

地方政府竞争、生产性支出与企业全要素生产率

——基于空间溢出效应视角的经验证据

谭光荣 史卜云 金培振

(湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)

摘要: 地方政府竞争引致的财政支出结构倾斜问题日益凸显,不同种类的生产性支出对区域企业全要素生产率变动的的影响有何差异?通过构建 MinDS-Luenberger 指数测度中国 20391 家制造业企业的全要素生产率,基于空间 Durbin 计量模型的实证研究发现:从区域企业整体视角来看,地方政府加大教育支出有利于促进人力资本积累和技术创新,从而改善了企业全要素生产率,且不同区域的财政教育支出具有负向空间交互影响;基础设施建设支出和科技支出的全要素生产率改进效应并不明显;对外开放与产业高级化对企业全要素生产率产生了正向影响,而外商直接投资与企业全要素生产率呈负相关关系;所有制对企业全要素生产率的影响尚不明显。

关键词: 地方政府竞争; 生产性支出; 企业全要素生产率; MinDS-Luenberger 指数; 空间溢出效应
中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2016)04-0039-12

一、引言

传统理论认为,中央政府将部分财政权力向地方政府下放,将激励地方政府通过吸引外资流入等形式展开区域间的财税竞争,从而改善公共物品供给效率。长期以来,我国中央政府将经济增长作为考核地方官员政绩的核心标准^[1-2],其本意在于促进各地区经济发展,但也使参与区际经济竞赛的地方政府在经济性和非经济性公共品供给方面产生动态偏好差异^[3-4]。依据饶晓辉等^[5]的划分标准,地方政府的生产性支出可细分为财政基本建设支出、财政教育支出和财政科研支出三类。由于增加基本建设等生产性支出能更明显地刺激经济增长^[6-7],地方政府在较短的执政期内通常偏好增加此类生产性支出^[5,8],忽视了对科技和教育等生产性支出的投入。

一个现实而重要的问题在于,参与经济竞赛的区域之间存在策略互动^[9],倘若地方政府试图通过调整财政支出结构以赢得竞争优势,则具有不同偏向性的生产性支出结构对微观经济主体的生产率变化的影响有何差异?一方面,从新经济地理学的视角来看,信息通讯、网络设施等基础设施建设为研发者的密切交流和技术外溢提供了极大便利,城际高铁、高速公路、机场等交通基础设施建设有利于缩短企业之间的地理距离,拓宽新知识与新思想外溢的范围^[10]。另一方面,倘若将地方政府在科学与教育等方面的生产性支出视作私人部门在生产过程中需要投入的要素,则上述支出也可能会

收稿日期:2015-12-14; 修回日期:2016-03-18

作者简介: 谭光荣(1963—),男,湖南湘乡人,湖南大学经济与贸易学院教授,经济学博士,研究方向为税收理论与政策; 史卜云(1992—),女,湖南株洲人,湖南大学经济与贸易学院硕士研究生,研究方向为税收理论与政策; 金培振(1986—),男,湖南大学经济与贸易学院,经济学博士,研究方向为财政政策与产业升级。

基金项目: 国家社会科学基金(16BJY144); 湖南省软科学研究计划项目(2015ZK3008)

通过研发活动和人力资本积累等直接和间接的途径提升企业技术创新能力,进而使企业生产率得以改善。考虑到分权体制下地方政府掌控的财政资源的有限性,其财政支出结构中某项生产性支出的增长势必对其他支出项目产生一定的替代和挤出效应。不同偏向性的支出结构对企业生产率的影响不仅取决于几类生产性支出效应的权衡结果,还会受到其他临近区域的空间关联效应影响。由此可见,地方政府竞争背景下的生产性支出对企业生产率变化的影响分析需要借助空间计量手段进行深入探讨。

本文主要贡献为:(1)在传统的标尺竞争理论模型基础上,进一步纳入地理距离因素和经济规模因素,简析地方政府竞争对不同生产性支出决策的影响;(2)构建全新的 MinDS-Luenberger 指数并测度了中国 29 个省份 20391 家制造业企业的全要素生产率。(3)分别基于地理临近权重矩阵和考虑经济规模与地理距离的综合空间权重矩阵构建空间 Durbin 计量模型,从制造业视角分析不同类型的生产性支出影响企业全要素生产率变化的空间溢出效应。

二、文献回顾

目前,有关地方政府竞争与经济增长关系的研究相对深入^[11-13]。部分学者认为,财政分权通过重新划分中央政府与地方政府在财权与事权之间的责任,刺激了地方政府通过政策倾斜、财政补贴等形式推动区域对外招商引资和大型项目落户的决心^[14-15]。更深入地研究发现,财政分权也可能通过影响财政支出结构对区域经济发展带来多重影响^[16]。一方面,财政分权背景下的地方政府存在着政治晋升激励,需要通过推动地方经济增长以彰显自身的执政成就,由此在地方政府竞争中获得更大的晋升概率^[17],这可能会加剧地方保护和市场分割状态,进而引发区域与行业之间的资源错配效应^[18]。另一方面,财政分权影响了地方政府在财政支出中用于公共物品供给的偏好^[3],从而会产生较为严重的生产性支出偏向问题^[19]。现实中,中国的地方政府通常倾向于扩张性财政支出政策^[5],通过增加生产性财政支出以支持交通、水利等基础设施建设^[20],而在科学、教育和卫生事业方面的财政支出力度相对较弱。

提升不同类型的生产性支出占比对企业生产率的影响有何差异?学术界针对基础设施与全要素生产率的关系研究相对深入,有研究发现基础设施通过直接和间接途径对生产率产生差异影响,其中基础设施对劳动生产率有直接影响,对全要素生产率则存在间接影响^[21]。针对财政科技支出与企业创新活动的关系存在不同的观点,部分学者认为政府的教育和科技投入会影响人力资本水平和知识创新激励^[22],财政科技支出和研发补贴可以补偿企业研发创新外部性带来的成本与收益风险,有效激励企业进行技术创新。但也有学者质疑上述观点,认为不同区域发展特征会影响政府科技支出对企业创新的激励效果^[23],甚至诱发企业建立与政府的政治联系,从而对部分产业自主研发投资产生了挤出效应^[24]。关于财政教育支出对企业创新活动的影响,部分学者认为政府增加教育支出可以改善教育基础设施和提升教育质量^[25],通过人力资本积累推动生产率的提升^[26]。

