

交通基础设施、空间溢出对城市化进程的影响

——基于省级面板数据的分析

杨 晨 韩庆潇 徐芹芹

摘 要 运用变量 GMM 方法对交通基础设施和城市化水平之间的关系进行了实证检验。结果发现,交通基础设施对城市化进程产生了显著的正向影响效应;交通基础设施对城市化进程的空间溢出效应也非常显著。如果不考虑空间溢出效应,会高估交通基础设施对城市化进程的影响,并会对政策制定产生一定的影响。

关键词 交通基础设施;城市化;空间溢出;工具变量 GMM

中图分类号 F299.243

文献标识码 A

一 引言

当前全球经济已进入低速增长阶段。受此影响,中国面临的经济形势十分严峻。自 2011 年起,中国经济增长率逐渐下降,由 2011 年的 9.3% 下降到 2013 年的 7.7%。为有效应对全球性经济危机带来的不利影响,中国政府提出要加快推动城镇化,充分发挥城镇化对经济的带动作用。

城市化进程中两个较为重要的因素:一是城市本身的发展,包括基础设施建设、城市环境、制度及文化等;二是城市人口的集中度^[1]。作为重要的基础设施之一,交通基础设施的发展水平及空间分布在城市化进程中发挥着关键作用,学者们对此进行了广泛深入的研究。拉采尔(Ratzel)提出交通是城市形成的根本推动力,格雷瑟(Glaeser)则认为,

公共交通会降低出行成本,从而促进劳动力和企业向城市聚集,推动城市化进程^[2]。其他学者对俄罗斯、芬兰的研究也都验证了交通基础设施对城市化进程的促进作用^[3-4]。另一些学者则发现,发展中国家交通基础设施较好的地区城市化可以保持一定的速度,也即交通基础设施可以有效保障城市化进程的可持续性^[5-6]。近年来,关注交通基础设施对中国城市化进程影响的文献也越来越丰富。陈彦光由城市化水平与人均产出的模型、交通网络连接度与人均收入的对数关系模型出发,从理论上推导出了交通网络与城市化水平的线性相关模型,并基于中国数据进行了实证检验^[7]。赵晶晶和李清彬基于中国省级面板数据,实证检验了交通基础设施与我国城市化进程之间存在的长期稳定的促进关系^[8]。覃成林等则重点检验了高速铁路对于中国城市化进程的积极作用,指出高速铁路可以通过提

作者简介 杨 晨(1989—),男,江苏扬州人,南开大学经济学院博士研究生,研究方向为区域经济与服务经济;韩庆潇(1990—),男,山东济南人,南京大学经济学院博士研究生,研究方向为产业经济;徐芹芹(1990—),女,山东临沂人,南京财经大学国际经贸学院硕士研究生。

(收稿日期) 2015-05-06

(修回日期) 2015-07-02

高城市可达性、扩大城市群辐射半径、成为城市内新增长点等途径影响城市人口增长^[8-10]。

另一方面,由于交通基础设施具有网络性特征,往往会产生空间溢出效应,如果忽略这种效应,会导致估计存在偏差^[11]。关于这种空间溢出效应是否为正,已有研究的结论并不一致。博尼特(Boarnet)发现本地公共基础设施发展越完善,越比相邻地区具有更多竞争优势,从而越能吸引到更多的经济资源和生产要素,最终对相邻地区产出增长产生负的外部性^[12]。柯亨(Cohen)和保罗(Paul)则发现,某一地区的基础设施的发展能在一定程度上降低相邻地区的运输成本,从而产生正的空间溢出效应^[13]。相对而言,国内学者更倾向于讨论交通基础设施对不同研究对象的空间溢出效应。张学良采用空间计量方法验证了基础设施对区域经济增长的正向溢出效应,并认为如果不考虑这种溢出效应,就会高估交通基础设施的作用^[14]。刘秉镰等考察了交通基础设施的生产率增长效应及空间溢出效应^[15]。张光南等基于中国各省工业企业面板数据,实证分析了中国基础设施空间溢出对制造业的成本效应及其行业的溢出效应^[16]。骆永民和樊利明则发现,农村基础设施建设对农民收入的影响存在着显著的空间溢出效应^[17]。张志和周浩通过引入不同经济意义的空间权重矩阵,认为我国交通基础设施的空间溢出效应更多地是通过经济联系发生作用^[18]。

