

# 财政竞争与要素配置空间选择

——基于 2000—2013 年 DMSP/OLS 夜间灯光数据

朱德云<sup>1,2</sup>, 孙若源<sup>1</sup>, 王 斌<sup>1</sup>

(1.山东财经大学 财政与税务学院,山东 济南 250014;2.山东财经大学 经济研究中心,山东 济南 250014)

**摘 要:**目前,我国要素市场资源扭曲严重阻碍了区域协调发展战略的部署进程。基于此,以配置起点——要素资源为对象,采用 DMSP/OLS 夜间灯光数据构建了动态空间杜宾模型。研究发现:各地市要素选择呈现空间依赖现象,地方财政竞争将通过驱动其偏向主导整个区域资源配置;同时,受技术性垄断和地方保护主义行政壁垒限制,各城市仍存在要素分布不均、技术创新封闭独立现象;此外,各经济体存在溢出和反馈双向效应,技术进步方向作为调节变量,使偏向更为突显短期性。因此,地方政府应改革单一要素驱动型发展模式,由区域间竞争走向竞合,中央政府在“作对激励”同时“作对协调”,以平衡要素市场资源配置,扭转空间失衡格局。

**关键词:**地方财政竞争策略;技术进步偏向;要素市场资源配置;动态空间杜宾模型

**中图分类号:**F810.45      **文献标识码:**A      **文章编号:**2095-929X(2019)01-0036-15

## 一、引 言

习总书记在十九大报告中提出,要继续坚持区域协调发展战略,推动建立更加有效的区域协调发展新机制。可见,随着我国经济崛起,区域发展不平衡已然成为困扰地方财政的一个难题。事实上,长久以来,我国政府从未放弃对于缓解此种现象的努力和尝试,例如 1995 年实施并延续至今的转移支付等财政工具,即体现了矫正区域差距的政策倾斜。尽管如此,我国地区间仍未实现平衡性,特别是要素市场,资源扭曲矛盾依然突出。那么,如何破解此类问题?能否通过调整地方财政支出的竞争性策略偏向来有效实现要素市场资源的合理配置?这不仅关系经济发展与社会稳定,也涉及到党和国家的重大战略部署。

诚然,地方政府支出策略体现了其针对央地纵向分权的横向间竞争选择,但分税制所形成的财政分权体制确使得地方财政产生了支出偏向性。实际上,这种现象被认为是普遍存在的<sup>[1-2]</sup>。我国地方财政竞争是实行放权让利与财政分权的产物。在政治锦标赛激励下,利己动机导致非理性短视行为,致使地方财政陷入“囚徒困境”,并呈现支出结构偏斜<sup>[3-4]</sup>。受以上机制影响,地方财政更倾向于生产性项目,相对忽视消费性支出,着重于基本建设投资,而怠疏于人力资本和公共服务投入<sup>[5]</sup>。不仅如此,一方面,财政引致需求变动直接造成产品市场差异<sup>[6]</sup>;另一方面,出于基础设施状况与技术进步方向的相关性<sup>[7]</sup>,这又进一步间接影响地区

收稿日期:2018-09-08

基金项目:国家社会科学基金项目“我国农民工市民化背景下社会保障制度改革研究”(15BSH047)。

作者简介:朱德云,女,山东高密人,博士,山东财经大学财政税务学院教授、经济研究中心主任,博士生导师,研究方向:财政理论与政策。

间市场结构偏向。而产品和服务市场资源需求与要素市场资源配置之间呈相辅相成关系,前者结构的扭曲更进一步地引致后者资源调控的失衡<sup>[8-9]</sup>。

纵观既有文献,有关要素市场资源配置的研究可谓蔚为大观,但现有讨论集中于以生产要素作为逻辑分析起点,关注生产效率以及区域经济结构调整。例如林伯强和杜克锐<sup>[10]</sup>认为要素市场扭曲将造成能源配置的无效率。冼国明和石庆芳<sup>[11]</sup>认为要素市场扭曲与投资之间呈“倒 U 形”关系,要素配置失衡致使出现区域差异。值得注意的是,要素市场绝不仅仅是影响路径的出发点。单就技术进步倾向来看,资本主导型产业,在资本产出效应上,技术进步引起的超额资本投资对要素资源产业间协调以及使用效率都将产生负面作用,阻碍产业结构合理化升级,进而抑制区域间要素分配的平衡性<sup>[12]</sup>。而在劳动密集型产业,在劳动产出效应上,劳动的产出弹性与劳动要素的资源配置息息相关,技术等外生冲击通过作用于要素市场来推动劳动产出效率的提升,从而干预区域经济结构调整<sup>[13]</sup>。

在上述研究基础上,学者们近年来致力于政府行为与生产要素投入的考量。Shah<sup>[14]</sup>提出在满足一定条件下,净财政收益较高地区将对资本、劳动力流入产生较强吸引力,并命名此现象为“财政引致的要素流动”。而生产要素驱动的经济水平提升又通过自上而下授权的晋升激励反作用于特定地方政府行为,即出现“促发展的政府”<sup>[15]</sup>。毋庸置疑,这些研究深刻阐明了地方财政与要素市场资源配置间的较强互动性,并由此揭示了晋升激励通过调控两者关系进一步影响中国区域经济平衡性的原因。

而聚焦于地方政府财政竞争行为来看,财政竞争涵盖财政收入和财政支出竞争。而地方政府间财政竞争形式虽然也分为税收竞争与支出竞争,但是采用减免税等税收优惠政策为属性的税收竞争,随着作用的弱化而渐渐淡化,如今以供给地方公共产品以及公共服务为主要特点的财政支出竞争日益成为地方财政竞争的重心。这也就是说,地方财政竞争的核心内容是财政支出竞争,政府竞争目标主要是通过财政支出竞争实现的。但是,地方财政竞争策略究竟怎样左右要素市场资源配置,或者说导致这种区域要素选择非平衡性的内在机制是什么?相关文献虽可谓汗牛充栋,但却莫衷一是。除此之外,伴随着区域间财政支出竞争的策略性倾斜以及要素跨界自由流动性增强,要素市场资源配置所引起的经济活动空间分布格局必然不会局限于所规制的范围内。这种空间溢出的外部性行为无疑会打破地方保护主义壁垒,产生要素分配的空间扩散效应,进而影响区域间最终资源配置。

基于此,本文选取 2000—2013 年 243 个地级市数据构建市级权重矩阵(因数据可得性,剔除部分缺失值),以政府主导的地方财政支出竞争策略为逻辑分析的路径起点,采用空间动态杜宾模型为主要方法,剖析地方财政竞争策略选择所引起的空间溢出效应与要素市场扭曲之间联系。研究发现:各地市要素选择呈现较强的空间依赖现象,地方财政竞争将通过驱动其偏向主导整个区域资源配置;同时,受技术性垄断和地方保护主义行政壁垒限制,各城市仍存在要素分布不均、技术创新封闭独立现象。而在溢出和反馈双向效应作用下,技术进步方向作为调节变量,使偏向更为突显短期性。因此,地方政府应改革单一要素驱动型发展模式,由区域间竞争走向竞合,中央政府在“作对激励”同时“作对协调”,以平衡要素市场资源配置,扭转空间失衡格局。除此之外,文中创新采用 DMSP/OLS 夜间灯光数据描绘代表政治晋升激励的基础设施投入,同时引入中心化的技术进步偏向与其交乘项,并以该交乘项中的技术倾向作为调节变量。在此基础上,重点从资本偏向和劳动偏向两个方面说明缩小区域差距的内在机制。