部分学者探讨了生产性支出对全要素生产率产生的空间溢出效应。譬如 Bronzini *et al.*^[27]发现基础设施对全要素生产率存在正向的空间溢出效应,刘秉镰等^[28]证实 2001—2007 年间的铁路和公路基础设施存量助推中国的全要素生产率增长 11.1%,占 TFP 整体增幅的 59.1%,而且源于空间外溢效应的部分达到 74.3%。事实上,三类生产性支出在直接影响全要素生产率的同时,相互之间还可能存在着挤出与替代效应。有研究发现基础设施投资可能对科技支出产生挤出效应,从而弱化后者对全要素生产率的积极作用^[29]。

综观现有文献,有关生产性支出与全要素生产率的研究依然有待改进。首先,多数文献基于区域和产业面板数据展开研究,缺少针对微观企业数据的深入考察。其次,多数研究未能阐明地方政府竞争、生产性支出和全要素生产率之间的影响机制,也鲜有文献对不同种类的生产性支出及其差异影响进行比较分析。最后,以往在估算全要素生产率时一般需要设定具体的生产函数形式,但不

同行业属性差异较大,设定统一的生产函数明显与现实不符,而且多数研究忽略了区域间的策略互动和空间关联性。将不同区域视为相互独立的计量假设可能导致实证产生偏误。因此,本文也将针对现有研究的缺陷进行更深入的改进分析。

三、理论模型

本文参考周亚虹等^[25]关于标尺竞争理论模型的构建假设,将地理距离和经济规模因素纳入模型中,简析地方政府竞争对不同生产性支出决策的影响。本文将地方政府视为代理人,作为委托人的上级政府通过比较不同区域的发展绩效决定下级政府是否连任甚至晋升。假设地方政府*i*通过向企业和居民征税获得财政收入,进而将财政收入的一部分 $f_i\theta y_i$ 用于提供公共产品 Q_i ,其中 f 表示本应当用于科技与教育等公共支出的税收收入比例, y_i 表示区域随机的产出水平, θ 表示税率。在相当长的时期内,中央对地方政府的政绩考核机制中经济增长所占权重较高,地方政府随之展开以经济竞赛为具体体现的区域竞争。目前,尽管中央政府在制定政绩考核机制时,更加强调各地区经济、社会、文化、环境等协调发展,然而由于经济增长指标相对教育质量指标和科技水平指标而言更容易观测和量化,中央政府通常难以准确把握地方政府在科教文卫方面取得的实际成效,从而引致二者间的信息不对称。部分地方政府官员在短期内为提升政绩依然坚持加大基础设施建设等生产性支出,并减少数量为 r 的教育和科技等生产性支出,故地方政府科教支出函数可表示为:

$$Q_i = f_i\theta y_i - r_i \quad (1)$$

而地方政府官员效用最大化函数表示为:

$$U_i^i(r_{ii}) = \max\{u^i(r_{ii}) + \delta p_i \cdot E[U_{i+1}^i(r_{i,i+1})]\} \quad (2)$$

其中 $u^i(r_{ii}) = r_{ii}$; δ 代表折现因子, $E[\cdot]$ 表示期望算子, p_i 表示上级政府晋升地方政府官员的概率。事实上,倘若地方政府出于个人私利的考虑将科技与教育支出削减的越多,其行为被上级政府观察到的概率越高,进而引致晋升概率降低。进一步,假设一个强调经济协调发展的上级政府依据不同地区的科技与教育投入来判断其是否贯彻落实科学发展观,则本地区官员晋升概率将不仅取决于本地科教支出水平,还会受其他地区科教支出水平的空间关联影响。本文将地方政府官员的晋升概率设定为:

$$P_i = P(Q_i, Q_{-i}) = p(Z_i a + Q_i + bQ_{-i} > -\tilde{\omega}) = \phi[(Z_i a + Q_i + bQ_{-i})/\sigma_{\tilde{\omega}}] \quad (3)$$

其中 Q_{-i} 为其他地区的科教支出水平, Z_i 为其他影响上级政府决策的变量, $\phi[\cdot]$ 为标准正态分布的累计分布函数。值得注意的是,由于不同区域之间的经济基础和经济结构差异较大,上级政府并非以相同标准比较不同地方政府的发展绩效,譬如北京面对的竞争参照区域应是上海等其他东部发达省份,而非新疆、甘肃等西部内陆省份,而且地区之间的经济关联也会随着地理距离的增加而趋于减弱。故本文设定两地区经济水平的相似程度为 ES ,两地区地理距离为 DIS ,设定 $b = -ES/DIS < 0$ 以体现不同地区的科教支出变动与地方政府官员晋升概率的关系。进而将式(1)和式(3)代入式(2)并对 Q 求一阶条件:

$$\left(\frac{1}{\sigma_{\tilde{\omega}}}\right) \cdot \phi\left[\frac{(Z_i a + Q_i - \frac{Q_{-i} \cdot ES}{DIS})}{\sigma_{\tilde{\omega}}}\right] \cdot \delta \cdot E[U_{i+1}^i(r_{i,i+1})] - 1 = 0$$

通过求反函数可推导出:

$$Q_i = \frac{ES}{DIS} \cdot Q_{-i} - Z_i a + \sigma_{\tilde{\omega}} \phi^{-1}\left(\frac{\sigma_{\tilde{\omega}}}{\delta \cdot E[U_{i+1}^i(r_{i,i+1})]}\right)$$

进而采用线性逼近得到 $-Z_i a + \sigma_{\tilde{\omega}} \phi^{-1}\left(\frac{\sigma_{\tilde{\omega}}}{\delta \cdot E[U_{i+1}^i(r_{i,i+1})]}\right) \cong X_i \beta + \varepsilon_i$,可推导出地方政府竞争背景下的科教支出最优反应方程:

$$Q_i = \lambda Q_{-i} + X_i \beta + \varepsilon_i$$

其中 X 表示地区 i 的特征变量 $\lambda = \frac{ES}{DIS} > 0$ 。由此可知, 地方政府在制定本地区科技与教育支出政策过程中, 必须考虑其他地区相应支出决策的影响, 且会根据不同地区之间的地理距离和经济相似性对自身决策做出相应幅度的调整。譬如当一个地区减少科教生产性支出, 同时提升基础设施建设等生产性支出水平时, 其他地区的最优反应策略也是相应地减少科教生产性支出, 同时将生产性支出向基础设施建设方面倾斜。

四、地方政府生产性支出结构与企业全要素生产率的评测

(一) 地方政府生产性支出水平分析

当前学术界针对中国工业企业数据库进行数据清洗及分析时, 选取的时间范围通常截止到 2007 年, 原因是 2008 年以后的工业企业数据无论在统计完整性还是调查可信度方面均存在较大争议。此外, 国家统计局部门从 2008 年开始按照新的分类统计支出项目, 故本文选取 2002—2007 年《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》中各省财政基本建设支出与城市维护建设费用加总得到用于基础设施建设的生产性支出, 同时选择科学支出和教育支出数据, 计算上述三类生产性支出占各省财政支出的比例。为更清晰地揭示上述指标的区域差异, 本文利用 Arcgis 9.3 软件绘制三类支出占财政支出比重的示意图。如图 1 所示。

