

服务型政府建设与企业高质量发展

张思涵¹, 张明昂², 王雨坤³

(1. 北京信息科技大学 经济管理学院, 北京 100192; 2. 中央财经大学 财政税务学院, 北京 102206;
3. 中国人民大学 财政金融学院, 北京 100872)

摘要: 建设负责任的服务型政府是改善政企关系和优化营商环境的必然要求, 对提高经济发展质量具有重要意义。近年来, 各地开展的“电视问政”节目帮助地方政府了解社会诉求并且可以及时响应这些问题。文章把“电视问政”节目的开通作为准自然实验, 实证检验服务型政府建设对企业全要素生产率的影响。结果表明, “电视问政”显著提升了企业全要素生产率, 而且设置打分环节、采用直播形式及宣传力度较强的“电视问政”节目影响更大。同时, 对非国有企业、初创企业和技术密集型企业生产率的提升作用也更强。机制分析表明, “电视问政”通过减少政府干预和降低制度性交易成本, 促进了企业进入市场和研发创新, 从而实现全要素生产率的提升。文章从政府回应视角丰富了服务型政府与企业生产率的研究, 为加快政府职能转变以推动经济高质量发展提供了实证参考。

关键词: 服务型政府; 经济发展质量; 全要素生产率; 准自然实验

中图分类号: F062.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2022)09-0109-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20220614.401

一、引言

党的十九大报告指出, “我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”。在此过程中, 经济增长的动力由要素和投资驱动转为由全要素生产率驱动。因此, 改善企业生产效率成为提高经济发展质量的关键所在。这一方面要求我们坚持市场在资源配置中的决定性作用, 另一方面则需要更好发挥政府的作用, 推动“有效市场”和“有为政府”相结合。近年来, 中国政府加快转变政府职能, 提高服务水平和改善营商环境, 为提升企业生产效率奠定了良好的营商环境基础。

构建服务型政府的关键在于以公共利益为价值导向, 建立地方政府与公共利益的激励相容机制。根据公共选择理论, 地方政府具有“经济人”属性。然而地方政府的效用函数与社会总体福利之间可能存在差异(Krueger, 1974; Murphy等, 1993)。因此, 只有通过规范地方政府的行为和转变工作作风, 强化其公共服务职能, 使地方政府效用与社会总体福利一致, 才能有效地抑制政府对企业的过度干预(Stigler, 1971; 夏立军和方轶强, 2005), 为企业的生存和发展创造良好的制度环境。

收稿日期: 2022-02-13

基金项目: 国家社科基金重大项目(19ZDA070); 中央高校基本科研业务费专项资金; 中央财经大学科研创新团队支持计划; 北京信息科技大学促进高校分类发展项目(5112210862)

作者简介: 张思涵(1993-), 女, 山东济宁人, 北京信息科技大学经济管理学院讲师;
张明昂(1993-)(通讯作者), 男, 山东济宁人, 中央财经大学财政税务学院助理教授;
王雨坤(1998-), 女, 河南焦作人, 中国人民大学财政金融学院博士研究生。

现有文献基于行政审批制度、政务公开、简政放权等具体政策实践,研究了政府自身的业务和机构改革对企业的影响。例如,行政审批中心的建立加强了政务协同,提高了行政效率(华生等,2020),这一方面导致企业进入率提升(毕青苗等,2018),进而刺激更多企业增加研发支出和提高创新水平以赢得市场竞争(朱光顺等,2020)。另一方面也降低了企业的时间成本、机会成本和制度性交易成本(夏杰长和刘诚,2017)。在激励和“减负”共同作用下,企业生产率和资源配置效率得以提升(郭小年和邵宜航,2019)。退税审批权下放和“退税无纸化”改革均具有“退税加速效应”,有效缓解了企业融资约束问题,促进企业出口(梁平汉等,2020)。减税降费有利于吸引风险投资(彭涛等,2021),降低融资约束和提高技术创新(Liu和Mao,2019)。此外,作为政府接受社会监督的重要机制,政务公开能在一定程度上降低政策不确定性和提高企业的投资效率(于文超等,2020)。

然而,这些“自上而下”的改革措施是否真正有助于地方政府在行使“代理人”角色过程中满足委托人的需求?这仍有待商榷。在公众“用脚投票”压力下(Tiebout,1956),作为公共利益的代表,地方政府能否充分利用本地信息(Hayek,1945)来服务当地发展?这关键在于其能否吸纳当地群众的意见和回应当地的诉求。增强政府回应,^①并且将公众诉求反映在决策制定中,确保政府与公众利益激励相容,更好地实现政府的服务职能,这是建设服务型政府的“自下而上”的有效手段。同时,在经济发展从“要素驱动”转向“创新驱动”的重要阶段,企业全要素生产率的提升成为推动经济高质量发展的关键力量,并被作为测度经济发展质量的重要指标(朱光顺等,2020)。因此,有必要从政府回应视角关注服务型政府建设对企业发展以及对企业全要素生产率的重要作用,研究结论可对现有文献进行补充。

近年来,中国各地相继开设“电视问政”节目,采用“问政和反馈”模式。^②除基本的民生问题外,多地“电视问政”节目经常就企业面临的问题进行专项整治,比如企业审批服务事项办理效率、工业园区土地规划和设施建设、融资、要素供给等。“电视问政”为企业反映营商环境问题提供了渠道,有助于地方政府全面了解企业诉求,也为发挥社会监督在政府治理中的积极作用提供了平台,有效督促地方政府及时进行决策和反应,减少政府不当干预,改善营商环境和降低制度性交易成本。因此,开通“电视问政”这一事件为从政府回应角度研究建设服务型政府提供了良好的实证素材。本文把开通“电视问政”节目作为准自然实验,采用双重差分法,实证研究政府回应水平的提高对企业全要素生产率的影响,从而揭示服务型政府建设与经济发展质量之间的因果关系。

本文手工搜集了各城市“电视问政”的开通信息,并与2007—2019年上市公司数据进行匹配。基于双重差分模型的实证结果表明,“电视问政”显著提升了当地企业的全要素生产率水平。本文进一步探究了“电视问政”提升企业全要素生产率的可能渠道。我们发现,“电视问政”有助于减少政府对企业的干预和降低企业面临的制度性交易成本,进而促进了企业进入市场、企业研发投入和创新产出,最终实现全要素生产率的提升。本文还检验了在地方官员政治周期的不同阶段,“电视问政”对全要素生产率影响的差异,发现“电视问政”对企业全要素生产率的正向影响在整个党代会周期内始终存在,并且在党代会周期后期的影响程度超过初期。此外,设

^① 政府回应(*policy responsiveness*)是指政府能否在公共决策及治理中容纳公众的利益表达和诉求,并与民众形成良好的互动关系(Roberts和Kim,2011)。

