

“国际友城”的入境游效应及其时空异质性研究

王亚辉¹, 全 华^{2*}, 王亚力¹

(1. 湖南文理学院资源环境与旅游学院, 湖南 常德 415000; 2. 上海对外经贸大学会展与旅游学院, 上海 201620)

摘 要:近年来交叉研究已成为国内外旅游研究的主流范式。入境旅游研究一直以来又是旅游交叉研究的重点和热点。国际友城关系是一种重要的城市外交关系。探讨国际友城关系的入境游效应及其时空异质性,有助于挖掘入境旅游的驱动力。基于此,论文将国际友城关系(城市外交)纳入城市入境旅游影响因素模型,以中国60个典型城市1973—2017年的面板数据,运用工具变量两阶段回归法实证检验了城市缔结国际友城、国际友城累计数对城市外国游客规模增长的推动作用,以及这种作用是否因城市的区位差异而呈现出异质性。研究发现:①城市缔结国际友城关系,显著增加了城市外国游客接待规模。平均而言,城市缔结国际友城比未缔结国际友城接待的外国游客多约150%~160%。②城市缔结的国际友城累计数的增加对城市外国游客接待规模的正向促进作用平均达3.6%~3.9%,即城市缔结的国际友城累计数每增加1%,城市接待的外国游客规模平均将增加3.6~3.9个百分点。③缔结国际友城以及国际友城数量的增加对城市外国游客规模的推动作用存在显著的区域异质性。其中,中西部城市的异质性强于东部和东北部城市,这主要源于不同区域城市开展国际友城关系的时间长短以及与国际友城外方城市间的交流合作密切程度等因素所致。④理论上城市缔结的国际友城累计超过50对时,再增加国际友城数量对城市外国游客规模的推动作用将不再明显。研究成果不仅拓宽了传统入境旅游的研究视角,更丰富了入境旅游驱动力理论,同时为中国城市借助国际友城关系推动外国游客规模增长提供了理论依据。

关键词:友好城市;入境旅游;工具变量回归;效应;异质性

国际友好城市(简称国际友城)关系是20世纪特别是二战后在国际关系中出现的一种现象。它可以追溯到二战后欧洲城市掀起的改革运动和城市间的跨文化交流活动(Saunier, 2001)。国际友城关系建立在双边对彼此之间文化和社会等方面理解的基础之上,它是2个国家的城市之间缔结的、经过双方政府批准的、长期和正式的伙伴关系(O'Toole, 2001)。早期已有研究指出,自20世纪50年代友好城市活动开展以来,国际旅游流有显著增加(Zelinsky, 1991)。增加国际旅游流一度成为欧洲城市缔结友好城市的动机之一(Baycan-Levent et al, 2004)。此外,建立国际友城关系,还能促进城市之间在经贸等领域的合作(Steven et al, 2016),提升

城市对外开放度、促进文化产品贸易的增长(韦永贵等, 2018; 李凯伦等, 2019)、促进对外直接投资(李青蓝, 2018)和国家软实力的提升(刘铁娃, 2017)。友好城市关系作为一种关系型契约,是促进地区间经济贸易关系持续发展的重要渠道,是促进地方与外界沟通的桥梁(Rolf et al, 2001),不仅能有效降低地区间经贸关系的交易成本,而且与城市外交有着千丝万缕的联系,相关研究一度在城市外交的框架下展开(龚铁鹰, 2004)。中国开展国际友城关系已长达40余年,直至最近才有少量文献开始关注国际友城与入境旅游之间的关系(王亚辉等, 2017)。然而这些研究主要基于宏观层面,较少考察微观城市层面国际友城与入境旅游之间的关系。城市间缔

收稿日期:2019-06-16;修订日期:2019-09-24。

基金项目:国家自然科学基金项目(41971191, 41571116);湖南文理学院重点项目。[Foundation: National Natural Science Foundation of China, No. 41971191 and 41571116; Key Projects of Hunan University of Arts and Science.]

第一作者简介:王亚辉(1981—),男,湖南安化人,博士,主要从事入境旅游研究。E-mail: wangyahui2000@163.com

*通信作者简介:全华(1965—),男,湖南永顺人,博士,教授,博士生导师,主要从事生态旅游与旅游地理研究。

E-mail: shqhua@163.com

引用格式:王亚辉, 全华, 王亚力. 2019. “国际友城”的入境游效应及其时空异质性研究 [J]. 地理科学进展, 38(12): 1903-1916. [Wang Y H, Quan H, Wang Y L. 2019. Effect of international sister city on inbound tourism and its spatiotemporal heterogeneity. Progress in Geography, 38(12): 1903-1916.] DOI: 10.18306/dlkxjz.2019.12.007

结国际友城关系,究竟在多大程度上促进了城市外国游客规模的增长,这种增长又是否因城市区位的差异而呈现出异质性?这些问题均有待进一步厘清。本文将与城市入境旅游有密切关系的国际友城关系纳入城市入境旅游影响因素模型,并运用中国60个典型城市1973—2017年的面板数据,采用两阶段工具变量回归(Two Stage Least Squares, 2SLS)法实证检验“缔结国际友城”“国际友城规模”对中国城市外国游客规模的推动作用以及该作用的区域异质性与拐点,借以拓宽传统入境旅游的研究视角,丰富入境旅游驱动力理论,同时为中国城市运用国际友城关系推动外国游客市场增长提供理论依据。

1 理论基础与研究假设

1.1 城市外国游客规模的主要影响因素

客源地与目的地之间的旅游流受到客源地人口规模、目的地吸引力、客源地到目的地的距离等因素的综合影响(Crampon, 1966)。城市既是客源输出地,同时也是重要的旅游目的地,其吸引力自然是影响城市外国游客接待规模的重要因素。Dann(1977)将目的地吸引力内化到“推-拉”理论中,并用于解释旅游者流动的动力机制。在这个旅游“推-拉”理论中,推力因素是指影响个人出游决定的内部驱动力(如去日常生活环境之外的地方、进行社会交往等);拉力因素与目的地自身属性及特征吸引物相联系,如独特的自然景观、历史悠久的名胜古迹、便捷的交通、安全舒适的旅游接待设施等。

既有的旅游推拉因子研究认为,推力因子是与旅游者的动机或者需求有关的因素,包括:逃离、放松、休息、冒险、身心健康、声望和地位等(Muzaffer et al, 1993)。Zhang等(1999)分析了中国内地游客选择香港旅游的推拉影响因子。Fakeye等(1991)对美国得克萨斯州的一个冬季旅游目的地进行了研究,并识别出了6个拉力因子:“社交机会及旅游吸引物”“令人愉悦的自然文化资源”“住宿和交通”“基础设施、食物和友好的当地居民”“娱乐活动”“酒吧和夜间娱乐项目”。Kim等(2000)识别出了4个旅游拉力因素:娱乐、基础设施、健身环境和比较多的娱乐机会。郑鹏等(2011)以西安入境旅游者为研究对象,识别出了影响入境旅游者选择旅游目的

地的4个推力因子和2个拉力因子,其中的4个推力因子包括声望社交、减压康体、求新求知和工作需要;2个拉力因子包括景区外部吸引力和景区自身吸引力。刘昌雪(2005)以世界文化遗产地安徽“西递-宏村”为例,运用因子分析法归纳出了古村落旅游的5个推力因子和4个拉力因子,其中5个推力因子包括文化与知识、追求休闲、亲情、声望、新奇与刺激;4个拉力因子包括文化旅游资源、鲜明的旅游形象、便利设施与服务质量、消费与娱乐活动。包亚芳(2009)通过对杭州老年人出游动机的实证研究,发现“求知与好奇”“安全与卫生”分别为最重要的推力因子和拉力因子。综合上述分析,影响城市外国游客接待规模的因素主要包括以下几个:

(1) 地区经济发展水平。旅游发展促进地区经济增长已达成普遍共识。旅游虽被定义为不带有经济目的的“纯粹”意义上的观光、休闲、度假活动,但其发生却与经济有着密切的联系(郑鹏, 2015)。地区经济发展了亦会反哺地区旅游发展,促进地区旅游接待设施的不断完善、增加旅游从业人员数量、提高旅游从业人员质量。跨国旅游者通常选择经济较发达的地方作为旅游目的地(邵诚等, 2006)。地区经济发展水平是入境旅游发展重要的影响因素之一(Nordstrom, 2005; 任瀚等, 2007)。