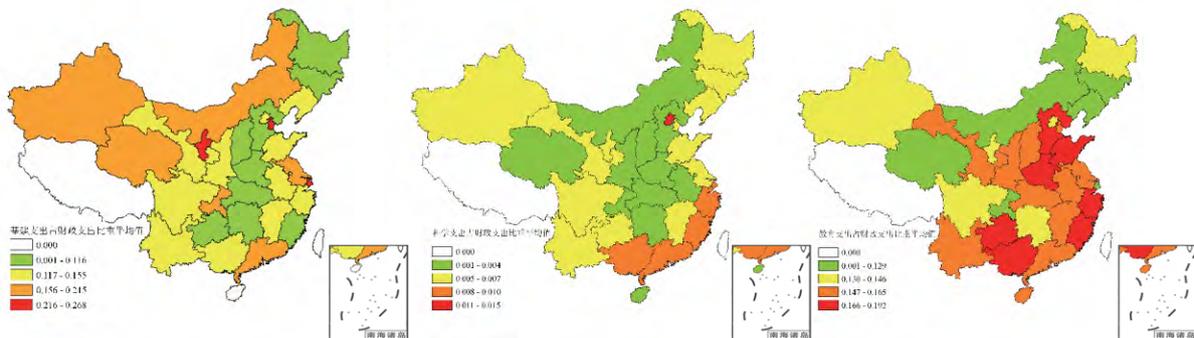


图 1 2002—2007 年中国各省基础设施建设支出(左)、科技支出(中)、教育支出(右)占财政支出比重(平均值)

由图 1 可知, 从基础设施建设支出占比的视角来看, 2002—2007 年间宁夏、新疆、青海、内蒙古等西部省份位居全国前列, 东部地区的上海、天津、江苏、广东等省份也保持了较高水平, 相比之下, 多数中部地区的基础设施建设支出占比较低。从科学支出占比的视角来看, 各省之间呈现明显的阶梯式差异, 其中北京占比居全国首位, 上海、广东、浙江、福建等东部省份紧随其后位列第二梯队, 西部地区的新疆、甘肃、宁夏、四川、贵州、云南等省份处于较低水平, 中部地区除江西省处于较低水平之外, 山西、河南、安徽、湖北、湖南等 5 省均列入最低水平行列。从整体视角来看, 中国中部与东部地区的教育支出占财政支出比重相对较高, 其中山东、河南、河北、浙江、福建等东部与中部省份的教育支出水平居全国第一梯队。值得注意的是, 上述省份均属于人口大省, 其教育事业发展所需要的财政支持也相对其他地区较高。多数中部与东部省份的教育支出水平位于全国第二梯队行列, 西部地区的内蒙古、青海、重庆等省份则处于最低水平行列, 宁夏、四川等地处于较低水平行列, 这也表明中国的教育资源不仅受人口规模影响, 还与不同区域的经济社会发展阶段紧密相关。

(二) 基于 MinDS-Luenberger 指数的企业全要素生产率测度

传统生产率研究多基于一国或区域层面的样本展开, 以区域工业加总数据测度生产率水平, 但是加总或者平均处理的数据导致微观企业的个体差异信息在处理中被无视, 故难以准确把握区域微

观经济主体的生产率特征及差异。

本文基于中国工业企业数据库进行企业生产率的测算,类似于金培振^[30]的处理思路,本文选取2002—2007年中国29个省份(由于数据缺失限制,本文暂不考虑西藏、海南、港澳台等地区)中固定资产在1000万元人民币以上、职工人数100人以上的制造业规模企业数据,依据企业名称和企业代码进行交叉匹配,并剔除了重复观测值、缺失关键变量的样本,最终得到包含29个省份共计20391家制造业企业的平衡面板数据。

当前主流研究针对全要素生产率评测的代表性方法包括索罗余值法、OP估计法、LP估计法、随机前沿分析(SFA)方法等。上述方法需要设定具体的生产函数形式,然而由于不同行业的属性差异较大,很难采用统一的生产函数进行精确估算。本文利用数据包络分析技术(DEA)对企业生产率变动水平展开相应评估,传统研究中的方向性距离函数将决策单元(DMU)设定为前沿面上距离被评价DMU最远的点,被评价对象应由最短距离到达前沿,但SBM模型测算的目标值与之相悖,Aparicio *et al.*^[31]提出的至强有效前沿最近距离模型(Minimum Distance to Strong Efficient Frontier,简称MinDS模型)可以有效处理以上问题。故本文采用MinDS模型对各区域的企业生产率水平展开测度分析,其中,企业投入变量主要包括劳动、资本,产出变量则为企业产值。本文遵循国内主流研究的做法,选择企业的全部从业人员年平均人数表示实际投入的劳动量。由于在基期与折旧率估算方面存在较多的争议,工业企业的资本存量估算在实际研究中显得尤为复杂。本文以企业固定资产合计作为资本存量的近似替代。在产出方面,本文选择企业产值作为衡量企业产出的变量。此外,为消除价格波动对效率估算的影响,资本存量和企业产值指标均利用企业所在省区的当年价格指数进行了相应折算。

首先,本文考虑 n 个DMU(省份),效率值用 ρ 表示。 x_{ik} 和 y_{rk} 分别表示决策单元 k 第 i 种投入和第 r 种产出, s_i^- 和 s_r^+ 为实际投入及产出的松弛量, $\hat{x}_{ij} = x_{ik} - s_i^-$ 和 $\hat{y}_{rj} = y_{rk} + s_r^+$ 为DMU目标值。Aparicio *et al.*^[31]提出的MinDS效率模型具体形式为:

$$\begin{aligned} \max \rho_k &= \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (1 - s_i^- / x_{ik})}{\frac{1}{q} \sum_{r=1}^q (1 + s_r^+ / y_{rk})} \\ \text{s. t. } & \sum_{j \in E} \lambda_j x_{ij} + s_i^- = x_{ik} \quad i = 1, 2, \dots, m; \\ & \sum_{j \in E} \lambda_j y_{rj} - s_r^+ = y_{rk} \quad r = 1, 2, \dots, q; \\ & s_i^- \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, m \\ & s_r^+ \geq 0 \quad r = 1, 2, \dots, q \\ & \lambda_j \geq 0 \quad j \in E \\ & - \sum_{i=1}^m v_i x_{ij} + \sum_{r=1}^q \mu_r y_{rj} + d_j = 0 \quad j \in E \\ & v_i \geq 1 \quad i = 1, 2, \dots, m \\ & \mu_r \geq 1 \quad r = 1, 2, \dots, q \end{aligned}$$