^② “反馈”是指“电视问政”节目通常会在本期节目公布上期问题的整改成效(包括已整改到位及尚在整改中的问题)。一些“电视问政”节目采用直播形式和设置现场打分环节,可进一步增强反馈力度。

置打分环节、采用直播形式以及较大宣传力度的“电视问政”对企业全要素生产率影响更大,并且该影响在非国有企业、初创企业和技术密集型企业中更为突出。最后,本文基准结论在多种稳健性检验下均保持稳健。

本文的边际贡献主要有以下三点:首先,本文从政府回应角度,研究服务型政府对经济发展质量的影响,补充了政府回应与企业生产效率关系的相关文献;其次,本文从制度环境角度,丰富了企业全要素生产率影响因素的相关研究;最后,本文结论为加快政府职能转变和推动经济高质量发展提供了实证参考。

本文后续结构安排如下:第二部分是理论分析;第三部分为实证设计,包括模型构建、变量设定和数据说明;第四部分汇报基准回归、稳健性检验和平行趋势检验结果;第五部分进行作用机制分析;第六部分排除竞争性解释,并进行异质性分析;最后对本文进行总结。

二、理论分析

增强政府回应力度不仅需要广泛吸纳公众诉求并进行政策转化,而且需要切实提高政策落实效率、质量和水平。当前,中国各地相继开设“电视问政”节目,涵盖教育、医疗、卫生、环境等民生问题与企业发展、营商环境等问题,采用“问政和反馈”模式,为政府官员与公众之间搭建了沟通的桥梁,为整改效果提供了社会监督的平台,可较好地体现地方政府回应。^①

“电视问政”节目的开通缓解了政府与企业间的信息不对称,并且能够通过上级官员对下级官员的监督问责制度,督促具体职能部门的官员对企业所面临的问题进行回应和反馈。为更好描述“电视问政”影响企业全要素生产率的机制,本文构建有媒体参与的逻辑框架,如图1所示:

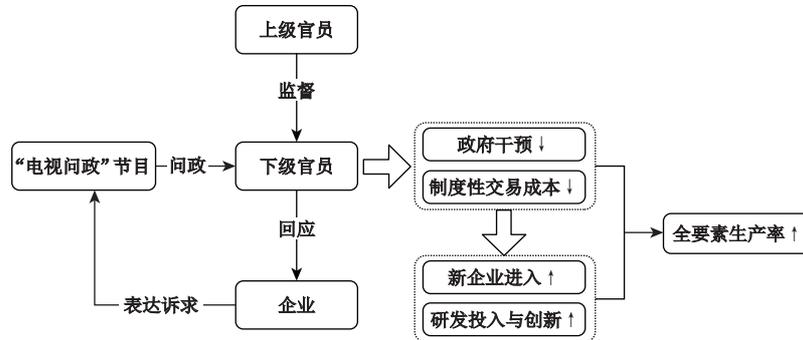


图1 理论分析框架

基于上述分析框架,本文提出待检验的主假设:

H1:“电视问政”节目的开通能提升企业全要素生产率水平。

具体来讲,企业通过电视平台表达诉求,包括审批落地、资金问题、园区建设、惠企政策等。在上级官员(一般指市委书记、市长等)的监督下,下级官员(一般指职能部门负责人)对企业诉求进行回应及承诺。地方政府官员会尽力满足企业的合理需求以降低被问责的概率。同时,企业通过节目表达诉求和说明问题,有关部门被询问的频率越高,意味着其政务服务水平可能越低,将降低上级官员对该部门官员的评价。因此,地方政府官员会对潜在的问题进行全面整改,以

^① 尽管当前互联网技术发展迅猛,人们获取资讯的渠道越来越多样化,但作为传统媒体的主力,电视媒体依然是政府舆论宣传的主要阵地,具有较强权威性和公信力(雷跃捷等,2012),也是民众了解最新政策动向和参与地方治理的重要平台。另外,相比于通过留言等待回复的“网络问政”和通过拨打电话的“热线问政”等形式,电视媒体为地方官员提供了直面媒体和观众的平台,传播效果、公众关注度和参与度更高。

低被询问的概率。基于上述分析,“电视问政”节目不仅能够实现“点对点”回应,长期来讲还有利于弱化地方政府“经济人”属性并强化“代理人”属性,将地方政府效用与社会总体福利保持一致,实现政府服务意识、行政效率等全方位转变,减少对企业的干预。企业的生存环境变好,在生产经营中面临的制度性交易成本降低,能够将有限的资金和人力资源投入生产性活动,从而提高生产率水平,因此提出待检验假设 2:

H2:“电视问政”节目的开通能减少政府干预及企业面临的制度性交易成本。

此外,营商环境的改善和制度性交易成本的降低,将会吸引更多企业进入当地市场。罗党论和刘晓龙(2009)认为,政府管制可能阻碍了企业进入市场。“电视问政”通过规范政府行为和改善营商环境,有利于为市场主体提供公平的市场准入规则和竞争环境,从而促进企业进入市场。毕青苗等(2018)、王璐等(2020)研究发现,通过行政审批制度改革优化营商环境,可以促进企业进入市场。当存在更多的企业进入时,企业通过学习效应能够实现自身生产率的快速增长(毛其淋和盛斌,2013)。因此,“电视问政”能够通过促进企业进入市场来提高企业生产率,从而提出待检验假设 3:

H3:“电视问政”节目的开通能促进新的企业进入市场。

“电视问政”还能通过促进企业研发创新来提高生产效率。一般而言,研发需投入大量资金,具有较高风险和不确定性。研究表明,政策不确定性会抑制企业创新(亚琨等,2018),而优化营商环境有助于促进企业创新(夏后学等,2019)。因此,“电视问政”所带来的营商环境改善将提高企业的确定性预期,投资者更有信心增加创新投入,管理者也更有意愿加大研发投入和提高技术创新等(Bah和Fang,2015)。“电视问政”带来的制度性交易成本下降也将使企业集中更多资源进行研发创新活动(王永进和冯笑,2018)。同时,新企业进入市场将提高市场竞争水平,从而迫使企业增加研发投入,提高自身竞争优势,最终实现企业生产率的提高。因此,本文提出待检验假设 4:

H4:“电视问政”节目的开通能促进企业的研发创新。

最后,考虑到从“电视问政”播出到政府行为转变需要一定的时间,新企业进入市场以及企业增加研发投入和创新产出也需要时间,因此“电视问政”节目的开通对企业全要素生产率的影响可能具有滞后效应。

