

官员特征、经济禀赋与经济发展 ——基于卫星灯光数据的研究

卢盛峰, 王翀洋

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

摘要: 地方领导人对于城市经济发展能够有多大的作用? 文章整理了2000-2010年中国地市级市委书记的教育背景、任职履历数据库, 并使用校准后的DMSP/OLS中国城市夜间灯光数据度量经济发展绩效, 研究了官员特征、地区经济禀赋对地区经济增长的贡献度。研究发现, 在控制其他变量后, 地区初始经济禀赋是影响城市夜间灯光总强度的最重要因素, 并解释了29%的城市经济发展水平; 而官员个体特征对城市经济发展的贡献度在13%左右, 其中官员晋升激励大致贡献2%。上述结论在一系列稳健性检验中保持稳定, 但是如果考虑到上级政府可能根据城市禀赋来选任官员, 市委书记的个体特征贡献可能更低。这一研究对于理解中国经济增长源泉及理清地方政府官员对城市发展的作用具有实践意义; 同时由于经济禀赋依然是导致经济发展差异的最重要的因素, 因此, 在促进经济均衡发展的政策设计中需要重视平衡性转移支付政策。

关键词: 官员特征; 经济禀赋; 经济增长; 卫星灯光数据

中图分类号: F062.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2016)05-0053-13

一、引言与文献综述

中国自改革开放以来经历了持续的高速增长, 并从闭塞落后的国家一跃成为世界第二大经济体, 创造了举世瞩目的经济奇迹。而在中国的经济发展中, 地方官员通常被认为在经济发展中扮演着重要角色, 他们在推动经济体制改革、招商引资、发展民营经济、改善地方基础设施、促进区域经济合作等方面都发挥了重要作用(周黎安, 2007)。那么, 地方领导人对于城市经济发展究竟发挥了多大的作用? 对这一问题的定量研究对于理解中国经济增长源泉及理清地方政府官员对城市发展的作用具有实践意义。

事实上, 领导人在经济发展中的作用很早就引起了学者的广泛关注。Jones和Olken (2005)基于全球130个经济体1945-2000年间国家领导人在位或死亡的数据, 研究发现国家领导人对经济增长的影响具有显著性, 在专制的国家尤为显著。Easterly和Pennings (2014)利用50年间112个国家的领导人和经济增长数据, 采用分解法研究发现, 即使在专制国家, 领导人对经济增长的影响也只有微小的差异, 专制国家的经济增长, 只有小部分差异可以由领导才能的不同来解释。国内研究方面, 探究地方官员与经济增长的文献主要从以下两个方面展开: 一是官员

收稿日期: 2016-05-16

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71503187、71503270); 武汉大学人文社会科学青年学者学术发展计划; 中央高校基本科研业务费专项资金。

作者简介: 卢盛峰(1985-), 男, 湖北大冶人, 武汉大学经济与管理学院副教授;
王翀洋(1996-), 女, 安徽六安人, 武汉大学经济与管理学院本科生。

任职经历对地区经济增长的影响。王贤彬和徐现祥(2008)从官员的来源、去向角度研究官员对经济增长的作用,发现不同类型的省长省委书记,其经济增长绩效显著不同。杨海生等(2010)则结合官员自身禀赋和辖区资源禀赋分析交流官员对经济增长的作用,指出官员对其管辖地区经济增长的影响既受到交流官员自身禀赋因素的影响,同时也受到当地资源禀赋的显著约束。张平等(2012)对1985—2007年中央官员的来源按籍贯与工作经历进行了划分,发现中央官员对其籍贯来源省区的经济增长有显著的促进作用,并且这一促进作用主要是通过提高其籍贯来源地的投资率来实现的,而对其曾工作过的省区经济增长的影响则并不显著。姚洋和张牧扬(2015)利用1994—2010年中国市级官员的数据,发现官员不同层次的能力促进辖区经济增长具有显著差异。此外,杨海生等(2014)研究指出,由官员变更而产生的政策不确定性预期对经济增长的负面影响更为突出,官员变更对经济增长的财政影响总体上要强于其信贷影响,但财政政策渠道传导的主要是官员短视性政策行为对经济增长的负面影响,而信贷政策渠道传导的则主要是官员变更引发的政策不确定性预期。二是研究中国式分权下官员发展经济的内在激励和动机。周黎安(2004, 2007)建立了地方官员的晋升锦标赛模型,并指出中国利用人事权激励地方官员促进地方经济发展,从而晋升激励成为地方官员致力于辖区经济发展的重要驱动力。Li和Zhou(2005)也发现省级官员的晋升概率随其经济绩效的提高而提高,而其离岗的可能性也随其经济绩效的下降而提高。徐现祥和王贤彬(2010)进一步指出,在一个政治上集权、经济上分权的经济体中,地方官员间开展经济增长竞争不仅会出现竞争效应还会出现极化效应,即理性的地方官员在增长竞争中将采取不同的经济增长行为。而罗党论等(2015)利用1999—2009年的335个地级市的数据进行研究,表明官员在任期内的相对经济增速与其晋升显著正相关,而前任官员的经济绩效被视为当期官员的“标杆”。

与此同时,地区初始经济禀赋也被认为对城市经济发展具有长期影响。国外研究大多关注了历史经济制度对当前经济发展的作用,Sokoloff和Engerman(2000)的研究就指出早期各新大陆国家不平等程度的差异被保留并体现在经济制度中,通过经济制度的演进来影响各国的经济发展,从而美洲国家经济发展水平差异巨大。后续的一些研究也基本上得出类似结论,Banerjee和Iyer(2005)基于印度的数据分析发现,殖民统治历史上保留下来的土地所有制对印度当前经济表现产生了长期的影响;同时Dell(2010)发现秘鲁和玻利维亚历史上强迫劳工制度对当前居民经济状况及经济制度产生了长期影响。此外,历史上的殖民制度和黑奴贸易被发现对当前经济具有重要影响。Acemoglu等(2001, 2002)从欧洲国家的殖民统治来解释曾经被殖民国家当前制度的形成,以及它们对长期经济发展的重要性;Nunn(2008)研究发现非洲国家的奴隶输出数量和其现在的经济表现呈显著的负相关关系,验证了非洲历史上的奴隶贸易显著降低了当前经济发展状况。在国内研究方面,武剑(2002)从外商直接投资差异的角度探究了地区经济差异长期存在的原因,结果表明投资效率的显著差别是造成区域经济差距长期存在的主要因素。刘瑞明(2011)从城市历史中所有制结构禀赋角度考察了历史因素对地区增长轨迹的影响,发现在向市场化转型过程中,地区的所有制结构禀赋可能令初始国有比重较高的地区陷入历史锁定效应,而令初始国有比重较低的地区快速发展,出现极化效应并导致地区差距的不断扩大。利用中国各省1985—2008年的数据进行经验研究后发现,初始国有的比重越高,则后续年份的平均增长率越低,国有比重的下降显著地促进了地区经济的增长。