## 二、理论模型与研究假设

本文以基于迪克希特—斯蒂格利茨垄断竞争模型的核心—边缘模型为理论依据,并在 D-S(垄断竞争模型)框架下,引入地方财政支出竞争性偏向策略。其中,核心—边缘模型主要形式为嵌套在柯布—道格拉斯函数内的不变替代弹性(CES)生产效用函数。在此基础上,文中假设存在两个开放型区域,即允许要素跨界

的自由流动。此外,经研究发现,相对发达区域偏向于较高财政支持的基础设施投资,而基础设施投资对于技术进步存在显著促进效应<sup>[16]</sup>。因此,现假定发达经济体技术进步具有外溢性,反之,较落后地区则受限于经济发展水平,主要以吸纳溢出技术作为自身经济发展的增长动力。

假定各经济体可划分为劳动密集型生产部门和资本密集型生产部门,生产函数以两者投入劳动力  $L$  和资本  $K$  计算相对应产出。其中,劳动密集型部门产出  $Y_L$ ,而资本密集型产出为  $Y_K$ 。因此,地区总收入为  $Y_p = F(Y_L, Y_K)$ ,由此代入各要素投入的 CES 生产函数为:

$$Y_p = [\alpha Y_L^{\frac{\beta-1}{\beta}} + (1-\alpha) Y_K^{\frac{\beta-1}{\beta}}]^{\frac{\beta}{\beta-1}} \quad (1)$$

其中  $\alpha$ 、 $1-\alpha$  分别代表劳动、资本贡献总产出的比重,  $\beta$  为两要素的替代弹性。假定不同密集型部门产出仅与各需求要素和对应技术水平有关,且劳动密集型部门技术水平为  $T_L$ ,资本密集型部门技术水平为  $T_K$ ,则:

$$Y_L = T_L f(L, \bar{K}) \quad (2)$$

$$Y_K = T_K f(K, \bar{L}) \quad (3)$$

(2)和(3)式表征各生产部门在另一要素投入不变的前提下,尽量保持自身优势要素的投入水平变化,以期通过发挥比较优势而获得最大收益。聚焦于经济发展水平相对落后地区,假定发达经济体对其存在技术溢出,设影响系数为  $\lambda$ 。现有研究已经证实,技术溢出强度与两地区技术差距有关<sup>[17-18]</sup>。显然,两者关系可表示为  $T_i = \lambda T'_i$ ,  $T_i$  为较发达地区技术总水平,  $T'_i$  为落后区域技术指标。将其体现在各不同类型部门为:

$$Y_L = T_L f(L, \bar{K}) = \lambda \eta T'_L f(L', \bar{K}') + \varepsilon \quad (4)$$

$$Y_K = T_K f(K, \bar{L}) = \lambda \eta' T'_K f(K', \bar{L}') + \varepsilon' \quad (5)$$

设定  $\eta$ 、 $\eta'$  以及附加项  $\varepsilon$ 、 $\varepsilon'$  目的是区别技术与其他因素对于两经济体总产出影响。那么,通过以上分析和假设,欠发达区域总体技术水平可决定于:一是地方财政支出偏向 ( $E'_i$ ); 二为来自于发达地区的技术溢出  $\lambda$ 。综上,可表示经济发展较落后地区技术水平为:

$$T'_i = \delta_i f(E'_i) \left( \frac{T_i}{T'_i} \right)^\gamma \quad (6)$$

出于地方财政竞争致使支出偏向基础设施,进而对技术进步产生促进作用<sup>[16]</sup>,以及无论地方政府是否重点突出该项目,技术水平都不为0两方面考量,(6)式中设定函数条件  $f(0) > 0$  且对任意  $E'_i \geq 0$ ,均有  $f'(E'_i) > 0$ 。除此之外,  $T_i/T'_i$  衡量两不同发展水平经济体所要求的技术差异,  $\gamma$  表征这种差距影响技术溢出的效应强度,通常情况下  $T_i \geq T'_i$ ,  $\delta_i$  为控制不同行业相关因素。因此,各区域部门利润函数可表示为:

$$\pi_L = P_L T_L f(L, \bar{K}) - \omega L - c(E_L) \quad (7)$$

$$\pi_K = P_K T_K f(K, \bar{L}) - \tau K - c(E_K) \quad (8)$$

$$\pi'_L = P'_L T'_L f(L', \bar{K}') - \omega L' - c(E'_L) \quad (9)$$

$$\pi'_K = P'_K T'_K f(K', \bar{L}') - \tau K' - c(E'_K) \quad (10)$$

类似地,  $P_i$ 、 $P'_i$  分别对应两区域不同集聚类型产品价格,  $\omega$  为工资率,  $\tau$  代表租金率,在要素允许自由流动的不同经济体,工资率、租金率应然意义上相等以实现平衡的稳态。  $c(x)$  表示各类要素集聚型部门受地方财政支出偏向影响而投入的总研发成本。

综上,针对欠发达经济体,对(9)和(10)式分别求关于  $E'_i$  的一阶导数,并代入(6)式,可得:

$$\frac{T'_K}{T'_L} = \left( \frac{K'}{L'} \frac{P'_K}{P'_L} \frac{\delta_K}{\delta_L} \right)^{\frac{1}{\gamma}} \left( \frac{T_K}{T_L} \right) \left[ \frac{f'[\varphi(E'_K)]}{f'[\varphi(E'_L)]} \frac{\varphi'(E'_K)}{\varphi'(E'_L)} \right]^{\frac{1}{\gamma}} \quad (11)$$

然后,通过将(2)式导入(1)式的一阶导数,并转化为对应欠发达区域水平价格比值,可得:

$$\frac{P'_K}{P'_L} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left( \frac{T'_K K'}{T'_L L'} \right)^{-\frac{1}{\beta}} \quad (12)$$

可将式(12)代入(11)式,即:

$$\frac{T'_K}{T'_L} = \left(\frac{K'}{L'}\right)^{\frac{\beta-1}{1+\beta\gamma}} \left(\frac{\delta_K}{\delta_L} \cdot \frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\frac{\beta}{1+\beta\gamma}} \left(\frac{T_K}{T_L}\right)^{\frac{\beta\gamma}{1+\beta\gamma}} \left[\frac{f'[\varphi(E'_K)]}{f'[\varphi(E'_L)]} \cdot \frac{\varphi'(E'_K)}{\varphi'(E'_L)}\right]^{\frac{1}{\gamma}} \quad (13)$$

进一步地,Acemoglu<sup>[19]</sup>认为,技术进步会通过调整资本或劳动的边际产出而影响其偏向性,使之呈现资本或劳动偏向。本文根据 Acemoglu<sup>[19]</sup>和潘文卿等<sup>[20]</sup>的相关研究,通过(1)式和(2)式求导,并代入不同区域各类要素水平,可得关于资本和劳动的边际产出:

$$MP_{L'} = (1-\alpha) T'^{\frac{\beta'-1}{\beta'}} L'^{-\frac{1}{\beta'}} Y_p^{\frac{1}{\beta}} \quad (14)$$

$$MP_{K'} = \alpha T'^{\frac{\beta'-1}{\beta'}} K'^{-\frac{1}{\beta'}} Y_p^{\frac{1}{\beta}} \quad (15)$$

$$MP_L = (1-\alpha) T_L^{\frac{\beta-1}{\beta}} L^{-\frac{1}{\beta}} Y_p^{\frac{1}{\beta}} \quad (16)$$

$$MP_K = \alpha T_K^{\frac{\beta-1}{\beta}} K^{-\frac{1}{\beta}} Y_p^{\frac{1}{\beta}} \quad (17)$$