三、实证设计

1. 模型构建

本文采用双重差分模型(DID)识别“电视问政”与企业生产率的因果关系。DID回归模型设定如下:

$$TFP_{ict} = \alpha + \beta TVpolicy_{ct} + \mu_i + \nu_t + X_{ict} + Z_{ct} + TreatGroup_i \times t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表企业,*c*代表城市,*t*代表年份。 TFP_{ict} 是企业*i*在*t*年的全要素生产率(Total Factor Productivity)。 $TVpolicy_{ct}$ 是表示“电视问政”开通与否的虚拟变量,若企业所在地级市*c*于*t*年开通了“电视问政”节目,则从该年份开始 $TVpolicy_{ct}$ 取值为1,否则为0。^① β 是本文最关心的系数,衡量了“电视问政”开通对企业全要素生产率的影响。

① 本文在认定是否开通“电视问政”节目时,删除了临时性播出“电视问政”的样本,以确保样本中的“电视问政”节目持续、稳定。另外,从平行趋势检验结果可见,“电视问政”一旦开播,即对企业生产率产生持续的正向影响,意味着“电视问政”对政府作风转变、营商环境改善的作用是相对长期的。而“电视问政”的停办对估计系数造成的偏误是低估而非高估,因为一些无法被识别出来的停播年份会被赋值为1从而导致处理组被稀释,估计系数度量的是实际影响的下限。作者感谢审稿专家对此问题的提醒。

在控制变量中, μ_i 表示企业固定效应,用于控制企业层面不随时间变化的因素的影响。 ν_t 表示时间固定效应,用于控制共同时间趋势的影响。 X_{it} 是企业层面可能影响全要素生产率的因素,包括企业年龄、所有制性质、资本结构、成长机会、营运效率、规模和资产抵押能力等。 Z_{it} 为地区层面影响全要素生产率的因素,包括人口规模、经济发展水平以及产业结构。此外,考虑到样本期间内处理组和对照组地区的企业可能本身就存在系统性差异,导致二者缺乏可比性,因此参考Li等(2016)的做法,在回归中进一步控制处理组特定的线性时间趋势 $TreatGroup_i \times t$ 来反映处理组和对照组企业全要素生产率变动的潜在趋势差异。 ε_{it} 为随机扰动项,标准误在企业维度进行聚类调整。

2. 数据与变量

(1) 企业数据。本文研究样本为2007—2019年^①删除ST企业及关键财务指标存在缺失的样本,有效样本量为26701。为避免极端值的影响,本文对所有连续变量进行1%缩尾(winsorize)处理。数据来源为国泰安数据库。

本文被解释变量为企业全要素生产率 TFP_{it} ,使用OP法对其估计(Olley和Pakes,1996)。全要素生产率的计算基于柯布—道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数,在具体指标的选取方面,参照赵健宇和陆正飞(2018),使用主营业务收入的自然对数反映产出,使用员工人数的自然对数测度劳动力投入,使用固定资产的自然对数测算资本投入,使用资本性支出的自然对数衡量投资,使用购买商品、接受劳务所支付的现金的自然对数表示中间品投入(Giannetti等,2015)。此外,使用上市公司所在地的工业品出厂价格指数对产出值进行平减处理,使用固定资产投资价格指数对资本投入进行平减处理(鲁晓东和连玉君,2012)。

在企业维度控制变量中,参考覃家琦等(2021),使用当前年份与企业成立年份的差值反映企业年龄(Age),使用是否为国有企业(Soe)反映其所有制性质,使用资产负债率(LEV)反映资本结构,使用市账比(MTB)反映成长机会,使用资产回报率(ROA)和总资产周转率(Opt)反映营运效率,使用总资产(Ttasset)反映企业规模,使用固定资产净值占总资产的比重(Mtg)反映资产抵押能力。

(2) 地区数据。本文的核心解释变量为表示地级市是否开通“电视问政”的虚拟变量 $TVpolicy_{it}$,各地级市“电视问政”的开通和播出信息均为手工搜集整理而得。“电视问政”节目的开通时间通过以下三个渠道进行交叉判断:(1)使用浏览器检索各地级市最早出现“电视问政”等关键词的新闻报道;(2)收集中国知网《中国重要报纸数据库》中题名包含特定地级市名称和“电视问政”等关键词的报道;(3)收集《读秀》数据库“报纸”板块中题名包含特定地级市名称和“电视问政”等关键词的报道。若未查询到任何有关某地级市的信息,则认定该地级市未开通“电视问政”。^②在此基础上,认定某地级市开通“电视问政”节目还需满足以下五个条件:(1)联合发起或举办单位包括市委、市纪委或市纠风办等政府机构;(2)节目由地方电视台播出;(3)节目采取与政府官员面对面形式,而非视频等线上语音访谈形式;(4)播出频率及周期稳定;(5)有群众现场观看并参与询问。此外,本文还通过搜索引擎和纸媒数据库获取节目的连续性、录制方式(直播或录播)、有无现场打分环节以及纸媒对“电视问政”节目的宣传报道力度等信息。

图2展示了在2005—2019年间开通“电视问政”城市数量的分布情况。从2005年起,“电视问政”节目在各城市出现,2012年后新开通城市的数量迅速提升,截至2019年末,全国共有

^① 中国首个“电视问政”节目于2005年在武汉开播,但由于本文检验的重要渠道变量(如企业研发投入等)数据在2007年前的严重缺失,为保持全文样本时间一致,样本起点定为2007年。同时,为避免2019年新冠疫情冲击对本文估计结果的干扰,样本截至2019年。

^② 在稳健性检验中,我们对这部分样本进行删除处理,回归结果保持不变。

124个城市开通了“电视问政”节目。

地区层面控制变量来自《中国城市统计年鉴》。其中,年末人口数(*Pop*)反映人口规模,人均地区生产总值(*GDPpc*)和地区生产总值增长率(*GDPg*)反映经济发展水平,第一产业占*GDP*的比重(*GDPst*)和第二产业占*GDP*的比重(*GDPnd*)反映地区产业结构。本文所有变量的定义、构造方法和描述性统计如表1所示。

