

FDI 是否促进了中国城市的郊区化?

——基于卫星夜间灯光数据的实证检验

刘修岩, 艾 刚

(东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 210096)

摘 要:城市郊区化是国内外城市发展过程中不可避免的现象。伴随着城市化的不断发展,中国的城市郊区化问题也受到了越来越多的关注,但 FDI 作为各个地方旧城改造和新区开发的重要力量,其对中国城市空间的形态塑造作用却被忽视了。文章基于单中心城市模型的理论假设,将 FDI 因素纳入分析城市郊区化的框架,通过全球夜间灯光数据、Landscan 人口分布数据和中国行政区域矢量数据构造了中国城市市辖区层面的郊区化指数和蔓延指数,并利用 2003—2013 年中国地级及以上城市市辖区面板数据检验了 FDI 对城市郊区化的影响。研究表明:(1)FDI 是促进我国城市郊区化的关键因素,FDI 占 GDP 的比重每提高 1%,我国城市郊区化的水平会相应地提高 0.1%;(2)由于 FDI 在我国存在区域分布的不平衡性,因此其对不同区域的城市郊区化的促进作用有所差异,外资进入显著地促进了东部地区的城市郊区化发展,但外资进入对中西部地区的城市郊区化的影响并不显著。因此,各地方政府应格外关注 FDI 可能带来的城市低密度蔓延现象,并检视自身的城市发展战略。

关键词:外商直接投资;城市郊区化;区域差异;夜间灯光数据

中图分类号:F299.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)06-0052-11

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2016.06.005

一、引 言

城市郊区化(Suburbanization)是国内外城市发展过程中不可避免的现象,指的是当城市化发展到一定阶段后,在城市规模扩张的同时,城市中心区的人口和就业不断向郊区迁移和集聚的过程。20 世纪 20 年代以来,欧美国家的城市郊区化现象日益普遍,以低密度、郊区化蔓延为特征的城市空间扩张曾给城市发展带来了严重的困扰。国外学者认为,因居民收入增加、通勤时间和成本降低、种族矛盾及犯罪增加而引起的居住郊区化和因城市中心环境污染加剧、交通拥挤而引起的产业郊区化共同构成了城市郊区化的主要原因(Mills 和 Price,1984;Kirby 和 Modarres,2010)。

改革开放以来,我国的城市化水平在不断提高,2014 年城市化率已经达到 54.8%,全国城区人口超过 500 万的特大城市有 31 个。伴随着城市规模的不断扩大,部分城市因规模过大而出现了城市病问题,我国城市也逐渐出现郊区化的现象。我国的城市郊区化在成因上

收稿日期:2016-01-22

基金项目:国家社会科学基金重大招标项目(14&·ZD138,15ZDA053);国家社会科学基金一般项目(15BJL107);江苏省社会科学基础研究基地项目(13JDB024);中央高校基本科研业务费专项资金(2242014R30015)

作者简介:刘修岩(1979—),男,山东济宁人,东南大学经济管理学院副教授,博士生导师;

艾 刚(1992—),男,安徽合肥人,东南大学经济管理学院硕士研究生。

与国外存在显著差异,国外城市空间的结构调整更多的体现了微观个体的作用,而我国的城市郊区化的主导力量则是地方政府。除了工业化、交通和居住等与国外相似的因素外,制度变迁和经济开放使得我国的城市郊区化在表现形式上又存在一定的特殊性。国内大多数研究认为土地有偿使用制度的建立、住房和户籍制度改革、旧城改造和新区开发是我国城市郊区化的主要原因(刘秉镰和郑立波,2004;石忆邵,2011),但是甚少从开放角度(特别是从外商直接投资角度)来研究影响我国城市郊区化的决定因素。事实上,外商直接投资对中国城市空间形态的塑造起着至关重要的作用。首先,外商直接投资直接参与了我国城市的旧城改造,改革开放以来,随着外资的大量涌入以及国家和地方配套资金的支持,旧城改造开始显著地改变城市的空间结构,从而引起人口和工业的郊区化(周一星和孟延春,1998);另外,我国开发区建设的直接目的是吸引外商直接投资,地方政府为吸引外商直接投资而在城市边缘设立经济开发区,以开发区建设及外资企业入驻带动城市郊区化。由此可见,外商直接投资很有可能是推动我国城市郊区化的深层次原因之一。

因此,本文将进一步探讨外商直接投资影响城市化的机制,并检验外商直接投资是否真的影响我国的城市郊区化。研究发现:总体而言,外商直接投资与我国的城市郊区化水平显著正相关,且在东部地区,外资对城市郊区化发展的促进效应更大,但在中西部地区,这一效应并不显著。与现有文献相比,本文的主要贡献在于:一是结合全球夜间灯光数据和 *Land-scan* 全球人口动态统计分析数据对中国城市市辖区层面的郊区化水平进行了大样本和长时段的测度;二是首次基于城市市辖区层面的面板数据,对 FDI 影响中国城市郊区化的方向、程度和区域差异性进行了实证研究。

