

# 铁路对沿线城市要素空间集聚的影响

覃成林 杨礼杉

**摘要** 运用空间计量方法分析了铁路交通发展对沿线城市外商直接投资、劳动力和科技三大要素空间集聚动态的影响。使用铁路最短旅行时间构建了反映时间距离的空间权重矩阵,以此描述铁路交通发展所产生的时空压缩效应和边界突破效应对城市空间关系及要素空间相关性的影响。同时,在要素空间集聚的影响因素中引入用加权平均旅行时间所描述的可达性指标,分析了铁路交通发展带来的城市区位增强效应对铁路沿线城市要素空间集聚的影响。结果显示,在使用时间距离构造空间权重矩阵的条件下,三种要素的空间分布均存在显著的正空间相关性,但是其溢出的方式和特点有别,铁路交通发展对沿线城市三种要素集聚水平的影响也不相同。

**关键词** 要素空间集聚; 铁路交通发展; 可达性; 空间权重矩阵

(中图分类号) TU984.2 (文献标识码) A

## 一 引言

无论是在古典区位论和现代区位理论中,还是在新经济地理学中,都不难发现运输成本的变化会改变经济要素流动的方向和规模,进而影响经济活动的集聚态势。由此可见,运输是影响要素集聚的重要因素之一。区域性交通条件的改善能显著降低运输成本,这必然会影响到要素集聚的格局。

目前,学术界在研究交通发展对经济活动和经济要素集聚的影响时,主要从基于运输成本控制和区位禀赋差异视角的传统经济理论、以中心—外围理论为主导的新经济地理学理论和交通基础设施的跨区域空间效应三个方面展开。传统经济理论较少

将交通基础设施直接纳入理论分析框架内作为独立变量分析其对经济活动和经济要素集聚状况的影响,而是考察交通基础设施对经济主体生产成本及利润的影响<sup>[1]</sup>。格雷厄姆使用世界范围内 17 个城市铁路系统的数据,研究了铁路基础设施的分布密度与经济活动和经济资源集聚之间的关系,提出交通基础设施是导致区域经济集聚增强的重要因素<sup>[2]</sup>。符淼运用空间计量方法验证了空间交通距离对技术要素集聚乃至经济集聚有显著的影响,随地理距离快速下降的技术溢出效应是导致局部集聚和东西部发展不均的原因之一<sup>[3]</sup>,但并未对交通运输与要素集聚的直接关系进行探讨。新经济地理学则区别于传统经济理论回避空间对企业生产成本的直接影响,将空间距离与企业成本建立了直接的联

**作者简介** 覃成林(1962—),男,湖北来凤人,暨南大学经济学院教授,博士研究生导师,研究方向为区域经济增长趋同、区域经济协调发展;杨礼杉(1993—),女,河南平顶山人,暨南大学经济学院硕士研究生,研究方向为区域经济增长趋同、区域经济协调发展。

**基金项目** 国家社会科学基金重大项目(11&ZD159)——高铁快速发展背景下区域经济协调发展及相关政策研究之阶段成果。

**收稿日期** 2015-07-01

**修回日期** 2015-09-18

系。特谢拉选取葡萄牙1985-1998年的经济数据,基于新经济地理模型验证了交通基础设施与经济活动集聚间存在倒U型相关<sup>[4]</sup>。陈得文、苗建军基于1995-2008年的省级面板数据使用GMM三阶段最小二乘法研究发现,交通基础设施对工业、服务业劳动力密度有显著影响<sup>[5]</sup>。科里郎引入交通成本异质性,研究了不同属性交通成本对经济活动集聚力和分散力所产生的影响<sup>[6]</sup>。但是,在新经济地理学角度的研究中,很少有专门针对铁路交通发展对经济活动和要素集聚影响的研究。目前,交通基础设施的跨区域空间效应受到学术界的重视,相关研究主要集中在溢出效应和门槛效应。霍尔基于葡萄牙1986-1997年的数据发现,高速公路基础设施建设增强了公路周边区域的区位优势,从而促使企业经济活动向公路沿线区域集聚<sup>[7]</sup>。张学良结合中国交通基础设施供给状况的区域差异,实证分析了区域交通基础设施状况与区域经济增长的相关性,两者都呈现出很强的空间集聚特征<sup>[8]</sup>。张军涛基于中国省级面板数据,使用空间计量方法,对跨区域基础设施投资的空间外溢性进行检验,认为跨区域基础设施投资在区域间和区域内均存在显著的外部溢出效应<sup>[9]</sup>。陈建军、郑广建经过定性分析,认为高速铁路收缩了城市间空间和经济的距离,交通可达性和便利性的增强可以产生市场结构效应、劳动力池效应和创新溢出效应<sup>[10]</sup>。王娇娥、焦敬娟借助ArcGIS技术探讨了高速铁路网络的空间效应,认为高速铁路建设会产生时空收敛效果,并进一步对生产要素流动、城市空间扩张、区域空间结构重构产生重要影响<sup>[11]</sup>。不过,在交通基础设施的跨区域空间效应的即有研究中,大多只是定性地分析铁路交通发展对要素空间集聚和区域经济增长格局的影响,鲜有基于铁路交通数据对铁路交通发展的要素空间集聚效应进行的实证检验。

铁路交通是我国十分重要的区域性交通方式。1997-2011年,我国铁路完成了6次大提速,部分高速铁路相继开通,铁路交通实现了快速发展。金凤君等认为,在微观层面上,铁路客运交通提速会影响经济活动的区位选择,促进产业结构的调整和升级;在宏观层面上,则会有效缩短各区域间的时空距离,降低交通成本,促进人流、物流、资金流、信息流的快速流动,进而对区域产业结构和空间结构调整产生重大影响<sup>[12]</sup>。交通沿线上的点由于交通便利,因而区位条件优越,对各种经济活动具有较强的吸引力,往往会形成区域经济增长的极。中国社

会科学院的《高速铁路对城市群的影响》研究报告指出了高速铁路对城市群发展所具有的四大效应,即时空效应(可达性效应)、边界突破效应、区位增强效应和要素整合效应<sup>[13]</sup>。那么,铁路交通的快速发展对全国范围内沿线城市的经济要素空间集聚究竟产生了怎样的具体影响?对此,学术界尚缺乏充分的研究。本文认为,铁路交通快速发展一方面必然会提高沿线城市的可达性,增强沿线城市的区位优势,使之成为更具吸引力的要素集聚地;另一方面,会产生边界突破效应和时空压缩效应,增强城市之间的空间经济联系,从而改变原有邻接或地理距离意义上的邻里关系,对沿线城市的要素集聚产生影响。这两方面的作用都会导致铁路沿线城市要素集聚态势的变化。为了验证这个判断,根据可以获得的数据,本文选择了对区位条件变化比较敏感的资本要素中的外商直接投资(FDI)、劳动力和科技三大要素,以1997年我国第一次铁路大提速和2011年我国已有部分高速铁路建成运营为分析时点,来考察铁路交通发展对沿线城市要素空间集聚的影响。

