

城市基础设施建设与产业结构升级的外部效应

杨孟禹 张可云

(中国人民大学 区域与城市经济研究所, 北京 100872)

摘要: 通过扩展柯布—道格拉斯生产函数,构建包括基础设施、产业结构及外部效应的面板计量模型和空间杜宾模型,采用中国 2003—2012 年 281 个地级及以上的城市数据,基于 GMM 方法与拟极大似然法,测算了基础设施建设、产业结构升级的本地效应与空间效应。结果显示:从城市内部看,基础设施建设对城市生产率的影响为正,产业结构升级影响为负;从空间上看,基础设施建设的直接效应为正,空间溢出却为负,具有虹吸特征;产业结构升级的直接效应与空间溢出均为负,水波效应明显;从区际看,三大城市群连绵带基础设施建设、产业结构升级的本地效应与空间溢出效应都存在差异,其中长江流域城市群基础建设的要素虹吸效应最明显,产业结构升级负效应较小,新常态下可望形成新的经济增长极。

关键词: 基础设施; 产业结构; 空间效应; 空间杜宾模型

中图分类号: F121.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-1007(2015)03-0003-11

一、引言

近十年来,高速增长的中国经济依赖于第二产业的迅速发展与基础设施的投资。大规模的基础设施建设与积极的产业政策,加速了要素流动,加强了空间溢出效应,对经济发展空间格局产生了巨大影响。《中国新型城镇化发展报告(2013)》显示,中国前 100 位城市人口数仅占全国的 17.57%,却贡献了 52.52% 的 GDP,城乡发展不平衡。新常态下的经济增速换挡回落时期,资源环境约束不断强化,要素投入和能耗污染较少的服务业脱颖而出(国家统计局数据显示:2013 年中国第三产业增加值占 GDP 的比重首次超过第二产业)。《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》指出,当前阶段必须“按照建设中国特色社会主义‘五位一体’总体布局,顺应发展规律,因势利导,趋利避害,积极稳妥扎实有序推进城镇化”,随着城镇化提速和产业转移,区域空间结构将不断优化。2014 年 12 月中央经济工作会议首提“经济发展空间格局”,重点实施“一带一路”、京津冀协同发展、长江经济带三大战略,优化经济发展空间格局。现实中,随着基础设施的不断完善,城市间要素流动日益频繁,城市间的依赖性日益增强,从长期上看,任何城市内部看似独立的基础设施建设和产业结构升级,都会对周边城市

收稿日期:2014-12-16

基金项目:中国人民大学科学研究基金(15XNH048);国家自然科学基金项目(51208444);教育部人文社会科学研究青年基金项目(11YJCZH058)。

作者简介:杨孟禹,男,中国人民大学区域与城市经济研究所博士生,主要从事区域经济政策研究;张可云,男,中国人民大学区域与城市经济研究所教授,博士生导师,国家规划专家委员会委员,主要从事区域经济政策研究。

形成空间格局冲击。此外,经济发展过程中,地方政府往往局限于“一亩三分地”的思维定式,直接导致了基础设施供给的空间失配和产业结构升级的空间失调,造成投资结构扭曲,甚至区域发展失衡。由此可见,实现经济发展的空间格局优化具有极强的现实意义。本文将从城市基础设施建设和产业服务化出发,深入剖析二者对城市发展的空间格局的影响机理,并尝试探讨二者的空间效应是否存在城市差异性,这有利于新常态下“高投资、强刺激”向创新驱动增长方式的逐步转变,有助于优化经济发展的空间格局,积极稳妥推进新型城镇化。

二、文献综述

空间决定着生产活动所产生的优势,尤其是空间邻近所产生的经济性(Capello,2007),城市发展不仅与自身特征有关,而且受到与其邻近经济体的影响。第一,空间溢出的产生机理方面,马歇尔(1890)认为外部经济发生原因是不同企业间的劳动力流动、知识(技术、经验)溢出以及中间投入品生产商集聚带来的成本降低等,这种效应仅存在于本地区(Fujita 和 Thisse,2002),对此庇古(1920)提出用征税或补贴的方式来对外部性进行干预。马歇尔外部性理论并未对外部性的形成机理进行深入剖析,新经济地理学弥补了这一不足,认为经济关联和遵循学习曲线的知识溢出都能产生市场接近效应、生产成本效应与市场拥挤效应,在三种力量作用下,区域政策的附带效应、门槛效应以及产业转移、经济开放度对政策效果产生影响(安虎森,2009)。第二,基础设施的溢出效应方面,研究表明基础设施对私人资本存在溢出效应(Barro,1990)、生产率效应(Bronzini 和 Piselli,2009)、经济增长效应(Cohen 和 Morrison,2004)。第三,产业结构调整方面,Chenery 等(1986)认为产业结构转变是后发国家加快经济发展的本质要求,经济增长动力问题研究更应建立在一国特定经济环境和经济结构的基础上(Stiglitz,2004),产业结构调整