二、文献综述

早在 20 世纪 20 年代,城市郊区化现象便已出现在欧美等西方发达国家,“二战”后则进一步发展,其中,美国出现了以低密度、郊区化蔓延为特征的城市空间扩张现象。时至今日,郊区化情况已经非常普遍。Mills 和 Price(1984)认为美国城市郊区化首先表现为居住的郊区化,由于城市中心的环境污染加剧、交通拥挤、种族矛盾及犯罪增加,大量中高收入者会选择主动迁移到居住环境更好的城市郊区。Mieszkowski 和 Mills(1993)认为,随着交通基础设施的改善,虽然城市边界扩大了,但是通勤时间和成本却大大降低了,郊区从吸引市中心人口迁入转变为吸引工业和服务业的迁入,从而形成了新的集聚中心,市中心因人口及产业外迁会进一步衰退。Baum-Snow(2007)证实了高速公路对于美国城市郊区化有显著的推动作用。Duranton 和 Puga(2001)则从产品生命周期学说的角度指出,随着要素成本不断提高和技术日益成熟,城市中心已不再适合工业的发展。由此可见,国外城市的郊区化包括居住和产业的郊区化,人口郊区化带动产业郊区化是其特征。

20 世纪 90 年代以来,随着我国城市化进程的不断加快以及城市空间结构的调整,城市郊区化问题也逐渐受到学术界的关注。一些研究认为,影响我国城市郊区化的因素主要来自政策方面,主要包括土地有偿使用制度的建立和住房与户籍制度改革(周一星和孟延春,1998;刘秉镰和郑立波,2004)。另一些研究则主要从工业化、居住、交通等经济因素来分析影响我国城市郊区化的因素(宋金平等,2007;Deng 等,2008;Baum-Snow 等,2012)。

从我国城市发展的现实来看,政策因素为郊区化的出现奠定了基础,而经济因素则是真正推动郊区化的动力,经济开放(特别是外商直接投资)在我国城市郊区化中的作用尤为明显。外商直接投资参与我国城市郊区化的主要契机是城市空间结构的调整和制度变迁,外

资参与城市空间结构的调整主要表现为参与开发区建设。地方政府为了吸引外商直接投资,往往在城市边缘设立经济开发区,开发区建设及外资企业入驻则直接带动城市郊区化。赵新正和魏也华(2011)发现,上海的外资经济集聚存在时空转移特征:1990年以前外资经济主要集聚在市区,1990年以后随着开发区建设而逐渐转移到郊区。开发区建设不仅引起城市空间结构的调整,而且还会吸引城市中心的人口迁入,由此加速城市的郊区化进程(张晓平和刘卫东,2003)。改革开放以来,随着经济转型的深化,政府的政策调整(如土地有偿使用制度的建立、住房和户籍制度的改革)为外资参与城市建设提供了条件。另外,地方政府为寻求土地价值最大化而进行旧城改造,通过土地置换提高城市中心土地利用效率,也会迫使城市低收入人群迁到城市郊区(李和平等,2012)。

综上所述,我国学者对城市郊区化的研究大多是从经济地理角度开展的定性分析,将研究区域集中在国内少数几个大城市,得到的结果并不具有普遍性。另外,从政策、工业化、居住、交通等方面分析我国郊区化的成因也忽视了外商直接投资的作用。据此,本文借鉴 Baum-Snow 等(2012)的思路,利用全球夜间灯光数据、Landscan 人口分布数据和中国行政区域矢量数据构造了市辖区层面的郊区化指数,对外商直接投资影响我国城市郊区化的机制、程度和区域差异性进行了实证研究。

三、模型设定与变量说明

(一)模型设定

最初的关于城市郊区化的分析框架是建立在经典的单中心城市模型基础上的,认为城市内部中央商务区(CBD)是所有经济活动集中发生的区域。在单中心城市模型中,假设城市内部家庭和个人都是同质的,城市内微观个体(包括居民和企业)可以自由移动并选择居住和生产的区位。因此,在均衡条件下,所有地区的居民和企业都可以获得相同的福利和利润,微观个体是否向外迁移取决于其放弃城市中心生活环境的机会成本,而城市中心较高的租金对应着集聚经济带来的通勤成本和要素成本的降低,城市人口郊迁的动机来自于收入水平的提高及人口增加带来的土地需求。单中心城市模型解释了微观个体行为对城市形态的影响,但忽略了政府干预在其中所发挥的作用(Brueckner 和 Fansler,1983)。事实上,从我国城市内部空间结构的演变历程来看,微观个体的区位选择、政府行为以及两者的交互作用在城市空间结构演变中都存在着至关重要的影响。外商直接投资对城市郊区化的作用就是一个很好的例证。首先,外商直接投资所引致的地方开发区建设直接导致了城市的郊区化发展。改革开放以来,政府经济工作的重点很大程度上都围绕吸引外资而展开,为吸引外商直接投资的进入,各级地方政府主导的开发区建设大规模发展。随着开发区基础设施的不断完善以及各类企业的相继入驻,相应的住宅配套设施也在不断兴建,开发区迅速成为城市中心以外新的集聚区,并以其相对较好的工作和生活环境吸引居民的进入,由此加速城市郊区化。其次,外商直接投资在城市内部的区位选择也深刻地影响了城市空间形态的变化。城市发展带动城市中心土地成本的激增,外资制造业企业为降低生产成本不断从城市中心向城市外围迁移,随着产业的郊区化,城市也不断向郊区拓展;而城市(尤其是大城市)内部以跨国公司总部为代表的外资服务业对高档住宅和商业地产的需求增加,一定程度上刺激并带动其他类型住房价格的上涨,中心城区房价的过快上涨会对中小企业及居民住宅需求形成挤出效应,从而引起郊区房地产市场的不断开发并促进城市的郊区化发展。此外,外商直接投资的进入可以带来当地居民收入水平的提高(朱彤等,2012),这一收入促进效应会影

