

# 中国城市居民国内旅游需求的成本结构与邻居效应

谢慧明 俞梦绮 沈满洪

**摘要** 旅行成本结构和空间溢出效应是影响国内旅游需求的关键因素。基于停留时间外生和内生两类旅行成本模型，作者根据地理、经济和综合空间权重矩阵定义了三类“邻居”，并测度了国内旅游需求的空间溢出效应。中国39个城市2000~2007年国内旅游抽样调查数据的实证结果表明：第一，国内旅游需求具有显著的正向空间溢出效应，且以经济“邻居”的效应最为显著；第二，总成本、旅行成本和时间机会成本与国内旅游需求呈负相关且缺乏弹性，收入弹性小于时间机会成本弹性；第三，平均年龄与出游率之间存在U型关系，拐点位于44~45岁之间，这些游客具有相对更高的时间机会成本。因此，加强城市间的经济联系能有效地扩大国内旅游需求，提高旅游产品价格和针对那些具有较高时间机会成本的游客进行旅游营销有助于增加国内旅游收入。

**关键词** 旅游需求 邻居效应 成本结构 旅行成本法

【中图分类号】F224；F592 【文献标识码】A 【文章编号】2095 - 851X (2016) 04 - 0022 - 16

## 一、引言

旅游业对城市经济社会发展具有重要作用，甚至是有些城市和国家的支柱产业。城市居民是国内旅游需求的主力军，打造具有特色的城市形象和增加城市竞争能力能有效地吸引游客。随着经济社会的发展，城市间的联系越来越紧密且已超越了地理界

【基金项目】国家社会科学基金项目“资源刚性约束下国内旅游需求变化趋势与对策研究”（批准号：14CJY058）。

【作者简介】谢慧明（1983-），浙江理工大学经济管理学院副教授、硕士生导师，邮政编码：310018；俞梦绮（1990-），浙江理工大学经济管理学院硕士研究生；沈满洪（1963-），宁波大学商学院教授、博士生导师，邮政编码：315211。

致谢：感谢审稿专家匿名评审，当然文责自负。

限。基础设施、劳动力、资本等在旅游产业发展中具有显著的空间溢出效应，旅游行为的空间相关性问题也不断被揭示（吴玉鸣，2010；徐伟等，2010）。在现代社会，游客出游行为和出游动机的产生与选择还受到各种间接信息的影响。城市居民在信息的接收与交流上受大众传播媒介的影响程度和使用各类网络社交平台的比例与频度远高于农村居民，城市居民的旅游信息交流共享也超越了地理界限，因此可能存在以互联网形式等所构筑的“近邻”。鉴于忽视空间相关性可能会导致研究结果的偏差以及地区旅游业发展政策的失效（吴玉鸣，2010；向艺等，2012），本文基于停留时间外生和内生两类旅行成本模型，在定义了三类“邻居”的基础上估计了各类“邻居”的空间溢出效应（简称“邻居效应”）。此外，国内旅游需求相关研究大多关注旅行总成本，缺乏对旅行花费和时间机会成本等内部结构的考察，因此本文将利用中国2000~2007年39个城市的旅游抽样调查数据，在检验旅游需求邻居效应的同时，估计成本结构对国内旅游需求的具体影响。

## 二、文献综述

旅游需求是旅游经济学研究的关键问题之一。其中，旅游需求的决定因素、旅游需求函数的估计方法和旅游市场的相关性问题是旅游需求研究最主要的三个方面（Li et al., 2005; Song and Li, 2008; Song et al., 2012）。就旅游需求的决定因素而言，首先需要明确的是旅游需求的衡量指标，使用最多的是旅游人数和旅游收入，旅游花费和停留时间亦有所涉及（Lim, 1999; Song and Li, 2008）；而在决定因素上，除收入水平和旅游价格被视为影响旅游需求的两个关键因素外（宋咏梅、孙根年，2006；Song and Li, 2008），交通设施（翁钢民等，2007）、气候变化（Goh, 2012）和环境质量（Tang, 2015）等因素随着研究的深入也越来越受到关注。然而，相关研究大多仅关注影响因素本身，而较少考虑其结构特征，如家庭成员的偏好结构等（Menon et al., 2014）。谢慧明等（2014）在旅行成本模型下考察了成本结构，研究发现旅行成本、时间机会成本以及总成本对旅游需求的影响存在显著差异。因此，本文在考察居民收入和旅游价格对旅游需求的影响时，也同时考虑成本结构的具体影响。

国外旅游需求的空间问题研究起步较早，初期关注的是旅游需求的空间差异与变化（Pearce, 1987），之后转向对不同旅游目的地间空间相关性的探索（De Mello et al., 1999; Gooroochurn and Hanley, 2005）。学者们提出了解释空间相关性的三个机制：劳动力流动导致的生产率溢出、市场准入性溢出以及共同推广效应（de la Mata and Llano-Verduras, 2012; Marrocu and Paci, 2013; Patuelli et al., 2013; Yang and Wong, 2013）。国内相关研究起步较晚，但已有学者开始关注旅游需求的空间相关性。例如，徐伟等（2010）等运用ESDA（Exploratory Spatial Data Analysis）方法研究农村居民一日游出游率和一日游人均花费的空间特征，发现两者均存在高值集聚现象；陈刚强和李映辉（2011）对中国入境旅游和国内旅游的总人数进行了空间分

