

# 一种新的包含可变时间效应的 内生时空权重矩阵构建方法<sup>①</sup>

范 巧<sup>1</sup> Hudson Darren<sup>2</sup>

(1. 重庆科技学院法政与经贸学院; 2. 得州理工大学农业与应用经济系)

**研究目标:** 引入一种基于年度全局 Moran 指数比的内生时空权重矩阵构建方法, 并评估其合理性。**研究方法:** 基于标准化的空间权重矩阵和以年度全局 Moran 指数比为基础的时间权重矩阵, 经过克罗内克积组合形成内生时空权重矩阵; 并以两江新区辐射带动力影响因素分解问题为例, 评估了内生时空权重矩阵的引入合理性。**研究发现:** 相对于传统的外生时空权重矩阵而言, 内生时空权重矩阵能够模拟空间溢出效应在时间上的动态转移和传导效应, 却不会导致模型估计结果变异性质发生明显改变。**研究创新:** 构建了一种新的内生性的、包含可变时间效应的时空权重矩阵。**研究价值:** 为面板数据空间计量模型建模实践构建了一种更为精准的时空权重矩阵设计方式。

**关键词** 权重矩阵 时间效应 变异性 Moran 指数

**中图分类号** F064.1 **文献标识码** A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.20171228.007

## 引 言

空间计量经济学模型的数据应用由截面数据向面板数据延伸, 使科学的时空权重矩阵设定变得十分重要。目前, 时空权重矩阵主要由空间权重矩阵和时间权重矩阵组合而成。一般地, 空间权重矩阵通过考察空间近邻关系、空间距离或者空间经济—社会联系等因素外生设定。此时, 如果时间权重矩阵也通过外生设定, 则由空间权重矩阵和时间权重矩阵组合形成的时空权重矩阵仍是外生的, 这种时空权重矩阵并不能准确地考察空间溢出效应的时间转移和传导效应。事实上, 目前最流行的时空权重矩阵也是在考察有约束的固定时间效应后外生设定的 (Dubé 等, 2014), 从而缺乏科学性。值得庆幸的是, 在给定空间权重矩阵的条件下, 某一时期地区间的空间溢出效应就必然随之确定, 这可以通过 Moran 指数等来衡量 (李新忠和汪同三, 2015)。于是, 通过不同时期 Moran 指数之间比值可以考察空间溢出效应在时间上的转移和传导效应; 而不同时期的 Moran 指数比值并不相同, 这意味着基于该比值所衡量的空间溢出效应在时间上的转移和传导效应是可变的; 且 Moran 指数的计算依赖于研究模型的数据本身, 则基于不同时期 Moran 指数比值而构建的时空权重矩阵内生地根植于模型本身。本文期望基于不同时期 Moran 指数之间的比值, 构建包含可变时间效应

<sup>①</sup> 本文获得 2017 年度重庆市教委人文社会科学规划项目“两江新区辐射带动区县发展的能力评价及提升对策研究” (17SKG198)、2016 年度重庆市社会科学规划培育项目“基于空间计量的国家级新区辐射带动力及其实现机制研究” (2016PY65) 的资助。感谢匿名审稿人的评论与建议, 文责自负。

的内生时空权重矩阵,以适应基于面板数据的空间计量模型的发展和应用,将具有十分重要的研究意义。

由于空间溢出效应的不可观测性,不同的研究兴趣和研究数据的可得性会导致空间权重矩阵设定的主观性,于是在空间权重矩阵基础上结合时间权重矩阵而设定的时空权重矩阵将同样具有主观性。这种主观性将导致同一时间周期、同一研究框架、同一研究主题下变量之间的关系得到不尽相同的研究结论,从而使空间计量经济模型结论的应用效果大打折扣。目前,学界尚未找到一种放之四海皆准的时空权重矩阵的科学设定方式,能够在不同初始空间权重矩阵设定下,保证同一时间周期、同一研究框架、同一研究主题中变量之间关系得到完全相同的解释。由此,我们只能退而求其次,在设定时空权重矩阵时,尽量保证基于类似理念的不同种时空权重矩阵所得到的模型估计结果不会有特别大的变异性;而在改变时空权重矩阵的设定时,也尽量保证基于改变前后的时空权重矩阵所得到的研究结论不会有特别大的变异性。有鉴于此,本文在构建内生时空权重矩阵基础上,还将以重庆市两江新区辐射带动力影响因素分解问题为例,考察不同空间计量模型、不同初始空间权重矩阵和不同时间周期条件下基于同类时空权重矩阵得到的估计结果变异性质,以评估引入内生时空权重矩阵的科学性。

## 一、近期文献回顾

表征地区间空间溢出效应及其在时间上的转移和传导效应的权重矩阵是空间计量模型建模的起点和最为重要的环节。依据建模时采用的不同数据类型,可以将这些权重矩阵划分为空间权重矩阵和时空权重矩阵两类,其中空间权重矩阵适用于截面数据空间计量模型建模,时空权重矩阵适用于面板数据模型建模。空间计量经济学发展近40年来,学者们致力于探索科学的空间权重矩阵和时空权重矩阵设定方法,衍生了种类繁多的权重矩阵。相对而言,对空间权重矩阵的研究要多得多。按照元素获得的方式,空间权重矩阵可以分为外生的空间权重矩阵和内生的空间权重矩阵两大类;同时,依据元素是否需要经过二次重组,外生的空间权重矩阵又包括外生的基本空间权重矩阵、复杂空间权重矩阵两小类。

空间权重矩阵和时空权重矩阵均需经过标准化处理。主要的标准化处理方法有四种:第一种是行随机标准化处理,即每个元素除以对应行元素之和得到标准化值。第二种是列标准化处理,即每个元素除以对应列元素之和得到标准化值。第三种是行元素非标准化处理,即每个元素除以对应行元素和加1(Leenders, 2012)。第四种是基于特征值的标准化处理,即每个元素除以初始空间权重矩阵的最大特征值(Corrado和Fingleton, 2012)。由于空间权重矩阵或时空权重矩阵中按照每一行加总的行元素之和,代表特定时期内特定地点受到所有时期所有地点的空间溢出效应之和,这个行元素加总值最好设定为1。由此,行随机标准化处理相对比较科学。事实上,目前第一种标准化处理方法也更为流行。

### 1. 外生的基本空间权重矩阵

由于空间权重矩阵反映的是个体或区域间的空间交互关系,则其设定的初始理念必然来自于空间的邻接关系。这种邻接关系可以是基于地图的空间邻接,也可以是基于维诺多边形和德劳内三角形等数学分割区域的空间邻接关系(Hui, 2007; LeSage和Pace, 2009)。一旦判定两个个体或区域属于空间邻接,其空间权重矩阵中对应的元素设定为1,否则设定为零。判定空间邻接关系的方法主要有三种。第一种是基于Rook的空间邻接关系(Rincke, 2007),这要求两块区域具有共同的边界。第二种是基于Queen的空间邻接关系(Moscone

等, 2007; Tong, 2013), 此时两块区域可以有共同的边界, 也可以仅有共同的顶点。Queen 邻接比 Rook 邻接在判断空间邻接关系时条件更为宽松。第三种是基于  $K$  阶最近邻的空间邻接关系,  $K$  可以是任意自然数。

基于空间邻接关系的空间权重矩阵考虑了个体或区域的空间性质, 给予了邻近地区以相同的权重, 但未考虑邻近地区的水平和规模。由此, 空间权重矩阵设定开始演绎至基于空间距离的理念进行设计。基于距离的空间权重矩阵主要通过如下方式加以设计。第一种基于两个地区的物理距离设定。这种空间权重矩阵的元素通常设定为地区间距离的减函数, 其函数形式可以是幂型、倒数型、多项式型或者指数型 (Dubin, 1998; Kelejian 等, 2012; Leenders, 2012; Kato, 2013)。此外, 最大或最小距离, 或共同边界占总边界长度的比重等也被用作定义空间权重矩阵的元素 (Leenders, 2012; Blonigen, 2007; Corrado 和 Fingleton, 2012)。第二种依据地区间距离的排序而设定。其主要思路是首先将某一地区至其他所有地区的距离进行从小到大的排序, 当其序号在预先设定的值之内时设定空间权重矩阵的元素为 1, 当序号超过设定值时设定空间权重矩阵的元素为 0 (Kakamu 等, 2012)。第三种基于有限距离而设定。这种设定方法的思路在于预先设定一个产生空间影响的有限距离 (通常设定为所有地区间距离的平均值)。当两个地区间距离大于该有限距离时, 对应的空间权重矩阵元素设定为 0 或其他常数 (Leenders, 2012); 当两个地区间距离小于该有限距离时, 对应的元素设定为 1 (Jeanty 等, 2010; Kato, 2013), 或设定为两地区实际距离的某种减函数 (Fingleton, 2009; Arbia 等, 2010)。第四种基于距离的空间权重矩阵主要依据多维空间的坐标距离设计 (Takagi 等, 2012)。其元素主要依据多维空间坐标距离的减函数而设定。特别地, 在二维空间中, 元素将依据向量图的刻度进行计算; 而在地理三维空间中, 元素将可以依据经度和维度进行计算。