响城市居民的居住区位选择,进而对城市空间结构带来间接影响。据此,本文基于单中心城市模型的理论假设,结合国内学者对我国城市郊区化的分析,建立关于 FDI 影响城市郊区化的计量模型如下:

$$sub_{it} = C + \alpha pfdi_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量是郊区化指数(sub),^①关键解释变量是外资比重($pfdi$), C 是常数项, ν_t 和 μ_i 分别表示不随截面和时间变化的固定效应, ϵ_{it} 是随机误差项。下标 i 表示地区, t 表示时间。另外,参考相关经典文献(Burchfield 等,2006;Baum-Snow 等,2012)及我国城市郊区化发展的现实,本文加入了一些可能影响城市郊区化的经济及自然因素(X_{it})。

(二)变量选择及其说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量为:(1)郊区化指数(sub)。本文基于 *Landscan* 全球人口动态统计分析数据库,采用 *Arcgis* 9.2 提取了离城市中央商务区(CBD)3 公里以内的人口数,计算公式为:城市 CBD3 公里半径以外的人口数/城市市辖区的人口数。^②

(2)城市蔓延指数($sprawl$)。Fallah 等(2011)构造了如下指数来反映城市的蔓延水平:

$$SP = 0.5 \times (L\% - H\%) + 0.5 \quad (2)$$

其中, $L\%$ 为该市区内人口密度低于全国平均值的区域所占人口比重, $H\%$ 为城市内高于全国平均人口密度的区域所占人口比重。该指数的取值区间为(0,1),取值越接近 1,表示城市蔓延程度越高。但是,这一指标不能告诉我们高密度区域“高”的程度,因而难以反映其比平均值高了多少。基于此,本文提出了全新的城市层面蔓延指数的计算方法如下:

$$Sprawl = \sqrt{SA \times SP} \quad (3)$$

其中, $SA = 0.5 \times (LP\% - HP\%) + 0.5$ 。该方法从面积而非人口的角度做了类似的计算,即 LP 为市区内人口密度低于全国平均值的区域面积占该市区总面积的比重, HP 则为城市内高于全国平均密度的区域所占的面积比重。用这种方法计算出的 SA 值的区间也为(0,1),因此 $Sprawl$ 的结果值的区间也为(0,1),其值越接近 1,说明蔓延程度越高。一个城市内低密度人口比重提高以及低密度人口居住面积比例上升,都代表蔓延水平的提高。因此,这一指标不仅考虑了城市内部细分单元的密度差异,还能够刻画这种差异的程度究竟有多大,相比于平均密度指标和由式(2)计算的蔓延指数,这一指标更全面、更精确地描摹了城市空间的低密度扩展。

2. 解释变量。本文的解释变量如下:(1)外商直接投资($pfdi$)。外商直接投资是本文的关键解释变量,为消除各地经济规模差异的影响,本文使用市辖区内当年实际利用的外商直接投资流量与 GDP 的百分比值来表示。(2)实际人均 GDP($rpgdp$)。经典的单中心城市模型认为收入水平是决定城市中心居民外迁的一个重要因素(Burchfield 等,2006;Oueslati 等,2015),但也有研究(郑思齐等,2005)发现,我国城市中的高收入群体仍倾向于居住在距离市中心偏近的位置。为考察城市居民收入水平对我国城市郊区化的影响方向和程度,我们引入了人均 GDP 变量,并基于 2000 年的省级价格指数进行处理后得到实际人均 GDP 以消除物价变动的影响。(3)人口规模(pop)。王家庭和赵丽(2013)认为城市人口增

^①在计量模型(1)中,除了 $rpgdp$ 和 pop 两个变量取对数形式外, sub 、 $pfdi$ 、 $pserv$ 、 edu 和 $avroad$ 等变量均为比值形式, $capital$ 、 $east$ 和 $middle$ 等变量取有限离散值。

^②这一指标的构造方式主要参考了 Glaser 和 Khan(2003)的研究,同时为了增加研究结果的稳健性,我们还用 4 公里作为标准进行了数据提取和估计,发现 4 公里标准的郊区化指数和 3 公里标准的郊区化指数的相关系数达到了 0.9636,而且估计结果也并未发生显著的变化。限于篇幅,后面仅汇报了基于 3 公里标准的郊区化指数的估计结果。