析,发现旅游总人数在全球和局部上均存在正向空间集聚效应。空间分析的相关研究表明不同地区间的旅游需求存在显著的空间相关性,因此需要引入空间计量分析方法。以意大利 (Marrocu and Paci, 2013; Patuelli et al., 2013)、澳大利亚 (Deng and Athanasopoulos, 2011)、中国 (Yang and Wong, 2013) 以及其他地区 (de la Mata and Llano-Verduras, 2012) 为研究对象的文献已将旅游需求的空间相关性纳入到计量模型中。近期旅游需求空间溢出相关文献的梳理结果 (表1) 表明:学者偏向于在目的地—客源地框架下估计国内旅游需求;数据结构上既有地区数据也有个体数据,既有面板数据也有截面数据和时间序列数据;估计方法上既包含距离变量下的传统 OLS 和面板估计模型,更有空间计量方法;空间权重矩阵多采用地理权重矩阵。本文尝试通过定义三类不同的空间权重矩阵来界定三类“邻居”,包括空间距离邻近、经济距离邻近和空间—经济距离双邻近的“邻居”,以将空间因素纳入到中国城市居民旅游需求函数的估计中。

表1 近期关于国内旅游需求空间溢出效应的研究

作者(年份)	样本观测值	研究时期	空间权重矩阵
Marrocu and Paci (2013)	107 个意大利地区	2009 年	邻近权重 距离权重
Patuelli et al. (2013)	20 个意大利地区	1998 ~ 2009 年	无 (地理距离变量)
Deng and Athanasopoulos (2011)	83 个澳大利亚城市 15000 个人样本	1998 ~ 2008 年 (季度)	邻近权重
Yang and Wong (2012)	341 个中国城市	2002 ~ 2006 年	K 最近邻权重
向艺等 (2012)	31 个中国省 (市、自治区)	1999 ~ 2009 年	邻近权重
吴玉鸣 (2010)	31 个中国省 (市、自治区)	2001 ~ 2007 年	邻近权重 K 最近邻权重 距离权重
de la Mata and Llano-Verduras (2012)	17 个西班牙地区	2001 年、2007 年(截面)	无 (地理距离变量)

资料来源:作者整理。

总之,现有国内旅游需求研究大多忽视了旅游需求的成本结构和空间效应。本文尝试在以下两个方面作出改进:第一,把以工资率计算的时间机会成本从旅行成本中区分出来,以更精确地测度成本结构的影响;第二,通过构建空间权重矩阵(包括地理权重矩阵、经济权重矩阵和综合权重矩阵)定义三类“邻居”,以更全面地揭示国内旅游需求的“邻居效应”。在此基础上,中国城市居民国内旅游需求的收入弹性和价格弹性能更精确地被估计,从而为制定旅游业的经济和空间发展政策提供进一步的参考。

### 三、模型设定、数据来源和空间权重矩阵说明

#### (一) 旅行成本模型

根据新古典消费理论，一个典型游客的效用函数形式为  $u(x, n, z)$ 。其中， $x$  是旅游需求， $n$  是游客在某地的停留时间， $z$  是其他希克斯商品束。典型游客消费者首先面临着收入约束：

$$y_0 = x c_x + x n c_n + c_z z \quad (1)$$

其中， $y_0$  是游客的收入水平， $c_x$  是单位旅行成本， $c_n$  是停留时间的单位机会成本， $c_z$  表示其他希克斯商品束的价格。时间是另一个重要的约束因素：

$$H^* = \gamma_x x + x n + \theta \quad (2)$$

其中， $H^*$  是消费活动的总时间， $\gamma_x$  是用于旅行的时间， $\theta$  是花费在其他希克斯商品束上的时间。假设  $H$  表示消费者可用于休闲和工作的可自由支配的总时间，则工作时间  $h = H^* - H$ 。那么，消费者的工资，即其收入水平，是工作时间和单位时间工资 ( $w$ ) 的乘积。此时，式 (1) 将被改写成：

$$y = y_0 + w H^* = x(p_x + p_n n) + p z \quad (3)$$

其中， $p_x = c_x + \gamma_x w$ ，是指旅行成本； $p_n = c_n + w$ ，是指时间机会成本； $p = c_z + \theta w$ ，表示消费的希克斯商品束的成本 (McConnell, 1992)。式 (3) 是收入和时间双重约束方程。因此，根据效应最大化原则，停留时间外生情形下的旅行成本模型如下：

$$x = x(p_x + p_n n, p, y, n) \quad (4)$$

此时，游客效用最大化只需考虑变量  $x$  和  $z$ ；反之，在停留时间内生的情形下，还需考虑停留时间  $n$ 。停留时间内生的旅行成本模型如下：

$$x = x(p_x, p_n, p, y, n) \quad (5)$$

鉴于旅游需求存在空间溢出效应，旅行成本模型的具体形式可改写成如下的线性空间面板模型 (Elhorst, 2014)：

$$x = \rho Wx + \alpha \iota_{N \times T} + X\beta + WX\theta + \mu, \mu = \lambda W_\mu + \varepsilon \quad (6)$$

其中， $i$  表示截面地区 ( $i=1, 2, \dots, N$ )， $t$  表示时间 ( $t=1, 2, \dots, T$ )， $x$  是由时间  $t$  和地区  $i$  出游率构成的  $N \times T$  维向量； $Wx$  揭示了不同地区间出游率的内生交互效应，是一个地区与其“邻居”出游率的加权求和； $\iota_{N \times T}$  是常数项  $\alpha$  的  $N \times T$  向量； $WX$  表示的是各类解释变量在不同城市“邻居”间的空间交互效应， $X$  包括停留时间外生和内生两种情形，停留时间外生时  $X^{EX} = [p_x + p_n n, p, y, n]$ ，停留时间内

