

# 解析空间相关的来源：理论模型与经验证据

才国伟、钱金保\*

**摘要** 本文从需求和供给两个角度研究经济要素的空间流动，发现要素流动存在两种类型的空间交互作用，分别是流出地空间相关和流入地空间相关；更进一步，本文将要素流动方程转化为易于估计的空间相关模型。因此，本文为 LeSage and Pace (2008) 类型的空间自相关计量模型提供了一种经济学解释。在此基础上，使用中国跨省人口流动数据进行经验检验，结果支持理论模型的结论，即资源流动过程中存在两种类型的空间相关，并且忽略空间相关会导致模型估计结果不可靠；大量稳健性检验结果表明存在空间相关的结论是稳健的。此外，空间相关的引入有助于更合理地解释“边界效应”、“全球化缺失之谜”等经济现象。

**关键词** 空间相关，空间交互作用，O-D 模型

## 一、引言

在市场经济中资源流动是一种普遍现象，例如地区之间的贸易和人口流动等常见经济现象本质上都属于资源流动。鉴于经济资源是在流出地 (Origin) 和流入地 (Destination) 之间流动，因此一些文献把研究上述现象的模型称为 O-D 模型 (Origin-destination Model)。类似模型多采用重力方程的分析框架，使用流出地和流入地的特征以及两地距离来解释要素流动 (Lesage and Pace, 2008)。Sen and Smith (1995) 把 O-D 模型命名为空间交互作用模型 (Spatial Interaction Model)，然而传统重力方程分析并没有体现出空间交互作用。以人口流动为例，在传统重力方程框架下，通常使用收入水平、年龄结构、教育水平等双边特征和流动距离解释人口流动，但没有考虑第三方作用和影响。O-D 模型中的“交互作用”概念类似于物理学上的“合力”，根据万有引力理论，在只有两个物体的情形下，其中一个物体受到的引力与它

\* 才国伟，中山大学岭南学院；钱金保，广东社会科学院财政金融研究所。通信作者及地址：钱金保，广东省广州市天河北路 369 号广东社会科学院财政金融研究所，510610；电话：13729886335；E-mail：qian-jb81@126.com。本文得到广东省自然科学基金项目(10151027501000103)(S2012010010630)、广东省研究生示范课程建设项目(10SFKC02)、中山大学 985 工程三期建设项目“金融创新与区域发展研究创新基地”的资助。作者感谢中山大学王美今教授、李捷瑜副教授、胡毅博士以及暨南大学余壮雄副教授、赵永亮副教授的建设性意见，感谢匿名审稿人的修改建议。当然，文责自负。

们的质量成正比,与距离成反比;如果存在三个以上物体,其中一个物体受到的引力是来自另两个物体引力的合力,它对其他物体的引力也表现为合力形式。类似地,在经济领域两个地区间的资源流动也会受到第三方影响,根据 LeSage and Pace (2008),第三方影响在两个方向<sup>1</sup>上发生作用:基于流出地(Origin-based)的效应和基于流入地(Destination-based)的效应。<sup>2</sup>

根据检索到的文献,O-D模型类型的空间交互作用最早出现于国际贸易研究中。Anderson (1979)发现,地区间贸易相互影响,在控制其他地区影响的基础上,两个地区的贸易随着贸易障碍(Trade Barrier)的增加而减少;Deardorff (1998)指出,两个地区间贸易不是简单地取决于两地的绝对距离,而是取决于相对距离,其大小与所有其他地区有关;Anderson and Wincoop (2003)进一步发展了Anderson (1979)模型,他们把其他地区影响称为多边阻力(Multilateral Resistance)。无论是“相对距离”,还是“多边阻力”,都是空间交互作用的表现形式。上述文献中,Anderson (1979)和Deardorff (1998)都只是从理论角度推导出空间交互作用,没有指出应该如何度量它。Anderson and Wincoop (2003)将多边阻力按贸易双方分解为价格指数,并使用非线性方法进行估计,用于消除多边阻力对重力方程估计的影响。与其他研究相比,Anderson and Wincoop (2003)提出的方法具有可操作性,是一个重大进步,但是其方法仍存在一些不足,主要表现为:一方面,为了计算多边贸易阻力,需要利用非线性方法求解 $N$ 个方程构成的联立方程组( $N$ 为贸易个体的数目),当 $N$ 较大时,计算变得困难;另一方面,利用非线性方法求出的贸易阻力,无法用于统计推断(Behrens *et al.*, 2007)。

除Anderson and Wincoop (2003)的非线性方法外,已有研究还尝试过其他方法度量空间交互作用。例如,一些贸易研究使用远离指数(Remoteness Indices)反映地区间的相互影响,另一些研究使用固定效应消除空间交互作用的影响。但这两种方法缺乏严格的理论依据,也无法严格证明它们能够度量或消除空间交互作用。

为了捕捉O-D模型中地区间的交互作用,空间计量是一种合适的方法。与传统计量方法假定截面内个体相互独立不同,空间计量经济学的出发点是个体间存在相互影响,而这种影响可以用于反映地区间资源流动的相互作用。近年来开始有一些文献使用空间计量方法研究贸易、人口、交通等资源流动问题。例如,Porojan (2001)在重力方程中引入空间相关因素用于贸易分析,与不考虑空间相关的分析相比,考虑空间相关后估计结果有明显的变动;Baltagi *et al.* (2007)使用空间计量模型分析FDI流动的第三方效应,发现地区

<sup>1</sup> LeSage and Pace(2008)还考虑了第三种情形,但本文理论模型推导表明它在人口流动模型中不存在。

<sup>2</sup> 考虑A、B、C三个地区的人口流动,若考虑地区A和B向C的人口流动,地区A向C的流动与地区B向C的流动之间相互影响,即为流出地效应;再考虑地区A向地区B和C的人口流动,地区A向B和向C的流动也会相互影响,即为流入地效应。

间 FDI 流动受其他地区影响；Behrens *et al.* (2007) 以 Anderson and Wincoop (2003) 理论模型为基础，使用线性化方法得到一个以人口比重为加权矩阵的空间计量方程，并得到与 Anderson and Wincoop (2003) 类似的实证结论；钱金保和才国伟 (2010) 在 Anderson and Wincoop (2003) 的重力方程框架下，通过线性化方法得到一个含有空间相关的重力方程，并使用跨国贸易数据进行了验证。Behrens *et al.* (2007)，钱金保和才国伟 (2010) 都只考虑一种类型的空间交互作用，而没有从供给和需求两个方面考虑空间交互作用。

LeSage and Pace (2008) 针对 O-D 模型特点，提出一般的空间计量模型。该模型不仅使用因变量空间相关项反映空间交互作用，而且同时使用三个空间加权矩阵，分别度量三种类型的空间交互作用。LeSage and Pace (2008) 把该模型应用于分析美国州际间人口流动，发现流出地和流入地效应都为正并且显著。LeSage and Polasek (2006) 把该模型应用于分析奥地利 35 个地区的货物流动，利用交通网络信息构建加权矩阵，发现货物流动具有空间交互作用特征。Chun (2008) 采用空间滤波 (Spatial Filtering) 方法估计 LeSage and Pace (2008) 类型的人口流动模型，发现能够得到更容易解释的估计结果。

LeSage and Pace (2008) 提出的空间 O-D 模型虽然与直觉相符，但他们没有对计量方程给出严格的推导，因此缺乏经济理论基础。有鉴于此，本文首先构建了一个理论模型，推导出要素流动的需求和供给方程，作为不同类型空间交互作用的来源；然后利用线性化方法将非线性项转化为空间相关成分，得到一个易于估计的空间相关模型，从而建立起理论方程与经验分析之间的联系。同已有研究相比，本文在以下方面有所改进：首先，本文提出的空间 O-D 方程易于估计，它对应于一个空间相关模型，可以使用 LeSage and Pace (2008) 提出的方法进行估计；其次，本文从理论上解释了不同空间交互作用的来源，即流出地效应来源于供给方作用，而流入地效应来源于需求方作用。在理论模型基础上，本文利用中国的跨省人口流动数据进行经验检验，结果表明人口流动确实存在两种空间交互作用。

本文的基本安排如下：第二部分从理论上构建模型，并根据理论模型得到用于经验分析的计量方程；第三部分是经验分析，利用人口流动数据来验证理论模型；第四部分从多个角度进行稳健性分析；最后是结论和进一步研究的方向。

## 二、理论模型

考虑由  $N$  个地区组成的一个经济，生产要素在地区之间自由流动，每个地区通过销售自己的产品获得收入，并利用收入购买产品进行消费。 $q_{ij}$ <sup>3</sup> 表示

<sup>3</sup> 下标顺序表示资源流动方向，如  $q_{ij}$  中“ $ij$ ”表示资源流动方向是从  $i$  地到  $j$  地。

从地区  $i$  销往地区  $j$  的产品数量,  $p_{ij}$  表示与之对应的销售价格。

借鉴 Anderson (1979)、Deardorff (1998)、Anderson and Wincoop (2003) 等关于重力方程的研究, 理论模型的基本假设如下: 第一, 每个地区总的产品生产能力和消费能力是确定的; 第二, 每个地区为其他地区生产产品, 产品间具有一定的异质性; 第三, 消费者偏好和生产边界都是位似的 (Homothetic), 具体表现为 CES 效用函数和生产转换函数; 第四, 资源流动是经济主体最优化决策的结果, 均衡水平的流动数量由需求和供给联合决定。

### (一) 需求方程

假定地区  $j$  消费者的效用函数及预算约束分别为

$$U_j = \left[ \sum_{i=1}^N \beta_{ij} q_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad s. t. \quad \sum_{i=1}^N q_{ij} \pi_{ij} = y_j, \quad (1)$$