综上所述,学者们普遍认为,交通基础设施在城市化进程中发挥着重要的作用,但鲜有文献考虑交通基础设施与城市化之间可能存在的互为因果所导致的内生性问题,导致估计结果存在偏差。另一方面,已有文献考察了交通基础设施对经济增长、居民收入等的空间溢出效应,却鲜有涉及交通基础设施的空间溢出效应在城市化进程中的作用。本研究基于中国 30 个省市的面板数据,采用多个工具变量进行 IV-GMM 估计,对交通基础设施的内生性进行有效控制,并通过引入不同意义的空间权重矩阵,对交通基础设施在城市化进程中可能存在的空间溢出效应进行实证检验。

二 研究假设

杨小凯通过简化藤田和克鲁格曼的城市化模型,分析了交易效率演进与工业化、城市化的关系^[19]。在此基础上,赵红军建立了人口不完全流动情况下的交易效率、工业化与城市化模型^[20]。本研

究借鉴其方法,将其应用到交通基础设施领域,重点考察区域内交通基础设施对城市化的作用机制。

假设城市是 1 个地区的中心点, N_A 个农民均匀居住在城市周围,区域内所有的制造业者(N_B 个)都在城市中居住, $N_A + N_B = N$,人口可以自由流动。

区域内农村居民面临的效应函数为:

$$\begin{aligned} \text{Max } u_A &= z_A^\alpha [h(\partial \cdot (1 - \sigma c) x_A)^\rho]^{((1-\alpha)/\rho)}, \text{ s. t.} \\ pz_A + nqx_A &= w_A \end{aligned} \quad (1)$$

区域内城市居民面临的效用函数为:

$$\begin{aligned} \text{Max } u_B &= [1 - c] z_B^\alpha (nx_B^\rho)^{((1-\alpha)/\rho)}, \text{ s. t.} \\ pz_B + nq_B &= w_B \end{aligned} \quad (2)$$

其中, z_i 代表消费的农产品数量, x_i 代表消费的工业品数量, $\rho \in (0, 1)$ 表示消费者对工业产品品种多样化的偏好程度; p 为农产品的市场价格, q 为工业品的市场价格。根据对称性原理,消费的所有种类的工业品价格和数量均相等。

假设农业部门是完全竞争的,只生产 1 种产品,生产函数为里昂惕夫生产函数: $f(\text{labor}, \text{land}) = \min\{\text{labor}/a, \text{land}\}$;制造业部门是垄断竞争的,生产 n 种工业品,生产函数为固定成本的线性生产函数: $f(\text{labor}) = \max\{\text{labor} - f/b, 0\}$,生产活动不需要土地。

考虑产品运输过程中产生的运输成本,假设运输成本是冰山成本形式的,即由于运输成本会造成 $c(0 < c < 1)$ 的损耗,只有 $(1 - c)$ 的产品会到达目的地。假设这种运输成本是交通基础设施 t 的反函数,即交通基础设施越完善,运输成本越低,运输过程中的损耗也就越小, $dc/dt < 0$ 。同时,相对于农产品而言,工业品更易于储存,所消耗的运输成本相对较低,造成的损耗也较低。所以,工业品的运输成本是农产品的 1 个正的倍数 $\sigma(0 < \sigma < 1)$,即同等条件下,运输工业品会造成 σc 的损耗。城市居民在购买农产品时才会产生运输成本,在购买工业品时没有运输成本;反之,农村居民在购买农产品时不产生运输成本,在购买工业品时才产生运输成本。

假设农村居民的工资为 w_A ,城市居民工资为计价物 $w_B = 1$ 。根据农业部门的零利润条件及人口自由流动的假设,可得农村居民的工资为: $w_A = (1 - c)^\alpha / (1 - \sigma c)^{(1-\alpha)}$ 。再根据工业部门的零利润条件,可以推出农产品和工业品市场的出清条件分别为: $(\alpha/p)(w_A N_A + N_B) = N_A/\alpha$; $(1 - \alpha)/nq(w_A N_A + N_B) = N_B/n - f$ 。