基于空间邻接关系或空间距离而设计空间权重矩阵, 是最常见的两种形式。然而, 这两类空间权重矩阵均忽略了系统中相互作用的经济或社会因素。由此, 基于经济—社会规模的空间权重矩阵开始产生。包括产出、收入、价格、人口、资源、移民或通勤者数量、相对重要性, 以及其他人口地理学因素等, 均被纳入空间权重矩阵设计的基础因素中 (Moscone 等, 2007; LeSage 和 Ha, 2012; Fingleton 和 Palombi, 2013)。基于经济—社会规模的空间权重矩阵设定主要包含四种方式。第一种基于经济排序链条中  $K$  阶最近邻而设计 (Wang 和 Wang, 2011), 主要做法在于将所有地区按照某种经济—社会规模进行由小到大排序, 形成经济—社会规模链, 然后基于这一链条中的  $K$  阶最近邻, 设计空间权重矩阵的元素。第二种基于目的地经济—社会规模而设计 (Corrado 和 Fingleton, 2012), 其思路在于将空间权重矩阵的元素设定为目的地某一经济—社会规模指标的函数。第三种基于来源地至目的地的某种经济社会因素的流量而设计 (Rincke, 2007), 主要做法在于将空间权重矩阵的元素设定为从来源地到目的地的经济—社会因素流量的函数。第四种是基于来源地和目的地分别到其他地区的经济—社会因素流量而设计 (Rincke, 2010), 其思路在于将空间权重矩阵的元素设定为从来源地至其他地区的经济—社会因素流量, 从目的地至其他地区的经济—社会因素流量, 以及经济—社会因素的影响路径和媒介设施等的函数。

此外, 在空间计量建模实践中, 有一些空间交互关系无法用可以观察的指标或者数据来衡量, 由此无信息均等空间权重矩阵应运而生。Baltagi 和 Liu (2010) 设计了一种无信息行均等的空间权重矩阵, 其思路在于设主对角线元素为 0, 其余元素按行取相等值。Lee 等 (2010) 也设计了一种组内无信息的均等空间权重矩阵, 其元素设计与 Baltagi 和 Liu

(2010) 类似。然而,正如 Baltagi 和 Liu (2010) 指出的那样,没有可供观察的指标或数据,将导致无法确认空间效应是否真实存在,也将可能导致伪回归。

## 2. 外生的复杂空间权重矩阵

外生的复杂空间权重矩阵由基本的空间权重矩阵衍生而成,其元素取值必须以外生的基本空间权重矩阵元素为基础经过第二次组合而成,外生的复杂空间权重矩阵仍属于外生空间权重矩阵范畴。外生的复杂空间权重矩阵一般通过两种方式设计:第一种是将两个或者两个以上外生的基本空间权重矩阵以某种方式组合,形成新的空间权重矩阵;第二种是将基本的空间权重矩阵基于某种准则加以分解,形成新的空间权重矩阵。

由于基本的空间权重矩阵设计时仅考虑影响空间交互关系的某一方面因素,学界为了更好地描述个体或区域之间的空间交互关系,试图通过整合两种或者以上基本的空间权重矩阵,形成新的空间权重矩阵。基于整合的复杂空间权重矩阵主要包含四种设定方式。第一种是基于  $K$  阶最近邻矩阵的组合。由于  $K$  的取值可以为任意自然数,则  $K$  阶最近邻矩阵实际上有多种不同的矩阵。赋予这些不同的  $K$  阶最近邻矩阵以一定的经验权重,并以加法模式组合 (LeSage 和 Pace, 2009、2011),将可以形成新的空间权重矩阵。第二种是基于经济—社会规模的空间权重矩阵与基于邻接效应的空间权重矩阵的组合 (Rincke, 2007、2010)。这种组合实质在于首先确定基于经济—社会规模的空间权重矩阵以及基于邻接效应的空间权重矩阵,然后分别给予两种权重矩阵以一定的经验权重,并结合乘法模式加以组合,形成新的空间权重矩阵。第三种组合方式与第二种类似,只不过其中基于邻接效应的空间权重矩阵被替换成了基于距离的空间权重矩阵 (Moscone 等, 2007; Corrado 和 Fingleton, 2012; Fingleton 和 Palombi, 2013)。第四种是基于经济—社会规模的空间权重矩阵与基于有限距离的空间权重矩阵的组合 (LeSage 和 Ha, 2012)。这种组合的核心在于首先确定一个经验的有限距离。当个体或地区间的距离小于有限距离时,设定组合的空间权重矩阵元素为基于经济—社会规模的空间权重矩阵元素;否则,设定组合的空间权重矩阵元素为 0。

组合的空间权重矩阵旨在捕捉个体或区域之间基于两种及以上因素的空间交互关系,但这种空间权重矩阵无法考察在大区域条件下次级区域之间的空间交互关系。由此,基于基本的空间权重矩阵分解而成的空间权重矩阵应运而生。这种分解的空间权重矩阵,本质在于将经过标准化的基本空间权重矩阵的元素,分别指派给考察同一大区域内次级区域空间关系,以及考察分属不同大区域的次级区域交叉空间关系的多个空间权重矩阵中。Cassette 等 (2012) 基于两个大区域 ( $A$ 、 $B$ ) 设定了相应的分解空间权重矩阵。其主要做法在于首先构建基于所有次级区域空间邻接关系的基本空间权重矩阵,然后分别将这个基本空间权重矩阵的元素指派到 3 个分解矩阵中,指派的基本原则按照元素对应的次级区域分属  $A$ 、 $B$ 、 $A \& B$  进行。经过分解的空间权重矩阵,其行和列与原基本空间权重矩阵保持一致,未被指派元素值的分解空间权重矩阵的元素均设定为 0。Gérard 等 (2010) 也曾设定了基于三个大区域 ( $A$ 、 $B$ 、 $C$ ) 的次级区域空间交互关系分解的空间权重矩阵,其做法主要是将标准化的基本空间权重矩阵,分解为了基于  $A$ 、 $B$ 、 $C$  的三个分解的空间权重矩阵,以及基于  $A \& B$ 、 $A \& C$  的 2 个交叉分解的空间权重矩阵。不过,依据大区域内部次区域的独立和交叉关系,Gérard 等 (2010) 的设定可能忽视了基于  $B \& C$  以及  $A \& B \& C$  的次级区域交叉关系的分解空间权重矩阵。

## 3. 内生的空间权重矩阵

外生的空间权重矩阵是基于某一理念或者原则而外生设定的,一般具有主观随意性,由

此学界开始探索基于模型或数据本身内生演绎的空间权重矩阵。这种内生演绎主要基于两种思路进行。第一种是从特定的空间计量模型设定出发,结合被解释变量和随机误差项,从包含空间权重矩阵的某种矩阵表达式中推演出空间权重矩阵。第二种是从空间权重矩阵的元素与现有数据和随机因素存在一定函数关系的假定出发,结合特定的参数估计方法,估计出空间权重矩阵的元素。

一般地说,空间计量模型形式一旦被预先设定,则可以得到包含空间权重矩阵的某种特定矩阵表达式,然后结合已知的数据和随机误差项设定,可以推演出空间权重矩阵的元素。Beenstock 和 Felsenstein (2012) 考察了一种基于被解释变量总体方差矩阵推导出空间权重矩阵的方法。其做法在于:在空间自回归模型及其解释变量总体方差矩阵的基础上,基于空间权重矩阵的对称性和主对角线为 0 的性质,构建关于空间权重矩阵元素的方程组并求解,可得相关元素。Bhattacharjee 和 Jensen-Butler (2013) 则基于随机误差项的方差-协方差矩阵和泛函分析推导出了空间权重矩阵。其做法在于:首先,设模型为空间误差模型,并推导出随机误差项的方差-协方差矩阵;其次,基于泛函分析得到初始的空间权重矩阵;最后,设定空间相关系数为 1,经过元素变换推导出内生的空间权重矩阵。尽管从这些特定矩阵中,可以推导出内生的空间权重矩阵,然而其科学性却值得商榷。事实上,从总体方差矩阵中推导空间权重矩阵时模型形式设定并未包含真正意义上的解释变量,而被解释变量是否确实存在空间自回归模型表达的空间相关关系也值得商榷。同时,从空间误差模型和随机误差项方差-协方差矩阵中推导空间权重矩阵时设定空间相关系数为 1,这种做法的有效性也值得进一步探讨,毕竟空间相关系数可以在  $(-1, 1)$  之间变化。

第二种内生空间权重矩阵设计方式避免了第一种思路中涉及模型设定和空间相关系数取值时可能存在的误差问题,主要在假设空间权重矩阵的元素与解释变量数据或者其他数据具有一定函数关系的基础上,借助参数或非参数估计方法,估计出空间权重矩阵的元素。Kelejian 和 Piras (2014) 曾设定  $t$  时期空间权重矩阵的非零元素与某些可观察的数据、随机因素等有关,并基于非参数两阶段最小二乘法估算了上述非零元素,然后将这些估计得到的非零元素还原至  $t$  时期的空间权重矩阵中,并设定其他位置元素为 0,得到内生的空间权重矩阵。Qu 和 Lee (2015) 也设定空间权重矩阵的元素是距离、其他经济变量(如 GDP、消费、增长率)的有界函数,并结合两阶段工具变量法、极大似然法和广义矩估计等方法,估计了内生的空间权重矩阵元素。尽管这种内生的空间权重矩阵推导方式不涉及模型和相关系数取值的设定,但这种思路实际上也与外生的空间权重矩阵设定类似,存在设定的主观性。毕竟并无确凿的证据证明这种预设的函数关系存在,尽管空间权重矩阵本身是数据空间相关性的表征。

#### 4. 时空权重矩阵

随着面板数据在空间计量建模中的广泛使用,学术界开始探索设定时空权重矩阵。目前,流行的时空权重矩阵基于三种思路设定。第一种是按照空间权重矩阵设定的原则,基于有限距离和有限时间影响周期而设定时空权重矩阵 (Smith 和 Wu, 2009)。其实质在于,仅在物理距离小于某预设的距离,并且时间影响周期小于某固定时间段时,时空权重矩阵中的元素才设定为 1,其余均设定为 0。第二种是按照三维空间中任意两点的欧氏距离公式,结合被解释变量和解释变量在不同时期的指标值计算和确定时空权重矩阵的元素 (Dubé 等, 2014)。在这种时空权重矩阵中,若元素对应的地区相同,则无论任何时间,其元素均设定为 0。第三种是在利用现阶段空间权重矩阵设定的既有成果基础上,通过设定时间权重矩