其中,  $\sigma \geq 0$  表示商品间替代弹性;  $\pi_{ij}$  和  $q_{ij}$  分别表示  $j$  地消费者对  $i$  地产品的支付价格和消费数量;  $y_j$  表示  $j$  地居民的收入;  $\beta_{ij}$  表示正的分布参数, 用于反映  $j$  地消费者对  $i$  地产品的偏好程度。根据显示性偏好理论, 消费者选择结果反映了产品的某些特征, 因此  $\beta_{ij}$  可以用来反映产品之间差别。对于分布参数  $\beta_{ij}$ , 这里仅要求对于任意的  $i$  和  $j$ ,  $\beta_{ij} > 0$  且  $\beta_{ij} = O(1/N^\delta)^4$ ,  $0 < \delta < 1$ ; 为了模型的可识别, 后文将给出参数的正则化设定。

贸易成本采用 Samuelson 的冰山 (Iceberg) 成本形式, 即将 1 单位的产品从  $i$  地运至  $j$  地需要  $t_{ij} - 1$  单位成本 (其中  $t_{ij} > 1$ )。使用  $p_{ij}$  表示从  $i$  地销往  $j$  地产品的出厂价格,  $\pi_{ij}$  表示  $j$  地消费者对  $i$  地产品的支付价格, 则  $\pi_{ij} = p_{ij} t_{ij}$ 。

根据式 (1), 可以得到  $j$  地消费者对  $i$  地产品的需求数量为

$$q_{ij}^d = y_j \beta_{ij}^\sigma \pi_{ij}^{-\sigma} \prod_j^{\sigma-1}, \quad (2)$$

其中,  $\prod_j$  代表  $j$  地价格指数, 由式 (3) 定义

$$\prod_j = \left[ \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} \pi_{kj}^{1-\sigma}) \right]^{1/(1-\sigma)}. \quad (3)$$

联合式 (1) 和 (3), 可以得到与式 (3) 相对应的数量指数为

$$Q_j = \left[ \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d(\sigma-1)/\sigma}) \right]^{\sigma/(\sigma-1)}. \quad (4)$$

<sup>4</sup>  $\beta_{kj} = O(1/N^\delta)$  表示  $\beta_{kj}$  最多与  $O(1/N^\delta)$  同阶, 该条件限制消费者的偏好程度。

不难验证，价格和数量指数具有如下关系：

$$Q_j \prod_j = y_j. \quad (5)$$

根据式 (5) 可得  $Q_j = y_j / \prod_j$ ，将其代入式 (2) 得到

$$q_{ij}^d = y_j^\sigma \beta_{ij}^\sigma \pi_{ij}^{-\sigma} Q_j^{1-\sigma}. \quad (6)$$

再将  $\pi_{ij} = p_{ij} t_{ij}$  和式 (4) 同时代入式 (6) 有

$$q_{ij}^d = y_j^\sigma \beta_{ij}^\sigma (p_{ij} t_{ij})^{-\sigma} \left[ \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d^{(\sigma-1)/\sigma}}) \right]^{-\sigma}. \quad (7)$$

对式 (7) 两边取自然对数得到

$$\ln q_{ij}^d = \sigma \ln(\beta_{ij}) + \sigma \ln y_j - \sigma \ln(p_{ij}) - \sigma \ln(t_{ij}) - \sigma \ln \left[ \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d^{(\sigma-1)/\sigma}}) \right]. \quad (8)$$

式 (8) 中  $\ln q_{ij}^d$  为观察到的  $j$  地对  $i$  地的实际资源需求，它受到随机扰动的影响，为了反映这种关系，记

$$q_{ij}^d = q_{ij}^{d+} e^{\omega_{ij}^d}, \quad 1 \leq i \leq N, \quad (9)$$

其中， $q_{ij}^{d+}$  表示由产出、距离等可观测变量决定的需求， $\omega_{ij}^d$  用于度量随机扰动对于资源流动需求的影响，当  $\omega_{ij}^d = 0$  时表示不存在随机扰动。式 (9) 含义可以表述为，实际的资源流动需求  $q_{ij}^d$  围绕着  $q_{ij}^{d+}$  波动，波动大小由变量  $\omega_{ij}^d$  确定，对波动大小  $\omega_{ij}^d$  的约束条件为

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \omega_{ij}^d = 0, \quad 1 \leq i \leq N. \quad (10)$$

式 (10) 反映了这样的事实，对于资源流入地  $j$  而言，随着资源来源地数目的增加，该地消费者有了更大的选择余地，因此地区  $j$  对地区  $i$  资源需求的波动会下降。

对于由可观测变量决定的资源流动需求  $q_{ij}^{d+}$ ，本文进行如下正则化处理：

$$\sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}) = 1, \quad (11)$$

$$\sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma} \ln q_{kj}^{d+}) = C_j, \quad (12)$$

其中， $C_j$  为大于零的常数。

前文没有对分布参数  $\beta$  进行正则化处理，因此式 (11) 实际上相当于对  $\beta$  的正则化；而式 (12) 是对变量  $q_{ij}^{d+}$  的约束。

式 (8) 中含有非线性项，为了得到易于估计的重力方程，借鉴 Geraci

and Prewo (1982)、Pinkse *et al.* (2002)、Behrens *et al.* (2007) 线性近似思想, 本文使用线性近似方法展开式 (8) 中的非线性项。记

$$f(q_j^d) \equiv \ln \left[ \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d(\sigma-1)/\sigma}) \right], \quad (13)$$

其中, 向量  $q_j^d = (\ln q_{1j}^d, \dots, \ln q_{ij}^d, \dots, \ln q_{Nj}^d)$ 。

与式 (13) 类似, 记  $q_j^{d+} = (\ln q_{1j}^{d+}, \dots, \ln q_{ij}^{d+}, \dots, \ln q_{Nj}^{d+})$ 。为了把式 (13) 转化为线性函数, 利用式 (9) — (12), 对函数  $f(q_j^d)$  在  $q_j^d = q_j^{d+}$  处进行展开, 近似<sup>5</sup>后可以得到

$$f(q_j^d) \approx \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \sum_{k=1}^N (W_{kj}^d \ln q_{kj}^d) - C_j, \quad (14)$$

其中,  $W_{kj}^d = \beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}$ <sup>6</sup>,  $C_j$  的表达式见式 (12)。

将式 (14) 代入式 (8) 并整理得到:

$$\ln q_{ij}^d = c_{ij}^d + \sigma \ln y_j - \sigma \ln(p_{ij}) - \sigma \ln(t_{ij}) + (1-\sigma) \sum_{k=1}^N (W_{kj}^d \ln q_{kj}^d), \quad (15)$$

其中,  $c_{ij}^d = \sigma \ln(\beta_{ij}) - \sigma C_j$ 。

式 (15) 中,  $y_j$ 、 $p_{ij}$  和  $t_{ij}$  分别表示流入地收入水平、价格水平和两地贸易成本,  $q_{kj}^d$  表示  $j$  对除  $i$  以外的其他地区 ( $k$ ) 的资源需求。根据式 (15), 地区  $j$  对地区  $i$  的资源需求 ( $q_{ij}^d$ ), 不仅取决于这两个地区因素 ( $y_j$ 、 $p_{ij}$  和  $t_{ij}$ ), 同时受到地区  $j$  对其他地区资源需求的影响 ( $q_{kj}^d$ ), 影响权重为  $W_{kj}^d$ 。为了形象地反映出它们的关系, 本文借助 Chun (2008) 的示意图, 来表示流出地效应引起的空间相关, 见图 1。如果把  $W_{kj}^d$  看作空间加权矩阵的元素, 式 (15) 即为一个空间相关模型。

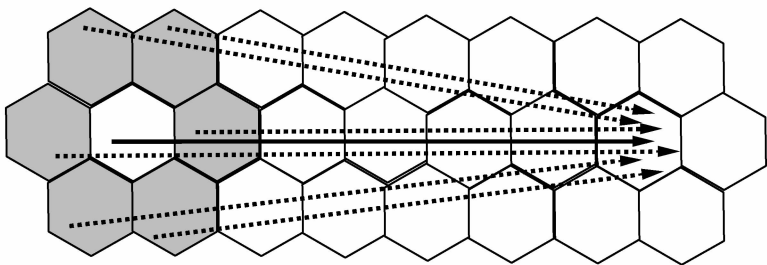


图1 基于流出地 (Origin-based) 效应的空间相关

注: 箭头表示流动方向, 实线表示的资源流动受到虚线表示的资源流动影响。

<sup>5</sup> 详细的推导过程参见附录。近似是指舍弃一项无穷小量 (当  $N \rightarrow \infty$  时), 类似于 Dixit and Stiglitz (1977) 在计算弹性时忽略  $O(1/N)$  项。

<sup>6</sup> 文献中一般要求空间加权矩阵外生, 根据前文设定,  $q_j^{d+}$  由外生变量决定, 因此符合要求。

## (二) 供给方程

类似与 CES 效用函数，设定  $i$  地的生产能力由一个具有不变转换弹性 (Constant Elasticity of Transformation, CET) 的生产指数给出，即

$$\mathbf{r}_i = \left[ \sum_{k=1}^N (b_{ik} q_{ik}^{\sigma/(\sigma-1)}) \right]^{(\sigma-1)/\rho}, \quad (16)$$

其中， $\rho \geq 1^7$  表示流动转换弹性； $q_{ik}$  分别表示从  $i$  地到  $k$  地的资源流动数量， $b_{ik}$  表示正的转换参数， $b_{ik} = O(1/N^\delta)$ ， $0 < \delta < 1$ 。

在式 (16) 约束下，地区  $i$  面临的最优化问题为

$$\max \sum_{k=1}^N q_{ik}^s p_{ik}, \quad (17)$$

其中， $q_{ik}$  和  $p_{ik}$  分别表示从  $i$  地到  $k$  地的出口数量和出口价格。

联合式 (16) 和 (17)，可解出地区  $i$  向地区  $j$  的供给数量为

$$q_{ij}^s = \mathbf{r}_i b_{ij}^{1-\rho} p_{ij}^{\sigma-1} P_i^{\rho-1}, \quad (18)$$