因此农业部门的劳动力需求为:

$$N_A = (\alpha(1 - \sigma c)^{(1-\alpha)} N) / [1 - \alpha(1 - c)^\alpha + \alpha$$

$$(1 - \sigma c)^{(1-\alpha)} = N / \left[(1 - \alpha) (1 - c)^\alpha / (\alpha (1 - \sigma c)^{(1-\alpha)} + 1) \right] \quad (3)$$

城市化程度可以表示为:

$$N_B / N = 1 - N_A / N = 1 - 1 / \left[(1 - \alpha) (1 - c)^\alpha / (\alpha (1 - \sigma c)^{(1-\alpha)} + 1) \right] = 1 / (1 + (\alpha (1 - \sigma c)^{(1-\alpha)} / ((1 - \alpha) (1 - c)^\alpha))) \quad (4)$$

对(4)求偏导得: $d(N_B / N) / dc < 0$, 即 $d(N_B / N) / dt > 0$ (5)

所以,本研究提出假说 1: 交通基础设施水平与城市化水平成正比,随着交通基础设施的不断完善,城市化进程会进一步加快。

然而,交通基础设施通常连接于区域之间,网络特征极强,具有典型的外部性及网络性特征。因此在分析交通基础设施对城市化进程的影响时,还应考虑交通基础设施的空间溢出效应,即交通基础设施对其他地区城市化进程的影响。首先,交通基础设施具有网络属性,除了可以降低本地运输成本外,还可以通过将各个区域的经济活动连成一个整体,降低企业与居民的运输成本,从而促进相邻地区的农村居民向城市流动^[4];其次,某地交通基础设施的完善,能够显著降低当地产品的运输成本,提高交易效率,并吸引相邻地区的居民向本地区流动,从而提高人口流动性,影响城市化进程。但这种效应的影响方向是不确定的。

由此,本研究提出假说 2: 交通基础设施对城市化进程存在空间溢出效应,影响方向不确定。

三 模型和数据说明

1. 模型构建与指标选取

(1) 模型设定

为检验交通基础设施与城市化水平的关系,设定本研究的基本计量模型为:

$$\text{urban}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{transport}_{it} + \alpha_i + \mu_i \quad (6)$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, urban 表示城市化水平, transport 表示交通基础设施发展水平, α_i 表示非观测的个体固定效应, μ_i 表示随机误差项。为避免遗漏其他变量而造成估计量在小样本下有偏和在大大样本下不一致,根据已有研究加入经济发展水平(pgdp)、产业结构(structure)、制度因素(intuition)、城乡收入差距(income)和科教水平(tech)作为影响城市化水平的控制变量。修正后的计量模型为:

$$\text{urban}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{transport}_{it} + \beta_2 \text{pgdp}_{it} +$$

$$\beta_3 \text{structure}_{it} + \beta_4 \text{intuition}_{it} + \beta_5 \text{income}_{it} + \beta_6 \text{tech}_{it} + \alpha_i + \mu_i \quad (7)$$

进一步考虑交通基础设施的空间溢出效应,在上述计量模型的基础上,加入空间权重矩阵:

$$\text{urban}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{transport}_{it} + \beta_2 \text{pgdp}_{it} + \beta_3 \text{structure}_{it} + \beta_4 \text{intuition}_{it} + \beta_5 \text{income}_{it} + \beta_6 \text{tech}_{it} + \beta_7 \sum w_{ij} \cdot \text{transport}_{jt} + \alpha_i + \mu_i \quad (8)$$

(2) 核心变量

城市化水平(urban)。参考以往的文献,选择各省份的城镇人口占总人口的比重来反映城市化水平^[2],取对数表示。

交通基础设施(transport)。交通基础设施的公共投入是一个流量数据,无法获得相应的投资价格指数,其存量水平计算较为困难^[3];同时,交通基础设施建设受自然条件等因素影响较大。所以,用交通基础设施的实物形态进行衡量更为合理。本研究选用交通基础设施的密度(公路、铁路里程之和除以各省份的国土面积)来衡量我国交通基础设施的发展情况,取对数表示。

(3) 控制变量

经济发展水平(pgdp)。经济增长是推进城市化进程的根本动力。本研究用人均 GDP 反映某一地区的经济发展水平,并用以 1978 年为基期的 GDP 平减指数进行平减;为消除量纲的影响,对其进行标准化处理。