(2) 汇率。汇率又称“外汇行市”,即2种不同货币间的兑换比率或外汇的买卖价格,是以一种货币表示的另一种货币的价格,作为标准的一定货币单位一般是1个或100个货币单位。汇率制度对入境游客流量具有显著影响(Glauco, 2014),汇率越稳定,对旅游流的正向影响越大(Santana et al, 2010)。汇率变动使一国入境旅游产品的相对价格发生变化,旅游目的地国货币的贬值使该国入境旅游产品相对便宜,可能因此而增加入境游客流;反之,则可能减少入境游客流(Broda, 2006)。目的地国(地区)货币的升值对该国(地区)入境旅游人数和收入的负向影响存在国际惯例并在实证研究中得到了证实。例如,20世纪80年代后期,日本的入境旅游因日元的升值而受到冲击。同样,人民币升值亦减少了日本居民对中国的旅游需求(罗富民, 2007);欧元对美元的一路走高,使得一些来欧洲的游客消费起来也不那么大方(张玉娟, 2008)。汇率通常被用于旅游需求建模(Quadri et al, 2010),且对国际游客流具有较强的解释力(Patsouratis et al, 2005)。

(3) 签证便捷性。签证是一国主管机关给予本国或外国人出入境或通过国境的一种许可证明。签证便捷性通常包括办理入境签证过程的便利程度以及针对外国人实施的签证制度的便捷程度。它在一国(地区)的入境旅游发展中扮演着十分重要的作用。通常而言,一国(地区)对入境游客实施的签证制度越便捷,对该国(地区)入境旅游发展越有利;反之,越不利。有研究指出,免旅游签证或提供多种形式的免签政策对入境旅游具有显著正向促进作用(郭为, 2007),而签证限制则阻碍入境旅游的发展(Neumayer, 2010)。

(4) 旅游资源禀赋。从旅游资源禀赋角度而言,世界遗产无疑代表了旅游资源的最高等级。既有相关研究已证实了高级别旅游资源禀赋对一国(地区)的入境旅游具有显著正向影响。中国拥有较多世界自然和文化遗产,如:长城、明清皇宫、兵马俑和大熊猫栖息地等,中国的诸多世界遗产类资源具有唯一性,通常情况下对境外游客能产生较强的吸引力。大量实证研究表明,入境游客数量与旅游资源禀赋呈正相关(孙根年等, 2007;李琦等, 2008)。既有研究比较一致地认为,目的地旅游资源吸引力显著影响目的地入境游客规模,然而在界定高等级旅游资源禀赋时却存在一定的分歧,分歧核心在于分界线是A级还是3A级景区。

(5) 旅游接待设施。旅游设施是旅游者观光、游览和体验的重要物质载体。包括旅游餐饮、旅游住宿、旅行社、旅游交通等在内的旅游接待设施容量与质量,是游客选择旅游目的地的重要参考因素。旅游接待设施的不足或使用上的不便捷无疑对旅游者的旅游体验产生负面影响。大多数跨国旅游者希望目的地提供舒适、方便和安全的旅游设施(Nordstrom, 2005)。

(6) 对外开放度。对外开放度又称外贸比率,反映一国或地区参与国际经济活动的程度,体现一国对国际市场的依赖程度,是衡量一国或地区经济开放程度的主要指标。研究指出,对外开放度对经济增长具有显著正向促进作用(Lloyd et al, 2002; 韦江珊等, 2018)。对外开放度已广泛应用于国际旅游研究,并且对入境旅游有显著正向影响(葛亚芬等, 2011)。但迄今为止,国际组织和各国的正式统计出版物尚未收入该指标,其测量目前尚未形成统一标准。文献梳理发现,对外开放度普遍运用“外贸依存度+外资依存度”进行衡量(魏利平等, 2018;

斯丽娟, 2019),对外开放度、外贸依存度和外资依存度的测量公式分别为:

$$\text{对外开放度(OPE)} = \frac{\text{外贸依存度(TRO)} + \text{外资依存度(FIO)}}{2} \quad (1)$$

$$\text{TRO} = \frac{\text{一国(地区)进出口贸易总额}}{\text{该国(地区)的生产总值}} \quad (2)$$

$$\text{FIO} = \frac{\text{一国(地区)实际外商直接投资额}}{\text{该国(地区)的生产总值}} \quad (3)$$

综上所述,既有的城市入境旅游影响因素研究主要考察的是地区经济发展水平、汇率、签证便捷性、旅游资源禀赋等因素对入境旅游的影响,鲜有文献考察国际友城关系对城市入境旅游的影响,本文创新性地将与城市入境旅游密切相关的国际友城关系纳入城市入境旅游影响因素模型,并实证检验城市建立的国际友城关系是否显著促进了城市的入境旅游规模,以及该影响在区域间的异质性。

1.2 研究假设

国际友好城市双边必须签订正式的友好城市关系协议(O'Toole, 2001),亦指本国的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(许春等, 2006)。其关键特征主要包括:双边之间的人员往来、远距离的社会交流以及共同举办活动(Zelinsky, 1991)。由此看出,国际友好城市双方是不同国家间的城市或地方政府,不包括同一个国家内城市间建立的友好城市关系。“友好城市”概念最先由美国艾森豪威尔总统于20世纪50年代提出,旨在增进国际间的理解,并通过城市间人们的交流促进世界和平。

各国发展友好城市关系的动机在不同历史时期不尽相同。Baycan-Levent等(2004)指出,城市之间缔结国际友城的动机包括增加双边贸易与商业交流、增加投资和旅游流。Paul(2005)指出,美国明尼阿波利斯市(Minneapolis)政府当局建立国际友城的目的主要是开展民间外交。Jain(2004)指出,中日缔结友好城市关系的动机是贸易促进和技术合作。这些动机归结起来主要包括:文化交流、经贸往来及政治动机等。特别是日本、德国等二战战败国缔结国际友城的政治动机非常明显,这些国家在早期缔结友好城市关系主要希望通过友好城市关系修复人们在二战期间形成的敌对情绪。中国在20世纪70年代初期缔结的友好城市关系基本上出于政治动机。随着关系的不断修复,缔结友好城市

关系的动机也开始由关系修复转变为文化交流,这一动机在中国经历了较长时间,大约从20世纪80年代初持续到90年代末。到了21世纪,中国及其他各国发展友好城市关系的动机主要包括文化交流与经贸合作。从既有文献来看,国际友好城市发展初期的目的主要是增进友城之间人们的相互了解,促进双边文化领域的交流,后期的目的更多的是促进经贸领域的交流与合作。例如:中国重庆市与加拿大多伦多市在1986年缔结的友好城市关系完全是出于文化方面的动机(Shaw, 2002)。

鉴于国际友城关系在增进和平、促进人文交流与经贸合作等方面的积极作用,因而成为了城市外交的主要形式和手段。汤伟(2015)指出,友好城市是城市外交中最常见、最重要的手段,也是“一带一路”城市外交中最典型的形式。查雯(2015)认为,“在东南亚,缔结友好城市关系是各国城市和地方政府广泛采取的城市外交手段”;同时还指出,缔结友好城市关系的数量、参与跨国的城市网络情况是衡量城市外交现状的2个指标。杨毅(2015)指出,当前的城市外交以双边的国际友好城市和多边的城市外交为主要表现形式。汤伟(2017)提出了城市外交的3种操作模式:国际友好城市、城市协作平台和国际组织的嵌入,进一步指出了国际友城关系是城市外交的重要手段。韦永贵等(2018)和李凯伦等(2019)则从文化产品贸易角度指出,国际友好城市关系显著促进了一国文化产品贸易的增长。

基于上述分析,本文提出以下假设。

假设1:城市缔结国际友城关系显著正向影响城市外国游客接待规模。

假设2:城市缔结的国际友城累计数增加显著正向影响城市外国游客接待规模。

2 研究方法

2.1 研究样本

据《中国城市统计年鉴》数据显示,截至2017年底,全国城市总数达661个,其中,直辖市4个,副省级城市15个(包括:大连市、沈阳市、长春市、哈尔滨市、南京市、杭州市、宁波市、厦门市、济南市、青岛市、武汉市、广州市、深圳市、成都市、西安市),地级市279个,县级市363个。将661个城市作为样本,数据完整性难以得到保证。因此,本文选取全国279个地级市中的典型城市作为样本。鉴于“典型