其中， $P_i = \left[ \sum_{k=1}^N (b_{ik}^{\rho} p_{ik}^{1-\rho}) \right]^{1/\rho}$ 。

地区  $i$  的收入来源由下式给定：

$$y_i = \sum_{k=1}^N q_{ik} p_{ik}. \quad (19)$$

可以证明

$$\mathbf{r}_i P_i = y_i. \quad (20)$$

利用式 (16) 和 (20)，可以将式 (18) 写成

$$q_{ij}^s = y_i^{\sigma-1} b_{ij}^{1-\rho} p_{ij}^{\sigma-1} \left[ \sum_{k=1}^N (b_{ik} q_{ik}^{\sigma/(\sigma-1)}) \right]^{(2-\rho)(\sigma-1)/\rho}. \quad (21)$$

对式 (21) 两边取自然对数，得到

$$\begin{aligned} \ln q_{ij}^s &= (1-\rho) \ln(b_{ij}) + (\rho-1) \ln y_i + (\rho-1) \ln(p_{ij}) \\ &\quad + \frac{(\rho-1)(2-\rho)}{\rho} \ln \left[ \sum_{k=1}^N (b_{ik} q_{ik}^{\sigma/(\sigma-1)}) \right]. \end{aligned} \quad (22)$$

式 (22) 中  $\ln q_{ij}^s$  为观察到的  $i$  地对  $j$  地的实际资源供给，它受到随机扰动的影响，为了反映这种关系，记

<sup>7</sup>  $\rho \geq 1$  保证生产指数函数凹向原点。同样道理， $\sigma \geq 0$  保证式 (1) 给出的效用函数凸向原点。

$$q_{ij}^s = q_{ij}^{s+} e^{\omega_{ij}^s}, \quad 1 \leq i \leq N, \quad (23)$$

其中,  $q_{ij}^{s+}$  表示由产出、距离等可观测变量决定的供给,  $\omega_{ij}^s$  用于度量随机扰动对于资源供给的影响, 当  $\omega_{ij}^s = 0$  时表示没有随机扰动。式 (23) 含义可以表述为, 实际的资源流动供给  $q_{ij}^s$  围绕着  $q_{ij}^{s+}$  波动, 大小由变量  $\omega_{ij}^s$  确定。对波动大小  $\omega_{ij}^s$  的约束条件为

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \omega_{ij}^s = 0, \quad 1 \leq j \leq N. \quad (24)$$

式 (24) 反映了这样的事实, 对于资源流出地  $i$  而言, 随着流出目标地数目的增加, 它有着更大的选择余地, 因此地区  $i$  到地区  $j$  资源供给的波动会下降。

对于由可观测变量决定的资源流动供给  $q_{ij}^{s+}$ , 本文进行如下正则化处理:

$$\sum_{k=1}^N (b_{ik} q_{ik}^{s+\rho/(\rho-1)}) = 1, \quad (25)$$

$$\sum_{k=1}^N (b_{ik} q_{ik}^{s+\rho/(\rho-1)} \ln q_{ik}^{s+}) = C_i, \quad (26)$$

其中,  $C_i$  为大于零的常数。

同样, 式 (25) 相当于对  $b$  的正则化, 而式 (26) 是对变量  $q_{ij}^{s+}$  的约束。

将式 (22) 中的非线性项记为

$$F(q_i^s) \equiv \ln \left[ \sum_{k=1}^N (b_{ik} q_{ik}^{s+\rho/(\rho-1)}) \right], \quad (27)$$

其中, 向量  $q_i^s = (\ln q_{i1}^s, \dots, \ln q_{ij}^s, \dots, \ln q_{iN}^s)$ 。

类似地, 记  $q_i^{s+} = (\ln q_{i1}^{s+}, \dots, \ln q_{ij}^{s+}, \dots, \ln q_{iN}^{s+})$ 。与式 (13) 处理方法类似, 为了把式 (27) 转化为线性函数, 利用式 (23) — (26), 对函数  $F(q_i^s)$  在  $q_i^s = q_i^{s+}$  处进行展开, 近似后得到

$$F(q_i^s) \approx \frac{\rho}{\rho-1} \sum_{k=1}^N (W_{ik}^o \ln q_{ik}^s) - C_i, \quad (28)$$

其中,  $W_{ik}^o = b_{ik} q_{ik}^{s+\rho/(\rho-1)}$ ,  $C_i$  的表达式见式 (26)。

把式 (28) 代入式 (22) 得到

$$\ln q_{ij}^s = c_{ij}^s + (\rho-1) \ln y_i + (\rho-1) \ln(p_{ij}) + (2-\rho) \left[ \sum_{k=1}^N (W_{ik}^o \ln q_{ik}^s) \right], \quad (29)$$

其中,  $c_{ij}^s = (1-\rho) \ln(b_{ij}) + C_i (\rho-1) (2-\rho) / \rho$ 。

式 (29) 中,  $y_i$ 、 $p_{ij}$  和  $t_{ij}$  分别反映了出口地收入水平、出口价格水平和贸易成本对资源供给的影响,  $q_{ik}^s$  则表示  $i$  对除  $j$  以外的其他地区 ( $k$ ) 资源供



给。根据式 (29)，地区  $i$  向地区  $j$  的资源供给 ( $q_{ij}^s$ )，不仅取决于这两个地区的因素 ( $y_i$ 、 $p_{ij}$  和  $t_{ij}$ )，同时受到地区  $i$  向其他地区资源供给的影响 ( $q_{ik}^s$ )，影响权重为  $W_{ik}^o$ ，这种空间相关关系如图 2 所示。如果把  $W_{ik}^o$  看作空间加权矩阵的元素，式 (29) 也是一个空间相关模型。

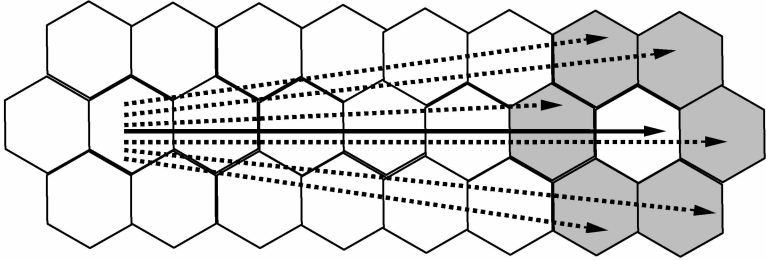


图 2 基于流入地 (Destination-based) 的空间相关

式 (15) 和 (29) 联合组成一个资源流动的供给和需求系统，它是一对存在空间相关的联立方程，可以使用 Kelejian and Prucha (2004) 提出的方法进行估计。本文的主要目的是推导出一个含有双向空间效应的重力方程，因此我们只关注系统的均衡形式。

### (三) 简约方程

在均衡状态， $q_{ij}^s = q_{ij}^d = q_{ij}^*$ ，联立式 (15) 和 (29) 可以得到简约形式 (reduced form) 的 O-D 方程，即

$$\ln q_{ij}^* = \lambda_1 \sum_{k=1}^N (W_{kj}^d \ln q_{kj}^*) + \lambda_2 \sum_{k=1}^N (W_{ik}^o \ln q_{ik}^*) + \theta_1 \ln y_i + \theta_2 \ln y_j + \theta_3 \ln(t_{ij}) + \epsilon_{ij}, \quad (30)$$

其中， $\lambda_1 = (1 - \sigma)(\rho - 1) / a$ ， $\lambda_2 = \sigma(2 - \rho) / a$ ， $\theta_1 = \theta_2 = \sigma(\rho - 1) / a^8$ ， $\theta_3 = \sigma(1 - \rho) / a$ ， $\epsilon_{ij} = [\sigma c_{ij}^s + (\rho - 1) c_{ij}^d] / a$ ， $a = \sigma + \rho - 1$ 。

在式 (30) 中，如果把  $\lambda_1 W_{ij}^d \ln q_{ij}^*$  和  $\lambda_2 W_{ij}^o \ln q_{ij}^*$  从等式右边移向左边，那么可以解出  $\ln q_{ij}^*$ 。本文没有进行移项，主要是基于两点考虑：首先，移项处理后的系数随  $i$  和  $j$  改变，方程变得复杂，而且在小  $T$  下无法估计；其次，在式 (11) 和 (25) 对空间加权矩阵元素限制下，随着  $N$  增大， $\lambda_1 W_{ij}^d \ln q_{ij}^*$  和  $\lambda_2 W_{ij}^o \ln q_{ij}^*$  的影响大小可以忽略。<sup>9</sup>

<sup>8</sup> 注意到， $\theta_1$ 、 $\theta_2$  和  $\theta_3$  之间存在约束关系，即  $\theta_1 = \theta_2 = -\theta_3$ 。对于  $\theta_1$  和  $\theta_2$  之间的约束关系，在后文进行相应的检验；对于  $\theta_3$ ，按照重力方程文献的常见做法，设定  $t_{ij}$  为距离 ( $\text{dist}_{ij}$ ) 的函数 (即  $t_{ij} = \text{dist}_{ij}^\zeta$ ， $\zeta > 0$ )，因此不存在约束关系。

<sup>9</sup> 但两个求和项  $\lambda_1 \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} \ln q_{kj}^*)$  与  $\lambda_2 \sum_{k=1}^N (b_{ik} \ln q_{ik}^*)$  不能忽略，Krugman(1981) 等在推导需求弹性时有类似用法。