## 二 研究方法

### 1. 基本思路

本文首先使用ArcGIS软件,以2011年全国铁路交通线为底图,利用数据可得的铁路沿线地级以上城市1997-2011年FDI、劳动力和科技要素分布量的差值<sup>①</sup>,分别绘制了反映该时段内FDI、劳动力和科技要素变化量空间分布状况的地图,为模型的构建提供了先验分析。在图1中,FDI明显呈现出沿南北向铁路线带状分布的趋势。在图2和图3中,劳动力和科技要素则沿铁路线呈不连续的分布,表现为在一定节点范围内集聚分布的趋势。综合来看,在一定时间距离内的铁路沿线城市中,要素分布状况具有一致性。可见,这三种要素都表现出沿铁路交通线集聚分布的趋势,这意味着铁路交通发展与这三种要素的空间集聚之间存在着密切关系。据此推测,铁路交通发展对分析期内这三种要素的空间集聚有值得重视的影响。

为了验证上述推测,本文参考吴玉鸣在研究我国省域经济增长趋同性时的做法,采用截面数据的空间计量回归方程作为基本分析模型<sup>[14]</sup>,把控制变量固定在2011年,着重分析铁路交通发展对要素空间集聚的影响。基于引言部分对铁路交通发展影响

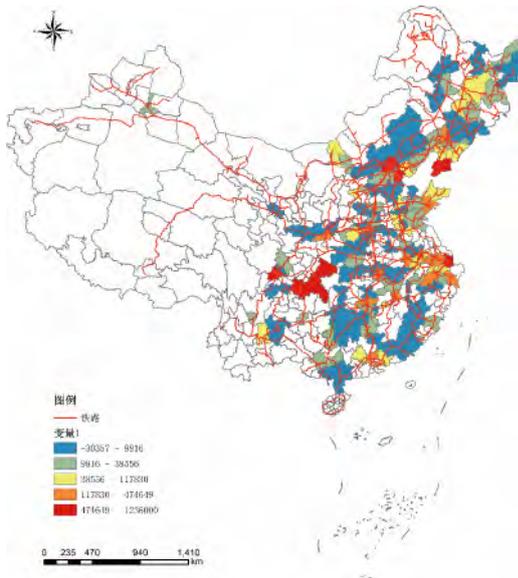


图1 1997-2011年FDI变化量的空间分布

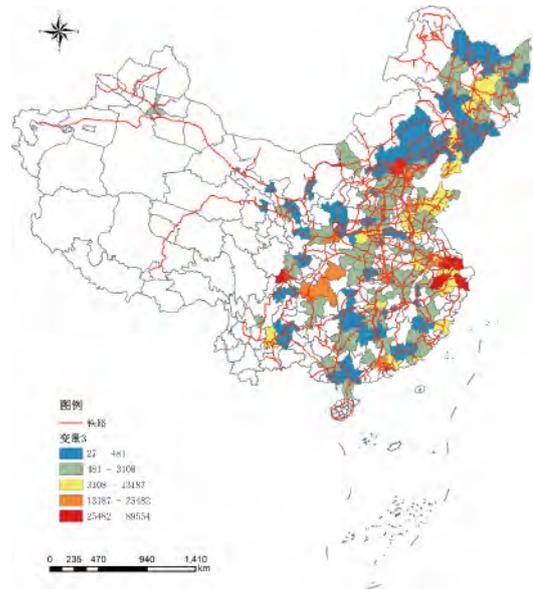


图3 1997-2011年科技要素变化量的空间分布

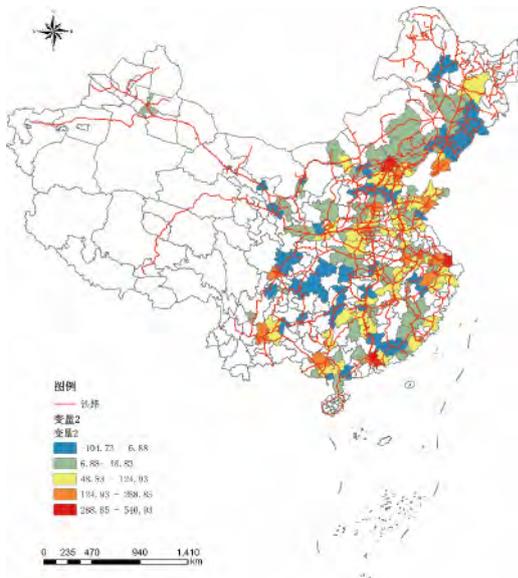


图2 1997-2011年劳动力变化量的空间分布

沿线城市要素集聚的两个方面的判断,可在传统的要素分布模型的基础上进行两项工作来分析铁路交通发展所带来的影响。

第一,在模型中引入用加权平均旅行时间描述的可达性指标,其计算式为:

$$ACC_i = \frac{\sum M_j \times T_{ij}}{\sum M_j} \quad (1)$$

式中  $ACC_i$  代表  $i$  城市的可达性,其值越小,可达性越高,其交通区位条件也就越好;  $M_j$  是  $j$  城市的质量参数,选取该市区 GDP 来描述;  $T_{ij}$  是两城市之间最短的铁路旅行时间<sup>[15]</sup>。本文用可达性指标

分析铁路交通发展对城市区位的影响,在具体模型中使用了1997-2011年铁路沿线城市的可达性变化率来描述其在铁路交通发展影响下区位条件的改善程度。

第二,运用空间计量法分析要素空间的相关性。根据地理学第一定律,要素的空间分布会受城市间空间关联性的影响,即要素的分布存在空间依赖性或空间自相关性特征,呈现出空间集聚现象。如果忽视要素空间相关性而进行模型估计,所得到的结果可能是有偏的。考虑到铁路交通网络的时空压缩和边界突破效应,运用城市间旅行时间所反映的时间距离比传统的邻接或地理距离更能反映城市间要素分布状况的空间关联性。因此,在模型中本文利用2011年各城市间最短铁路旅行时间来构造空间权重矩阵。由于空间关系的距离衰减规律对于时间距离同样适用,所以模型的权重矩阵元素的计算方法是根据史密斯对截尾型的 bi-square 函数权重赋予方法的描述转换而来<sup>[16]</sup>,使用具有灵活性的“钟形”渐变函数将城市间的时间距离计算为权值,具体定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} [1 - (t_{ij}/t)^2]^2, & 0 \leq t_{ij} \leq t \\ 0, & t_{ij} > t \end{cases} \quad (2)$$

式中  $t_{ij}$  为城市  $i$  与城市  $j$  间的最短铁路旅行时间;  $t$  为时间阈值,若超过该时间范围,空间效应可忽略不计。 $t$  值的选取参考米切尔的做法,计算变量在多个时间段的 Moran's  $I$  值,选取相应的  $Z$  检验值最大时的时长作为阈值标准<sup>[17]</sup>。考虑到可能