加带来的更大空间需求是城市拓展的动力之一,因此人口规模应该与城市郊区化水平呈正向关系。然而,陈钊和陆铭(2014)认为人口规模增加并不会引起人口向郊区扩散,反而会加速向大城市集聚。(4)第三产业从业人员比重($pserv$)。许多学者认为我国的城市郊区化并没有引起市中心的衰退,反而使其变得更加繁荣(周一星和孟延春,1998)。吴国兵和刘均宇(2000)认为我国城市中心的工业给服务业“让路”,金融及商业服务业向城市中心集聚,而工业则迁往郊区。据此,本文进一步使用城市内第三产业的从业人员比重来反映城市的郊区化。(5)在校大学生数占比(edu)。^①大学城一般选址在城市边缘,与大学配套的住宅及商业网点随之聚集,吸引了大量人口就业转移。在校大学生占城市人口比重的提高可能会引起城市郊区化加剧。(6)交通基础设施($avroad$)。本文使用人均铺装道路面积代表城市交通基础设施的情况。经典的单中心城市模型认为交通状况是城市郊区化的另一个主要影响因素,交通基础设施的改善是郊区化得以推进的前提,随着交通设施的改善及通勤成本的降低,居住郊区化的成本也随之降低(Nechyba 和 Walsh,2004)。(7)省会虚拟变量($capital$)和地区虚拟变量($east$ 和 $middle$)。为考察省会及城市所处地理区位是否会对城市郊区化产生影响,本文加入了省会城市虚拟变量(省会、直辖市及自治区首府赋值为1,否则为0)、东部城市虚拟变量(东部城市赋值为1,否则为0)和中部城市虚拟变量(中部城市赋值1,否则为0)。(8)自然因素。一般来说,自然条件的好坏会影响城市的进一步发展。借鉴 Burchfield 等(2006)的研究,本文引入表示城市气候的夏季均温($stemp$)和冬季均温($wtemp$)、表示城市地表起伏程度的城市地表粗糙度($attstd$)及其二次项来反映城市的自然条件。

(三)数据来源

计算市辖区层面的郊区化指数和城市蔓延指数,需要城市内部细分尺度的人口数据。^②本文先借助夜间灯光数据,用 Arcgis 软件提取出以灯光阈值为判断标准的、较为粗略的城市区域轮廓,并进一步提取出城市市辖区内灯光亮度最高的点作为其 CBD,进而构造了离 CBD 3 公里以内的缓冲区,然后再基于较粗略的城市区域,运用 Landscan 全球人口动态统计分析数据进一步提取同时满足灯光和人口密度标准的、较精确的城市区域,^③分别计算出 2003—2013 年中国地级及以上城市市辖区的郊区化指数和蔓延指数。^④全球夜间灯光数据由隶属于美国国防气象卫星计划(Defense Meteorological Satellite Program, DMSP)的一系列卫星观测所得。该数据来源可靠,可作为研究人类活动(如 GDP、人口规模与分布、城市化水平等)的代理变量。近年来,国内外学者已经开始利用这一数据来研究经济增长和城市发展问题(Henderson 等,2012;刘修岩,2014;徐康宁等,2015)。Landscan 全球人口动态统计分析数据是一个全球范围内的 30"分辨率人口数据集,是目前被广泛应用的一个高质

①包括所有全日制专科、本科、硕士和博士在校生。

②Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)认为中国的市辖区是与美国的都市区相近的概念;陆铭等(2015)认为市辖区的人口数据较地级市层面的人口数据更精确。

③借鉴 Yi 等(2014)的做法,将灯光阈值设定为 10,即灯光亮度高于 10 的地区为城市化地区。灯光数据的下载地址为:<http://ngdc.noaa.gov/eog/dmsp/downloadV4composites.html>。借鉴毛其智等(2015)的研究,采用 1 000 人/平方公里作为城市化地区人口密度的阈值。也就是说,判定城市化区域的阈值标准为:灯光灰度值高于 10,同时人口密度大于 1 000 人/平方公里。Landscan 人口分布数据的下载地址为:<http://web.ornl.gov/sci/landscan/>。运用灯光亮度和常住人口密度相结合来确定城市空间范围,很大程度上避免了人口统计偏误、有楼无人的“鬼城”以及灯光溢出的干扰,无疑较为准确和细致地刻画了真实的城市轮廓和面积,也可以了解其细分区域的人口密度状况。

④计算 2003—2013 年的蔓延指数时,我们使用 2001 年全国城市区域的平均人口密度作为划定高、低密度区域的标准,之所以选择一个固定而非逐年变化的临界值,是为了更好地突出我国城市蔓延的变化趋势。同时,剔除了市辖区面积变化较大的城市。

量、高精度的全球人口数据。

本文实证部分所需市辖区原始数据均来自2004—2014年《中国城市统计年鉴》,样本期为2003—2013年。为保证样本的一致性,我们仅保留了市辖区面积在2003—2013年间变化不超过10%的城市,共计122个。其中,实际人均GDP是以名义GDP除以基于固定基期的省级层面价格指数得到,各省历年的价格指数均来自于《中国统计年鉴》。对于反映各城市气候特征的变量,我们根据国家气候中心提供的1970—2010年743个常规站点的气象数据计算得到。^①借鉴Ramcharan(2009)的方法,采用各城市内栅格高程的标准差来衡量地表粗糙度,使用Arcgis软件对空间分辨率为90M×90M的数字高程模型数据处理得到。

四、实证检验

(一)全样本检验

本文的实证分析以式(1)为基础,对外商直接投资影响城市郊区化的因果关系进行检验。表1汇报了全样本估计的结果。其中,列(1)和列(2)是在没有控制年份固定效应的情况下分别进行随机效应和固定效应回归的结果,列(3)和列(4)则控制了相应的年份固定效应。*Hausman*检验均支持固定效应的回归结果。列(5)是采用滞后1期的*pfdi*作为工具变量的回归结果,*Hausman*检验的结果也否定了解释变量存在内生性偏误的可能性。^②因此,本文最终采用固定效应回归结果。下面将基于表1中列(4)的结果展开分析。