以及不同地区技术偏向:

$$V' = \partial\left(\frac{MP_{K'}}{MP_{L'}}\right) / \partial\left(\frac{T'_K}{T'_L}\right) = \frac{\beta'-1}{\beta'} \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K'}{L'}\right)^{-\frac{1}{\beta'}} \left(\frac{T'_K}{T'_L}\right)^{-\frac{1}{\beta'}} \quad (18)$$

$$V = \partial\left(\frac{MP_K}{MP_L}\right) / \partial\left(\frac{T_K}{T_L}\right) = \frac{\beta-1}{\beta} \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{K}{L}\right)^{-\frac{1}{\beta}} \left(\frac{T_K}{T_L}\right)^{-\frac{1}{\beta}} \quad (19)$$

其中, $MP_{L'}$ 、 $MP_{K'}$ 、 $V'$ 代表欠发达经济体相关变量, $MP_L$ 、 $MP_K$ 、 $V$ 表示发达经济体所研究变量。将(13)式导入(18)式,即:

$$V' = \frac{\beta'-1}{\beta'} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{\frac{\beta'\gamma}{1+\beta'\gamma}} \left(\frac{K'}{L'}\right)^{\frac{\beta'-1}{\beta'\delta+\beta'^2\delta\gamma}} \left(\frac{\delta_K}{\delta_L}\right)^{-\frac{1}{1+\beta'\gamma}} \left(\frac{T'_K}{T'_L}\right)^{-\frac{\gamma}{1+\beta'\gamma}} \left[\frac{f'[\varphi(E'_K)]}{f'[\varphi(E'_L)]} \cdot \frac{\varphi'(E'_K)}{\varphi'(E'_L)}\right]^{\frac{1}{\beta'\gamma}} \quad (20)$$

最后,将(19)式变形代入(20),可得:

$$V' = \left(\frac{\beta-1}{\beta}\right)^{\frac{-\beta\gamma}{1+\beta\gamma}} \frac{\beta'-1}{\beta'} \left\{ \frac{\delta_L L}{\delta_K K} \left[ \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\beta} \left(\frac{\alpha'}{1-\alpha'}\right)^{\beta'} \left(\frac{KL'}{LK'}\right) \right]^{\gamma} \right\}^{\frac{1}{1+\beta'\gamma}} \left[\frac{f'[\varphi(E'_K)]}{f'[\varphi(E'_L)]} \cdot \frac{\varphi'(E'_K)}{\varphi'(E'_L)}\right]^{\frac{1}{\beta'\gamma}} V^{\frac{\beta\gamma}{1+\beta\gamma}} \quad (21)$$

(21)式可知,地方财政竞争性支出策略 $[\varphi(E)]$ 会影响所在区域技术进步偏向。同时,发达经济体( $V$ )对欠发达地区( $V'$ )存技术溢出作用,具体表现方式决定于两经济体要素替代弹性取值( $\beta$ 、 $\beta'$ ),以及相关技术溢出强度系数( $\gamma$ )。据此,提出假设一:

H1:地方财政竞争性支出策略与所在区域技术偏向密切相关,而且通过溢出效应影响周边区域。

其经济含义为:地方财政竞争性策略与区域技术偏向关联密切,并具有外部性。

将(21)式变形为:

$$\left(\frac{\beta-1}{\beta}\right)^{\frac{\beta\gamma}{1+\beta\gamma}} = \frac{\beta'-1}{\beta'} \left\{ \frac{\delta_L L}{\delta_K K} \left[ \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)^{-\beta} \left(\frac{\alpha'}{1-\alpha'}\right)^{\beta'} \left(\frac{KL'}{LK'}\right) \right]^{\gamma} \right\}^{\frac{1}{1+\beta'\gamma}} \left[\frac{f'[\varphi(E'_K)]}{f'[\varphi(E'_L)]} \cdot \frac{\varphi'(E'_K)}{\varphi'(E'_L)}\right]^{\frac{1}{\beta'\gamma}} \frac{V^{\frac{\beta\gamma}{1+\beta\gamma}}}{V'} \quad (22)$$

(22)式可以看出,地方财政竞争性支出策略将作用于劳动和资本的要素选择,具体为影响了劳动和资本要素替代弹性( $\beta$ 、 $\beta'$ )。同时,(22)式中等式右边系数 $\beta$ 随左边 $\beta'$ 的变动而变化,体现出欠发达地区对于发达区域生产类型的模仿与同化,随着两类地区偏向要素的集聚,相邻地区某一类要素的优势发展将主导附近区域要素选择。

现提出假设二:

H2:地方财政竞争性策略将影响该地区劳动和资本的要素选择,同时,地方要素优势将通过被模仿主导区域要素集聚。

其经济含义为:某地方财政支出策略将通过优势要素选择主导整个区域要素资源配置。



进一步分析最终平衡式(22),两类不同发展程度经济体技术进步方向( $V$ 、 $V'$ )将影响劳动和资本要素替代弹性( $\beta$ 、 $\beta'$ ),且发达经济体不仅影响自身要素选择,同时欠发达经济体将对发达经济体要素选择产生作用。同理,可推广为欠发达经济体要素替代弹性为被解释变量的情形。然而,综合假设一、假设二以及上述分析,这又表明一种情况存在,即地方财政支出策略不仅直接作用于当地要素选择,而且技术进步方向与该地区及邻近地区财政策略选择密切相关,进而造成地方财政对该优势资源主导要素选择所起作用成条件依赖。由此,可提出假设三:

H3:地方财政竞争性支出策略将通过不同方式分别作用于区域要素选择,此外,发达经济体不仅作为技术溢出的主导起点,同时接受欠发达区域的反馈作用。

其经济含义为:地方财政竞争性策略能够直接或与技术进步方向共同作用主导区域要素市场资源配置,区域各经济体间的外部性不是单方向的,其存在溢出和反馈的双向效应。

### 三、模型设定、变量说明与数据来源

#### (一) 模型设定

综上可知,地方财政竞争性支出策略对于区域要素市场资源配置具有直接和间接性,因而其总效应形式可分解为直接和间接效应,与此同时,其还受区域间反馈作用。为从实证层面验证地方财政竞争策略的空间外部性及溢出性,并为前文数理分析提供事实依据,本文借鉴 Lesage 和 Pace<sup>[21]</sup> 所研究的空间杜宾模型(SDM),具体拟合如(23)式:

$$Y_{it} = \alpha + \rho \sum \omega_{ij} Y_{jt} + \beta E_{it} + \gamma \sum \omega_{ij} E_{jt} + \eta V_{it} + \delta C_{it} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

通过构造上式静态空间杜宾模型,在检验存在显著直接、间接效应基础上,可以进一步构造含有交互项的动态空间杜宾模型。一方面保证空间面板信息的全面性,另一方面采用被解释变量滞后期可以克服空间面板部分内生性,具体设定如(24)试:

$$Y_{it} = \alpha + \sigma Y_{i(t-1)} + \rho \sum \omega_{ij} Y_{jt} + \beta E_{it} + \gamma \sum \omega_{ij} E_{jt} + \eta V_{it} + \varphi \sum \omega_{ij} E_{it} V_{it} + \delta C_{it} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

方程(23)描绘了地方财政竞争性支出策略对于要素市场资源配置的抉择条件以及溢出的外部性。方程(24)用以说明地方财政竞争策略( $E_{it}$ )、要素选择与技术进步偏向( $V_{it}$ )之间关联与依赖的动态效应。其中, $i$ 和 $t$ 表征各城市以及相关年份, $\omega_{ij}$ 为空间权重矩阵, $C_{it}$ 为其他控制变量, $\mu_i$ 、 $\lambda_i$ 代表城市和时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为误差项。 $Y_{i(t-1)}$ 是被解释变量滞后项的动态系数, $\rho$ 为要素选择的时空自相关系数, $\beta$ 代表地方财政支出策略的直接效应系数, $\gamma$ 为地方财政支出策略的空间外溢效应系数, $\eta$ 为技术进步策略选择, $\varphi$ 为响应技术溢出系数,控制变量各参数拟设定为 $\delta$ ,上述均为本文待估计参数。