表现为主导产业经济部门依次更替的过程(罗斯托,1962)。梳理国内相关研究成果,基础设施溢出效应方面,刘生龙、胡鞍钢(2010)、张学良(2012)认为交通基础设施和信息基础设施对经济增长有着显著的正溢出效应;张浩然与衣保中(2012)也认为基础设施对全要素生产率具有促进作用;张光南与宋冉(2013)研究表明基础设施的地区分布不平衡导致其网络效应降低。产业结构调整方面,周振华(1991)认为提高产业结构的聚合质量是调整不合理产业结构的核心问题,而提高聚合质量的问题最终归结于结构平衡度的提升;实际上,地区生产率差异的缩小不仅取决于地区间要素流动壁垒的消除,而且更重要的取决于落后地区实现以制造业占主导地位的产业服务化转变,产业结构调整的目标是以现代服务业和现代制造业为发展的两个车轮带动产业结构的整体升级,陶秋燕、汪昕宇(2013)以北京为例研究发现,虽然其吸纳劳动力能力有限,但第三产业产业结构与就业结构的协调性是最好的,显然第三产业更有利于要素配置。

国内外学术界对基础设施的外部性研究经历了从传统经济学假设到新经济地理学的演变,方法上从传统的计量学到空间计量学技术的运用,特别是有关空间溢出效应的研究为本文提供了重要的理论参考和方法借鉴。但国内现有对基础设施、产业结构升级的研究,大多集中在省域数据对东中西区域的比较,鲜有涉及经济空间格局的深层问题,本文拟从全国地级及以上城市着手,测算基础设施建设、产业结构升级的本地效应与空间效应;另外,拟采用 SDM 模型,该模型是 SEM、SAR 模型的一般形式,优点在于能对直接效应、间接效应进行估计,空间关系在空间计量模型中有重要作用,但国内现有研究常忽视了这一点,仅通过测算空间相关系数的方法说明空间效应,未对空间效应进行分解。本文基于 2003—2012 年 281 个地级及以上城市的面板数据,建立面板模型和 SDM 模型,研究基础设施建设、产业结构升级的本地效应与空间效应,针对当前经济形势,提出对策。

三、计量模型

(一) 基本模型构建

由于基础设施投资不仅可以直接促进经济增长,还可以产生规模效应与网络效应,在效率函数 A 上添加表示产业结构的变量 Stu ,与刘金龙、胡鞍钢(2010)的方法类似,构建以下生产函数

$$Y=A(Fra, Stu)F(K, L, Fra) \quad (1)$$

其中, Y 为总产出, Fra 为基础设施存量, Stu 为产业结构, K, L 分别为资本和劳动力。可以看出,基础设施对经济增长的影响一方面体现在 $F(\cdot)$ 中,另一方面体现在 $A(\cdot)$ 中, A 是一个满足希克斯中性的效率函数。参考 Hulten 等(2006)的方法,式(1)可写为

$$Y=Ae^{\lambda}Stu^{\alpha}Fra^{\beta}F(K, L, Fra) \quad (2)$$

其中, λ 为外生的生产率变迁, α, β 为基础设施与产业结构的影响弹性,取对数并加入控制变量 $Control$ 后可得

$$\ln TFP = \ln A_0 + \lambda + \alpha Stu + \beta Fra + \gamma Control \quad (3)$$

(二) 计量模型构建

托达罗(1969)经典研究表明,只要存在相对收入高的就业岗位和就业机会,就会对收入较低、就业不足的劳动力产生持续的拉力,迁移成本和预期是影响人口迁移的主要因素。对于中国人口迁移问题, Bosker(2014)认为取决于流入区域的相对工资与城市公共福利,在不考虑收入分配差异时,城市生产率与人均工资呈正比,可

$$\begin{aligned} \ln TFP &= \alpha w_y + \beta Fra + \lambda Stu + \gamma W Fra + \nu W Stu + \vartheta Control + \epsilon \\ \ln TFP &= (I_n - \tau W)^{-1} (\zeta I_n + \beta Fra + \lambda Stu + \gamma W Fra + \nu W Stu + \vartheta Control + \epsilon) \\ \epsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (4)$$

空间效应包括了区域间从 j 到 i ,再从 i 到 j 的反馈路径,其中 $I_n \beta$ 为空间作用中变量对本区域的作用,称为直接效应, $W \theta_{\gamma}$ 为对其他区域的空间溢出,称为间接效应。

$$S_r(W) = (I_n - \tau W)^{-1} (I_n \beta_{\gamma} + W \theta_{\gamma}) \quad (5)$$

以把工资看作全要素生产率的效用,事实上,由于户籍的藩篱,除了生产率外,农村人口在向城市迁移时很少考虑深层的社会福利(如生育、养老及最低生活保障等等),而是重点考虑交通基础设施与通信基础设施条件。Bosker(2014)用中国城市数据对上述各参数值进行了估计发现结果为正,人口集聚取决于区域相对生产率、相对城市公共福利。上述结论可推广到资本流动的机理解释上,资本要素同样倾向于向高生产率、基础设施发达的地区聚集。

