

数字化转型下的人大预算监督 与政府支出效率*

——基于信息不对称视角的分析

欧阳洁 彭 鹭 陆 毅

摘要:通过信息联通来缓解立法机关预算监督过程中的信息不对称是数字时代推进预算治理改革的重要举措。本文借助中国预算联网监督的“准自然实验”,采用2012~2019年275个地级市的宏观数据,实证检验了强化信息不对称治理对改善预算监督效能、推动财政政策落地的影响。研究发现:(1)人大预算监督中信息不对称的缓解显著提升了政府整体支出效率;(2)信息不对称缓解有助于减少预算资金的违规使用,提高预算执行合规性;有助于加快预算执行进度、减少“年底突击花钱”等低效无序使用资金的情况,提高预算执行时效性,这是驱动政府支出效率改善的重要机制;(3)在预算联网监督实现省、市“纵向贯通”的地区,以及公众外部监督更为薄弱、财政压力更大、人大监督专业能力更强的地区,人大联网监督发挥的预算治理作用更大;(4)通过信息联通来提升政府支出效率有助于“减税降费”政策的落地生效,使辖区企业享受到更多的税费优惠。本文的研究为助力预算监督数字化转型,更好推动“向效率要政策空间”的财政改革提供了重要的理论依据和实践参考。

关键词:信息不对称 预算监督 政府支出效率 预算联网工程

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2024.0127

一、引言

经典的公共选择和委托代理理论强调,立法机构与同级政府间的信息不对称直接制约着预算监督职能的履行和实际监督效能的提升(陈、内什科娃,2020)。新时代的中国,全面、准确、及时地掌握政府预算信息,以强化人大预算监督职能,是实现国家治理体系与治理能力现代化的重要方面,是推进社会主义预算法治进程、完善现代预算制度的关键环节。特别是在当前国内地方财政收支矛盾凸显、“三保”压力日趋加大的背景下(刘昆,2022),推进信息不对称问题治理、进一步提升各级人大的预算监督能力,对提高政府支出效率、缓解支出扩张压力,更好推动积极财政政策落地至关重要。且结合党的二十届三中全会部署,破解人大预算监督中的信息困境,亦是强化预算绩效管理、深化预算监督改革的题中之义。

信息是立法机构进行预算监督的基础(汉森、西格曼,2021),已有研究对缓解信息不对称、增强立法机构预算监督实效的探讨,主要围绕预算信息的供给和需求两侧展开。在供给端,许多文献强调了政府对预算信息全面完整提供(巴斯蒂达、贝尼托,2007)、细致透明发布(刘蓉等,2020)的重要性,并结合各国案例,分析了政府资产负债表、绩效评价报告在供给预算信息、完善预算监督中的具体作用(劳达,2012)。在需求端,立法机构内部的政党博弈、审查程序和机构设置等都是制约预算信息使用质量、影响预算资源配置的关键因素(阿内西-佩西纳等,2012;肖恩等,2020;樊丽明等,2022),也吸引了诸多学者的关注。现有文献丰富了我们对于预算监督问题的认识,明确了缓解信息不对称在提升立法机构预算监督效能中的重要作用。但是,由于信息不对称无法直接度量,加之难以将其从众多影响预算监督结果的因素中加以剥离,鲜有学者能提供信息不对

收稿时间:2024-1-23;反馈外审意见时间:2024-3-26、2024-5-23、2024-7-16;拟录用时间:2024-9-24。

*本研究得到中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“数字时代的人大预算监督与政府支出效率:效应评估、运行机制与政策优化”(2722024BQ015)和对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“数字化转型下的人大预算监督”的资助。彭鹭为本文通讯作者。

称治理与预算监督实效间的因果证据,客观上削弱了既有研究的可信度,也难以检验背后真正的运行机制。鉴于此,本文从中国人大预算监督信息化、数字化变革的实践出发,尝试利用技术驱动的外生政策冲击来识别和验证减缓信息不对称的预算治理效应,考察其对政府支出效率的直接影响和对“减税降费”政策落地的间接作用,以弥补现有研究的缺憾,并为中国人大预算监督改革的进一步推进提供理论支撑和优化路径。