本文收集和整理了2000—2010年中国地市一级市委书记教育背景、任职履历数据库,并使用校准后的DMSP/OLS中国城市夜间灯光数据度量经济发展绩效,研究了官员个体特征、地区经济禀赋对地区经济增长的影响,并测度了其贡献度。我们的研究发现,在控制其他变量之后,

地区初始经济禀赋是影响城市夜间灯光总强度的最重要因素,并解释了29%的城市经济发展水平;而官员个体特征对城市经济发展贡献度在13%左右,其中官员晋升激励大致贡献2%。进一步分析发现上级政府可能根据城市禀赋来选任官员,这意味着市委书记个体特征对经济增长的贡献可能更低。

相对于既有研究,本文的主要工作为以下三个方面:(1)基于美国国防气象卫星搭载的业务型线扫描传感器(DMSP/OLS)获取的夜间灯光影像数据来度量城市发展状况,解决度量误差问题。传统以GDP为代表的经济变量存在度量误差,具体表现为统计偏误及地区间不可比问题。(2)国内首次识别了地方官员特征、经济禀赋在城市经济发展中的贡献度。(3)丰富和完善了相关研究,并提供了城市一级的经验证据。文章的后续结构安排如下:第二部分为模型设定与指标选取,接下来是实证结果分析,最后是文章的结论与政策性建议。

二、模型设定与指标选取

(一) 研究设计

通常来说,地方资源禀赋对地方经济有所影响是毋庸置疑的,同时有研究显示,地方官员也是促进地方经济增长的重要动力。本文中,我们将通过计量模型来估计和测度资源禀赋、官员特征对城市经济绩效的影响和贡献。具体设定如下:

$$Perfor_{it} = \alpha + \beta_1 Res_{it} + \beta_2 Leader_{it} + \pi\theta_k + \varphi_i + \lambda_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, $Perfor_{it}$ 是城市 i 在第 t 年的经济表现; Res_{it} 代表城市 i 的资源禀赋,这里着重考察经济资源禀赋; $Leader_{it}$ 度量官员可观测特征,具体包括官员年龄、官员任期、官员任职经历等,而 θ_k 为官员不可观测特征禀赋及城市层面经济特征变量。式(1)中的 φ_i 和 λ_t 分别为城市层面和年份上的固定效应; μ_{it} 为随机误差项。模型中各指标设定进一步说明如下:

1. 城市经济绩效。近些年来,地区灯光强度被作为度量地区经济发展的有效指标(Henderson等, 2012; Hodler和Raschky, 2014; 徐康宁等, 2015; 范子英等, 2016)。本文基于美国国防气象卫星搭载的业务型线扫描传感器(DMSP/OLS)获取的夜间灯光影像,提取2000–2012年中国城市灯光总强度数据,并基于此来度量城市发展状况。但是长时间序列的DMSP/OLS夜间灯光影像数据集在校正过程中需要解决两个难题:第一,原始影像数据集中的影像是非连续性的;第二,影像中表征灯光强度的像元亮度值存在饱和现象。针对这些问题,我们基于一种不变目标区域法的影像校正方法,对提取出来的每一期区域夜间灯光影像进行校正,该方法被广泛用于长时间序列夜间灯光影像数据集的校正处理(Wu等, 2013; 曹子阳等, 2015)。影像数据校正的具体思路如下:

(1)相互校正和饱和校正。在确定待校正影像和参考影像后,提取每一期影像的每一像元DN值并列入同一灰度矩阵,分别使用33期的待校正影像与参考影像进行指数、线性、对数、二次多项以及幂数5种形式的回归分析。结果显示幂数方程拟合的相关性最好。因此,选择幂数方程校正模型:

$$DN_{cal} = a \times DN^b \quad (2)$$

其中, DN 表示待校正影像中的像元DN值, DN_{cal} 表示校正后的像元DN值。 a 和 b 为幂数回归得到的不同参数。据此实现对中国区域的每一期影像进行相互校正。经过相互校正后的长时间序列DMSP/OLS夜间灯光影像数据集中的影像之间具有可比性,同时每一期影像都削弱了像元DN值饱和的程度。

(2)影像间的连续性校正。为了充分利用多个传感器独立获取的相同年度夜间灯光影像,同时解决经相互校正的影像数据集中影像之间的不连续问题,我们按照式(3)对相互校正后的影像数据集进行不同传感器获取的相同年度影像间校正。

$$DN_{(n,i)} = \begin{cases} 0 & DN_{(n,i)}^a = 0 \text{ 且 } DN_{(n,i)}^b = 0 \\ (DN_{(n,i)}^a + DN_{(n,i)}^b)/2 & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

(n = 1997, 1998, \dots, 2007)

其中, $DN_{(n,i)}^a$ 、 $DN_{(n,i)}^b$ 分别表示第n年相互校正后的2个不同传感器获取的夜间灯光影像中的i像元DN值; $DN_{(n,i)}$ 表示校正后的第n年影像中i像元的DN值。

此外,由于后一年影像中相同位置的像元依然应保持为亮值像元,而前一年夜间灯光影像中的亮值像元的DN值应不大于后一年影像中相同位置的亮值像元DN值。因此进一步依据以下思路进行校正:

$$DN_{(n,i)} = \begin{cases} 0 & DN_{(n+1,i)} = 0 \\ DN_{(n-1,i)} & DN_{(n+1,i)} > 0 \text{ 且 } DN_{(n-1,i)} > DN_{(n,i)} \\ DN_{(n,i)} & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

