

空间接近能促进空间均衡吗?

——基于交通发展对制造业增长的非线性影响研究

毛琦梁¹, 王菲²

(1. 首都经济贸易大学 城市经济与公共管理学院, 北京 100070; 2. 清华大学 公共管理学院, 北京 100084)

摘要: 基于公路交通网络发展对于地区制造业增长的非线性影响视角, 构建了产业增长门限模型, 利用 1999—2010 年的中国地级地区面板数据检验了空间接近对空间均衡的非线性影响。结果表明: 空间接近并不一定能促进空间均衡, 中心地区对于外围地区的溢出效应随着可达性的变化存在倒 U 型变化规律。在可达性提高到一定程度之前, 到中心地区距离的缩短会抑制本地产业增长, 但随着可达性的进一步提高, 可以显著促进地区产业增长。另外, 空间接近对于空间均衡的影响具有产业差异, 改善中心—外围地区间的可达性, 可能会率先促使外围地区某些劳动密集度高、中间投入比重低、最终需求比重较低的产业活动繁荣。这可引导我们辩证地认识交通基础设施建设与区域均衡的关系, 理性地分析通过交通基础设施建设实现经济空间均衡的规划。

关键词: 空间接近; 空间均衡; 交通可达性; 空间溢出效应; 非线性影响; 制造业

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)06-0038-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.06.004

一、引言

作为产品、生产要素等流通与联系的纽带, 交通是影响经济活动空间组织的关键因素^[1]。人类经济发展过程的一个重要方面就是克服“距离专制”的历史^[2]。交通发展不断压缩时空距离, 促进了空间接近, 改变了经济活动的时空尺度。交通发展降低了要素与产品的流动成本, 有利于要素的空间流动, 改变产业的空间分布形式与联系方式, 进而显著影响经济空间格局与均衡态势。因此, 探索空间接近对于空间均衡的影响成为理解经济空间格局形成与演化机制的重要途径。其中的核心是理解空间接近如何影响经济活动的空间集聚与扩散, 分析交通基础设施建设将会促进区域收敛还是发散, 以及交通发展如何塑造经济空间图景等。在理论实质上, 这是研究要素与产品不完全流动性的缓解与流动成本的降低如何影响经济活动的区位选择, 即经济主体对广义上的贸易成本降低有何空间决策反应, 从而可深入理解经济空间格局塑造的内在机制。

目前, 空间不均衡仍然持续稳定地存在, 这是政策制定者以及社会关注的重要问题之一。得益于交通基础设施的极大改善, 空间接近程度不断提高, 在一定程度上提高了经济活动空间布局的自

收稿日期: 2017-05-30; 修回日期: 2017-09-29

作者简介: 毛琦梁(1987—), 男, 浙江湖州人, 理学博士, 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院讲师, 研究方向为产业区位演化与空间经济; 王菲(1986—), 女, 新疆石河子人, 理学博士, 清华大学公共管理学院博士后研究人员, 研究方向为交通发展与市场一体化。

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(41501132)

由度。很多人预测“距离的消失”将会出现,“平坦的世界”成为可能,逐底竞争中要素成本较低的地区成为胜者,区域间均衡发展将是趋势所在^[3]。然而,现实世界的经验证据引发了关于空间接近对于空间均衡影响的冷静思考。很多时候,人们确信空间接近将促成经济空间分布的均衡。大规模交通基础设施建设曾是诱导企业向落后地区搬迁的核心政策工具,但结果经常适得其反。曾致力于改善落后地区交通基础设施的发展政策并未有效缩小欧洲的区域差距^[4]。意大利 Mezzogiorno 措施的失败也是典型印证。20 世纪 50 年代意大利南北方之间日益下降的运输成本加速了原本较为落后的南方去工业化的进程^[5]。1978—1993 年期间,法国国内的运输成本下降了 38%,而就业的空间集中程度呈现明显上升^[6]。印度高速公路计划的实行,对于沿线经济密度比较高的地区带来了更多的企业增长^[7]。

众多经验证据表明,目前我们并未全面地理解空间接近对于空间均衡的影响,很多国家将交通基础设施建设作为促进区域均衡发展的重要手段,而大规模交通基础设施建设究竟会促进区域收敛还是发散,亟待进行深入探讨。因而,探索空间接近对于空间均衡的影响及其错综复杂的内在机制具有重要的理论与实践意义,也有利于为政策制定提供分析视角与依据。因此,本文将基于交通发展对地区制造业增长的非线性影响探索空间接近对空间均衡的作用过程。本文的主要贡献在于:一是为新经济地理学的“中心-外围”理论提供经验证据,以更全面地认识空间尺度的变化对于经济格局的影响;二是改进了相关实证研究方法,通过交通网络分析方法计算更精细的地区间可达性,改善了多数研究在度量交通发展上的不足;基于中心-外围地区间空间溢出效应的角度,可更好地反映交通发展影响区域收敛或发散的空间均衡实质内涵;三是通过分析产业空间分布变化的行业特征进一步挖掘空间接近对于空间均衡的内在影响机制。

二、文献综述

空间接近对于空间均衡的影响错综复杂。一方面,交通发展使得外围地区容易受到空间接近的负面影响。提升外围地区市场准入是改善交通基础设施的潜在利益,不过反过来可能促使企业向更大的集聚区集中^[8]。中心地区由于长期积累的优势包括集聚经济、前后向联系、知识外溢等更利于产业发展向心力的增强,而空间接近降低要素空间流动成本,增强中心地区对外围地区的虹吸效应,促使人力资源、资本等要素更便捷地流向经济发达地区。

交通发展致使经济活动转移到其他地区^[9],对其他区域特别是外围地区产生负溢出效应。另一方面,空间接近的正面效应也不能忽视。可达性提升有助于增强跨区联系,为地区之间互相满足中间产品的需求提供可能,并推进技术传播和生产专业化,促进贸易发展,带来规模经济效益和生产率增长,形成扩大增长区域的机制^[10]。交通基础设施对于改善区域间收入差距也具有正面效应^[11]。交通发展有助于重新识别中心与外围的比较优势,当中心地区的增长达到顶峰,产业高度集聚产生拥挤成本,形成促使产业向外转移的离心力,这时空间接近能够便利企业家到外围地区寻找新的基地,促进新的增长地区蓬勃而起。

新贸易理论与新经济地理学强调规模收益递增与贸易成本的相互作用决定产业的空间分布。集聚与扩散力的角逐与此消彼长决定产业区位及其变迁。其中,集聚与扩散力的权衡受到贸易成本的影响。从长期来看,贸易成本下降使得经济集聚程度呈倒 U 型(或钟状曲线)发展趋势。“两地区×两产业中心-外围模型”的理论预测是,在贸易成本很高时,为了满足遍布性需求,人口和产业呈分散布局;在中等贸易成本下,人口和产业在空间上迅速集聚;当贸易成本很低时,产业活动又趋向于分散^[12]。在多地区框架内,基于 Rossi-Hansberg^[13]理论模型的数值模拟结果也证实了产业空间集聚程度随着贸易成本的下降呈倒 U 型变化。这种倒 U 型变化意味着空间接近对于中心-外围地区间的经济空间均衡会产生阶段性的影响差异。交通发展降低了贸易成本,提升了经济主体之间的可达性,实际上改变了不同区位因素的影响力^[14]。正如 Puga^[12]发现,在一定的贸易成本下,规模

经济与产业间联系将吸引产业集聚到市场更大、产业基础更好的地区;但随着贸易成本的进一步降低,产业对于区域间要素成本差异的敏感程度提高,部分产业将转移到要素成本低廉的地区。Forslid *et al.* [15] 利用可计算一般均衡模型仿真模拟了欧洲一体化过程中贸易成本变化对产业集聚的影响,结果发现,当贸易成本从高位处趋于下降时,行业的集聚水平趋于提升;但当贸易成本降至某个关键点时,要素市场开始发挥出主导性的力量并影响产业的集聚倾向。