具体而言,中国近年来推行的人大预算联网监督工程为本文研究提供了绝佳的“准自然实验”。其一,预算联网监督工程加强了信息基础平台的建设,依托人工智能、互联网和大数据等技术手段逐步实现了与同级政府间的预算信息“互联互通”,在横向上能跟踪具体职能部门的预算执行动态,构建起“预算审查智能化、预算监督动态化、预算联网体系化”的总体框架,有效缓解了人大预算监督中的信息不对称问题。其二,预算联网监督采取了“先期试点、逐步推广”的实施策略,我们可以充分利用政策冲击在时间和地区两个维度上的差异,采用“双重差分”的方法实现精准识别,得到可信的因果关系。其三,预算联网监督系统正处在不断升级、持续优化的进程中,基于前期“实验组”、“控制组”城市的情况进行科学、客观的政策评估,有助于总结经验、发现问题,为人大预算监督数字化转型工作的进一步推动提供重要参考价值。

在用DEA-Malmquist方法测算政府支出效率的基础上^①,本文利用预算联网监督的政策冲击,采用2012~2019年275个地级市的宏观数据,探讨了预算信息联通所带来的信息不对称缓解对政府支出效率的影响。实证研究发现,通过信息联网来缓解人大预算监督中的信息不对称显著改善了政府支出效率,且这一结论在排除预期效应、考虑同期干扰政策、检验异质性处理效应、替换模型估计方法后,依然成立。机制检验表明,预算联网的实时监督有效减少了财政资金的违规行为,提升了违规案件被移送司法处理的概率。同时,预算执行进度显著加快,预算资金在年底突击使用的情况得到一定遏制。预算执行过程中资金合规性、时效性的提升是改善政府支出效率的重要驱动力。当然,文章也发现,预算联网监督并未对政府支出结构的优化产生显著影响,间接启示我们,强化对预算资金配置的介入与监督,将是深化预算联网监督改革、持续提升政府支出效率的重要方面。

异质性与拓展性的分析进一步丰富了我们对于预算联网监督改革的认识。本文的研究表明,在预算联网监督实现省、市“纵向贯通”的地区,由于信息不对称的缓解程度更大,政府支出效率得到了更为显著的改善。同时,在公众预算关注度更低,即外部监督更弱的地区,预算联网监督的治理效果也更好。这表明,人大的预算联网监督在客观上缓解了公众参与不足、外部监督薄弱所带来的预算治理问题。在财政压力更大的地区,预算联网监督的治理作用同样更为有效,人大充分利用丰富的预算信息来强化预算监督,以改善政府支出效率、帮助应对财政压力。此外,在人大预算监督中,强化数字技术应用与提升专业监督能力“相辅相成”,我们发现,在人大自身专业能力越强的地区,预算联网监督越显著提升了政府支出效率。最后,在拓展性的讨论中,回归结果还显示,预算联网监督对政府支出效率的改善显著助推了“减税降费”政策的落地,企业享受到了更多的税费优惠。这说明,当前推行的“向预算治理要效能”的改革思路是可行的,通过增强预算治理实效、提升政府支出效率,有利于为积极财政政策的落地实施提供一定空间。

相比于已有研究,本文的边际贡献主要体现在以下3个方面。第一,拓展了信息不对称领域的研究,将信息不对称的研究视角延伸至预算监督领域,有效识别了缓解信息不对称对改善预算监督效能的因果效应,并厘清了背后的作用机制。第二,补充了政府支出效率领域的文献,将“财政政策落地”纳入政府支出效率的整体分析框架,间接论证了“向效率要政策空间”主张的可行性。本文在“信息不对称—支出效率—政策落地”的框架下,验证了政府支出效率改善对“减税降费”政策落地的积极影响,既弥补了文献的缺憾,又间接论证了当前“向效率要政策空间”主张的合理性和可行性。第三,得出的研究结论为预算联网监督改革的推进提供了新启示。基于本文的研究,进一步打造“横向联通、纵向贯通”的一体化联网监督平台有利于更好发挥信息不对称治理在预算监督中的重要作用。此外,预算联网监督未能实现政府支出结构的优化调整,也启示我们要延伸预算监督链条,强化预算联网监督对预算资金配置环节的介入。同时,提升人大预算监督的专业能力,推进人大预算监督数字化、专业化的深度融合同样十分必要。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