#### (二) 变量与数据说明

##### 1. 被解释变量

本文被解释变量描述要素市场资源配置情况,主要选择劳动和资本要素的收入份额之比(lzb)来反映。其中,借鉴潘文卿等<sup>[20]</sup>对于劳动的度量,采用就业人员年末人数指标,具体数据以2000—2013年《中国城市统计年鉴》为准。依据张军等<sup>[22]</sup>的研究,文中资本使用资本存量来衡量,具体延伸为2000—2013年各城市相关数据。此外,对于劳动份额和资本份额选择,采用吕冰洋和郭庆旺<sup>[23]</sup>所构建的各要素所得占GDP比重,并参照潘文卿等<sup>[20]</sup>的做法,将政府收入份额(主要为生产税)并入资本份额。出于数据可获得性限制,各城市相关分类要素份额数据缺失较为严重,本文采用各类要素省份要素份额与该类要素在该年该城市所占比重的乘积来度量,即劳动要素份额=劳动省份要素收入份额×(该城市劳动人数/该省份劳动人数),而资本要素份额

=资本省份要素收入份额×(该城市资本存量/该省份资本存量)。最终,所构建被解释变量为两份额的比重。

2.核心解释变量

(1)地方财政竞争性策略偏向。在刻画地方政府竞争时,已有文献大多聚焦于财政工具选择,如唐飞鹏<sup>[24]</sup>以赤字作为衡量准则估算支出竞争超出税收竞争的范畴,张梁梁和杨俊<sup>[25]</sup>选取公共财政支出占 GDP 的比重来衡量其强度。而本文在关注上述竞争同时,着重偏向性,作为政治晋升激励,地方财政竞争策略更倾斜于基本建设投资。藉于此,本文除选用一般性指标,即地方财政支出(*exp*)作为稳健性检验替换变量之外,并借鉴刘焱序等<sup>[26]</sup>使用 DMSP/OLS 夜间灯光数据来体现基础设施建设,进一步藉此创新描绘地方财政竞争性激励策略的偏向。一方面,官方经济数据的真实性存在争议,且调查数据在抽样、测量等方面存在不准确性,本文借用卫星灯光数据作为竞争偏向的替代指标。夜间灯光数据一般常用作基础设施、城市化人口产业及生活方式转变等地区经济发展过程<sup>[27-28]</sup>。其中,灯光强度与密度有力地证明了政府在地方基础设施上的投入<sup>[26]</sup>;另一方面,客观灯光亮度与面积有利于克服反向因果内生性,即地方财政支出更倾向基本建设投资的短视行为会改变要素市场资源配置,进而影响经济发展。而经济水平变动所带来的政治晋升机制的相应调整反过来会左右地方财政支出竞争策略的基础设施偏向性。出于以上两方面考虑,特别是第二阶段内生性,本文采用夜间灯光数据构建空间动态杜宾模型,以期更稳健。

DMSP/OLS 夜间灯光原始数据由美国国防卫星所搭载传感器获取,文中借鉴曹子阳等<sup>[29]</sup>所采用的不变目标区域法作为所捕获灯光影像的校正方法,分别针对每一期各区域进行提取校正并做相应降噪处理。最终,本文选用 2000—2013 全国 243 个地级市的夜间灯光数据作为财政支出竞争性偏向的指代变量(*dmo*)。

(2)区域技术进步方向。受限于衡量区域技术进步方向的直接性数据,本文使用戴天仕和徐现祥<sup>[30]</sup>以及 Acemoglu<sup>[19]</sup>所设计并采用的技术进步方向指数(*tec*)作为具体计算依据。估算方法如(25)式:

$$tec = \frac{\beta - 1}{\beta} \left( \frac{T_L}{T_K} \right) \frac{d(T_K/T_L)}{dt}$$

(25)

其中,使用(1)式的 CES 生产函数:

$$Y_p = [\alpha Y_L^{\frac{\beta-1}{\beta}} + (1 - \alpha) Y_K^{\frac{\beta-1}{\beta}}]^{\frac{\beta}{\beta-1}} = [\alpha (T_L L_t)^{\frac{\beta-1}{\beta}} + (1 - \alpha) (T_K K_t)^{\frac{\beta-1}{\beta}}]^{\frac{\beta}{\beta-1}}$$

可得,资本劳动和资本增强型技术:

$$T_L = \frac{Y_t}{L_t} \left[ \frac{\omega_t L_t}{\alpha (\tau_t K_t + \omega_t L_t)} \right]^{\frac{\beta}{\beta-1}}$$

(26)

$$T_K = \frac{Y_t}{K_t} \left[ \frac{\tau_t K_t}{(1 - \alpha) (\tau_t K_t + \omega_t L_t)} \right]^{\frac{\beta}{\beta-1}}$$

(27)

(26)与(27)式具体相关参数,由 Klump 等<sup>[31]</sup>所采用“标准化供给面系统法”,并由潘文卿等<sup>[20]</sup>构造非线性联立方程组实现,最终通过将系数代入(25)式得到中国各地级市技术进步偏向指数<sup>①</sup>。

3.控制变量

针对要素市场资源扭曲问题,本文选择以下控制变量:(1)经济增长率(*pgdp*):地区经济发展水平与资源配置之间联系紧密,是学术界关注的重点<sup>[32]</sup>。本文引入以 2000 年为基期的人均 GDP 作为衡量地区经济发展水平的指标。(2)政府干预程度(*pfs*):为稳定经济,地方政府必要时规制要素配置及定价,其干预所造成的要素市场扭曲,影响着中国企业增加值率<sup>[33]</sup>。基于此,文中借鉴刘修岩等<sup>[34]</sup>以政府支出占 GDP 比重来刻画地方政府干预程度。(3)对外开放水平(*for*):对外开放程度使得要素流动性增强,并通过影响要素资源配置

①相关技术进步偏向数据整理借鉴来自潘文卿、吴天颖、胡晓(2017),参见在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件下载。

效率进一步左右区域要素选择<sup>[35]</sup>。文中选用对外开放水平,即外商实际投资额与 GDP 比值来描述对外开放程度。(4)物质资本投入(*inv*)和人力资本水平(*edu*):介于投入量与产出之间的关系,文中引入固定资产投资占 GDP 的比重来反映物质资本投入;以在校大学生人数占总人口的比例来测算人均人力资本水平<sup>[20]</sup>。(5)产业结构(*ise*):产业结构对要素结构具有重要影响,本文根据大多数文献做法,选择第二产业与第三产业增加值比重来测算。(6)要素市场价格扭曲(*ypl* 和 *ypk*):文中藉此作为后续进一步研究的解释变量,来衡量倾斜方向。其中,受数据可获得性限制,文中利用要素省份边际产出与要素价格比值乘以各地级市要素所占份额得出。要素边际产出采用盛仕斌和徐海<sup>[36]</sup>的研究并替换 CES 生产函数计算;各要素价格中,工资率为劳动者总收入与就业量的比值,租金率使用 GDP 与劳动收入差额除以资本存量获得。其中,对以上变量部分取对数以规避异方差,文中涉及 243 个地级市样本,受可获得性限制,除引用数据(已标注)以及部分需要纯手工查询并计算的,如要素选择偏向指标,其余选自于 2001—2014 年《中国财政年鉴》和《全国地市县财政统计资料》,以及和讯债券、各地财政部门网站等。部分省份变量信息作为中间计算指标,也采取与上述地级指标相同途径获得。