生时  $X^{EN} = [p_x, p_n, p, y]$ ;  $W_\mu$  为随机扰动项  $\mu$  之间的内生交互效应;  $\rho$  表示空间自回归系数,  $\lambda$  表示空间误差项系数;  $\beta$  和  $\theta$  均为  $K \times 1$  维的参数向量 ( $K$  是解释变量的个数);  $W$  表示  $N \times N$  维的非负空间权重矩阵, 用以刻画地区之间的地理/经济联系;  $\varepsilon$  是随机误差项。

根据式 (6), 当  $\theta = \lambda = 0$  时, 可以得到空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM):

$$x = \rho Wx + \alpha \iota_{N \times T} + X\beta + \mu \quad (7)$$

当  $\theta = \rho = 0$  时, 可以得到空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM):

$$x = \alpha \iota_{N \times T} + X\beta + \mu, \quad \mu = \lambda W_\mu + \varepsilon \quad (8)$$

当  $\theta = 0$  时, 可以得到空间自相关模型 (Spatial Autocorrelation Model, SAC):

$$x = \rho Wx + \alpha \iota_{N \times T} + X\beta + \mu, \quad \mu = \lambda W_\mu + \varepsilon \quad (9)$$

实证研究将分别基于上述三个空间计量模型来捕捉旅游需求的空间溢出效应, 并检验结果的稳健性。

## (二) 变量选取和数据来源

本文利用 2000 ~ 2007 年中国 39 个城市的国内旅游面板数据, 39 个城市分别是北京、成都、大连、福州、广州、贵阳、桂林、哈尔滨、海口、杭州、合肥、呼和浩特、济南、昆明、兰州、南昌、南京、南宁、宁波、青岛、厦门、上海、深圳、沈阳、石家庄、苏州、太原、天津、乌鲁木齐、无锡、武汉、西安、西宁、银川、长春、长沙、郑州、重庆、珠海。旅行成本模型中的具体变量如下:

1.  $x_{it}$  为城市  $i$  在  $t$  年的出游率。旅行成本模型中的出游率仅指观光休闲旅游。同时, 为了规避多目的地问题, 本文采用剥离系数——平均游览省数对出游率进行剥离 (孙睿君、钟笑寒, 2005; 谢慧明等, 2014)。单目的地观光休闲旅游出游率  $x_{it} = (\text{各城市国内出游率} \times \text{按出游目的分的观光旅游所占比例}) / \text{平均游览省数}$ 。

2.  $p_{n_{it}}$  是指停留时间的机会成本。参照已有研究, 取工资率的三分之一作为停留时间的单位机会成本 (孙睿君、钟笑寒, 2005; 谢慧明等, 2014)。其中, 工资率为在岗职工平均工资; 一年按 365 天计, 除去 52 个法定双休日和 11 天的法定节假日, 年工作时间按 250 天计。因此,  $p_{n_{it}} = 1/3 \times \text{工资率}/250$ 。

3.  $p_{x_{it}}$  是指旅行成本, 包括交通、住宿和诸如门票、膳食等旅行中的其他花费。

4.  $y_{it}$  是指城市  $i$  在  $t$  年的家庭平均月收入。《中国国内旅游抽样调查资料》将家庭平均月收入分为 7 个等级: 0 ~ 499 元、500 ~ 999 元、1000 ~ 1999 元、2000 ~ 2999 元、3000 ~ 3999 元、4000 ~ 4999 元、 $\geq 5000$  元。本文的家庭平均月收入数据由不同区间的平均收入乘以该区间的比重加权平均得到。其中, 平均收入取区间均值, 大于等于 5000 元的按 5000 元计。

5.  $n_{it}$  是指平均停留夜数。《中国国内旅游抽样调查资料》中的停留夜数也被分成 7 个等级: 0、1、2、3、4 ~ 7、8 ~ 13、 $\geq 14$ , 因此  $n_{it}$  的计算方法与家庭平均月收入  $y_{it}$

的计算方法一致，其中停留夜数大于等于 14 的按 14 计。

6. 其他解释变量包括平均受教育年限 ( $EDU$ ) 和平均年龄 ( $AGE$ )，用来表征游客的其他特征。《中国国内旅游抽样调查资料》中的受教育年限和年龄均是区间变量，因此这两个变量也采用同样的均值计算方法。

上述指标的数据来源于历年《中国旅游统计年鉴》和《中国国内旅游抽样调查资料》。由于 2008 年以后统计口径发生了变化，国家统计局不再统计停留时间的数据，因此本文所考察的样本区间为 2000 ~ 2007 年。此外，本文的工资率、旅行成本和家庭平均月收入以 2000 年为基期用消费者价格指数进行平减，同时昆明和桂林两个城市缺失的消费者价格指数由移动平均法补齐。各变量的统计性描述见表 2。

表 2 变量统计性描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
单目的地观光旅游出游率( $x_{it}$ , %)	48.97	29.07	9.02	254.73
总成本( $p_x + np_n$ , 元)	1067.68	627.49	234.61	6330.64
旅行成本( $p_x$ , 元)	10218.00	630.74	200.30	6288.07
时间的机会成本( $p_n$ , 元)	15.78	4.40	8.13	31.58
停留夜数( $n$ , 夜)	3.05	1.51	1.00	15.85
工资率( $w$ , 元)	11834.00	3297.00	6096.00	23682.64
月平均收入( $y$ , 元)	2449.86	689.71	736.11	4413.31
平均年龄( $AGE$ )	41.59	3.41	28.58	53.50
平均受教育年限( $EDU$ )	11.48	0.60	9.98	15.11