值得注意的是,在模型附加的如下约束条件中, M 表示足够大的正数。

$$\begin{aligned} d_j &\leq M b_j, j \in E \\ \lambda_j &\leq M(1 - b_j) \quad j \in E \\ b_j &\in \{0, 1\} \quad j \in E \end{aligned}$$

$$d_j \geq 0 \quad j \in E$$

进而, 本文将 MinDS 模型测度的企业效率值与 Chambers *et al.* [32] 构建的 Luenberger 指数相结合, 通过构建全新的 MinDS-Luenberger 指数来评测企业的生产率变动水平。

$$TFP_t^{t+1} = \frac{1}{2} \{ [\bar{\rho}_V^t(x_{k,t}^s, x_{k,t}^{ns}, y_{k,t}^{sg}, y_{k,t}^{nsb}) - \bar{\rho}_V^t(x_{k,t+1}^s, x_{k,t+1}^{ns}, y_{k,t+1}^{sg}, y_{k,t+1}^{nsb})] + [\bar{\rho}_V^{t+1}(x_{k,t}^s, x_{k,t}^{ns}, y_{k,t}^{sg}, y_{k,t}^{nsb}) - \bar{\rho}_V^{t+1}(x_{k,t+1}^s, x_{k,t+1}^{ns}, y_{k,t+1}^{sg}, y_{k,t+1}^{nsb})] \}$$

本文利用 MaxDEA6.0 软件对上述效率测度模型进行计算, 测度得到 2002—2007 年间中国 29 个省份 20391 家企业的全要素生产率变动指数。参考邱斌等 [33] 的做法, 将 2001 年各企业全要素生产率基期值设定为 1, 进而将所测历年全要素生产率变动指数相乘得到制造业企业的全要素生产率水平。

五、计量模型构建与结果分析

本文的实证分析框架将主要围绕以下几个问题展开: 首先, 倘若将地方政府生产性支出细分为基础设施、科学技术支出和教育支出三大类, 三类支出对区域制造业企业的全要素生产率变动的影响是否存在差异? 其次, 考虑到区域间可能存在晋升激励下的经济锦标赛, 则不同区域的三类生产性支出对其他地区的企业全要素生产率是否存在空间溢出效应?

(一) 基于局部 Moran I 指数的空间相关性分析

由于区域企业的生产率水平变化不仅取决于本地区的相关因素, 还可能由于空间关联而受到其他地区相关因素的影响。故本文在计量模型构建之前, 选择学术研究中常用的 Moran I 指数检验数据是否存在空间相关关系。Moran I 指数的构建形式如下所示:

$$\text{Moran I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

本文测算的局部 Moran I 指数为 0.351, 且 P 值为 0.002, 这也意味着区域企业的全要素生产率可能存在显著的正向空间相关关系, 因此应当采用空间计量模型进行实证分析。

(二) 空间计量模型构建

由于空间 Durbin 模型不仅能考察被解释变量和空间误差项的空间滞后和空间误差冲击影响, 还考虑了自变量的空间滞后项对其他邻近地区所产生的空间效应影响, 故本文参考 LeSage *et al.* [34] 构建的空间 Durbin 计量模型, 其中 $Y_{i,t}$ 表示区域内的企业全要素生产率水平, X 为核心自变量及系列控制变量, W_{ij} 表示空间权重矩阵, ρ, λ, θ 等参数变化可使空间 Durbin 模型演化成作为特殊形式的空间误差模型和空间滞后模型。

$$Y_{i,t} = a + \beta^T X_{i,t} + (\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{j,t}) + \sum_{k=1}^K (\theta_k \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{k,j,t}) + \varphi_{i,t}$$

$$\varphi_{i,t} = \lambda w \varphi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

参考金培振等 [18] 的研究思路, 本文分别选择地理临近空间权重矩阵 $\tilde{W}_{i,j}$ 和考虑经济规模与地理距离的综合空间权重矩阵 $W_{i,j}$ 进行计量估计, \bar{Q}_i 和 \bar{Q}_j 分别表示两个省份的人均 GDP 水平, $d_{i,j}$ 是以两个区域省会之间最近的铁路距离刻画的地理距离。

$$\tilde{W}_{i,j} = \begin{cases} 1 & i \neq j \text{ 且 } i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i \neq j \text{ 且 } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \\ 0 & i = j \end{cases} \quad W_{i,j} = \begin{cases} \frac{\bar{Q}_i \times \bar{Q}_j}{d_{i,j}^2} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

(三) 指标选取与数据说明

本文依据 MinDS-Luenberger 指数测度的各省制造业企业全要素生产率平均值作为被解释变量,分别将基础设施建设支出 INFRA、教育支出 EDU、科学支出 SCI 等三类支出占财政支出比重作为核心解释变量纳入计量模型。有研究认为财政分权程度越大,地方政府为吸引区域间 FDI 等要素流入所投入的财政资源越多^[14],因此人均 FDI 可以较好地刻画区域政府竞争的状况。此外,由于地方政府竞争可能通过影响三类生产性支出进而作用于企业生产率,故本文也纳入人均 FDI 与三类生产性支出的交互项。

此外,本文选取了区域企业的所有制结构 OS、区域产业结构高级化 RIS、外贸依存度 OPEN 等作为控制指标。其中,由于国有企业通常存在就业冗余并引致严重的效率扭曲^[18],故本文以国有企业单位职工人数与区域职工总数之比来刻画所有制结构。以“经济服务化趋势”为特征的产业结构高级化将促使各类要素在产业间进行再配置,并通过影响要素间的替代弹性作用于企业生产率的变动,故本文选择第三产业与第二产业产值之比表示产业结构高级化水平。在开放经济条件下,本国市场的生产企业不仅受国外企业进入带来的自由竞争影响,各类要素跨国流动还将引致资源在不同国家和地区之间的自由配置,通过改善企业的要素结构来改进企业的生产率水平,故本文选择区域对外贸易依存度指标刻画区域对外开放因素对企业生产率改进的影响。本文实证指标的数据均来源于 2002—2007 年的中国工业企业数据库、《中国统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》和国研网统计数据库等。其中,本文主要变量的统计性描述见表 1。