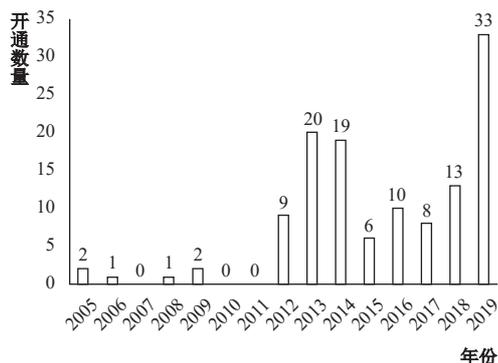


图2 开通“电视问政”的城市数量分布

表1 主要变量定义及描述性统计

| 变量名称 | 符号 | 设定说明 | 观测值 | 均值或百分比 | 标准差 |
|------------|-----------------|-----------------------------------|-------|--------|-------|
| 企业层面变量 | | | | | |
| 全要素生产率 | <i>TFP</i> | 使用OP法估计 | 26701 | 5.741 | 0.481 |
| 年龄 | <i>Age</i> | 当前年份与企业成立年份的差值 | 26701 | 16.556 | 5.427 |
| 所有制性质 | <i>Soe</i> | 是否为国有企业,是=1,否=0 | 26701 | 41.4% | 0.492 |
| 资产负债率 | <i>LEV</i> | 总负债/总资产 | 26701 | 0.429 | 0.211 |
| 市账比 | <i>MTB</i> | 公司市场价值/账面价值 | 26701 | 4.960 | 3.937 |
| 资产回报率 | <i>ROA</i> | 税后净利润/总资产 | 26701 | 0.042 | 0.057 |
| 总资产周转率 | <i>Opt</i> | 营业收入/平均资产总额 | 26701 | 0.698 | 0.574 |
| 总资产 | <i>Ttasset</i> | 资产总额的自然对数 | 26701 | 22.035 | 1.342 |
| 资产抵押能力 | <i>Mtg</i> | 固定资产净值/总资产 | 26701 | 0.226 | 0.171 |
| 城市层面变量 | | | | | |
| “电视问政”节目 | <i>TVpolicy</i> | 虚拟变量,“电视问政”节目开通当年及以后取值为1,否则为0 | 26701 | 25.5% | 0.436 |
| 人口规模 | <i>Pop</i> | 年末人口数(万人),取对数 | 26701 | 6.379 | 0.623 |
| 人均地区生产总值 | <i>GDPpc</i> | 人均地区生产总值,取对数 | 26701 | 11.226 | 0.577 |
| 地区生产总值年增长率 | <i>GDPg</i> | (本期地区生产总值-上期地区生产总值)/上期地区生产总值×100% | 26701 | 0.094 | 0.031 |
| 第一产业占比 | <i>GDPst</i> | 第一产业占地区生产总值的比值 | 26701 | 0.047 | 0.050 |
| 第二产业占比 | <i>GDPnd</i> | 第二产业占地区生产总值的比值 | 26701 | 0.436 | 0.109 |

四、实证结果分析

1. 基准回归结果

“电视问政”开通对企业全要素生产率影响的基准回归结果如表2所示。本文所有回归均控制企业固定效应、年份固定效应及实验组特定的线性时间趋势,并将标准误在企业层面聚类调整。其中,第(1)列为仅加入“电视问政”节目虚拟变量*TVpolicy*的回归结果,此时系数在5%的显著性水平下显著为正。第(2)列进一步加入企业层面特征变量,第(3)列则同时加入企业和地区层面控制变量,核心解释变量*TVpolicy*的系数变化不大,且始终保持显著。根据第(3)列回归结果,“电视问政”可使企业全要素生产率提高2.2个百分点。因此,“电视问政”可有效提升企业的生产效率。

为确保基准回归的稳健性,本文从以下几个方面进行稳健性检验。^①第一,更换全要素生产

^① 由于篇幅限制,分析表格省略,读者如有需要可向作者索取。

率的测算方式,基于生产函数估计的残差项作为全要素生产率的新的测度方式重新进行检验。第二,排除同时期其他政策的干扰,一方面,为排除在样本期间内实施的行政审批制度改革带来的干扰,将行政审批中心设立的虚拟变量加入基准回归进行实证检验;另一方面,在基准回归中加入“省份×时间”固定效应,以控制所有省份层面随时间变化的干扰因素。第三,采用熵平衡法解决“电视问政”开通非随机带来的自选择偏误问题。第四,进行置换检验。第五,删除特殊样本重新进行实证检验,其中包括仅保留开通“电视问政”的城市样本(占比 54.6%)以及删除直辖市样本。以上检验结果均显示,基准回归结果保持稳健。

2. 平行趋势与动态影响

DID 模型有效性的前提在于处理组和控制组在受政策影响前满足平行趋势,否则无法将估计到的效应归结于政策本身的效果。为检验受处理前的平行性趋势和受处理后的动态影响,构造如下回归方程:

$$TFP_{ict} = \alpha + \sum_t \beta_t \times ReformYr_{ct} + \mu_i + \nu_t + X_{ict} + Z_{ct} + TreatGroup_i \times t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,虚拟变量 $ReformYr_{ct}$ 表示第 t 年与城市 c “电视问政” 节目开通时间的相对年份。借鉴 Alder 等(2016)的做法,相对年份划分为:开播前 4 年及以前 ($t \leq -4$)、前 3 年 ($t = -3$)、前 2 年 ($t = -2$)、前 1 年 ($t = -1$)、当年 ($t = 0$)、后 1 年 ($t = 1$)、后 2 年 ($t = 2$)、后 3 年 ($t = 3$)、4 年及以后 ($t \geq 4$),并将 $t \leq -4$ 设为基准组,因此 β_t 反映了相比于基准组,第 t 年时企业全要素生产率的变化情况。

图 3 展示了各年的影响系数 β_t 估计值及其置信区间。由图 3 可以看出,在政策实施前 ($t < 0$),估计系数在 0 附近且不显著,说明处理组与控制组企业的全要素生产率表现出比较一致的变动趋势,满足了平行趋势假设。在政策实施后的年份,估计系数跳跃式增大且显著性提高,说明处理组与控制组企业在全要素生产率上产生了显著差异。而在“电视

表 2 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| <i>TVpolicy</i> | 0.025** (0.012) | 0.023** (0.010) | 0.022** (0.010) |
| <i>Age</i> | | -0.025* (0.014) | -0.027* (0.014) |
| <i>Soe</i> | | -0.024 (0.027) | -0.023 (0.027) |
| <i>ROA</i> | | 1.189*** (0.076) | 1.185*** (0.076) |
| <i>MTB</i> | | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) |
| <i>LEV</i> | | -0.091** (0.038) | -0.091** (0.038) |
| <i>Tiasset</i> | | 0.159*** (0.011) | 0.159*** (0.011) |
| <i>Opt</i> | | 0.220*** (0.019) | 0.221*** (0.019) |
| <i>Mtg</i> | | 0.175*** (0.044) | 0.175*** (0.044) |
| <i>Pop</i> | | | -0.021* (0.012) |
| <i>GDPpc</i> | | | 0.042** (0.018) |
| <i>GDPpr</i> | | | 0.071 (0.170) |
| <i>GDPst</i> | | | 0.024 (0.368) |
| <i>GDPnd</i> | | | -0.276** (0.114) |
| 固定效应 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 |
| <i>TreatGroup</i> × <i>t</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 26 701 | 26 701 | 26 701 |
| <i>R</i> ² | 0.718 | 0.768 | 0.768 |