中国城市发展除了依靠大量的基础设施投资外,固定资产投资在城市经济增长中对就业吸纳作用显著。特别是随着农村剩余劳动力向城市转移和城市间的人口流动,房地产业、制造业迅速崛起,随之而来的则是城市经济的迅速增长和快速发展,房地产业、制造业主要与服务供给型产业相关联,如:金融保险业、个人服务业及中间产品生产等,均广泛包含第一、第二、第三产业;其中资本、原材料消耗型和物质加工型产业偏多(王国军、刘水杏,2004),基础设施密度的增加不但加速了要素流动,提高了经济效率,而且对资本流动也具有拉动作用,要素流动性越强,城市发展的空间效应越大。根据地理学第一定律,地理事物或属性在空间分布上互为相关的,城市间要素流动及企业之间的前后关联是基础设施建设与产业服务化具有空间效应的经济原因。对于区域 i 的生产,将来自区域外部的影响用这些区域与区域的邻近关系 W 进行地理加权,带入式(2)取对数得

经推导得,直接效应 $= n^{-1} tr[S_r(W)]$,总效应 $= n^{-1} l'_n S_r(W)_m$,间接效应 $=$ 总效应 $-$ 直接效应, W 为表示空间邻接关系的矩阵。 n 为区域个数, r 表示第 r 解释变量。由于空间溢出效应随着地理距离的增加而衰减,为避免空间权重设定的主观性,选用相对外生的地理距离(d)的倒

数作为地理距离权重矩阵,由于地球是曲的,如果直接用欧氏距离公式,容易导致误差,因此用

地球大圆距离测度两个城市间的距离 d ,计算方法为

$$R \times \arccos(\sin P_A \sin \rho_B + \cos \rho_A \cos \rho_B \cos(\sigma_B - \sigma_A)) \quad (6)$$

其中, R 为地球大圆半径, P 和 σ 分别为两个城市的经度和纬度。

四、变量、数据与计量分析

(一) 变量

核心变量:(1)全要素生产率(Tfp),用城市经济增长(GDP)与实物投资存量(K)、劳动力存量(L)的增长率差来估算各城市全要素生产率。其中经济增长用各城市的实际 GDP 来衡量,社会投资 K 参考了张军(2003,2004)的方法,劳动力存量用各年城市就业人数来衡量。(2)交通设施(Tra),为了使各城市交通基础设施的存量具有可比性,根据 Demurger(2001)及国内学者的一般做法,采用人均道路面积来衡量城市对交通基础设施的分配,反映了城市公共福利对新迁入人口的吸引力。(3)信息设施(Inf),信息基础设施较为宽泛,已有研究包括电话普及率(Fan和Zhang,2004)、邮电业务总量(刘生龙、胡鞍钢,2010)或交通运输部门物质资本存量(张学良,2012),为了反映新型城镇化建设中“信息化”的融合作用,以每万人互联网户数来衡量信息基础设施存量。(4)产业结构升级(Stu),有的文献采用了TSTR指数与ExcChurn指数结合的方式衡量产业结构变动(张浩然,2011;余斌斌、金刚,2014),该指数的隐含假设是产业结构的变动必引起就业人数的变动,从而用就业结构变动来反应产业结构变动,这显然是一种长期的静

态视角;我们更倾向于采用干春晖等人(2011)的观点,即认为从动态来看,产业结构变动具有两个维度,产业结构合理化与高级化。当前,城市经济发展面临的首先是产业结构升级,而“经济服务化”过程中的一个典型事实是第三产业的增长率要快于第二产业的增长率(吴敬琏,2008),为此采用第三产业产值与第二产业产值之比(Stu)作为产业结构升级的度量指标。

控制变量:模型中变量 $Control$ 包含以下变量:(1)人力资本(Edu):人力资本对于经济发展的影响早已形成共识,由于数据约束,借鉴陆铭、向宽虎(2012)的做法,本文用每万人普通高等学校在校学生人数作为代理变量;(2)外商直接投资(Fdi):开放度越高,由国外先进技术带来的溢出效应越强,以实际利用 FDI /固定资产投资来衡量;(3)经济密度(Den):Ciccone和Hall(1996)认为知识溢出更容易发生在人口密集的区域,用每平方公里年末总人口数来表示;(4)财政支出(Gov):政府对教育、公共福利的投资,促进经济效率提高,反之则很可能造成经济无效率。

(二) 数据

数据来源为《中国城市统计年鉴(2004—2013)》2003—2012连续十年的城市数据,行政区划以2003年底为主,期间区划有变动的剔除,共281个地级市,合22480个数据。经纬度数据来自国家基础地理信息中心。所有变量描述统计如表1所示。