产业结构(structure)。二、三产业是吸纳农村劳动力的主要领域,产业结构高级化能够吸引劳动力等要素流入城市,形成集聚效应,对城市化进程具有重要的推动作用。本研究用第三产业增加值占国内生产总值的比重(%)来反映某一地区的产业结构状况。

制度因素(intuition)。促进城市化发展的制度安排体现在很多方面,如户籍制度、土地制度、就业制度、社会保障制度、行政管理制度等^[2]。其中政府财政支出对我国城市化进程有着重要的促进作用。但是,由于挤出效应的存在和市场体系的不完善,政府财政支出对城市化的驱动效率还需要进一步验证^[2]。本研究用政府财政支出占 GDP 比重(%)来衡量一个地区通过财政手段对经济社会发展干预的强度。

城乡收入差距(income)。一方面,城镇居民较高的可支配收入,农村居民较低的人均纯收入是引导人口城乡之间流动的重要因素^[2];另一方面,过高的城乡居民收入差距又提高了农村居民向城市转

移的门槛,限制了农村人口向城市流动。根据一般文献对城乡收入差距的衡量,本研究选用城市人均可支配收入与农村人均纯收入之比来反映某一地区的城乡收入差距。

科教水平(tech)。教育水平的提高会促使农村的年轻人进入城市寻求更大的发展机会^[4],从而推动城市化进程加快。而农村居民受教育程度越高,进入城市的门槛和市民化的成本也就越低。本研究用每 10 万人高等学校在校生数反映当地科教水平,为消除量纲的影响,对其进行标准化处理。

空间权重矩阵($\sum w_{ij} \cdot \text{transport}_n$)。引入空间权重矩阵表示交通基础设施的空间溢出效应,二元对称性空间权重矩阵 $w_{(n \times n)}$ 表示 n 个位置的空间邻近关系,用邻接标准或距离来衡量矩阵的元素值。 transport_n 为交通基础设施存量矩阵,用交通基础设施的密度(公路、铁路里程之和除以各省份的国土面积)来表示。构建空间权重矩阵有多种规则,本研究主要引入两类空间权重矩阵:第一类是简单的二进制(0-1)邻近空间权重矩阵 w_{cont} ,反映地理因素对溢出效应的影响,其中 $w_{i,j} = \{ (1 \text{ 当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻}; 0 \text{ 当 } i = j \text{ 或不相邻}) \}$,并将其标准化,使其各行元素之和为 1;第二类是基于人口密度的经

济距离空间权重矩阵 w_{perpop} ,反映具有相似人口密度的地区对溢出效应的影响,其中 $w_{i,j} = (1 / |x_i - x_j|) / (\sum_j 1 / |x_i - x_j|)$, x_i 是以在第 i 个区域每平方公里的人口数表示的人口密度,同样将其标准化。

最终的计量模型如下:

$$\ln \text{urban}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{transport}_{it} + \beta_2 \text{pgdp}_{it} + \beta_3 \text{structure}_{it} + \beta_4 \text{intuition}_{it} + \beta_5 \text{income}_{it} + \beta_6 \text{tech}_{it} + \alpha_i + \mu_i \quad (9)$$

$$\ln \text{urban}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{transport}_{it} + \beta_2 \text{pgdp}_{it} + \beta_3 \text{structure}_{it} + \beta_4 \text{intuition}_{it} + \beta_5 \text{income}_{it} + \beta_6 \text{tech}_{it} + \beta_7 \ln \sum (w_{ij} \cdot \text{transport}_n) + \alpha_i + \mu_i \quad (10)$$

2. 数据说明

本研究选取 2003-2013 年 30 个省、直辖市和自治区的面板数据作为分析样本,包括 11 个序列、30 个截面,共计 330 个样本点。从 2003 年开始选择数据,是因为 2002 年中央经济工作会议和 2003 年国务院政府工作报告将以往“稳妥推进城镇化”的发展思路转变为“加快城镇化进程”。所有数据来自《中国统计年鉴(2004-2014)》、《中国教育统计年鉴(2003)》^①。各主要变量统计特征如表 1。