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。括号内为稳健标准误,在企业维度进行聚类调整。

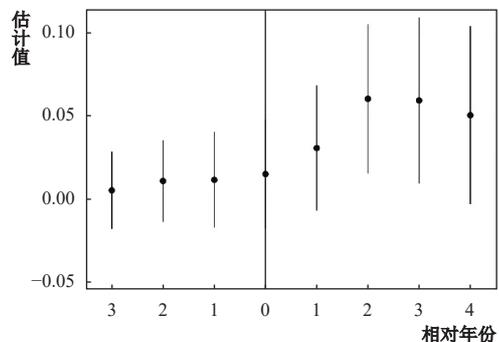


图 3 平行趋势检验

注: 图中圆点表示估计系数,线段表示对应的置信区间。

问政”开通后的第二、三年($t=2$ 或 $t=3$),“电视问政”的生产率提升效应更为明显,然而在开通当年及随后一年($t=0$ 或 $t=1$)影响较小且不显著,这也验证了理论分析部分提出的“电视问政”的影响存在滞后效应。

五、作用机制分析

1. 制度性交易成本

“电视问政”对政府回应的促进削弱了地方政府“经济人”属性,增强了以公众利益为导向的“代理人”属性。地方政府干预减少,能更好服务当地企业发展,企业面临的制度性交易成本和非生产性支出得以降低,可将有限的资源投入到生产经营活动中去,从而提高全要素生产率水平。

本文首先检验“电视问政”的开通是否有效规范政府行为,减少政府干预。由于缺乏直接测度数据,本文参考余林徽等(2013)的做法,基于2005年世界银行中国企业调查数据中“2004年,在企业日常业务经常打交道的政府部门中,对企业发展起到帮助和支持作用的官员比例分别是多少(0—100%)”这一问题,并根据这个问题的回答,在城市层面统计政府部门中支持企业发展的官员占比的均值,并作为地方政府行为规范水平的测度。如果政府行为较为规范和干预较少,则企业能够在与政府打交道的过程中感受到较强的帮助和支持。本文根据该指标的中位数将研究样本划分为政府行为规范原本较好与原本较差两类,并进行分组检验。如果“电视问政”能够有效规范当地政府的行爲,减少政府干预,则预期“电视问政”的生产率提升效应在原本政府行为规范较差的地区表现更为明显。回归结果汇报于表3第(1)–(2)列,结果显示“电视问政”的生产率促进效应在政府行为规范原本较差的地区更为显著,而在政府行为更为规范的地区则影响较小。这表明“电视问政”有效提升了地方政府对企业的服务水平和行为规范,“电视问政”对企业全要素生产率的积极作用是通过有效规范政府行为和减轻政府干预来实现的。

其次,本文检验“电视问政”是否有效缓解了企业面临的制度性交易成本。由于招待费支出能够反映为获取政府更好服务所支付的超额管理费(Cai等,2011),本文使用2005年世界银行中国企业调查数据,把地级市招待费支出占主营业务收入比重的均值作为该城市企业面临的制度性交易成本的测度,^①并依据该指标中位数进行分样本检验,回归结果如表3第(3)和第(4)列所示。在企业面临的制度性交易成本原本较高的城市,“电视问政”的生产率提升效应更强,但在制度性交易成本原本较低的城市,该影响则不显著,表明“电视问政”能够有效降低企业面临的制度性交易成本,减轻企业的行政负担,从而有更多精力和财力投入研发活动和技术创新中,最终提高全要素生产率水平。

最后,本文从信贷角度就“电视问政”是否降低企业制度性交易成本进行验证。信贷获取的难易程度可在一定程度上反映企业面临的制度性交易成本,这是由于具有政治关联关系的国企能够获得地方政府提供的信贷优惠,以较低成本获得信贷支持,这对市场中其他非国企的信贷获取带来挤出效应,导致后者面临更高的债务成本(Hope等,2020)。因此,企业想要获得信贷支持,必须与地方政府保持良好的关系,为此投入大量资金和人力从而挤出了企业原本用于正常生产经营活动的资源。鉴于“电视问政”对地方政府行为的规范作用以及对地方营商环境的改善作用,我们预期“电视问政”节目的开通能够降低债务成本和扩大融资规模,缓解企业面临的融资困难问题。

^① 业务招待费支出非上市公司财务报表中必须披露的项目,数据缺失严重,因此本文没有使用上市公司数据进行直接检验。

表 3 机制检验结果 1

| | (1)政府行为规范性 较差子样本 | (2)政府行为规范性 较强子样本 | (3)高制度性交易 成本子样本 | (4)低制度性交易 成本子样本 |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| <i>TVpolicy</i> | 0.034* (0.018) | 0.007 (0.013) | 0.035** (0.014) | 0.011 (0.017) |
| <i>Firm Control</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>City Control</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>TreatGroup×t</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 |
| <i>N</i> | 15789 | 8001 | 12845 | 10945 |
| <i>R</i> ² | 0.763 | 0.785 | 0.779 | 0.759 |

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内为稳健标准误,在企业维度进行聚类调整。

其中,企业债务成本使用利息支出占带息负债总额的比值衡量(Pittman 和 Fortin, 2004),全样本、国企子样本和非国企子样本回归结果分别汇报于表 4 第(1)–(3)列。融资规模则使用企业现金流量表中取得借款收到的现金占总资产的比重进行测度,实证结果汇报于表 4 第(4)列。结果显示,“电视问政”的开通显著降低了企业面临的债务成本,且对非国企影响更强,而对国企则无显著影响,表明“电视问政”改善了非国企因缺乏政治关联导致的“融资贵”问题,有助于优化信贷资源配置。尽管“电视问政”能减轻企业的债务成本,但在扩大融资规模方面却十分有限,原因可能在于“电视问政”并不会影响金融机构对企业发放贷款的门槛和决策。

表 4 机制检验结果 2

| | 债务成本 | | | (4)融资规模 |
|-----------------------|--------------------|-------------------|---------------------|------------------|
| | (1)全样本 | (2)国企子样本 | (3)非国企子样本 | |
| <i>TVpolicy</i> | -0.181* (0.093) | -0.163 (0.209) | -0.211** (0.104) | 0.003 (0.005) |
| <i>Firm Control</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>City Control</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>TreatGroup×t</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 |
| <i>N</i> | 26701 | 11055 | 15646 | 26701 |
| <i>R</i> ² | 0.245 | 0.229 | 0.263 | 0.693 |

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内为稳健标准误,在企业维度进行聚类调整。

2. 企业进入

一般而言,地方政府的竞争可能会产生地方保护(周黎安, 2004),比如设置严格的准入条例限制新企业进入以避免对本地企业造成冲击(Stigler, 1971)。由于“电视问政”节目能够规范政府行为和降低制度性交易成本,因此能有效降低企业的进入成本(毕青苗等, 2018),促进更多新企业进入市场。新企业进入的威胁会促使企业提高管理效率和增加研发投入(Aghion 等, 2004)以保持市场竞争力(田磊和陆雪琴, 2021),从而带来企业全要素生产率的提升。