回归结果表明,外商直接投资变量(*pfdi*)的系数在1%水平上显著为正,外商直接投资占GDP的比重每提高1%,我国城市郊区化的水平会相应提高0.1%,这说明外商直接投资的确是引起我国城市郊区化的主要原因之一。实际人均GDP(*rpigd*)的系数在1%的水平上显著为负,这表明我国实际人均收入的增加并没有带来城市郊区化的扩大。虽然这一结果与国外相关研究存在出入,但可能更加符合我国的现实,因为我国的城市化与郊区化同步进行,随着户籍制度改革和居民收入的提高,越来越多的农村居民开始到城市落户,城市的集聚功能并没有因此弱化。而且,我国的高收入群体更愿意居住在城市中心区域,而不是往城市郊外迁移(郑思齐等,2005)。人口规模(*pop*)的系数在1%的水平上显著为负,这说明随着人口规模的扩大,城市进一步集中,我国城市人口的不断增加并没有促进城市的郊区化,这可能是因为我国城市内部集聚经济仍然存在,而城市空间规模扩大的程度远远大于人口规模的扩大。第三产业从业人员比重(*pserv*)的系数在10%的水平上显著为正,这表明城市郊区化水平确实随着服务业的发展而提高。在校大学生数占比(*edu*)的系数为负但并不显著,这说明在校大学生的增加不仅不会引起城市郊区化,反而促进了城市集中,这可能是因为“大学城”建设相对于开发区来说投资更小,对就业和人口的吸引力有限,而大学生毕业后更可能进入就读所在城市的市中心工作,因此会对郊区化产生负面影响。交通基础设施(*avroad*)的系数为正但不显著,这表明城市道路交通状况的改善也会引起城市郊区化,但与国外以小汽车普遍使用为标志而带来的居住郊区化不同,我国的城市居民交通出行大多为公共交通,而且城市交通拥堵状况普遍,道路交通设施的改善并没有根本改变居民的出行习惯,当然也不能带动居住郊区化。

^①如果某个气象站正好处于一个城市中,我们就直接以该气象站数据作为该城市的气候标准;而对于那些没有气象站的城市,我们参考Hanson(2005)的方法,用距离其最近的气象站的数据作为该城市的气候数据。

^②限于篇幅,表1并未汇报相应的*Hausman*检验结果以及控制变量的估计系数。表2和表3也做了同样的处理。

表 1 全样本的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RE	FE	RE	FE	IV-FE
<i>pfdi</i>	0.0009** (2.36)	0.0010** (2.48)	0.0010** (2.52)	0.0010*** (2.67)	0.0018*** (3.07)
<i>lnrpgdp</i>	-0.0348*** (-11.84)	-0.0300*** (-10.21)	-0.0143*** (-3.00)	-0.0133*** (-2.77)	-0.0129*** (-2.66)
<i>lnpop</i>	0.0004(0.03)	-0.0713*** (-4.66)	0.0232* (1.75)	-0.0440*** (-2.72)	-0.0433*** (-2.67)
<i>pserv</i>	0.0003** (1.96)	0.0003(1.58)	0.000** (2.18)	0.0003* (1.68)	0.0003(1.58)
<i>edu</i>	-0.2510*** (-3.41)	-0.1940*** (-2.69)	-0.0866(-1.10)	-0.0592(-0.76)	-0.0503(-0.59)
<i>avroad</i>	0.0002(0.72)	0.0001(0.44)	0.0006** (2.02)	0.0005(1.59)	0.0005(1.46)
<i>_cons</i>	0.9740*** (5.66)	1.3590*** (21.21)	—	1.0840*** (12.24)	1.0500*** (11.05)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 212	1 212	1 212	1 212	1 207
<i>R</i> ²	0.2337	0.2490	0.2794	0.2910	0.2862

注:括号中为该系数的 *t* 值,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。下同。

(二)分样本检验

长期以来,有大量的城市郊区化研究将目光聚焦在我国的东部地区,特别是东部地区的大城市,但改革开放已经 30 多年了,我国已经形成了全面开放的格局,随着东部地区产业加速向中西部转移,外资也随之转移。那么,地区差异是否会对城市郊区化产生影响呢? 本文进一步将所有城市划分为东部、中部和西部,并分别进行固定效应和工具变量法的固定效应回归(均控制了年份固定效应),同时进行了相应的 *Hausman* 检验。结果反映在表 2 中。

表 2 中,东部、中部和西部分项回归的 *Hausman* 检验结果均否定了解释变量存在内生性偏误的可能性,因此本文选择固定效应回归的结果。结果显示,东部地区外商直接投资的系数显著为正,而中西部地区外商直接投资的系数则不显著,其中,中部地区外商直接投资与城市郊区化之间呈负相关关系。出现这一情况的可能解释是:中部地区城市发展正处于加速集聚的阶段,地方政府接受东部地区和海外的产业转移,借助劳动力和土地资源优势大量引进制造业外资,就像 20 世纪 90 年代中国的沿海城市一样,这些外资一开始就进入城市中心,因此,外资进入并不会引起其城市郊区化,而是不断强化城市化的过程;中西部地区的结果并不显著,也可能与开发区的利用外资量有关,中西部地区开发区少,吸引外资能力弱,对城市郊区化的推动力有限。各区域实际人均 GDP(*rpgdp*)都与城市郊区化呈负相关,与全样本结果一致,但是东部和西部的结果显著。中西部地区人口规模(*pop*)的系数显著为负,与全样本结果一致,但东部地区人口规模的系数为正且不显著,这表明中西部地区城市人口规模提高会使郊区化程度降低,而东部地区城市人口规模增加反而会加速郊区化,可能的原因是:东部城市化水平相对中西部而言已经很高,人口规模的基数已经很大,城市负荷过重,因此人口规模的提高会加速城市郊区化。各区域第三产业从业人员比重(*pserv*)的回归结果都与全样本结果一致,但是中部和西部变得不显著,这可能是因为这些地区城市中第三产业在经济部门中的比重过低,城市发展还处于较低层次,影响不明显。各区域在校大学生数占比(*edu*)的影响也与全样本结果一致,系数为负且不显著。东部地区交通基础设施(*avroad*)的系数为正且显著,而中部和西部交通基础设施的系数为负但不显著,这表明由于经济差异的存在,改善交通基础设施在东部地区能够引起城市郊区化,但在中西部地区则会促进人口向城市中心集中。

