就是说，整体而言，当中国与某国缔结的国际友城数达到六对或该国为中国贡献的入境游客数达到 3.6 万人次时，增加国际友城对中国入境旅游的促进作用是最大的。反之，若中国与某国缔结的国际友城数超过 68 对或该国为中国贡献的入境游客超过 112.96 万人次时，增加国际友城对中国入境旅游的促进作用变为负数。

上述发现对当前背景下中国友好城市的空间布局，特别是对中国入境旅游市场拓展方向具有重要指导意义。

2. 建议

(1) 优化国际友城缔结国的空间布局。现阶段，国际友城分布过于集中在某些区域或国家，可能不利于国际友城总量的扩大，特别是像美国、日本等发达国家，再增加与它们的国际友城数量已不再是最优选择，提升国际友城交往质量才是明智之举。未来增加国际友城数量的重点应转向东南亚、南亚、中东欧、西欧和大洋洲的友好国家，如泰国、印度尼西亚、马来西亚、越南和印度等，以及罗马尼亚、匈牙利、英国、西班牙、新西兰等。这些国家与中国缔结的国际友城数相对较少，具有较大的增长展潜力。另外，可结合“一带一路”战略，重点拓展一带一路沿线国家的国际友城关系。

(2) 找准缔结友好城市的主要和次要目标国。对于年入境中国的外国游客在 15 万人次左右的国家(对应 50% 分位点，其平均效应为 0.19%)，具有较大的入境市场拓展潜力，应作为今后缔结友好城市的主要目标国。如新西兰、蒙古、西班牙、瑞士、土耳其、越南等。对于年入境中国的外国游客在六万人次左右的国家(对应 30% 分位点)，应作为缔结友好城市的次要目标国，如奥地利、比利时、芬兰、波兰、南非、印度和墨西哥等。

(3) 释放友好城市增加入境旅游流的潜力。释放潜力的对象在于年入境中国的外国游客在 113 万人次左右的国家，这些国家往往也是与中国缔结国际友城数相对较多的国家，包括美国、日本、韩国、德国、法国、俄罗斯和澳大利亚七个国家。在“十三五”期间应减少与这些国家缔结新的友好城市，关键在于释放这些国家的友好城市通过与中国的经贸等交流活动增加中国入境旅游流的潜力。

(4) 采取其他综合性的措施拓展入境旅游市场。“十三五”期间，应对国际游客普遍关注的旅游产品质量、旅游目的地空气质量、诚信经营，以及以旅游产品价格过高(特别是以公共资源为依托构建的景区的门票价格)等问题引起足够重视，只有综合使用上述措施，才能确保“十三五”期间中国入境旅游市场拓展任务的完成。

参考文献：

- [1] Broda C. Exchange Rate Regimes and National Price Levels[J]. Journal of International Economics, 2006, 70, (1): 52-81.
- [2] Bond D, Cohen B, Schachter G. The Spatial Distribution of Tourism Demand and Exchange Rate Variation: OECD European

Countries[J]. Tourism Review, 1977, 32, (1): 13 – 17.

[3] Baycanlevent T, Aliye A A, Kundak S. Success Conditions for Urban Networks: Eurocities and Sister Cities[J]. European Planning Studies, 2010, (4): 365 – 378.

[4] Dritsakis N, Gialetaki K. Cointegration Analysis of Tourism Revenues by the Member Countries of the European Union to Greece[J]. Tourism Analysis, 2004, 9, (3): 179 – 186.

[5] Eilat, Yair, Einav L. Determinants of International Tourism: A Three Dimensional Panel Data Analysis[J]. Applied Economics, 2004, 36, (12): 1315 – 1327.

[6] Edwards S. Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know? [J]. Economics Journal, 1998, 108, (447): 383 – 398.

[7] Edwards S L, Dennis S J. Long Distance Day Tripping in Great Britain[J]. Journal of Transport Economics and Policy, 1976, (10): 237 – 256.

[8] Gil-Pareja S, Llorca R, Martínez J A. The Effect of EMU on Tourism[J]. Review of International Economics, 2007, (15): 302 – 312.

[9] Ghosh A R, Gulde A M, Wolf H C. Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences[M]. Cambridge: MIT Press, 2002.

[10] Lloyd P J, Maclaren D. Measures of Trade Openness Using CGE Analysis[J]. Journal of Policy Modeling, 2002, 24, (1): 67 – 81.

[11] Marek F. Town-twinning As a Factor Generating International Flows of Goods and People: the Example of Poland[J]. Institute of Geography and Regional Development, 2004, (1): 145 – 162.

[12] Neumayer E. Visa Restrictions and Bilateral Travel[J]. The Professional Geographer, 2010, 62, (2): 171 – 181.

[13] Patsouratis V, Frangouli Z, Anastasopoulos G. Competition in Tourism Among the Mediterranean Countries[J]. Applied Economics, 2006, 37, (16): 1865 – 1870.