此外,根据假设三所揭示的共同作用,本文引入技术进步方向与核心解释变量地方财政支出偏向的交互项(*dmt*)。此时,除地方财政竞争的直接性影响,技术进步方向选择将左右地方财政对于要素市场资源配置的影响程度,使之呈现条件依赖性。

4.空间权重矩阵

空间经济学提出某一地理属性与邻近空间单元同属性相关。大多文献通过引入邻接权重矩阵来显示地理特征。而本文选取 243 个地级市数据,之间较大部分城市并非车相邻或后相邻,却出于同一省内较集中区域,具有相似地理与经济特征。所以文中针对地理因素,不采用邻接权重矩阵,而构建地理距离权重矩阵。此外,地理学定理认为,事物间距离越近,其联系越紧密。即区域间相互作用与两者间距离相反,据上述分析,本文采用欧式距离,由此设定地理距离权重矩阵,即:

$$\omega_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d^2} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

上式 *d* 为两地区间欧式距离。此外,为增加权重矩阵中对于经济差异的描述,在地理距离矩阵基础上,本文引入经济距离矩阵。其中,财政分权体制下,地方政府进行标尺竞争,区域间易形成扩散溢出效应<sup>[2]</sup>。因而,文中除引入 *GDP* 差为代表的经济距离矩阵之外,另引入财政分权距离矩阵,即:

$$\omega_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d^2} \frac{1}{|PGDP_i - PGDP_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \text{(经济距离矩阵)}$$
$$\omega_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d^2} \frac{1}{|FDZ_i - FDZ_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \text{(财政分权矩阵)}$$

*PGDP<sub>i</sub>* 和 *PGDP<sub>j</sub>* 表征两区域 2001 年之后的实际人均 GDP 水平(基期 2000 年),而 *FDZ<sub>i</sub>* 和 *FDZ<sub>j</sub>* 为相关地区财政分权程度指标,出于地级市数据部分样本考虑,由地方本级收入与地方本级支出比值衡量<sup>[37]</sup>。以上 243 个城市权重矩阵设置由 Arcgis 采用 2000 国家大坐标系抓取,经由 matlab 形成稀疏矩阵之后获得,数据更改由纯手工方式增减。

四、实证检验与结果分析

(一) 空间诊断性检验及模型选择

针对空间相关性检验,本文对要素配置偏向性计算全局 Moran's I 指数,具体 Geoda 估计结果如图 1 所示。其中,Moran'I 指数均大于 0,且 p 值基本处于 5%显著水平内,说明存在空间依赖性且为正向空间自相关。

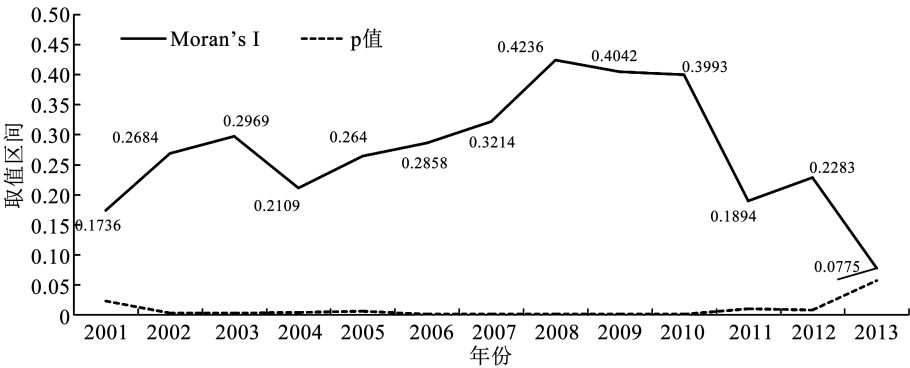


图 1 全局 Moran's I 指数图

进一步地,在计算局部 Moran's I 指数基础上绘制 Moran 散点图。图 2 显示大部分城市要素资源偏向位于一、三象限,表明我国各地市要素选择呈现空间依赖特征,邻近地域倾向于匹配具有相同类型的资源属性;不仅如此,Moran's I 指数呈现库兹涅茨曲线倒 U 趋势,表明我国各地市对于要素选择存在可替换性。同时,2008 年金融危机致使资本投入回报率下降,进而影响区域内对于资本份额选择偏向<sup>[38]</sup>,这也印证了图 1 较高劳动要素集聚。而 2008 年之后,空间正相关性下降,区域单一优势要素驱动型发展模式正在衰落。

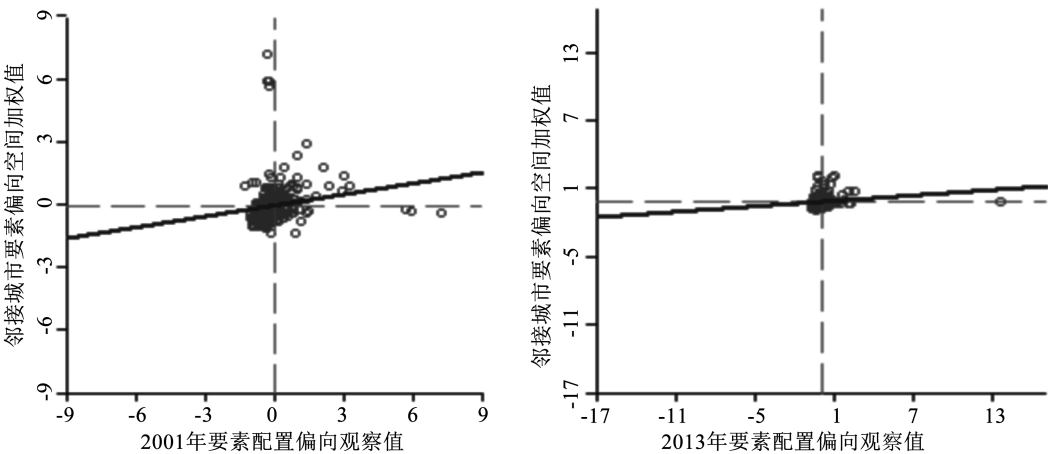


图 2 2001 年和 2013 年要素配置偏向的 Moran 散点图

在估计非空间模型基础上,文中采用 LM 和稳健 LM 检验。其中,式(1)~(4)分别对应联合 OLS 估计、空间固定效应、时间固定效应及双向固定效应,具体结果列示表 1:



表 1 无交互效应估计结果及空间诊断性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>dmo</i>	-0.096 *** (-4.937)	0.204 *** (3.131)	-0.111 *** (-5.717)	0.066 (0.939)
<i>tec</i>	-0.522 *** (-6.581)	-0.619 *** (-8.686)	-0.577 *** (-6.576)	0.453 *** (8.450)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
$\sigma^2$	0.523	0.407	0.514	0.185
Log-L	-3452.470	-3056.599	-3425.625	-1811.524
LM-lag	26.416 ***	12.830 ***	11.498 ***	104.688 ***
Robust LM-lag	27.899 ***	3.020 *	22.662 ***	72.974 ***
LM-error	16.024 ***	10.822 ***	6.231 **	136.519 ***
Robust LM-error	17.507 ***	1.012	17.396 ***	104.805 ***
样本量	3159	3159	3159	3159

注:表中括号里为 *t* 值,\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5%和 10%显著水平。表 2~5 同。

如表 1 所示,无论是传统 LM 还是稳健 LM 检验,基本拒接原假设,说明模型应存在空间滞后被解释变量和空间误差项。此外,LR 检验具体结果为:拒绝空间固定效应联合非显著性原假设(估计值 1 133.510 6,自由度 243, $p<0.01$ );拒绝时间固定效应联合非显著性假设(估计值 218.351 5,自由度 13, $p<0.01$ ),表征可采用双向固定效应模型。