尽管如此,目前对于空间接近如何影响空间均衡的研究仍然比较欠缺,而且相对于理论研究,实证研究显得不足。在分析空间接近对区域经济增长以及空间均衡的总效应时,除了需要综合考虑正面与负面效应外,也必须分析考量对于地区增长的非线性影响过程。很多研究都是基于模型来分析贸易成本下降对产业空间分布(集聚)的影响的^[15-16],但这类研究就是“数字的理论,而不是实际结果”^[15]。研究的深入需要寻找一个实际案例,这样可以根据实际情况来对标准模型中实证预测的可靠性进行评价。

中国案例具有很好的典型性。中国区域间发展很不均衡,而且在改革开放后经历了交通发展与经济空间格局显著变化的几个阶段:改革开放以后到二十一世纪初期,交通基础设施显著改善,沿海与内地间极化发展格局增强,产业显著集聚于东部地区^[17];此后,进一步实施了大规模高速公路建设、铁路网优化与提速等措施,此间区域差距呈现缩小趋势。大多数产业集聚程度在2004年左右进入拐点,维持稳定或者开始下降^[18],工业发展向中西部扩散与转移的趋势日渐明显^[19]。其中,交通发展促进空间接近在多大程度上影响了中国的空间均衡问题值得深入研究。已有相关经验研究关注到交通发展对于区域经济发展的正面与负面效应。刘生龙和胡鞍钢^[20]、刘冲和周黎安^[21]等为代表的研究表明了地区交通基础设施存量或水平对于经济增长具有促进作用。相应地,张学良^[22]发现,交通基础设施对于区域经济增长具有促进作用的同时也存在负的空间溢出效应。Faber^[23]也发现,由于本地市场效应,可达性的提升对于边缘地区的产业增长更多地表现出负面效应。

综上所述,目前对于交通发展促进空间接近的不同阶段展现出的负面效应与正面效应的动态非线性过程的研究还有所不足,而且,缺乏对于空间接近究竟是促进区域收敛还是发散的研究和关注。另外,多数研究基于交通基础设施存量与水平度量交通发展,不能很好地衡量空间接近程度。因此,本文以中国为案例从公路交通发展影响地区制造业增长的非线性过程角度探索空间接近对于空间均衡的影响。

三、研究方法与数据说明

本文选择中国地级行政区与三位数制造业进行分析。研究范围仅限于中国内地,不包括香港、澳门和台湾地区,基于数据可得性考虑,也未将西藏纳入分析。在描述性分析中,考察时段为1996—2010年,包括330个地级单元^①。在实证分析时,仅考虑了《中国城市统计年鉴》中所统计的284个地级及地级以上地区,研究时段缩短为1999—2010年^②。

(一) 地区产业经济数据与分析方法

本文根据1996—2010年的行业分类变化进行对应的调整合并,最终总计得到103个三位数制造业。基于从业人数来分析产业规模,从《中国城市统计年鉴》收集与整理服务业数据以及人口、面积等数据。收集和整理区域发展规划、地区五年规划等,用以反映政策因素对产业增长的影响。

1. 产业集聚度——区位基尼系数(Locational Gini Index) 基尼系数经过发展被应用于对产业空间分布问题的研究,用于刻画产业空间集聚程度,计算方法如下式。

$$G_i = \frac{1}{2n^2 s_i} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n |s_{ij} - s_{ik}|$$

其中, s_{ij} 、 s_{ik} 是地区 j 和 k 在产业 i 中所占的份额, n 是考察地区的个数, s_i 是各地区在产业 i 中所占份额的均值。区位基尼系数取值为 $[0, 1]$,其值越大,表明产业空间分布越不均匀,空间集聚程

度越高。

2. 产业特征 参考以往研究对于产业的分类,本文选择中间投入比重、最终需求比重、规模经济程度、劳动力密集度四个特征来考察产业差

表1 产业特征指标及其计算方法与数据来源

产业特征	计算方法	数据来源
中间投入比重	制造业中间投入占总产值的比重	根据2007年全国投入产出表数据计算
最终需求比重	国内最终需求除以产业总销售 ^③	根据2007年全国投入产出表数据计算
规模经济程度	某产业总就业人数与企业数量的比值	根据2007年全国投入产出表数据计算
劳动力密集度	某产业单位总产值中劳动力报酬比重	根据2007年全国投入产出表数据计算

异性,具体产业特征指标及其计算方法与数据来源如表1所示。

(二) 交通发展与空间接近测度

本文基于交通可达性来测度空间接近程度。可达性(*Accessibility*)反映使用特定的交通系统从某一区位到达目的地的便利程度。最短旅行时间距离是测度可达性的常用指标,指在某种交通方式下某一节点到达其他节点的最短时间。本文针对公路网络进行交通可达性的分析。一方面,公路是我国的主要运输手段^[24],而航空的占比很小;另一方面,铁路网络中车站等级差异使得沿线地区并不具有同等的准入地位,度量地级城市间的铁路可达性太过复杂。另外,为更好地体现主题,将可达性赋予市场准入含义。参考Hanson^[25]用地理距离度量到主要市场便捷程度的方法,本文从两个方面来度量地区可达性:一是以到全国性中心城市的最短旅行时间距离,即到上海、北京或天津、广州之中一地的最短旅行时间距离。这些地区的腹地长三角、珠三角和京津冀是中国经济活动最为密集的几大区域,具有很强的集聚效应,可视为中心地区,同时,这几个城市也是全国最主要港口或紧邻地区。二是以全国性中心城市加上省会城市代表区域性中心城市,并到这些城市的最短旅行时间距离来度量可达性,省会城市通常是我国省域范围内的经济中心,具有重要的区域性影响。

本文构建了交通基础设施数据库,即基于正式出版的全国交通地图册,构画了1996—2010年中国大陆地区高速公路、国道、省道的矢量地图。通过利用地理信息系统软件ArcGIS10.2的网络分析功能获取各节点间的最短旅行时间距离。依据《中华人民共和国公路工程技术标准(JTGB01-2003)》,设定等级公路的时速:高速公路100 km/h,国家级道路80 km/h,省级道路70 km/h。

(三) 实证分析模型

1. 基本模型设定 我们将采用基于Henderson *et al.*^[26]的产业增长实证模型,并在此基础上增加可达性作为解释变量进行分析,模型的基本形式如下:

$$Growth_{i,t} = \alpha + \beta Access_{i,t} + \sum_j \delta_j X_{i,t,j} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $Growth_{i,t}$ 代表 i 地区在研究时段内的制造业增长情况,主要从两个方面来度量:第一,用该地区制造业就业人数占全国制造业总就业人数份额的变化量 ($\Delta s_{i,t}$) 来衡量,实际上,这个变量也反映了制造业的空间分布变化。计算公式为: $\Delta s_{i,t} = s_{i,t} - s_{i,t-1}$, $s_{i,t}$ 和 $s_{i,t-1}$ 分别表示 t 年和 $t-1$ 年 i 地区制造业就业人数占全国制造业总就业人数的份额;第二,用每年新建企业数量来衡量,因为不同类型的制造业增长带来的就业量增加是有差异的,因此,以就业规模来测度增长未必能很好地衡量制造业增长的地区差异。本文对于空间均衡的思考立足于经济活动分布的“中心-外围”格局。研究空间接近对于空间均衡的影响,实质是探索交通发展是促进“中心-外围”区域间收敛还是发散。这需要了解地区经济主体对于可达性提高的反应,而地区制造业增长率是空间主体的反应结果。如果到中心地区可达性的提高促进了地区制造业的增长,说明空间趋向于均衡,“中心-外围”的空间集聚格局趋向于弱化,反之则相反。