[14] Quadri D L, Zheng T. A Revisit to the Impact of Exchange Rates on Tourism Demand: The Case of Italy[J]. Journal of Hospitality Financial Management, 2010, 18, (2): 36 – 45.

[15] Rossello J, Aguilo E, Riera A. Modelling Tourism Demand Dynamics [J]. Journal of Travel Research, 2005, 44, (1): 111 – 116.

[16] Santanagalle M, Ledesma Rodriguez F, Perez Rodriguez J V. Exchange Rate Regimes and Tourism[J]. Tourism Economics, 2010, (16): 25 – 43.

[17] Seetaram N. Immigration and International Inbound Tourism: Empirical Evidence From Australia[J]. Tourism Management, 2012, (33): 1535 – 1543.

[18] Su Y W, Lin H L. Analysis of International Tourist Arrivals Worldwide: The Role of World Heritage Sites[J]. Tourism Management, 2014, (40): 46 – 58.

[19] Taylor P J. The New Geography of Global Civil Society: NGOs in the World City Network[J]. Globalizations, 2004, (2): 265 – 277.

[20] Vita G D, Kyaw K S. Role of the Exchange Rate in Tourism Demand[J]. Annals of Tourism Research, 2013, (43): 624 – 627.

[21] Vita G D. The Long-run Impact of Exchange Rate Regimes on International Tourism Flows [J]. Tourism Management, 2014, (45): 226 – 233.

[22] Webber A G. Exchange Rate Volatility and Cointegration in Tourism Demand[J]. Journal of Travel Research, 2001, 39, (4): 398 – 405.

[23] Yap G C L. Examining the Effects of Exchange Rates on Australian Domestic Tourism Demand: A Panel Generalized Least Squares Approach[C]. 19th International Congress on Modelling and Simulation, 2011.

[24] 龚铁鹰. 国际关系视野中的城市——地位、功能及政治走向[J]. 北京: 世界经济与政治, 2004, (8).

[25] 葛亚芬, 孙根年, 李琦. 对外开放度与入境旅游发展关系研究[J]. 张家口: 河北北方学院学报(社会科学版), 2011,

(3).

[26] 郭为. 入境旅游:基于贸易引力模型的实证研究[J]. 北京:旅游学刊,2007,(3).

[27] 胡天宇,陈芳. FDI 对安徽经济影响的动态分析:基于状态空间模型的研究[J]. 沈阳大学学报(社会科学版),2014,(1).

[28] 贾伶. 中阿友好城市发展的现状及前景分析[J]. 上海:阿拉伯世界研究,2011,(6).

[29] 罗富民. 汇率变动对我国入境旅游需求的影响研究——来自日本对华旅游的实证[J]. 长春:工业技术经济,2007,(8).

[30] 林必越. 经济开放度与区域经济增长关系的实证研究:基于福建省 1981—2010 年数据的计量检验[J]. 合肥:华东经济管理,2012,(5).

[31] 刘剑英. 深圳市对外开放与经济增长的实证分析[J]. 南宁:经济与社会发展,2006,(3).

[32] 吕瑶,蒋晓梅. 东北三省对外开放度对经济增长的影响分析:基于面板数据模型的研究[J]. 沈阳大学学报(社会科学版),2015,(4).

[33] 孙瑞娟,任黎秀,王焕. 区域旅游贸易引力模型的构建及实证分析[J]. 成都:世界科技研究与发展,2007,(6).

[34] 单德朋,朱沁夫. 中国滨海旅游城市入境游客流流量及潜力[J]. 自贡:四川理工学院学报(社会科学版),2012,(2).

[35] 吴晓征,王茂军. 中国友好城市的时空间演变分析[J]. 北京:首都师范大学学报(自然科学版),2013,(3).

[36] 吴雪. 国际友好城市共建工作初探[J]. 徐州:淮海文汇,2008,(6).

[37] 吴晋峰,包浩生. 旅游距离衰减现象演绎研究[J]. 西安:人文地理,2005,(2).

[38] 王良举,李万莲. 人民币升值对中国入境旅游的影响评估——基于扩展旅游引力模型的实证研究[J]. 上海:旅游科学,2012,(5).

[39] 王欣,从金霞,石磊. 准确界定指标差异科学应用部门大数据[J]. 北京:中国统计,2015,(11).

[40] 王丕屹. 民间外交:让世界更了解中国[N]. 北京:人民日报海外版,2009-03-18.

[41] 王浩. 对外开放对河南经济增长影响的实证分析[J]. 深圳:特区经济,2008,(8).

[42] 肖冰. 欠发达地区开展国际友好城市合作工作研究[D]. 哈尔滨工业大学,2008.

[43] 肖叶,贾鸿. 异质性、税收竞争与城市经济增长——基于面板分位数模型的分析[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版),2016,(6).

[44] 徐冉. 对外开放度与经济增长关系研究——以河南省为例[J]. 郑州:地域研究与开发,2012,(1).

[45] 许春,许锋. 友好城市资源与开放型经济关系的经济学分析——以江苏为例[J]. 南京航空航天大学学报(社会科学版),2006,(3).