(n = 1997, 1998, \dots, 2012)

其中, $DN_{(n-1,i)}$ 、 $DN_{(n,i)}$ 、 $DN_{(n+1,i)}$ 分别表示第n-1年、第n年和第n+1年经相互校正和多传感器获取的同一年度影像之间的校正后的夜间灯光影像的i像元DN值。进一步通过城市中影像的亮值像元DN值加总得到当年城市灯光总强度:

$$TDN = \sum_i DN_i \times C_i \quad (5)$$

其中, DN_i 表示影像中的i像元的DN值; C_i 表示影像中i像元的数量。经过上述分步骤进行校正后,我们也对1992-2012年间夜间灯光影像校正思路的合理性进行了验证。校正前后中国夜间灯光影像与GDP和电力消耗值的回归分析评价显示,校正后的影像能够更客观、更合理地反映区域经济发展差异。



图1 1997年校正后中国灯光影像图



图2 2012年校正后中国灯光影像图

由图1和图2(篇幅所限,图中未标示出中国南海附属岛屿)可知,经过校对处理后中国灯光影像数据在时间上表现出较强的连续性;同时1997-2012年间中国地区灯光强度有显著提升,在城市平均值上增长了80%,而城市之间的灯光强度的相对差异略有缩小,变异系数由0.957下降到0.792。

2. 经济禀赋。城市经济禀赋基础对当前城市发展具有重要影响,我们重点考察经济发展起点、人口规模两大因素。其中,前者通过基期的人均GDP水平来刻画,并通过与年份交互项来识

别经济资源优势的长期影响;后者使用相对外生的当年城市总人口来反映总活动人口规模及社会劳动力最大潜力。此外,我们也控制了地区产业结构、全社会固定资产投资占比、消费品零售总额比重以及政府财政政策情况等城市经济变量。

3. 官员特征。地方领导人对中国地方经济增长具有重要影响,而作为城市“一把手”的市委书记的角色尤为关键(陈硕, 2015; Yao和Zhang, 2015)。本文具体关注了地级城市市委书记晋升激励特征及受教育程度、任职经历等因素。由于官员年龄、任职长度等直接影响官员发展经济的动力,这里主要通过这两方面度量晋升激励特征。在官员其他特征因素方面包括官员年龄、受教育程度、是否具有工程师或经济师等专业技能,以及是否具有入伍、团委任职经历、政府秘书长或主任任职经历、省级政府任职经历等。与此同时,官员籍贯所在地对其初期人力资本积累及能力发展具有重要影响,据此根据籍贯地捕捉官员其他不可观测性特征禀赋。

此外,我们通过城市固定效应和年度效应来控制其他不可观测因素的影响,同时所有金额类指标均采用省级GDP平减指数进行物价消胀处理。

(二) 数据来源

文章数据来源于2000–2010年中国地市一级城市分析数据,主要通过匹配当年城市市委书记官员信息、城市灯光影像数据以及城市经济社会数据来实现。地区宏观经济统计指标来源于历年《中国城市统计年鉴》,少数缺失数据通过地方年鉴补充。

城市灯光强度原始数据来源于美国国防气象卫星搭载的业务型线扫描传感器(DMSP/OLS)获取的夜间灯光影像。该数据集包括由多个DMSP卫星传感器获取的1992–2012年共33期影像,其中存在由不同的传感器获取的同一年度的影像;同时不同传感器获取的同一年度的影像之间也存在差异,主要表现为影像中的亮值像元的DN值总和不相等,以及影像间相同位置的亮值像元的DN值不同。此外,本文所选用的DMSP/OLS夜间灯光影像都是一幅全年合成的覆盖全球的灯光影像,因此主要应用不变目标区域法根据现有灯光影像之间相互校正和使用。

城市市委书记数据库涵盖全国27个省(及自治区)333个地级市(及副省级城市、自治州和地区)2000–2010年989位党委书记的个人信息。数据类型为市—年平衡面板,3663个市—年—党委书记观察值(缺失642个观察值信息,实有3021个观察值)。其收集思路为:(1)查阅各省(及自治区)年鉴整理

表1 主要变量统计性描述

变量	变量定义	均值	标准差	样本数
sum	城市灯光总强度	58267.94	57537.28	3663
population	当年城市人口	378.4399	234.0788	3461
inigdppc98	1998年城市人均GDP	4226.218	4177.129	3342
sethirdind	城市第二三产业产值占比(%)	82.3764	10.3883	3109
investment	城市固定资产投资占生产总值比重	0.4559	0.2392	3109
consumption	城市消费品零售总额占生产总值比重	0.3443	0.1513	3109
fiscalexpend	城市财政总支出占生产总值比重	0.2809	0.7703	3108
subprovcity	是否副省级城市	0.0959	0.2945	3430
ctenure_sj2	官员任本职年限	2.4871	1.5112	3445
year_work2	官员参加工作年龄	31.8601	4.7144	3253
age	官员年龄	52.0791	22.2747	3376
gender	官员性别	0.9767	0.1508	3350
race	官员是否汉族	0.9215	0.2690	3299
education_high	官员是否有本科以上学历水平	0.6202	0.4854	3352
economicman	是否是经济师	0.0623	0.2419	3206
engineer	是否是工程师	0.0508	0.2196	3209
army	是否入伍	0.0860	0.2803	3269
experience_cyl	是否有团委经历	0.2352	0.4242	3244
experience_secretary	是否有秘书长、办公室主任经历	0.5218	0.4996	3256
preprov	是否有省级部门任职经历	0.3058	0.4608	3430

出2000—2010年间各地市级行政区划党委书记名单；(2)通过人民网、新华网、各地方政府网站及百度百科查询各党委书记简历；(3)对简历进行电子化整理获得现有数据库；(4)当某市某年有超过1位党委书记任职时，我们以最后上任书记信息为准。数据资料涵盖了市委书记年龄、民族、性别、上任时间、任期、学历、是否是经济师或者工程师、是否有入伍经历、团委经历和秘书长等经历，以及官员前一任职职务、后一任职职务等官员流动信息。