存在一些城市在由  $t$  值所确定的时间范围内到达不了任何其他城市,即在阈值内该城市没有邻居城市的情况,本文为这些城市分别寻找到旅行时间最短的一个城市,权重设为 1,以保证满足所有城市至少有一个邻居城市的前提条件。最后,将权重矩阵进行标准化处理,使每一行的和等于 1,反映每个城市的空间影响所占份额。

## 2. 样本数据

为保证前后一致,本文以 1997 年和 2011 年铁路网络均覆盖的 221 个地级及以上城市作为分析对象。但是,限于模型其他变量数据的可获得性,FDI、劳动力和科技三要素分别选取了其中的 172 个、176 个和 187 个城市作为分析对象。

各变量的原始数据从 1998-2012 年的《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国专利全文数据库》(知网版)获得。城市间的铁路最短旅行时间从 1997 年和 2011 年《全国铁路列车时刻表》查得,用于计算各城市的可达性和构建空间权重矩阵。

## 3. FDI 空间集聚分析模型

在模型的变量设置方面,本文借鉴了有关 FDI 空间分布的已有理论和实证研究,同时考虑了数据的可得性。具体变量及定义如下。

被解释变量 ( $DFDI_i$ ):  $i$  城市市区 1997-2011 年实际外商直接投资额的差值(万元),即  $DFDI_i = FDI_{i2011} - FDI_{i1997}$ 。根据当年美元兑人民币的平均汇率和价格指数折算为统一于控制变量年份的 2011 年人民币不变价。这里是使用 1997-2011 年 FDI 变化量作为描述 FDI 集聚变化的指标,即反映在该分析时段内 FDI 的集聚变化情况。

$\Delta ACC_i$ :  $i$  城市 1997-2011 年的可达性变化率,描述铁路交通发展带来的  $i$  城市区位条件的改善,用于分析铁路交通发展对 FDI 区位选择的影响。 $\Delta ACC_i = (ACC_{i2011} - ACC_{i1997}) / ACC_{i1997}$ 。

$PGDP_i$ :  $i$  城市市区 2011 年的人均 GDP(元),反映城市经济发展水平对 FDI 变化量的影响。

$RWR_i$ :  $i$  城市市区 2011 年相对工资率,用来衡量劳动力成本对 FDI 变化量的影响。参考陈春来、何兴强的做法,将其定义为人均工资与劳动生产率的比值<sup>[18-19]</sup>。其中,人均工资定义为:市区在岗职工工资总额(万元)/市区在岗职工人数(万人),劳动生产率定义为:市区生产总值(万元)/市区单位从业人员(万人)。

$Tra_i$ :  $i$  城市外贸依存度。由于该指标的市区数

据不可得,用  $i$  城市全市 2011 年进出口总额(万元)占 GDP(万元)的比重来表示,反映市场开放程度对 FDI 变化量的影响。

$MP_i$ :  $i$  城市市区 2011 年市场潜力,即  $i$  城市周围其他城市的 GDP 加权和 ( $W^* GDP^{\text{②}}$ )。权值矩阵  $W^*$  由两两城市间最短铁路旅行时间的倒数构成。通过考察该变量的系数来检验一个城市的市场潜力,即周边城市的 GDP 加和对 FDI 的吸引力和集聚能力,亦即检验某城市广义上的第三方市场是否能增加其 FDI 分布量<sup>[19-23]</sup>。

在引入空间变量时,首先要确定适用于 FDI 空间集聚特征的时间阈值来构造空间权重矩阵。本文分别截取 1-10 小时作为阈值,在该阈值变化范围内,变量  $DFDI$  所对应的 Moran's  $I$  的  $Z$  检验值变化情况如图 4 所示。

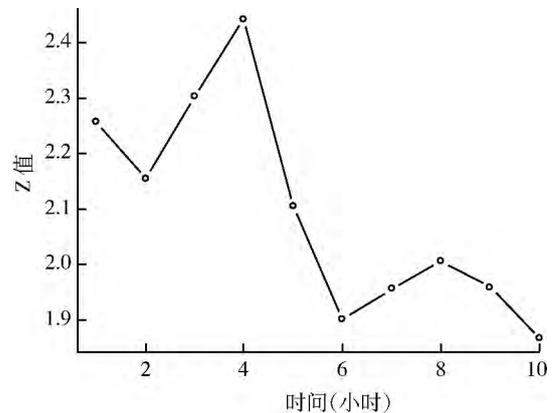


图 4 变量  $DFDI$  的 1-10 小时 Moran's  $I$  的  $Z$  值变化图

图 4 显示,在 4 小时处变量  $DFDI$  的 Moran's  $I$  的  $Z$  检验值最大,为 2.442 ( $p=0.007$ )。因此,本文以 4 小时为阈值构造了  $172 \times 172$  的  $W_1$  方阵作为适用于 FDI 空间回归分析的权重矩阵,并作出与该空间权重矩阵相对应的标准化 Moran 散点图(图 5)。

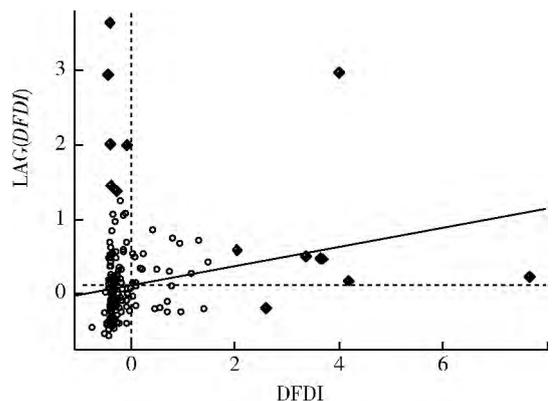


图 5 变量  $DFDI$  的 Moran 散点图

在图 5 中  $DFDI$  观测值与空间滞后值所拟合的回归线的斜率为 0.128, 散点大多分布在第一、三象限, 即表明  $DFDI$  变量呈现高值与高值相邻, 低值与低值相邻的空间集聚现象。为选择合适的空间计量模型, 本文根据安瑟林的建议, 进行拉格朗日乘子检

验, 当  $LMLAG$  值大于  $LMERR$ , 且  $R-LMLAG$  较  $R-LMERR$  显著时, 表明空间相关的正确来源更可能是一个遗漏的空间滞后变量, 应选择空间滞后模型; 反之, 则选择空间误差模型<sup>[24]</sup>。表 1 显示了  $DFDI$  变量的拉格朗日乘子检验结果。

表 1 变量  $DFDI$  的拉格朗日检验结果

	$LMERR$	$LMLAG$	$R-LMERR$	$R-LMLAG$	$SARMA$
Statistic	5.745	1.862	7.215	3.332	9.077
( $p$ -value)	(0.017**)	(0.172)	(0.007***)	(0.068 <sup>*</sup> )	(0.011**)

注: 括号内为  $z$  统计量; \* 表示在 10% 的水平上显著; \*\* 表示在 5% 的水平上显著; \*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