表 1 变量的描述统计

变量名称(单位)	符号	观测数	平均值	标准差	最大值	最小值
全要素生产率(1)	<i>Tfp</i>	2 810	3.929 4	0.350 8	5.678 0	0.961 7
交通设施(平方米)	<i>Tra</i>	2 810	9.306 5	6.494 3	85.200 0	0.310 0
信息设施(户)	<i>Inf</i>	2 810	929.168 9	1 912.338 0	44 266.800 0	0.604 1
产业结构升级(1)	<i>Stu</i>	2 810	0.813 9	0.590 4	19.213 8	0.128 6
人力资本(人)	<i>Edu</i>	2 810	140.777 4	203.692 5	3 252.310 0	1.114 6
外商投资(%)	<i>Fdi</i>	2 810	0.045 8	0.058 9	0.592 5	0
人口密度(人)	<i>Den</i>	2 810	422.038 7	319.165 6	2 661.540 0	4.700 0
财政支出(%)	<i>Gov</i>	2 810	0.082 1	0.037 5	0.520 6	0.003 2

模型估计之前,可能遇到的问题包括:测量误差、内生性与遗漏变量等问题。首先是测量误差,在基础设施的代理变量选取上,通常选用其投资量,实际上基础设施投资并不是最优的代理变量,因为私人投资也可以进入基础设施领域,如中国典型的“道路收费”制度(刘生龙、胡鞍钢,2010),为此本文用实物指标来衡量,但显然这种误差只能改善,难以完全避免,该指标只能反映数量不能反映质量,在面板数据分析中用差分(固定效应类的方法都具备此特点)可减小这种误差。其次是内生性问题,内生性向来都是导致模型偏误的主要因素,解决该问题的方法有:工具变量法、联立方程组模型、存量指标代替流量指标,本文使用了工具变量法来进行参数估计,包括一阶差分的 GMM 估计和系统 GMM 估计。最后是遗漏变量问题,在研究中普遍缺乏制度和气候因素等变量,有些很难在现实中获得观测值,有的则是即使现实中可观测到,但数据却难以获取。遗漏变量问题无法完全避免,但可以通过增加一些控制变量将遗漏变量移到残差项

中,从而得到渐进无偏的估计结果。综上所述,由于一阶差分 GMM 估计或系统 GMM 估计属于固定效应类的方法,一定程度上,差分的数据处理过程可以解决测量误差问题,为此,本文采用一阶差分的 GMM 估计对模型进行估计。

(三)本地效应

根据式(3),如果假设空间单位间是相互独立的,那么采用一阶差分 GMM 法可以估计城市基础设施建设、产业结构升级对本地效应,估计结果见表 2^①,采用因变量的一阶滞后变量 $\ln Tfp(-1)$ 作为一阶差分估计的工具变量,采用 AR(1)、AR(2) 检验与 Hansen 过度识别检验的 *P* 值来判定上述设定的合理性与有效性。AR(1)、AR(2) 与 Hansen 的检验值表明,我们构建的工具变量参数估计模型是有效的。另外,通过添加虚拟变量和去掉变量的方法,发现变量 *Tra*、*Inf* 与 *Stu* 的系数变动不大,估计结果较稳健。结果显示,城市基础设施建设与产业结构升级对城市全要素生产率的本地效应不同,前者为正,后者为负。

① 已通过面板数据的单位根检验与协整检验,在此省略。

表 2 基础设施建设、产业结构升级的本地效应

lnTfp	系数
lnTfp(-1)	0.0414** (2.4200)
lnTra	0.0669** (2.2900)
lnInf	0.1555*** (4.9500)
lnStu	-0.0207** (-2.4900)
lnEdu	0.0230*** (2.8200)
lnFdi	0.0100*** (2.8000)
lnDen	0.0281** (2.4000)
lnGov	0.0403*** (2.7793)
Hansen	0.6291
AR(1)	0.0020
AR(2)	0.1528

注 括号内为 Z 统计值, **、* 与 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平, AR(1)、AR(2) 与 Hansen 分别表示 Arellano-Bond test for AR(1)、Arellano-Bond test for AR(2) 与 Hansen test 的 P 值, 下表同。

上述结果与经济学直觉吻合, 基础设施建设对生产率的影响为正, 与胡鞍钢和刘生龙(2010)的研究结论一致, 说明导致中国城市生产率差异的原因之一是基础设施建设分布不均, 基础设施越完善的地区, 生产率越高。产业结构升级对生产率的影响为负, 一定程度上说明中国城市产业结构不合理, 由于制度原因, 很长时间以来中国大陆劳动力被限制在农村, 户籍制度松动以后, 大量农业人口进入城市, 导致第二产业迅速扩张, 第三产业发展相对滞后。可以发现, 生产率

提高和基础设施完善的双重作用下, 将引致更多的农村人口向城市聚集, 形成区域一体化的空间格局; 产业结构升级则相反, 具有扩散人口的趋势, 但显然绝对值比前者小。2013 年底中国城镇化率已达到 53.7%^①, 大规模基础设施投资对农村剩余劳动力的转移起了主要拉动作用, 城市生产性收入加速了人口集聚, 为城市贡献了廉价劳动力成本, 城市制造业与金融机构迅速发展, 实现了资本和人口同向聚集。2003—2012 年正值中国经济高速发展的黄金十年, 户籍与城市基础设施投资是影响中国区域经济版图的两大政策, 户籍政策的松动加剧的城市化进程和基础设施投资, 对城市全要素生产率的提高起推动作用。