表1中汇报了主要变量的统计性描述结果。总体来看，期初各地人均生产总值差距大，意味着各地的基期经济资源禀赋差距较大。地方官员平均年龄为52.08岁，小于中央规定的55岁法定退休年龄；官员平均任期为4.04年，没有做满5年，说明市委书记的变动比较频繁。在各地市委书记中，其中23.52%的市委书记有团委任职经历，52.18%的市委书记有秘书长、办公室主任、助理任职的经历，而不到10%的地市一把手曾经有入伍经历。在受教育程度、专业技能方面，市委书记中有超过60%的官员获得了研究生教育水平，而仅有5%—6%的官员具有工程师或经济师等专业技能。

三、实证结果分析

本部分将在初步统计性对比分析基础上，具体检验城市经济禀赋、官员特征对地区经济发展的影响，并进一步测算各因素在经济增长中的贡献度^①。

(一) 初步统计性检验

在实证分析之前，我们分别从地区经济资源禀赋、官员个人特征两方面检验了各因素在城市灯光总强度上的影响。首先在城市经济禀赋方面，分别对比检验了副省级城市、期初人均生产总值以及城市人口规模的影响。表2中前三行T检验结果显示，副省级城市的夜间灯光强度显著高于非副省级城市；同时期初城市经济基础更好会显著带来当前更高的城市发展水平，同样城市人口规模对城市灯光强度也具有显著的正向促进作用。

在官员特征方面，我们首先初步对比了官员任职年限及年龄的影响，不难看出，任职超过平均年限及年龄更大的官员在城市经济绩效上表现更好，这表明官员的工作经验相对于上任初期的“干劲”更加有效。值得关注的是，官员的受教育水平似乎在城市发展表现上影响效应不

表2 城市经济禀赋、官员特征与经济发展差异

变 量	城市均值 (dum=1)	城市均值 (dum=0)	差异显著性检验
是否是副省级城市	134158.8	52517.71	81641.11***
期初城市人均生产总值是否超过平均水平	86022.51	49541.26	36481.25***
城市人口是否超过平均人口规模	77728.17	41943.62	35784.55***
官员是否超过平均任职年限长度	64103.04	57943.73	6159.311***
官员是否超过55岁	80064.59	57484.14	22580.45***
官员是否获得本科以上学历	61568.11	61260.69	307.4233
官员是否有共青团任职经历	74094.04	58253.79	15840.25***
官员是否有秘书长、办公室主任任职经历	64521.54	59045.89	5475.645***
官员是否有省级部门任职经历	64882.13	58351.25	6530.875***

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

^①具体而言，我们根据各指标估计系数同其均值乘积在灯光总亮度均值中所占比重的方式来度量该类变量对城市经济总绩效的解释程度。这一思路实质上度量的是，在平均意义上来看，城市经济发展绩效中多大一部分能够用某一个或特定多个指标变量来解释，并被广泛运用于指标贡献度的定量测度分析中。

显著。此外,在地市市委书记任职经历上,初步的统计性对比分析也显示,官员具有团委经历、秘书长经历以及省级部门任职经历似乎都显著推动了城市的发展。

(二) 官员特征、经济禀赋与地区发展: 影响效应及经济贡献测度

在统计性分析基础上,我们进一步更严格地通过回归分析定量测度各因素对城市经济增长的影响效应,并基于此来测度经济禀赋、官员个人特征对地区城市灯光总强度的贡献比重。这一定量测度将对解释中国地区经济增长之谜具有重要意义。

首先,我们关注城市经济禀赋对地区经济增长的作用,具体而言,关注人口规模和期初经济基础的长期影响。表3的方程(1)中汇报了在控制城市效应和年份效应基础上的估计结果,不难发现人口规模作为城市劳动力资源的衡量指标,显著促进了城市灯光总强度的增加;在基期经济基础优势方面,城市1998年初始人均生产总值同时间趋势交互项的估计系数同样显著为正,表明地区的初始经济资源禀赋越好,越有利于该地区的长期经济增长。在估计系数基础上,我们度量出这两类城市经济禀赋对城市夜间灯光总强度的贡献比例约为30.46%,表明有三

表3 官员特征、经济禀赋与地区发展: 经济贡献测度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
population	36.9736 ^{***} (9.6872)	36.3855 ^{***} (9.6019)	35.8854 ^{***} (9.3247)	34.9549 ^{***} (5.3565)	29.9381 ^{***} (5.2774)	29.8209 ^{***} (5.2656)
inigdppc98 [*] t	0.1480 [*] (0.0831)	0.3090 ^{**} (0.1453)	0.3176 ^{**} (0.1556)	0.3331 ^{***} (0.0522)	0.3473 ^{***} (0.0515)	0.3501 ^{***} (0.0514)
inigdppc98 [*] t2	—	-0.0134 ^{**} (0.0054)	-0.0142 ^{**} (0.0062)	-0.0154 ^{***} (0.0042)	-0.0164 ^{***} (0.0041)	-0.0167 ^{***} (0.0041)
ctenure_sj2	—	—	566.925 ^{***} (163.9898)	625.5114 ^{***} (126.1187)	675.1585 ^{***} (124.748)	675.4043 ^{***} (124.1586)
age	—	—	-9.3194 ^{***} (3.5573)	-10.1452 (7.4993)	-10.8261 (7.4004)	-10.2489 (7.3546)
education_high	—	—	—	273.4004 (447.9978)	-135.3563 (451.3299)	—
economicman	—	—	—	2021.65 ^{**} (878.9534)	698.2298 (890.8725)	—
engineer	—	—	—	-2088.833 ^{**} (990.7873)	-2200.917 ^{**} (981.8554)	-2213.394 ^{**} (978.5273)
army	—	—	—	-1330.506 [*] (715.6477)	-1498.888 ^{**} (716.4607)	-1463.204 ^{**} (713.5948)
experience_cyl	—	—	—	-762.9305 (512.6407)	-411.4137 (521.3513)	—
experience_secretary	—	—	—	-623.9157 (418.5039)	-645.2005 (419.9342)	-566.0412 (415.8329)
preprov	—	—	—	-765.9733 [*] (475.5809)	-824.0275 [*] (478.4491)	-843.7961 [*] (475.417)
_cons	35635.82 ^{***} (3920.302)	35226.23 ^{***} (3990.20)	35260.59 ^{***} (3944.488)	36398.74 ^{***} (2137.257)	30641.29 ^{***} (6013.282)	30473.09 ^{***} (6000.928)
城市效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
官员籍贯	否	否	否	否	是	是
R ² _within	0.5035	0.5054	0.5095	0.5102	0.5466	0.5459
样本量	3342	3342	3272	3042	3041	3049
经济禀赋贡献	30.46%	32.61%	32.41%	32.08%	29.09%	29.05%
官员贡献	—	—	—	—	13.35%	13.77%
晋升激励	—	—	1.59%	1.76%	1.91%	1.97%