阵,并将空间权重矩阵和时间权重矩阵通过克罗内克积组合形成时空权重矩阵(LeSage和Pace, 2009; Mata和Llano, 2013)。其时间权重矩阵的设定,主要在于依据面板数据的时间段,设定行、列与时间周期相同的单位矩阵或者其他矩阵,模拟空间溢出效应在时间上的转移和传导效应。

基于第一种思路的时空权重矩阵设定意味着空间溢出效应只能在所设定的有限距离内发生作用,且其空间溢出效应在时间上的转移和传导效应也仅能在所设定的时间周期界限以内进行,由此,这类时空权重矩阵的设定过于依赖所预设的固定距离和固定时间周期。然而,固定距离和时间周期的设定往往根据研究者的主观意愿进行设定,由此这类时空权重矩阵并不十分科学。基于第二种思路的时空权重矩阵将地区截面、时间周期、变量数据序列等组成一个三维空间,并基于该三维空间内两点之间的距离确定时空权重矩阵的元素。然而,并不能确定这种基于欧氏距离公式的函数能否真正反映地区间的空间溢出效应及其在时间上的转移和传导效应;同时,这种时空权重矩阵对于具有多个解释变量的模型将失去意义,毕竟这种时空权重矩阵仅能依据被解释变量和单一解释变量的数据计算欧氏距离来确定元素,于是基于第二种思路的时空权重矩阵也并不十分科学。基于第三种思路的时空权重矩阵相对比较流行,主要原因有三:首先,能够更好地利用目前空间权重矩阵设定的相关研究成果。其次,单独确定时间权重矩阵能够更好地模拟空间溢出效应在不同时期的转移和传导效应。最后,在设定研究地区的空间权重矩阵后,能够借助软件实现研究时间周期变动条件下时空权重矩阵的延展。事实上,这仅仅需要基于时间周期的变动,完成时间权重矩阵的更新,然后通过克罗内克积组合即可以实现时空权重矩阵的延展。

目前,时间权重矩阵的设定主要基于两种方式完成:第一种直接以行、列与时间周期相同的单位矩阵代替时间权重矩阵,这种单位矩阵实际上假定空间溢出效应只在同一时间内产生,空间溢出效应在不同时间周期上不能传导和转移。第二种时间权重矩阵基于有约束的固定时间效应而建立(Dubé等, 2014),这种有约束的固定时间效应体现在:矩阵的主对角线以上的所有元素全为0,表示某一时期地区间的空间溢出效应不可能受到时间在该时期之后的地区间空间溢出效应的影响;主对角线及其以下的其他元素取值全部不为0,每一行的元素取值相等且每一行的元素之和均为1,表示某一时期地区间空间溢出效应受到当期和在该时期之前的所有时期的地区空间溢出效应的影响,且这种影响效应在不同时期内是相等的。目前,这种基于有约束固定时间效应的时空权重矩阵,及由此形成的时空权重矩阵在面板数据空间计量经济学建模中最为流行。然而,这种所有时期影响效应相同的固定时间效应肯定是不合实际的,而且这种时空权重矩阵仍是外生的,并未将模型或者数据的信息内化为时空权重矩阵的元素,从而动态地模拟空间溢出效应及其在时间上的转移和传导效应。这也是本文构建包含可变时间效应的内生时空权重矩阵的主旨所在。

## 二、包含可变时间效应的内生时空权重矩阵构建

本文拟基于不同年份间 Moran 指数的比值,构建一种包含可变时间效应的内生时空权重矩阵,其本质在于:在任意初始设定空间权重矩阵的前提下,通过不同年份的全局 Moran 指数比值来消除初始空间权重矩阵设定的影响,并模拟空间溢出效应在时间上的转移和传导效应而形成时间权重矩阵,最后通过空间权重矩阵和时间权重矩阵的克罗内克积组合形成时空权重矩阵。

### 1. 设定初始的空间权重矩阵

一般地,空间权重矩阵通过考察地区间的空间溢出效应传导路径来完成。如果以  $w_{ij}$  表

示地区  $i$ 、 $j$  之间的空间溢出效应,  $i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, n$ 。这种空间溢出效应可以用空间邻接关系来衡量, 也可以用距离或者经济社会发展规模的某种函数来衡量。对空间权重矩阵一般需要进行标准化处理, 标准化处理的方法有很多, 但一般选择行随机标准化处理, 即  $w_{ij} / \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 。经过标准化处理后的空间权重矩阵如式 (1) 所示。

$$W' = \begin{bmatrix} 0 & w'_{12} & \cdots & w'_{1n} \\ w'_{21} & 0 & \cdots & w'_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w'_{n1} & w'_{n2} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \quad (1)$$

## 2. 确定内生的时间权重矩阵

由于被解释变量分年度的全局 Moran 指数代表该年度内所有地区之间的空间溢出效应, 则两个不同年份全局 Moran 指数的比值必然体现为空间溢出效应随时间变化而形成的转移和传导效应。于是, 基于不同年度全局 Moran 指数两两之间的比值, 可以准确地描绘出空间溢出效应在时间上的影响关系和传导路径, 基于此可以精准地确定时间权重矩阵。设分年度全局 Moran 指数为  $m_l$ , 则基于年度间 Moran 指数比值的时间权重矩阵可以由式 (2) 表示。其中,  $l, r$  指研究中选择的时间影响周期,  $l=1, 2, \dots, t, r=1, 2, \dots, t$ 。

$$\zeta = \begin{bmatrix} \zeta_{11} & \zeta_{12} & \cdots & \zeta_{1t} \\ \zeta_{21} & \zeta_{22} & \cdots & \zeta_{2t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \zeta_{t1} & \zeta_{t2} & \cdots & \zeta_{tt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ m_2/m_1 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_t/m_1 & m_t/m_2 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (2)$$

时间权重矩阵的元素由两个时期被解释变量的全局 Moran 指数比值给定, 其元素设定原则如下: 主对角线元素恒为 1, 表示同一时期内被解释变量空间溢出效应的时间转移效应为 1, 实际上同时期全局 Moran 指数的比值也必然为 1; 上三角元素全为 0, 这意味着被解释变量空间溢出效应仅仅受到时间在前的被解释变量空间溢出效应的影响, 不会受到时间在后的被解释变量空间溢出效应影响; 下三角元素取值为元素所在行对应年份的全局 Moran 指数与所在列对应年份的全局 Moran 指数之间的比值, 这意味着时间权重矩阵的下三角元素阐释了列对应年份空间溢出效应对行对应年份空间溢出效应的时间影响效应。

式 (2) 的时间权重矩阵仍然需要进行标准化处理, 其标准化处理方法与空间权重矩阵的标准化处理方法类似。令  $A = \sum_{r=1}^t 1/m_r$ ,  $B = m_1 / (m_1 + m_2)$ ,  $C = m_2 / (m_1 + m_2)$ , 则行标准化处理后的时间权重矩阵如式 (3) 所示。

$$\zeta' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ C & B & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1/m_1 A & 1/m_2 A & \cdots & 1/m_t A \end{bmatrix} \quad (3)$$

## 3. 内生的时空权重矩阵及其性质阐释

基于式 (1) 的空间权重矩阵和式 (3) 的时间权重矩阵, 可以通过克罗内克积组合得到时空权重矩阵。其组合方式为:  $TW' = \zeta' \otimes W'$ , 其中  $\otimes$  为克罗内克积符号。此时, 尽管式 (1) 的空间权重矩阵仍是外生设定的, 然而由于式 (3) 的时间权重矩阵消除了空间权重矩

阵初始设定的影响,并由以被解释变量数据序列为基础产生的各年度全局 Moran 指数比值而内生地产生,于是该时空权重矩阵也内生地根植于模型数据本身。此时,包含可变时间效应的内生时空权重矩阵可以由式(4)表示。

式(4)的内生时空权重矩阵具有如下特征:第一,在以  $n \times n$  个元素形成分块矩阵的条件下,时空权重矩阵可以形成  $t \times t$  个单独的分块矩阵,这是由内生时空权重矩阵的组合方式决定的;第二,  $t \times t$  个分块矩阵中有  $t(t-1)/2$  个元素全为零的分块矩阵,这是由空间溢出效应的时间滞后性决定的;第三,  $t \times t$  个分块矩阵中,主对角线元素均为 0,这意味所有时段内截面自身不会对自身产生空间溢出效应;第四,时空权重矩阵的主对角线元素均为 0,这与空间权重矩阵保持一致;第五,时空权重矩阵中所有行的行元素和为 1,这意味着式(4)的时空权重矩阵不再需要进行标准化处理<sup>①</sup>。

$$TW' = \begin{bmatrix} 0 & w'_{12} & \cdots & w'_{1n} & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ w'_{21} & 0 & \cdots & w'_{2n} & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \cdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w'_{n1} & w'_{n2} & \cdots & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Cw'_{12} & \cdots & Cw'_{1n} & 0 & Bw'_{12} & \cdots & Bw'_{1n} & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ Cw'_{21} & 0 & \cdots & Cw'_{2n} & Bw'_{21} & 0 & \cdots & Bw'_{2n} & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Cw'_{n1} & Cw'_{n2} & \cdots & 0 & Bw'_{n1} & Bw'_{n2} & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \frac{w'_{12}}{m_1 A} & \cdots & \frac{w'_{1n}}{m_1 A} & 0 & \frac{w'_{12}}{m_2 A} & \cdots & \frac{w'_{1n}}{m_2 A} & \cdots & 0 & \frac{w'_{12}}{m_t A} & \cdots & \frac{w'_{1n}}{m_t A} \\ \frac{w'_{21}}{m_1 A} & 0 & \cdots & \frac{w'_{2n}}{m_1 A} & \frac{w'_{21}}{m_2 A} & 0 & \cdots & \frac{w'_{2n}}{m_2 A} & \cdots & \frac{w'_{21}}{m_t A} & 0 & \cdots & \frac{w'_{2n}}{m_t A} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{w'_{n1}}{m_1 A} & \frac{w'_{n2}}{m_1 A} & \cdots & 0 & \frac{w'_{n1}}{m_2 A} & \frac{w'_{n2}}{m_2 A} & \cdots & 0 & \cdots & \frac{w'_{n1}}{m_t A} & \frac{w'_{n2}}{m_t A} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \quad (4)$$