城市”截至目前尚无明确的概念界定,但学界确实又普遍在使用“典型城市”,并且对于典型城市的选取实践已经比较一致地认为应该包括以下基本要素:地理区位、经济发展水平、城市区位重要性及数据的完整性。考虑到本文的主要研究内容,所选取的样本城市既要在外国游客接待方面具有代表性,又要在国际友城的缔结上具有代表性,同时还要具有获取数据上的便捷性。因此,本文在选取典型城市时作了如下考虑,以确保选取的样本具有代表性:第一,所选取的样本城市在研究的时间跨度内必须至少缔结1对及以上的国际友城关系;第二,所选取的样本城市尽可能在东、中、西部和东北均有分布;第三,所选取的样本城市尽可能与中国的重点旅游城市相匹配(基于数据获取的便利性);第四,所选取的城市必须包括各省(自治区)的省会城市和直辖市。

根据上述典型城市选取原则,本文对《中国旅游统计年鉴》中所列的60个旅游城市进行再筛选,这样做首先满足了第三、第四个原则,即“所选取的城市尽可能与中国的重点旅游城市相匹配”和“包括各省(自治区)的省会城市和直辖市”;其次按照第一个原则“所选取的样本城市在研究的时间跨度内必须至少缔结1对及以上的国际友城关系”对60个城市进行筛选,通过对1973—2017年间60个备选城市国际友城缔结情况的统计发现,缔结国际友城数量最少的延吉市亦至少缔结了1对国际友城。接下来依据《中国统计年鉴2016》第25—17部分中关于东、中、西部及东北地区的划分标准,对60个典型城市进行区域划分,划分结果及各城市缔结的国际友城累计数详见表1。

2.2 变量构造与数据来源

2.2.1 被解释变量与核心解释变量

本文将城市接待的外国游客数(Y_{kt} 即城市 k 在 t 年接待的外国游客数; $k=1, 2, \dots, 60$; $t=1973, 1999, \dots, 2017$)作为被解释变量,将“有无国际友城(D_{kt})”“城市缔结的国际友城累计数(IFC_{kt})”作为核心解释变量。其中,“有无国际友城(D_{kt})”为二值虚拟变量,若城市 k 在 t 年缔结了国际友城,则取值1,否则取值0。

2.2.2 控制变量

为了尽可能精确估计国际友城对城市外国游客接待规模的推动作用,本文控制了以下因素的影响:第一,城市经济发展水平(GDP_{kt})。前文已阐明地

表1 60个典型城市的分布及其国际友城累计数(1973—2017年)

Tab.1 Distribution of 60 typical cities in China and their international sister cities (1973–2017)

序号	城市	友城数/对	所属省(自治区、直辖市)	区域	序号	城市	友城数/对	所属省(自治区、直辖市)	区域
1	南京	16	江苏	东部	31	黄山	6	安徽	中部
2	连云港	8	江苏	东部	32	合肥	11	安徽	中部
3	南通	17	江苏	东部	33	南昌	13	江西	中部
4	苏州	35	江苏	东部	34	九江	13	江西	中部
5	无锡	36	江苏	东部	35	郑州	12	河南	中部
6	济南	24	山东	东部	36	洛阳	4	河南	中部
7	青岛	25	山东	东部	37	太原	10	山西	中部
8	烟台	9	山东	东部	38	大同	2	山西	中部
9	威海	10	山东	东部	39	武汉	25	湖北	中部
10	广州	35	广东	东部	40	长沙	11	湖南	中部
11	深圳	22	广东	东部	41	成都	31	四川	西部
12	珠海	13	广东	东部	42	西安	29	陕西	西部
13	汕头	4	广东	东部	43	昆明	22	云南	西部
14	湛江	5	广东	东部	44	兰州	13	甘肃	西部
15	中山	5	广东	东部	45	乌鲁木齐	12	新疆	西部
16	杭州	30	浙江	东部	46	呼和浩特	5	内蒙古	西部
17	宁波	11	浙江	东部	47	重庆	37	重庆	西部
18	温州	7	浙江	东部	48	银川	11	宁夏	西部
19	福州	13	福建	东部	49	西宁	8	青海	西部
20	厦门	17	福建	东部	50	贵阳	3	贵州	西部
21	泉州	8	福建	东部	51	拉萨	5	西藏	西部
22	漳州	6	福建	东部	52	南宁	15	广西	西部
23	海口	8	海南	东部	53	桂林	7	广西	西部
24	三亚	14	海南	东部	54	北海	11	广西	西部
25	北京	71	北京	东部	55	沈阳	18	辽宁	东北
26	天津	27	天津	东部	56	大连	11	辽宁	东北
27	上海	77	上海	东部	57	长春	20	吉林	东北
28	石家庄	8	河北	东部	58	吉林	7	吉林	东北
29	秦皇岛	4	河北	东部	59	延吉	2	吉林	东北
30	承德	4	河北	东部	60	哈尔滨	36	黑龙江	东北

注：表中数据根据“中国国际友好城市联合会”官网数据整理。

区经济发展水平是入境旅游最重要的影响因素之一。在实证研究中,通常用于表征地区经济发展水平的指标有地区生产总值(GDP)和人均GDP。其中,GDP常被公认为衡量地区经济发展水平的最佳指标(Nordstrom, 2005)。在国内的入境旅游实证研究中,GDP与人均GDP在交替扮演着地区经济发展水平的衡量指标,选择的关键在于分析模型中是否考虑了目的地国(地区)的人口变量,若模型中已纳入了目的地国(地区)人口,则使用GDP更合适;反之,使用人均GDP可能更合适。本文使用城市的GDP衡量城市经济发展水平。第二,人民币兑美元汇率(EXR)。汇率影响旅游目的地产品的相对价

格,也相应影响入境游客的相对购买力。前文已阐明人民币升值负向影响中国的入境游客规模,且广泛被用于旅游需求建模。本文用1美元合人民币数衡量人民币兑美元汇率。第三,城市签证便捷性(VIS_{kt})。前文已阐明一个区域的签证便捷性显著影响该区域的入境游客规模。自2013年1月1日起,北京、上海机场口岸率先对45国公民实行“72小时过境免签政策”;自2016年1月30日起,在上海各开放口岸、南京与杭州航空口岸对51个国家开始实行“144小时过境免签政策”(其便捷性仅次于中国与圣马力诺、塞舌尔、毛里求斯、巴哈马、斐济、格林纳达等6个国家实行互免普通护照签证的便捷性)。

从签证便捷性角度而言,互免普通护照签证比“144小时过境免签”相对更便捷,“144小时过境免签”又比“72小时过境免签”相对更便捷。综合权衡,本文用城市是否实施“144小时过境免签政策”衡量“城市的签证便捷性(VIS_{it})”。第四,城市旅游资源禀赋(HER_{it})。前文已阐明用A级或3A级以上的景区或世界遗产衡量旅游资源禀赋的做法较多见,但是对于外国游客而言,A级或3A级以上的旅游景区对他们的吸引力无疑逊色于世界遗产。因此,本文用“城市拥有的世界遗产数”衡量城市旅游资源禀赋。

第五,城市旅游接待设施(FAC_{it})。前文已阐明旅游接待设施是影响城市入境游客规模的重要因素之一。其中,旅游住宿设施又是旅游接待设施的主体,旅游住宿设施中的“星级酒店(宾馆)”又是旅游接待设施中具有较高舒适度、便捷性和安全性的代表,是衡量区域入境旅游接待能力的最常用指标之一(郑鹏,2013)。虽然部分研究在探讨“旅游设施接待能力”对入境旅游的影响时,将星级酒店(宾馆)数量、国际旅行社数量,以及旅游从业人员数量共同纳入了入境旅游影响因素模型,然而,从严格意义上来讲,国际旅行社数量虽然在一定程度上反映了某地的入境旅游接待能力,但是与要求旅游接待设施舒适、方便和安全更相关的是“星级酒店(宾馆)”数量。至于旅游从业人员的数量,虽然与旅游接待能力有关,但是与一地旅游接待能力更相关的是旅游从业人员的素质。而旅游从业人员的素质这一指标,在中国现有的统计出版物中暂未作相应报告,如何衡量旅游从业人员的素质目前尚缺乏统一的标准。在某种程度上,星级酒店(宾馆)客房数,比星级酒店(宾馆)数更能说明旅游设施接待能力的强弱。因为星级酒店(宾馆)处于动态调整中,其数量的增减并不意味着星级酒店(宾馆)床位数的增减。观察发现,样本城市中诸多城市星级酒店(宾馆)数量减少了,但星级酒店(宾馆)的客房数不但没有减少反而在增加。因此,本文以城市星级酒店(宾馆)客房数衡量城市的旅游接待设施(FAC_{it})。