注: 括号中汇报的是稳健标准误, *、**和*** 分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下同。

成左右的城市发展能够通过经济禀赋优势来解释。需要进一步指出的是,城市初始经济优势也可能通过“负向激励”抑制城市发展,换言之,其对经济增长也可能并非单纯的线性关系。在方程(2)中,我们进一步引入了初始经济优势同年份平方的交互项用于刻画这种非线性关系。方程估计结果也验证了我们的猜测,在人口规模指标依然显著的同时,初始经济优势水平项和平方项的估计系数均显著通过检验。在此基础上,我们同样计算了经济禀赋对城市夜间灯光影像强度的解释度,新估计方程下平均贡献度为32.61%,同样表明三成左右的经济增长能够通过经济禀赋优势解释。

其次,我们进一步在方程中引入与晋升激励相关的官员特征,考察官员年龄及任职年限对城市增长的影响。在我国财政分权体制和现行的人事制度下,地方官员之间为了晋升会展开竞争,从而地方官员会为本地区经济发展而努力。我们用本届书记任职时间长度以及官员年龄来作为衡量晋升激励的指示变量,通常认为随着地方官员任职年份增加,地方官员会越有晋升的激励,同时地方官员对本地区的经济、社会事务发展情况也就越了解,能更有效地推出促进经济发展的“对策”;而与此相反,地方主政官员的年龄越大,则进一步向上晋升的激励就越弱,从而发展经济的动力随之降低。表3的方程(3)在引入官员任职年限及年龄后的结果显示,任职年限越长,官员具有越强的动机和能力来发展经济,而随着年龄的增长,晋升激励效应呈减弱趋势。通过计算两类因素对城市夜间灯光亮度的贡献作用,可以看出经济资源禀赋的贡献度依然为32%左右,而官员晋升激励因素的综合贡献约为1.59%。在方程(4)中,我们进一步引入官员的专业技能、任职经历等个体特征,结果显示官员的经济师技能对城市经济发展具有正向作用,而市委书记的诸如工程师技能及团委经历、秘书长经历、入伍以及省级任职经历均未显著推动城市经济发展。同时根据城市夜间灯光总强度解释度测算结果也几乎完全一致,即:城市经济资源禀赋的贡献度为32%左右,而官员晋升激励因素解释度为1.76%。

最后,考虑到其他不可观测性禀赋也会影响官员能力的形成,我们进一步在方程中放入官员籍贯所在地来捕捉其成长阶段中环境因素对市委书记能力的影响,以便更加全面地度量官员特征。方程(5)中呈现了进一步放入官员籍贯特征后的参数估计结果,结果显示各变量的影响效应基本保持一致。同时在城市增长的贡献度方面,地区经济禀赋贡献度依然超过29%,而整个官员个体特征可以解释城市夜间灯光总强度的13%左右,其中官员特征中的晋升激励因素贡献度大致为2%左右。在方程(6)中,我们剔除了方程(5)官员特征中影响微弱的指标后对参数进行了重新估计,同时也测度了几类因素的经济增长贡献度,贡献度的度量结果几乎与方程(5)中完全一致。

据此我们可以大致对中国城市经济发展的驱动力做出解释,在控制年份效应和地区效应之后,地区初始经济禀赋是影响城市夜间灯光总强度的最重要因素,并解释了29%城市经济发展水平;而官员个体特征整体上对城市经济发展的贡献度在13%左右,其中官员晋升激励贡献度大致为2%。研究结论表明,初始经济禀赋依然是影响城市经济发展绩效的最重要因素,而官员个人因素的作用相对有限。

(三) 异质性分析: 影响贡献的再检验

在基础分析之后,我们进一步根据经济禀赋、官员特征进行分组检验,并对经济禀赋的贡献进行再度量。我们基于该城市经济表征是否超过基期经济发展禀赋均值、当年人口规模均值以及当年官员任期均值,分别划分为高组别和低组别,并据此对比分析。

表4呈现了分组对比分析估计结果。结果显示,各变量估计符号和基准回归几乎完全一致,这里不再赘述。但是值得一提的是,城市经济禀赋在灯光总强度的贡献度在不同组别中具有异