### (三) 空间权重矩阵

邻居通常由邻近原则或距离原则所定义，本文的“邻居”不仅仅局限于地理邻近意义上的邻居，还包括经济邻居，即收入水平相似。三类“邻居”的定义如下：

1. 地理权重矩阵 ( $W^D$ ) 定义的邻居。由于 39 个样本城市在地理上并不相邻，因此地理空间权重矩阵根据距离阈值定义，距离阈值取为各城市与距其最近城市的距离中的最大值。在阈值范围内权重取为 1，在阈值范围之外取为 0。阈值的选取以保证不出现孤岛城市为原则，即每个城市都有邻居。

2. 经济权重矩阵 ( $W^E$ ) 定义的邻居。若两个城市之间的收入水平差距越小则两个城市之间的相似性越高，定义如下：

$$W^E = \frac{1}{(y_{it} - y_{jt}) s_{it}} \quad (10)$$

其中， $s_{it} = \sum_j \frac{1}{|y_{it} - y_{jt}|}$ ， $j \neq i$ ； $y_{it}$  是城市  $i$  在  $t$  年的家庭平均月收入， $y_{jt}$  是城市  $j$  在  $t$  年的家庭平均月收入（林光平等，2006）。

3. 综合权重矩阵 ( $W^C$ ) 定义的邻居。地理权重矩阵关于所有城市之间相互影响等价的假设过于理想化, 因此本文将地理权重矩阵和城市间的经济差距联系起来建立了综合权重矩阵 (Case et al., 1993):

$$W^C = W^D \times E = W^D \times \text{diag}\left(\frac{\bar{y}_1}{\bar{y}}, \frac{\bar{y}_2}{\bar{y}}, \dots, \frac{\bar{y}_N}{\bar{y}}\right) \quad (11)$$

其中,  $E$  是衡量地区间收入差异的空间权重矩阵 (对角阵), 它在刻画地理邻近的同时也能够刻画出城市间的收入差异;  $\bar{y} = \frac{1}{N(t_1 - t_0 + 1)} \sum_{i=t_0}^{t_1} \sum_{i=1}^N y_{it}$ ,  $\bar{y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{i=t_0}^{t_1} y_{it}$ ;  $\bar{y}_i/\bar{y}$  是指城市  $i$  的家庭平均月收入在所有样本城市中所占的比重, 刻画了城市  $i$  的相对收入水平, 比值越大表明城市  $i$  对其邻居的影响越大, 邻居城市之间的联系越紧密。

由上述定义可知, 三类“邻居”之间既相互区别又相互联系。 $W^D$  定义的邻居是地理意义上的邻居, 城市间的距离越近则两者之间的相互影响越大;  $W^E$  定义的邻居是经济意义上的邻居, 城市之间的经济水平越相似则相互之间产生的影响越大;  $W^C$  定义的邻居是地理和经济双重意义上的邻居, 综合考虑了城市之间的地理距离和收入差距。

## 四、实证结果

### (一) 地理权重矩阵下的估计结果

基于地理权重矩阵的外生旅行成本模型的估计结果如表 3 所示, 第 2 列是传统面板固定效应模型的估计结果, 第 3 列是式 (9) 面板空间自相关模型的估计结果, 4~5 列和 6~7 列分别是式 (7) 空间滞后模型和式 (8) 空间误差模型在固定效应和随机效应下的估计结果。固定效应模型为控制面板数据中随个体变化但不随时间变化的一类变量处理方法, 基于旅行成本模型设定的国内旅游需求核心解释变量, 本文选择固定效应回归结果作为三类空间计量回归分析的参照。根据 Hausman 检验, SLM 和 SEM 下均是随机效应模型优于固定效应模型。从估计结果看, 旅行成本模型中的两个关键变量——总成本和平均收入水平均显著。总成本对出游率具有显著的负向影响, 平均收入与出游率呈正相关; 旅游需求的总成本弹性为 0.491~0.635, 收入弹性为 0.034~0.049, 小于总成本弹性。此外, 停留时间在 1% 水平上显著正向影响城市居民的出游率。这既保证了时间机会成本对国内旅游需求的负向影响, 也在一定程度上揭示了游客的出游偏好。平均年龄与出游率之间存在 U 型的非线性关系, 其拐点出现在 44~45 岁之间。这表明 44~45 岁居民的观光休闲出游率较低。根据《中国国内旅游抽样调查资料》中的年龄段划分, 拐点出现在了 25~44 岁年龄段的截止年份和

45~64 岁年龄段的起始年份。一般而言，这一年龄段人群的时间机会成本较高，出游率较小。此外，平均受教育年限对国内旅游需求影响不显著。

表 3 基于地理权重矩阵的外生旅行成本模型的估计结果

变量	固定效应模型	地理权重矩阵——出游率 ( $\ln x$ )				
		SAC (SFE)	SLM (SFE)	SLM (SRE)	SEM (SFE)	SEM (SRE)
$\ln(p_x + np_n)$	-0.506 *** (0.043)	-0.491 *** (0.040)	-0.495 *** (0.040)	-0.630 *** (0.052)	-0.499 *** (0.040)	-0.635 *** (0.052)
$\ln n$	0.029 *** (0.009)	0.029 *** (0.008)	0.028 *** (0.009)	0.039 *** (0.010)	0.028 *** (0.009)	0.039 *** (0.010)
$\ln y$	0.049 *** (0.012)	0.038 *** (0.012)	0.042 *** (0.012)	0.034 *** (0.013)	0.049 *** (0.012)	0.036 *** (0.013)
$\ln AGE$	-3.361 ** (1.530)	-3.366 ** (1.400)	-3.379 ** (1.402)	-3.050 ** (1.532)	-3.370 ** (1.407)	-3.039 ** (1.535)
$(\ln AGE)^2$	0.442 ** (0.207)	0.442 ** (0.189)	0.444 ** (0.189)	0.400 * (0.207)	0.443 ** (0.190)	0.399 * (0.207)
$\ln EDU$	-0.030 (0.052)	-0.034 (0.048)	-0.033 (0.048)	-0.032 (0.052)	-0.030 (0.048)	-0.031 (0.052)
常数项	13.233 *** (2.827)			13.493 *** (2.835)		13.609 *** (2.836)
$\rho$		0.144 ** (0.069)	0.100 ** (0.047)	0.034 (0.046)		
$\lambda$		-0.069 (0.082)			0.057 (0.054)	0.028 (0.056)
$N$	312	312	312	312	312	312
$R^2$	0.979	0.964	0.972	0.980	0.979	0.981
$AIC$	-1.2e+03	-1.2e+03	-1.2e+03	-918.114	-1.2e+03	-917.798
Hausman 检验				7.47		7.47
模型选择				SRE		SRE