为此,我们利用上市公司异地新注册子公司数量的自然对数作为企业进入的代理变量,实证检验“电视问政”的开通是否促进了企业进入市场。而异地子公司指母公司所在地不在子公司注册地的情形。上市公司子公司名单来自国泰安数据库,注册地信息和注册年份来自企查查网站。如果子公司和母公司不在同一城市,则定义该子公司为异地子公司。回归结果如表 5 第(1)列所示。另外,考虑到企业自身因素和目标地区的招商引资环境也会影响上市公司设立异地

子公司的决策,本文对母公司特征及目标地区营商环境特征加以控制。上市公司母公司的生产经营特征包括母公司成立年限、所有制性质、资产负债率、市账比、资产负债率、总资产周转率、总资产、资产抵押能力。在城市和年份维度对上述特征取均值处理,而目标地区的招商引资环境包括子公司设立地的开发区数量和实际税负。实际税负以当地企业的所得税有效税率衡量。回归结果见表 5 第(2)列。结果显示,两种回归设定方式下,主解释变量的估计系数 β 均在 1% 的显著性水平下显著为正,意味着“电视问政”节目的开通显著促进了新企业进入市场。

表 5 机制检验结果 3

| | 企业进入 | | 研发投入 | 创新产出 | | | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|
| | | | | 专利申请总量 | 发明专利申请量 | 实用新型专利 申请量 | 外观设计专利 申请量 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| <i>TVpolicy</i> | 0.111*** (0.037) | 0.107*** (0.038) | 0.001* (0.001) | 0.080** (0.039) | 0.090*** (0.035) | 0.066* (0.037) | 0.035 (0.024) |
| <i>Firm Control</i> | | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>City Control</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>TreatGroup×t</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 城市和年份 | 城市和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 | 企业和年份 |
| <i>N</i> | 2467 | 2467 | 20512 | 26701 | 26701 | 26701 | 26701 |
| <i>R</i> ² | 0.824 | 0.827 | 0.833 | 0.764 | 0.731 | 0.724 | 0.623 |

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内为稳健标准误,在企业维度进行聚类调整。第(2)列控制的企业特征为母公司的成立年限、所有制性质、资产负债率、市账比、资产负债率、总资产周转率、总资产、资产抵押能力,控制的城市变量除人口规模、人均地区生产总值、地区生产总值年增长率、第一产业占比和第二产业占比外,还额外包含设立子公司的城市开发区数量、实际税负情况。

3. 研发投入与创新

研发和创新是推动企业生产率提升的关键因素(Comin 和 Hobijn, 2010)。规范政府行为和降低制度性交易成本的直接好处是帮助企业节省非生产性投入,将更多资金用于研发投入和创新活动。同时,技术创新是一种高风险活动,在不确定性较强的政策环境下,企业往往会减少创新活动(Schwartz, 2004)或进行策略性创新(黎文靖和郑曼妮, 2016)。政府行为的规范和政府干预的减轻向市场释放了更加明确和积极的预期,能够吸引投资者加大创新投入并激励管理者提高研发支出。

为验证“电视问政”对企业研发和创新的影响,本文使用研发支出占主营业务收入比重衡量企业的研发投入水平(周铭山和张倩倩, 2016),并使用专利申请量(数值加 1 后取对数)衡量创新产出(寇宗来和刘学悦, 2020)。考虑到不同类型专利的技术含量差异,本文进一步区分专利类型,以分别考察“电视问政”对发明专利申请量、实用新型专利申请量和外观设计专利申请量的影响。据表 5 第(3)和(4)列,“电视问政”显著提升了企业的研发投入和专利申请数量,表明“电视问政”激发了企业创新能力,从而促进企业全要素生产率的提升。第(5)–(7)列结果则表明,“电视问政”主要促进了发明专利和实用新型专利的申请,特别是发明专利的申请,但对外观设计专利申请则无显著影响。这意味着“电视问政”不仅促进了创新产出的数量,还提升了创新产出的质量。

六、进一步分析

1. 排除竞争性解释

在政治激励导向下,本文观测到的生产率提升可能源自官员晋升激励下的经济竞争,而非

“电视问政”节目本身。为排除这一竞争性解释,本文进一步考察在官员不同的晋升激励时期,“电视问政”与企业生产效率之间的关系。如果无论晋升激励强度如何,“电视问政”的生产率提升效应均显著存在,则说明生产率提升并非晋升激励导向下经济竞争的结果,而是“电视问政”增强政府回应带来的政务行为规范的结果,将有助于排除“电视问政”的竞争性假说。

在中国,省级党代会的一个重要议程是进行市委领导的集中换届,本文利用省级党代会周期反映官员面临的晋升激励水平(周黎安等,2013)。通常官员在任职初期时的晋升激励可能较强,后期则可能较弱。因此,本文将各省党代会召开当年及其后两年作为党代会周期的初期阶段,将其余年份作为党代会周期的后期阶段,并进行分组检验,结果如表6所示,“电视问政”对企业全要素生产率的正向作用在整个政治周期内都显著存在,甚至后期的影响程度超过初期,因此排除了“电视问政”的竞争性解释。

表6 排除竞争性解释的检验结果

| | (1)政治周期的初期阶段 | (2)政治周期的后期阶段 |
|-----------------------|-------------------|-------------------|
| <i>TVpolicy</i> | 0.019* (0.011) | 0.040* (0.023) |
| <i>Firm Control</i> | 控制 | 控制 |
| <i>City Control</i> | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 企业和年份 | 企业和年份 |
| <i>TreatGroup×t</i> | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 18 261 | 8 192 |
| <i>R</i> ² | 0.785 | 0.813 |

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。括号内为稳健标准误,在企业维度进行聚类调整。

2. 异质性分析^①

(1) 节目评价机制。在节目现场设置打分环节,能够发挥公众监督,有利于督促政府快速回应,优化服务水平和质量以及提高行政效率。同时,多地将官员在“电视问政”中的表现与其年度考核挂钩,官员将积极落实整改,提高群众满意度,从而在节目中获得更好的评价。因此,预期相比于未设置现场打分环节,设置该环节的节目对企业全要素生产率的提升作用更强。根据回归结果,打分机制对于“电视问政”发挥生产率提升效应的意义更大。

(2) 节目录制形式。相比于录播,直播节目真实度更高,且官员的临场表现实时展现于观众面前,能切实督促其转变工作作风。从观众视角来讲,直播形式的“电视问政”节目能提高节目观感,也吸引了更多民众参与公众监督。因此,相比于录播,直播节目对企业全要素生产率的影响更大。根据回归结果,与预期一致,“电视问政”对生产率的积极作用仅存在于直播节目中,在录播节目中并不显著。

(3) 节目宣传力度。多渠道全方位传播介质的传播效果一定大于单一媒介的传播效果,对于“电视问政”节目的宣传报道将进一步提高“电视问政”节目的影响力。本文收集了各地级市“电视问政”节目的纸媒报道信息,并根据有无纸媒报道划分样本来进行分组检验。根据回归结果,经纸媒宣传后,“电视问政”的生产率提升效应更强,而没有纸媒报道的“电视问政”对生产率的影响并不显著,因此加大节目宣传能助推“电视问政”对企业生产率的积极作用。