与经典重力方程相比,式(30)的区别体现在两个空间相关项,分别用于反映流出地和流入地空间相关。具体而言, $\lambda_1 \sum_{k=1}^N (W_{kj}^d \ln q_{kj}^*)$ 用于反映其他地区向  $j$  的资源流动 ( $q_{kj}^*$ ) 对  $i$  向  $j$  流动 ( $q_{ij}^*$ ) 的影响, $\lambda_2 \sum_{k=1}^N (W_{ik}^o \ln q_{ik}^*)$  用于反映  $i$  向其他地区的资源流动 ( $q_{ik}^*$ ) 对  $i$  向  $j$  流动 ( $q_{ij}^*$ ) 的影响。

为了更清楚地表达,将式(30)写成矩阵形式<sup>10</sup>:

$$q = \lambda_1 W_o q + \lambda_2 W_d q + \theta_1 O_{-y} + \theta_2 D_{-y} + \theta_3 t + \epsilon. \quad (31)$$

这里  $q$ 、 $O_{-y}$ 、 $D_{-y}$ 、 $t$  和  $\epsilon$  分别是  $\ln q_{ij}^*$ 、 $\ln y_i$ 、 $\ln y_j$ 、 $t_{ij}$  和  $\epsilon_{ij}$  的向量形式; $W_o = I_N \otimes W$ ,  $W_d = W \otimes I_N$ ;  $W$  是反映  $N$  个地区地理或经济关系的  $N \times N$  空间加权矩阵。<sup>11</sup>

#### (四) 简要述评

关于式(31),有必要给出以下几点说明:

首先,LeSage and Pace (2008) 提出一个更为一般的空间 O-D 模型,它与式(31)相比,多出一项空间相关项  $\lambda_3 W_w q$ , 其中  $W_w = W \otimes W$ 。LeSage and Pace (2008) 认为多出的第三项用于反映流出地邻居对流入地邻居的影响,从上文的推导过程知道,至少在对资源流动数量建模时,这一项没有必要。LeSage and Pace (2008) 的实证结果支持本文理论推导的结果,他们使用美国人口流动数据进行的经验分析表明  $\lambda_3$  不显著。

其次,式(31)中,如果  $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ , 即得到普通 O-D 模型:

$$q = \theta_1 O_{-y} + \theta_2 D_{-y} + \theta_3 t + \epsilon. \quad (32)$$

根据 Anselin (1988), 如果真实模型中包含空间滞后项,使用式(32)得到的估计有偏且不一致。

最后,现有文献中,与本文相类似的研究包括 Anderson and Wincoop (2003)、Behrens *et al.* (2007)、LeSage and Pace (2008)。与 Anderson and Wincoop (2003)、Behrens *et al.* (2007) 相比,式(31)在结构上更为紧凑,并且具有易于估计的特征。Anderson and Wincoop (2003) 需要先使用非线性方法估计价格指数; Behrens *et al.* (2007) 需要对变量进行转换。式(31)是一个空间相关模型,可以利用 2SLS 或 MLE 方法进行估计 (Anselin, 1988); 并且可以根据研究目的,构建合适的加权矩阵,以适应不同的研究需要。本文与 LeSage and Pace (2008) 是互为补充的关系,LeSage and Pace

<sup>10</sup> 资源流动具有双边性特征,数据有两种排列方式(LeSage and Pace, 2008)。本文先按进口地区  $j$  再按出口地区  $i$  顺序进行排列。

<sup>11</sup> 空间计量文献通常要求矩阵行标准化,式(11)和(25)可以保证  $W$  是行标准化矩阵。

(2008) 关注模型的估计, 而本文则为计量模型提供了理论基础。

在式 (31) 基础上, 我们还可以把它扩展至面板数据, 考虑一个  $T$  期面板数据, 有

$$q = \lambda_1 (I_T \otimes W_0)q + \lambda_2 (I_T \otimes W_d)q + \theta_1 O\_y + \theta_2 D\_y + \theta_3 t + \epsilon, \quad (33)$$

其中, 所有变量  $q$ 、 $O\_y$ 、 $D\_y$ 、 $t$  和  $\epsilon$  均先按时间再按个体排列。值得指出的是, 在面板数据下可以加入时间效应或个体效应, 用于反映时间或个体异质性。

### 三、经验验证

为了验证理论模型, 本文使用中国内地跨省人口流动数据进行经验分析。在已有的人口流动研究中, 大都使用经济、人口结构、教育、地理等双边特征变量解释人口流动, 如 Fields (1974)、蔡昉和王德文 (2003) 等; LeSage and Pace (2008) 考虑了人口流动中的空间相关, 他们使用的是美国跨州人口流动。本文使用中国人口流动数据估计式 (31) 或 (33), 重点关注空间相关系数  $\lambda_1$  和  $\lambda_2$  是否显著、正负情况及其对其他待估计系数的影响。

#### (一) 数据来源和变量说明

在现有统计制度下, 我们无法获得逐年的人口流动数据。本文定义现住地和五年前常住地发生跨省变化的那部分人口为流动人口<sup>12</sup>, 并且把省内流动人口和居住地不变的人口都定义为没有发生跨省流动的人口<sup>13</sup>。根据数据的可获得性<sup>14</sup>, 我们选取了 1996—2000 年和 2001—2005 年人口流动数据作为分析对象, 分别取自国家统计局公布的 2000 年人口普查和 2005 年 1% 人口抽查结果, 并使用各自的抽样比例推算总体数据, 以保证不同年份间可比。

对于流入地和流出地的收入  $O\_y$  和  $D\_y$ , 使用地区总收入 ( $y$ ) 衡量, 详细定义见表 1; 对于流动成本变量  $t$ , 使用省际间的铁路距离 ( $\text{dist}$ ) 度量, 主要考虑到铁路是跨省人口流动的主要交通方式 (蔡昉和王德文, 2003), 具体设定是  $t_{ij} = \text{dist}_{ij}^5$ 。除了上述变量外, 在稳健性检验部分还要用到其他变量, 我们把本文用到的主要解释变量列于表 1。

<sup>12</sup> 在现行户籍体制下, 人口流动和人口迁移是两个不同的概念, 判断人口迁移的标准是户籍是否改变, 而人口流动指人口常住地的变化。实际上, 相当大的一部分流动人口 (例如农民工的“离土不离乡”) 的常住地已经发生实质变化, 但他们不属于人口迁移的范畴。

<sup>13</sup> 一些研究 (如蔡昉和王德文, 2003) 不考虑这部分人口流动。如果将人口是否流动看成是个体的一个最优决策, 那么不流动也是决策的一个可能结果; 同时, 在建立空间加权矩阵时, 保留这部分观测值将提供极大便利 (此时空间加权矩阵是一个  $N \times N$  矩阵)。

<sup>14</sup> 2000 年之前的数据缺失严重, 故舍弃。

表1 变量说明

变量名	含义
y	地区总收入=(城镇居民人均可支配收入×城镇人口+农村居民纯收入×农村人口)
pcinc	人均可支配收入=地区总收入/总人口
unemp	城镇登记失业率
pop	总人口
college	十万人拥有的受高等教育人口
grade 9	十万人拥有的受中学或以下教育人口
age 14	14岁以下人口占总人口比重
age 65	65岁以上人口占总人口比重
stock	一个地区流动人口存量
dist	两地间最短铁路距离
intra	虚拟变量,省内人口流动取1,跨省流动取0

除虚拟变量外,本文用到的所有变量均取对数形式。为了避免对0取对数,我们做了以下两点处理:首先,根据人口普查长表资料,2001—2005年宁夏向广西的人口流动为0,我们替换为1;其次,本文把所有的省内距离设为1,取对数后为0。另外,我们舍弃了缺失值较多的三地(海南、重庆和西藏)数据,实际使用的是28个省级行政区数据。

对于空间加权矩阵,我们使用文献中最为常用的0—1加权矩阵<sup>15</sup>。具体来说,它的构造方法为

$$W_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{如果 } i, k \text{ 相邻,} \\ 0 & \text{如果 } i, k \text{ 不相邻,} \end{cases} \quad (34)$$

其中,  $W_{ik}$  是空间加权矩阵第  $i$  行、 $k$  列元素。根据空间计量文献的通常做法,所有空间加权矩阵都做行标准化处理。

## (二) 估计结果和讨论

根据从理论模型得到的式(31)和(33),在截面和面板两种数据类型下,本文分别使用下面两个回归方程分析中国的跨省人口流动

$$q = c + \lambda_1 W_0 q + \lambda_2 W_d q + \theta_1 O_y + \theta_2 D_y + \theta_3 \text{dist} + \epsilon, \quad (35)$$

$$q = c + \lambda_1 (I_T \otimes W_0) q + \lambda_2 (I_T \otimes W_d) q + \theta_1 O_y + \theta_2 O_y + \theta_3 \text{dist} + \epsilon, \quad (36)$$

其中,  $q$  为跨省流动人口数,  $O_y$  和  $D_y$  分别表示流出地和流入地总收入,  $\text{dist}$  指流入地和流入地铁路距离,  $c$  表示常数项或时间(个体)效应。

在式(35)或(36)中,由于存在空间相关项,普通OLS估计会存在内生性问题,因此,我们使用LeSage and Pace(2008)提出的最大似然方法进

<sup>15</sup> 0—1矩阵是一个选择,我们将在稳健性检验部分考虑其他类型的空间加权矩阵。

行估计<sup>16</sup>。值得指出的是, LeSage and Pace (2008) 的估计程序没有使用解析形式的信息矩阵, 他们使用有限差分法 (Finite Difference) 计算数值化海塞矩阵 (Numerical Hessian), 然后得到近似的信息矩阵。数值化方法的优点是计算简单快捷, 缺点是小样本下的计算结果不够精确。特别地, 为了计算标准误需要进行矩阵求逆运算, 一个小的近似误差会导致标准误产生大的偏差, 因而不能保证统计推断的准确性。为了保证推断结果的可靠, 本文在扰动项正态分布的假定下, 推导了解析形式的信息矩阵, 对应的估计结果记为 MLE。在后文的稳健性检验部分, 我们考虑了包括数值化海塞在内的其他情形。针对式 (35) 或 (36), 当  $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$  时, 可以直接使用最小二乘法方法进行估计, 记为 OLS 估计。