注：括号内的值为稳健的标准差，显著性水平：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

内生旅游成本模型揭示出了成本结构，即同时考虑旅行成本和时间机会成本对国内出游率的影响。基于地理权重矩阵的内生旅行成本模型的估计结果（表 4）表明，两类成本均与旅游需求呈负相关，且所有模型中估计得到的旅行成本弹性（0.511~0.688）均大于时间机会成本弹性（0.084~0.093），此时收入弹性却略小于时间机会成本弹性而更接近于 0。旅行成本、时间机会成本和收入三者的弹性均小于 1，表明中国城市居民的旅游行为具有一般消费品的特性，即对城市居民而言国内旅游产品

并非奢侈品。鉴于此，降低旅行成本和时间机会成本并非是增加旅游收入的有效方式；相反，提价策略对于扩大国内旅游收入而言可能更有效。

表 4 基于地理权重矩阵的内生旅行成本模型的估计结果

变量	固定效应模型	地理权重矩阵——出游率( $\ln x$ )				
		SAC (SFE)	SLM (SFE)	SLM (SRE)	SEM (SFE)	SEM (SRE)
$\ln p_x$	-0.528 *** (0.043)	-0.511 *** (0.041)	-0.522 *** (0.040)	-0.688 *** (0.058)	-0.528 *** (0.040)	-0.687 *** (0.056)
$\ln p_n$	-0.092 *** (0.024)	-0.086 *** (0.022)	-0.084 *** (0.023)	-0.092 *** (0.025)	-0.093 *** (0.023)	-0.092 *** (0.025)
$\ln y$	0.043 *** (0.012)	0.034 *** (0.012)	0.039 *** (0.012)	0.027 ** (0.013)	0.043 *** (0.011)	0.026 ** (0.013)
$\ln AGE$	-2.968 ** (1.475)	-3.079 ** (1.356)	-3.005 ** (1.361)	-2.597 * (1.498)	-2.971 ** (1.365)	-2.614 * (1.498)
$(\ln AGE)^2$	0.390 * (0.199)	0.405 ** (0.183)	0.395 ** (0.184)	0.341 * (0.202)	0.391 ** (0.184)	0.343 * (0.202)
$\ln EDU$	-0.043 (0.050)	-0.047 (0.046)	-0.045 (0.046)	-0.046 (0.050)	-0.043 (0.046)	-0.047 (0.050)
常数项	12.967 *** (2.723)			13.528 *** (2.770)		13.528 *** (2.767)
$\rho$		0.118 * (0.066)	0.057 (0.048)	-0.007 (0.044)		
$\lambda$		-0.104 (0.079)			-0.007 (0.056)	-0.013 (0.056)
$N$	312	312	312	312	312	312
$R^2$	0.504	0.963	0.972	0.976	0.974	0.976
$AIC$	-1.2e+03	-1.2e+03	-1.2e+03	-946.020	-1.2e+03	-946.046
Hausman 检验			9.88		11.35	
模型选择			SRE		SFE	

注：括号内的值为稳健的标准差，显著性水平：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

综合比较表 3 和表 4 可以发现，停留时间外生的情况下，空间随机效应模型优于空间固定效应模型；而停留时间内生的情况下，空间滞后模型中随机效应较优，空间误差模型中固定效应较优。在地理权重矩阵下，空间溢出效应仅在 SAC 模型下显著。这表明出游率本身存在空间溢出效应，即一个城市的旅游需求受到其相邻城市旅游需求的正向影响。

## (二) 经济权重矩阵下的估计结果

表 5 和表 6 分别是在经济权重矩阵下外生旅行成本和内生旅行成本模型的估计结果。由于经济空间权重矩阵是用家庭平均月收入这一变量构造，因此变量估计不包括  $\ln y$ 。各变量的显著性与地理权重矩阵下的估计结果基本一致。与表 3 相比，表 5 中的总成本弹性略大，处于 0.501 ~ 0.673 之间。游客的平均年龄与出游率之间的 U 型关系依然成立，拐点亦位于 44 ~ 45 岁之间。