(四) 实证结果及分析

本文在实证分析中分别利用传统的地理临近矩阵及考虑经济规模和地理距离的综合权重矩阵进行估计,见表 2。基于模型 1 和模型 2 中最小二乘估计 (OLS) 的结果,以及 LM-lag、Robust-LM-lag、LM-error、Robust-LM-error 等系列检验的显著性 (模型 1 和模型 2 中的 LM 检验多数在 5% 以上的水平下显著),发现上述两类模型均可能存在空间相关性,并且 Wald 检验均表明不会退化至空间误差模型或者空间滞后模型,这表明应采用更一般化的空间 Durbin 模型。此外,模型 1 和 2 均依据 Hausman 检验选择时间与空间双固定效应进行估计。

基于空间 Durbin 模型的估计结果显示,模型 1 和 2 中地方政府基本建设支出占比 $\ln INFRA_{i,t}$ 及其与地方政府竞争的交互项 $\ln INFRA_{i,t} \times \ln FDI_{i,t}$ 均未对企业生产率改进产生显著影响,这意味着区域竞争中的地方政府通过扩大基础设施建设支出,虽然可能在短期内刺激需求并推动经济快速增长,但未必对企业的技术创新和生产率改进提供有力支撑,甚至可能通过挤出效应抑制了科技和教育等生产性支出对企业生产率的改进效果。由模型 1 可知,核心自变量 $\ln EDU_{i,t}$ 的空间 Durbin 模型估计系数为 0.5 并在 10% 的水平下显著,表明区域政府在教育事业上的支出每提升 1 个百分点,可能使区域制造业企业的全要素生产率提升 0.5 个百分点。模型 2 中该变量在 5% 水平下显著为正 (估计系数为 0.697),表明该指标估计结果相对稳健。其原因在于地方政府在财政支出中增加教育事业投入有助于提升区域人力资本的积累速度,诸多研究也已证实人力资本积累可以通过提升技术创新能力、技术模仿与技术扩散速度来提升全要素

表 1 主要指标统计性描述

变量名称	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
企业全要素生产率	TFP	174	1.206	0.310	0.659	2.547
基础设施建设支出	INFRA	174	0.148	0.054	0.059	0.304
科学支出占比	SCI	174	0.007	0.007	0.002	0.050
教育支出占比	EDU	174	0.151	0.023	0.100	0.210
企业所有制结构	OS	174	0.506	0.197	0.124	0.835
产业结构高级化	RIS	174	0.729	0.110	0.449	0.942
对外贸易依存度	OPEN	174	0.362	0.460	0.044	1.768

表2 政府科教支出对企业全要素生产率的影响: 基于 OLS 与空间 Durbin 模型估计

	模型 1: 传统地理邻近距离矩阵						模型 2: 经济与地理综合权重矩阵					
	基建支出占比		教育支出占比		科技支出占比		基建支出占比		教育支出占比		科技支出占比	
	OLS	Durbin	OLS	Durbin	OLS	Durbin	OLS	Durbin	OLS	Durbin	OLS	Durbin
lnINFRA _{i,t}	0.459*** (2.70)	0.345 (1.05)					0.459*** (2.70)	0.308 (1.35)				
lnEDU _{i,t}			0.892** (1.99)	0.500* (1.68)					0.892** (1.97)	0.697** (1.99)		
lnSCI _{i,t}					0.021 (0.17)	-0.145 (-0.82)					0.021 (0.17)	-0.229 (-1.42)
lnINFRA _{i,t} × lnFDI _{i,t}	-0.027 (-0.12)	0.130 (0.64)					-0.027 (-0.12)	-0.071 (-0.35)				
lnEDU _{i,t} × lnFDI _{i,t}			-1.393*** (-3.13)	-0.705* (-1.66)					-1.393*** (-3.13)	-0.683* (-1.68)		
lnSCI _{i,t} × lnFDI _{i,t}					0.014 (0.10)	-0.075 (-0.54)					0.014 (0.10)	0.033 (0.27)
lnOS _{i,t}	-0.149 (-0.76)	-0.203 (-1.06)	-0.211 (-1.05)	-0.106 (-0.29)	-0.175 (-0.87)	-0.103 (-0.50)	-0.149 (-0.76)	-0.125 (-0.62)	-0.211 (-1.05)	-0.256 (-1.13)	-0.175 (-0.87)	-0.164 (-0.72)
lnRIS _{i,t}	1.611*** (3.24)	0.392* (1.66)	1.425*** (2.70)	0.454* (1.74)	1.611*** (3.18)	0.497* (1.79)	1.611*** (3.24)	0.553* (1.68)	1.425*** (2.70)	0.573* (1.94)	1.611*** (3.18)	0.704* (1.75)
lnOPEN _{i,t}	0.277*** (2.77)	0.070* (1.68)	0.272*** (2.82)	0.220** (2.27)	0.264** (2.36)	0.120* (1.76)	0.277*** (2.77)	0.118* (1.73)	0.272*** (2.82)	0.080** (2.04)	0.264** (2.36)	0.146** (2.33)
lnFDI _{i,t}	-0.159 (-1.40)	-0.156* (-1.74)	-0.156 (-1.34)	-0.241* (-1.94)	-0.138 (-1.20)	-0.225* (-1.93)	-0.159 (-1.40)	-0.150** (-2.09)	-0.156* (-1.84)	-0.158* (-1.77)	-0.138 (-1.20)	-0.152* (-1.84)
W × lnINFRA _{i,t}		-0.183 (-0.83)						0.183 (0.85)				
W × lnEDU _{i,t}				-0.225* (-1.74)						-0.472** (-1.99)		
W × lnSCI _{i,t}						0.223 (1.22)						0.428** (2.52)
W × (lnINFRA _{i,t} × lnFDI _{i,t})		0.733* (1.72)						0.148 (0.35)				
W × (lnEDU _{i,t} × lnFDI _{i,t})				-3.533*** (-3.35)						2.210** (2.10)		
W × (lnSCI _{i,t} × lnFDI _{i,t})						0.029 (0.11)						-0.385** (-1.96)
W × lnOS _{i,t}		-0.455 (-1.53)		-0.489 (-1.50)		-0.561* (-1.86)		-0.486 (-1.36)		-0.175 (-0.48)		-0.606* (-1.75)
W × lnRIS _{i,t}		1.615* (1.72)		0.786 (0.85)		1.427 (1.53)		-0.152 (-0.13)		0.145 (0.13)		-0.046 (-0.04)
W × lnOPEN _{i,t}		-0.902*** (-4.33)		-0.789*** (-3.65)		-0.923*** (-4.07)		-0.376 (-1.41)		-0.223 (-0.84)		-0.473* (-1.69)
W × lnFDI _{i,t}		1.823*** (6.31)		1.565*** (5.87)		1.735*** (6.76)		1.121*** (3.55)		1.152*** (3.62)		1.268*** (3.94)
W × dep. var		0.034 (0.33)		-0.028 (-0.27)		0.027 (0.26)		0.189* (1.69)		0.261*** (2.46)		0.164* (1.67)
intercept	-0.239 (0.55)		0.548 (0.54)		-1.055* (-1.66)		-0.240 (-0.60)		0.548 (0.54)		-1.055* (-1.66)	
R-squared	0.273	0.437	0.304	0.457	0.241	0.416	0.273	0.412	0.304	0.441	0.241	0.419
lik	-192.09	-169.94	-188.35	-166.68	-195.83	-173.05	-192.09	-174.20	-188.35	-170.27	-195.83	-172.90
LM-lag	3.175 1*		10.33***		13.48***		11.35***		11.89***		12.82***	
R-LM-lag	2.82*		0.44		7.11***		13.81***		4.58**		16.70***	
LM-error	1.544		9.96***		7.25***		4.53**		7.97***		5.48**	
R-LM-error	1.175		0.07		0.88		6.99***		0.65		9.38***	
Wald-spatial-lag		45.11***		47.62***		50.00***		26.75***		27.52***		38.59***
Wald-spatial-error		45.86***		42.37***		48.26***		31.32***		28.82***		40.67***