值得注意的是,在构建时空权重矩阵时,还可以按照  $TW'^{(false)} = W' \otimes \zeta'$  形式进行设计。然而,这种设计并不科学。其原因在于:在以  $t \times t$  个元素形成分块矩阵的条件下,基于  $TW'^{(false)}$  方式形成的内生时空权重矩阵,可以形成  $n \times n$  个独立的分块矩阵,其中位于主对角线位置的  $n$  个分块矩阵元素全为 0,这意味着每一年份当期地区之间不产生空间溢出效应,这与经济社会发展现实不符。

### 三、内生时空权重矩阵引入的合理性评价:基于模型估计结果变异性质的考察

时空权重矩阵的构建是面板数据空间计量模型的建模起点和关键环节。目前,学者们一般基于自己的研究兴趣,结合有限距离和有限时间影响、三维空间中的欧氏距离以及空间权重矩阵和时间权重矩阵的克罗内克积组合等理念设定时空权重矩阵,从而导致时空权重矩阵

<sup>①</sup> 由于篇幅所限,证明省略。



的设定具有一定的主观性。如果不同的时空权重矩阵设定下,同一时间周期、同一研究框架、同一研究主题中同一组变量之间的关系能够获得相同的阐释,那么随意设定时空权重矩阵则无关紧要。然而,不同的时空权重矩阵设定一定会带来不同的经验结论(Bhattacharjee 和 Jensen-Butler, 2013),时空权重矩阵的非科学设定也将导致有偏的、非一致的参数估计结果(Stakhovych 和 Bijmolt, 2009)。

既然不同的时空权重矩阵将导致同一研究问题得到不尽相同的研究结论,那么科学而精准地设定时空权重矩阵便迫在眉睫。然而,空间溢出效应及其在时间上的转移和传导效应本就看不见摸不着,具有不可观测性,这决定了从模型和数据中不太可能获得判断某种时空权重矩阵科学性的相关依据,这也给时空权重矩阵之间的比较和科学性评价带来困惑。上文中,我们构建了一种新的包含可变时间效应的内生时空权重矩阵。这种时空权重矩阵能够对空间溢出效应在时间上的转移和传导效应进行动态模拟,且矩阵的元素内生性地根植于模型数据本身,这相对于目前流行的固定时间效应的外生时空权重矩阵而言,无疑是具有积极的研究意义。然而,在分别采用上述内生、外生时空权重矩阵时,同一研究周期、同一研究框架、同一研究主题内同一组研究变量之间的关系将会得到不同的阐释。尽管我们已经意识到并能容忍由于时空权重矩阵设定不同带来研究结论不一致的问题,然而如果内生时空权重矩阵的引入带来研究结论变异性质的变化过于夸张,这也肯定不是我们愿意看到的。由此,评估时空权重矩阵在上述内生和外生两种类型切换时,研究结论的变异性是否发生明显改变,将是决定引入内生时空权重矩阵合理性的关键步骤。

#### 1. 模型的设定及数据说明

充分发挥国家级新区对周边地区的辐射带动力是新时期贯彻落实“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念的重要手段。重庆两江新区自2010年6月批设以来,经济社会发展取得了重要的成效,但其作为区域增长极的发展效应并不明显,对周边区县和周边省区发展的推动效应也不明显(范巧和王成纲, 2017)。由此,探索重庆两江新区对周边地区发展的辐射带动力及其实现机制问题十分重要。对辐射带动力实现机制的探索依赖于对两江新区辐射带动周边地区发展的传导路径图谱的梳理,这必然要求实现对两江新区辐射带动力影响因素的准确分解。本文构建了如式(5)的三种空间计量经济学模型,用以分解影响两江新区辐射带动力的主要因素,再则也通过比较内生、外生时空权重矩阵设定条件下不同空间计量模型估计结果的变异性质,判断引入内生时空权重矩阵是否会导致估计结果变异性发生明显改变。

$$\begin{aligned} \text{模型 1 } Y &= \alpha_0 \iota_0 + \rho_{sar} TWY + XB_1 + U_1 \\ \text{模型 2 } Y &= \beta_0 \iota_0 + \rho_{sdm} TWY + XB_2 + TWXB_3 + U_2 \\ \text{模型 3 } Y &= \gamma_0 \iota_0 + XB_4 + U_4 \quad U_4 = \rho_{sem} TWU_4 + U_3 \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)中,模型1~模型3分别为空间自回归模型(SAR)、空间杜宾模型(SDM)和空间误差模型(SEM); $Y$ 为 $NT \times 1$ 阶的被解释变量矩阵,表示两江新区辐射带动力的Pool堆积序列,其中 $N$ 为两江新区辐射带动力作用的地区数量, $T$ 为两江新区辐射带动力的作用时间周期; $\iota_0$ 为 $NT \times 1$ 阶元素取值恒为1的矩阵; $\alpha_0$ 、 $\beta_0$ 、 $\gamma_0$ 分别为经验常数; $\rho_{sar}$ 、 $\rho_{sdm}$ 、 $\rho_{sem}$ 分别为三个模型中的空间相关系数,其取值在-1和1之间; $X$ 为 $NT \times K_1$ 阶的解释变量矩阵,表示两江新区辐射带动力可能影响因素的Pool堆积序列,其中 $K_1$ 为解释变量个数; $TW$ 为 $NT \times NT$ 阶的时空权重矩阵,其建构方式将在后文说明; $B_1$ 、 $B_2$ 、 $B_3$ 、 $B_4$ 分别为 $K_1 \times 1$ 阶的参数矩阵,表示3个模型的解释变量参数; $U_1$ 、 $U_2$ 、 $U_3$ 分别为 $NT \times 1$

阶的随机扰动项矩阵,且服从均值为0、方差分别为 $\sigma_1^2 I_{NT}$ 、 $\sigma_2^2 I_{NT}$ 、 $\sigma_3^2 I_{NT}$ 的多维正态分布,其中 $\sigma_1^2$ 、 $\sigma_2^2$ 、 $\sigma_3^2$ 为常数, $I_{NT}$ 为 $NT$ 阶单位矩阵; $U_4$ 也为 $NT \times 1$ 阶随机扰动项矩阵,其分布形式受式(5)中模型3的限制。

本文采用基于绝对经济联系的引力模型来确定被解释变量,所选取的辐射带动力评价因素包括地区生产总值(GDP,亿元)、非农业总产值(NaG,亿元)、年末户籍人口总数(Pop,万人)、企业法人单位数(NuE,个)、商品房销售面积(SqH,万平方米),分别涵盖了辐射带动力在经济总量协调、产业发展、劳动力迁徙、资源流动和城市发展吸引力5个方面的表现。被解释变量的确定方法如下:首先,搜集重庆两江新区及其辐射带动地区在辐射带动力作用周期内的5个评价因素数据。其次,基于等式 $Y'_{it} = \sqrt[5]{GDP_{A,t} NaG_{A,t} Pop_{A,t} NuE_{A,t} SqH_{A,t}} \times \sqrt[5]{GDP_{i,t} NaG_{i,t} Pop_{i,t} NuE_{i,t} SqH_{i,t}} / D_{A,i}^2$ ,确定两江新区辐射带动力的初始值。其中, $Y'_{it}$ 代表 $t$ 时期两江新区对 $i$ 地区的辐射带动力初始值; $A$ 代表两江新区; $i$ 代表两江新区辐射带动的某个地区, $i=1, 2, \dots, N$ ;  $t$ 代表两江新区辐射带动力发挥作用的某个时期, $t=1, 2, \dots, T$ ;  $D_{A,i}$ 代表两江新区至 $i$ 地区的自驾车最短距离。最后,基于等式 $Y_{it} = [Y'_{it} - \text{Mean}(Y'_{it})] / \text{Std. Er}(Y'_{it})$ ,对两江新区辐射带动力初始值进行无量纲标准化处理,得到被解释变量数据,其中 $\text{Mean}(\cdot)$ 和 $\text{Std. Er}(\cdot)$ 分别指括号内表达式的平均值和标准差。