第六,城市对外开放度(OPE_{it})和国际知名度(INR_{it})。前文已阐明对外开放度对入境旅游的促进作用已达成普遍共识,但对外开放度的测量至今尚未形成统一标准,本文采用应用较为普遍的“外贸依存度+外资依存度”,综合测量城市的对外开放度。一个城市的“国际知名度”对该市入境旅游可能产生重要影响。巴塞罗那在举办1992年奥运会

之后,国际知名度极大地提升,成为欧洲最受欢迎的高端旅游城市之一,前往巴塞罗那的游客猛增(隆学文等,2004)。2010年温哥华冬奥会后,惠斯勒滑雪场成为温哥华旅游的新亮点,游客量增加到历史新高(赵敏燕等,2015)。俄罗斯索契市因举办2014年冬奥会而名声大振,全世界重新认识了索契,成为中国游客最喜欢的俄罗斯3大城市之一。城市的国际知名度主要通过“城市是否发生过全球性大事件”等而形成(张学梅等,2013)。既有文献中城市国际知名度的测量仅局限于当代,并被量化为利用外资和外资企业数、知名搜索网站可搜索信息条数、国际展览次数,以及一座城市在某一时间跨度内在英语书籍语料库中出现的次数等指标(陈云松等,2015)。上述城市国际知名度测量方法具有一定的合理性,然而却忽略了一个重要因素——提升城市国际知名度的主要力量是“全球性事件”。从影响力来看,一般的国际展览远不如世界博览会,一般的赛事活动远不如奥运会和世界杯。俄罗斯索契市、韩国平昌郡分别因举办第11、第12届冬奥会而名声大振就是很好的例子。因此,本文借鉴张学梅等(2013)的做法,用城市是否举办过奥运会、世界博(展)览会衡量城市的国际知名度。

此外,城市所在区域的不同可能对城市入境外国游客规模产生影响。例如,东部城市由于区位的优越性,较大程度上承载了外国游客入境与出境的集散功能,接待的入境外国游客通常多于中西部城市。因此,本文通过引入虚拟变量,控制了城市所在区域(ARE_k)的不同可能对城市入境外国游客规模的影响。

2.2.3 数据来源

本文所用数据的时间跨度为1973—2017年。其中:城市缔结的国际友城累计数(IFC_{it})数据来自“中国国际友好城市联合会”官网;城市接待的外国游客数(Y_{it})来自《中国旅游统计年鉴》;城市经济发展水平(GDP_{it})数据来自《中国城市统计年鉴》;人民币兑美元汇率(EXR_t)数据来自《世界银行世界发展指标数据库,WDI》;城市的签证便捷性(VIS_{it})数据来自中国公安部出入境管理局;城市旅游资源禀赋(HER_{it})数据来自联合国教科文组织世界遗产中心官网;城市旅游接待设施(FAC_{it})数据来自样本城市统计年鉴;计算城市对外开放度(OPE_{it})的城市进出口贸易总额、城市实际外商直接投资额数据来自样本城市统计年鉴;城市国际知名度(INR_{it})数据根据

网络资料整理。

2.3 模型设定

根据本文的研究假设,结合变量构造,设定了下面的基本检验模型:

$$Y_{kt} = \alpha + \beta_1 D_{kt} + \beta_2 GDP_{kt} + \beta_3 EXR_t + \beta_4 VIS_{kt} + \beta_5 HER_{kt} + \beta_6 FAC_{kt} + \beta_7 OPE_{kt} + \beta_8 INR_{kt} + \quad (4)$$

$$\beta_9 ARE_1 + \beta_{10} ARE_2 + \beta_{11} ARE_3 + u_k$$

$$Y_{kt} = \alpha + \beta_1 IFC_{kt} + \beta_2 GDP_{kt} + \beta_3 EXR_t + \beta_4 VIS_{kt} + \beta_5 HER_{kt} + \beta_6 FAC_{kt} + \beta_7 OPE_{kt} + \beta_8 INR_{kt} + \quad (5)$$

$$\beta_9 ARE_1 + \beta_{10} ARE_2 + \beta_{11} ARE_3 + u_k$$

式中: ARE_1 表示城市 k 所在的区域为中部, ARE_2 表示城市 k 所在的区域为西部, ARE_3 表示城市 k 所在的区域为东北部(为了避免虚拟变量陷阱,以东部城市所在区域为基组,未包括在回归模型中); $\beta_1 \sim \beta_{11}$ 表示待估参数; u_k 为误差项或随机扰动项,且 $u_k = \varepsilon_k + h_k$, ε_k 表示由个体异质性产生的误差项, h_k 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。

式(4)、(5)中部分变量的描述性统计如表2所示。1973—2017年间,60个样本城市中:样本城市接待入境外国游客年度最大值为6712100人次、年度最小值为447人次。这表明城市间在入境外国游客接待规模上存在较大差异。样本城市缔结的国际友城累计数年度最大值为77对,年度最小值为0对。样本城市经济发展水平年度最大值为3.06亿元,年度最小值为19638万元。样本城市旅游资源禀赋年度最大值为7,最小值为0,意味着自1973—2017年间,60个样本城市中被列入《世界遗产名录》的世界遗产数量年度最大值为7处,最小值为0处。样本城市旅游接待设施年度最大值为134000间,年度最小值为477间。这表明城市间在旅游接待设施上存在较大差异。样本城市对外开

放度的年度最大值为6.8389,最小值为0.0002,意味着用外资依存度和外贸依存度之和衡量的60个样本城市的对外开放度差距较大。

3 结果分析

3.1 平稳性检验与相关分析

对数据进行平稳性检验、对变量进行相关分析,可以有效避免出现“伪回归”和“伪相关”(Wooldridge, 2013)。由于样本城市中兰州市、西安市个别年度的入境外国游客数据不详,因此本文使用不要求严格平衡的“IPS和Choi单位根检验法”检验国际友城累计数、入境外国游客数序列的平稳性,结果表明:不论使用IPS单位根检验法,还是Choi单位根检验法,均在5%的显著性水平上拒绝“面板含单位根”的原假设(相应的检验统计量及 P 值见表3),可以认为城市层面的国际友城累计数、入境外国游客数为平稳序列。

确定国际友城累计数、入境外国游客数为平稳序列后,即可以对60个样本城市的国际友城累计数、入境外国游客数进行皮尔逊(Pearson)相关分析。相关分析结果表明:城市层面的国际友城累计数与入境外国游客数之间呈显著正相关。相关系数及相应的显著性统计量见表4。

3.2 内生性检验

变量存在内生性可能降低效应估计的精确性。接待入境外国游客相对较多的城市,其缔结的国际友城数量亦可能较多。因此,本文借鉴Wooldridge(2013)的做法,将疑似为内生变量的滞后变量作为工具变量,将2个工具变量分别作为自变量并对式(4)、(5)进行一阶段回归以检验变量的内生性。首先,工具变量(D_{kt-1})对可能的内生变量

表2 式(4)、(5)中部分变量的描述性统计

Tab.2 Descriptive statistics of some variables in equations (4) and (5)

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
入境外国游客数(Y_{kt} , 人次)	1754	335778.6	686746.2	447	6712100
城市缔结的国际友城累计数(IFC_{kt} , 对)	2700	5.8470	8.1103	0	77
城市经济发展水平(GDP_{kt} , 万元)	2235	1.7×10^7	3.3×10^7	19638	3.06×10^8
人民币兑美元汇率(EXR_t , 元/美元)	2399	5.8402	2.3409	1.5500	8.6187
城市旅游资源禀赋(HER_{kt})	2700	0.2003	0.6834	0	7
城市旅游接待设施(FAC_{kt} , 间)	380	24563.06	26771.14	477	134000
城市对外开放度(OPE_{kt})	1891	0.4722	0.7086	0.0002	6.8389