表4 官员特征、经济禀赋与地区发展: 异质性分析

变 量	初始经济发展禀赋		当年人口禀赋状况		当年官员任职年限	
	(1)高组别	(2)低组别	(3)高组别	(4)低组别	(5)高组别	(6)低组别
population	37.8526 ^{***} (13.3304)	25.8773 ^{***} (4.4529)	55.4227 ^{***} (17.1478)	11.6929 (9.9105)	32.5494 ^{***} (8.3943)	14.3189 ^{**} (6.2649)
inigdppc98 t	0.1899 ^{**} (0.0947)	0.3962 ^{**} (0.2037)	0.6088 ^{***} (0.1096)	0.1133 ^{***} (0.0406)	0.2236 ^{***} (0.0823)	0.3369 ^{***} (0.0894)
inigdppc98 t2	-0.0114 (0.0076)	0.0057 (0.0164)	-0.0420 ^{***} (0.0089)	-0.0062 ^{**} (0.0032)	0.0030 (0.0075)	-0.0194 ^{***} (0.0064)
ctenure_sj2	1454.54 ^{***} (307.875)	222.225 ^{**} (107.608)	864.4415 ^{***} (192.0816)	229.6365 ^{**} (121.164)	1070.507 ^{***} (314.4964)	88.9923 (328.6761)
age	-280.9601 ^{**} (146.492)	-5.1040 (5.1864)	-4.7818 (7.5853)	33.6852 (53.8301)	-454.5079 ^{***} (98.9819)	-5.3736 (6.4735)
engineer	-5330.118 ^{**} (2465.63)	-2261.98 ^{***} (840.552)	-3986.29 ^{***} (1410.67)	-360.7332 (1042.441)	-4133.345 ^{**} (1915.398)	-83.7137 (1146.693)
army	-806.6718 (1723.784)	-1695.19 ^{***} (628.534)	1379.596 (1119.089)	-2950.301 ^{***} (685.6421)	-2839.748 ^{**} (1381.253)	-2108.643 ^{**} (858.3286)
experience_ secretary	-2480.596 ^{**} (1105.937)	490.288 (349.559)	-635.9567 (683.0531)	693.5703 [*] (382.288)	8.2884 (809.564)	-540.0611 (493.5655)
preprov	-2874.9 ^{**} (1209.33)	124.813 (407.3287)	-1587.711 ^{**} (764.0934)	562.515 (436.7311)	-3251.85 ^{***} (909.9639)	112.443 (575.5019)
_cons	76826.31 ^{***} (15413.43)	19667.5 ^{***} (4363.88)	23981.28 [*] (13510.48)	22212.12 ^{***} (5206.806)	74464.69 ^{***} (12868.66)	34169.13 ^{***} (6117.653)
城市效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
官员籍贯	是	是	是	是	是	是
R ² _within	0.5830	0.6126	0.7373	0.5515	0.5986	0.6091
样本量	980	2069	1312	1737	1518	1531
经济禀赋贡献	29.05%	35.95%	48.47%	10.46%	31.87%	17.49%

质性, 具体而言: 经济禀赋对城市发展在不同初始经济发展条件组别下差异不大, 但是在根据人口规模状况及官员任期年限划分的组别下差异明显。在人口规模更大及官员任期更长的地区, 经济禀赋的贡献相对更大; 在人口规模大的组别子样本中, 经济禀赋对城市当年灯光总亮度的解释度高达48.47%, 远高于人口规模小的组别的10.46%, 同时也要显著高于基准回归中的29.05%。

(四) 稳健性检验

上述分析过程中, 我们对各指标的影响效应进行了估计, 但是潜在的内生性问题的存在可能导致上述结果出现估计偏误。这些问题具体体现在: 遗漏城市经济特征变量、经济绩效度量误差以及官员影响效应识别不完全等。

由于城市经济特征同样会影响城市经济发展绩效, 在表5的第(1)列和第(2)列中, 我们进一步在控制城市层面的经济特征变量后对模型进行了重新估计。具体而言, 第(1)列中通过控制产业结构、固定资产投资比重、消费零售总额占比以及政府支出政策等因素, 而第(2)列中进一步通过省份与年份交互项来控制地区层面随时间变化的不可观测因素, 估计结果显示与基准估计结果几乎完全一致。为了处理经济绩效度量中可能存在的测量误差问题, 在第(3)列和第(4)列中我们使用基于物价平减后的地区生产总值来度量城市发展绩效, 同样在分别控制城市经济特征及省份与年份交互效应基础上的结果显示, 变量的影响效应同样与前文结果基本一致。此外, 考虑到部分官员在调入基年存在非完全匹配问题, 比如某一年期中调入, 此时

表5 官员特征、经济禀赋与地区发展:潜在问题及稳健性检验

变 量	(1)控制城市经济特征	(2)控制省份年份交互项	(3)gdp度量经济绩效	(4)gdp度量经济绩效	(5)考虑官员滞后影响	(6)考虑官员滞后影响
population	31.5615 ^{***} (5.0495)	30.1606 ^{***} (5.3161)	1.3598 ^{***} (0.1526)	1.3099 ^{***} (0.1478)	25.8213 ^{***} (6.2546)	28.7298 ^{***} (5.7504)
inigdppc98 t	0.2818 ^{***} (0.0461)	0.2735 ^{***} (0.0547)	0.0096 ^{***} (0.0014)	0.0091 ^{***} (0.0015)	0.1492 ^{***} (0.0580)	0.0521 (0.0594)
inigdppc98 t2	-0.0152 ^{***} (0.0037)	-0.0146 ^{***} (0.0044)	0.00017 (0.0001)	0.00026 ^{**} (0.0001)	-0.0011 (0.0048)	0.0031 (0.0049)
ctenure_sj2	624.0878 ^{***} (119.1247)	672.0327 ^{***} (129.7778)	11.1578 ^{***} (3.7168)	6.1520 [*] (3.6070)	980.8641 ^{***} (169.2975)	699.0844 ^{***} (157.2116)
age	-143.4595 ^{***} (50.8864)	-146.3866 ^{***} (53.7001)	-1.5935 (1.5789)	-1.0288 (1.4925)	-157.8215 ^{**} (68.4320)	-212.6704 ^{***} (60.4844)
engineer	-1128.286 (881.033)	-1189.601 (921.6328)	-32.6158 (27.4073)	13.4326 (25.6152)	-3447.367 ^{***} (1152.776)	-1515.657 (996.0705)
army	228.524 (640.2556)	385.1679 (670.2996)	-11.4821 (19.8020)	59.4197 ^{***} (18.6298)	-1713.596 ^{**} (833.1683)	313.0267 (736.8606)
experience_secretary	-774.0936 ^{**} (380.9915)	-658.7965 [*] (399.7781)	-8.7923 (11.9078)	-16.1161 (11.1112)	-448.6038 (505.5123)	-429.4384 (442.73)
preprov	105.1436 (440.9666)	-110.4106 (467.1289)	-11.4741 (13.5375)	-8.7490 (12.9831)	-116.9506 (581.1364)	665.0264 (519.4256)
sethirdind	16.3694 (67.0179)	4.8455 (73.3587)	-0.4636 (1.8553)	-1.5990 (2.0389)	-0.1444 (77.9099)	8.4926 (81.7341)
investment	2090.543 [*] (1134.816)	1565.704 (1287.256)	-98.3774 ^{***} (33.3948)	-31.5932 (35.7771)	1684.852 (1423.44)	2576.417 [*] (1531.558)
consumption	-1474.197 (1270.536)	-1419.573 (1506.322)	16.3593 (38.9945)	-59.8071 (41.8657)	-1686.317 (1527.982)	-1247.758 (1725.042)
fiscalexpend	-2131.289 ^{***} (403.9807)	-2347.258 ^{***} (436.7125)	-58.1283 ^{***} (12.4142)	-51.8807 ^{***} (12.1377)	-1637.647 ^{***} (532.0311)	-3090.402 ^{***} (513.286)
_cons	-3551980 ^{***} (269226.4)	62280.8 ^{***} (11246.68)	-210.791 (311.708)	26.3025 (312.5822)	39343.5 ^{***} (11672.43)	64050.43 ^{***} (11300.63)
城市效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
官员籍贯	是	是	是	是	是	是
省份年份交互效应	否	是	否	是	否	是
R ² _within	0.7007	0.7187	0.6679	0.7611	0.6015	0.7708
样本量	2748	2748	2748	2748	1999	1999