表 1 主要变量的描述性统计^②

变量	均值	标准差	最小值	最大值
lnurban	3.8601	0.2790	3.2096	4.4954
lntransport	6.3119	0.8531	3.5633	7.6332
ln($w_{\text{cont}} * \text{transport}$)	6.3320	0.6535	4.1660	7.3340
ln($w_{\text{perpop}} * \text{transport}$)	16.2351	0.4885	15.4279	18.2725
pgdp	2126.056	1239.846	491.4978	6894.274
tech	2136.155	1112.152	676	6897
structure	39.6497	7.8243	22.3	61.5
intuition	19.3329	8.4995	7.6779	61.2107
income	3.0193	0.5811	2.0341	4.7586

四 计量结果与分析

1. 基本估计结果

表 2 报告了(9)式和(10)式的固定效应和随机效应模型的估计结果,为克服各省市间可能存在而又无法识别的异方差,对标准误进行了怀特异方差修正;同时,还对估计模型进行了豪斯曼检验,所有模型在 1% 水平上拒绝原假设,选用固定效应模型进行分析。

实证分析结果表明,所有模型中交通基础设施的估计系数均为正,并在 1% 水平上显著。这说明

交通基础设施会降低运输成本,提高交易效率,对居民的区位选择产生影响,推动农村居民向城市转移,因此假说 1 得到了支持。其次,与不考虑空间溢出效应的模型相比,包含两类空间权重矩阵模型的估计结果均显示,交通基础设施的估计系数值均比不考虑空间溢出效应的模型所计算的估计值小。这说明,如果不考虑空间溢出效应,就会高估交通基础设施对城市化进程的作用。

具体来看,在考虑交通基础设施空间溢出效应的模型中,地理意义上的空间相邻矩阵和经济意义上的人口密度空间权重矩阵估计系数均显著为正。这说明,交通基础设施的确存在空间溢出效应,因此

假说 2 得到了支持。在用地理意义上的空间相邻矩阵构建的实证模型中,外地基础设施对本地城市化进程表现出正的空间溢出效应,这说明,交通基础设施的网络性使其能够降低临近地区的运输成本,提高交易效率,从而推动城市化进程加快。在基于人口密度的经济距离空间权重矩阵构建的模型中,外地交通基础设施对本地城市化进程同样表现出正向的溢出效应,表明交通基础设施促进了中国各区域的一体化,加快了劳动力的跨区域流动,从而推动了落后地区向发达地区的劳动力流动,特别是其中更为落后农村地区的人口向发达地区城市的流动,提高了城市化水平。但值得注意的是,区域间交通基础设施的完善降低了劳动力流动的运输成本,提高了发达地区对落后地区的“虹吸效应”,加快了其劳动力的外流,从而限制了落后地区的经济发展^[4]。

在控制变量中,人均国民生产总值、政府规模、

科教水平的估计系数均为正,且分别在 1%、5% 和 10% 水平上显著。这说明地区经济发展、政府干预及科教水平的发展对城市化确有积极的促进作用;城乡收入差距的估计系数为负,并在 10% 的水平上显著,这说明中国现有的城乡收入差距过大,阻碍了城市化进程的进一步加快,其对城市化进程的负面影响不容忽视。变量的估计结果表明,城市化是我国总体发展的一部分,其与经济社会和人口发展相辅相成^[5]。用第三产业产值占比表示的产业结构高级化的估计系数没有显著性,一个可能的解释是当前第三产业发展中仍存在许多问题,特别是样本期内房地产价格增长过快,这在一方面带来了第三产业比重的迅速提升,另一方面过高的房价大幅度超出了需求者的收入水平,从而遏制了农村居民向城市的流动,抵消了第三产业吸纳农村劳动力的作用。

表 2 初步估计结果

模型	模型 1(不考虑空间溢出)	模型 2(二进制 W_{cont})	模型 3(人口密度 W_{perpop})
Intransport	0.0736 *** (0.0183)	0.0495 *** (0.0166)	0.0536 *** (0.0197)
$\ln(w * transport)$		0.0503 *** (0.0124)	0.0464 *** (0.0204)
pgdp	0.0660 *** (0.0180)	0.0602 *** (0.0175)	0.0548 *** (0.0184)
structure	0.0010 (0.0016)	0.0007 (0.0015)	-0.0001 (0.0018)
intuition	0.0050 *** (0.0020)	0.0037* (0.0019)	0.0041 *** (0.0020)
tech	0.0824 *** (0.0270)	0.0709 *** (0.0233)	0.0750 *** (0.0236)
income	-0.0767* (0.0406)	-0.0783* (0.0387)	-0.0760* (0.0405)
常数	3.4910 *** (0.1440)	3.3654 *** (0.1259)	2.9230 *** (0.2480)
拟合优度	0.8492	0.8567	0.8549
Hausman 检验	48.60 [0.0000]	74.16 [0.0000]	39.85 [0.0000]
观测值	330		