表 5 基于经济权重矩阵的外生旅行成本模型的估计结果

变量	经济权重矩阵——出游率 ( $\ln x$ )				
	SAC (SFE)	SLM (SFE)	SLM (SRE)	SEM (SFE)	SEM (SRE)
$\ln(p_x + np_n)$	-0.501 *** (0.039)	-0.505 *** (0.039)	-0.634 *** (0.051)	-0.511 *** (0.043)	-0.673 *** (0.057)
$\ln n$	0.032 *** (0.009)	0.033 *** (0.009)	0.041 *** (0.010)	0.036 *** (0.009)	0.044 *** (0.010)
$\ln AGE$	-3.309 ** (1.394)	-3.293 ** (1.395)	-3.022 ** (1.526)	-3.314 ** (1.402)	-2.971 * (1.557)
$(\ln AGE)^2$	0.436 ** (0.188)	0.434 ** (0.188)	0.398 * (0.206)	0.437 ** (0.189)	0.391 * (0.210)
$\ln EDU$	-0.016 (0.047)	-0.015 (0.047)	-0.018 (0.051)	-0.012 (0.047)	-0.012 (0.052)
常数项			12.873 *** (2.845)		13.958 *** (2.873)
$\rho$	0.406 *** (0.085)	0.378 *** (0.076)	0.251 *** (0.081)		
$\lambda$	-0.093 (0.150)			0.363 *** (0.109)	0.194 (0.131)
$N$	312	312	312	312	312
$R^2$	0.937	0.943	0.964	0.980	0.980
$AIC$	-1.2e+03	-1.2e+03	-921.166	-1.2e+03	-914.071
Hausman 检验			3.73		8.17
模型选择			SRE		SRE

注：括号内的值为稳健的标准差，显著性水平：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

表 5 中，SAC 模型和 SLM 模型的空间自相关系数显著为正，均值为 0.329，大于表 3 地理权重矩阵下 SAC 的 0.144，经济空间权重下的溢出效应增强了 128.47%。在 SEM 模型中，固定效应下的空间误差系数仍在 1% 水平下具有正向显著性。可见，经济权重矩阵下经济邻居间同样存在溢出效应。在以经济权重矩阵估计的内生旅行成本

模型中(表6), SAC和SLM模型的空间自相关系数显著为正,其均值0.245略小停留时间外生时的0.329, SEM中的溢出效应为0.205。另外,经济权重矩阵下旅行成本弹性大于地理权重矩阵下的旅行成本弹性,而时间机会成本的弹性则小于地理权重矩阵下的估计结果。这意味着经济权重矩阵扩大了旅行成本弹性而降低了机会成本弹性,表5中的总成本弹性大于表3的值,即经济权重矩阵下的总成本弹性(0.501~0.673)大于地理权重矩阵下相应的总成本弹性(0.491~0.635)。

表6 基于经济权重矩阵的内生旅行成本模型的估计结果

变量	经济权重矩阵——出游率( $\ln x$ )				
	SAC (SFE)	SLM (SFE)	SLM (SRE)	SEM (SFE)	SEM (SRE)
$\ln p_x$	-0.530*** (0.039)	-0.534*** (0.039)	-0.697*** (0.056)	-0.560*** (0.042)	-0.744*** (0.058)
$\ln p_n$	-0.071*** (0.023)	-0.070*** (0.023)	-0.079*** (0.025)	-0.084*** (0.024)	-0.091*** (0.025)
$\ln AGE$	-3.038** (1.358)	-3.005** (1.360)	-2.625* (1.501)	-2.953** (1.378)	-2.527* (1.535)
$(\ln AGE)^2$	0.401** (0.183)	0.396** (0.184)	0.345* (0.203)	0.389** (0.186)	0.332 (0.207)
$\ln EDU$	-0.030 (0.045)	-0.028 (0.045)	-0.036 (0.050)	-0.021 (0.046)	-0.033 (0.051)
常数项			13.191*** (2.793)		13.907*** (2.829)
$\rho$	0.340*** (0.083)	0.301*** (0.078)	0.150* (0.082)		
$\lambda$	-0.132 (0.142)			0.205* (0.120)	0.041 (0.126)
$N$	312	312	312	312	312
$R^2$	0.945	0.952	0.970	0.974	0.976
$AIC$	-1.2e+03	-1.2e+03	-947.246	-1.2e+03	-943.939
Hausman 检验			5.38		14.68
模型选择			SRE		SFE

注:括号内的值为稳健的标准差,显著性水平:\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

### (三) 综合权重矩阵下的估计结果

综合空间权重矩阵是地理和经济权重矩阵的结合,该定义下的“邻居”不仅在地理距离上相近,而且其经济水平亦相似。综合空间权重矩阵下停留时间外生和内生时的稳健性检验结果(表7和表8)表明,除了平均受教育年限外,所有变量的显著

性都具有稳健性。综合权重矩阵下的总成本弹性和旅行成本弹性稍大于地理权重和经济权重下的估计结果，时间机会成本的弹性则是介于两者之间。由此可见，在三类权重矩阵下，总成本和旅行成本的弹性依次呈递增趋势；时间机会成本弹性则是先减弱后又增强，并回到地理权重矩阵下的水平，表明机会成本弹性对于以地理距离定义的邻居十分敏感。

表 7 基于综合权重矩阵的外生旅行成本模型的估计结果

变量	综合权重矩阵——出游率( $\ln x$ )				
	SAC (SFE)	SLM (SFE)	SLM (SRE)	SEM (SFE)	SEM (SRE)
$\ln(p_x + np_n)$	-0.519 *** (0.041)	-0.536 *** (0.039)	-0.680 *** (0.053)	-0.549 *** (0.041)	-0.701 *** (0.054)
$\ln n$	0.028 *** (0.008)	0.028 *** (0.009)	0.040 *** (0.010)	0.026 *** (0.009)	0.041 *** (0.010)
$\ln AGE$	-3.362 ** (1.411)	-3.441 ** (1.426)	-3.057 * (1.568)	-3.458 ** (1.443)	-3.027 * (1.586)
$(\ln AGE)^2$	0.444 ** (0.190)	0.454 ** (0.193)	0.403 * (0.212)	0.457 ** (0.195)	0.399 * (0.214)
$\ln EDU$	-0.009 (0.047)	-0.009 (0.048)	-0.012 (0.053)	0.001 (0.048)	-0.008 (0.053)
常数项			13.958 *** (2.896)		14.239 *** (2.920)
$\rho$	0.226 *** (0.064)	0.144 *** (0.044)	0.057 (0.045)		
$\lambda$	-0.134 (0.082)			0.077 (0.054)	0.025 (0.055)
$N$	312	312	312	312	312
$R^2$	0.944	0.965	0.978	0.981	0.981
$AIC$	-1.2e+03	-1.2e+03	-913.605	-1.2e+03	-912.157
Hausman 检验		4.56		19.86	
模型选择		SRE		SFE	