表 2 分样本的检验结果

	东部		中部		西部	
	FE	IV-FE	FE	IV-FE	FE	IV-FE
<i>pfdi</i>	0.0022*** (5.09)	0.0032*** (5.39)	-0.0002(-0.12)	-0.0106** (-2.03)	0.0003(0.44)	0.0060(1.40)
<i>lnrpgdp</i>	-0.0020(-0.20)	0.0008(0.08)	-0.0180** (-2.20)	-0.0210** (-2.38)	-0.0036(-0.45)	0.0012(0.13)
<i>lnpop</i>	0.0337(1.52)	0.0389* (1.74)	-0.0657** (-2.12)	-0.0384(-1.09)	-0.1900*** (-4.04)	-0.2150*** (-4.06)
<i>pserv</i>	0.0006** (2.19)	0.0007*** (2.63)	0.0005(1.37)	0.0006(1.53)	0.0002(0.64)	-2.78e-05(-0.09)
<i>edu</i>	-0.1720(-1.42)	-0.2670* (-1.70)	-0.1450(-0.78)	-0.1950(-0.98)	-0.0156(-0.14)	0.0210(0.17)

续表2 分样本的检验结果

	东部		中部		西部	
	FE	IV-FE	FE	IV-FE	FE	IV-FE
<i>avroad</i>	0.0023*** (4.30)	0.0023*** (4.11)	-3.81e-05(-0.08)	-8.22e-05(-0.16)	-0.0011(-1.48)	-0.0017*(-1.87)
<i>_cons</i>	0.5510*** (3.20)	0.4930*** (2.82)	1.2080*** (7.50)	1.1140*** (6.01)	1.6340*** (7.41)	1.7000*** (6.79)
<i>N</i>	365	363	406	405	441	439
<i>R</i> ²	0.3450	0.3330	0.3010	0.2125	0.3560	0.2704

总体来看,外商直接投资对东部地区城市郊区化的影响要甚于中部和西部地区。另外,由于东部城市规模较大,分散的趋势较为明显,而中西部地区城市结构更为紧凑,可能还处于加速集聚的状态,因此回归结果中各个变量对三个区域的影响并不一致。

(三)稳健性检验

为保证估计结果可靠,本文还使用城市蔓延指数作为城市郊区化指数的代理指标进行稳健性检验。城市蔓延(*Urban Sprawl*)是 20 世纪中后期西方国家城市空间结构改变的典型现象,表现为城市空间的快速、低密度向外扩张,城市中心经济活动向城市外围扩散(Nechyba 和 Walsh,2004;Burchfield 等,2006),这些特征与城市郊区化存在许多共同点,因此可以作为城市郊区化指数的代理指标。需要指出的是,城市蔓延的主要原因是居民收入的增加、通勤成本的下降以及市中心环境的恶化,强调微观个体分散对城市空间结构改造的作用,而我国的城市郊区化更依赖于工业化,动力来源是地方政府对开发区建设的热衷,因此两者的回归结果可能存在一些差异。本文以城市蔓延指数作为被解释变量进行检验,回归结果如表 3 所示。表中列(3)是工具变量法的随机效应回归结果,*Hausman* 检验的结果否定了解释变量存在内生性偏误的可能性。因此最终采用随机效应回归的结果。

表 3 的回归结果显示,外商直接投资(*pfdi*)的系数仍然显著为正,且回归结果变化不大,这表明本文关于外商直接投资影响城市郊区化回归的结果是稳健的。我国的城市郊区化与国外的城市蔓延相比,在表现和成因上都有许多相似之处,因此回归结果也趋于一致。从表现来看,我国城市郊区化的主要推动力量是政府,部分城市以吸引外商直接投资为目的、以开发区建设为主要表现形式的城市空间扩张也存在一定程度的低密度蔓延特征,城市周边大片土地被征用,而厂房建设和居住用地分散,也呈现出一种“摊大饼”式的规划格局,这与国外以居住郊区化而自发形成的城市空间扩张结果相似;从成因来看,城市中心地价昂贵和居住环境不佳则成为中外城市中心居民向郊区迁移的共同原因。

人均实际 GDP

(*rpgdp*)和人口规模(*pop*)两个变量的系数与表 1 中结果的符号一致,这说明我国城市人均收入和人口规模的增加会在一定程度上抑制城市蔓延,但结果并不显著。与此相反的是,在国外的经典研究中,这两个因素却是城