由变量  $DFDI$  的拉格朗日乘子检验结果可知,  $LMERR$  值大于  $LMLAG$ , 且  $R-LMERR$  较  $R-LMLAG$  显著。因此  $DFDI$  变量的空间相关性应该用空间误差模型来反映, 沿线城市的  $FDI$  更多是受周边城市  $FDI$  分布的影响, 但却反应在模型残差中的不可测因素的影响。

至此, 本文得到适用于分析  $FDI$  要素空间分布的回归模型:

$$DFDI_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta ACC_i + \alpha_2 PGDP_i + \alpha_3 RWR_i + \alpha_4 Tra_i + \alpha_5 MP_i + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i = \lambda W_1 \varepsilon_i + \mu \quad (3)$$

#### 4. 劳动力空间集聚分析模型

“推拉理论”是研究流动人口和移民的重要理论之一。根据该理论, 在市场经济和人口自由流动的情况下, 人口迁移和移民搬迁的原因是人们可以通过搬迁改善生活条件。于是, 在流入地中那些使移民生活条件改善的因素就成为拉力, 而流出地中那些不利的社会经济条件就成为推力<sup>[25]</sup>。劳动力流动就是原住地之推力与目的地之拉力相互作用的结果。原住地的经济发展水平低、发展速度缓慢、收入水平低、就业不足、产业结构不合理、公共服务水平低等状况成为推力, 促使劳动力向其他区域流动。同时, 流动目的地较高的经济发展水平和发展速度、较高的收入、较好的就业机会、较完善的公共服务等则形成拉力, 吸引劳动力前往此地。根据劳动力流动的推拉理论, 本文选择如下分析劳动力空间分布的变量。

被解释变量 ( $DLABOUR_i$ ):  $i$  城市全市 1997 - 2011 年总就业人口的差值 (万人), 即  $DLABOUR_i = LABOUR_{2011} - LABOUR_{1997}$ 。这里, 使用 1997 - 2011 年劳动力变化量作为描述劳动力集聚变化的指标, 即反映在该分析时段内劳动力的集聚变化情况。

$\Delta ACC_i$ :  $i$  城市 1997 - 2011 年的可达性变化率, 描述铁路交通发展带来的  $i$  城市区位条件的改善, 用于分析铁路交通发展对劳动力要素区位选择的影响。

$PGDP_i$ :  $i$  城市全市 2011 年人均 GDP (元) 的对数值, 反映城市经济发展水平对劳动力变化量的影响。

$Fin_i$ :  $i$  城市全市 2011 年预算内财政支出额 (万元) 的对数值, 反映城市公共服务水平对劳动力变化量的影响。

$Une_i$ :  $i$  城市全市 2011 年的城镇登记失业率 (%), 反映城市就业状况对其劳动力变化量的影响。

$Wage_i$ :  $i$  城市全市 2011 年职工平均工资 (元) 的对数值, 反映城市平均工资水平对其劳动力变化量的影响。

同样, 在进行空间分析时, 首先要确定符合劳动力要素空间相关关系特征的时间阈值来构造空间权重矩阵。本文分别截取 1 - 10 小时作为阈值, 在该阈值变化范围内, 变量  $DLABOUR$  所对应的 Moran's  $I$  的  $Z$  检验值变化情况如图 6 所示。

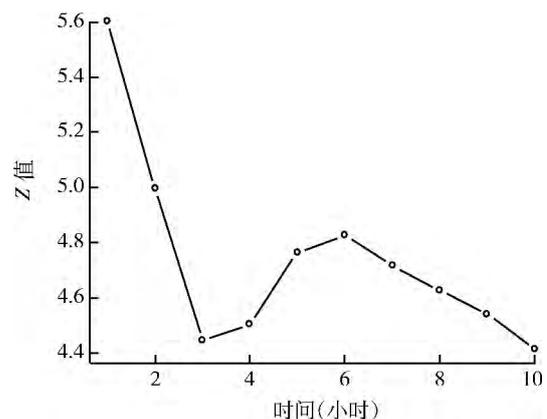


图 6 变量  $DLABOUR$  1 - 10 小时 Moran's  $I$  的  $Z$  值变化图

图6显示,变量  $DLABOUR$  在1小时处的 Moran's  $I$  的  $Z$  值最大,为 5.604 ( $p=0.000$ )。这个阈值判断结果不同于变量  $DFDI$ ,这是因为其与要素自身的流动性和空间依赖性的特点有关。劳动力要素的流动性要弱于资本类要素,且受生活习惯和既定社会关系网络等迁移心理因素的影响,劳动力更倾向于在较短的时间距离范围内发生外溢效应。因此,本文以1小时为阈值构造了  $176 \times 176$  的  $W_2$  方阵作为适用于劳动力要素空间回归分析的权重矩阵,同时作出与该空间权重矩阵相对应的标准化 Moran 散点图(图7)。在图7中, $DLABOUR$  观测值与空间滞后值所拟合的回归线的斜率为 0.422,散点大多分布在第一、三象限,即表明分析时段内劳动力变化量具有正的空间相关性。为选择合适的空间

计量模型,本文对变量  $DLABOUR$  做了拉格朗日乘子检验,结果见表2。

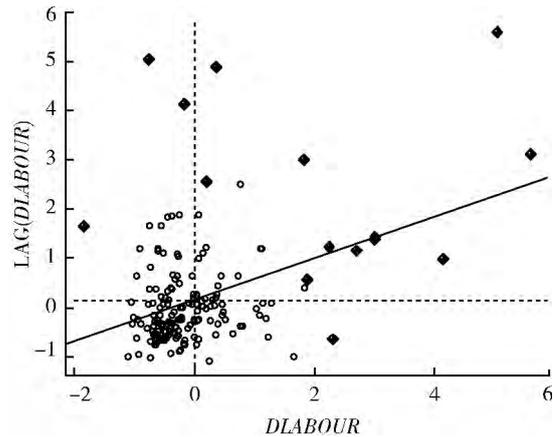


图7 变量  $DLABOUR$  的 Moran 散点图

表2 变量  $DLABOUR$  拉格朗日乘子检验结果

	$LMERR$	$LMLAG$	$R-LMERR$	$R-LMLAG$	$SARMA$
Statistic	16.293	15.530	1.699	0.936	17.229
( $p$ -value)	(0.000***)	(0.000***)	(0.192)	(0.333)	(0.000***)

注:括号内为  $z$  统计量; \* 表示在 10% 的水平上显著; \*\* 表示在 5% 的水平上显著; \*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

由变量  $LABOUR$  的拉格朗日乘子检验结果可知  $LMERR$  和  $LMLAG$  检验均显著,但是  $R-LMERR$  和  $R-LMLAG$  均未通过显著性检验。根据安瑟林的观点,这很有可能是出现了模型误设的问题所致,需要回到 OLS 回归来寻找原因。经过分析发现,OLS 回归的残差存在严重的自相关问题,并且以  $Z$  值为 4.252 ( $p=0.000$ ) 通过了 Moran's  $I$  检验,这说明模型必须同时包含因变量的空间滞后项和残差项的空间滞后项,才能保证其不存在遗漏重要变量的偏误。且从拉格朗日乘子检验结果可以看出, $SARMA$  检验高度显著,因此,最终判断使用  $SARMA$  模型进行劳动力要素的空间回归。具体模型形式如下:

$$DLABOUR_i = \alpha_0 + \rho W_2 DLABOUR_i + \alpha_1 \Delta ACC_i + \alpha_2 PGDP_i + \alpha_3 Fin_i + \alpha_4 Une_i + \alpha_5 Wage_i + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i = \lambda W_2 \varepsilon_i + \mu \quad (4)$$