注: () 内数值为回归系数的标准误, I 内数值为 Hausman 检验的 p 值; ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

2. 工具变量估计结果

尽管固定效应模型可以有效解决混合 OLS 及 RE 模型无法处理的遗漏变量的问题,从而得到参数的一致估计,但这一模型需要解释变量是外生的假定^[6]。而本研究的核心解释变量交通基础设施可能存在较强的内生性,即交通基础设施与城市化进程之间存在着相互促进的关系,表现在一方面交通基础设施促进了城市化进程的加快,另一方面城市化进程加快会扩大对交通基础设施的需求,因而将进一步推动当地交通基础设施水平的提高。为检验交通基础设施是否存在内生性问题,本研究对所有模型分别进行 Durbin - Wu - Hausman 检验,得到检验统计量分别为 17.43、30.14、16.54,在 1% 和 5% 的显著水平上拒绝交通基础设施是外生的原假设,从而表明其的确存在明显的内生性。

为降低内生性问题带来的估计偏误,需要引入合适的工具变量。本研究选取各省区地形的平坦程度和交通基础设施的滞后一期作为工具变量进行广义矩估计^[7]。选择工具变量需要满足两个条件: 其一是工具变量本身是外生的,其二要求工具变量与内生变量之间具有相关性。遵循这一原则,选取工具变量的理由如下: 第一,从外生性角度来看,一个地区的平原面积是在长期的地壳运动中形成的,其所反映的是地理因素对交通基础设施的影响,而这显然是外生的; 交通基础设施的滞后一期是前定的,不受到当期城市化水平的影响,因此也满足外生性。第二,从与内生变量的相关性来看,地形状况不仅影响交通基础设施的建设,而且还会影响其后期的运营与维护成本,进而对基础设施产生重要影响; 基础设施建设则具有一定的延续性,基础设施较完善的

地区,维护和再建设的成本较低,所以前一期交通基础设施的发展水平与当期交通基础设施之间存在着较强的相关性。

表 3 报告了工具变量 GMM 的估计结果。为了验证工具变量的有效性,分别对工具变量进行了识别不足检验、弱识别检验和过度识别检验。首先采用 Kleibergen – Paap rk LM 统计量来检验未被包括的工具变量是否与内生变量相关,所有模型均在 1% 的显著性水平上拒绝了“工具变量识别不足”的零假设。其次 Kleibergen – Paap rk Wald F 统计量分别为 39.709、28.190 和 21.134,大于 Stock – Yogo 检验 10% 水平上的临界值 19.93,拒绝了工具变量是弱识别的假定。第三 Hansen – J 检验的相伴概率为 0.2381、0.2907 以及 0.5780,即不能在 10% 的显著性水平上拒绝工具变量是过度识别的零假设,这说明工具变量是外生的。所有的统计检验均表明选

取的工具变量是合理的,模型的设定是可靠的。

在采用工具变量控制内生性之后,大多数模型中交通基础设施的估计值均有不同程度的上升,这说明内生性问题使得 OLS 估计产生明显的向下偏倚,从而低估了当地交通基础设施对城市化水平的促进作用。另一方面,在控制了内生性问题后,交通基础设施变量的估计系数和显著性未发生根本变化,这初步证明了交通基础设施对城市化进程的影响是稳健的,采用工具变量的 GMM 估计方法是必要且稳健的。空间权重矩阵的估计系数虽然有所下降,但仍然在 1% 和 10% 水平上显著,这说明在考虑了交通基础设施的内生性问题之后,交通基础设施的空间溢出效应仍然存在。此外,人均 GDP、政府规模、科教水平及城乡收入差距对城市化水平的影响与固定效应模型中保持一致的方向,系数的大小也基本稳定,这说明这几个变量的溢出效应比较稳定。