注:观测值个数不等是因为变量部分年度含缺失值。

表3 国际友城累计数与入境外国游客数的平稳性检验

Tab.3 Stationarity test for international sister cities and inbound foreign tourists

变量	IPS 检验			Choi 检验		
	检验统计量	P 值	平稳性	检验统计量	P 值	平稳性
国际友城累计数	-1.1276	0.0298	平稳	142.3407	0.0150	平稳
入境外国游客数	-1.1973	0.0486	平稳	156.4630	0.0142	平稳

注:利用 Stata 15.0 软件检验整理;IPS 和 Choi 检验的原假设为面板含单位根(非平稳)。

表4 国际友城累计数与入境外国游客数的
皮尔逊相关系数矩阵

Tab.4 Pearson correlation coefficient matrix between
international sister cities and inbound foreign tourists

变量	相关性	入境外国游客数	国际友城累计数
入境外国 游客数	Pearson 相关性	1	0.635***
	显著性(单侧)	—	<0.001
	观测值数(N)	1056	1059
国际友城 累计数	Pearson 相关性	0.635***	1
	显著性(单侧)	0.000	—
	观测值数(N)	1056	1059

注:利用 SPSS 软件分析整理编制;***表示在 0.01 水平(单侧)上显著。

“有无国际友城(D_{kt})”的回归系数为 0.916,相应的 P 值<0.001;工具变量(IFC_{kt-1})对可能的内生变量“城市缔结的国际友城累计数(IFC_{kt})”的回归系数为 0.967,相应的 P 值<0.0001。由此可以认为,工具变量与可能的内生变量相关。此外,2 个工具变量均为滞后变量,从当期来看,其取值已固定,与当期扰动项不相关。这样,工具变量满足了“与可能的内生变量相关”“与扰动项不相关”2 个基本要求。

接下来使用豪斯曼(Hausman)检验、杜宾(Durbin)检验和“杜宾-吴-豪斯曼(Durbin-Wu-Hausman, DWH)”检验等 3 种方法,检验“有无结国际友城(D_{kt})”“国际友城累计数(IFC_{kt})”是否为内生变量。检验结果显示:不论是豪斯曼检验、Durbin 检验,还是 DWH 检验,均在 1%的显著性水平上拒绝

“有无国际友城(D_{kt})”“国际友城累计数(IFC_{kt})”为外生变量的原假设。综合上述检验,有理由认为,模型(4)和(5)中的“有无国际友城(D_{kt})”“国际友城累计数(IFC_{kt})”为内生变量。检验统计量及 P 值见表 5。

3.3 有无国际友城、国际友城累计数对城市外国游客接待规模的平均效应分析

为了确保估计结果的精确性,本文使用工具变量法估计“有无国际友城”“国际友城累计数”对城市入境外国游客接待规模的平均效应。首先不考虑城市区域的异质性,运用两阶段回归法估计“有无国际友城”“国际友城累计数”对城市入境外国游客接待规模的平均效应值,结果显示:在控制式(4)和式(5)中其他变量的影响后,虚拟变量“有无国际友城”的系数估计值为 1.6158,城市缔结的国际友城累计数(IFC_{kt})的系数估计值为 0.0366,相应的 P 值分别为 0.0001、<0.0001。这说明:第一,在其他变量保持一定的情况下,城市发展国际友城关系(缔结国际友城)显著增加了城市接待的外国游客规模,从平均来看,城市缔结国际友城比不缔结国际友城,接待的外国游客规模要多约 150%~160%(见表 6 第二、三列)。第二,从长期来看,随着城市缔结的国际友城数量的增加,其规模效应比较明显,城市缔结的国际友城数量每增加 1%,城市接待的外国游客规模平均将增加约 3.6~3.9 个百分点(见表 6 第四、五列)。第三,城市缔结国际友城与否,对城市外国游客接待规模的影响要强于国际友城数量的增加对城市外国游客接待规模的影响。这一点

表5 变量的内生性检验

Tab.5 Endogeneity test of variables

检验方法	检验统计量		P 值		结论
	有无国际友城	国际友城累计数	有无国际友城	国际友城累计数	
豪斯曼(Hausman)检验	Chi2(1)=15.06	Chi2(5)=21.42	0.0001	0.0007	内生变量
杜宾(Durbin)检验	Chi2(1)=15.15	Chi2(1)=18.58	0.0001	<0.0001	内生变量
杜宾-吴-豪斯曼检验	F(1,1496)=15.2	F(1,1438)=18.7	0.0001	<0.0001	内生变量

注:豪斯曼、杜宾和“杜宾-吴-豪斯曼”检验的原假设为“变量为外生变量”。

表 6 工具变量(2SLS)回归参数估计结果
Tab.6 Parameter estimation results of instrumental variable regression (2SLS)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
有无国际友城(D_{it})	1.6158*** (0.4861)	1.5053*** (0.4683)	— —	— —
城市缔结的国际友城累计数(IFC_{it})	— —	— —	0.0366*** (0.0050)	0.0394*** (0.0050)
城市经济发展水平(GDP_{it})	0.5585*** (0.0408)	0.5325*** (0.0385)	0.4712*** (0.0359)	0.4294*** (0.0365)
人民币兑美元汇率(EXR_t)	-0.2145*** (0.0441)	-0.2036*** (0.0451)	-0.1924*** (0.0386)	-0.1813*** (0.0394)
城市签证便捷性(VIS_{it})	0.1426 (0.4675)	0.2167 (0.4576)	0.1805 (0.3779)	0.1115 (0.3559)
城市旅游资源禀赋(HER_{it})	0.1434*** (0.3269)	0.1446*** (0.0312)	0.1253*** (0.0305)	0.1288*** (0.0283)
城市旅游接待设施(FAC_{it})	0.5382*** (0.0622)	0.5674*** (0.0622)	0.4183*** (0.0659)	0.4312*** (0.0660)
城市对外开放度(OPE_{it})	0.2764*** (0.0419)	0.3229*** (0.0476)	0.2754*** (0.0389)	0.3302*** (0.0443)
城市国际知名度(INR_t)	0.3277*** (0.2171)	0.2468 (0.2213)	1.3040*** (0.2101)	1.2635*** (0.2030)
城市所在区域为中部(ARE_1)	— —	0.6072*** (0.1345)	— —	0.6705*** (0.1307)
城市所在区域为西部(ARE_2)	— —	-0.0559 (0.0990)	— —	-0.0191 (0.0982)
城市所在区域为东北部(ARE_3)	— —	0.3628*** (0.0936)	— —	0.5839*** (0.0875)
截距项	-2.2686** (0.9143)	-2.2228** (0.9107)	1.3662* (0.7959)	1.6592** (0.8222)
R^2	0.8099	0.8271	0.8229	0.8453
观测值	1608	1608	1608	1608

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；括号中数据为标准误。

可以从“有无国际友城”的系数估计值(1.658)和城市缔结的国际友城累计数的系数估计值(0.0366)看出。第四,除“有无国际友城”“国际友城累计数”外,城市经济发展水平、旅游资源禀赋、旅游接待设施、对外开放度和国际知名度均显著正向促进了城市外国游客接待规模。值得一提的是,城市签证便捷性变量的系数估计值虽然为正值,但没有通过显著性检验。其可能的原因是:第一,城市实“施 144 小时过境免签”的时间较晚。在 60 个样本城市中最先实施“144 小时过境免签”的城市是上海、南京和杭州,实施时间也是 2016 年。第二,实施“144 小时过境免签”的城市数量过少。截至 2017 年底,全国实施“144 小时过境免签”的城市仅 7 个,分别是上海、南京、杭州、北京、天津、石家庄和秦皇岛。上述两方面的原因共同导致城市签证便捷性对城市外

国游客接待规模的促进作用暂未显现。

3.4 有无国际友城、国际友城累计数对城市外国游客接待规模效应的异质性分析

由于 60 个城市分别来自不同的区域,因此,城市缔结国际友城、国际友城累计数对城市外国游客接待规模的影响可能存在区域异质性。为此,本文将城市所在区域划分为东部、中部(命名为 ARE_1)、西部(ARE_2)和东北部(ARE_3)4 个类型纳入 2 阶段工具变量回归模型。为了避免虚拟变量陷阱,将东部城市作为基组。回归结果显示:一方面,在考虑城市所在区域的异质性,并控制式(4)和式(5)中其他变量的影响后,有无国际友城、城市缔结的国际友城累计数的系数估计值分别为 1.5053、0.0394,且均在 1%的水平上显著(见表 6 第三、五列)。另一方面,考虑城市所在区域的异质性后,不论是“有无国