为了综合考虑各种情形, 我们分别考虑截面和面板两种数据类型。针对 1996—2000 年和 2001—2005 年两个截面数据, 得到的估计结果如表 2 第 2—5 列。把两个时期混合得到  $T=2$  的面板数据, 并且设定个体和时间效应为  $\mu_i + \kappa_j + \eta_j$ , 使用虚拟变量<sup>17</sup>进行反映, 得到的估计结果如表 2 第 6—7 列。

分别对比第 2、3 列、第 4、5 列和第 6、7 列, 可以看出两种估计结果在某些参数估计上存在较大差别。Anselin (1988) 指出, 如果真实 DGP 是一个空间滞后模型, 那么 OLS 估计不仅有偏而且不一致。我们从两个方面对空间滞后相关进行检验。首先 LeSage and Pace (2008) 提出的 LR 检验, 对比表 2 倒数第 2 行两种估计的似然值可以知道, 随着加入空间相关系数  $\lambda_1$  和  $\lambda_2$ , 空间估计的最大似然值明显大于 OLS 估计, 根据 LR 检验<sup>18</sup>显然拒绝原假设  $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ 。其次, 根据空间估计结果可以看出, 所有样本下  $\lambda_1$  和  $\lambda_2$  估计都在 5% 水平上显著。这些都表明模型中应该包括空间滞后相关。通过对比 OLS 估计和 MLE 估计, 可以发现大多数情况下 OLS 估计的绝对值大于空间估计的绝对值, LeSage and Pace (2008) 认为这是 OLS 估计的典型特征, 该方法会把本应由空间相关解释的波动归结到其他解释变量上。

在式 (30) 中, 系数间存在约束关系  $\theta_1 = \theta_2$ , 我们根据 MLE 估计结果对它进行检验。三个样本下得到的卡方统计量分别是 1.66、0.81 和 0.012, 自由度为 1 的卡方分布临界值是 3.84, 因此实证结果支持理论模型得到的约束关系。

<sup>16</sup> 本文作者感谢 LeSage 提供原程序的 Matlab 代码。根据面板数据特征和本文的其他一些需要, 我们将 LeSage and Pace (2008) 程序进行相应的推广。

<sup>17</sup> 在普通面板模型下, 可以通过组内均值方法进行固定效应估计。式 (33) 中由于存在空间相关项, 使用虚拟变量方法更简单。

<sup>18</sup> 5% 水平上, 自由度为 2 的卡方分布临界值为 5.99。

表2 空间相关模型的估计结果

样本区间 估计方法	1996—2000		2001—2005		1996—2000, 2001—2005	
	OLS	MLE	OLS	MLE	OLS	MLE
$\lambda_1$		0.25** (0.03)		0.26** (0.03)		0.23** (0.02)
$\lambda_2$		0.24** (0.03)		0.23** (0.03)		0.13** (0.02)
$O_{-y}$	0.66** (0.05)	0.46** (0.05)	0.75** (0.05)	0.52** (0.05)	1.10** (0.39)	0.80** (0.33)
$D_{-y}$	0.78** (0.05)	0.54** (0.05)	0.91** (0.05)	0.58** (0.05)	1.18** (0.39)	0.85** (0.33)
dist	-1.09** (0.03)	-0.90** (0.03)	-1.10** (0.03)	-0.91** (0.03)	-1.14** (0.01)	-1.01** (0.01)
adj. $R^2$	0.73	0.68	0.73	0.69	0.87	0.88
似然值	-943.31	-810.83	-978.18	-846.37	-1316.2	-1075.7
样本数	784	784	784	784	1568	1568

注：\*\*和\*分别表示在5%和10%水平上显著,括弧内为标准误,似然值为对数最大似然值;OLS估计指使用最小二乘法得到的结果,空间估计指使用LeSage and Pace(2008)方法得到的结果;面板数据下使用虚拟变量反映个体效应和时间效应,即 $\mu_i + \kappa_j + \eta_t$ ,限于篇幅,表中没有报告个体效应、时间效应和常数项;前缀“ $O_{-}$ ”和“ $D_{-}$ ”分别表示流出地和流入地。下表同。

根据表2,所有的空间相关系数都显著为正,并且在不同样本下,大小较为稳定(0.13—0.26),表明人口流动同时具有流出地和流入地两种类型的空间相关。人口流动文献一般较为关注收入对人口流动的影响,根据表2估计结果,流出地和流入地的收入是影响人口流动的两个重要变量,它们都显著为正,均符合理论预期。根据理论模型它们分别从供给和需求两个角度发挥作用,收入的增加会导致更多的人口流动。最后来看距离对人口流动的影响,在OLS方法下距离的估计系数要明显大于空间估计下距离的估计系数(绝对值),因此,我们可以判断空间相关影响距离的作用大小。McCallum(1995)使用美国和加拿大贸易数据估计出贸易的距离弹性为-1.42, Grossman(1998)指出这一结果意味着,相距500公里的两个国家贸易额将会是相距1000公里的两个国家贸易额的2.67倍,这一结果是“全球化缺失之谜”(Missing Globalization Puzzle)<sup>19</sup>的一种表现。如果按照表2的OLS估计的平均系数-1.11,前者的贸易额也将是后者的2.16倍,而根据空间估计的平均系数-0.94,前者的贸易额下降为后者的1.92倍。因此,引入空间相关能够影响距离对贸易的作用。

总之,依据表2估计结果,我们可以得到以下两个主要结论:

<sup>19</sup> Coe *et al.* (2002)通过大量研究发现,尽管运输成本在不断下降,但研究中得到的贸易距离弹性没有随时间推移而减小,Coe *et al.* (2002)称之为“全球化缺失之谜”。虽然许多研究尝试从不同的角度解释这一现象,但目前还没有找到一个广为接受的答案(Anderson and Wincoop, 2004)。

第一，考虑空间相关后，收入和距离对人口流动的影响明显下降。根据表2的结果知道，加入空间相关项后，解释变量对人口流动的影响都有所减少，因为两个空间相关项体现了“邻居”效应，如果缺失空间相关，将导致其他系数的估计上偏。

第二，引入空间相关，有助于解释所谓的“全球化缺失之谜”。全球一体化和区域一体化是当前两个同时存在的现象，而空间相关方法强调相邻地区的相互作用和影响，在控制地区效应基础上，才有可能合适地估计距离弹性。本文基于中国人口流动的实证分析表明，控制了空间相关后，距离对人口流动的影响下降。

#### 四、稳健性检验

表2结果验证了理论模型的结论，估计的系数符号和显著性情况都与预期相符，特别是两个空间相关系数都显著为正。为了验证结论是否可靠，我们将主要从四个方面进行稳健检验，分别是标准误、空间加权矩阵、解释变量和异常值。

##### (一) 标准误

为了得到表2的MLE估计，需要假定扰动项服从正态分布，我们考虑另外两种情形，一种是不需要正态假设的准似然估计，记为QMLE；另一种是LeSage and Pace (2008)使用的数值化海塞方法，记为NUM。使用这种方法得到的估计结果如表3。

表3 空间相关模型的估计结果(QMLE和数值方法)

样本区间 标准误计算方法	1996—2000		2001—2005		1996—2000, 2001—2005	
	QMLE	NUM	QMLE	NUM	QMLE	NUM
$\lambda_1$	0.25** (0.03)	0.25** (0.03)	0.26** (0.03)	0.26** (0.03)	0.23** (0.02)	0.23** (0.02)
$\lambda_2$	0.24** (0.03)	0.24** (0.03)	0.23** (0.03)	0.23** (0.03)	0.13** (0.02)	0.13** (0.02)
$O_{-y}$	0.46** (0.05)	0.46** (0.04)	0.52** (0.03)	0.52** (0.04)	0.80** (0.33)	0.80** (0.27)
$D_{-y}$	0.54** (0.05)	0.54** (0.01)	0.58** (0.05)	0.58** (0.005)	0.85** (0.33)	0.85** (0.19)
dist	-0.90** (0.03)	-0.90** (0.03)	-0.91** (0.03)	-0.91** (0.03)	-1.01** (0.01)	-1.01** (0.02)
adj. $R^2$	0.68	0.68	0.69	0.69	0.88	0.88
似然值	-811.03	-810.83	-846.02	-846.18	-1075.7	-1075.5
样本数	784	784	784	784	1568	1568

注：数据和变量同表2，与表2的区别体现在标准误的计算上；表2的MLE方法要求扰动项正态分布，表3中，QMLE没有假定正态分布。

首先,对比表2的MLE估计和表3的QMLE估计,可以看出,两种估计的标准误非常接近,没有出现明显差别。<sup>20</sup>因此,正态分布假设不影响最终结论。同时,通过对比MLE、QMLE和NUM,可以看出,多数情况下MLE和QMLE估计的标准误与NUM估计较为接近。更重要的是,无论使用哪种方法进行估计,空间相关系数的标准误和显著性程度都较为接近。这表明空间相关这一结论稳健,不受估计方法影响。

其次,与MLE和QMLE估计相比,NUM估计下标准误存在较大的波动。以 $D\_y$ 为例,从QMLE得到的三个样本下标准误分别是0.05、0.05和0.33,而NUM估计对应的标准误分别是0.01、0.005和0.19。由此产生的直接结果是,根据NUM估计结果,式(30)的约束关系 $\theta_1 = \theta_2$ 不再被接受,原因在于数值化方法得到的结果较不稳定。