$Access$ 变量是本文研究的核心变量,代表某地区到中心地区的可达性。前文所述的可达性用最短旅行时间距离表示,其值越小,可达性越高。为了研究方便,将前文最短旅行时间距离转化成为一个

正向指标(即令其值越大,可达性越高),为此引入可达性距离衰减函数 $Access_{i,j} = e^{-\mu T} \cdot X_{i,j}$ 是一组控制变量,衡量非交通因素对制造业发展的影响,主要包括以下方面:生产要素、市场规模、外部性、其他地区特征。 $\varepsilon_{i,j}$ 为随机误差项。

在生产要素方面,本文控制了投资与人力资本变量。以社会总投资、外商投资指标来表征地区投资。另外,人力资本被视为促进经济增长的重要因素。本文以高等学校专任教师数量来代表人力资本,因为我国高等教育资源集聚的地方通常也吸引并集聚了受教育水平较高的人力资本。

在市场规模方面,主要引入了市场潜力变量,反映地区可能获得的整体市场规模或需求因素(包括市场、收入等)对地区经济产生的影响。市场潜力的计算基于 Harris^[28] 的经典定义,为本地区及其他地区的经济规模的一个空间加权值。另外,根据潘文卿^[29] 的研究,市场潜力还可视为周边地区经济发展的溢出效应,用以衡量地区经济受周边地区的影响,这也间接弥补了现行技术条件下利用门限模型进行空间计量分析的困难和不足。

在外部性方面,主要通过集聚经济来衡量影响产业增长的空间外部性,具体有三种指标:第一,经济密度,主要用于捕捉一个地区经济活动的密集程度和市场规模的大小。第二,拥挤效应,表示经济集聚引起生产要素成本提高、环境问题等影响产业发展的负外部性,可用经济密度的平方来衡量。第三,产业多样性,根据新经济地理理论,专业化经济与多样化经济都在一定程度上有助于产业增长。

另外,吴意云和朱希伟^[30] 发现,产业政策是形成中国工业地理独特演化轨迹的重要因素。因此在模型中引入了产业政策与区域政策用以说明政策因素对特定产业的影响。在对制造业总体进行计量分析时,因为不对产业进行区别,故纳入区域政策变量;进行分行业计量时,纳入产业政策变量。此外,制造业集聚程度变化可能依赖过去水平,因而在模型中引入因变量滞后项,构建制造业增长的动态模型。具体见表 2。

表 2 变量说明与数据来源

变量	指标	代号	定义	数据来源
可达性	通行便捷度	<i>Access</i>	$Access_{i,j} = e^{-\mu T}$	根据交通网络数据库计算, T 为到中心地区的交通时间
投资	社会总投资	<i>Fix_Invest</i>	固定资产投资总额	中国城市统计年鉴
	外商投资额	<i>FDI</i>	外商实际投资额	中国城市统计年鉴
人力资本	专业技术人员	<i>Human</i>	高等学校专任教师数	中国城市统计年鉴
市场规模	市场潜力	<i>MP</i>	$MP_i = \frac{1}{N} \left[\sum_j \frac{E_j}{\delta_{ij}} + \frac{E_i}{\delta_i} \right], i \neq j$	E_i 为 i 地区的国内生产总值, δ_{ij} 为 i, j 地区间的旅行时间距离, δ_i 表示 i 地区内部旅行时间距离, 设定为 0.5h, N 为地区数量。
外部性	集聚效应	<i>Density</i>	每平方公里 GDP	根据中国城市统计年鉴计算
	拥挤效应	<i>Density_sq</i>	每平方公里 GDP 的平方	根据中国城市统计年鉴计算
	产业多样性	<i>Specialization</i>	$SP = \sum_i (s_{ij})^2$	根据中国工业企业数据库计算, s_{ij} 表示 j 地区中 i 产业所占的就业比重
政府变量	产业政策	<i>Ind_Policy</i>	属于政府规划导向产业, $Ind_Policy = 1$; 否则 $Ind_Policy = 0$	各省“十五”、“十一五”规划政策
	区域发展政策	<i>Reg_Policy</i>	研究时段内, 中央三大区域发展战略覆盖的地区, $Reg_Policy = 1$; 否则, 兴三大区域发展战略 $Reg_Policy = 0$	西部大开发、中部崛起、东北老工业基地振兴三大区域发展战略
历史基础	因变量滞后变量	<i>Lag_industry</i>	前两年制造业规模(就业规模或企业数量)	中国工业企业数据库

2. 门限回归模型 为较为恰当地分析交通发展对地区制造业增长的非线性影响,本文采用 Hansen^[31] 提出的内生门限回归(threshold regression, TR)方法,判断随着交通可达性的改善,中心地

区对于边缘地区的溢出效应是否存在机制转换。其中,作为解释变量的 x_i 是一个 m 维的列向量。 q_i 被称为“门限变量”,门限变量既可以是解释变量 x_i 中的一个回归元,也可以是 x_i 之外的独立变量。根据其相应的“门限值” γ ,可将样本分成不同的组(门限模型的基本形式如下式所示)^⑤。

$$y_i = \theta_1 x_i + e_i, q_i < \gamma$$

$$y_i = \theta_2 x_i + e_i, q_i \geq \gamma$$

由于门限回归方法本身具有分阶段回归的特点,避免了实证研究中需要添加 x^2 才能观察 U 型或倒 U 型曲线不同阶段变化的弊端。这种弊端为:第一,对称的曲线(U 型或倒 U 型的上升部分和下降部分斜率相同)与现实情况往往不相符合;第二, x 和 x^2 存在多重共线性问题。采用门限回归的方法可以避免上述问题,只需要观察 x 前的系数 θ 的符号和大小就能够确定在不同阶段(由不同门限变量的门限值划分)不同变量(本文中即交通可达性)的影响程度。

四、描述性分析

(一) 交通发展与空间接近

以交通基础设施投资为主的中国基础设施建设取得了令人瞩目的成就,以高速公路建设为例,自从 1988 年首条高速公路建成以来,高速公路建设十分迅猛。1996 年,我国内地高速公路总里程仅为 0.34 万公里,2010 年达到 7.41 万公里,2014 年进一步提高到 11.19 万公里,国家高速公路网接近完善。目前,除了西藏以及为数不多的部分西部地区之外,高速公路已经覆盖到了全国绝大多数地级及以上地区。交通基础设施的快速发展使得可达性迅速提高,显著地促进了空间接近。

(二) 空间均衡变化

基于工业总产值与就业计算的区位基尼系数变化轨迹都表明(图 1),1996—2010 年中国工业或制造业的空间集聚总体呈现先上升后下降的变化趋势^⑥。两个指标所反映的变化趋势的拐点出现时间有所不同,但基本上在 2004—2006 年间^⑦。进一步从空间集聚上升与下降的行业数量变化情况看(图 2),集聚程度下降的行业数在 2007—2010 年间超过集聚上升的行业数。此前,更多的行业经历着集聚强化的过程,只有少数行业的集聚程度出现下降。这也从侧面反映了近年来中国制造业开始了较大程度的空间扩散过程。