(四) 空间效应

由于上述估计假定城市是相互独立的, 仅能估计出基础设施建设与产业结构升级的本地效应, 但城市间的空间关联比城市内城乡关联更强。一般认为空间溢出与距离有关, 余泳泽、宣烨、沈扬扬(2013)研究金融集聚时认为 300 公里是空间溢出的密集区域, 徐政、陈钊、陆铭(2010)也认为城市经济在 300 公里表现为向心力趋势, 于斌斌、金刚(2014)认为空间溢出的门槛值则是 307 公里。由于空间关联的空间距离衰减特征, 在同一距离下, 不同城市的溢出效应是不同的。空间相关性一般使用 Anselin(1988)提出的 Moran's I 指数法, 该指数的定义为

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{j=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (7)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, 检验显著性水平用标准化的 Z 值, $Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}}$ 。Z 检验的原假设为 H_0 : n 个区域单元观测值之间不存在空间自相关, 显著性水平则由标准化 Z 值的 P 值检验来确定, 一般取 α

$= 0.1$ 。 x_i 表示空间单元的观测值, n 为空间单元数, w_{ij} 为空间权重矩阵, 因此 Moran's I $\in [-1, 1]$, 接近于 0 说明属性是随机分布的, 不存在相关性; 大于 0 表示正相关, 接近 1 说明具有相似的属性聚集在一起。局部 Moran's I 指

① 数据来源: 国家统计局。

数能对城市生产率分布属性进行分析,从而判断城市生产率空间关系属性。基于 *Moran' I* 指数的显著性,计算了使研究年份中所有城市至少有一个“邻近”单位的门槛距为 328.68 公里,如果小于该距离,所有的城市发展是不相关的。选取跨度为 150 公里的范围作为距离带宽依次计算 *Moran' I* 指数及其统计检验(如

表 3),结果显示:在一定距离范围内随着距离增加,城市生产率空间相关性逐渐衰减,且空间相关性系数变小;当距离为 1 028 公里时,除 2003 与 2012 年外空间相关指数为正,超过该值为负。由于基础设施条件、产业政策差异等原因,*Moran' I* 指数并不相同,但衰减趋势贯穿于每年,符合空间规律。

表 3 中国城市生产率空间自相关 *Moran' I* 指数及其统计检验^①

年份	距离/km	0-328	328-478	328-628	328-728	328-878	328-1028	328-1178
2003	<i>Moran' I</i>	0.054 4*** (3.6621)	0.013 2** (2.447 8)	0.008 5 (1.173 9)	0.008 4 (0.902 9)	0.005 4 (0.880 4)	0.002 0 (0.702 4)	-0.003 2 (-0.1602)
2005	<i>Moran' I</i>	0.026 3** (2.269 0)	0.011 4* (1.967 9)	0.010 9* (1.985 2)	0.010 1** (2.153 6)	0.010 1* (2.067 9)	0.005 4 (1.238 5)	-0.004 9 (-0.683 8)
2007	<i>Moran' I</i>	0.238 0*** (10.780 4)	0.134 0*** (9.764 0)	0.117 4*** (9.660 5)	0.093 0*** (8.409 7)	0.093 0*** (8.136 1)	0.066 9*** (7.411 2)	-0.004 9 (-0.416 6)
2009	<i>Moran' I</i>	0.045 6** (2.347 1)	0.016 6 (1.698 2)	0.013 4 (1.338 1)	0.010 3 (1.252 4)	0.010 3 (1.341 3)	0.022 0 (1.471 9)	-0.001 2 (-0.861 8)
2011	<i>Moran' I</i>	0.183 3*** (8.447 6)	0.099 1*** (7.659 6)	0.080 1*** (7.193 6)	0.058 8*** (5.788 1)	0.058 8*** (5.366 0)	0.048 2*** (5.150 1)	-0.000 1 (-1.051 6)
2012	<i>Moran' I</i>	0.101 1** (2.350 5)	0.080 3** (2.310 9)	-0.001 7 (-1.116 2)	-0.001 3 (-0.827 1)	-0.001 3 (-0.619 0)	-0.003 5 (-0.037 6)	0.003 0 (2.136 4)

从相互误设的角度,如果真实的数据存在四种(SEM、SAR、SAC、SDM)可能的数据生成过程,那么 SDM 模型是唯一得到无偏系数估计的模型(Lesage 和 Pace, 2009),这正是上文将模型的具体形式写为 SDM 模型的原因。当然更严谨的需要用拉格朗日乘数及其稳健性来检验,如果 *LMlag* 比 *LMerr* 显著, *R-LMlag* 显著而 *R-LMerr* 不显著,则选 SAR 模型,反之选 SEM 模型(Anselin, 1995);由于 SDM 兼具上述两个模型的性质,如果检验无法直接选出模型,一般结合 *Wald* 检验,选择 SDM 模型。豪斯曼检验 *Z* 为 139.770 0 ($P=0.000 0$) 拒绝原假设是随机效应,选固定效应; *LR* 估计的 3.524 ($P=0.759$