[46] 谢守红. 中国各省区对外开放度比较研究[J]. 北京:地理科学进展,2003,(3).

[47] 杨颖,肖风华,刘桂云等. 成本概念的新拓展——时间成本[J]. 德州学院学报(哲学社会科学版),2004,(3).

[48] 杨丹萍,张冀. 经济开放度对经济增长的影响分析:基于浙江省 1992—2009 年数据的实证检验[J]. 北京:国际贸易问题,2011,(6).

[49] 杨毅. 全球视野下的中国城市外交[J]. 北京:理论视野,2015,(8).

[50] 杨立勋,陈晶,程志富. 西北五省区旅游产业绩效影响因素分析——基于面板数据分位数回归[J]. 北京:旅游学刊,2013,(8).

[51] 余升国,刘炫妤. 海南省入境游人数的决定因素[C]. 工程与企业国际会,2011.

[52] 张秋生,张荣苏. 关于中国国际友好城市问题的探讨——以中澳友好省州/城市为例[J]. 徐州师范大学学报(哲学社会科学版),2011,(6).

[53] 张燕. 基于引力模型的广西入境游客流实证研究[J]. 昆明:时代金融,2012,(10).

[54] 赵东喜. 福建入境旅游与经济增长和对外开放关系动态分析[J]. 福州:福建师范大学学报(哲学社会科学版),2007,(6).

[55] 郑展鹏. 中部六省对外开放度的实证研究:2000—2007[J]. 北京:国际贸易问题,2009,(12).

[56] 臧良震,陈方,李植鹏. 基于引力模型的云南省国际入境旅游客流量研究[J]. 昆明:云南财经大学学报,2011,(2).

[57] 庄天慧. 四川藏区农牧民收入水平、结构及差距研究[J]. 成都:西南民族大学学报(人文社科版),2016,(1).

A Study on International Friendship Cities' Effects on China's Inbound Tourism: Based on Empirical Evidences From 38 Original Countries

WANG Ya-hui^{1,2}, QUAN Hua¹, YIN Yu-fang^{1,3}

(1. School of International Business Administration, Shanghai University of Finance and
Economics, Shanghai, 200433, China;

2. College of Resource, Environment and Tourism, Hunan University of Arts and Science,
Changde, Hunan, 415000, China;

3. School of Tourism, Shanghai Normal University, Shanghai, 201412, China)

Abstract: International friendship cities (abbreviated international sister-city) activities or relationships between countries is an important form of folk diplomacy, is also a kind of important form of international tourism. A large number of literature on international friendship cities have been found in the international relationships field, which heavily focus on the development status, main problems, and important communication practices of international friendship cities. Few literature discuss the international friendship cities relations from tourism field, relationship between international friendship cities is not only a bilateral diplomatic relations, but also a tourist activities in some extent, which can improve the growth of bilateral tourist flow through the growth of economic, cultural, scientific and techno-logic exchange. However, its effect on improvement of growth of tourist flow has been ignored, therefore, it is very important for this current paper to discuss the international friendship city relationships' effect on China inbound tourism, and to discuss the The mechanism of the international sister-city relationships for China inbound tourism.

First, both mechanism of international sister-city relationships' effects on China inbound tourism and the time of their coupling characteristics are analyzed, and then international sister-city relationships' average and quantile effects on China inbound tourism are discussed respectively, based on China's 38 main tourist original countries' panel data from 1997 to 2014 and the fixed effects regression and quantile regression. This current paper found that international sister-city activities may heavily expand China's inbound tourist flow through conscious international sister-city conferences and mayor forum, sponsored by China local governments, and taken part in by international friendship cities from over the world, which its main contents involved in tourism, culture and economic, techniques and other exchange and cooperation, also possibly through spatial spillover effects or demonstration effects from other countries and neighboring city; "2311" agglomeration features of spatial distribution is obvious in the international sister-city; international sister-city activities has a significant role in China's inbound tourism. On average, under the condition of other variables remain unchanged, the international sister-city accumulative increase by 1%, China's foreign tourists will increase by 0.028%, this is also a big effect in practice. Obvious quantiles differences exist in international sister-city' effect on China's inbound tourism, the effect curve is characterized by the inverted "U" type. Its largest positive effect is 25% quantiles (corresponding to 6 international sister cities and 36 thousand foreign tourists respectively), followed down 10%, 50%, 75% and 90% quantile direction, promoting effect turn into negative in 90% quantiles.

Above findings have significant implications on China's inbound tourism growth direction and international sister-city's spatial distribution. For example, it may be helpful for china to optimize the distribution of future international friendship cities (foreign city), capture the main and secondary international friendship city relation country, and so on. Finally, this current paper propose such suggestions as the optimiaztion of international friendship city's spatial distribution, focusing on the emphasis and direction for developing international friendship city, as well as liberation of potential of international friendship city for increasing the inbound tourist, and so on.

Key Words: international friendship city; inbound tourism; gravity model; quantile regression

(责任编辑:文 川)