注: 扩号内为估计系数的 t 值 其中***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

生产率水平^[35-36]。值得关注的是,模型1与2的交互项 $\ln\text{EDU}_{i,t} \times \ln\text{FDI}_{i,t}$ 均显著为负,表明当控制了教育事业投入变量时,提升地方政府竞争强度可能会导致企业全要素生产率的恶化,原因可能在于在财政资源有限的前提下,参与经济竞赛的地方政府对基础设施建设的偏好决策对其他类型的生产性支出产生挤出效应,从而削弱了教育等生产性支出对企业全要素生产率的改进效果。此外,模型1和2中作为核心自变量的政府科技支出占比指标与企业生产率之间似乎没有关联(模型1和模型2中该指标估计系数分别为-0.145和-0.229,且均无统计显著性),交互项 $\ln\text{SCI}_{i,t} \times \ln\text{FDI}_{i,t}$ 也不显著。原因可能在于以下几方面:首先,地方政府在科技事业方面的投入力度依然难以支撑企业创新活动的资金需求。近年来,随着企业从事高新技术研发所需要的资金投入日益增加,其所面临的研发活动及成果转换风险也在不断提升,而且多数企业均面临着程度不等的融资约束。因此,倘若地方政府未能对辖区内企业的研发创新活动提供足够的资金支持,企业也会丧失自主研发投入的动力。其次,部分研究证实,在存在大量寻租机会的转型经济体中,政府对企业的研发活动进行财政补贴可能存在一定的政策扭曲效应,企业通常发出虚假“创新类型”信号来获取政府研发补贴,从而削弱了政府科技支出对企业创新活动的激励效果^[37],而在要素市场扭曲程度较高的地区,获得政府财政补贴的当地企业不再倾向于提升自身的研发投入水平,原因是这类企业在接受政府补贴后会以相对较低的要素投入攫取更高的利润和租金收益,也会对其自身的研发动力产生抑制作用。

在其他控制变量中,对外开放程度越高对企业生产率的改进效果就愈发明显(模型1和模型2中,变量 $\ln\text{OPEN}_{i,t}$ 的估计系数均为正值,且至少在10%的水平下显著),原因是提升贸易开放度有利于通过促进人力资本积累改善中国的全要素生产率^[38]。值得关注的是,FDI与企业生产率之间存在着较为显著的负相关关系,其原因一方面在于东道国企业自身的技术基础通常相对落后,不仅研发创新能力较弱,而且本土企业较弱的技术吸收能力也限制了跨国公司对本国企业技术创新产生的正向溢出效果。另一方面,部分跨国公司并未将先进技术及完整产业链转移到东道国,而是将研发设计与服务环节保留在母国,将污染较为严重、生产要素成本相对较高的生产制造环节转移到东道国。这样不仅难以提升东道国企业的生产率水平,还会将其锁定到相对低端的价值链环节,从而抑制了东道国企业的技术创新和生产率改进。产业高级化可以有效改进区域制造业企业的生产率水平,原因在于,随着经济服务化趋势的演进,信息技术与传统制造业深度融合,生产性服务业与传统工业之间的边界也趋于模糊,这将推动要素在不同行业之间合理配置,并使其边际生产率得以显著提升,最终提高了制造业企业的全要素生产率。此外,考虑到国内区域间存在较大的差异,将29个省份分别按照东部和中西部划分,重点考察三类生产性支出及其与地方政府竞争变量的交互项对上述区域企业全要素生产率的作用,实证结果表明无论东部还是中西部地区,教育事业投入均对企业的全要素生产率产生了改进作用,而地方政府竞争可能会通过倾向性的生产性支出结构对教育事业投入的生产率改进影响产生一定的抑制作用,其他两类生产性支出及相应的交互项的估计系数均不显著,故该结论也与模型1和2的分析结果比较接近,表明本文研究结论相对稳健。

模型2中企业全要素生产率的空间交互项 $W \times \text{dep. var}$ 系数均明显为正值,表明制造业企业生产率的改进不仅受本地区生产性支出及其他控制变量的直接影响,还与其他地区企业的全要素生产率产生了空间交互作用,区域间的技术溢出效应促使不同地区的生产企业实现全要素生产率的协同改进。此外,地方政府教育事业支出的空间交互项 $W \times \ln\text{EDU}_{i,t}$ 均显著为负,预示着可能存在空间溢出效应。为此,本文将生产性支出对企业全要素生产率的影响分解为三种效应,是否存在空间溢出效应可以通过间接效应显著性来判断。

由表3可知,基础设施建设支出和科技支出均未表现出显著的空间溢出效应。相较之下,地方政府教育支出的直接效应系数和间接效应系数分别在10%和5%显著性水平下为0.672和-0.368,表明区域间的教育支出可能存在负向空间溢出效应,此结果似乎与常识相悖,然而,由于中国东部与

中西部内陆地区的经济文化发展差异较大,一方面,自计划经济时期开始,中国各地区的教育事业(尤其是高等教育方面)就存在严重不平衡特征,不同地区的教育基础水平差异很大;另一方面,倘若地方政府加大对本地区教育事业的投入力度,将在推动区域自身人力资本积累的同时,吸引其他区域的人力资本流入,从而有效提升区域企业的全要素生产率水平。其他控制变量的空间溢出效应并非本文考察重点,故不做赘述。