将当年的经济绩效与该官员匹配同样将导致一定偏误。在最后的第(5)列和第(6)列中,我们剔除了官员刚调入年份的基期样本,估计结果显示官员个体影响效应略有增大,但是影响幅度有限。

(五) 经济增长中官员作用的再讨论

地方领导人对于中国城市经济发展究竟有多重要?本文的研究发现,地区经济资源禀赋才是影响城市经济增长的更重要因素,而官员个体特征只能解释地区经济增长中较小部分。更重要的是,官员调动本身也可能受到官员特征的影响,换言之,上级政府也可能根据地区实际状况来调任官员。如果这一设想成立,那么可能高估领导人个人对城市发展的影响,本部分将进一步对中国经济中官员的作用进行再讨论。

表6汇报了市委书记个体特征对其职位调任的影响。表6中第(1)列方程在控制城市、年份及官员籍贯基础上结果显示,有省级任职经历、担任过政府秘书长或办公室主任、有工程师专业技能的市委书记会以更高概率调入城市经济禀赋较好的城市任职;第(2)列方程中进一步控

表6 官员任职调动:再论经济增长中的官员作用

变量	调入城市经济基础	调入城市经济基础	官员是否晋升	官员是否晋升	官员是否晋升
ctenure_sj2	-0.1196 ^{***} (0.0030)	-0.1181 ^{***} (0.0032)	0.0171 ^{***} (0.0055)	0.0211 ^{***} (0.0056)	0.0457 ^{***} (0.0060)
age	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.00008 (0.0003)	-0.00003 (0.0003)	-0.0406 ^{***} (0.0029)
education_high	0.0168 (0.0109)	0.0213 [*] (0.0130)	0.1401 ^{***} (0.0197)	0.1146 ^{***} (0.0230)	0.0359 (0.0245)
economicman	-0.0570 ^{***} (0.0220)	-0.0506 ^{**} (0.0227)	-0.2511 ^{***} (0.0395)	-0.2902 ^{***} (0.0398)	-0.2272 ^{***} (0.0418)
engineer	0.0615 ^{**} (0.0241)	0.0713 ^{***} (0.0249)	-0.1067 ^{**} (0.0434)	-0.1201 ^{***} (0.0439)	-0.1617 ^{***} (0.0440)
army	-0.0063 (0.0175)	-0.0067 (0.0180)	-0.1361 ^{***} (0.0316)	-0.1373 ^{***} (0.0317)	-0.0817 ^{***} (0.0318)
experience_cyl	-0.0062 (0.0127)	0.0095 (0.0139)	-0.0281 (0.0229)	-0.0581 ^{**} (0.0246)	-0.1382 ^{***} (0.0254)
experience_secretary	0.0278 ^{***} (0.0103)	0.0327 ^{***} (0.0108)	0.1143 ^{***} (0.0185)	0.1419 ^{***} (0.0191)	0.1202 ^{***} (0.0194)
preprov	0.1622 ^{***} (0.0117)	0.1708 ^{***} (0.0122)	-0.0078 (0.0210)	-0.0124 (0.0215)	-0.0217 (0.0220)
_cons	8.5143 ^{***} (0.1411)	8.6949 ^{***} (0.2259)	0.9254 ^{***} (0.2546)	1.6838 ^{***} (0.3988)	2.4934 ^{***} (0.4146)
城市效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
官员籍贯	是	是	是	是	是
官员专业背景	否	是	否	是	是
经济禀赋、增长绩效	否	否	否	否	是
R ² _within	0.7820	0.7809	0.1462	0.1766	0.2370
样本量	3109	2904	3115	2908	2624

制了官员的专业学习背景,估计结果几乎完全一致。进一步地,我们检验了官员特征对其职位晋升的影响效应。方程(3)至方程(5)在控制一系列因素后发现,官员任职时长、政府秘书长或办公室主任任职经历均显著提升了官员晋升概率,而经济师、工程师等专业技能及入伍等经历显著负向影响了官员升迁。

在同时考虑城市经济禀赋和市委书记特征之后,官员特征对城市发展贡献作用有所减弱;而表6的结果表明,事实上官员任职于特定城市本身也可能是根据实际需要所确定的,因此事实上我们估计得到的官员个体特征的贡献是一个上限值。

四、结论及政策性建议

在中国的经济发展中,地方官员通常被认为在经济发展中扮演着重要角色,他们在推动经济体制改革、招商引资、发展民营经济、改善地方基础设施、促进区域经济合作等方面都发挥了作用。那么,地方领导人对于城市经济发展究竟发挥了多大的作用?对这一问题的定量研究对于理解中国经济增长源泉及理清地方政府官员对城市发展的作用具有实践意义。