6),地区固定效应模型;经检验, *LMlag* 的 *P* 值为 0.000 0, *R-LMlag* 的 *P* 值为 0.007 2, *LM Error* 的 *P* 值为 0.000 0, *R-LM Error* 的 *P* 值为 0.008 0,结合 *Wald* 检验(拒绝“可化为空间滞后和空间误差模型”的假设),采用 SDM 模型。*Moran' I* 指数说明城市生产率具有很强的空间相关性,此时如果继续用传统的 OLS 回归,将会得出有偏或者无效的结果,根据 Lesage 和 Pace(2009)的研究成果及编写的 Matlab 代码,并结合 Arcgis 的软件,我们用拟极大似然法对(4)进行估计。空间杜宾模型中,各变量关系代表了城市观察值间复杂的依赖关系,参数估计值包含着这些关系,在空间作用里,与该城市有关

① 由于 2004、2006、2008 与 2010 年于相关年份比较接近,故省略。

的变量改变不但会对该地区有反馈作用(直接效应),也会潜在的对所有其他与它有关(W 决定)的城市有空间溢出(间接效应)。

表 4 基础设施建设、产业结构升级的空间效应

变量	直接效应	间接效应
lnTra	0.2401*** (2.830 0)	-0.0204** (-2.710 0)
lnInf	0.3528*** (11.040 0)	-0.0115** (-2.670 0)
lnStu	-0.0833*** (-2.810 0)	-0.0316** (-2.520 0)
lnEdu	0.1797*** (4.320 0)	0.0072 (0.160 0)
lnFdi	0.0523** (2.510 0)	-0.0521** (-2.510 0)
lnDen	0.7780 (1.600 0)	0.0783 (1.600 0)
lnGov	0.3251*** (5.320 0)	0.0251*** (5.320 0)
$R^2 = 0.4257, Log-l = -182.8726$		

从表 4 可看出,基础设施建设在空间作用

中,对本地区具有正效应,但对邻近地区却为负,城市基础设施建设提高了本地区生产率,对周边地区的生产率却有负作用,虹吸特征明显;这很好地解释了中国在 2003—2012 年间产能过剩问题,城市基础设施建设的这种虹吸效应促使城市间竞相投资,由高投资带来高经济回报——就业的促进效应,加速了人口集聚;高生产率、高投资同样对人口具有吸纳作用,双重效应下,大量人口向城市集聚,城市不得不通过发展第二产业、加快基础设施建设来缓解。产业结构升级无论对城市自身还是邻近地区都具为负,具有水波效应;产业结构不合理,第三产业发展程度低,是中国城市在样本期内普遍面临的问题,由于过去城市经济对第二产业过于依赖,产业结构升级必须打破已形成的前后向关系。以发展第三产业促进产业结构升级是实现城市可持续发展和平衡区域空间格局的关键,产业结构升级对城市本身及周边城市的生产率影响为负。

以上估计基础设施建设、产业结构升级的空间溢出效应,显然忽视了中国发展的空间不平衡特征。参考方创琳(2011)研究,本文将中国城市群的空间格局分为以下三类:黄河流域城市群连绵带、长江流域城市群连绵带和东部沿海城市群连绵带,见表 5。

表 5 三大城市群连绵带包括的城市群和发育程度评价^①

三大连绵带	包含的城市群	评价
东部沿海城市群连绵带	哈大长城市群、京津冀城市群、辽东半岛城市群、山东半岛城市群,长三角城市群、海峡西岸城市群、珠三角城市群、南北钦防城市群	发达
黄河流域城市群连绵带	兰白西城市群、关中城市群、晋中城市群、银川平原城市群、酒嘉玉城市群、呼包鄂城市群	欠发达
长江流域城市群连绵带	成渝城市群、滇中城市群、黔中城市群、长株潭城市群、环鄱阳湖城市群、武汉城市群、中原城市群、江淮城市群	较发达

与已经有文献分为东、中、西三分法不同,以上述城市群分类为依据,主要按此规则对 281 个城市对应分为上述三类,由于三个城市群连绵带

的发育程度、城市空间稳定程度不一样(方创琳, 2011),通过计量分析,我们拟研究基础设施建设与产业结构升级的空间效应在这三个城市连

① 根据方创琳(2011)年的研究整理:方创琳,中国城市群形成发育的新格局及新趋向[J].地理科学,2011,(9):1032。

带中的作用方向。

从表 6 回归结果来看,黄河流域城市群连绵带的交通基础设施建设直接效应最大,东部沿海最小;长江流域城市群连绵带的间接效应为负且最大,城市基础设施建设的虹吸效应显著;东部沿海城市群连绵带直接效应、间接效应为正,一体化发展特征明显。这可能是因为,相对而言东部沿海城市群发育成熟,基础设施建设已逐渐饱和,产业结构更趋合理,一体化效应显著,对新迁人口吸引力虽然很高,但已稳定。总体上长江流域城市群发育不如东部城市群(方创琳,2011),潜力更大,长江流域与黄河流域城市群城市基础设施建设会降低邻近地区的生产率水平,表明对要素具有强大的吸引力,降低周边区域的生产率,形成虹吸效应;且长江流域城市比黄河流域