## (二) 空间加权矩阵

在当前空间计量研究中,加权矩阵的选择还没有统一的标准。接下来,我们将讨论加权矩阵变化对估计结果的影响。文献提到的空间加权矩阵构造方式可以归结为两种类型,一种是使用地理特征,例如利用相邻关系建立加权矩阵(例如简单0—1矩阵,或若干个最近距离类型的0—1矩阵)、地理距离指数倒数矩阵等;另一种是经济距离矩阵。由于前文已经使用了0—1矩阵,此处将综合考虑地理和经济因素建立两个加权矩阵<sup>21</sup>,一个考虑经济发展水平因素,另一种考虑各地经济的区域特征。

首先,考虑经济发展水平因素,使用人均GDP作为经济发展水平的度量因素,把所有地区的人均GDP按顺序排列,人均GDP最接近的 $m$  ( $1 < m < N$ )个地区即为经济意义上的邻居。根据这一原则,建立矩阵 $W^e$ ,其第 $i$ 行、 $k$ 列表达为

$$W_{ik}^e = \begin{cases} 1/\text{dist}_{ik} & \text{如果 } i, k \text{ 是经济意义上的邻居,} \\ 0 & \text{如果 } i, k \text{ 不相邻,} \end{cases} \quad (37)$$

其中, $\text{dist}_{ik}$ 是两地的铁路距离,常数 $m$ 需要根据一定的标准进行选择。

其次,考虑使用经济区域特征构建加权矩阵。众所周知,各省份可以划分为东、中、西三个区域,区域间发展差异较大,区域内差异较小。根据这一标准,建立矩阵 $W^r$ ,其第 $i$ 行、 $k$ 列表达为

<sup>20</sup> 这是因为表中数字只保留小数点后两位有效数字。实际上,在小数点两位之后它们存在一些细微的差别。

<sup>21</sup> 在空间O-D模型的设定下,非线性最优化过程涉及两个参数( $\lambda_1$ 和 $\lambda_2$ ),比一般的空间相关模型在计算上更复杂。在运算过程中我们发现,只有空间加权矩阵是稀疏矩阵时,非线性最优程序才能收敛,因为Matlab的稀疏矩阵技术可以提高运算效率。鉴于此,本文挑选的空间加权矩阵都是稀疏矩阵,关于计算问题的详细讨论超出本文范围。



$$W_{ik}^r = \begin{cases} 1/\text{dist}_{ik} & \text{如果 } i, k \text{ 同属于一个区域,} \\ 0 & \text{如果 } i, k \text{ 不属于一个区域,} \end{cases} \quad (38)$$

其中,  $\text{dist}_{ik}$  是  $i$  和  $k$  两地的地理距离。

使用  $W^e$  和  $W^r$  两个加权矩阵重新估计人口流动模型, 结果见表 4。从表 4 可以看出, 两个空间相关系数在所有情形下都显著为正, 表明人口流动具有空间相关这一结果稳健, 不会因加权矩阵改变而变化。结合表 2 和表 4, 我们发现空间相关系数和其他系数之间存在一定的关系: 一方面, 随着空间相关系数增大, 其他系数同时在变小, 如表 4 的第 3 和第 5 列  $\lambda_2$  估计值达到 0.43 时, 相应的收入弹性与其他样本结果相比有所减小; 另一方面, 随着空间相关系数减小, 其他系数在增大, 如表 4 的倒数第 2 列  $\lambda_2$  估计值为 0.06 时, 收入和距离的弹性不同程度地增大。

表 4 空间相关模型的估计结果(不同加权矩阵)

样本区间 加权矩阵	1996—2000		2001—2005		1996—2000, 2001—2005	
	$W^r$	$W^e$	$W^r$	$W^e$	$W^r$	$W^e$
$\lambda_1$	0.18** (0.03)	0.27** (0.03)	0.19** (0.03)	0.27** (0.03)	0.16** (0.03)	0.19** (0.03)
$\lambda_2$	0.31** (0.03)	0.43** (0.03)	0.32** (0.03)	0.43** (0.03)	0.06** (0.03)	0.19** (0.03)
$O\_y$	0.42** (0.05)	0.35** (0.05)	0.46** (0.05)	0.38** (0.05)	0.90** (0.37)	0.85** (0.36)
$D\_y$	0.51** (0.05)	0.45** (0.05)	0.54** (0.05)	0.47** (0.05)	0.93** (0.37)	0.78** (0.36)
dist	-1.00** (0.03)	-0.98** (0.02)	-1.01** (0.03)	-1.00** (0.02)	-1.11** (0.01)	-1.09** (0.01)
ad. $R^2$	0.61	0.55	0.60	0.53	0.86	0.86
似然值	-862.47	-799.82	-885.28	-829.75	-1281	-1238.9
样本数	784	784	784	784	1568	1568

注:  $W^r$ 指使用式(38)建立的空间加权矩阵;  $W^e$ 指使用式(37)建立的空间加权矩阵, 以似然值大小为标准, 最后选择  $m=6$ 。

上述空间相关估计结果存在一些差异, 但由于本文目的不是比较空间相关模型, 因此没有对这些结果做进一步分析, 也没有讨论最优空间相关模型<sup>22</sup>的选取。本文主要任务是指出 O-D 模型中应包括空间相关, 忽略空间相关会导致参数估计和推断的不可靠。

<sup>22</sup> Lee(2007)基于 Monte Carlo 模拟结果指出, 调整的  $R^2$  和最大似然值可以作为挑选空间加权矩阵的选择标准。

### (三) 解释变量

本文基于理论模型推导的结果,使用收入、距离和空间相关项来解释人口流动。在人口流动的实证文献中,研究者们使用了许多其他变量来解释人口流动,随之而来的问题是,在这些分析框架下是否存在流入地和流出地空间相关?

参考已有文献(蔡昉和王德文,2003; LeSage and Pace, 2008, 等)进行解释变量选取,首先我们考虑人均可支配收入和人口两个因素,其中,人均可支配收入使用城镇居民可支配收入和农村居民纯收入加权平均得到,权重为农村和城镇居民数量。同时,我们还考虑了一系列促进或阻碍人口流动的因素,主要包括:流出地和流入地的失业率、流出地和流入地的教育状况(每万人中受过高等教育的人口比重和受过教育年限不足九年的人口比重),流出地和流入地的人口年龄结构(14岁以下人口比重、65岁以上人口比重)。此外,一些文献认为回归方程还应包括迁移存量,因为迁移存量对人口在地区之间迁移扮演着社会网络的作用(Greenwood, 1969)。为此,我们使用统计时间之前流入地的省外流入人口作为迁移存量。<sup>23</sup>关于这些变量的详细说明参见表1。

使用上述变量和距离解释人口流动,得到的估计结果见表5的第2、4、6列。由于语言、生活习惯等方面的相似性,省内人口流动在人口流动占有较大比重,以2000年为例,省内流动占总人口流动的73.4%。为了体现这一特征,本文还考虑在实证方程中加入省内人口流动虚拟变量(intra)。重力方程文献中通常使用虚拟变量捕捉边境效应(Border Effect)(例如, McCallum, 1995; Anderson and Wincoop, 2003, 等)。加入虚拟变量后,得到的估计结果见表5第3、5、7列。

首先,注意到所有样本下两个空间相关系数都显著为正,表明空间相关的结论是稳健的,在不同分析框架下都能得到验证。其次,大多数系数估计结果与理论预期一致。流出地人口(O\_pop)和流入地收入(D\_pcinc)是影响人口流动的两个重要变量,它们从供给和需求两个角度提高了人口流动,从表5可以看出它们都有显著正的影响;多数情况下,流出地收入(O\_pcinc)和流入地人口(D\_pop)的影响不显著。理论上失业率是影响人口流动的一个经济因素,但根据在表5中,失业率的估计系数都不显著,原因可能是失业率数据本身不够准确,例如,失业率没有反映农村劳动力的隐性失业。

<sup>23</sup> 以1996—2000年的人口流动为例,我们使用1995年11月1日之前流入当地的人口作为迁移存量。

表5 空间相关模型的估计结果(加入其他解释变量)

样本区间 是否加入 intra	1996—2000		2001—2005		1996—2000, 2001—2005	
	否	是	否	是	否	是
$\lambda_1$	0.25** (0.03)	0.38** (0.03)	0.20** (0.03)	0.34** (0.03)	0.16** (0.02)	0.33** (0.02)
$\lambda_2$	0.14** (0.03)	0.33** (0.03)	0.18** (0.03)	0.33** (0.03)	0.23** (0.02)	0.37** (0.02)
O_pcinc	0.16 (0.16)	-0.12 (0.14)	0.17 (0.15)	-0.11 (0.13)	0.17 (0.11)	-0.12 (0.09)
D_pcinc	1.59** (0.17)	0.95** (0.16)	1.85** (0.23)	1.12** (0.21)	1.76** (0.13)	1.05** (0.12)
O_unemp	-0.01 (0.08)	-0.12* (0.07)	-0.2 (0.14)	-0.33** (0.13)	-0.04 (0.06)	-0.15** (0.06)
D_unemp	0.04 (0.08)	0.01 (0.07)	-0.17 (0.15)	-0.29** (0.13)	0.08 (0.06)	0 (0.06)
O_pop	0.86** (0.07)	0.69** (0.06)	0.89** (0.07)	0.73** (0.07)	0.89** (0.05)	0.72** (0.04)
D_pop	0.6** (0.29)	0.42* (0.25)	-0.56 (0.35)	-0.5 (0.31)	-0.03 (0.21)	-0.05 (0.18)
O_college	0.69** (0.28)	0.45* (0.24)	0.3 (0.31)	0.31 (0.27)	0.27 (0.17)	0.17 (0.14)
D_college	1.06** (0.33)	0.79** (0.29)	0.29 (0.35)	0.4 (0.31)	0.05 (0.2)	0.11 (0.17)
O_grade 9	6.15** (1.94)	3.33** (1.67)	2.59 (1.97)	1.8 (1.72)	2.7** (1.08)	1.02 (0.93)
D_grade 9	5.8** (1.98)	3.2* (1.71)	3.37* (1.99)	2.73 (1.74)	1.01 (1.1)	0.11 (0.95)
O_age 14	-1.13** (0.34)	-1.07** (0.29)	-1.01** (0.43)	-0.9** (0.37)	-1.14** (0.25)	-1.07** (0.22)
D_age 14	1.26** (0.36)	0.97** (0.31)	1.85** (0.43)	1.56** (0.38)	1.29** (0.27)	1.06** (0.23)
O_age 65	-1.17** (0.26)	-0.71** (0.22)	-1.43** (0.31)	-0.72** (0.28)	-1.42** (0.18)	-0.86** (0.16)
D_age 65	-0.54** (0.27)	-0.34 (0.23)	-0.15 (0.34)	0.16 (0.3)	-0.67** (0.2)	-0.37** (0.17)
stock	0.04 (0.29)	0.2 (0.25)	1.21** (0.37)	1.09** (0.33)	0.7** (0.22)	0.67** (0.19)
dist	-0.96** (0.02)	0.01 (0.06)	-0.98** (0.02)	-0.05 (0.07)	-0.96** (0.02)	0.00 (0.04)
intra		7.32** (0.43)		7.1** (0.48)		7.3** (0.32)
adj. $R^2$	0.81	0.78	0.82	0.81	0.81	0.78
似然值	-669.3	-567.55	-709.43	-621.03	-1398.2	-1205
样本数	784	784	784	784	1568	1568