针对静态空间面板采用 ML 估计,分别检验空间固定效应、双向固定效应以及时期固定效应模型,见表 2。其中,*W* 为空间权重矩阵,此时,三种静态空间模型 Wald 以及 LR 估计值均通过 5%显著水平检验,拒绝转化为空间滞后或空间误差模型。同时,参数 *teta* 和 Hausman 结果(估计值 84.209,自由度 17, $p<0.01$ )表明应选用固定效应。综上所述,可使用双向固定效应空间杜宾模型进行后续分析。

表 2 静态模型检验

变量	空间固定效应 时期固定效应	双向固定效应 偏误校正	空间随机效应 时期固定效应
<i>dmo</i>	-0.042 (-0.594)	-0.043 (-0.580)	-0.110 *** (-3.313)
<i>tec</i>	0.945 *** (15.304)	0.947 *** (14.734)	0.947 *** (14.732)
<i>W</i> × <i>dmo</i>	0.415 ** (2.314)	0.410 ** (2.192)	0.068 (1.028)
<i>W</i> × <i>tec</i>	-1.611 *** (-12.756)	-1.611 *** (-12.241)	-1.616 *** (-12.310)
<i>W</i> × <i>lzb</i>	0.352 *** (11.695)	0.370 *** (12.411)	0.366 *** (12.248)
其他控制变量	控制	控制	控制
<i>teta</i>			0.432 ***
$\sigma^2$	0.166	0.430	0.181
Log-likelihood	-1670.032	-3015.122	-3425.625
Wald 空间滞后	188.613 ***	173.341 ***	161.564 ***
LR 空间滞后	182.878 ***	182.885 ***	157.056 ***
Wald 空间误差	137.126 ***	124.392 ***	117.311 **
LR 空间误差	141.846 ***	141.865 ***	152.170 ***
样本量	3159	3159	3159

(二) 空间交互动态模型

表 2 中主要变量空间滞后项基本通过显著性检验,这表明区域间以及区域内要素选择呈现空间依赖特性,邻近区域财政竞争以及技术进步偏向会影响本地区资源配置。为控制内生性及更细致描述各驱动因素对于地域要素资源配置影响,本文采用空间交互动态杜宾模型进行分析,其具体估计如表 3 所示,W 为相应的空间权重矩阵。其中,LR 估计结果为  $2\times(-1518.228+3015.122)=2993.788$ ,自由度为 2, $p<0.01$ ,表征可扩展为动态模型。

表 3 空间交互动态杜宾模型估计

变量	地理距离		经济距离		财政分权距离	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>dmo</i>	-0.113 (-1.453)	-0.059 (-1.012)	-0.102 (-1.256)	-0.037 (-0.619)	-0.095 ** (-2.280)	-0.053 (-0.903)
<i>tec</i>	1.413 *** (19.504)	1.440 *** (19.052)	0.920 *** (14.089)	0.904 *** (13.426)	1.061 *** (15.392)	1.043 *** (14.666)
<i>W</i> × <i>dmo</i>	0.352 * (1.745)	0.161 (1.104)	0.371 ** (2.059)	0.186 (1.546)	0.164 (1.037)	0.176 (1.506)
<i>W</i> × <i>tec</i>	-2.338 *** (-16.119)	-2.424 *** (-16.198)	-0.995 *** (-8.999)	-1.053 *** (-8.934)	-1.333 *** (-10.846)	-1.340 *** (-10.663)
<i>W</i> × <i>edu</i>	0.103 ** (1.979)	0.115 ** (2.202)	0.114 ** (2.286)	0.124 ** (2.484)	0.053 (1.323)	0.051 (1.263)
<i>W</i> × <i>lzb</i>	0.364 *** (11.332)	0.360 *** (11.200)	0.129 *** (4.663)	0.122 *** (4.405)	0.133 *** (4.832)	0.131 *** (4.755)
<i>lzb</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.262 *** (13.574)	0.263 *** (13.634)	0.221 *** (11.449)	0.222 *** (11.525)	0.240 *** (12.412)	0.239 *** (12.389)
<i>W</i> × <i>lzb</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.039 (-0.784)	-0.031 (-0.615)	-0.017 (-0.486)	-0.013 ** (-2.368)	0.019 *** (4.867)	0.017 (0.454)
<i>dmt</i>		0.068 (0.878)		-0.095 (-1.238)		-0.078 (-1.000)
<i>W</i> × <i>dmt</i>		-0.537 *** (-2.868)		-0.252 * (-1.637)		-0.114 (-0.809)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log-likelihood	-1518.228	-1515.017	-1630.563	-1628.735	-1620.421	-1618.513
样本量	2916	2916	2916	2916	2916	2916

可见,引入被解释变量空间和时期滞后期后,三种空间权重矩阵估计结果显示,地方财政竞争以及技术进步方向选择对于本市及邻近城市均具有较强影响。而这种空间外溢作用将导致上文 Moran’s I 指数所显示的空间正相关特征的区域优势要素集聚。最终,随要素选择扭曲,附近区域以模仿效应趋同于本市核心优势偏向要素,呈现本市要素选择主导了整个区域要素资源配置现象。这验证了假设二,某地方财政支出策略将通过优势要素选择主导整个区域要素资源配置。

(三) 空间效应偏微分分解

动态空间杜宾模型系数解释具有复杂性,本文通过对各系数进行偏微分分解,具体效应如表 4 所示。其中,考虑纯地理距离因素,地方财政支出竞争将减少本市劳动要素所需比重(直接效应显著),而其对邻近城市劳动力左右程度不明显。而技术进步却表现出对于本市及邻近城市劳动力选择的明显偏向。该结果可能关系两种情况,一是两者比重都下降,但劳动占比程度更大,这说明劳动与资本密集型区域均呈现扩散化发展趋势,但技术进步更偏向于劳动力资源可替代性;另一情况,即资本比重在增加,这表明各地市区域可

能存在垄断性市场分割,而技术创新型发展依然仰仗资本要素驱动。值得说明的是,无论上述何种情形,这体现出我国各城市仍处于资源分布不均、技术创新封闭独立现状,而这是造成我国要素市场资源配置扭曲的重要方面,这与吴传清和杜宇<sup>[39]</sup>的研究具有相似性。其具体机制将在进一步讨论中详细验证。

表 4 空间效应分解

变量形式	效应分解	地理距离	经济距离	财政分权距离	含交互项分权距离
dmo 短期	直接效应	-0.117 *	-0.104	0.178 *	-0.052
		(-1.420)	(-1.264)	(1.525)	(-0.893)
	间接效应	-0.051	-0.007	-0.012	-0.005
		(-1.080)	(-0.437)	(-0.727)	(-0.362)
tec 短期	直接效应	1.440 ***	0.923 ***	-0.844 **	1.049 ***
		(19.463)	(13.422)	(-8.695)	(15.436)
	间接效应	0.832 **	0.160 ***	-0.103 **	0.176 ***
		(6.452)	(2.974)	(-1.796)	(3.367)
dmo 长期	直接效应	-0.160 *	-0.134	0.212 *	-0.069
		(-1.413)	(-1.261)	(1.525)	(-0.893)
	间接效应	-0.104	-0.013	-0.012	-0.013
		(-1.062)	(-0.500)	(-0.502)	(-0.506)
tec 长期	直接效应	1.975 ***	1.188 ***	-1.008 ***	1.386 ***
		(15.461)	(11.867)	(-8.242)	(13.393)
	间接效应	1.583 ***	0.234 **	-0.143 *	0.354 ***
		(3.380)	(2.342)	(-1.676)	(2.822)
dmt 短期	直接效应				-0.058 **
					(-2.209)
	间接效应				0.194 *
					(1.468)
dmt 长期	直接效应				-0.074 **
					(-2.064)
	间接效应				0.266 *
					(1.422)