### 5. 科技要素空间集聚分析模型

科技要素的构成较为复杂,本文将不对其做分散的单项考察,而是做总体分析,以便获得总体的、宜于比较的认识。具体地,本文基于科技资源投入与产出的内涵和结构,并考虑数据的可获得性,选择分析我国科技要素空间分布的指标。其中,选择了专利申请量作为反映科技产出的指标,并据此考察在铁路交通发展影响下城市科技要素的空间分布变

化。因为在因果关系上,产出指标在较大程度上包含了科技要素空间分布变化的信息。在投入方面,区域科技资源配置能力主要是体现在区域对科技人力资源、科技财力资源、科技物力资源、科技信息资源等要素的配置上<sup>[26]</sup>。此外,魏守华、吴贵生在分析影响我国区域科技发展的 10 个因素时指出,区域经济发展水平对区域科技发展具有重要作用<sup>[27]</sup>。有学者甚至认为,区域经济发展水平和发展阶段往往决定和制约着区域科技活动,是影响区域科技发展的首要因素<sup>[28]</sup>。基于这几个方面的考虑,本文主要使用人力投入、财力投入、物力投入、信息资源投入和区域经济发展水平指标来反映科技资源的投入。在模型中拟使用的变量如下。

被解释变量 ( $DTECH_i$ ):  $i$  城市全市发明专利、实用新型专利、外观设计专利三大专利申请数 1997-2011 年的差值(件),用来反映各区域科技的发展状况。 $DTECH_i = TECH_{i,2011} - TECH_{i,1997}$  这里使用的是 1997-2011 年专利申请变化量作为描述科技要素集聚变化的指标,即反映在该分析时段内科技要素的集聚变化情况。

$\Delta ACC_i$ :  $i$  城市 1997-2011 年的可达性变化率。本文用该变量来描述铁路交通发展带来的  $i$  城市区位条件改善,考察铁路交通发展对科技要素的区位

选择的影响。这里,  $\Delta ACC_i = ACC_{i2011} - ACC_{i1997}$ 。

$PGDP_i$ :  $i$  城市全市 2011 年的人均 GDP (元) ,反映经济发展水平对科技成果变化量的影响。

$TechF_i$ :  $i$  城市全市 2011 年的财政科技支出(万元)占 GDP(万元)的比重,反映科技财力资源投入对城市科技活动的影响。选择该指标是因为财政科技支出强度是表征城市对科技活动的支持程度与衡量城市科技能力的重要标准。

$Tea_i$ :  $i$  城市全市 2011 年的高等学校专任教师数(人),反映城市教育水平通过影响科技人才供给进而对其科技发展所产生的影响。选择该指标是因为科技人才是城市科技创新得以持续的源泉和动力,而教育又是人才发展的根本。

$Int_i$ :  $i$  城市全市 2011 年的国际互联网用户数(户),反映信息条件对科技发展的影响。选择该指标是因为良好的科技信息资源是科技活动得以顺利进行的基本保障与有力支撑,而国际互联网用户数可以较好地反映出城市科技信息资源的发展程度。

$Inv_i$ :  $i$  城市全市 2011 年的全社会固定资产投资额(万元),反映科技物力资源投入对科技发展状况的影响。

同前面的分析一样,本文在引入空间变量时,要先确定适用于科技要素空间集聚特征的时间阈值来构造空间权重矩阵。本文分别截取 1-10 小时作为阈值,在该阈值变化范围内,变量  $DTECH$  所对应的 Moran's  $I$  的  $Z$  检验值变化情况如图 8 所示。

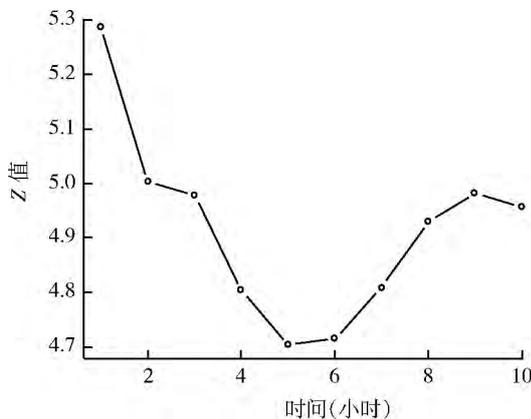


图 8 变量  $DTECH$  1-10 小时 Moran's  $I$  的  $Z$  值变化图

从图 8 可以看出,变量  $DTECH$  在 1 小时处的 Moran's  $I$  的  $Z$  值最大,为 5.287 ( $p = 0.000$ ),这说明科技要素在 1 小时的时间范围内空间溢出效应最强。因此,本文以 1 小时为阈值构造了  $187 \times 187$  的  $W_2$  方阵作为适用于科技要素空间回归分析的权重矩阵,并作出与该空间权重矩阵相对应的标准化 Moran 散点图(图 9)。在图 9 中,变量  $DTECH$  观测值与空间滞后值所拟合的回归线的斜率为 0.373,散点大多分布在第一、三象限,即表明分析时段内科技要素变化量呈现高高相邻和低低相邻的正空间相关性。为选择合适的空间计量模型,本文做了  $DTECH$  变量的拉格朗日乘子检验,结果如表 3 所示。

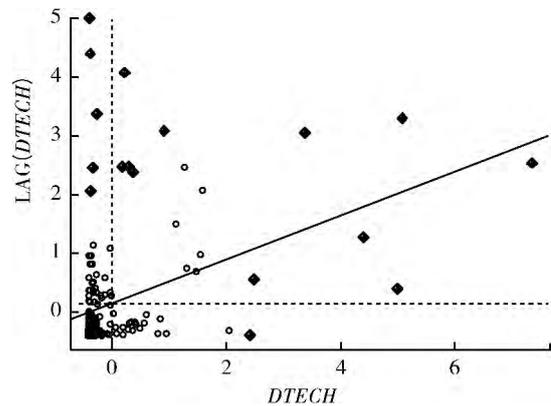


图 9 变量  $DTECH$  的 Moran 散点图

由变量  $DTECH$  的拉格朗日乘子检验结果可知,  $LMLAG$  值大于  $LMERR$ ,且  $R-LMLAG$  较  $R-LMERR$  显著,因此,可以判断  $DTECH$  变量的空间相关性应该用空间滞后模型来反映。这可能是由于科技的外溢效应相对于 FDI 和劳动力更具有直接性,我国城市的科技要素更多是受周围城市科技资源分布状况的直接影响。