注：括号内的值为稳健的标准差，显著性水平：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

就误差项的空间自相关效应而言，单独估计时，误差项的空间自相关效应显著为正（表 5 和表 6）；同时估计旅游需求的邻居效应和误差项的空间自相关效应时（SAC 模型），误差项的空间自相关效应显著为负（表 8）。这表明综合权重矩阵下出游率的邻居效应由于一些潜在的随机因素而被削弱。

表8 基于综合权重矩阵的内生旅行成本模型的估计结果

变量	综合权重矩阵——出游率( $\ln x$ )				
	SAC (SFE)	SLM (SFE)	SLM (SRE)	SEM (SFE)	SEM (SRE)
$\ln p_x$	-0.539*** (0.042)	-0.566*** (0.038)	-0.744*** (0.059)	-0.585*** (0.038)	-0.749*** (0.055)
$\ln p_n$	-0.084*** (0.022)	-0.080*** (0.024)	-0.091*** (0.025)	-0.096*** (0.024)	-0.093*** (0.025)
$\ln AGE$	-3.100** (1.364)	-3.031** (1.384)	-2.548* (1.537)	-2.953** (1.397)	-2.547* (1.541)
$(\ln AGE)^2$	0.409** (0.184)	0.400** (0.187)	0.335 (0.207)	0.390** (0.189)	0.335 (0.208)
$\ln EDU$	-0.029 (0.046)	-0.026 (0.046)	-0.034 (0.051)	-0.018 (0.047)	-0.033 (0.051)
常数项			13.916*** (2.834)		13.985*** (2.837)
$\rho$	0.191*** (0.062)	0.102** (0.045)	0.009 (0.042)		
$\lambda$	-0.156** (0.078)			0.008 (0.055)	-0.012 (0.053)
$N$	312	312	312	312	312
$R^2$	0.946	0.966	0.976	0.973	0.976
$AIC$	-1.2e+03	-1.2e+03	-943.880	-1.2e+03	-943.888
Hausman 检验			11.65		22.15
模型选择			SFE		SFE

注：括号内的值为稳健的标准差，显著性水平：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

综合比较各模型的估计结果（表3~表8），空间自相关模型（SAC）中旅游需求的邻居效应在10%水平下均显著，且无论是停留时间内生还是外生的情况下，旅游需求邻居效应的最大值均出现在经济邻居。可见，较之于地理因素，城市间的经济“邻近”在扩大国内旅游需求上的作用更大。因此，扩大城市国内旅游需求应注重与“邻居”城市，尤其是具有相似经济发展水平的“邻居”城市之间进行合作交流。

## 五、结论和启示

基于2000~2007年中国39个城市的抽样调查数据，本文采用停留时间外生和内生两类旅行成本模型剖析了包括总成本、旅行成本和时间机会成本在内的旅行成本结构，并在由不同空间权重矩阵定义的三类“邻居”的基础上探讨了中国城市居民国

内旅游需求的邻居效应。主要研究结论和启示如下：第一，中国城市居民国内旅游需求具有显著的正向空间溢出效应。在进一步区分地理意义、经济意义、地理和经济双重意义三类“邻居”的情况下，空间溢出效应依然显著且稳健。因此，充分发挥空间溢出机制是扩大国内旅游需求的重要途径，尤其是经济“邻居”的带动和示范效应。第二，旅行成本和时间的机会成本显著地负向作用于中国城市居民国内旅游需求。旅行成本、时间的机会成本和居民收入的国内旅游需求弹性均小于1，因此旅游管理部门应高度重视提价策略的内在机制，慎重出台“限价令”。第三，城市居民的年龄等微观特征对国内旅游需求同样具有稳健的影响，探究游客的异质性是国内旅游业“个性化”发展的基础。需要指出的是，成本结构不局限于旅行成本和机会成本两分情形，邻居效应也不局限于地理意义、经济意义、地理和经济双重意义三类，更多细分的可能和更多游客层面的微观实证是国内旅游需求问题进一步研究的方向。