除此之外,在距离矩阵中引入经济要素之后,地方财政竞争在短期和长期对劳动偏向均无显著影响。而在财政分权阵中,其在短期减少本市劳动要素占比,长期却增加劳动要素需求比重。这表明,市场因素(经济距离)排斥地方政府竞争行为(*dmo* 均不显著),其更为注重技术进步对于劳动力要素倾向的影响。而地方政府(财政分权)偏好于通过地方基础设施建设以及技术支撑力度进而影响本地及邻近城市要素选择。同时,值得注意的是,无论何种矩阵,地方基础设施建设的间接外溢效应不明显,即地方政府对于跨区域劳动要素流动存在阻碍。这表明,市场化资源配置方式受到地方保护主义的行政壁垒限制,这印证了王凤荣和苗妙<sup>[40]</sup>的研究。

加入交互项 *dmt* 之后,财政竞争直接、间接效应均不显著,而交互项及其空间滞后效应却比较显著,同时,直接效应呈负向,间接效应为正。这说明,考虑空间因素后,地方财政竞争只能通过技术进步偏向做调节变量而影响区域要素资源配置,即地方财政竞争与技术进步方向的相互作用才是左右本市及邻近城市要素配置的主因,这验证了假设一,即地方财政竞争性策略与区域技术偏向关联密切,并具有外部性。其中,测算变量 *dmo* 反馈效应 $-0.027+0.036=0.009$ ,表明邻近城市除接受本市外溢效应,并且还存在着对于本市的传递效应,综合纯地理距离估计结果考量,这与假设三相似,即地方财政竞争性策略能够直接或与技术进步方向共同作用主导区域要素市场资源配置,区域各经济体间的外部性不是单方向的,其存在溢出和反馈的双向效应。

(四) 进一步讨论

上文分析指出:地方财政竞争与技术进步偏向共同作用结果是导致了要素市场扭曲,技术进步倾向不仅作为调节变量,同时其参与了区域要素的选择。为具体说明各要素变动情况,本文将分别对劳动份额与资本份额的驱动因素做进一步考证,估计结果列示于表 5。

表 5 分要素空间交互动态杜宾模型效应分解

变量形式	效应分解	劳动要素			资本要素		
		地理距离	经济距离	财政分权距离	地理距离	经济距离	财政分权距离
dmo 短期	直接	-0.014 (-0.246)	0.018 (0.332)	-0.044 (-0.595)	0.029*** (2.703)	0.033*** (2.854)	0.025** (2.378)
	间接	0.016 (0.612)	0.018* (1.643)	0.010 (0.902)	0.016*** (2.623)	0.012*** (2.697)	0.007** (2.246)
tec 短期	直接	1.497*** (20.809)	0.980*** (15.095)	1.103*** (16.378)	0.166*** (16.293)	0.223*** (24.031)	0.201*** (20.707)
	间接	0.609*** (5.502)	0.094** (2.126)	0.102** (2.128)	0.076*** (5.724)	0.069*** (6.271)	0.044*** (4.946)
dmo 长期	直接	-0.018 (-0.250)	0.021 (0.330)	-0.054 (-0.597)	0.311 (0.038)	0.111 (0.027)	0.403 (0.257)
	间接	0.020 (0.756)	0.019* (1.625)	0.014 (1.008)	-0.634 (-0.078)	0.213 (0.005)	0.609 (0.060)
tec 长期	直接	1.885*** (16.324)	1.164*** (12.948)	1.337*** (13.770)	1.483 (0.039)	0.718 (0.027)	3.204 (0.256)
	间接	0.553** (2.346)	0.056 (0.776)	0.074 (0.826)	-3.243 (-0.085)	-1.311 (-0.007)	7.096 (0.058)
dmt 短期	直接	-0.016 (-0.616)	-0.032** (-2.286)	-0.031* (-1.379)	0.014*** (3.770)	0.010*** (2.618)	0.009** (2.328)
	间接	0.049 (0.252)	0.017 (0.140)	0.070* (1.430)	-0.008 (-0.197)	-0.037 (-1.151)	-0.028 (-1.071)
dmt 长期	直接	-0.021 (-0.640)	-0.039* (-1.397)	-0.038** (-1.199)	0.182 (0.058)	0.075 (0.039)	0.061 (0.151)
	间接	0.058 (0.255)	0.021 (0.151)	0.084* (1.433)	-0.210 (-0.066)	0.011 (0.004)	-0.361 (-0.046)

分析表 5 中估计结果,引入空间交互项之后,短期 *dmo* 对劳动要素的影响基本不显著,对资本要素呈现较强显著性,而长期效应除经济矩阵,均没通过检验。这显示,我国地方财政更注重短期效应,且倾向于资本要素投入。这表明,地方政府竞争短期倾向于进行招商引资竞争,以发展本地经济。相比较而言,在长期中,技术进步更偏向于吸纳本地区劳动力,而在短期内对于本市及邻近城市各要素均有促进作用。就调节变量 *dmt* 来看,其在短期中调节效应更为突显,长期中弱化了区域对于劳动要素的选择强度,而无论何种要素,调节变量仅仅在本区域内生效,并未出现外溢性。

综上可知,无论地理分界、市场分割还是财政分权,地方财政竞争以及技术进步偏向的混合作用更为看重短期内效应。短期财政资本投入偏向与长期技术人力吸纳倾向是导致我国要素资源配置扭曲的重要原因。同时,短期的外溢性与长期选择的本土化形成明显对比,这表明,劳动力和资本的流动也具有短期性,长期可能受地方保护主义以及技术垄断等作用呈现停滞,这不利于我国区域发展的平衡性。

(五) 稳健性检验

对于内生性处理,上文已针对静态杜宾模型构建了动态方程,被解释变量空间及时期滞后项的引入能克服部分内生性。同时,文中构建不同权重,权重选择不同对于空间计量模型估计结果准确性更具有说服力。



此外,针对被解释变量的选择,本文也于进一步讨论中分类为劳动要素与资本要素份额进行了替代分析。而对于本文核心解释变量地方财政支出竞争,现采用地方财政支出作为替换变量。其中,各项估计值均与原估计值相似,且通过效应分解检验<sup>①</sup>。

## 五、研究结论与政策含义

本文通过地理距离、经济距离以及财政分权距离矩阵,采用 DMSP/OLS 夜间灯光数据构建动态空间杜宾模型并对其估计系数进行偏微分分解。研究发现:我国各地市要素选择呈现空间依赖特征,且地方财政支出策略将通过驱动优势要素偏向主导整个区域要素资源配置;同时,我国各城市仍然存在资源分布不均<sup>[41]</sup>、技术创新封闭独立现象,而地方政府倾向于阻碍跨区域劳动要素流动,要素市场资源配置方式受到技术性垄断和地方保护主义行政壁垒限制;此外,区域各经济体间的外部性不是单方向的,其存在溢出和反馈的双向效应。无论地理分界、市场分割还是财政分权,技术进步方向作为调节变量与地方财政竞争共同作用更为突出短期效应。而劳动力和资本的流动也具有短期性,长期将出现停滞现象,这不利于我国区域发展的平衡性。