表 3 工具变量的估计结果

模型	模型 1(不考虑空间溢出)	模型 2(二进制 W_{cont})	模型 3(人口密度 W_{perpop})
Intransport	0.1034 * * * (0.0173)	0.0424 * (0.0223)	0.0694 * * * (0.0235)
$\ln(w^* transport)$		0.0436 * * * (0.0118)	0.0298 * * (0.0145)
pgdp	0.0581 * * * (0.0090)	0.0575 * * * (0.0085)	0.0543 * * * (0.0088)
structure	0.0008(0.0009)	0.0012(0.0008)	0.0004(0.0009)
intuition	0.0039 * * * (0.0008)	0.0036 * * * (0.0008)	0.0037 * * * (0.0008)
tech	0.0615 * * * (0.0140)	0.0727 * * * (0.0131)	0.0700 * * * (0.0139)
income	-0.1021 * * * (0.0188)	-0.0924 * * * (0.0184)	-0.0956 * * * (0.0187)
拟合优度	0.851	0.867	0.862
Durbin – Wu – Hausman 内生性检验	17.43 [0.0078]	30.14 [0.0001]	16.54 [0.0206]
Kleibergen – Paap rk LM 统计量	39.709 [0.0000]	28.190 [0.0000]	21.134 [0.0000]
Kleibergen – Paap rk Wald F 统计量	95.741[19.93]	53.745[19.93]	51.207[19.93]
Hansen – J 统计量	1.392 [0.2381]	1.116 [0.2907]	0.309 [0.5780]
观察值	330		

注: () 内数值为回归系数的标准误, [] 内数值为相应检验统计量的 p 值, { } 内数值为 Stock – Yogo 检验 10% 水平上的临界值; * * *, * * 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

五 结论

本研究基于 2003 – 2013 年中国 30 个省区的面板数据,集中考察了交通基础设施与城市化水平之间的关系,并引入空间因素,重点分析了交通基础设施对城市化进程的空间溢出效应。同时,为保证估计结果的准确有效,本研究选取了工具变量,对有关变量的内生性进行控制。研究发现,交通基础设施对城市化水平有较强的促进作用,在考虑内生性的情况下,这种促进作用更为显著。交通基础设施对城市化进程存在明显的正向空间溢出效应,如果不考虑这种溢出效应,会高估交通基础设施对城市化

进程的影响。

基于此,本研究认为,现阶段交通基础设施在中国城市化进程中仍然发挥着重要的促进作用。在当前加快推进新型城镇化的背景下,继续构建畅通、安全、便捷、高效的现代化综合交通体系,进一步完善我国交通网络,充分发挥交通基础设施对城市化水平的推动作用是很有必要的。当然,以牺牲耕地为代价提高交通线路密度的发展方式是不可取的,交通基础设施的发展除应重视规模上的扩张外,更重要的是应合理规划及提升运输效率。另一方面,在制定相关政策的过程中,政府应充分考虑交通基础设施的空间溢出效应,科学评估政府的横向责任及纵向支出责任,并协调分工好区域内基础设施建设

的任务,避免交通基础设施的重复建设和无序竞争等问题;特别应考虑到交通基础设施会加快区域间劳动力的流动,对落后地区产生“虹吸效应”,在实施推动城市化发展战略的过程中,要注意推动基本公共服务均等化,注重交通基础设施在区域间的合理布局,加快落后地区交通基础设施的建设步伐,促进当地经济社会环境的持续改善。

【Abstract】 Based on the provincial – level panel data from 2003 – 2013, this essay analyses the relationship between transportation infrastructure and urbanization in China by introducing different economic types of spatial – weight matrixes into the model. The results show that transportation infrastructure has very clear positive effects on urbanization and its spatial spillover effects is also very clear, its role in urbanization will be overestimated and influence policy making if these are neglected.