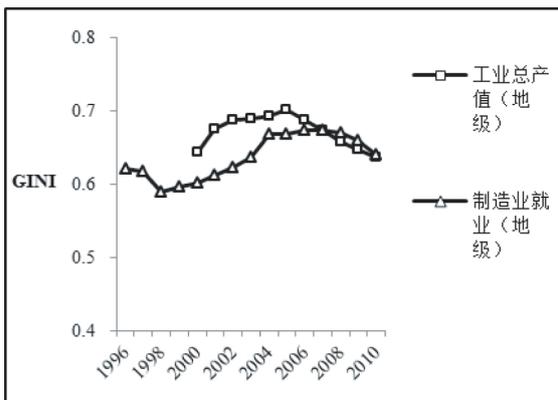


图1 产业空间集聚程度变化趋势

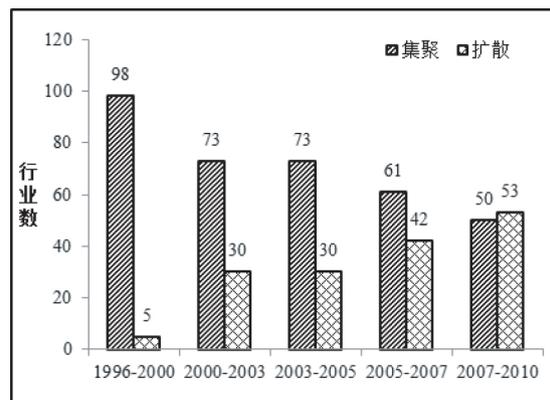


图2 不同时间段内产业集聚程度变化的产业数量

为了进一步分析空间集聚变化的行业差异,基于劳动密集度、规模经济、中间投入比重、最终需求比重4个行业特征,按照属性赋值由低到高将103个三位数制造业进行四分位分析。简单的图示说明(图3),劳动密集程度较高的产业表现出明显的由集聚转向扩散的转变过程,而且转折时间点也出现较早;中间投入比重较低产业相对而言表现出更显著的由集聚转向扩散的转变过程,而且转折时间点出现更早;中间投入比重最高的产业持续经历着集聚深化的过程,扩散趋势并未出现;最

终需求比重较大的产业在近年来表现出了由集聚向扩散的转变,而最终需求比重较低的行业则并未表现出明显的集聚变化趋势;规模经济相对较小的产业集聚程度变化不明显,规模经济相对较高的产业则表现出集聚程度持续升高的趋势,而规模经济最高的产业则在经历了较长时间的集聚深化后,逐渐出现扩散趋势。总体而言,劳动密集程度越高,中间投入比重越低,最终需求比重越大的产业率先经历了空间扩散,而空间集聚的变化并未表现出与行业的规模经济属性较为紧密的异质性规律。

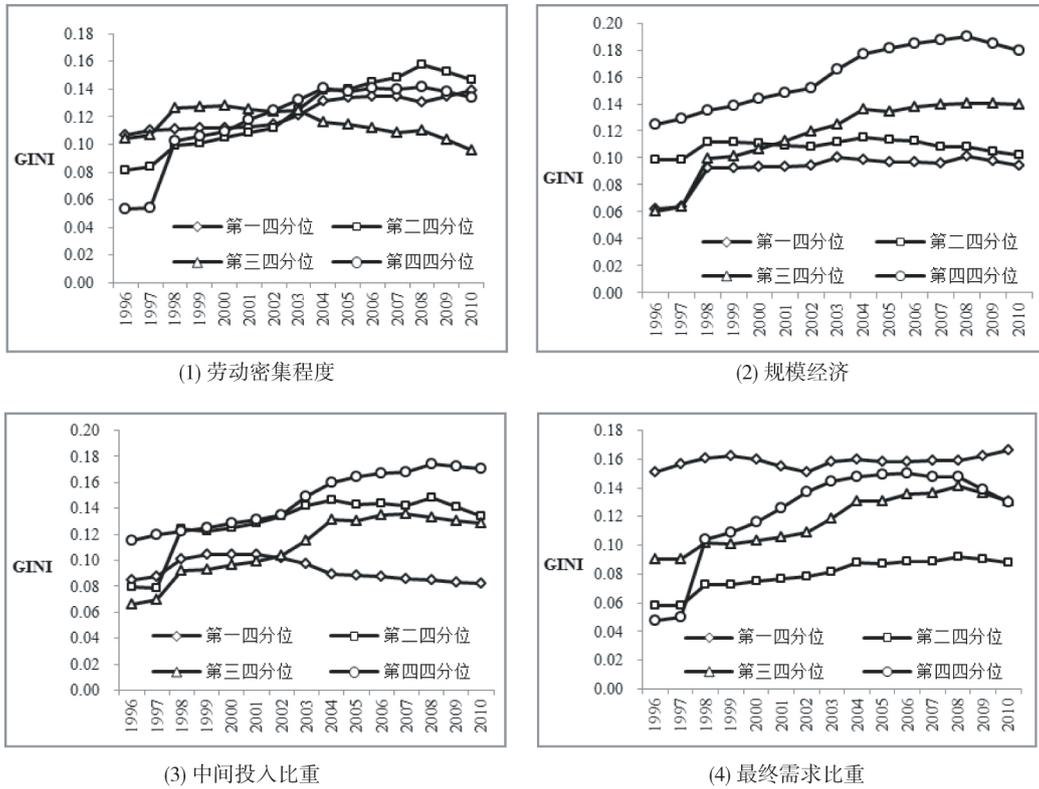


图3 不同类型产业集聚程度变化趋势(加权空间基尼系数)

五、实证分析

(一) 空间接近影响地区产业增长的非线性关系

为了分析空间接近对于空间均衡的影响是否存在倒U型的非线性关系,我们选择到中心地区旅行时间作为门限变量,并以到中心地区可达性为核心解释变量,分析地区产业增长与可达性之间的非线性关系。

表3 交通发展影响地区产业增长门限模型门限值估计及其概率值

门限变量	被解释变量	门限检验	门限值	95% 置信区间	Bootstrap P 值
到全国性中心城市 的可达性	制造业份额变化	单一门限检验	2.87	[2.520 0, 2.950 0]	0.009 5
		双重门限检验	4.56	[3.680 4, 7.330 0]	0.054 0
	新建企业数量	单一门限检验	2.75	[2.650 0, 2.776 2]	0.000 0
		双重门限检验	5.13	[4.997 6, 5.475 1]	0.037 1
到区域性中心城市 的可达性	制造业份额变化	单一门限检验	1.96	[1.570 0, 1.740 0]	0.000 5
		双重门限检验	4.05	—	0.272 5
	新建企业数量	单一门限检验	1.87	[1.520 0, 1.550 0]	0.002 5
		双重门限检验	3.88	—	0.614 2

针对到全国性中心城市旅行时间为门限变量的估计结果,以制造业就业份额变化与新建企业数量分别作为被解释变量的模型的门限值非常接近,这间接地说明到中心地区可达性对于地区产业增长具有较为稳健的影响。以制造业就业份额变化作为产业增长的代理变量时,在 $T = 2.97$ (小时) 处

出现第一个机制转换,在 $T = 4.56$ (小时) 处出现第二个机制转换;以新建企业数量作为代理变量时,在 $T = 2.75$ (小时) 处出现第一个机制转换,在 $T = 5.13$ (小时) 处出现第二个机制转换。无论基于哪个解释变量,这些门限值将样本按照到中心地区可达性影响地区产业增长差异划分为 3 个变化区间,三个区间的划分与许政等^[32]研究发现的“中国城市经济增长和到大港口的地理距离存在“∩型”关系相互呼应。大致而言,可达性对于地区产业增长大约会在距离中心地区 3 小时和 5 小时旅行时间处出现影响方式的转换。并且,时间拐点的数值与经济增长溢出效应空间范围基本类似。Bottazzi and Peri^[33]研究发现,地区间溢出效应的衰减距离基本位于 200 ~ 300 公里范围。本文的结果表明中心地区的正向空间溢出效应在 3 小时旅行时间范围内,按照设定的路网速度参数,大致相当于 250 ~ 300km,这也从侧面再一次表明了本文结果的稳健性。不过,针对到区域性中心城市旅行时间为门限变量的估计,以制造业就业份额变化作为产业增长的代理变量时,在 $T = 1.96$ (小时) 处出现第一个机制转换;以新建企业数量作为代理变量时,在 $T = 1.87$ (小时) 处出现第一个机制转换,大致而言,大约会在距离中心地区 2 小时旅行时间处出现可达性对于地区产业增长影响的转换。