这样就获得了适用于分析科技要素空间分布的回归模型:

$$DTECH_i = \alpha_0 + \rho W_3 DTECH_i + \alpha_1 \Delta ACC_i + \alpha_2 PGDP_i + \alpha_3 TechF_i + \alpha_4 Tea_i + \alpha_5 Int_i + \alpha_6 Inv_i + \mu_i \quad (5)$$

表 3 变量  $DTECH$  的拉格朗日乘子检验结果

	$LMERR$	$LMLAG$	$R-LMERR$	$R-LMLAG$	$SARMA$
Statistic	0.384	4.282	0.698	4.597 (0.032)**	4.980
( $p$ -value)	(0.536)	(0.039)**	(0.403)		(0.083*)

注:括号内为  $z$  统计量;\* 表示在 10% 的水平上显著;\*\* 表示在 5% 的水平上显著;\*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

### 三 结果分析

#### 1. 铁路交通发展对沿线城市 FDI 空间集聚的影响

本文使用 R 语言统计软件的 `spdep` 软件包<sup>③</sup>, 运用前文建立的空间误差模型(3)分析铁路交通发展及控制变量对 FDI 空间分布的影响, 结果如表 4 所示。

表 4 FDI 集聚的空间回归结果

变量	回归系数	z 值
$\Delta ACC_i$	-819880	(-0.766)
$PGDP_i$	6.900***	(3.033)
$RWR_i$	2568900**	(2.041)
$Tra_i$	911570***	(4.428)
$MP_i$	112310**	(2.486)
Constant	-1248000***	(-3.639)
$\lambda$	0.295***	(3.456)
LLR	-2582.508	
AIC	5181	

注: 括号内为 z 统计量; \* 表示在 10% 的水平上显著; \*\* 表示在 5% 的水平上显著; \*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

由上述模型回归结果可以看出, 可达性变化率系数为负, 但并未通过显著性检验, 说明 1997 - 2011 年铁路交通发展提高了区域的可达性, 改善了区域吸引 FDI 的条件, 但是该效应对铁路沿线城市 FDI 集聚增长的影响并不显著。可能的原因是 FDI 等资本类要素的流动并不依赖于铁路运输, 而更多地受市场潜力、经济发展水平和外贸依存度等因素的影响。

模型残差的空间滞后项系数  $\lambda = 0.295$  ( $p = 0.001$ ) 在 1% 的显著性水平上显著。这说明在使用以 4 小时为阈值, 以 2011 年城市间最短铁路旅行时间的渐变函数值为权重所构造的空间权重矩阵来反映城市空间关系的条件下, FDI 的分布存在显著的正空间溢出效应。铁路交通的发展增强了城市间的空间经济联系, 强化了 FDI 的空间依赖特征和集聚分布态势。我国各城市 FDI 增长状况显著受周边城市一些 FDI 分布的影响, 但并未出现在模型的残差因素的影响中。这意味着各个城市在制定吸引 FDI 的策略时需要考虑周边城市的相关影响, 不能仅仅考虑城市自身的条件及策略。

在控制变量方面, 市场潜力变量  $MP_i$  的系数显著为正, 说明某城市的邻居城市的 GDP 加权(第

三方市场规模) 越大, 对该城市吸引 FDI 越有利。人均 GDP 变量  $PGDP_i$  的系数显著为正, 说明某城市的经济发展水平对吸引 FDI 有显著的正向影响。外贸依存度变量  $Tra_i$  的系数显著为正, 说明某城市的经济开放水平越高, 对 FDI 的吸引力越大。衡量劳动力成本的相对工资率变量  $RWR_i$  的回归结果与预期不符, 对 FDI 增长量有显著的正向影响, 可能的原因是在分析时段内对于各城市而言, 较低的劳动力成本已经不是吸引 FDI 流入的关键因素, 反而较高的劳动力成本常常反映了较熟练的劳动技能、较高的劳动生产率和较大的市场规模, 这是影响 FDI 空间分布的重要劳动力因素。

#### 2. 铁路交通发展对沿线城市劳动力空间集聚的影响

本文运用上文建立的 SARMA 模型(4)做了铁路交通发展和其他劳动力区位选择因素对劳动力空间分布影响的回归分析, 结果如表 5 所示。

表 5 劳动力集聚的空间回归结果

变量	回归系数	z 值
$\Delta ACC_i$	-152.718**	(-2.006)
$PGDP_i$	30.616**	(2.394)
$Fin_i$	29.886***	(4.319)
$Une_i$	-12.958	(-1.578)
$Wage_i$	63.562***	(2.946)
Constant	-1365.151***	(-5.975)
$\rho$	0.028	(0.238)
$\lambda$	0.228*	(1.784)
LLR	-992.975	
AIC	2003.9	

注: 括号内为 z 统计量; \* 表示在 10% 的水平上显著; \*\* 表示在 5% 的水平上显著; \*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

由表 5 可知, 可达性变化率系数为负, 且在 5% 的显著性水平上显著, 说明 1997 - 2011 年铁路交通发展所带来的可达性提升改善了铁路沿线城市劳动力分布的区位条件, 增强了沿线城市对劳动力的拉力, 对劳动力数量的增长具有显著影响, 从而促进了劳动力向铁路沿线城市的集聚分布。具体而言, 铁路沿线城市可达性每提升 1%, 其劳动力数量平均会有约 153 个单位的相应增长。

模型残差的空间滞后项系数  $\lambda = 0.228$  ( $p = 0.074$ ) 在 10% 的显著性水平上显著。这说明在使用以 1 小时为阈值, 以 2011 年城市间最短铁路旅行时间的渐变函数值为权重所构造的空间权重矩阵来反映城市间空间关系的条件下, 劳动力的空间分布呈现出显著的正相关性。某城市周边城市的一些影

响劳动力分布的不可测因素对该城市劳动力增长存在显著的的空间溢出效应。因变量  $DLABOUR$  的空间滞后项系数  $\rho = 0.028$ , 但其并未通过显著性检验, 说明某城市周边城市的劳动力分布状况对该城市劳动力增长直接影响不确定。总体来看, 在铁路交通发展所带来的边界突破和时空压缩效应的影响下, 劳动力的空间依赖特征显著, 有明显的空间集聚态势。

在控制变量方面, 人均 GDP 变量  $PGDP_i$  的系数显著为正, 说明某城市的经济发展水平对其劳动力增长状况有显著的正向影响。预算内财政支出变量  $Fin_i$  的系数显著为正, 说明一个城市的公共服务水平越高, 会吸引越多的劳动力流入该城市。全市平均工资水平变量  $Wage_i$  的系数显著为正, 说明某城市的平均工资水平越高, 对劳动力的吸引力越强。城镇登记失业率变量  $Une_i$  的系数为负, 但未通过显著性检验, 说明一个城市的失业状况对劳动力要素变化量的影响不确定。这可能是由于城镇登记失业率指标存在滞后性, 也可能是失业问题有结构性差异, 因而对不同产业的就业状况所产生的影响不一致。