(4) 企业所有权性质。相较于国有企业,非国企则因缺乏政府资源会面临更大的融资约束

① 由于篇幅所限,分析表格省略,读者若有需要可向作者索取。

和制度成本,制约了企业的经营和发展。考虑到“电视问政”有益于规范政府行为,预期“电视问政”的生产率提升效应在非国企中表现更为明显。根据回归结果,“电视问政”的开通对非国企的生产率提升作用更突出,对国企则无显著影响。因此,“电视问政”能帮助非国企把更多精力和财力投入生产经营活动。

(5) 企业年龄。一般而言,初创企业会在与政务部门打交道时付出更高的制度性交易成本。此外,初创企业规模较小,融资约束较大(Moro和Fink, 2013),为提高生存概率,更需要好的制度环境。因此,相比于非初创企业,初创企业的生产率会在服务型政府治理环境中得到更明显的提升。本文以样本期间内企业年龄中位数为标准进行分样本检验,根据回归结果, $TVpolicy$ 的系数在初创企业样本中显著为正,但在非初创企业样本中不显著,表明“电视问政”主要提高了初创企业的全要素生产率水平。

(6) 企业要素密集类型。技术进步推动生产率,不同类型的企业创新水平不同。相比于非技术密集型企业,技术密集型企业的行业属性决定了其对研发创新的依赖程度更高(马晶梅等, 2020),因此将从“电视问政”中获益更多。本文参照鲁桐和党印(2014)的行业分类标准划分技术密集型企业和非技术密集型企业并进行分组回归,根据回归结果,“电视问政”对技术密集型企业生产率有显著提升作用,而在非技术密集型企业中则无显著表现。

七、结论与启示

市场在资源配置中发挥决定性的作用,而如何更好发挥政府作用,对推动经济高质量发展具有重要意义。随着中国服务型政府建设的推进,许多文献关注了“自上而下”的政务服务改革对企业表现的影响,但作为构建服务型政府的另一重要抓手,提升政府回应这一“自下而上”的政务服务改革却较少有文献考察。本文把“电视问政”作为准自然实验,构造双重差分模型,使用2007—2019年上市公司数据,实证研究“电视问政”节目的设立是否对企业全要素生产率产生提升作用,从而评估服务型政府建设对经济发展质量的影响。

研究结论表明,“电视问政”显著提升了企业的全要素生产率水平,这一结论通过了一系列稳健性检验。此外,社会监督效果更强的“电视问政”节目对企业全要素生产率影响更大。对于民营企业、初创企业和技术密集型企业,“电视问政”的生产率效应更加显著。进一步的机制分析表明,“电视问政”能够有效规范政府的行政行为和降低企业面临的制度性交易成本,从而促进企业进入市场,提高企业的研发投入和研发产出,最终实现全要素生产率的提升。

本文基于政府回应角度,研究了服务型政府对企业全要素生产率的影响,丰富了政府回应对企业生产经营影响的相关文献,并进一步补充了企业生产率的相关研究。本文研究结论为加快政府职能转变对经济高质量发展的重要贡献提供了理论支撑和实证依据,也为构建“人民满意的服务型政府”提供了新的思路和途径。

构建服务型政府,首先政府应该及时回应和解决问题,更好推动政府职能转变。其次,要利用好各种民意表达渠道,建立常态化机制,提高公众参与度,使地方政府及时了解民意。最后,考虑到政府回应水平的提高对非国有企业、初创企业及技术密集型企业具有更积极明显的作用,地方政府需特别关注上述类型企业的生存和发展问题,减少不当干预和提高帮扶力度,及时帮助弱势企业解决生产经营中的困难,从而实现生产率的提高。

主要参考文献:

- [1]毕青苗,陈希路,徐现祥,等.行政审批改革与企业进入[J].经济研究,2018,(2):140-155.
[2]郭小年,邵宜航.行政审批制度改革与企业生产率分布演变[J].财经经济,2019,(10):142-160.

- [3]华生,蔡倩,汲铮.简政放权改革的成效探究——基于企业、居民双视角政府效率的分析[J].经济体制改革,2020,(6):13-21.
- [4]金培振,殷德生,金桩.城市异质性、制度供给与创新质量[J].世界经济,2019,(11):99-123.
- [5]寇宗来,刘学悦.中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J].经济研究,2020,(3):83-99.
- [6]雷跃捷,沈浩,薛宝琴.我国广播电视媒体公信力的受众认知调查与研究[J].现代传播(中国传媒大学学报),2012,(5):20-25.
- [7]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016,(4):60-73.
- [8]梁平汉,邹伟,胡超.时间就是金钱:退税无纸化改革、行政负担与企业出口[J].世界经济,2020,(10):52-73.
- [9]鲁桐,党印.公司治理与技术创新:分行业比较[J].经济研究,2014,(6):115-128.
- [10]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999-2007[J].经济学(季刊),2012,(2):541-558.
- [11]罗党论,刘晓龙.政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J].管理世界,2009,(5):97-106.
- [12]马晶梅,赵雨薇,王成东,等.融资约束、研发操纵与企业创新决策[J].科研管理,2020,(12):171-183.
- [13]毛其淋,盛斌.中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J].经济研究,2013,(4):16-29.
- [14]彭涛,黄福广,孙凌霄.税收优惠能否激励风险投资:基于准自然实验的证据[J].管理世界,2021,(1):33-46.
- [15]覃家琦,杨玉晨,王力军,等.企业家控制权、创业资本与资本配置效率——来自中国民营上市公司的证据[J].经济研究,2021,(3):132-149.
- [16]田磊,陆雪琴.减税降费、企业进入退出和全要素生产率[J].管理世界,2021,(12):56-77.
- [17]王璐,吴群锋,罗頔.市场壁垒、行政审批与企业价格加成[J].中国工业经济,2020,(6):100-117.
- [18]王永进,冯笑.行政审批制度改革与企业创新[J].中国工业经济,2018,(2):24-42.
- [19]夏后学,谭清美,白俊红.营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业经营环境调查的经验证据[J].经济研究,2019,(4):84-98.
- [20]夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017,(4):47-59.
- [21]夏立军,方轶强.政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据[J].经济研究,2005,(5):40-51.
- [22]亚琨,罗福凯,李启佳.经济政策不确定性、金融资产配置与创新投资[J].财贸经济,2018,(12):95-110.
- [23]余靖雯,肖洁,龚六堂.政治周期与地方政府土地出让行为[J].经济研究,2015,(2):88-102.
- [24]余林徽,陆毅,路江涌.解构经济制度对我国企业生产率的影响[J].经济学(季刊),2013,(1):127-150.
- [25]于文超,梁平汉,高楠.公开能带来效率吗?——政府信息公开影响企业投资效率的经验研究[J].经济学(季刊),2020,(3):1041-1058.
- [26]赵静,陈玲,薛澜.地方政府的角色原型、利益选择和行为差异——一项基于政策过程研究的地方政府理论[J].管理世界,2013,(2):90-106.
- [27]赵健宇,陆正飞.养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗?[J].经济研究,2018,(10):97-112.
- [28]钟覃琳,陆正飞,袁淳.反腐败、企业绩效及其渠道效应——基于中共十八大的反腐建设的研究[J].金融研究,2016,(9):161-176.
- [29]周黎安,赵鹰妍,李力雄.资源错配与政治周期[J].金融研究,2013,(3):15-29.
- [30]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):33-40.
- [31]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.
- [32]周铭山,张倩倩.“面子工程”还是“真才实干”?——基于政治晋升激励下的国有企业创新研究[J].管理世界,2016,(12):116-132.