为了进一步分析到中心地区可达性差异对于不同空间单元的影响程度,根据门限值估计结果,针对以到全国性中心地区旅行时间作为门限变量的估计,将样本按照可达性变量差异划分成了三组性质不同的子样本(近距离组、中距离组和远距离组);针对以到区域性中心城市旅行时间作为门限变量的估计,将样本按照可达性变量差异划分成了两组性质不同的子样本(近距离组和远距离组)。对这几组样本进行怀特异方差调整后的最小二乘估计,估计结果分别如表 4、表 5 所示。

表 4 结果显示,总体上,到全国性中心地区可

达性对于地区产业增长的影响存在倒 U 型的变化。以制造业就业份额变化作为产业增长的代理变量时,中距离与近距离组的可达性变量系数有显著不同。对于可达性居中的一组($2.97 < T < 4.56$),可达性对于地区制造业增长的贡献显著为负,这意味着对于距离中心地区旅行时间约在 3 ~ 5 个小时的区域,中心地区的影响以极化效应为主,到中心地区可达性提升会抑制本地的产业增长。但随着可达性的进一步提升,在下一个截断面上($T < 2.97$),可达性对于地区制造业增长的贡献显著为正,这意味着对于距离中心地区旅行时间约在 3 小时以内的地区,可达性的提高能够显著推动本地制造业的增长。以新建企业数量作为产业增长的代理变量时,中距离与近距离组的可达性变量系数

表 4 以到全国性中心城市旅行时间为门限变量的门限回归模型估计结果

	制造业份额变化			新建企业数量		
	(1) $T > 4.56$	(2) $2.87 < T < 4.56$	(3) $T < 2.87$	(4) $T > 5.13$	(5) $2.75 < T < 5.13$	(6) $T < 2.75$
<i>Access</i>	0.0013 [*] (0.0006)	-0.0524 ^{***} (0.0150)	0.0664 ^{**} (0.0215)	0.8514 (0.6716)	-0.4293 (0.6389)	19.3276 (15.9514)
<i>Lag_industry</i>	19.7858 ^{***} (1.0179)	17.3325 ^{***} (3.2841)	10.3405 ^{***} (2.8271)	10774.2 ^{***} (913.5873)	10758.3 ^{***} (913.058)	6004.562 ^{***} (1428.76)
<i>MP</i>	0.0006 [*] (0.0003)	0.0008 ^{***} (0.0006)	0.0014 ^{**} (0.0009)	0.8968 ^{***} (0.0952)	0.9017 ^{***} (0.0949)	1.6219 ^{***} (0.5923)
<i>Specialization</i>	0.0607 ^{**} (0.0332)	-0.1077 (0.1225)	-0.1031 (0.5308)	-15.8739 (26.5984)	-18.9194 (26.5341)	-262.7215 (305.0918)
<i>Human</i>	0.0365 (0.0051)	0.0474 (0.0166)	0.0388 (0.0366)	0.0096 (0.0521)	9.8815 (5.2006)	0.0082 (0.1369)
<i>Density</i>	0.0205 (0.0341)	0.2098 ^{**} (0.0873)	0.0068 (0.0405)	40.1281 (25.2081)	52.6412 ^{**} (34.9226)	78.8537 ^{***} (40.8929)
<i>Density-sq</i>	-0.4493 ^{***} (0.0659)	-0.1411 (0.4003)	-0.0571 ^{***} (0.0207)	-39.1487 ^{***} (23.9123)	-24.5721 (14.1012)	-15.8224 ^{***} (10.4270)
<i>invest</i>	0.2226 ^{***} (0.0558)	0.0052 (0.1725)	-0.0689 (0.3289)	408.3734 [*] (56.0525)	362.7772 ^{***} (52.69617)	38.7888 (167.7221)
<i>FDI</i>	15.5344 ^{***} (4.1342)	139.7857 ^{***} (20.1269)	45.7223 ^{***} (14.3584)	7048.6523 ^{***} (4217.4991)	6034.2431 ^{**} (3199.583)	2801.2511 [*] (1155.256)
<i>RegionalPolicy</i>	0.0213 [*] (0.0104)	0.0176 [*] (0.0091)	0.0188 (0.0114)	0.4134 [*] (0.1103)	0.3763 [*] (0.0897)	0.1883 (0.1254)
<i>cons</i>	0.0247 ^{***} (0.0081)	0.0263 ^{***} (0.0743)	0.2618 ^{***} (0.0701)	20.7382 ^{***} (3.8811)	29.9468 ^{***} (5.9142)	27.7918 ^{***} (7.3428)
观察值	2206	517	658	2135	679	594
Hausman 检验值	45.13	29.89	32.07	117.25	115.45	139.10
P 值	0.0000	0.0004	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000

说明: 括号中的值是标准差,***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平上显著。

都不具备显著性,但是,两组系数的符号发生由负向正的转变,虽然两者都不具有显著性,但仍旧可以判断,两类地区的产业增长受到中心地区可达性的影响具有明显差异性。

表5结果显示,总体上,到区域性中心城市可达性对于地区产业增长影响也存在一定的倒U型的非线性变化。以制造业份额变化作为产业增长的代理变量时,远距离组和近距离组的系数符号发生由负向正的转变,虽然前者不具有显著性,但仍旧可以判断,两类地区产业增长受到中心地区可达性的影响具有明显差异。以新建企业数量作为产业增长的代理变量时,对于远距离组地区($T > 1.87$),可达性对地区制造业增长的贡献为负;对于近距离组地区($T < 1.87$),可达性对地区制造业增长的贡献为正,虽然前者也不具有显著性,但仍可以判断,在到中心地区可达性提高到一定程度之前,随着到中心地区可达性的提高,地区制造业增长较为可能受到负面影响。但随着可达性的进一步提升并越过某个门限值后,可达性对地区制造业增长的贡献将转而为正。

空间接近对于地区产业发展的非线性影响很大程度上是由于中心地区对其他地区正面的“溢出效应”和负面的“虹吸效应”的有效空间范围差异造成的。一方面,中心地区能够通过扩散效应等方式带动相对落后的经济发展,但这种溢出效应受空间范围的限制。Hanson^[25]研究表明地区间溢出效应的衰减距离基本在200~300公里;韩峰和柯善咨^[34]研究发现,空间外部性有效范围在100~300公里之间;技术空间外溢也受距离限制^[35],很多知识溢出的空间范围更局限在本地范围^[36]。相对地,空间接近会便利生产要素的跨区域流动从而增强中心地区对相对落后地区的虹吸效应,而这种效应的空间范围较大,生产要素会在广阔的空间内流动,如中国人口迁移表现为近邻流动、中程流动与远程流动并重^[37]。因此,当到中心地区可达性提高到一定程度之前,空间接近很大程度上便利了本地生产要素向中心地区流动,而溢出效应却较为有限;随着可达性进一步提高,本地能够逐步分享中心地区的溢出效应。另外,全国性中心城市相对于区域性中心城市,具有更广阔的辐射范围;而以省会城市为主的区域性中心城市由于经济规模相对较小,再加存在其他较多同等乃至更大经济集聚能力城市在生产要素等方面的竞争,总体上辐射影响范围要局限许多。