表 3 以蔓延指数作为被解释变量的检验结果

	(1)	(2)	(3)
	FE	RE	IV-RE
<i>pfdi</i>	0.0013*** (3.93)	0.0012*** (3.68)	0.0017*** (3.46)
<i>lnrpgdp</i>	0.0009(0.23)	-0.0037(-0.95)	-0.0036(-0.93)
<i>lnpop</i>	-0.0336** (-2.46)	-0.0133(-1.45)	-0.0131(-1.43)
<i>pserv</i>	-0.0003** (-2.35)	-0.0002(-1.43)	-0.0002(-1.43)
<i>edu</i>	-0.2880*** (-4.39)	-0.3310*** (-5.15)	-0.3750*** (-5.39)
<i>avroad</i>	3.29e-06(0.01)	-1.89e-05(-0.07)	2.70e-05(0.10)
<i>_cons</i>	0.6300*** (8.46)		0.5220*** (4.75)
年份固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 222	1 212	1 212
<i>R</i> ²	0.3300	0.3272	0.3292

市蔓延的主导力量。这一差异的出现在一定程度上是由我国所处的经济发展阶段决定的。当前,我国正处于向中等收入国家转变发展的关键阶段,城市发展的向心力远大于离心力。在城市内部,高收入群体仍倾向于靠近城市中心居住(郑思齐等,2005),且我国城市发展依

然存在“大城市不够大、小城市过多”的情况(梁琦等,2013)。因此,随着城市人均收入的提高和人口规模的增加,我国城市反而会进一步集聚发展。在校大学生数占比(*edu*)的系数在1%水平上显著为负,这与表1中的结果一致,这说明在校大学生的增加同样不会导致城市蔓延。

总体来看,稳健性检验的结果与表1大体一致,部分差异的产生可能是由城市蔓延与城市郊区化的成因(内在机制)不同造成的,因此本文的回归结果是稳健的。

五、结论与启示

本文在总结国内外有关城市郊区化形成原因的基础上,构造我国的城市郊区化指数,并利用2003—2013年地级市市辖区层面的面板数据开展实证研究,采用工具变量法以消除可能存在的内生性偏误的影响。另外,本文对我国分地区的城市郊区化影响因素也做了进一步检验,最后的稳健性检验也验证了本文结果的可靠性。本文的实证结果表明:外商直接投资增加可能是引起我国城市郊区化的主要原因之一,而外商直接投资在我国区域分布的不均和进入时间的先后给各地城市发展带来的影响也呈现出区域性和阶段性的差异。

现阶段,我国的城市化与城市郊区化在同步推进。从另一个角度来看,城市郊区化其实是我国城市化进程中的一种特殊形式。因此,要推进我国的城市化进程,必须提倡城市发展适度的郊区化,充分利用外资在推动城市发展中的作用,同时要辩证地看待城市郊区化现象。对于东部地区城市而言,集聚经济仍然存在,城市发展的向心力仍然大于离心力,在继续大力引进外资的同时,要注意引进外资的质量并且扩大服务业利用外资的比重,充分发挥城市集聚经济的优势,推动城市中心和郊区产业合理置换,最大限度地提升土地资源的利用效率,进一步扩大城市规模和竞争力;对于中西部地区而言,现阶段城市发展的主旋律依然是加速要素和产业的集聚,实现规模经济,因此,要进一步积极引进外资,主动承接世界和国内的产业转移,发挥外资在推动城市化发展中的作用,但要注意在城市空间拓展时注重效率和土地资源的节约,适度地推进郊区化和城镇化。产业是城市发展的基础,城市是产业发展的载体,因此,要以“产城融合”作为城市规划的主要方向,避免盲目推进城市化带来的“鬼城”现象。

当然,本文的研究还存在一些值得进一步拓展的方向。首先,夜间灯光数据可以精细地刻画经济活动的空间分布格局,因此这一数据可以应用到城市内部空间结构、城市形态以及城市体系的相关研究。其次,在FDI对城市郊区化的影响中,本文只考虑了区域差异,而考察不同产业类型的外资对城市郊区化的影响也是一个重要的拓展方向;而且,对于FDI在城市郊区化影响中呈现出的区域差异性,也需要进一步探寻其原因。此外,如何结合城市经济学前沿理论和中国城市化发展的现实背景,分析交通基础设施、产业结构演变、地方政府行为、户籍制度和土地制度等因素对城市郊区化的影响机理和影响效应也是未来的重要拓展方向。

主要参考文献:

- [1]陈钊,陆铭.首位城市该多大?——国家规模、全球化和城市化的影响[J].学术月刊,2014,(5):5—16.
- [2]刘秉镰,郑立波.中国城市郊区化的特点及动力机制[J].理论学刊,2004,(10):68—70.
- [3]李和平,章征涛,王一波.新自由主义视角下的城市郊区化[J].城市发展研究,2012,(7):17—21.
- [4]刘修岩.空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验[J].世界经济,2014,(1):55—80.