本文收集和整理了2000-2010年中国地市一级市委书记教育背景、任职履历数据库,并使用校准后的DMSP/OLS中国城市夜间灯光数据度量经济发展绩效,研究了官员特征、地区经济禀赋对地区经济增长的影响,并进一步定量测度了各因素对地区经济发展的贡献度。我们的研究发现,在控制其他变量之后,地区初始经济禀赋是影响城市夜间灯光总强度的最重要因素,并

解释了29%城市经济发展水平;而官员个体特征对城市经济发展的贡献度在13%左右,其中官员晋升激励贡献度大致为2%。随后的分组对比检验表明,在异质性经济禀赋、官员特征下,初始经济禀赋的贡献略有差异;同时后续一系列稳健性检验都发现前文结论具有稳健性。我们进一步讨论了上级政府给城市选派官员的情形,发现市委书记特征的确会影响其被调任到不同经济禀赋地区,同时也会影响其升迁状况。这意味着考虑到上级政府可能根据城市禀赋来选任官员,市委书记个体的贡献度可能更低。

本研究首次甄别了中国经济增长的驱动因素,对于理清地方官员在经济增长中的实际作用具有现实意义。同时研究也表明,经济禀赋依然是导致城市经济发展差异的最重要因素,因此为了促进地区间均衡发展,地区间平衡性转移支付等干预政策需要得到足够的重视。

主要参考文献:

- [1] 曹子阳,吴志峰,匡耀求,黄宁生. DMSP/OLS夜间灯光影像中国区域的校正及应用[J]. 地球信息科学, 2015, (9).
- [2] 陈硕. 从治理到制度:央地关系下的中国政治精英选拔,1368-2010[R]. 复旦大学经济系工作论文,2015.
- [3] 范子英,彭飞,刘冲. 政治关联与经济增长:基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究,2016, (1).
- [4] 刘瑞明. 所有制结构、增长差异与地区差距:历史因素影响了增长轨迹吗? [J]. 经济研究,2011, (增2).
- [5] 罗党论,余国满,陈杰. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视——新理论和基于地级市数据的新证据[J]. 经济学(季刊),2015, 14(3).
- [6] 王贤彬,徐现祥. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据[J]. 管理世界,2008, (3).
- [7] 武剑. 外国直接投资的区域分布及其经济增长效应[J]. 经济研究,2002, (4).
- [8] 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).
- [9] 徐现祥,王贤彬. 任命制下的官员经济增长行为[J]. 经济学(季刊),2010, 9(4).
- [10] 杨海生,陈少凌,罗党论,余国满. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据[J]. 管理世界,2014, (9).
- [11] 杨海生,罗党论,陈少凌. 资源禀赋、官员交流与经济增长[J]. 管理世界,2010, (5).
- [12] 姚洋,张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 经济研究,2015, (1).
- [13] 张平,赵国昌,罗知. 中央官员来源与地方经济增长[J]. 经济学(季刊),2012, 11(2).
- [14] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究,2004, (6).
- [15] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究,2007, (7).
- [16] Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation [J]. The American Economic Review, 2001, 91(5): 1369-1401.
- [17] Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A. Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(4): 1231-1294.
- [18] Banerjee A., Iyer L. History, Institutions, and Economic Performance: The Legacy of Colonial Land Tenure Systems in India [J]. The American Economic Review, 2005, 95(4): 1190-1213.
- [19] Dell M. The Persistent Effects of Peru's Mining Mita [J]. Econometrica, 2010, 78(6): 1863-1903.
- [20] Easterly W., Pennings S. How Much Do Leaders Explain Growth? An Exercise in Growth Accounting [R]. Working Paper, 2014.
- [21] Henderson J. V., Storeygard A., Weil D. N. Measuring Economic Growth from Outer Space [J]. American Economic Review, 2012, 102(2): 994-1028.
- [22] Hodler R., Raschky P. A. Regional Favoritism [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(2): 995-1033.

- [23] Jones B. F., Olken B. A. Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(3): 835–864.
- [24] Li H. B., Zhou L. A. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China [J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9–10): 1743–1762.
- [25] Nunn N. The Long-term Effects of Africa's Slave Trades [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(1): 139–176.
- [26] Sokoloff K. L., Engerman S. L. History Lessons: Institutions, Factors Endowments, and Paths of Development in the New World [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(3): 217–232.
- [27] Wu J. S., He S. B., Peng J., et al. Intercalibration of DMSP-OLS Night-time Light Data by the Invariant Region Method [J]. *International Journal of Remote Sensing*, 2013, 34(20): 7356–7368.
- [28] Yao Y., Zhang M. Y. Subnational Leaders and Economic Growth: Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Economic Growth*, 2015, 20(4): 405–436.

Official Characteristics, Economic Endowments and Economic Development: Evidence from the DMSP/OLS Light Data

Lu Shengfeng , Wang Chongyang

(*School of Economics and Management, Wuhan University, Hubei Wuhan 430072, China*)

Abstract: How do subnational leaders affect urban economic development? Based on the database of education background and job experience of the Party chiefs of the Municipal Party Committees, this paper uses the adjusted DMSP/OLS urban night light data to measure economic development performance, and studies the contributions of official characteristics and local economic endowments to local economic growth. It comes to the conclusions as follows: firstly, after the control of other variables, local initial economic endowments are the most important factor affecting total urban night light strength and they contribute to 29% of urban economic development; secondly, individual characteristics of officials contribute to 13% of urban economic development, and official promotion incentives 2%. Those conclusions are stable in a series of robustness tests. Moreover, the contribution of individual characteristics of the Party chiefs may be much lower if taking the possibility of official appointment according to urban endowments by governments at higher levels into account. It is of practice significance to the understanding of the sources of economic growth and the clarification of the role of local government officials in urban development, and meanwhile, because economic endowments are still the most important factor affecting the discrepancy in economic development, equilibrium-based transfer payments policy should be paid attention to in the policy design aiming at the promotion of balanced economic development.

Key words: official characteristic; economic endowment; economic growth; DMSP/OLS light data

(责任编辑: 喜 雯)