由此可见,针对我国要素市场资源配置扭曲,应改革单一优势要素驱动型发展模式。城市要素选择具有集聚性和外溢性,对于发展较为优势地域,应触动弱势要素联动机制,以避免要素匹配偏向。该政策含义在于虽然我国正实行产业结构创新升级,由要素驱动型转向创新驱动型,但是,对于转型过程中的资源配置扭曲不应仅仅着眼于产出市场而忽略配置的起点,即要素市场偏向性。这就要求地方政府应重点关注本市内要素供给市场情况,而不仅仅是产品与服务市场规模与结构调整。

同时,随着城市间互通性增加,我国各城市不应将空间溢出的外部性当作不利的事情来看,也就是说应打破技术性垄断和地方保护主义的陈旧观念。在政治和经济因素相互作用下,地方政府不应将眼光仅仅放在招商引资竞争这种短期经济增长行为上。值得注意的是,区域间影响方式并不只是单纯溢出与吸纳,同时存在反馈效应。那么这就要求,地方政府,特别是各市级行政区政府理应由区域间竞争走向竞合,这也是未来地方政府间的行为趋势。

最后,出于不同时期空间互动方面考量,无论地方财政竞争还是技术进步的调节作用,聚焦于短期往往不利于要素资源在区域间流动配置,短期溢出与模仿行为易出现要素市场资源结构的雷同和基础设施的重复建设。地方政府逐利性和要素资源跨区域流动性,要求各城市必须废除既得利益垄断,以便矫正区域资源空间失衡。此外,中央政府需要改善地方绩效考核体制,弱化对于地方财政竞争的诱导作用,在“作对激励”的同时“作对协调”。这是扭转要素市场资源失衡、产业结构转型动力衰退,乃至区域发展“两级化”格局的关键所在。

### 参考文献:

[1]尹恒,朱虹.县级财政生产性支出偏向研究[J].中国社会科学,2011(1):88-101.  
[2]周亚虹,宗庆庆,陈曦明.财政分权体制下地市级政府教育支出的标尺竞争[J].经济研究,2013,48(11):127-139.  
[3]马万里,李齐云,张晓雯.收入分配差距的财政分权因素:一个分析框架[J].经济学家,2013(4):13-23.  
[4]张莉,皮嘉勇,宋光祥.地方政府竞争与生产性支出偏向——撤县设区的政治经济学分析[J].财贸经济,2018,39(3):65-78.  
[5]乔宝云,范剑勇,冯兴元.中国的财政分权与小学义务教育[J].中国社会科学,2005(6):37-46.  
[6]张延.扩张性财政政策的中长期后果:通货膨胀——凯恩斯主义模型对 1992~2009 年中国数据的检验[J].经济学动态,2010(1):43-47.

<sup>①</sup>受篇幅所限,具体三个权重矩阵效应分解详细结果请咨询作者。

- [7] 何德旭,姚战琪,程蛟.中国服务业就业影响因素的实证分析[J].财贸经济,2009(8):99-107.
- [8] 郭代模,陈志楣.关于提高我国经济效益的几个问题[J].管理世界,1995(3):68-75.
- [9] 王芑,武英涛.能源产业市场扭曲与全要素生产率[J].经济研究,2014,49(6):142-155.
- [10] 林伯强,杜克锐.要素市场扭曲对能源效率的影响[J].经济研究,2013,48(9):125-136.
- [11] 冼国明,石庆芳.要素市场扭曲与中国的投资行为——基于省际面板数据分析[J].财经科学,2013(10):31-42.
- [12] 韩永辉,黄亮雄,邹建华.中国经济结构性减速时代的来临[J].统计研究,2016,33(5):23-33.
- [13] 郑若谷,干春晖,余典范.转型期中国经济增长的产业结构和制度效应——基于一个随机前沿模型的研究[J].中国工业经济,2010(2):58-67.
- [14] SHAH A. Intergovernmental fiscal transfers: Principles and practices[M]. Washington: World Bank Publications, 2007: 55-74.
- [15] 余泳泽,杜晓芬.经济发展、政府激励约束与节能减排效率的门槛效应研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(7):93-99.
- [16] 余泳泽,张先轺.要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升[J].管理世界,2015(9):13-31.
- [17] PEREZT. Multinational enterprises and technological spillovers: An evolutionary mode[J]. Journal of Evolutionary Economics, 1997, 7(2): 169-192.
- [18] 傅晓霞,吴利学.技术差距、创新环境与企业自主研发强度[J].世界经济,2012(7):101-122.
- [19] ACEMOGLU D. Directed technical change[J]. The Review of Economic Studies, 2002, 69(4): 781-809.
- [20] 潘文卿,吴天颖,胡晓.中国技术进步方向的空间扩散效应[J].中国工业经济,2017(4):17-33.
- [21] LESAGE J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[J]. Chapman and Hall, 2009, 50(5): 1014-1015.
- [22] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [23] 吕冰洋,郭庆旺.中国要素收入分配的测算[J].经济研究,2012(10):27-40.
- [24] 唐飞鹏.省际财政竞争、政府治理能力与企业迁移[J].世界经济,2016,39(10):53-77.
- [25] 张梁梁,杨俊.地方政府财政竞争行为如何影响省际资本流动[J].当代财经,2017(5):24-33.
- [26] 刘焱序,吴文恒,温晓金,等.晋陕蒙能源区域城镇化过程及其对生态环境的影响[J].地理研究,2013,32(11):2009-2020.
- [27] HENDERSON J V, STOREYGARD A, WEIL D N. Measuring economic growth from outer space[J]. The American Economist, 2012, 102(2): 994-1028.
- [28] HODLER R, RASCHKY P A. Regional favoritism[J]. Quarterly Journal, 2014, 129(2): 995-1033.
- [29] 曹子阳,吴志峰,匡耀求,等. DMSP/OLS 夜间灯光影像中国区域的校正及应用[J]. 地球信息科学学报, 2015, 17(9): 1092-1102.
- [30] 戴天仕,徐现祥.中国的技术进步方向[J].世界经济,2010,33(11):54-70.
- [31] KLUMPR P, CADAM M, WILLMAN A. Factor substitution and factor-augmenting technical progress in united states: A normalized supply-side system approach[J]. Review of Economics and Statistics, 2007, 89(1): 183-192.
- [32] 郝颖,辛清泉,刘星.地区差异、企业投资与经济增长质量[J].经济研究,2014,49(3):101-114.
- [33] 张杰,刘元春,郑文平.为什么出口会抑制中国企业增加值率?——基于政府行为的考察[J].管理世界,2013(6):12-27.
- [34] 刘修岩,李松林,陈子扬.多中心空间发展模式与地区收入差距[J].中国工业经济,2017(10):25-43.
- [35] 李治,郭菊娥,李培.中国城市群“圈层”结构对能源强度影响实证[J].中国人口·资源与环境,2014,24(11):26-32.
- [36] 盛仕斌,徐海.要素价格扭曲的就业效应研究[J].经济研究,1999(5):66-72.
- [37] 陈硕,高琳.央地关系:财政分权度量及作用机制再评估[J].管理世界,2012(6):43-59.
- [38] 白重恩,张琼.中国的资本回报率及其影响因素分析[J].世界经济,2014,37(10):3-30.
- [39] 吴传清,杜宇.偏向型技术进步对长江经济带全要素能源效率影响研究[J].中国软科学,2018(3):110-119.
- [40] 王凤荣,苗妙.税收竞争、区域环境与资本跨区流动——基于企业异地并购视角的实证研究[J].经济研究,2015,50(2):16-30.
- [41] 刘华军,彭莹,贾文星,等.长江经济带区域发展差异及空间溢出效应——基于 1992—2013 年 DMSP/OLS 城市夜间灯光数据的考察[J].山东财经大学学报,2017,29(5):25-35.