城市强,长江流域城市基础设施建设更容易形成要素规模效应。此外,三大城市群连绵带产业结构升级的直接效应显著为负,东部沿海城市群由于产业结构较为合理,负效应最小;从间接效应上看,三个城市群都为负效应,都存在水波效应,其中,长三角城市群最为明显,这可能与长三角城市群经济、要素及产业关联度有关。综合产业结构升级与基础设施直接、间接效应来看,可以发现,基础设施建设、产业结构升级对三大连绵带生产率的影响各不相同,长江流域城市群在产业结构升级方面不宜力度太大,但基础设施建设方面可以适当加强;黄河流域城市群则应注重完善基础设施,以产业促进城市发育;东部地区则应注重发展质量,提高发展效率和空间辐射能力,优化经济发展空间格局。

表 6 三大城市群连绵带的城市政策空间效应比较

变量	黄河流域城市群		长江流域城市群		东部沿海城市群	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnTra	0.474 6** (2.556 2)	-0.169 9* (-1.957 4)	0.483 1** (2.536 9)	-0.293 6** (-2.754 2)	0.374 8*** (3.845 2)	0.043 0*** (4.426 5)
lnInf	0.073 5** (2.125 9)	-0.013 0** (-2.365 9)	0.077 4*** (3.152 6)	-0.002 59*** (-4.265 9)	0.190 0*** (3.952 8)	0.0045** (2.765 4)
lnStu	-0.282 2* (-2.162 5)	-0.075 4** (-2.932 0)	-0.2434** (-2.452 8)	-0.044 0** (-2.975 9)	-0.173 8*** (-4.586 2)	-0.028 5*** (-6.512 3)
lnEdu	0.320 6 (1.652 3)	0.009 1** (2.589 6)	0.461 2 (1.238)	0.006 2** (2.879)	0.375 2 (1.963 1)	0.0154** (2.698 2)
lnFdi	0.172 5 (1.425 6)	-0.068 1* (-2.632 5)	0.281 0* (1.925 5)	-0.085 4 (-3.596 3)	0.452 7 (0.863 2)	0.012 7*** (3.125 3)
lnDen	0.525 2 (1.523 7)	0.023 8 (1.786 2)	0.652 8* (2.036)	0.035 9** (2.632 5)	0.7869*** (3.685 7)	0.046 9* (2.036 2)
lnGov	0.251 8* (2.242 8)	0.032 4 (1.385 7)	0.385 9** (2.362 3)	0.054 3 (1.690 3)	0.532 4** (2.756 3)	0.047 5 (1.970 8)
	$R^2=0.312 5$ $Log-l=-142.263 5$		$R^2=0.281 9$ $Log-l=-154.396 2$		$R^2=0.273 4$ $Log-likelihood=-149.287 3$	

五、结论与政策启示

基于中国 2003—2012 年 281 个地级及以上的城市数据,采用一阶差分的 GMM 方法对动态面板模型进行估计,测算了基础设施建设、产业结构升级的本地效应与空间溢出效应。结果显示,基础设施建设对区域内生产率溢出效应为正,产业结构升级的则为负;过去十年基础设施建设在区域城乡一体化进程中起了重要作用。其次,考虑到城市经济发展的空间相关性,采用拟极大似然估计法估计了 SDM 模型,并测算了直接效应与间接效应:在空间相互作用中,基础设施建设对本地区具有正效应,但对邻近地区却为负,具有虹吸特征;产业结构升级无论对本地区还是邻近地区都具有负效应,很可能引起区域水波效应,经济阵痛在所难免。长江流域城市群对要素虹吸效应也很明显,产业结构升级阵痛比东部沿海城市小,该城市群在以产业结构升级、基础设施建设促进要素集聚、形成要素规模驱动力、优化经济发展空间格局等作用方面,还有较大潜力。

基于此,新常态下优化经济空间格局可做如下考虑:(1)产业结构升级势必引起城市经济阵痛,调整力度要适度把握,否则会引起区域经济萧条;除东部沿海城市群外,基础设施建设的虹吸效应都比较明显,但应适度投资,2014 年 5 月,习近平总书记提出“从当前中国经济发展的阶段性特征出发,适应新常态”。(2)2014 年 12 月中央经济工作会议提出要优化经济发展空间格局,无论是产业结构升级还是基础设施建设,都应遵循经济空间发展规律,发挥市场的主导作用,谨防地方政府大投资、大刺激(如房地产政策与金融政策)与大污染的“闲不住的手”过度干预,打破空间常态,催生经济社会问题。(3)黄河流域城市群更适合“强基础设施投资、弱产业结构升级”政策,通过基础设施投资聚集人口、资本要素,形成要素规模效应,用以抵消产业结构升级的负效应;东部沿海城市群则更适合“弱基础设施投资,强产业结构升级”政策,东部沿海基础