注：变量说明见表1；为了避免可能出现的共线问题，面板数据下仅使用虚拟变量反映时间效应  $\eta_t$ ，不考虑个体效应  $\mu_i + \kappa_j$ 。

表5使用的教育变量是十万人口中受过高等教育人口和受过中学以下教

育人口,其中,前者(O\_college和D\_college)只在第一个时期显著,表明在早期高等教育是稀缺资源的背景下,它是影响人口流动的重要因素,随着高等教育的普及,它对人口流动的作用逐渐减弱。相比较而言,后者(O\_grade 9和D\_grade 9)对人口流动的影响更为明显,两个样本内系数都显著为正,反映了这样一个事实,文化程度不高劳动者是流动人口的重要组成部分。它们的系数在1996—2000年样本下明显大于2001—2005年样本,表明受教育程度对人口流动的影响逐渐减弱。再来看人口结构的影响,本文选取了两个变量,分别是14岁以下人口和65岁以上人口占总人口比重。流出地14岁以下(O\_age 14)和65岁以上(O\_age 65)人口两个变量系数都显著为负,这与预期一致,即抚养比的增加减缓了成年劳动力的流出;流入地14岁以下人口比例(D\_age 14)对人口流动有着正向影响,因为随着未成年人比重的增加,该地区对外来劳动力的需求也在上升,流入地65岁以上人口比例(D\_age 65)只在第一个时期内有显著的负影响。Cai(1999)发现“75.8%的省内迁移者、82.4%的跨省迁移者的就业信息获得是通过住在城里或者在城里找到工作的亲戚、老乡、朋友获得的”,因此,我们预计迁移存量对人口流动有正的影响。根据表5的结果,迁移存量的估计系数在各时段内都是正号,但在1996—2000年样本期内不显著。一种可能的解释是,早期的迁移存量影响不明显,随着人口流动和迁移存量的增加,它对人口流动的作用才逐渐显现出来。

#### (四) 异常值

为了考虑异常值对实证结果可能存在的影响,我们在样本中删除人口流动最多或最少的省份,然后进行回归。在本文使用的样本中,流出人口最少的省份为宁夏,流入人口最少的省份为青海;流出人口最多的省份是四川,流入人口最多的省份是广东。根据上述情况,我们考虑了两组关于异常值的稳健检验,第一组去掉了人口流入最少或流出最少的省份,第二组去掉人口流入最多或流出最多的省份。由于篇幅限制,这里只报告了前一种情况,结果详见表6。可以看出,各种情形下两个空间相关系数都显著,其他变量的系数都显著且符号与预期一致,表明本文的主要结论是稳健的,不受可能的异常值影响。

表6 空间相关模型的估计结果(删除异常值)

估计方法 样本区间	去掉青海的样本			去掉宁夏的样本		
	1996—2000	2001—2005	1996—2000, 2001—2005	1996—2000	2001—2005	1996—2000, 2001—2005
$\lambda_1$	0.24** (0.03)	0.26** (0.03)	0.11** (0.03)	0.25** (0.03)	0.28** (0.03)	0.13** (0.02)
$\lambda_2$	0.23** (0.03)	0.21** (0.03)	0.24** (0.02)	0.25** (0.03)	0.23** (0.03)	0.24** (0.02)

(续表)

估计方法 样本区间	去掉青海的样本			去掉宁夏的样本		
	1996—2000	2001—2005	1996—2000, 2001—2005	1996—2000	2001—2005	1996—2000, 2001—2005
$O_y$	0.45** (0.05)	0.49** (0.05)	0.79** (0.30)	0.45** (0.04)	0.52** (0.04)	0.85** (0.21)
$D_y$	0.57** (0.01)	0.60** (0.01)	0.89** (0.15)	0.49** (0.02)	0.57** (0.02)	0.82** (0.26)
dist	-0.90** (0.03)	-0.91** (0.03)	-1.01** (0.02)	-0.89** (0.03)	-0.90** (0.03)	-1.00** (0.02)
adj. $R^2$	0.68	0.68	0.88	0.68	0.68	0.88
似然值	-757.12	-791.66	-978.97	-744.58	-786.44	-984.72
样本数	729	729	1458	729	729	1458

注：“去掉青海的样本”和“去掉宁夏的样本”分别指，在样本中舍弃与青海或宁夏有关的观测值（包括流入和流出）。

### （五）其他稳健性检验

除上述稳健性检验外，我们还充分考虑了其他情形，限于篇幅，没有报告详细的回归结果，仅把主要结论进行归纳如下，第一，对于表2的结果，我们尝试使用工资总额或GDP替代地区总收入；对于表5的估计结果，我们尝试去掉其中的不显著变量，并利用人均GDP替代人均收入。上述重新回归的结果都表明，部分系数的大小有所变化，但所有情形下两个空间相关系数都显著为正。第二，我们还考虑过其他空间加权矩阵，例如单独使用地理距离或单独使用经济距离构建矩阵。结果发现，只要空间加权矩阵是稀疏矩阵，两个空间相关系数都显著并且为正。

## 五、结论和进一步研究

空间计量方法在当前的实证研究中广泛使用，然而现有文献多是从经验或直觉出发，本文的边际贡献主要体现在给空间相关提供了一种正式的理论解释，既供给和需求的交互作用是产生空间相关的一个来源。具体来说，本文从消费者效用最大化和生产者利润最大化两个基本假设出发，推导出要素流动的供给和需求方程，并通过线性近似方法将方程中非线性项转换为空间相关成分。进一步推导发现，在均衡水平上，O-D模型应包括流入地和流出地两种类型的空间相关，从而给LeSage and Pace (2008)提出的空间计量模型提供了理论支持，这是本文最重要的创新。

以理论模型为依据，本文使用中国省区人口流动数据进行了实证分析。实证结果表明，人口流动具有显著的双向空间相关，其中，流出地空间相关

度量了需求引起的空间交互作用,而流入地空间相关度量了供给引起的空间交互作用。大量的稳健性检验都表明空间相关的结论是稳健的,忽略空间相关会导致估计结果的不可靠。引入空间相关后,省内流动虚拟变量、距离等变量的估计系数朝着更容易解释的方向变动,表明合适地空间相关的影响,有助于对“边境效应”、“全球化缺失之谜”做出合理解释。

在本文基础上,进一步研究可以从以下几个方向展开:

第一,理论模型的扩展。LeSage and Pace (2008)的计量模型共有三个空间相关项,除本文涉及的前两项外,第三项用于反映流出地邻居对流入地邻居的空间影响。由于本文只关注数量流动,因此没有出现第三种空间相关。然而在贸易研究领域,通常关注的是贸易额,涉及价格因素,此时可能会出现第三种类型的空间相关。

第二,本文只对空间滞后相关进行建模,没有考虑扰动项可能存在的空间相关。如果能够同时考虑两种类型的空间相关,可以提高估计结果的有效性。

第三,把空间计量方法应用到“全球化缺失之谜”、“边境效应”等问题的研究。本文的实证分析表明,引进空间相关后,距离和边境虚拟变量的影响发生明显变化。因此,通过控制空间相关,可以影响距离和“边境效应”的作用大小。

#### 附录 式(14)和(28)的推导过程

对于二阶可微函数  $h(X)$ ,在  $X=X_0$  处的二阶泰勒展开表达式为:

$$h(X) = h(X_0) + (X - X_0)^T Dh(X_0) + \frac{1}{2}(X - X_0)^T [D^2 h(X_0)](X - X_0) + R(X),$$

其中,符号上标“T”表示转置运算符,  $Dh(X_0)$  表示  $h$  在  $X=X_0$  处的一阶梯度向量,  $D^2 h(X_0)$  表示海塞矩阵,  $R(X)$  表示余项。

针对式(13),注意到  $q_j^d = (\ln q_{1j}^d, \dots, \ln q_{ij}^d, \dots, \ln q_{Nj}^d)^T$ , 函数  $f(q_j^d)$  在  $q_j^d = q_j^{d+}$  处的二阶展开表达式为

$$f(q_j^d) = f(q_j^{d+}) + (q_j^d - q_j^{d+})^T Df(q_j^{d+}) + \frac{1}{2}(q_j^d - q_j^{d+})^T [D^2 f(q_j^{d+})](q_j^d - q_j^{d+}) + R(X). \quad (A.1)$$