(二) 稳健性检验

为检验结论的稳健性,本文按照四位数地级行政区划代码进行区域分类^①,按代码尾号奇偶差异分为2组。由于行政区划代码是外生的,按尾号分组可以较为均匀地将地区分类。按行政区划代码

表5 以到区域性中心城市旅行时间为门限变量的门限回归模型估计结果

	制造业份额变化		新建企业数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$T > 1.96$	$T < 1.96$	$T > 1.87$	$T < 1.87$
<i>Access</i>	-0.021 9 (-0.182 9)	0.038 6 *** (0.011 2)	-0.516 1 (2.148 1)	10.670 1* (4.993 5)
<i>Lag_industry</i>	15.915 2 *** (8.700 1)	13.766 3 *** (7.246 4)	7493.315 *** (1236.953)	3270.653 *** (717.009 8)
<i>MP</i>	0.004 3 (0.011 3)	0.000 8 (0.012 3)	0.492 8 *** (0.136 8)	0.324 9 ** (0.126 9)
<i>Specialization</i>	5.278 0* (3.101 3)	5.182 5 (12.155 1)	-47.902 7 (31.688 4)	-88.189 8 (71.810 7)
<i>Human</i>	0.007 1 *** (0.001 6)	0.003 4 *** (0.000 9)	0.052 1 *** (0.017)	0.058 5 (0.005 2)
<i>Density</i>	0.010 7 (0.012 5)	0.073 4 (0.043 2)	40.113 4 (23.723 1)	36.761 2 (21.129 5)
<i>Density - sq</i>	-0.231 3* (0.036 1)	-0.041 3 *** (0.010 5)	-23.431 2 *** (13.231 7)	-17.342 4 *** (11.082 1)
<i>invest</i>	0.002 3 (0.008 8)	0.001 9 (0.001 2)	58.306 2 *** (29.387 6)	30.123 5 *** (17.213 2)
<i>FDI</i>	14.203 3 *** (1.521 7)	27.492 1 *** (1.720 2)	6227.981 (5123.856)	7268.123* (4127.541)
<i>Regional Policy</i>	0.027 5* (0.012 3)	0.021 2 (0.002 1)	0.297 1 (0.333 4)	0.307 5* (0.102 3)
<i>cons</i>	0.046 9 *** (0.007 1)	0.026 52 *** (0.011 2)	12.238 2 *** (1.265 0)	37.641 8 *** (11.937 1)
观察值	1606	1333	1469	1472
Hausman 检验值	38.65	29.27	36.18	38.03
P 值	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

说明:括号中的值是标准差,***、**、* 分别表示在1%、5%及10%水平上显著。

分组的检验结果发现(见表6、表7),门限个数、数值以及不同区间可达性变量的系数与之前的全样本估计基本一致。其中,以到全国性中心城市旅行时间为门限变量的估计结果中,两组样本针对不同的被解释变量均发现了两个显著的门限值,而且对应门限值也非常接近。到全国性中心城市可达性对于地区产业增长的影响方式大约会在距离中心地区3小时和5小时旅行时间处出现转换。以到区域性中心城市旅行时间距离为门限变量的估计结果中,两组样本针对不同被解释变量均只发现了一个显著的门限值,对应的门限值也非常接近。到区域性中心城市可达性对于地区产业增长大约会在距离中心地区2小时旅行时间处出现影响方式的转换。总体而言,通过对不同地区样本进行实证检验依然可以得到稳健的结果。

(三) 空间接近影响产业增长的行业特征

为了分析空间接近对于产业经济的影响是否存在产业特征差异,我们进行了两轮门限回归。

第一轮的门限回归结果表明(见表8),产业的中间投入比重、最终需求比重、劳动力密集度三个指标都可能成为门限变量,每个不同门

限变量分别发现了1~2个显著的门限值,表明产业增长与可达性之间的关系与这些产业的行业特征有关。规模经济(*scale*)作为门限变量的Bootstrap p值都不显著。这也意味着,不同规模经济属性的产业,其发展受空间接近的影响并没有较为显著的一致性规律。第二轮的门限回归结果显示(见

表6 按区域划分的地区产业增长门限模型门限值估计及其概率值

门限变量	区域	被解释变量	门限检验	门限值	Bootstrap P 值
到全国性中心城市旅行时间	地区1组	制造业份额变化	单一门限检验	2.88	0.0182
			双重门限检验	5.03	0.0720
	地区2组	新建企业数量	单一门限检验	3.06	0.0100
			双重门限检验	4.97	0.0259
	地区1组	制造业份额变化	单一门限检验	2.97	0.0185
			双重门限检验	4.81	0.0512
地区2组	新建企业数量	单一门限检验	2.71	0.0077	
		双重门限检验	5.07	0.0441	
到区域性中心城市旅行时间	地区1组	制造业份额变化	单一门限检验	1.94	0.0185
			单一门限检验	1.97	0.0149
	地区2组	新建企业数量	单一门限检验	1.82	0.0086
			单一门限检验	1.90	0.0113

表7 按区域划分的地区产业增长内生门限回归模型的估计结果

		制造业份额变化		新建企业数量	
		地区1组	地区2组	地区1组	地区2组
		到全国性中心城市可达性为门限变量	<i>Access_low</i>	0.0020 ^{***}	0.0012 ^{***}
到全国性中心城市可达性为门限变量	<i>Access_middle</i>	-0.0562 ^{***}	-0.0457 ^{***}	-0.5878 [*]	-0.4983
	<i>Access_high</i>	0.0612 ^{**}	0.0702 ^{**}	12.6101	20.0005
	观察值	1462	1426	1416	1388
到区域性中心城市可达性为门限变量	<i>Access_low</i>	-0.0288	-0.0229	-0.5775	-0.5018 [*]
	<i>Access_high</i>	0.0354 ^{***}	0.0388 ^{**}	9.9831 ^{***}	10.7876 ^{**}
	观察值	1462	1426	1416	1388

说明:1.***、**、* 分别表示在1%、5%及10%水平上显著;2. *Access_low*、*Access_middle* 与 *Access_high* 分别表示旅行时间距离高、中和低区间内的可达性提升的影响;3.为节省篇幅,汇报结果中将所有控制变量隐去。

表8 交通发展影响的产业特征差异门限模型门限值估计及其概率值

类别	门限变量	门限检验	门限值	Bootstrap p 值
第一轮门限回归				
产业特征	劳动力密集度(<i>Labor</i>)	单一门限检验	0.0850	0.0850
	规模经济(<i>Scale</i>)	单一门限检验	0.0386	0.2312
	中间投入比重(<i>Input</i>)	单一门限检验	0.7864	0.0040
		双重门限检验	0.8019	0.0170
最终需求比重(<i>Final</i>)	单一门限检验	0.2008	0.0120	
第二轮门限回归				
劳动力密集度低	可达性(<i>access</i>)	单一门限检验	2.79	0.0060
劳动力密集度高	可达性(<i>access</i>)	单一门限检验	5.65	0.3686
中间投入比重低	可达性(<i>access</i>)	单一门限检验	3.11	0.0899
中间投入比重中	可达性(<i>access</i>)	单一门限检验	3.09	0.0847
中间投入比重高	可达性(<i>access</i>)	单一门限检验	2.87	0.0905
最终需求比重低	可达性(<i>access</i>)	单一门限检验	3.05	0.0721
最终需求比重高	可达性(<i>access</i>)	单一门限检验	2.97	0.0912