- [5]陆铭,张航,梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J]. 中国社会科学,2015,(5):59—83.
- [6]梁琦,陈强远,王如玉. 户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化[J]. 中国社会科学,2013,(12):36—59.
- [7]毛其智,龙瀛,吴康. 中国人口密度时空演变与城镇化空间格局初探——从 2000 年到 2010 年[J]. 城市规划,2015,(2):38—43.
- [8]石忆邵. 郊区化研究中若干问题新探[J]. 现代城市研究,2011,(12):85—91.
- [9]宋金平,王恩儒,张文新,等. 北京住宅郊区化与就业空间错位[J]. 地理学报,2007,(4):387—396.
- [10]吴国兵,刘均宇. 中外城市郊区化的比较[J]. 城市规划,2000,(8):36—39.
- [11]王家庭,赵丽. 快速城市化时期我国城市蔓延的动力[J]. 财经科学,2013,(5):67—76.
- [12]徐康宁,陈丰龙,刘修岩. 中国经济增长的真实性:基于全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究,2015,(9):17—29.
- [13]张晓平,刘卫东. 开发区与我国城市空间结构演进及其动力机制[J]. 地理科学,2003,(2):142—149.
- [14]郑思齐,符育明,刘洪玉. 城市居民对居住区位的偏好及其区位选择的实证研究[J]. 经济地理,2005,(2):194—198.
- [15]周一星,孟延春. 中国大城市的郊区化趋势[J]. 城市规划汇刊,1998,(3):22—27.
- [16]朱彤,刘斌,李磊. 外资进入对城镇居民收入的影响及差异——基于中国城镇家庭住户收入调查数据(CHIP)的经验研究[J],南开经济研究,2012,(2):33—54.
- [17]Baum-Snow N. Did highways cause suburbanization? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(2): 775—805.
- [18]Baum-Snow N, Brandt L, Henderson J V, et al. Roads, railroads and decentralization of Chinese cities [R]. IGC Working Paper No.C—3013—CHN—1, 2012.
- [19]Brueckner J K, Fansler D A. The economics of urban sprawl: Theory and evidence on the spatial sizes of cities[J]. The Review of Economics and Statistics, 1983, 65(3): 479—482.
- [20]Burchfield M, Overman H G, Puga D, et al. Causes of sprawl: A portrait from space[J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2): 587—633.
- [21]Deng X, Huang J, Rozelle S, et al. Growth, population and industrialization, and urban land expansion of China[J]. Journal of Urban Economics, 2008, 63(1): 96—115.
- [22]Desmet K, Rossi-Hansberg E. Urban accounting and welfare[J]. American Economic Review, 2013, 103(6): 2296—2327.
- [23]Duranton G, Puga D. Nursery cities: Urban diversity, process innovation, and the life cycle of products [J]. American Economic Review, 2001, 91(5): 1454—1477.
- [24]Fallah B N, Partidge M D, Olfert M R. Urban sprawl and productivity: Evidence from US metropolitan areas[J]. Papers in Regional Science, 2011, 90(3): 451—472.
- [25]Glaeser E L, Kahn M E. Sprawl and urban growth[J]. Social Science Electronic Publishing, 2003, 4: 2481—2527.
- [26]Hanson G H. Market potential, increasing returns and geographic concentration[J]. Journal of International Economics, 2005, 67(1): 1—24.
- [27]Henderson J V, Storeygard A, Well D N. Measuring economic growth from outer space[J]. American Economic Review, 2012, 102(2): 994—1028.
- [28]Kirby A, Modarres A. The suburban question: An introduction[J]. Cities, 2010, 27(2): 65—67.
- [29]Mieszkowski P, Mills E S. The causes of metropolitan suburbanization[J]. Journal of Economic Perspectives, 1993, 7(3): 135—147.
- [30]Mills E S, Price R. Metropolitan suburbanization and central city problems[J]. Journal of Urban Economics, 1984, 15(84): 1—17.
- [31]Nechyba T J, Walsh R P. Urban sprawl[J]. Journal of Economic Perspectives, 2004, 18(4): 177—200.

- [32]Oueslati W, Alvanides S, Garrod G. Determinants of urban sprawl in European cities[J]. Urban Studies, 2015, 52(9): 1594—1614.
- [33]Ramcharan R. Why an economic core: Domestic transport costs[J], Journal of Economic Geography, 2009, 9(4): 559—581.
- [34]Yi K, Tani H, Li Q, et al. Mapping and evaluating the urbanization process in northeast China using DMSP/OLS nighttime light data[J]. Sensors, 2014, 14(2):3207—3226.

Does FDI Promote the Suburbanization of Chinese Cities? Empirical Evidence from the DMSP/OLS Satellite Night Light Data

Liu Xiuyan, Ai Gang

(School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 210096, China)

Abstract: Suburbanization is an inevitable phenomenon during urbanization process at home and abroad. More and more attention is also paid to suburbanization issue in China as urbanization carries on. Unfortunately, the role of FDI as an important driving force of urban renewal and new district development in configuration shape of urban space has been neglected by current literature. Based on the theoretical hypothesis of mono-centric city, this paper incorporates FDI into the analytical framework of suburbanization, constructs the suburbanization and sprawl indexes at municipal area level through global night light data, Landscan population distribution data & the vector data of administrative areas in China, and uses the panel data of municipal areas at prefecture level or above from 2003 to 2013 to test the effect of FDI on suburbanization. It arrives at the conclusions as follows: firstly, FDI is a key factor promoting suburbanization in China, and the level of suburbanization would increase by 0.1% respectively when the ratio of FDI to GDP improves by 1%; secondly, the promotion role of FDI in suburbanization varies with regions due to the unbalanced regional distribution of FDI; the introduction of foreign investments significantly stimulates the suburbanization development of East China, but does not have obvious effects on the suburbanization of West China and Central China. So local governments should pay additional attention to possible urban low-density sprawl resulting from FDI, and also views their own city development strategies.

Key words: foreign direct investment; suburbanization; regional disparity; night light data

(责任编辑 景 行)