### 3. 铁路交通发展对沿线城市科技要素空间集聚的影响

运用前文建立的空间滞后模型(5), 本文分析了铁路交通发展和其他变量对科技要素空间分布的影响。模型回归的结果如表6所示。

表6 科技要素集聚的空间回归结果

变量	回归系数	$z$ 值
$\Delta ACC_i$	-13863 **	(-2.468)
$PGDP_i$	0.106 ***	(4.532)
$TechF_i$	0.028 ***	(9.875)
$Tea_i$	0.105 **	(2.145)
$Int_i$	0.001 **	(2.414)
$Inv_i$	0.000	0.395
Constant	-6541.5 ***	-4.611
$\rho$	0.088 **	2.088
LLR	-1896.961	
AIC	3811.9	

注: 括号内为  $z$  统计量; \* 表示在 10% 的水平上显著; \*\* 表示在 5% 的水平上显著; \*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

表6显示, 可达性变化率系数为负, 且在 5% 的显著性水平上显著。这表明, 1997-2011 年铁路交通发展带来的可达性提升增强了铁路沿线城市对科技资源的吸引力, 对考察期内铁路沿线城市科技要素的集聚增长具有显著影响。这意味着, 铁路交通条件的改善强化了科技要素向铁路沿线城市集聚的

效应。具体表现为, 铁路沿线城市的可达性每提升 1%, 其专利申请数量平均会有 13863 个单位的相应增长。

因变量  $DTECH$  的空间滞后项系数  $\rho = 0.088$  ( $p = 0.044$ ), 在 5% 的显著性水平上显著。这说明, 在使用以 1 小时为阈值, 以 2011 年城市间最短铁路旅行时间的渐变函数值为权重所构造的空间权重矩阵来表征城市间空间关系的条件下, 科技要素的分布具有显著的正空间相关性, 说明城市间的科技资源分布存在显著的内生交互效应。也就是说, 在铁路交通网络的影响下, 某一城市周边其他城市的科技资源分布状况对该城市科技要素增长存在显著的的空间溢出效应, 科技要素的空间依赖特征和集聚分布态势明显。

就控制变量而言,  $PGDP_i$  的系数显著为正, 说明一个城市的经济发展水平对其科技要素增长状况有显著的正向影响。财政科技支出变量  $TechF_i$  的系数显著为正, 说明一个城市的财政科技支出强度越大, 其科技发展能力就越强, 科技资源也就越丰富。高等学校专任教师数  $Tea_i$  的系数显著为正, 说明某城市的教育发展水平对其科技要素增长有显著的正向影响。衡量信息条件的国际互联网用户数变量  $Int_i$  的系数显著为正, 表明一个城市的信息条件越好, 越有利于其吸引科技要素。衡量物力投入的全社会固定资产投资变量  $Inv_i$  的系数虽为正, 但未通过显著性检验, 这意味着以固定资产投资状况衡量的物质基础对一个城市科技要素增长的影响不确定。

## 四 结论与启示

上述实证分析结果验证了本文此前所提出的判断是成立的。铁路交通的发展一方面必然会提高沿线城市的可达性, 改善沿线城市的区位条件, 使之成为更具吸引力的要素集聚目的地; 另一方面, 会产生边界突破效应和时空压缩效应, 增强城市间的空间经济联系, 从而改变原有的城市邻近关系格局, 对沿线城市要素空间依赖性的特征产生影响。这两个方面的作用都会导致铁路沿线城市要素集聚格局的变化。对于本文所考查的 FDI、劳动力和科技这三种要素而言, 受各自区位选择和空间依赖特殊性的约束, 在铁路交通发展及其他因素的影响下, 其空间集聚动态呈现出不同的特点。概括起来, 我国铁路沿线城市的要素集聚格局发生了下列变化。

首先,1997-2011年,铁路沿线城市可达性的提升增强了其交通区位优势,吸引要素沿铁路交通线集聚分布。其中,这种区位优势强化了劳动力和科技要素沿铁路线集聚增长的态势。铁路沿线城市可达性每提升1%,其劳动力数量平均会有153个单位的相应增长,科技要素平均会有13863个单位的相应增长,但对FDI空间分布的影响在统计上不显著。

其次,本文以城市之间的时间距离的函数值为权重构造空间权重矩阵,来反映铁路交通发展产生的边界突破效应和时空压缩效应,进而揭示铁路交通发展对城市间空间关系、要素空间相关性和空间集聚状况所带来的影响。回归结果表明,三种要素的空间分布均存在显著的正空间相关性,集聚分布态势明显。但是,由于是三种要素各自空间依赖的特征和样本量的不同,其适用的权重矩阵、空间回归模型和空间依赖的方式也不尽相同。其中,对FDI运用空间误差模型进行回归的结果表明,我国各城市FDI增长状况受周边城市FDI的空间分布影响显著,但并未出现在模型的残差因素的影响中,残差的空间滞后项对城市FDI变化量有显著的正向影响。劳动力要素适用于SARMA模型进行空间回归分析,结果表明,残差的空间滞后项系数在统计上显著,说明一个城市周边城市的一些影响劳动力分布的不可测因素对该城市劳动力增长状况存在显著的正的空间溢出效应。然而,因变量DLABOUR的空间滞后项系数并未通过显著性检验,说明某城市周边区域的劳动力分布状况对该城市劳动力要素增长的影响不确定。运用空间滞后模型对科技要素进行空间回归的结果表明,某一城市周边区域的科技资源分布状况直接对该城市科技要素增长存在显著的正空间溢出效应。在铁路交通网络影响下,科技要素呈现高高集聚、低低集聚的空间分布态势。

综合来看,尽管本文仅分析了FDI、劳动力和科技这三类要素,但根据所获得的研究结论可知,随着我国铁路交通的快速发展,经济要素向铁路沿线集聚分布的趋势将进一步增强,其空间依赖的特征也将更加明显。这意味着,受要素向铁路沿线城市集聚的影响,我国区域经济发展将沿着铁路交通线进一步呈带状发展的趋势。这种变化对于我国区域经济发展至少会带来四个方面的重大影响。

一是为国家沿着铁路尤其是高速铁路推进经济带建设提供了机遇。过去,我国曾为建设经济带做出了持续的努力,在几个五年计划和规划中都提出

了经济带建设的设想,但是效果并不理想,其主要原因之一就是交通条件制约了沿线城市之间建立紧密的联系。过去一些规划或研究中提到的所谓经济带其实是断断续续的,并不是真正内部联系紧密的经济带。目前,随着铁路交通的快速发展,尤其是高速铁路的发展,铁路沿线城市之间的联系空前密切,标志着我国推进经济带建设的时机已经真正到来。

二是区域中的各种要素依托铁路交通网络而进入到全国经济大循环中,为国家依托日益发达的铁路交通网络在更广大的空间上吸纳各种要素投入经济发展、提高要素的配置效率等创造了条件。

三是铁路交通网络将在全国经济空间布局中发挥更加重要的组织作用。国家可以充分利用铁路交通网络,规划和建设全国多极网络空间组织体系,优化全国的经济布局,为促进区域协调发展提供有力的支撑<sup>[29]</sup>。