表 8) 不同类型产业的增长存在可达性门限效应,除了高劳动密集度产业之外,其他每个类型的产业中,到中心地区的旅行时间作为门限变量均被发现了 1 个显著的门限值。

表 9 展示了不同特征产业的地区增长受到中心地区可达性的非线性影响。对于低劳动密集型产业,到中心地区旅行时间较长的地区与到中心地区旅行时间较短的地区,可达性提高与产业增长之间都表现为正

表 9 基于交通发展影响的产业特征差异门限回归模型的估计结果

	劳动密集度		中间投入比重			最终需求比重	
	低	高	低	中	高	低	高
<i>Access_low</i>	0.008 1 (0.009 0)	0.041 0 (0.042 1)	0.035 7* (0.015 1)	0.039 9 (0.053 9)	-0.001 3 (0.031 7)	0.032 8 (0.021 9)	-0.011 8 (0.082 5)
<i>Access_high</i>	0.040 3** (0.019 1)	0.052 8 (0.020 2)	0.046 3*** (0.017 1)	0.058 4** (0.029 0)	0.029 9 (0.012 4)	0.025 5** (0.010 3)	0.144 4*** (0.047 7)
观察值	24 960	14 208	16 668	12 708	9 792	23 468	15 700

说明: 1. 括号中的值是标准差。***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平上显著; 2. *Access_low* 与 *Access_high* 分别表示通行时间距离高和低区间内的可达性提升的影响; 3. 为节省篇幅,汇报结果中将所有控制变量隐去。

相关,但是前者不具备显著性;对于高劳动密集型产业,可达性对于产业增长并不具备“门限效应”,高可达性与低可达性地区两者可达性的提高与产业增长表现为正相关,但也并不显著。不过,门限值的结果表明,高劳动密集型产业受中心地区积极影响的拐点可能出现得更早,基本可以认为,可达性与产业增长的关系与劳动密集程度有关。随着到中心地区可达性的提高,劳动密集度更高的产业更容易率先受到中心地区正溢出效应的影响,以至更早地发生空间扩散。

按中间投入比重高低划分的三类产业的增长受到中心地区可达性的影响都表现出了显著差异。对于较低中间投入比重的产业而言,可达性提高一直表现出较为明显的促进作用。对于中度中间投入比重的产业而言,在可达性提高到一定程度之前,其对于产业增长的促进作用并不显著;而在可达性提高到一定程度之后,其对产业增长表现出显著的促进作用。对于较大中间投入比重的产业,可达性变量的系数经历了由负到正的转变,虽然都不显著,但仍能反映出可达性对于产业增长的影响由抑制到促进的转变趋势。总体来看,在到中心地区可达性提高的过程中,对中间投入依赖程度不高的产业,将率先获得积极影响;而对中间投入依赖程度较高的产业可能会受到抑制,只有当可达性提高到足够高的时候,这种抑制作用才会逐步得到缓解。

从产业的最终需求比重来看,对于最终需求比重较低产业,到中心地区可达性对于产业增长表现出了较为明显的门限效应,对于可达性较差的地区与可达性较高的地区,可达性与产业增长都表现出正相关,但是前者不具备显著性;对于最终需求比重较高的产业,在可达性较差的阶段,可达性的提高对于产业增长表现出负面效应,不过并不显著,但是在可达性提高到门限值之后,可达性的提高对于产业增长表现出显著正面效应。这意味着在到中心地区可达性提高的过程中,较低最终需求比重的产业将率先获得积极影响;而较高最终需求比重的产业将在可达性提高的初期受到抑制,直到可达性提升到足够高的时候,这种抑制作用才会逐步得到缓解并逐渐转变为促进作用。

六、结论与启示

本文探讨了空间接近对于空间均衡的非线性影响及其内在机制。首先,到中心地区可达性对于地区产业增长存在倒 U 型的影响,即中心地区对于外围地区的溢出效应随着可达性的变化存在倒 U 型的非线性变化。在可达性提高到一定程度之前,到中心地区时间距离的缩短会抑制本地产业增长,但随着可达性的进一步的提高,可以显著推动地区产业增长。其次,空间接近对于空间均衡的影响还表现出产业差异,其中,劳动密集度、中间投入比重、最终需求比重等特征是影响产业空间扩散次序的重要属性,中心-外围地区间良好的交通基础设施通过提高可达性可能会率先促进外围地区某些劳动密集度高、中间投入比重低、最终需求比重较低产业的繁荣。

本文的研究在一定程度上印证了新经济地理学理论。交通发展通过降低贸易成本改变产业区

位选择,从长期来看,贸易成本下降使得经济活动集聚程度呈倒U型发展趋势,因而应辩证地认识交通基础设施建设与区域均衡的关系。交通发展带来的空间接近对于地区产业增长存在非线性影响过程,特别是,空间接近可能会对外围地区产生负的溢出效应。因此我们需要冷静地看待通过交通基础设施促成经济空间均衡的期望,并客观面对空间接近和空间均衡经常难以同时实现的事实。经济活动的空间分布具有不可违背的内在规律,在一定程度上,空间集聚是实现高效率生产的必然空间组织形式,不能为了空间均衡而忽视空间集聚。

当然,我们不能因此否定交通发展对于区域均衡发展的重要意义。空间接近有助于优化经济空间的内在组织结构、提高空间效率。空间接近有助于促进各地区之间优势互补从而提高经济效率;贸易成本降低也有助于提高落后地区的市场准入,对于落后地区优势产业的发展大有裨益;当中心地区由于经济集聚产生的拥挤效应增强时,空间接近也利于促进中心与外围的比较优势更快地转化,促进新的增长向外围地区扩散。因此,交通发展的意义在于促进区域一体化的深入,促进资源在地区间的优化配置,提高空间效率。

本文的研究还值得进一步拓展。虽然我们在整体上找到了空间接近对空间均衡具有非线性影响的证据,但仍需要进一步分析交通发展对于不同区位、发展水平、产业结构等地区的异质性影响。而且未来产业发展模式、空间生产网络等都有可能随着技术革新而发生巨大变化,此时,空间接近又将如何塑造区域分工并影响空间均衡是一个更为复杂的研究课题。另外,本文仅分析了公路网络交通,实际上也忽视了铁路等交通基础设施的影响;并且,随着高铁网络的扩展与完善,其对于未来区域经济的影响至关重要,值得深入探讨。

注释:

- ①2004年从吴忠市与固原地区划分出部分县建立中卫市。为使前后数据一致,将中卫、固原与吴忠合并。北京、天津、上海三个直辖市地域范围较小,视作地级地区;重庆市因为面积较大,将其划分为市辖区与郊县区两个地区;石河子市是新疆维吾尔自治区直辖县级市,但因其经济发展水平相对较高,将其视作地级地区。
- ②本文用于描述性分析与实证分析的时段选取基于以下原因:本文实质上是关注交通发展对于东西部区域均衡发展的影响,选择1999年以来从向沿海集聚到向中西部扩散的时段进行分析符合研究需求。另一方面,《中国工业企业数据库》2010年(含)之前统计的范围为年主营业务收入在500万元及以上的工业企业,2011年开始统计口径发生了很大变化,仅统计年主营业务收入在2000万元及以上工业企业,为了较为一致地分析地区产业分布变化,最终本文将分析时期定在2010年之前。
- ③产业总销售为投入产出表中居民消费、政府消费和固定资本形成三项总和。
- ④参考Stepniak and Rosik^[27]的研究 $\mu = 0.2$ 。
- ⑤关于门限回归模型的详细解释,请参见Hansen^[31]的文献。
- ⑥1998年后系数有一个较大的转变,原因主要是1998年前后国家统计局工业企业统计数据口径发生重大变化,导致1998年前后的统计数据并不完全可比。
- ⑦本文计算所得制造业扩散的拐点与已有研究有所差异,主要原因在于计算的空间尺度不同,之前的研究立足于省级尺度,本文立足于地级尺度。另外,本文中按照工业总产值计算的空间基尼系数的拐点相对按照就业计算的拐点来得更早,主要因为相对而言,中西部地区更多发展了资源密集型产业,而这些产业相对而言劳动密集度要低,因此,以就业来衡量的空间集聚程度转折会滞后于以产值来衡量的拐点。
- ⑧行政区划代码按照国家统计局2008年县及县以上行政区划代码确定,其他年份统一为2008年代码,前四位可以表示地级地区(也包括直辖市)代码,比如北京市代码为1100,河北省石家庄为1301等。

参考文献:

- [1] REDDING S J, TURNER M A. Transportation costs and the spatial organization of economic activity [J]. Handbook of regional and urban economics, 2015, 5: 1339-1398.