【Key words】 transportation infrastructure; urbanization; spatial spillover effects; IV – GMM

注释

- ① 《中国统计年鉴》从 2004 年开始统计每十万人高等学校在校生数,2003 年的数据是根据《中国教育统计年鉴(2003)》中各省普通高校研究生在校生数和高等教育本、专科学生在校生数之和除以当地年末总人口再乘以 10 近似得出的。
- ② pgdp、tech 为未标准化之前的描述性统计。

参考文献

- [1] 徐曙娜,任超然,张远. 财政支出结构对我国城市化进程的影响效应研究——基于省级面板数据的实证分析[J]. 上海财经大学学报(哲学社会科学版),2012(3):51–58
- [2] Glaeser Edward L, Matthew E Kahn, and Jordan Rappaport. Why do the poor live in cities? The Role of Public Transportation[J]. Journal of Urban Economics, 2008(1):1–24
- [3] Timofeev Aleksandr A, Тимофеев А. А. Great Siberian Highway and Process Urbanization on Southern Ural (1891–1914 Years)[J]. Journal of Siberian Federal University: Humanities & Social Science, 2009(2):176–183
- [4] Kotavaara Ossi, Harri Antikainen, and Jarmo Rusanen. Urbanization and Transportation in Finland, 1880–1970[J]. Journal of Interdisciplinary History, 2011(1):89–109
- [5] Rudel Thomas K, Samuel Richards. Urbanization, Roads and Rural Population Change in the Ecuadorian Andes[J]. Studies in Comparative International Development, 1990(3):73–89
- [6] Daniere Amrita. Sustainable Urbanization in Megacities: Role of Non – motorized Transportation[J]. Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board, 1999(1):26–32
- [7] 陈彦光. 交通网络与城市化水平的线性相关模型[J]. 人文地理, 2004(1):62–65
- [8] 赵晶晶,李清彬. 我国交通基础设施建设与城市化的互动关

系——基于省际面板数据的经验分析[J]. 中央财经大学学报, 2010(8):69–74

- [9] Tang Shuangshuang, Michel Savy, and Jean – Francois Doulet. High Speed Rail in China and its Potential Impacts on Urban and Regional Development[J]. Local Economy, 2011(5):409–422
- [10] 覃成林,朱永磊,种照辉. 高速铁路网络对中国城市化格局的影响[J]. 城市问题, 2014(9):9–15
- [11] 张光南,洪国志,陈广汉. 基础设施、空间溢出与制造业成本效应[J]. 经济学(季刊), 2013(1):285–304
- [12] Boarnet Marlon G. Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure[J]. Journal of Regional Science, 1998(3):381–400
- [13] Cohen Jeffrey P, Paul Catherine J. Morrison. Public Infrastructure Investment, Interstate Spatial Spillovers, and Manufacturing Costs[J]. Review of Economics and Statistics, 2004(2):551–560
- [14] 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
- [15] 刘秉镰,武鹏,刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, 2010(3):54–64
- [16] 骆永民,樊丽明. 中国农村基础设施增收效应的空间特征——基于空间相关性和空间异质性的实证研究[J]. 管理世界, 2012(5):71–87
- [17] 张志,周浩. 交通基础设施的溢出效应及其产业差异——基于空间计量的比较分析[J]. 财经研究, 2012(3):124–134
- [18] 杨小凯. 发展经济学: 超边际与边际分析[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2003:86–89
- [19] 赵红军,尹伯成,孙楚仁. 交易效率、工业化与城市化——一个理解中国经济内生发展的理论模型与经验证据[J]. 经济学(季刊), 2006(4):1041–1066
- [20] 王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济学分析[J]. 经济研究, 2010(10):20–32
- [21] 陈健,蒋敏. 生产性服务业与我国城市化发展——产业关联机制下的研究[J]. 产业经济研究, 2013(6):33–41
- [22] 郭力,陈浩. 我国城市化动力机制的阶段差异[J]. 城市问题, 2013(1):16–31
- [23] 曹广忠,王纯洁,齐元静. 我国东部沿海省区城镇化水平影响因素的空间差异[J]. 地理研究, 2008(6):1399–1406
- [24] Sabot Richard H. The Meaning and Measurement of Urban Surplus Labour[J]. Oxford Economic Papers, 1977(3):389–411
- [25] 万广华,郑思齐. 城市化水平的决定因素: 跨国回归模型及分析[J]. 世界经济文汇, 2014(4):20–35
- [26] 毛其淋,盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2012(4):181–210
- [27] 盛丹,包群,王永进. 基础设施对中国企业出口行为的影响: “集约边际”还是“扩展边际”[J]. 世界经济, 2011(1):17–36

(责任编辑: 李小敏)