四是资本、劳动力、科技等重要的要素进一步向铁路沿线集聚,在产生上述三个有利影响的同时,也势必使我国的区域发展不平衡格局随之趋于强化。非铁路沿线地区受要素流出的影响有可能承受比以前更大的边缘化压力。这是国家在进行区域经济发展决策和管理时需要面对的一个重要问题。为了应对这个挑战,本文认为:国家一方面可以将铁路交通网络不断向非沿线地区尤其是中西部欠发达地区延伸,将这些地区纳入到铁路交通网络之中,使之享有铁路交通发展带来的发展机遇;另一方面,对非沿线地区的经济社会发展给予必要的支持,包括大力发展高速公路、航空运输等,使之与铁路交通网络进行便捷的衔接,帮助其提高吸引要素和利用要素的能力。

**【Abstract】** Using spatial econometrics model method, this essay analyzes the influence of railway transport development on dynamic spatial agglomeration of FDI, labour and technology. Specifically, it establishes spatial weight matrix which reflects time-distance by using the shortest railway travel time in order to describe the influence of time compression effect and border breakthrough effect due to railway transport development on urban spatial relationship and elements' spatial correlation. At the same time, accessibility indicator characterized by weighted average travel time is introduced as one of influence factors of elements' spatial agglomeration, which analyzes the location enhanced effect on element agglomeration of cities along the railway. The results show that by using spatial weighting matrix reflecting time distance among cities three elements' spatial distri-

bution show significant positive spatial correlation, but the ways and the characteristics of these three elements' spatial spillover are different. In addition, the influences on the degree of three elements' agglomeration along railway lines are different too.

**【Key words】** elements spatial agglomeration; railway transport development; accessibility; spatial weight matrix

### 注释

- ① 这里的 FDI、劳动力和科技要素分别使用市辖区外商直接投资额、全市总就业人口和全市专利申请量来衡量。
- ② Blonigen (2004, 2005)、Garretsen 与 Peeters (2007)、何兴强 (2008) 等都曾使用该变量。作为构建的传统变量, 这里的  $W^*$  不同于后文用于空间回归的  $W_1$ 、 $W_2$  和  $W_3$ , 它着重考虑 GDP 潜在的市场辐射力, 采用未设阈值的时间距离的倒数阵。
- ③ 本文以下的模型回归也均使用 R 语言统计软件中的 spdep 软件包进行。

### 参考文献

- [1] 宋英杰. 交通基础设施的经济集聚效应——基于新经济地理理论的分析[D]. 山东大学, 2013: 13 - 23
- [2] Daniel J. Graham, Antonio Couto, William E. Adeney. Economies of Scale and Density in Urban Rail Transport: Effects on Productivity [J]. Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review 2003(6): 443 - 458
- [3] 符森. 地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J]. 经济学, 2009(4): 1549 - 1566
- [4] António Carlos Teixeira. Transport Policies in Light of the New Economic Geography: The Portuguese Experience [J]. Regional Science and Urban Economics, 2006(4): 450 - 466
- [5] 陈得文, 苗建军. 空间集聚与区域经济增长内生性研究——基于 1995 - 2008 年中国省域面板数据分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(9): 82 - 105
- [6] Corey Lang. Heterogeneous Transport Costs and Spatial Sorting in a Model of New Economic Geography [J]. Papers in Regional Science, 2010(1): 191 - 202
- [7] Adelheid Holl. Manufacturing Location and Impacts of Road Transport Infrastructure: Empirical Evidence from Spain [J]. Regional Science and Urban Economics, 2004(3): 341 - 363
- [8] 张学良. 中国交通基础设施与经济增长的区域比较分析[J]. 财经研究, 2007(8): 51 - 63
- [9] 张军涛, 毕乐强, 纪昭君. 区域间公共基础设施溢出效应研究[J]. 城市发展研究, 2011(2): 76 - 81
- [10] 陈建军, 郑广建. 集聚视角下高速铁路与城市发展[J]. 江淮论坛, 2014(2): 37 - 44
- [11] 王娇娥, 焦敬娟. 中国高速铁路网络的发展过程、格局及空间效应评价[J]. 热带地理, 2014(3): 275 - 282
- [12] 金凤君, 武文杰. 铁路客运系统提速的空间经济影响[J]. 经济地理, 2007(6): 887 - 891
- [13] 中国社会科学院. 高速铁路对城市群的影响[R]. 2010: 1 - 4
- [14] 吴玉鸣. 中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(12): 101 - 108
- [15] 覃成林, 朱永磊. 区域性交通条件改善与沿线城市人口增

长——基于铁路运输提速的分析[J]. 经济问题探索, 2013(9): 92 - 98

- [16] Tony E. Smith. Notebook on Spatial Data Analysis [J/OL]. <http://www.seas.upenn.edu/~ese502/#notebook>. 2014 - 09 - 12
- [17] Andy Mitchell. The ESRI Guide to GIS Analysis, Volume 2: Spatial Measurements and Statistics [M]. ESRI Press, 2005: 124 - 227
- [18] Chen Chunlai. Provincial Characteristics and Foreign Direct Investment Location Decision within China [Z]. Chinese Economy Research Unit Working Paper No. 97/16 (University of Adelaide), 1997: 3 - 35
- [19] 何兴强, 王利霞. 中国 FDI 区位分布的空间效应研究[J]. 经济研究, 2008(11): 137 - 148
- [20] Bruce A. Blonigen, Ronald B. Davies, Glen R. Waddell. FDI in Space: Spatial Autoregressive Lags in Foreign Direct Investment [Z]. NBER Working Paper No. 10939, 2004: 3 - 30
- [21] Bruce A. Blonigen, Ronald B. Davies, Helen T. Naughton. Spacey Parents: Spatial Autoregressive Patterns in inbound FDI [Z]. NBER Working Paper 11466 2005: 2 - 28
- [22] Harry Garretsen, Jolanda Peeters. FDI and the Relevance of Spatial Linkages: Do Third - Country Effects Matter for Dutch FDI? [J]. Review of World Economics, 2009(2): 319 - 338
- [23] Keith Head, Thierry Mayer. Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union [J]. The Review of Economics and Statistics, 2004(4): 959 - 972
- [24] Luc Anselin, Raymond J. G. M. Florax, Sergio J. Rey. Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications [M]. Berlin: Springer - Verlag, 2004: 394 - 450
- [25] 李强. 影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析[J]. 中国社会科学, 2003(1): 125 - 136
- [26] 范斐, 杜德斌, 李恒. 中国地级以上城市科技资源配置效率的时空格局[J]. 地理学报, 2013(10): 1331 - 1343
- [27] 魏守华, 吴贵生. 区域科技发展的 10 个影响因素[J]. 中国科技论坛, 2007(9): 74 - 80
- [28] 徐建国. 我国科技资源空间分布的实证研究[D]. 清华大学, 2005: 141 - 143
- [29] 覃成林. 区域协调发展机制体系研究[J]. 经济学家, 2011(4): 63 - 70

(编辑: 王明哲; 责任编辑: 李小敏)