- [2]艾萨德·沃尔特. 区位与空间经济:关于产业区位,市场区,土地利用,贸易和城市结构的一般理论[M]. 北京:北京大学出版社,2011.
- [3]藤田昌久,蒂斯. 集聚经济学:城市、产业区位与全球化(第二版)[M]. 上海:格致出版社,2016.
- [4]VICKERMAN R W. Infrastructure and regional development [M]. London: Pion,1991: 1-8.
- [5]FAINI R. Cumulative process of deindustrialization in an open region: the case of southern Italy,1951—1973 [J]. Journal of development economics,1983,12(3): 277-301.
- [6]COMBES P P, LAFOURCADE M. Transport costs decline and regional inequalities: evidence from France [EB/OL]. (2001-09-01) [2017-06-01]. http://www.cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=2894.
- [7]GHANI E, GOSWAMI A G, KERR W R. Highway to success in India the impact of the golden quadrilateral project for the location and performance of manufacturing [J]. Economic journal,2016,126(591): 317-357.
- [8]BALDWIN R, FORSLID R, MARTIN P, et al. Economic geography and public policy [M]. Princeton, NJ: Princeton University Press,2005.
- [9]BOARNET M G. Spillovers and the locational effects of public infrastructure [J]. Journal of regional science,1998,38(3): 381-400.
- [10]World Bank. World Bank development report: reshaping economic geography [R]. Washington, D. C.: World Bank,2009.
- [11]罗能生,彭郁. 交通基础设施建设有助于改善城乡收入公平吗?——基于省级空间面板数据的实证检验[J]. 产业经济研究,2016(4):100-110.
- [12]PUGA D. The rise and fall of regional inequalities [J]. European economic review,1999,43(2): 303-334.
- [13]ROSSI-HANSBERG E. A spatial theory of trade [J]. American economic review,2005,95(5): 1464-1491.
- [14]FUJITA M, MORI T. Transport development and the evolution of economic geography [J]. Portuguese economic journal,2005,4(2): 129-156.
- [15]FORSLID R, HAALAND J I, KNARVIK K H M. A U-shaped Europe?: a simulation study of industrial location [J]. Journal of international economics,2002,57(2): 273-297.
- [16]COMBES P P, LAFOURCADE M. Competition, market access and economic geography: structural estimations and predictions for France [J]. Regional science and urban economics,2011,41(6): 508-524.
- [17]范剑勇. 产业集聚与中国地区差距研究[M]. 上海:格致出版社,2008.
- [18]贺灿飞,潘峰华. 中国制造业地理集聚的成因与趋势[J]. 南方经济,2011,29(6):38-52.
- [19]石敏俊,杨晶,龙文,等. 中国制造业分布的地理变迁与驱动因素[J]. 地理研究,2013,32(9):1708-1720.
- [20]刘生龙,胡鞍钢. 交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角[J]. 中国工业经济,2010(4):14-23.
- [21]刘冲,周黎安. 高速公路建设与区域经济发展:来自中国县级水平的证据[J]. 经济科学,2014(2):55-67.
- [22]张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学,2012(3):60-77.
- [23]FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's national trunk highway system [J]. Review of economic studies,2014,81(3): 1046-1070.
- [24]李涵,黎志刚. 交通基础设施投资对企业库存的影响——基于我国制造业企业面板数据的实证研究[J]. 管理世界,2009(8): 73-80.
- [25]HANSON G H. Market potential, increasing returns, and geographic concentration [J]. Journal of international economics,2005,67(1): 1-24.
- [26]HENDERSON V, KUNCORO A, TURNER M. Industrial development in cities [J]. Journal of political economy,1995,103(5): 1067-1090.
- [27]STEPNIAK M, ROSIK P. Accessibility improvement, territorial cohesion and spillovers: a multidimensional evaluation of two motorway sections in Poland [J]. Journal of transport geography,2013,31(5): 154-163.
- [28]HARRIS C D. The market as a factor in the location of industry in the U. S. [J]. Annals of the association of American geographers,1954,44(4): 315-348.

- [29]潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. 经济研究, 2012 (1):54-65.
- [30]吴意云,朱希伟. 中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理[J]. 世界经济, 2015 (2):140-166.
- [31]HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation [J]. Econometrica, 2000, 68(3): 575-603.
- [32]许政,陈钊,陆铭. 中国城市体系的“中心-外围模式”[J]. 世界经济, 2010 (7):144-160.
- [33]BOTTAZZI L, PERI G. Innovation and spillovers in regions: evidence from European patent data [J]. European economic review, 2003, 47(4): 687-710.
- [34]韩峰,柯善咨. 追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J]. 管理世界, 2012(10): 55-70.
- [35]郑玉. 技术空间外溢对地区产业结构变迁的影响研究——基于中国省级面板数据的分析[J]. 南京财经大学学报, 2017(1):25-34.
- [36]ROSENTHAL S S, STRANGE W C. The determinants of agglomeration [J]. Journal of urban economics, 2001, 50(2), 191-229.
- [37]陈丙欣,叶裕民. 中国流动人口的主要特征及对中国城市化的影响[J]. 城市问题, 2013 (3): 2-8.

(责任编辑:雨珊)

Can spatial proximity promote spatial homogeneity? Based on non-linear effects of transport development on manufacturing growth

MAO Qiliang¹, WANG Fei²

(1. School of Urban Economics and Public Administration, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

2. School of Public Policy and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: As transport development is the key factor affecting economic space organization, a question emerges that will spatial proximity from traffic improvement promote spatial homogeneity. Based on the theory of new economic geography, this paper constructs an industry growth threshold model from the perspective of nonlinear influence of the development of highway transportation network on regional manufacturing growth, and examines the non-linear effects of spatial proximity on spatial homogeneity, using panel data of Chinese prefecture level regions during 1999—2010. The results show that the spatial proximity does not necessarily promote the spatial homogeneity, and the spatial spillover effects of the core region on the peripheral region has the invert-U shaped curve with the change of traffic accessibility. The reduction of the distance to the core region will inhibit the growth of the local industry until the traffic accessibility has been improved to a certain extent, but then with the further improvement of traffic accessibility, it can significantly promote the growth of regional industries. In addition, the effects of spatial proximity on spatial homogeneity are not the same in different industries. The influence of improving core-periphery traffic accessibility may first boom the industries with high labor intensity, less intermediate input and less proportion of final demand in the peripheral area. To some extent, this article confirms the bell-shaped curve of spatial agglomeration affect by decreasing trade cost in the new economic geography theory, leading us to dialectically understand the relationship between the traffic infrastructure and the spatial homogeneity and rationally plan how to promote spatial homogeneity through the transportation infrastructure.

Key words: spatial proximity; spatial homogeneity; transport accessibility; spatial spillovers; non-linear effects; manufacturing industry