对于解释变量的确定,出于数据的可得性和完整性,在考虑两江新区辐射带动力的可能因素基础上,本文选择了公共财政预算收入(X1,亿元)、全社会固定资产投资总额(X2,亿元)、社会消费品零售总额(X3,亿元)、进出口总额(X4,亿美元)、实际利用内资(X5,亿元)、金融机构人民币贷款余额(X6,亿元)、城镇化率(X7,%)、城镇居民可支配收入(X8,万元)作为影响两江新区辐射带动力的备选因素,并按如下方式确定解释变量。首先,搜集辐射带动周期内重庆两江新区和各个辐射带动地区上述8个序列的相关数据。其次,依据等式 $X'_{it,k_1} = \sqrt[2]{X_{A,t,k_1} X_{i,t,k_1}} / D_{A,i}^2$ ,确定两江新区辐射带动力的影响因素初始值。其中, $X'_{it,k_1}$ 表示 $t$ 时期内两江新区对 $i$ 地区辐射带动力的第 $k_1$ 个影响因素初始值; $X_{A,t,k_1}$ 、 $X_{i,t,k_1}$ 分别表示两江新区和 $i$ 地区影响两江新区辐射带动力的第 $k_1$ 个因素, $k_1=1, 2, \dots, K_1$ ;  $D_{A,i}$ 仍然代表两江新区至 $i$ 地区的自驾车最短距离。最后,基于与被解释变量类似的方法,对各影响因素初始值进行无量纲标准化处理,得到各个解释变量数据 $X_{it,k_1}$ 。

由于两江新区批设时间较短,其作为增长极辐射带动重庆市内区县发展的能力尚未真正形成,更不用说邻近省份,所以本文将两江新区辐射带动的地区暂定为重庆市内的38个区县。同时,由于2016年的数据尚未得到更新,本文将两江新区辐射带动力的作用周期暂定为2010~2015年。上文中 $N$ 和 $T$ 的值随之确定,即 $N=38$ , $T=6$ ;同时,由于模型中采用了8个解释变量,则 $K_1=8$ 。依据2011~2016年《重庆统计年鉴》、2011~2016年《重庆两江新区国民经济和社会发展统计公报》、2016年12月《重庆两江新区统计信息月报》,可以获得被解释变量、解释变量的所有数据。

## 2. 两类时空权重矩阵的确定

时空权重矩阵 $TW$ 的确定对空间计量模型参数估计和参数效应分析十分重要。本文基于Queen空间邻接关系、地区间距离、地区间经纬度、目的地经济规模等理念,设定了四种初始空间权重矩阵。其中,第一种初始空间权重矩阵基于Queen空间邻接关系设定,当地区之间具有相同的顶点或者共同的边界时,则空间权重矩阵元素取值为1,否则取值为0。

第二种初始空间权重矩阵基于地区间的距离设定, 其元素取值为两江新区辐射带动区县的政府所在地之间自驾车最短距离的倒数。第三种初始空间权重矩阵按照地区间经纬度设计, 其元素取值按照式 (6) 进行。其中,  $r_e$  为地球半径,  $\sin$ 、 $\cos$ 、 $\arccos$  分别为正弦、余弦和反余弦函数;  $\varphi_i$ 、 $\varphi_j$  分别为地区  $i$ 、 $j$  的经度,  $\lambda_i$ 、 $\lambda_j$  分别为地区  $i$ 、 $j$  的纬度,  $i, j=1, 2, \dots, 38$ 。第四种初始空间权重矩阵按照目的地经济规模设计, 其元素取值为  $W_{ij} = [W^{(1b)} \widehat{W}^{(\alpha\alpha)}]_{ij}$ , 其中  $W^{(1b)}$  为第一种初始空间权重矩阵,  $\widehat{W}^{(\alpha\alpha)}$  为以所有时期某地区 GDP 的平均值占所有地区 GDP 平均值和的比重作为主对角线元素、其余元素为 0 的经济规模权重矩阵, 即  $\text{Diag}(\widehat{W}^{(\alpha\alpha)}) = \{\overline{GDP}_1/\overline{GDP}, \overline{GDP}_2/\overline{GDP}, \dots, \overline{GDP}_N/\overline{GDP}\}$ , 其中,  $\overline{GDP}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T GDP_{i,t}$ ,  $\overline{GDP} = \sum_{i=1}^N \overline{GDP}_i$ ;  $i=1, 2, \dots, 38$  表示重庆市的 38 个区县。分别设行随机标准化处理后的上述四种空间权重矩阵分别为  $W_1$ 、 $W_2$ 、 $W_3$ 、 $W_4$ , 如图 1 所示。

$$W_{ij} = (1/d_{ij}^2) / \sum_{j=1}^n (1/d_{ij}^2) \quad (6)$$

$$d_{ij} = r_e \times \arccos[\sin(\varphi_i)\sin(\varphi_j) + \cos(\varphi_i)\cos(\varphi_j)\cos(\lambda_j - \lambda_i)]$$

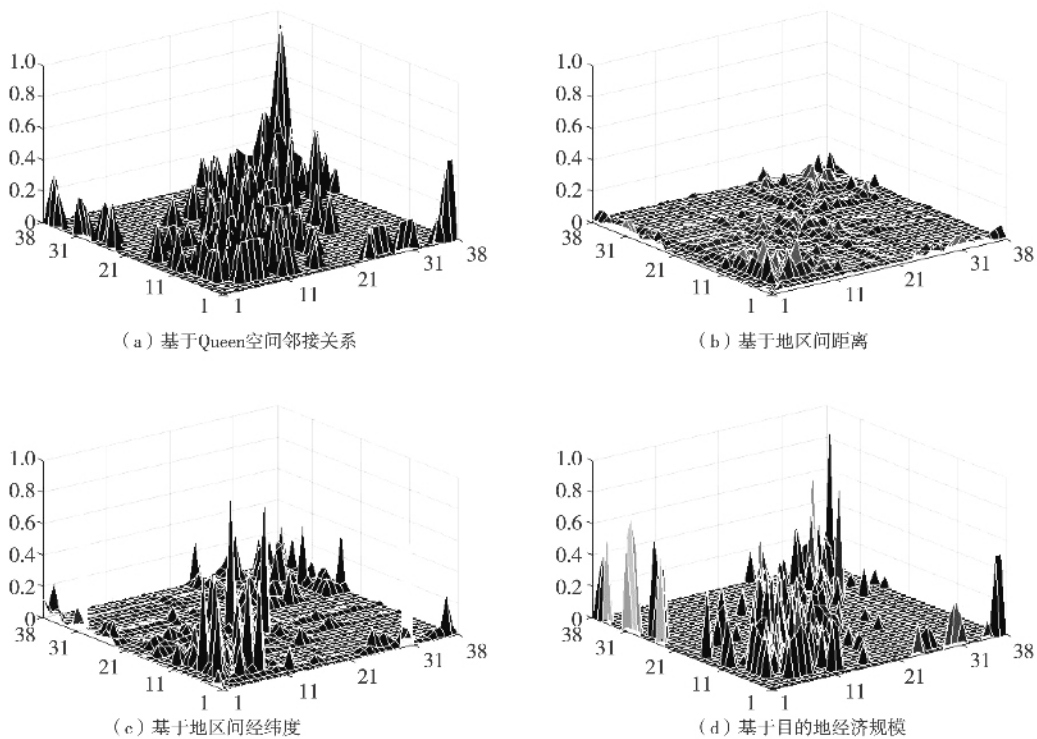


图 1 经过行随机标准化处理的四种空间权重矩阵

资料来源: 作者基于重庆市地图、各区县政府所在地之间距离的百度测距、各区县政府网站公布的经纬度、2011~2016 年《重庆统计年鉴》等资料进行外生设定和计算, 并经标准化处理得到四种空间权重矩阵。

在四种标准化的空间权重矩阵基础上, 仅需在考察作用时间周期基础上外生地设定时间权重矩阵, 然后结合克罗内克积就可以形成外生时空权重矩阵。由于本文界定的作用时间周期为 2010~2015 年, 则时间权重矩阵元素确定将变得十分简单。该时间权重矩阵为  $6 \times 6$  阶的矩阵, 其中主对角线以上的元素全为零, 第一行非零元素取值为 1, 第二行非零元素取值

全为  $1/2$ ，第三行非零元素取值全为  $1/3$ ，以此类推，第六行非零元素取值全为  $1/6$ 。记四种外生时空权重矩阵分别为  $OTW'_1$ 、 $OTW'_2$ 、 $OTW'_3$ 、 $OTW'_4$ 。

包含可变时间效应的内生时空权重矩阵处理起来相对麻烦一些。首先，必须在四种标准化的空间权重矩阵基础上，结合被解释变量的堆积序列  $Y_{it}$ ，计算各年度的四种全局 Moran 指数，如表 1 所示；其次，必须结合式 (2) 和式 (3) 确定四种内生的时间权重矩阵；然后，基于克罗内克积，将四种标准化的空间权重矩阵和四种标准化的内生时间权重矩阵组合，形成四种内生时空权重矩阵。如图 2 所示。分别记四种内生的时空权重矩阵为  $TW'_1$ 、 $TW'_2$ 、 $TW'_3$ 、 $TW'_4$ ，此时，坐标轴中  $1 \sim 228$  代表 2010~2015 年重庆市 38 个区县的堆积序列，其中  $1 \sim 38$ 、 $39 \sim 76$  分别指 2010 年、2011 年重庆市 38 个区县<sup>①</sup>，以此类推。

表 1 重庆两江新区辐射带动力空间相关性的 Moran 指数

| 年 份  | 按 $W_1$ 计算的年度<br>Moran 指数 | 按 $W_2$ 计算的年度<br>Moran 指数 | 按 $W_3$ 计算的年度<br>Moran 指数 | 按 $W_4$ 计算的年度<br>Moran 指数 |
|------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 2010 | 0.4834                    | 0.2073                    | 0.3842                    | 0.5261                    |
| 2011 | 0.4722                    | 0.1997                    | 0.3719                    | 0.5122                    |
| 2012 | 0.4870                    | 0.2036                    | 0.3764                    | 0.5308                    |
| 2013 | 0.4913                    | 0.2042                    | 0.3768                    | 0.5370                    |
| 2014 | 0.5023                    | 0.2105                    | 0.3863                    | 0.5513                    |
| 2015 | 0.4972                    | 0.2145                    | 0.3959                    | 0.5465                    |