际友城”,还是城市缔结的国际友城累计数对城市外国游客接待规模均呈现显著的区域差异性,将区域效应按由大到小排列为中部城市、东北部城市、东部城市、西部城市。具体而言:①中部城市缔结国际友城与否、国际友城累计数对城市外国游客规模的效应比东部城市分别大60%左右;②东北部城市缔结国际友城与否、国际友城累计数对城市外国游客规模的效应比东部城市分别大36%和58%左右;③西部城市缔结国际友城与否、国际友城累计数对城市外国游客规模的效应比东部城市分别小约5%和2%,但这一差异未通过显著性检验。之所以呈现这一区域差异特征,最可能的原因是:东部城市开展国际友城活动的整体上要早于中西部城市,国际友城对城市入境外国游客规模的促进作用已得到了较长时间的释放。而大量中部城市开展国际友城活动相对较晚,一旦缔结国际友城,并与国际友城之间有较为活跃的经贸、文化等方面的交流与合作,其对外国游客规模的促进作用将迅速释放,进而导致中部城市的效应大于东部城市。东部城市开展国际友城活动的整体上要早于中部城市但晚于东部城市,因而缔结国际友城关系对城市外国游客规模的推动作用介于中部和东部城市之间。对于西部城市而言,由于西部城市缔结国际友城的时间相对较晚,且国际友城数量相对最少,致使效应暂未得到完全发挥。从国际友城关系的实践来看,东北部城市开展国际友城活动的历史时间整体上早于中部城市但晚于东部城市,这在很大程度上决定了东北部城市缔结国际友城关系对外国游客规模推动作用的释放程度强于中部城市而弱于东部城市,进而导致了东北部城市缔结的国际友城累计数对城市外国游客规模的推动作用小于中部城市而大于东部城市。

3.5 国际友城累计数对城市外国游客接待规模效应的拐点分析

虽然国际友城累计数的增加显著正向促进了城市外国游客接待规模。然而,随着国际友城累计数的无限增加,该效应是否仍然为正呢?为此,本文在基本检验模型(5)中增加了城市缔结的国际友城累计数的平方项以刻画这一效应,依然考虑区域异质性,按照上述两阶段回归方法发现:城市缔结

的国际友城累计数(IFC_{kt})的回归系数值为0.0894,相应的标准误为0.0165,显然在1%的水平上显著^①。城市缔结的国际友城累计数的平方项的系数估计值为-0.0009,相应的标准误为0.0002,表明在1%的水平上显著。平方项为负值表明国际友城累计数对城市外国游客规模具有边际递减效应。

令“城市缔结的国际友城累计数的平方项”的回归系数为 β_{12} ,则“城市缔结的国际友城累计数(IFC_{kt})”的偏导数为:

$$\frac{\partial IFC_{kt}}{\partial t} = \beta_1 + 2\beta_{12} IFC_{kt} \quad (6)$$

令式(6)=0,并将城市缔结的国际友城累计数(IFC_{kt})及其平方项的系数估计值代入式(6),即可算出城市缔结的国际友城累计数(IFC_{kt})的拐点值为49.67。该拐点值意味着从现有数据来看,理论上当城市缔结的国际友城累计数平均超过50对时,再增加城市国际友城数量对城市外国游客规模的推动作用将不再明显^②。

4 结论与政策启示

4.1 结论

国际友城关系是中国城市外交的重要手段和形式之一,不仅在时间上早于中国的大众入境旅游,在城市入境旅游发展过程中亦扮演着十分重要的作用。本文以中国60个典型城市为样本,运用1973—2017年的面板数据,运用工具变量回归实证检验了城市缔结国际友城、国际友城数量的增长是否显著增加了城市入境外国游客规模,以及这种影响在城市间的区域异质性。研究发现:

(1)城市缔结国际友城关系对城市外国游客接待规模具有显著正向促进作用。平均而言,在保持城市经济发展水平、旅游接待设施、国际知名度、对外开放度、旅游资源禀赋、签证便捷性一定的情况下,城市缔结国际友城比未缔结国际友城接待的外国游客多约150%~160%。

(2)国际友城累计数的增加对城市外国游客规模具有显著正向影响,但影响程度小于缔结国际友城与否带来的影响。平均而言,在保持其他变量一定的情况下,城市缔结的国际友城累计数每增加1

① 回归系数在1%显著性水平上显著与否的判断标准为:用计算得出的回归系数与相应标准误的比值,跟1%显著性水平对应的回归系数与标准误的理论比值(1.69)进行比较,若比值大于1.69,则可以认为在1%的水平上显著。

② 鉴于篇幅限制,拐点分析回归结果未列表显示。

个百分点,城市接待的外国游客平均增加约3.6%~3.9%。

(3) 缔结国际友城与否、国际友城数量的增加对城市外国游客规模的影响存在显著的区域异质性。其中,中部城市的效应相对最大,其次是东北部城市、东部城市,西部城市效应相对最小。值得注意的是,城市缔结的国际友城累计数理论值达50对时,再增加城市的国际友城数量对城市外国游客规模的推动作用将不再明显。

4.2 政策启示

截至目前,中国已有492个城市与世界五大洲、137个国家的1685个城市缔结了国际友城关系。国际友城关系已成为中国城市外交的重要形式和手段之一。在传统的外国游客规模增长因素乏力,以及国家“一带一路”战略实施的背景下,缔结国际友城关系不失为当前推动中国城市外国游客规模再增长的新路径。为此,本文提出如下建议:

(1) 增加中国中西部城市的国际友城数量。借助国际友城推动外国游客市场规模增长,需要有一定数量的国际友城作为前提。然而,目前中国国际友城的分布欠均衡,从外部来看,中国的国际友城缔结国主要集中在亚欧国家和部分美洲国家,与非洲、大洋洲及中东欧国家的国际友城数量偏少。从内部来看,国际友城主要分布在东部城市,中西部城市国际友城数量偏少。因此,未来应重点增加中国中西部城市,与非洲、大洋洲及中东欧国家的友城数量,通过友城之间的交流与合作推动城市外国游客市场增长。

(2) 加强国际友城之间在旅游领域的务实合作。伙伴关系理论指出,维系伙伴关系活跃性的重要举措是,在伙伴关系主体间构建多层面的合作关系。因此,国际友城之间除了在文化、经贸等领域的合作外,还应构建包括旅游合作在内的多层面合作关系。各级旅游政府部门,应联合外事部门对中国城市与国际友城外方城市在旅游领域的合作进行全面梳理,对于在旅游领域的合作比较欠缺的友城,应进行相应的引导与激励,帮助其找出存在的问题并制定解决对策;对于在旅游领域的合作比较活跃的友城,应在其他友城之间进行经验推广;对于处在“一带一路”沿线的中国城市,应抓住“一带一路”国家战略的实施契机,优先与“一带一路”沿线国家的相应城市开展旅游领域的务实合作。

(3) 多举措联动共同推动城市外国游客市场增

长。增加国际友城数量仅仅是推动城市外国游客市场增长的动力之一,为了更大地发挥国际友城对城市外国游客市场的推动作用,还需要多举措联动,这些因素至少包括:① 继续扩大实施“144小时过境免签”的口岸数量。目前中国实施“144小时过境免签”的口岸仅限于北京、上海、天津、南京、杭州、石家庄、秦皇岛、沈阳和大连等城市。众所周知,西安是“丝绸之路经济带”上的重要节点城市,成都是西南地区的重要枢纽城市,广州是“21世纪海上丝绸之路”的重要节点城市,若能将“144小时过境免签”政策扩大到这3个城市或其他重点枢纽城市,将更有利于外国游客的就近入境。② 提高城市的国际知名度。城市国际知名度是影响城市入境外国游客规模的重要因素。目前,中国城市中具有国际知名度的城市相对有限。截至目前,除北京、上海、昆明、沈阳、西安、青岛、唐山、锦州等少量城市,通过举办奥运会、世博会、世界园艺或园林博览会,形成了一定的国际知名度外,绝大部分城市国际知名度尚有待提高。因此,对于国际知名度尚不高的城市,可借鉴俄罗斯索契市的做法,积极取得举办国际赛事或国际博(展)览会的举办权,以赛促名,进而促进城市外国游客市场规模增长。