## 参考文献

- 陈刚强、李映辉（2011）：《中国区域旅游规模的空间结构与变化》，《旅游学刊》第11期，第84~89页。
- 林光平、龙志和、吴梅（2006）：《中国地区经济 $\sigma$ -收敛的空间计量实证分析》，《数量经济技术经济研究》第4期，第14~21页。
- 宋咏梅、孙根年（2006）：《中国城市居民旅游购买能力统计分析》，《城市问题》第2期，第54~58页。
- 孙睿君、钟笑寒（2005）：《运用旅行费用模型估计典型消费者的旅游需求及其收益：对中国的实证研究》，《统计研究》第12期，第34~39页。
- 翁钢民、徐晓娜、尚雪梅（2007）：《我国城市居民国内旅游需求影响因素分析》，《城市问题》第4期，第31~35页。
- 吴玉鸣（2010）：《考虑空间效应的中国省域旅游产业弹性估计》，《旅游学刊》第8期，第18~25页。
- 向艺、郑林、王成章（2012）：《旅游经济增长因素的空间计量研究》，《经济地理》第6期，第162~166页。
- 谢慧明、沈满洪、李中海（2014）：《中国城市居民旅游需求函数的实证研究》，《旅游学刊》第9期，第24~34页。
- 徐伟、戴其文、把多勋等（2010）：《中国农村居民一日游现状与出游目的空间自相关分析》，《旅游学刊》第10期，第43~49页。
- Case, A. C., H. S. Rosen and J. R. Hines (1993), "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States", *Journal of Public Economics*, 52 (3), pp. 285 - 307.
- de la Mata, T. and C. Llano-Verduras (2012), "Spatial Pattern and Domestic Tourism: An Econometric Analysis Using Inter-Regional Monetary Flows by Type of Journey", *Papers in Regional Science*, 91 (2), pp. 437 - 470.
- De Mello, M., A. Pack and M. T. Sinclair (1999), "UK Demand for Tourism in Its Southern Neighbours", *TTRI Discussion Paper 99/2*, Christel DeHaan Tourism and Travel Research Institute,

University of Nottingham.

Deng, M. and G. Athanasopoulos (2011), “Modelling Australian Domestic and International Inbound Travel: A Spatial-Temporal Approach”, *Tourism Management*, 32 (5), pp. 1075 – 1084.

Elhorst, J. P. (2014), “Spatial Panel Data Models”, *Spatial Econometrics*, Springer, pp. 37 – 93.

Goh, C. (2012), “Exploring Impact of Climate on Tourism Demand”, *Annals of Tourism Research*, 39 (4), pp. 1859 – 1883.

Gooroochurn, N. and A. Hanley (2005), “Spillover Effects in Long-Haul Visitors Between Two Regions”, *Regional Studies*, 39 (6), pp. 727 – 738.

Li, G., H. Y. Song and S. F. Witt (2005), “Recent Developments in Econometric Modeling and Forecasting”, *Journal of Travel Research*, 44 (1), pp. 82 – 99.

Lim, C. (1997), “Review of International Tourism Demand Models”, *Annals of Tourism Research*, 24 (4), pp. 835 – 849.

Marrocu, E. and R. Paci (2013), “Different Tourists to Different Destinations. Evidence from Spatial Interaction Models”, *Tourism Management*, 39 (39), pp. 71 – 83.

McConnell, K. E. (1992), “On-Site Time in the Demand for Recreation”, *American Journal of Agricultural Economics*, 74 (4), pp. 918 – 925.

Menon, M., F. Perali and M. Veronesi (2014), “Recovering Individual Preferences for Non-Market Goods: A Collective Travel-Cost Model”, *American Journal of Agricultural Economics*, 96 (2), pp. 438 – 457.

Patuelli, R., M. Mussoni and G. Candela (2013), “The Effects of World Heritage Sites on Domestic Tourism: A Spatial Interaction Model for Italy”, *Journal of Geographical Systems*, 15 (3), pp. 369 – 402.

Pearce, D. G. (1987), “Spatial Patterns of Package Tourism in Europe”, *Annals of Tourism Research*, 14 (2), pp. 183 – 201.

Song, H. Y., L. Dwyer and G. Li, et al. (2012), “Tourism Economics Research: A Review and Assessment”, *Annals of Tourism Research*, 39 (3), pp. 1653 – 1682.

Song, H. Y. and G. Li (2008), “Tourism Demand Modelling and Forecasting—A Review of Recent Research”, *Tourism Management*, 29 (2), pp. 203 – 220.

Tang, Z. (2015), “An Integrated Approach to Evaluating the Coupling Coordination Between Tourism and the Environment”, *Tourism Management*, 46, pp. 11 – 19.

Yang, Y. and K. K. Wong (2013), “Spatial Distribution of Tourist Flows to China’s Cities”, *Tourism Geographies*, 15 (2), pp. 338 – 363.

## Cost Structure and Neighbor Effect of Domestic Tourism Demand of Chinese Citizens

Xie Hui-ming<sup>1,2</sup>, Yu Meng-qi<sup>1,2</sup>, Shen Man-hong<sup>2,3</sup>

(1. Zhejiang Sci-tech University, Hangzhou 310018, China;

2. Center for Ecological Civilization, Hangzhou 310018, China;

3. Ningbo University, Ningbo 315211, China)

**Abstract:** Cost structure and neighbor effect are the two key determinants of domestic tourism demand. This paper defines three types of “neighbor” based on different spatial

weights including distance weight, economic weight and comprehensive weight to test the neighbor effect of domestic tourism demand and introduce travel cost model with on-site time exogenous and endogenous to explore the cost structure of travelling including the total cost, travelling cost and opportunity cost. Based on the sampling panel data of 39 Chinese cities from 2000 to 2007, the empirical results show that: (1) the neighbor effect has a significantly positive impact on domestic tourism demand of sightseeing, and it is the largest in the case of neighbor defined in economic weight; (2) the total cost, travelling cost and opportunity cost have significantly negative impact on domestic tourism demand among all the models with kinds of spatial weights and all the cost elasticities are inelastic, while the income elasticity is less than the opportunity cost elasticity; (3) U-shape between the average wage and travelling rate is empirically tested and all these people between 44 and 45 years old have a higher opportunity cost. Therefore, strengthening economic linkage among cities, improving the tourism product price or tourism marketing targeted at those who have high opportunity cost can effectively expand domestic tourism demand and income.

**Key Words:** tourism demand; neighbor effect; cost structure; travel cost model

责任编辑：庄立