注：据 Matlab R2015a 软件计算得知。

资料来源：依据《重庆统计年鉴》（2011~2016 年）、《重庆两江新区国民经济和社会发展统计公报》（2011~2015 年）以及 2016 年 12 月《重庆两江新区统计信息月报》计算并整理得到。

### 3. 两类时空权重矩阵下模型估计结果及其变异性比较

在式 (5) 的三种模型和  $OTW'_1$ 、 $OTW'_2$ 、 $OTW'_3$ 、 $OTW'_4$  四种外生时空权重矩阵以及  $TW'_1$ 、 $TW'_2$ 、 $TW'_3$ 、 $TW'_4$  四种内生时空权重矩阵基础上，基于极大似然法及 Matlab R2015a 软件，容易得到 24 个模型的相关估计结果，包括解释变量参数估计值、空间相关系数、拟合优度、极大似然值等<sup>②</sup>。需要注意的是，基于 SAR 和 SDM 模型的参数估计结果不能直接用于分析解释变量对被解释变量的边际影响，必须基于参数效应矩阵分解总效应、直接效应和间接效应；基于 SEM 模型的参数估计结果直接表示解释变量对被解释变量的边际影响，无须单独列出其解释变量参数的边际效应。

目前，空间权重矩阵设定的科学性判断主要通过动态递归神经网络方法（Cheng 和 Wang, 2009）、空间 J 检验（Piras 和 Lozano-Gracia, 2012）和基于贝叶斯—马尔科夫链的蒙特卡洛模拟（MCMC）和 M-H 抽样的接受概率（Seya 等, 2013）加以完成。在极大似然法估计条件下，本文拟以如式 (7) 的变异系数指标为依据，考察两类时空权重矩阵下模型参数估计结果的变异性。本文的模型估计结果变异性指由于时空权重矩阵设定不同所导

① 38 个区县的顺序为万州区、黔江区、涪陵区、渝中区、大渡口区、江北区、沙坪坝区、九龙坡区、南岸区、北碚区、渝北区、巴南区、长寿区、江津区、合川区、永川区、南川区、綦江区、大足区、璧山区、铜梁区、潼南县、荣昌县、梁平县、城口县、丰都县、垫江县、武隆县、忠县、开县、云阳县、奉节县、巫山县、巫溪县、石柱县、秀山县、酉阳县、彭水县（全文同）。

② 限于篇幅，本文未能列出上述 24 个模型估计结果及其统计性质，也未能列出参数效应。若有需要，请联系 fan-qmn@hotmail.com 索取。

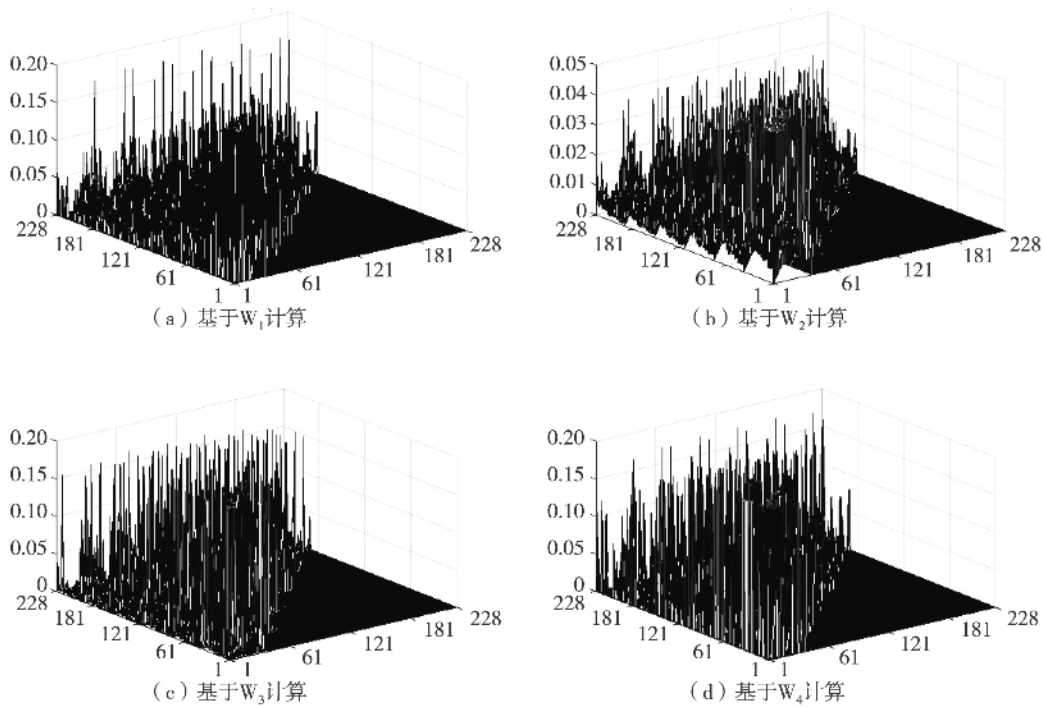


图2 包含可变时间效应的四种内生时空权重矩阵

资料来源：基于图1和表1资料，结合 Matlab R2015a 计算得到。

致的模型估计结果呈现出的离散状态。一般地说，衡量数据离散程度的指标主要包括标准差、方差、四分位数差、极差、离散系数等，而衡量模型估计值与真实值之间差别的指标包括均方误差、均方根误差、均方根百分比误差等（贾俊平等，2015）。由于学界并无一种放之四海而皆准的空间权重矩阵设定方式，能够保证精准地反映地区间看不见摸不着的空间溢出效应，由此，研究模型估计结果的真实值并不能准确确定。由此，本文以每一类时空权重矩阵下各种模型基于四种初始空间权重矩阵的估计结果均值为基础，结合离散系数和均方根百分比误差，设定如式（7）的变异性质考核指标（以下简称变异系数）。

$$Index_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}} = \frac{\sqrt{\sum_{k_2=1}^4 [Z_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}, k_2} - Mean_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}}(Z_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}, k_2})]^2 / 4}}{|Mean_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}}(Z_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}, k_2})|} \quad (7)$$

$$Index_{\xi_1, T, \xi_2} = \sum_{Num_{\xi_2}} Index_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}} / Num_{\xi_2}$$

$$Index_{\xi_1, T} = \sum_{\xi_2} \sum_{Num_{\xi_2}} Index_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}} / \sum_{\xi_2} Num_{\xi_2}$$

式（7）中， $\xi_1$  指时空权重矩阵的类别，包括内生和外生两类， $\xi_1 = 1, 2$ 。 $T$  指确定时空权重矩阵的作用时间周期，本文采用 2010~2015 年的数据，则  $T=6$ 。 $\xi_2$  指所设定的空间计量模型的类别，包括式（5）中确定的三种模型， $\xi_2 = 1, 2, 3$ 。 $Num_{\xi_2}$  指第  $\xi_2$  种模型的估计结果数量，这些估计结果包括常数项估计值、解释变量的参数估计值、空间相关系数、拟合优度、极大似然值以及解释变量参数的总效应、直接效应和间接效应等，则  $Num_1 = 1$ ，

2, ..., 36,  $Num_2=1, 2, \dots, 44$ ; 由于模型3中解释变量参数的边际效应无需重新推导总效应、直接效应和间接效应, 则  $Num_3=1, 2, \dots, 12$ 。  $k_2$  指每类时空权重矩阵中具体设计的时空权重矩阵种数,  $k_2=1, 2, \dots, 4$ 。  $Z_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}, k_2}$  指不同时空权重矩阵、不同模型下各个参数、参数效应或者统计性质的估计结果;  $Mean_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}}(\cdot)$  指  $T$  时期第  $\xi_2$  种模型采用第  $\xi_1$  类时空权重矩阵时第  $Num_{\xi_2}$  个估计结果在四种不同时空权重矩阵设定下的平均值。  $Index_{\xi_1, T, \xi_2, Num_{\xi_2}}$  指  $T$  时期第  $\xi_2$  种模型采用第  $\xi_1$  类时空权重矩阵时第  $Num_{\xi_2}$  个估计结果的变异系数;  $Index_{\xi_1, T, \xi_2}$  指  $T$  时期第  $\xi_2$  种模型采用第  $\xi_1$  类时空权重矩阵时全部估计结果的平均变异系数;  $Index_{\xi_1, T}$  为  $T$  时期采用内生或外生时空权重矩阵时所有估计结果的总平均变异系数。通过计算  $(Index_{1,6} - Index_{2,6}) / Index_{2,6}$  即可判断, 相比较外生时空权重矩阵, 采用内生时空权重矩阵得到的模型估计结果变异性质是否发生了明显的变化。其中,  $Index_{1,6}$  指  $T=6$  时采用内生时空权重矩阵得到的所有估计结果的总平均变异系数;  $Index_{2,6}$  指  $T=6$  时采用外生时空权重矩阵条件下所有估计结果的总平均变异系数。

依据内生和外生时空权重矩阵下三种模型的估计结果, 结合式(7)可知相关模型估计结果的变异性质, 如表2中第2至7列和表3。在空间自回归模型下, 采用内生时空权重矩