- [33]朱光顺,张莉,徐现祥.行政审批改革与经济发展质量[J].*经济学(季刊)*,2020,(3):1059–1080.
- [34]Aghion P,Blundell R,Griffith R,et al. Entry and productivity growth: Evidence from microlevel panel data[J]. *Journal of the European Economic Association*,2004,2(2-3): 265–276.
- [35]Alder S,Shao L,Zilibotti F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities[J]. *Journal of Economic Growth*,2016,21(4): 305–349.
- [36]Bah E H,Fang L. Impact of the business environment on output and productivity in Africa[J]. *Journal of Development Economics*,2015,114: 159–171.
- [37]Beck T,Levine R,Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*,2010,65(5): 1637–1667.
- [38]Cai H B,Fang H M,Xu L C. Eat, drink, firms, government: An investigation of corruption from the entertainment and travel costs of Chinese firms[J]. *The Journal of Law & Economics*,2011,54(1): 55–78.
- [39]Comin D,Hobijn B. An exploration of technology diffusion[J]. *American Economic Review*,2010,100(5): 2031–2059.
- [40]Giannetti M,Liao G M,Yu X Y. The brain gain of corporate boards: Evidence from China[J]. *The Journal of Finance*,2015,70(4): 1629–1682.
- [41]Hayek F A. The use of knowledge in society[J]. *The American Economic Review*,1945,35(4): 519–530.
- [42]Hope O K,Yue H,Zhong Q L. China’s anti-corruption campaign and financial reporting quality[J]. *Contemporary Accounting Research*,2020,37(2): 1015–1043.
- [43]Krueger A O. The political economy of the rent-seeking society[J]. *The American Economic Review*,1974,64(3): 291–303.
- [44]Li P,Lu Y,Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*,2016,123: 18–37.
- [45]Liu Y Z,Mao J. How Do Tax incentives affect investment and productivity? Firm-level evidence from China[J]. *American Economic Journal:Economic Policy*,2019,11(3): 261–291.
- [46]Maskin E,Qian Y Y,Xu C G. Incentives, information, and organizational form[J]. *Review of Economic Studies*,2000,67(2): 359–378.
- [47]Moro A,Fink M. Loan managers’ trust and credit access for SMEs[J]. *Journal of Banking and Finance*,2013,37(3): 927–936.
- [48]Murphy K M,Shleifer A,Vishny R W. Why is Rent-seeking so Costly to Growth?[J]. *The American Economic Review*,1993,83(2): 409–414.
- [49]Olley G S,Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*,1996,64(6): 1263–1297.
- [50]Pittman J A,Fortin S. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms[J]. *Journal of Accounting and Economics*,2004,37(1): 113–136.
- [51]Roberts A, Kim B Y. Policy responsiveness in post-communist Europe: Public preferences and economic reforms[J]. *British Journal of Political Science*,2011,41(4): 819–839.
- [52]Schwartz E S. Patents and R&D as real options[J]. *Economic Notes*,2004,33(1): 23–54.
- [53]Shleifer A,Vishny R W. Corruption[J]. *The Quarterly Journal of Economics*,1993,108(3): 599–617.
- [54]Stigler G J. The theory of economic regulation[J]. *The Bell Journal of Economics and Management Science*,1971,2(1): 3–21.
- [55]Tiebout C M. A pure theory of local expenditures[J]. *Journal of Political Economy*,1956,64(5): 416–424.

Construction of a Service-oriented Government and High-quality Development of Firms

Zhang Sihan¹, Zhang Ming'ang², Wang Yukun³

(1. School of Economics and Management, Beijing Information Science and Technology University, Beijing 100192, China; 2. School of Public Finance and Taxation, Central University of Finance and Economics, Beijing 102206, China; 3. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Summary: Aiming to “construct a service-oriented government that satisfies the people”, the Chinese government has been investigating various strategies to accelerate the transformation of government functions and enhance service levels. However, it is still up for debate as to whether these “top-down” reforms actually assist local governments in acting as “agents”. In contrast, the “bottom-up” approach of improving government response, which takes into account public demands in decision-making and ensures that government and public interest incentives are compatible, can more effectively realize government service functions. For examining the service-oriented government from the perspective of government response, the Policy Advising on Television (PAT) program, which has been established in many Chinese cities, offers a solid empirical foundation.

This paper employs the DID model and PAT as a quasi-natural experiment to empirically examine the impact of service-oriented government on the total factor productivity (TFP) of firms. The findings demonstrate that PAT significantly increases TFP, and PAT with scoring, live broadcast, and strong publicity has a more noticeable impact. PAT has a greater impact on TFP in non-SOEs, start-ups, and technology-intensive firms. The mechanism analysis indicates that PAT reduces institutional transaction costs and government intervention, promotes firm entry, R&D, and innovation, and ultimately leads to an increase in TFP.

The marginal contribution of this paper is as follows: (1) It investigates, for the first time, the impact of service-oriented government on the quality of economic development from the perspective of government response, and supplements the literature on government response and the production efficiency of firms. (2) It enriches the research on the influencing factors of TFP from the perspective of institutional environment. (3) It presents an empirical basis for expediting the transformation of government functions and fostering the high-quality economic development by revealing a fresh perspective of government response.

Therefore, improving policy responsiveness is critical for constructing a service-oriented government. To effectively understand public demand, respond, and solve issues in a timely manner, it is vital for local governments to use a variety of channels for expressing public opinions and enhancing public participation. Additionally, improving the public oversight system and connecting local officials' promotions to their performance are crucial for encouraging the government to successfully change its working methods. Finally, to achieve higher productivity enhancement, local governments should pay special attention to non-SOEs, start-ups, and technology-intensive firms, reduce inappropriate intervention, and provide timely help and support.

Key words: service-oriented government; quality of economic development; TFP; quasi-natural experiment

(责任编辑 顾 坚)