参考文献(References)

- 包亚芳. 2009. 基于“推—拉”理论的杭州老年人出游动机研究[J]. 旅游学刊, 24(11): 47-52. [Bao Y F. 2009. Research on travel motivation of the elderly in Hangzhou based on push-pull theory. Tourism Tribune, 24(11): 47-52.]
- 陈云松, 吴青熹, 张翼. 2015. 近三百年中国城市的国际知名度: 基于大数据的描述与回归[J]. 社会, 35(5): 60-77. [Chen Y S, Wu Q X, Zhang Y. 2015. International visibility of Chinese cities in the last three centuries: A big-data based description and regression analysis. Chinese Journal of Sociology, 35(5): 60-77.]
- 葛亚芬, 孙根年, 李琦. 2011. 对外开放度与入境旅游发展关系研究: 以山东/陕西两省为例[J]. 河北北方学院学报(社会科学版), 27(3): 78-82. [Ge Y F, Sun G N, Li Q. 2011. Study on the relation between degree of openness and development of inbound tourism: A case study of Shandong and Shaanxi Provinces. Journal of Hebei North University (Social Science Edition), 27(3): 78-82.]
- 龚铁鹰. 2004. 国际关系视野中的城市: 地位、功能及政治走向[J]. 世界经济与政治, (8): 37-42. [Gong T Y. 2004. The role of the city from the perspective of international relations: Status, functions, and political trends. World Eco-

- nomics and Politics, (8): 37-42.]
- 郭为. 2007. 入境游客流: 基于引力模型的实证研究 [J]. 旅游学刊, 22(3): 30-34. [Guo W. 2007. Inbound tourism: An empirical research based on gravity model of international trade. Tourism Tribune, 22(3): 30-34.]
- 李凯伦, 李瑞萍, 温焜. 2019. 文化距离与友好城市关系对中国版权贸易的影响研究: 基于扩展引力模型的实证分析 [J]. 管理现代化, (1): 100-103. [Li K L, Li R P, Wen K. 2019. The influence of cultural distance and friendship city on China's copyright trade: An empirical study based on augmented gravity model. Modernization of Management, (1): 100-103.]
- 李琦, 孙根年, 韩亚芬. 2008. 中国省级入境旅游资源吸引力与区位可达性的矩阵分析 [J]. 干旱区资源与环境, 22(5): 101-106. [Li Q, Sun G N, Han Y F. 2008. Matrix analysis of inbound tourism resources and location attraction of 31 provinces of China. Journal of Arid Land Resources and Environment, 22(5): 101-106.]
- 李青蓝. 2018. 建立友好城市对中国对外直接投资的影响机制 [J]. 经贸实践, (10): 83. [Li Q L. 2018. The influence mechanism of establishing sister cities on China's OFDI. Economic & Trade, (10): 83.]
- 刘昌雪. 2005. 世界遗产地旅游推力—引力因素研究: 以西递和宏村为例 [J]. 旅游学刊, 20(5): 15-20. [Liu C X. 2005. A study of push and pull factors at world heritage sites: A case of vernacular villages Xidi and Hongcun in Southern Anhui. Tourism Tribune, 20(5): 15-20.]
- 刘铁娃. 2017. 国际友城文化交流与国家软实力提升 [J]. 对外传播, (10): 51-53. [Liu T W. 2017. International friendship city cultural exchange and national soft power promotion. International Communications, (10): 51-53.]
- 隆学文, 马礼. 2004. 2008 冬奥旅游效应与中国冬奥旅游圈构想 [J]. 人文地理, 19(2): 47-51. [Long X W, Ma L. 2004. The tourism effect of 2008 Olympics and conceiving the Olympic games tourism circle of China. Human Geography, 19(2): 47-51.]
- 罗富民. 2007. 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]. 工业技术经济, 26(8): 86-88. [Luo F M. 2007. Study of exchange rate change's influence on China inbound tourism demand: An empirical research from Japan visitors to China. Journal of Industrial Technological Economics, 26(8): 86-88.]
- 任瀚, 苗长虹. 2007. 中国入境旅游业时空变异机制的定量分析 [J]. 人文地理, 22(3): 56-59. [Ren H, Miao C H. 2007. Quantitative analysis of the spatial-temporal differentiation mechanism of inbound tourism in China. Human Geography, 22(3): 56-59.]
- 邵诚, 黄思婧. 2006. 跨国旅游偏好的计量经济学分析 [J]. 发展研究, (8): 62-65. [Shao C, Huang S J. Econometric analysis of international tourism preferences. Development Research, (8): 62-65.]
- 斯丽娟. 2019. “一带一路”倡议与区域对外开放度时空演化 [J]. 西北师大学报(社会科学版), 56(3): 118-126. [Si L J. 2019. "The Belt and Road" initiative and the spatial-temporal evolution of regional openness. Journal of Northwest Normal University (Social Science), 56(3): 118-126.]
- 孙根年, 马丽君. 2007. 十年来四川省入境和国内游客的空间聚集性分析 [J]. 旅游科学, 21(6): 20-24. [Sun G N, Ma L J. 2007. A study of spatial centralization of domestic and inbound tourists in Sichuan Province in the past decade. Tourism Science, 21(6): 20-24.]
- 汤伟. 2015. 一带一路与城市外交 [J]. 国际关系研究, (4): 59-68. [Tang W. 2015. The "One Belt, One Road" initiative and city diplomacy. Journal of International Relations, (4): 59-68.]
- 汤伟. 2017. 发展中国家巨型城市的城市外交: 根本动力、理论前提和操作模式 [J]. 国际观察, (1): 84-96. [Tang W. 2017. Diplomacy of mega-cities of developing countries: fundamental motive, theoretical premise and operational mode. International Review, (1): 84-96.]
- 王亚辉, 全华, 尹玉芳. 2017. 国际友城的入境游效应: 来自中国 38 个客源国的经验证据 [J]. 经济管理, 39(3): 146-161. [Wang Y H, Quan H, Yin Y F. 2017. A study on international friendship cities' effect on China inbound tourism: Based on empirical evidence from 38 original countries. Economic Management, 39(3): 146-161.]
- 韦江珊, 于世海. 2018. 广西对外开放度与经济增长质量实证分析 [J]. 现代商贸工业, (1): 4-8. [Wei J H, Yu S H. 2018. Empirical analysis of Guangxi's openness to the outside world and the quality of economic growth. Modern Business Trade Industry, (1): 4-8.]
- 韦永贵, 李红, 周菁. 2018. 友好城市是文化产品出口贸易增长的动力吗: 基于 PSM 的实证检验 [J]. 国际经贸探索, 34(6): 19-33. [Wei Y G, Li H, Zhou J. 2018. Is friendship city the driving force for the growth of cultural product export: An empirical test based on propensity score matching? International Economics and Trade Research, 34(6): 19-33.]
- 魏利平, 翟松松, 刘莎. 2018. 区域差异视角下对外开放度对研发效率的影响研究 [J]. 经济研究参考, (67): 68-76. [Wei L P, Zhai S S, Liu S. 2018. Research on the impact of openness on R&D efficiency from the perspective of regional differences. Review of Economic Research, (67): 68-76.]
- 许春, 许锋. 2006. 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