表2 不同模型、内外生时空权重矩阵下估计结果变异性质

|        | SAR 模型估计结果变异系数 |          | SDM 模型估计结果变异系数 |           | SEM 模型估计结果变异系数 |          |
|--------|----------------|----------|----------------|-----------|----------------|----------|
|        | 内生时空权重矩阵       | 外生时空权重矩阵 | 内生时空权重矩阵       | 外生时空权重矩阵  | 内生时空权重矩阵       | 外生时空权重矩阵 |
| 常数项    | 0.1138         | 0.1014   | 0.8632         | 0.1301    | 0.1304         | 0.1160   |
| X1     | 0.2067         | 0.1739   | 4.1837         | 0.3342    | 0.3037         | 0.2227   |
| X2     | 0.0285         | 0.0259   | 0.2445         | 0.1987    | 0.0518         | 0.0427   |
| X3     | 0.0442         | 0.0397   | 0.4462         | 0.4626    | 0.1469         | 0.1324   |
| X4     | 0.0739         | 0.0701   | 0.7142         | 0.4025    | 0.1009         | 0.0642   |
| X5     | 0.0918         | 0.0827   | 0.1663         | 0.0988    | 0.1294         | 0.1139   |
| X6     | 0.0284         | 0.0257   | 0.3883         | 0.3338    | 0.0746         | 0.0596   |
| X7     | 0.0340         | 0.0306   | 0.0808         | 0.0577    | 0.0247         | 0.0256   |
| X8     | 0.1755         | 0.1763   | 0.2156         | 0.2223    | 0.4022         | 0.3898   |
| TW×X1  |                |          | 0.6028         | 0.7561    |                |          |
| TW×X2  |                |          | 3.1235         | 251.8370* |                |          |
| TW×X3  |                |          | 0.9081         | 0.8921    |                |          |
| TW×X4  |                |          | 5.8083         | 5.778     |                |          |
| TW×X5  |                |          | 1.0356         | 0.9259    |                |          |
| TW×X6  |                |          | 1.0263         | 1.0647    |                |          |
| TW×X7  |                |          | 0.5453         | 0.3662    |                |          |
| TW×X8  |                |          | 0.1319         | 0.2978    |                |          |
| 空间相关系数 | 0.2709         | 0.2392   | 0.2899         | 0.2725    | 0.2692         | 0.3377   |
| 极大似然值  | 0.0059         | 0.0060   | 0.0311         | 0.0301    | 0.0107         | 0.0109   |
| 拟合优度   | 0.0002         | 0.0001   | 0.0005         | 0.0005    | 0.0003         | 0.0003   |
| 平均变异系数 | 0.0895         | 0.0810   | 1.0403         | 0.6644    | 0.1371         | 0.1263   |

注: \* 表示异常值, 计算平均变异系数时删除了该值。

资料来源: 依据 2011~2016 年《重庆统计年鉴》、2011~2015 年《重庆两江新区国民经济和社会发展的统计公报》以及 2016 年 12 月《重庆两江新区统计信息月报》获得原始数据, 基于 Matlab R2015a 软件和极大似然法估计相关模型参数结果, 并计算变异系数后整理得到。

表 3 SAR、SDM 模型下采用内生、外生时空权重矩阵的参数效应变异性质

|        |      | SAR 模型参数效应变异系数 |          | SDM 模型参数效应变异系数 |          |
|--------|------|----------------|----------|----------------|----------|
|        |      | 内生时空权重矩阵       | 外生时空权重矩阵 | 内生时空权重矩阵       | 外生时空权重矩阵 |
| X1     | 总效应  | 0.2176         | 0.1698   | 0.5480         | 0.9130   |
|        | 直接效应 | 0.2095         | 0.1618   | 1.5583         | 0.3610   |
|        | 间接效应 | 0.2103         | 0.1690   | 0.4719         | 0.6560   |
| X2     | 总效应  | 0.0344         | 0.0285   | 1.0407         | 1.1583   |
|        | 直接效应 | 0.0303         | 0.0267   | 0.2257         | 0.1879   |
|        | 间接效应 | 0.2515         | 0.2200   | 8.1354         | 2.0456   |
| X3     | 总效应  | 0.0523         | 0.0461   | 2.6439         | 1.6372   |
|        | 直接效应 | 0.0442         | 0.0400   | 0.4305         | 0.4411   |
|        | 间接效应 | 0.2357         | 0.2087   | 0.5205         | 0.5921   |
| X4     | 总效应  | 0.0688         | 0.0748   | 61.6733        | 51.2409  |
|        | 直接效应 | 0.0744         | 0.0806   | 0.7435         | 0.4450   |
|        | 间接效应 | 0.2956         | 0.2678   | 8.9988         | 9.2093   |
| X5     | 总效应  | 0.0818         | 0.0691   | 0.7767         | 0.1615   |
|        | 直接效应 | 0.0908         | 0.0770   | 0.1702         | 0.0934   |
|        | 间接效应 | 0.3162         | 0.2788   | 1.0452         | 0.2533   |
| X6     | 总效应  | 0.0398         | 0.0347   | 8.0764         | 25.4122  |
|        | 直接效应 | 0.0292         | 0.0253   | 0.3744         | 0.3224   |
|        | 间接效应 | 0.2346         | 0.2045   | 0.5573         | 0.5793   |
| X7     | 总效应  | 0.0253         | 0.0288   | 0.2718         | 0.1874   |
|        | 直接效应 | 0.0329         | 0.0331   | 0.0945         | 0.0636   |
|        | 间接效应 | 0.2735         | 0.2377   | 5.5547         | 0.7041   |
| X8     | 总效应  | 0.1600         | 0.1707   | 0.1145         | 0.1818   |
|        | 直接效应 | 0.1701         | 0.1769   | 0.2484         | 0.2820   |
|        | 间接效应 | 0.3775         | 0.3381   | 0.0673         | 0.2024   |
| 平均变异系数 |      | 0.1482         | 0.1320   | 4.3476         | 4.0554   |

资料来源：同表 2。

阵得到的参数估计结果及其统计性质的平均变异系数为 0.0895，比采用外生时空权重矩阵下估计结果变异性质增加 10.49%；采用内生时空权重矩阵得到的参数效应的平均变异系数为 0.1482，比采用外生时空权重矩阵时参数效应的变异性质增加 12.27%；采用内生时空权重矩阵得到的所有结果的总平均变异系数比采用外生时空权重矩阵增加 11.83%。在空间杜宾模型下，采用内生时空权重矩阵得到的参数估计结果及其统计性质平均变异系数、参数效应的平均变异系数和总平均变异系数分别比采用外生时空权重矩阵得到的相应结果增加 56.56%、7.2%和 11.23%。而在空间误差模型下，采用内生时空权重矩阵得到的参数估计结果及其统计性质平均变异系数比采用外生时空权重矩阵得到的相应结果平均变异系数增加 8.55%。从三种空间计量模型得到的所有估计结果来看，采用内生时空权重矩阵所有结果总平均变异系数仅仅比采用外生时空权重矩阵时增加 12.43%。这说明，由于内生时空权重矩

阵动态地模拟了空间溢出效应在时间上转移和传导的可变时间效应，将导致基于相同初始空间权重矩阵而产生的内生时空权重矩阵元素，相对于同样产生的外生时空权重矩阵元素而言，有较大范围和较大程度的变化；然而，这种大范围的元素变化并未导致模型估计结果变异性的明显改变，从外生时空权重矩阵向内生时空权重矩阵的转变，模型估计结果的总平均变异系数仅仅增加了 12.43%。这说明在空间计量模型建模过程中，引入包含可变时间效应的内生时空权重矩阵来替代传统的外生时空权重矩阵是合理的，并且不会明显地改变不同模型或不同空间权重矩阵设定下模型估计结果的变异性质。当然，尽管在空间杜宾模型条件下采用内生时空权重矩阵得到的参数估计结果和统计性质的平均变异系数比采用外生时空权重矩阵时有了较大幅度的改变（56.56%），然而，在不剔除异常值条件下后者的平均变异系数会大幅度增加，甚至大大超过前者，这说明引入内生时空权重矩阵相对传统的外生时空权重矩阵是合理的；而后者估计结果的变异系数中出现异常值也从另一方面佐证了前者的合理性。

#### 四、结论与进一步的研究方向

本文基于年份间全局 Moran 指数比值，引入了一种内生的时空权重矩阵构建方法，并以两江新区辐射带动力影响因素分解问题为例，在四种初始空间权重矩阵和三种空间计量模型基础上，考察了内生、外生时空权重矩阵下模型估计结果变异性有无明显变化问题，得到了一些重要的结论，可以供同行在空间计量模型建模应用时参考。

第一，截面数据向面板数据的延展，使空间计量模型建模过程中时空权重矩阵的设定变得尤为重要。目前，时空权重矩阵的设定主要通过空间权重矩阵和时间权重矩阵的克罗内克积组合形成。空间权重矩阵种类繁多，包括外生的基本空间权重矩阵、外生的复杂空间权重矩阵和内生的空间权重矩阵等。时间权重矩阵主要有单位矩阵或者受约束固定时间效应的的时间权重矩阵两种类型，后者较为流行。

第二，包含固定时间效应的时空权重矩阵无法考察空间溢出效应在时间上的转移和传导效应，同时其元素不能内生地根植于模型数据本身。本文构建了以年度间全局 Moran 指数比值为基础的内生时空权重矩阵，这种权重矩阵能够有效地考察地区间空间溢出效应在时间上的转移和传导效应，同时能够内生地根植于模型数据本身，从而更具有科学性。

第三，在四种初始空间权重矩阵和三种空间计量经济学模型下，相比外生时空权重矩阵而言，采用内生时空权重矩阵得到的模型估计结果变异性质有增加的趋势，但这种增加的幅度仅为 12.43%。内生时空权重矩阵在大范围改变外生时空权重矩阵元素的情况下并不会以明显改变模型估计结果变异性为代价，引入内生时空权重矩阵具有合理性。