设施相对完善,产业结构更趋合理,已不适合大规模基础设施投资,应坚持“核心—外围”发展思路,将制造业逐步向外围扩展,加强产业结构升级力度,促使东部沿海地区“产业西迁”,有利于西部地区产业结构的合理化;长江流域城市群应采取“基础设施投资与产业结构升级协同并进”的政策,二者共同作用的政策效应最大,有望形成经济增长新动力。

参考文献

- [1] Capello R. Regional Economics [M]. Taylor & Francis, 2006.
- [2] Marshall A. Principles of Economics: An Introductory Volumem [M]. 9th edn, London: Macmillan, 1890.
- [3] Fujita M, Thisse J. Economics of Agglomeration, Cities, Industrial Location, and Regional Growth [M]. Cambridge University Press, 2002.
- [4] 庇古. 福利经济学. 北京: 华夏出版社, 2007. 北京:
- [5] Krugman P, Venables A. Globalization and the inequality of nations[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(4): 857—880.
- [6] Romer P. Endogenous Technological Change [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 571—102.
- [7] Maarten Bosker, Uwe Deichmann, Mark Roberts. Hukou and Highways—The Impact of China’s Spatial Development Policies on Urbanization and Regional Inequality[R]. The World Bank, 2014, 11.
- [8] Baldwin R E, Martin P, Ottaviano G I P. Global Income Divergence, Trade, and Industrialization: The Geography of Growth Take—Offs[J]. Journal of Economic Growth, 2001, 6(1): 5—37.
- [9] 安虎森. 新经济地理学原理 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2009.
- [10] Bronzini R, Pisellip P. Determinants of Long—Run Regional Productivity with Geographical Spillovers: The Role of R&D, Human Capital and Public Infrastructure[J]. Regional Science and Urban Economics, 2009, 39(2): 187—199.
- [11] Cohen C P, Morrison C P. Public Infrastructure Investment, Inter—State Spatial Spillovers and Man-

- ufacturing Costs[J]. *Review of Economics and Statistics* 2004, 86(2): 551—560.
- [12]Chenery H B, S Robinson, M Syrquin. *Industrialization and Growth: A Comparative Study* [M]. New York: OxfordUniversity Press, 1986.
- [13]Stiglitz J. Post Washington Consensus Consensus [R]. Initiative for Policy Dialogue, 2004.
- [14]罗斯托. 经济成长的阶段[M]. 北京:商务印书馆, 1962.
- [15]刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007[J]. *经济研究*, 2010, (3): 4—15.
- [16]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.
- [17]张浩然, 衣保中. 基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国 266 个城市空间面板杜宾模型的经验研究[J]. *经济学家*, 2012, (2): 61—67.
- [18]张光南, 宋冉. 中国交通对“中国制造”的要素投入影响研究[J]. *经济研究*, 2013, (7): 63—75.
- [19]周振华. 论产业结构平衡的几组关系[J]. *经济研究*, 1991, (5): 13—19.
- [20]陶秋燕, 汪昕宇. 可持续发展框架下产业结构调整对就业结构的影响研究——以北京地区为例[J]. *中国人口. 资源与环境*, 2013, (S2): 421—426.
- [21]Bosker M, Brakman S, Garretsen H, et al. Relaxing Hukou: Increased Labor Mobility and China's Economic Geography[J]. *Journal of Urban Economics*, 2012, 72(2): 252—266.
- [22]Hulten C R, Bennathan E, Srinivasan S. Infrastructure, Externalities and Economic Development: A Study of Indian Manufacturing Industry [J]. *World Bank Review*, 2006, 20(2): 291—308.
- [23]王国军, 刘水杏. 房地产业对相关产业的带动效应研究[J]. *经济研究*, 2004, (8): 38—47.
- [24]Ciccone A, Hall R. Productivity and the Density of Economic Activity[J]. *American Economic Review*, 1996, 86(1): 54—70.
- [25]余泳泽, 宣烨, 沈扬扬. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. *世界经济*, 2013, (2): 93—116.
- [26]方创琳. 中国城市群形成发育的新格局及新趋向[J]. *地理科学*, 2011, (9): 1032.

The External Effect of City Infrastructure Construction and Upgrading of Industrial Structure

YANG Meng-yu, ZHANG Ke-yun

(Institute of Regional and Urban Economy, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on China's 2003—2012 data from 281 prefecture-level cities and above, GMM and quasi maximum likelihood method, the paper estimates the local effects and spatial effects of infrastructure construction and upgrading of industrial structure. The results show: from the inside, the influence of infrastructure construction on city productivity is positive, and the upgrading of the industrial structure effect is negative; from the space, the feedback effect of infrastructure construction is positive, and spatial spillover is negative with siphon feature; the upgrading of the industrial structure and spatial spillovers are negative, and the waves effect is obvious; as for the inter district, the local effect and the spillover effect of three big city groups' continuous zone infrastructure construction, upgrading of the industrial structure are different, among which the Yangtze River city group is the most obvious, with small negative effect. In new normal state it is to form a new economic growth pole.

Key words: Infrastructure; Industrial Structure; Spatial effects; SDM

责任编辑 应育松