- 学版), 8(3): 49-53. [Xu C, Xu F. 2006. Economic analysis of sister city resources and open economic relations: A case study of Jiangsu. *Journal of Nanjing University of Aeronautics & Astronautics (Social Science)*, 8(3): 49-53.]
- 杨毅. 2015. 通过友好城市推动对外交流合作 [J]. 中国党政干部论坛, (10): 88-90. [Yang Y. 2015. Promotion of foreign exchanges and cooperation through sister cities. *Chinese Cadres Tribune*, (10): 88-90.]
- 查雯. 2015. 争论中的城市外交与东南亚国家的经验 [J]. 北京社会科学, (9): 114-122. [Zha W. 2015. Contending theories of city diplomacy and the practice of Southeast Asian countries. *Social Sciences of Beijing*, (9): 114-122.]
- 张学梅, 董恺凌, 王洋. 2013. “节事活动”对成都城市知名度的影响研究 [J]. 成都大学学报(社科版), (5): 26-29. [Zhang X M, Dong K L, Wang Y. 2013. Research on the influence of festival activities on the visibility of Chengdu city. *Journal of Chengdu University (Social Sciences)*, (5): 26-29.]
- 张玉娟. 2008. 基于双对数线性模型的中国入境旅游需求影响因素研究 [D]. 合肥: 中国科学技术大学. [Zhang Y J. 2008. Determinants of China inbound tourism based on double-log linear regression model. Hefei, China: The University of Science and Technology of China.]
- 赵敏燕, 朱少卿, 李宇, 等. 2015. 基于事件旅游效应理论的张家口冬奥城市发展研究 [J]. 城市发展研究, 22(8): 15-19. [Zhao M Y, Zhu S Q, Li Y, et al. 2015. Study on the Zhangjiakou winter Olympics city development based on the event tourism effect theory. *Urban Development Studies*, 22(8): 15-19.]
- 郑鹏. 2011. 中国入境旅游流驱动力研究: 目的地和旅游者双重视角的审视 [D]. 西安: 陕西师范大学. [Zheng P. 2011. Research on the driving force of inbound tourism flow in China: A double perspective of destination and tourist. Xi'an, China: Shaanxi Normal University.]
- 郑鹏. 2013. 基于社会宏观与个体微观视角的入境旅游流驱动模式 [J]. 地理科学进展, 32(10): 1501-1510. [Zheng P. Driving force model for inbound tourist flow from macroscopic and microcosmic perspectives, *Progress in Geography*, 32(10): 1501-1510.]
- 郑鹏. 2015. 旅居者城市旅游空间行为的文化影响研究 [J]. 地理科学, 35(9): 1148-1155. [Zheng P. 2015. The cultural influence on sojourners' city tourism spatial behavior. *Scientia Geographica Sinica*, 35(9): 1148-1155.]
- Baycan-Levent T, Akgun A A G, Kundak S. 2004. The role of network of cities in construction of global urban culture [C]// 44th European Congress of the European Regional Science Association, Regions and Fiscal Federalism.
- Broda C. 2006. Exchange rate regimes and national price levels [J]. *Journal of International Economics*, 70(1): 52-81.
- Crampon J L. 1966. Gravitational model approach to travel market analysis [J]. *Journal of Marketing*, 30(4): 27-31.
- Dann G. 1977. Anomie, ego-enhancement and tourism [J]. *Annals of Tourism Research*, 4(4): 184-194.
- Fakeye P C, Crompton J L. 1991. Image differences between prospective, first time, and repeat visitors to the lower Rio Grande Valley [J]. *Journal of Travel Research*, 30(2): 10-16.
- Glauco D V. 2014. The long-run impact of exchange rate regimes on international tourism flows [J]. *Tourism Management*, 45(5): 226-233.
- Iso-Ahola S E. 1982. Toward a social psychological theory of tourism motivation: A rejoinder [J]. *Annals of Tourism Research*, 9(2): 256-262.
- Jain P. 2004. Japan's subnational governments in China: Emerging bilateral relations, global change [J]. *Peace and Security*, 16(1): 19-30.
- Kim S, Crompton L J, Botha C. 2000. Responding to competition: A strategy for sun/lost city, South Africa [J]. *Tourism Management*, 21: 33-41.
- Lloyd P J, Maclaren D. 2002. Measures of trade openness using CGE analysis [J]. *Journal of Policy Modeling*, 24(1): 67-81.
- Muzaffer U, Uysal M, Hagan L. 1993. Motivation of pleasure to travel and tourism [J]. *Encyclopedia of Hospitality and Tourism*, 21: 798-810.
- Nordstrom J. 2005. Dynamics and stochastic structures in tourism demand modeling [J]. *Empirical Economics*, 30(2): 379-392.
- Neumayer E. 2010. Visa restrictions and bilateral travel [J]. *The Professional Geographer*, 62(2): 171-181.
- O'Toole K. 2001. Kokusaika and internationalisation: Australian and Japanese sister city type relationships [J]. *Australian Journal of International Affairs*, 55(3): 403-419.
- Paul D E. 2005. The local politics of going global: Making and unmaking Minneapolis St Paul as a world city [J]. *Urban Studies*, 42(12): 2103-2122.
- Patsouratis V, Frangouli Z, 2005. Anastasopoulos G. Competition in tourism among the Mediterranean countries [J]. *Applied Economics*, 37(16): 1865-1870.
- Quadri D L, Zheng T. 2010. A revisit to the impact of exchange rates on tourism demand: The case of Italy [J]. *Journal of Hospitality Financial Management*, 18(2): 36-45.
- Rolf D C, Bruin A D, Dupuis A. 2001. International sister-cities: Bridging the global-local divide [J]. *American Journal of Economics & Sociology*, 60(1): 377-401.
- Saunier P Y. 2001. Sketches from the urban international 1951-

- 1950: Voluntary associations [J]. *International Journal of Urban and Regional Research*, 25(2): 380-403.
- Santana M, Ledesma F J, Pérez J V. 2010. Exchange rate regimes and tourism [J]. *Tourism Economics*, 16(1): 25-43.
- Steven B, Harry G, Abdella O. 2016. Town twinning and German city growth [J]. *Regional Study*, 38(8): 1-32.
- Zelinsky W. 1991. The twinning of the world: Sister Cities in geographic and historical perspective [J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 81(1): 1-31.
- Zhang Q H, Lam T. 1999. An analysis of mainland Chinese visitors' motivations to visit Hong Kong [J]. *Tourism Management*, 20(4): 587-594.
- Shaw S. 2002. Sister-city partnerships and culture recreation: The case of Scarborough, Canada and Sagami-hara, Japan [J]. *World Leisure Journal*, 44(1): 44-50.
- Wooldridge J M. 2013. *Introductory econometrics: A modern approach* [M]. 5th Edition. Mason, USA: South-Western, Cengage Learning.

Effect of international sister city on inbound tourism and its spatiotemporal heterogeneity

WANG Yahui¹, QUAN Hua^{2*}, WANG Yali¹

(1. School of Resource, Environment and Tourism, Hunan University of Arts and Science, Changde 415000, Hunan, China;

2. Tourism and Event Management School, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China)

Abstract: In recent years, cross-research has become the mainstream paradigm of tourism study in China and internationally. The study of inbound tourism has always been the focus and hotspot of tourism cross-research. International sister-city relationship is an important urban diplomatic relationship. Exploring the influence of international sister-city relationship on inbound tourism and its spatiotemporal heterogeneity is helpful for developing the driving factors of inbound tourism. In this study, international sister-city relationship (city diplomacy) is incorporated into the model of influencing factors of city inbound tourism. Based on the panel data of 60 typical cities in China from 1973 to 2017, this study used the regression method of instrumental variables (2SLS) to test whether the establishment of international sister-city relationship and the accumulated numbers of international sister cities significantly promote the growth of the scale of inbound foreign tourists in cities, and whether the growth shows spatial heterogeneity due to the locational difference of cities. The research findings show that: 1) The establishment of a city's international sister-city relationship significantly increased the size of the city's foreign tourist reception. On average, cities with international sister cities receive about 150%–160% more foreign tourists than those without international sister cities. 2) With the increase of the cumulative number of international sister cities established by cities, the positive promotional effect on the reception scale of foreign tourists reached 3.6%–3.9% on average. 3) There is a significant regional difference in the promotion of establishment of international sister cities and the effect of international sister cities on the scale of city foreign tourists. Among the 60 cities, the spatial heterogeneity of central and western cities is stronger than that of eastern and northeastern cities, which is mainly due to the differences in the time of establishing international sister-city relations and the frequency of exchanges and cooperation between cities in different regions. 4) Theoretically, when the accumulated count of international sister cities established by a city reaches 50 pairs, the promotional effect of increasing the number of international sister cities on the scale of foreign tourists will no longer be obvious. The research results not only expand the scope of traditional inbound tourism research, but also enrich the theory of inbound tourism driving force, which provide a theoretical basis for cities in the new era to promote the growth of foreign tourists by virtue of the international sister-city relationship.

Keywords: sister cities; inbound tourism; instrumental variable regression; effect; spatiotemporal heterogeneity