第四，本文还以模型估计结果的总平均变异系数作为标准，构建了遴选合理时空权重矩阵的方法。

尽管本文的分析得到了一些有意义的结论，然而限于篇幅以及数据处理的复杂性和内生时空权重矩阵的可变性，本文尚未对如下问题进行深入的研究，包括内生时空权重矩阵构建对估计结果影响的一般性理论探讨、模型解释变量变化以及时间周期改变对模型估计结果变异性影响的一般性理论探讨、不同时空权重矩阵构建所导致的模型估计结果变异性如何解决等问题；同时，基于全局 Moran 指数来确定内生时间权重矩阵的做法，也可以延展为基于 Geary C 指数、Getis-Ord G 指数、Ripley K 指数等来确定内生时间权



重矩阵和内生时空权重矩阵。这些都需要未来进行进一步的研究，也需要学界同行给予一定的关注。

### 参 考 文 献

- [1] Arbia G. , Battisti M. , Vaio G. D. , 2010, *Institutions and Geography: Empirical Test of Spatial Growth Models for European Regions* [J], *Economic Modelling*, 27 (1), 12~21.
- [2] Baltagi B. H. , Liu L. , 2010, *Spurious Spatial Regression with Equal Weights* [J], *Statistics and Probability Letters*, 80 (21-22), 1640~1642.
- [3] Beenstock M. , Felsenstein D. , 2012, *Nonparametric Estimation of the Spatial Connectivity Matrix Using Spatial Panel Data* [J], *Geographical Analysis*, 44 (4), 386~397.
- [4] Bhattacharjee A. , Jensen-Butler C. , 2013, *Estimation of the Spatial Weights Matrix Under Structural Constraints* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 43 (4), 617~634.
- [5] Blonigen B. A. , 2007, *FDI in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment* [J], *European Economic Review*, 51 (5), 1303~1325.
- [6] Cassette A. , Porto E. D. , Foremny D. , 2012, *Strategic Fiscal Interaction Across Borders: Evidence from French and German Local Governments along the Rhine Valley* [J], *Journal of Urban Economics*, 72 (1), 17~30.
- [7] Cheng T. , Wang J. , 2009, *Accommodating Spatial Associations in Drnn for Space - Time Analysis* [J], *Computers, Environment and Urban Systems*, 33 (6), 409~418.
- [8] Corrado L. , Fingleton B. , 2012, *Where is the Economics in Spatial Econometrics ?* [J], *Journal of Regional Science*, 52 (2), 210~239.
- [9] Dubé J. , et al, 2014, *A Spatial Difference-In-Differences Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit Systems on House Prices* [J], *Transportation Research Part B: Methodological*, 64, 24~40.
- [10] Dubin R. A. , 1998, *Spatial Autocorrelation: A Primer* [J], *Journal of Housing Economics*, 7 (4), 304~327.
- [11] Fingleton B. , 2009, *Prediction using Panel Data Regression with Spatial Random Effects* [J], *International Regional Science Review*, 32 (2), 195~220.
- [12] Fingleton B. , Palombi S. , 2013, *Spatial Panel Data Estimation, Counterfactual Predictions, and Local Economic Resilience among British Towns in the Victorian Era* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 43 (4), 649~660.
- [13] Gérard M. , Jayet H. , Paty S. , 2010, *Tax Interactions among Belgian Municipalities: Do Inter-regional Differences Matter* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 40 (5), 336~342.
- [14] Hui E. C. M. , 2007, *Measuring the Neighboring and Environmental Effects on Residential Property Value: Using Spatial Weighting Matrix* [J], *Building and Environment*, 42 (6), 2333~2343.
- [15] Jeanty P. W. , Partridge M. , Irwin E. , 2010, *Estimation of a Spatial Simultaneous Equation Model of Population Migration and Housing Price Dynamics* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 40 (5), 343~352.
- [16] Kakamu K. , Polasek W. , Wago H. , 2012, *Production Technology and Agglomeration for Japanese Prefectures During 1991~2000* [J], *Papers in Regional Science*, 91 (1), 29~41.
- [17] Kato T. , 2013, *A Comparison of Spatial Error Models Through Monte Carlo Experiments* [J], *Economic Modelling*, 30, 743~753.
- [18] Kelejian H. H. , Tavlás G. S. , Petroulas P. , 2012, *In the Neighborhood: the Trade Effects of the Euro in a Spatial Framework* [J], *Regional Science and Urban Economics*, 42 (1-2), 314~322.
- [19] Kelejian H. H. , Piras G. , 2014, *Estimation of Spatial Models with Endogenous Weighting Ma-*

trices, and an Application to a Demand Model for Cigarettes [J], Regional Science and Urban Economics, 46, 140~149.

[20] Lee L., Liu X., Lin X., 2010, *Specification and Estimation of Social Interaction Models with Network Structures* [J], The Econometrics Journal, 13 (2), 145~176.

[21] Leenders R. T. A. J., 2012, *Modeling Social Influence through Network Autocorrelation: Constructing the Weight Matrix* [J], Social Networks, 24 (1), 21~47.

[22] LeSage J. P., Pace R. K., 2009, *Introduction to Spatial Econometrics* [M], CRC Press Taylor & Francis Group, 45~50, 96~105.

[23] LeSage J. P., Pace R. K., 2011, *Pitfalls in Higher Order Model Extensions of Basic Spatial Regression Methodology* [J], The Review of Regional Studies, 41 (1), 13~26.

[24] LeSage J. P., Ha C. L., 2012, *The Impact of Migration on Social Capital: Do Migrants Take Their Bowling Balls with Them?* [J], Growth and Change, 43 (1), 1~26.

[25] Mata T. D. L., Llano C., 2013, *Social Networks and Trade of Services: Modeling Interregional Flows with Spatial and Network Autocorrelation Effects* [J], Journal of Geographical Systems, 15 (3), 319~367.

[26] Moscone F., Knapp M., Tosetti E., 2007, *Mental Health Expenditure in England: a Spatial Panel Approach* [J], Journal of Health Economics, 26 (4), 842~864.

[27] Piras G., Lozano-Gracia N., 2012, *Spatial J-Test: Some Monte Carlo Evidence* [J], Statistics and Computing, 22 (1), 169~183.

[28] Qu X., Lee L., 2015, *Estimating a Spatial Autoregressive Model with an Endogenous Spatial Weight Matrix* [J], Journal of Econometrics, 184 (2), 209~232.

[29] Rincke J., 2007, *Policy Diffusion in Space and Time: The Case of Charter Schools in California School Districts* [J], Regional Science and Urban Economics, 37 (5), 526~541.

[30] Rincke J., 2010, *A Commuting-Based Refinement of the Contiguity Matrix for Spatial, Models, and an Application to Local Police Expenditures* [J], Regional Science and Urban Economics, 40 (5), 324~330.

[31] Seya H., Yamagata Y. H., Tsutsumi M., 2013, *Automatic Selection of a Spatial Weight Matrix in Spatial Econometrics: Application to a Spatial Hedonic Approach* [J], Regional Science and Urban Economics, 43 (3), 429~444.

[32] Smith T. E., Wu P., 2009, *A Spatio-Temporal Model of Housing Prices Based on Individual Sales Transactions Over Time* [J], Journal of Geographical Systems, 11 (4), 333~355.

[33] Stakhovych S., Bijmolt T. H. A., 2009, *Specification of Spatial Models: a Simulation Study on Weights Matrices* [J], Papers in Regional Science, 88 (2), 389~408.

[34] Takagi D., Ikeda K., Kawachi I., 2012, *Neighborhood Social Capital and Crime Victimization: Comparison of Spatial Regression Analysis and Hierarchical Regression Analysis* [J], Social Science & Medicine, 75 (10), 1895~1902.

[35] Tong T., 2013, *Evaluating the Spatial Spillover Effects of Transportation Infrastructure on Agricultural Output Across the United States* [J], Journal of Transport Geography, 30, 47~55.

[36] Wang S., Wang S., 2011, *Spatial Interaction Models for Biomass Consumption in the United States* [J], Energy, 36 (11), 6555~6558.

[37] 范巧、王成纲:《国家级新区辐射带动力评价及其影响因素分解:以重庆两江新区为例》[J],《技术经济》2017年第1期。

[38] 李新忠、汪同三:《空间计量经济学的理论与实践》[M], 社会科学文献出版社, 2015。

[39] 贾俊平、何晓群、金勇进:《统计学(第五版)》[M], 中国人民大学出版社, 2012。

## A New Endogenous Spatial Temporal Weight Matrix Based on Ratios of Global Moran's I

Fan Qiao<sup>1</sup> Hudson Darren<sup>2</sup>

- (1. School of Economics and Social Studies, Chongqing University of Science & Technology;  
2. Department of Agricultural & Applied Economics, Texas Tech University)

**Research Objectives:** Introduce a new way to construct endogenous spatial temporal weight matrices (STWMs). **Research Methods:** Construct endogenous STWMs through Kronecker products between standardized temporal weight matrices (TWMs) based on global Moran's I in different years and standardized spatial weight matrices (SWMs), and assess the scientificity of above endogenous STWMs through 4 different SWMs and 3 different spatial econometrical models and 5 different periods through comparing average variation properties of estimators in the case models of decomposition of influencing factors of Liangjiang National New Area's development impacts. **Research Findings:** Endogenous STWMs above are better than traditional exogenous STWMs to explain the spatial spillover effects and their transferring effects in different periods, but don't change the variation properties of estimators at a large level. Models employing spatial error models and endogenous STWMs based on distances between regions are better than the case models. **Research Innovations:** Obtain a new method to construct endogenous STWMs with changeable transferring effects in different periods. **Research Value:** Provide accurate endogenous STWMs for spatial econometrical modeling.

**Key Words:** Weight Matrices; Changeable Transferring Effects; Variation Properties of Estimators; Moran's I

**JEL Classification:** C18; C51; R15

(责任编辑: 陈星星)