依次考虑式(A.1)右边各项。首先利用式(11)得到第一项为

$$f(q_j^{d+}) = 0. \quad (A.2)$$

经过运算,可以得到一阶梯度向量为

$$Df(q_j^{d+}) = \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \left[ \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}) \right]^{-1} \\ \left[ \beta_{1j} q_{1j}^{d+(\sigma-1)/\sigma}, \dots, \beta_{ij} q_{ij}^{d+(\sigma-1)/\sigma}, \dots, \beta_{Nj} q_{Nj}^{d+(\sigma-1)/\sigma} \right]^T.$$

利用式 (11)，得到第二项为

$$(q_j^d - q_j^{d+})^T Df(q_j^{d+}) = \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \sum_{k=1}^N [\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma} (\ln q_{kj}^d - \ln q_{kj}^{d+})]. \quad (\text{A. 3})$$

在  $q_j^d = q_j^{d+}$  处，二阶导数和二阶交叉导数分别为

$$\left. \frac{\partial^2 f(q_j^d)}{\partial (\ln q_{ij}^d)^2} \right|_{q_j^d = q_j^{d+}} = \beta_{ij} q_{ij}^{d+(\sigma-1)/\sigma} (1 - \beta_{ij} q_{ij}^{d+(\sigma-1)/\sigma}), \\ \left. \frac{\partial^2 f(q_j^d)}{\partial (\ln q_{ij}^d) \partial (\ln q_{mj}^d)} \right|_{q_j^d = q_j^{d+}} = \beta_{ij} q_{ij}^{d+(\sigma-1)/\sigma} \beta_{mj} q_{mj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}.$$

从而得到式 (A.1) 右边第三项为

$$\frac{1}{2} (q_j^d - q_j^{d+})^T [D^2 f(q_j^{d+})] (q_j^d - q_j^{d+}) \\ = \left( \frac{\sigma-1}{\sqrt{2}\sigma} \right)^2 \sum_{k=1}^N [\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma} (1 - \beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}) (\ln q_{kj}^d - \ln q_{kj}^{d+})^2] \\ + \left( \frac{\sigma-1}{\sqrt{2}\sigma} \right)^2 \sum_{i \neq m} [\beta_{ij} q_{ij}^{d+(\sigma-1)/\sigma} (\ln q_{ij}^d - \ln q_{ij}^{d+})] \\ \sum_{m=1}^N [\beta_{mj} q_{mj}^{d+(\sigma-1)/\sigma} (\ln q_{mj}^d - \ln q_{mj}^{d+})]. \quad (\text{A. 4})$$

联合式 (9) 和 (10) 可知，当  $N \rightarrow \infty$  时， $q_{ij}^d \rightarrow q_{ij}^{d+}$ ，( $i=1, \dots, N$ )；加上式 (11) 的条件，对比式 (A.3) 和 (A.4) 等号右边，可知式 (A.4) 等号右边两项均为  $(q_j^d - q_j^{d+})^T Df(q_j^{d+})$  的高阶无穷小。

因此，当  $q_{ij}^d \rightarrow q_{ij}^{d+}$  时，二阶展开项是一阶展开项的高阶无穷小。同理可得，二阶以上展开项也是一阶展开项的高阶无穷小。

利用上述结论，并结合式 (12)，可得

$$\lim_{N \rightarrow \infty} f(q_j^d) = \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \sum_{k=1}^N (\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma} \ln q_{kj}^d) - C_j. \quad (\text{A. 5})$$

依据式 (11)， $\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}$  项可以看成权重，因此我们定义加权矩阵  $W^d$  的第  $k$  行、第  $j$  列元素为  $\beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}$ ，再根据极限性质可以得到

$$f(q_j^d) = \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \sum_{k=1}^N (W_{kj}^d \ln q_{kj}^d) - C_j + o(1), \quad (\text{A. 6})$$

其中,  $W_{kj}^d = \beta_{kj} q_{kj}^{d+(\sigma-1)/\sigma}$ ,  $o(1)$  是无穷小量, 忽略式 (A.6) 中的  $o(1)$  即为式 (14)。

类似地, 利用式 (23) — (26), 对式 (27) 经过处理也可以得到

$$F(q_i^s) = \frac{\rho}{\rho-1} \sum_{k=1}^N (W_{ik}^o \ln q_{ik}^s) - C_i + o(1), \quad (\text{A.7})$$

其中,  $W_{ik}^o = b_{ik} q_{ik}^{s+\rho/(\rho-1)}$ ,  $o(1)$  是无穷小量, 忽略式 (A.7) 中的  $o(1)$  即为式 (28)。

## 参考文献

- [1] Anderson, J., and E. van Wincoop, "Gravity with Gravitas: A Solution to The Border Puzzle?", *American Economic Review*, 2003, 93(1), 170—192.
- [2] Anderson, J., "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *American Economic Review*, 1979, 69(1), 106—116.
- [3] Anderson, J., and E. van Wincoop, "Trade Costs", *Journal of Economic Literature*, 2004, 42, 691—751.
- [4] Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [5] Anselin, L., J. Le Gallo, and H. Jayet, "Spatial Panel Econometrics", in Matyas, L. and P. Sevestre(eds.), *The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice* (3rd Edition). Dordrecht: Kluwer, 2006.
- [6] Baltagi, B., P. Egger, and M. Pfaffermayr, "Estimating Models of Complex FDI: Are There Third-Country Effects?", *Journal of Econometrics*, 2007, 140, 60-281.
- [7] Behrens, K., C. Ertur, and W. Koch, "Dual Gravity: Using Spatial Econometrics to Control for Multilateral Resistance", CIRJE Discussion Papers, 2007.
- [8] 蔡昉、王德文, "作为市场化的人口流动——第五次全国人口普查数据分析", 《中国人口科学》, 2003 第 4 期, 第 12—19 页。
- [9] Cai, F., "Spatial Patters of Migration under China's Reform Period", *Asian and Pacific Migration Journal*, 1999, 8(3), 313—327.
- [10] Chun, Y., 2008, "Modeling Network Autocorrelation within Migration Flows by Eigenvector Spatial Filtering", *Geogr Syst*, 10, 317—344.
- [11] Coe, D., A. Subramanian, and N. Tamirisa, "The Missing Globalization Puzzle", WorkingPaper IMF, 2002.
- [12] Deardorff, A., "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?", in J. Frankel (eds.), *The Regionalization of the World Economy*. University of Chicago for the NBER, 1998, 7—32.
- [13] Dixit, A., and J. Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 1977, 67(3), 297—308.
- [14] Fields, G., "Rural-Urban Migration, Urban Unemployment and Job-Search Activity in LDCs", *Journal of Development Economics*, 1974, 2, 165—187.
- [15] Geraci, V., and W. Prewo, "An Empirical Demand and Supply Model of Multilateral Trade", *The Review of Economics and Statistics*, 1982, 64(3), 432—441.



- [16] Greenwood, J. , “An Analysis of the Determinants of Geographic Labor Mobility in the United States”, *The Review of Economics and Statistics*, 1969, 51(2), 189—194.
- [17] Grossman, G. , “Comment on Deartlorff”, in J. Frankel(ed. ), *The Regionalization of the World Economy*. Chicago Press, 1998, 33—37.
- [18] Kelejian, H. . and I. Prucha, “Estimation of Simultaneous Systems of Spatially Interrelated cross Sectional Equations”, *Journal of Econometrics*, 2004, 118, 27—50.
- [19] Krugman, P. , “Intraindustry Specialization and the Gains from Trade”, *Journal of Political Economy*, 1981, 89(5), 959—73.
- [20] Lebreton, M. , and L. Roi, “A Spatial Interaction Model with Spatial Dependence for Trade Flows in Oceania: A Preliminary Analysis”, University Montesquieu Bordeaux IV, Working Paper, 2009.
- [21] Lee, L. , “Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Econometric Models”, *Econometrica*, 2004, 72, 1899—1926.
- [22] LeSage, J. , and W. Polasek, “Incorporating Transportation Network Structure in Spatial Econometric Models of Commodity Flows”, Institute for Advanced Studies, Vienna. Working Paper, 2006.
- [23] LeSage, J. , and R. Pace, “Spatial Econometric Modeling of Origin-Destination Flows”, *Journal of Regional Science*, 2008, 48 (5), 941—967.
- [24] McCallum, J. , “National Borders Matter: Canada-US Regional Trade Patterns”, *American Economic Review*, 1995, 85(3), 613—623.
- [25] Pinkse, J. , M. Slade, and C. Brett, “Spatial Price Competition: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, 2002, 70, 1111—1153.
- [26] Porojan, A. , “Trade Flows and Spatial Effects: The Gravity Model Revisited”, *Open Economic Review*, 2001, 12, 265—280.
- [27] 钱金保、才国伟, “多边重力方程的理论基础和经验证据”, 《世界经济》, 2010 第 5 期, 第 65—81 页。
- [28] Lee, Sang-Yeob, “Bias from Misspecified Spatial Weight Matrices in SAR Models: Theory and Simulation Studies”, The Ohio State University, Working Paper, 2007.
- [29] Sen, A. , and T. Smith, *Gravity Models of Spatial Interaction Behavior*. NY: Springer, 1995.
- [30] Tinbergen, J. “Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy”, New York: The Twentieth Century Fund, 1962.

## The Origin of Spatial Correlation: A Theoretical Model and Empirical Evidence

GUOWEI CAI

(Sun Yat-sen University)

JINBAO QIAN

(Guangdong Academy of Social Sciences)

**Abstract** This paper considers regional movement of economic resources from both demand and supply. There exist two kinds of spatial interactions in the movement, origin-based

and destination-based spatial correlation, respectively. A spatial correlation model based on the equation of resources' movement is estimated. It offers an economic explanation for spatial correlation proposed by LeSage and Pace (2008). Empirical studies using inter-province migration data in China support the existence of two kinds of spatial correlations in the movement of resources, and ignoring them will lead to unreliable estimation results. Our approach of spatial effect helps to explain some economic facts, such as famous "border effect" and "missing globalization puzzle".

**JEL Classification** C21, C51, R23