表3 地方政府生产性支出影响企业全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应

	核心自变量: 基建支出占比			核心自变量: 教育支出占比			核心自变量: 科技支出占比		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
$\ln\text{INFRA}_{i,t}$	0.313 (1.19)	0.293 (1.23)	0.607 (1.34)						
$\ln\text{EDU}_{i,t}$				0.672* (1.84)	-0.368** (-1.98)	0.305* (1.76)			
$\ln\text{SCI}_{i,t}$							-0.215 (-1.31)	0.456 (1.59)	0.241* (1.74)
$\ln\text{INFRA}_{i,t} \times \ln\text{FDI}_{i,t}$	-0.065 (-0.32)	0.151 (0.28)	0.086 (0.14)						
$\ln\text{EDU}_{i,t} \times \ln\text{FDI}_{i,t}$				-0.605 (-1.27)	2.685* (1.86)	2.080 (1.21)			
$\ln\text{SCI}_{i,t} \times \ln\text{FDI}_{i,t}$							0.025 (0.21)	-0.441* (-1.89)	-0.392 (-1.08)
$\ln\text{OS}_{i,t}$	-0.141 (-0.68)	-0.635 (-1.42)	-0.776 (-1.58)	-0.267 (-1.20)	-0.322 (-0.68)	-0.589 (-1.16)	-0.184 (-0.80)	-0.739* (-1.75)	-0.923* (-1.99)
$\ln\text{RIS}_{i,t}$	0.559 (0.94)	0.288** (2.22)	0.848* (1.66)	0.604 (1.01)	0.047** (2.04)	0.557 (0.42)	0.709 (1.18)	0.202** (2.15)	0.911* (1.72)
$\ln\text{FDI}_{i,t}$	-0.113 (-1.02)	1.348*** (3.08)	1.236** (2.50)	-0.080 (-0.70)	1.480*** (3.14)	1.399** (2.68)	-0.116 (-1.05)	1.457*** (3.70)	1.341*** (2.97)
$\ln\text{OPEN}_{i,t}$	0.105 (1.09)	-0.438 (-1.23)	-0.333 (-0.84)	0.071 (0.73)	-0.280 (-0.79)	-0.290 (-0.53)	0.131 (1.16)	-0.524 (-1.67)	-0.392 (-1.08)

注:表3为基于经济与地理综合权重矩阵的估计结果,其中括号内为估计系数的t值,***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

六、研究结论与启示

本文基于区域间的策略互动和空间关联特征,将地理距离和经济规模因素纳入传统的标尺竞争模型,由此探讨了地方政府竞争对不同生产性支出决策的影响。进而在2002—2007年中国20391家制造业企业数据的基础上,通过构建MinDS-Luenberger指数和空间面板Durbin计量模型,分析了地方政府竞争背景下的三类生产性支出对区域制造业企业全要素生产率的影响,并对区域之间存在的空间溢出效应进行更深入地探讨。基于总体视角的实证分析发现,地方政府加大基础设施建设并未对区域整体企业的全要素生产率产生正向影响,加大教育事业投入会通过人力资本积累推动技术创新,从而有效地改善区域整体企业的全要素生产率水平。倘若考虑劳动力和人力资本跨区域自由流动,则不同区域的教育支出会对企业全要素生产率产生负向的空间溢出效应。相较之下,地方政府对科技事业的投入未能对区域企业的生产率改进产生积极影响,其原因可能与地方政府对科技事业的投入力度及研发补贴引致的企业创新动力扭曲有关。对外开放程度与产业高级化均对企业全

要素生产率有着积极的正向影响,FDI 却与企业生产率存在较显著的负相关关系。尚未有证据表明企业所有制属性与企业全要素生产率之间存在显著关联。

综上所述,随着中国经济进入由高速增长转向中高速增长、从规模速度型粗放增长转向质量效率型集约增长的新常态时期,通过增加基础设施建设以刺激需求的粗放式经济增长模式难以为继。以优化资本、技术、劳动力等要素配置为着力点,加快供给侧结构性改革才是提升全要素生产率的关键。这也意味着地方政府应当科学审慎地协调基础设施建设、科技支出和教育支出等各类生产性支出的关系。首先,地方政府要摒弃围绕经济增长所采取的偏向性财政支出政策,更加立足区域产业发展实际,有针对性地开展与产业结构相匹配的基础设施建设,尽量避免资源浪费严重的盲目投资和重复建设。其次,各区域应进一步提高教育支出水平,通过加快人力资本等高端要素的培育,依靠人才资源和科技创新推动经济的持续增长。针对中西部地区教育基础落后、教育投入能力有限的现实特征,应通过落实“中西部高校综合实力提升工程”、高校毕业生“三支一扶”等项目逐步实现教育公共服务均等化,通过弥合区域间的教育水平和人力资本差距来实现全要素生产率的共同改进。最后,着力实施创新驱动发展战略,通过激发创新动力、创业活力来增强微观经济体的活力。考虑到不同企业在创新能力和创新意识方面存在的差异,地方政府要重点扶持创新意识较强、资金约束偏紧的企业,切实改革不必要的收费和审批环节,进一步激发企业的创新活力。针对释放虚假“创新类型”信号以争取政府财政支持的部分企业,不仅应严格限制对其进行科技活动补贴,还要严厉惩处政、企之间的寻租与腐败行为,为区域企业的研发创新活动提供良好的社会氛围。

参考文献:

- [1] LI H, 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.
- [2] 张军, 高远, 傅勇 等. 中国为什么拥有了良好的基础设施? [J]. *经济研究*, 2007(3): 4-19.
- [3] 丁菊红, 邓可斌. 政府偏好、公共品供给与转型中的财政分权 [J]. *经济研究*, 2008(7): 78-89.
- [4] 傅勇. 财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给 [J]. *经济研究*, 2010(8): 4-15 + 65.
- [5] 饶晓辉, 刘方. 政府生产性支出与中国的实际经济波动 [J]. *经济研究*, 2014(11): 17-30.
- [6] HO, T W. Consumption and government spending substitutability revisited: evidence from Taiwan [J]. *Scottish journal of political economy*, 2001, 48(5): 589-604.
- [7] FURCERI D, SOUSA R M. The impact of government spending on the private sector: crowding-out versus crowding-in effects [J]. *Kyklo*, 2011, 64(4): 516-533.
- [8] 胡永刚, 郭新强. 内生增长、政府生产性支出与中国居民消费 [J]. *经济研究*, 2012(9): 57-71.
- [9] 邓明. 中国地区间市场分割的策略互动研究 [J]. *中国工业经济*, 2014(2): 18-30.
- [10] 蒋含明, 王军辉, 李非. 企业家创业、生产性公共支出与区域经济增长——基于动态空间面板方法的实证研究 [J]. *经济评论*, 2013(2): 76-84.
- [11] XIE D, ZOU H F, DAVOODI H. Fiscal decentralization and economic growth in the United States [J]. *Journal of urban economics*, 1999, 45(2): 228-239.
- [12] AKAI N, SAKATA M. Fiscal decentralization contributes to economic growth: evidence from state-level cross-section data for the United States [J]. *Journal of urban economics*, 2002, 52(1): 86-95.
- [13] 周业安, 章泉. 财政分权、经济增长和波动 [J]. *管理世界*, 2008(3): 6-15.
- [14] 王文剑, 仇建涛, 覃成林. 财政分权、地方政府竞争与 FDI 的增长效应 [J]. *管理世界*, 2007(3): 13-22 + 171.
- [15] 刘冲, 乔坤元, 周黎安. 行政分权与财政分权的不同效应: 来自中国县域的经验证据 [J]. *世界经济*, 2014(10): 123-144.
- [16] 龚锋, 卢洪友. 公共支出结构、偏好匹配与财政分权 [J]. *管理世界*, 2009(1): 10-21.
- [17] 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): 36-50.

- [18]金培振,张亚斌,邓孟平. 区域要素市场分割与要素配置效率的时空演变及关系[J]. 地理研究,2015(5): 953-966.
- [19]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.
- [20]李森圣,张宗益. 财政分权与地方交通基础设施投资激励——基于中央跨区域财政配置视角的分析[J]. 产业经济研究,2015(2): 100-110.
- [21]FEDDERKE J W,BOGETIĆ Ž. Infrastructure and growth in South Africa: direct and indirect productivity impacts of 19 infrastructure measures[J]. World development,2009,37(9): 1522-1539.
- [22]周业安,程栩,赵文哲,等. 地方政府的教育和科技支出竞争促进了创新吗?——基于省级面板数据的经验研究[J]. 中国人民大学学报,2012(4): 53-62.
- [23]程华,赵祥,杨华,等. 政府科技资助对我国大中型工业企业 R&D 产出的影响——基于省际面板数据的研究[J]. 科学学与科学技术管理,2008(2): 24-27.
- [24]张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D? [J]. 经济研究,2011(8): 78-91.
- [25]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(11): 127-139.
- [26]华萍. 不同教育水平对全要素生产率增长的影响——来自中国省份的实证研究[J]. 经济学(季刊),2005(1): 147-166.
- [27]BRONZINI R,PISELLI P. Determinants of long-run regional productivity with geographical spillovers: the role of R&D, human capital and public infrastructure[J]. SSRN electronic journal,2009,39(2): 187-199.
- [28]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.
- [29]罗良文,潘雅茹,陈峥. 基础设施投资与中国全要素生产率——基于自主研发和技术引进的视角[J]. 中南财经政法大学学报,2016(1): 30-37.
- [30]金培振. 中国环境治理中的多元主体交互影响机制及实证研究[D]. 长沙: 湖南大学,2015.
- [31]APARICIO J,RUIZ J L,SIRVENT I. Closest targets and minimum distance to the Pareto-efficient frontier in DEA[J]. Journal of productivity analysis,2007,28(3): 209-218.
- [32]CHAMBERS R G,CHUNG Y,FÄRE R. Benefit and distance functions[J]. Journal of economic theory,1996,70(2): 407-419.
- [33]邱斌,杨帅,辛培江. FDI 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究: 基于面板数据的分析[J]. 世界经济,2008(8): 20-31.
- [34]LESAGE J P,PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton,FL: Chapman & Hall/CRC,2009.
- [35]于诚,蒋中煜,黄益新. 跨国服务外包对中国制造业就业市场影响的实证研究[J]. 南京财经大学学报,2016(1): 25-34.
- [36]纪雯雯,赖德胜. 人力资本、配置效率及全要素生产率变化[J]. 经济与管理研究,2015(6): 45-55.
- [37]GILL I S,KHARAS H J,BHATTASALI D. An East Asian renaissance: ideas for economic growth [M]. World Bank Publications,2007.
- [38]许和连,元朋,祝树金. 贸易开放度、人力资本与全要素生产率: 基于中国省际面板数据的经验分析[J]. 世界经济,2007(12): 3-10.

(责任编辑:木子)

(下转第99页)

Water Resource Constraints and China's Economic Growth ——Based on Econometric Analysis of “Resistance” of Water Resource

ZHANG Hengquan , ZHANG Chenjun , ZHANG Wanli

(School of Business , Hohai University , Nanjing 211100 , China)

Abstract: This paper estimates the resistance of water resource to China's economic growth from the province and industry level separately , based on improved C-D function and Romer's analytical framework of resistance to economic growth. It shows that the elasticity of capital and technology is greater than water resource and labor. There are great discrepancies of resistance of water resource to economic growth in different provinces and industries. The resistance of water resource is biggest to service industry , especially in eastern provinces. The secondary industry is less affected and the first industry is least affected by the resistance of water resource. The resistance of water resource to economic growth is not only influenced by the elasticity of capital , water resource and labor , but also influenced by the growth rate under constrictions of water resource. Therefore , in order to reduce the restrictions of water resource to economic growth , we should control the excessive growth of population , improve utilization of water resource and capital , and enhance the effect of technology.

Key words: economic growth , water resource , resistance , tertiary industries , ridge regression

(上接第 50 页)

Local Government Competition , Productive Expenditure and the Total Factor Productivity of Enterprises ——Empirical Evidence Based on the Perspective of Spatial Spillover Effects

TAN Guangrong , SHI Buyun , JIN Peizhen

(School of Economics & Trade , Hunan University , Changsha 410079 , China)

Abstract: As the problem of unbalanced fiscal expenditure structure that caused by the local government competition becomes increasingly obvious , it is time to examine the influence of each productive expenditure on total factor productivity (TFP) of regional enterprises. This paper estimates total factor productivity of 20391 China's manufacturing enterprises by constructing MinDS-Luenberger index. Based on spatial Durbin econometric model , the empirical research finds that: From the perspective of overall regional enterprise , the increase of local government fiscal expenditure on education can promote human capital accumulation and technological innovation as well as enterprises' TFP in this region. However , fiscal educational expenditure in each region has a negative spatial interaction impact. In contrast , the effect of local government fiscal expenditure on infrastructure construction and technology on enterprises' TFP in this region isn't significant. The opening up and advanced industry level has a positive impact on enterprises' TFP while foreign direct investment and enterprises' TFP has a negative correlation relationship. The impact of ownership on enterprises' TFP is not yet significant.

Key words: local government competition; productive expenditure; total factor productivity of enterprise; MinDS-Luenberger index; spatial spillover effect