在当今世界,立法机构对政府预算进行审查和监督已然成为一项全球性的公共管理实践。中国的宪法和法律都赋予各级人民代表大会(简称“人大”)及其常务委员会预算监督的权力。但与西方三权分立、权力制衡的监督不同,我国的人大预算监督始终服从并服务于党和国家总体战略,在历次改革中不断完善预算监督制度,助力国家发展战略的最终实现,具有典型的“寓监督于支持之中”的特点。1979年我国正式恢复政府向人大报告预算的制度,人大预算监督自此正式走向正轨,审查和批准预算、听取预算执行报告成为各级人大预算监督的主要内容,契合了当时建章立制、推动改革的需要。但这一时期(1979~1999年),政府预算的计划经济痕迹依然较为明显,预算依然只是计划的反映,人大预算监督的形式大于实质。2000年前后,随着部门预算、国库集中收付、收支两条线和政府收支分类改革的推进,政府预算编制的科学性和精细化程度不断提升,奠定了各级人大强化预算监督的基础,人大预算监督开始逐步规范政府的预算收支行为(马、林,2015),以保障市场经济体制改革的顺利推进。但需要看到的是,这一时间段内(2000~2011年),由于监督过程中的信息不对称、信息滞后,以及信息分析效率低下等问题,预算资金低效违规使用、年底突击花钱等预算治理“顽疾”依然十分突出(王秀芝,2015),人大的预算监督职能需要进一步强化。进入新时代,国家治理能力与治理体系现代化的战略目标对人大预算监督提出了更高要求,全口径、全过程、全周期的预算监督势在必行,面对如此“广覆盖和大纵深”的实践难题,迫切需要各级人大转变传统监督模式,逐步构建“制度+技术”的监督框架,探索适应现代预算制度的人大监督体系(马海涛、肖鹏,2023)。

在此背景下,“互联网+”的人大预算监督模式应运而生。依托信息化、数字化技术搭建的人大预算联网监督平台得到逐步应用和推广,各级人大的预算监督工作由此实现3个方面的转变。其一,由静态的时点监督转变为动态的全过程监督。人大预算监督平台将信息端口直接联通到同级财政部门 and 国库集中收付系统,并渐进融合税务、审计、统计等具体职能部门的大数据信息,能实时查询和掌握每一笔预算资金的申报、审批、分配、支付和使用情况,对预算执行的各个环节进行全过程跟踪监测,改变了以往听取现场汇报、查看纸质报表的“静态监督模式”。根据全国人大常委会公布的数据^②,2018年以来,全国人大运用联网监督平台,对99个中央部门共计3万多亿元的预算资金进行了跟踪监测,并完成了2020~2022年8万多亿元中央直达资金的线上追踪,有效保障了资金的安全规范使用。其二,由“人工审查式监督”转变为“数字智能化监督”。人大预算联网监督平台在数据整合的基础上,重点开发了智能预警功能,通过系统程序的设定能及时发现预算执行过程中的异常支出情况并及早发出预警,真正发挥预算监督的预防性作用。与事后的“人工审查式监督”相比,智能化的预警功能充分利用了实时的预算信息,极大提高了发现问题的广度和深度。且结合各地平台的实际运行情况来看,预算执行进度、重点专项资金和转移支付下达、政府采购项目等都设置了相应的预警指标,切实降低了预算执行风险。其三,由程序性监督为主转变为程序性、实质性监督并重。在充分掌握预算信息的基础上,预算监督平台推动人大监督工作向实质性监督迈进。一方面,在日常动态的全过程监督和智能化预警监督中,发现的问题将直接成为各级人大督促整改、执纪问责的依据,“倒逼”政府部门严肃预算纪律、强化预算资金使用;另一方面,人大预算联网监督平台在信息查询的基础上,还兼具数据分析和意见反馈的功能,能通过数据对比、图表呈现等方式辅助人大代表直观、细致地审查预算报告,并将相关意见进行线上反馈,既缓解了预算报告“外行看不懂、内行讲不清”的现状,又建立起人大代表与预算单位间的信息沟通机制。图1展示了人大预算联网监督的流程示意图,综合前文分析,技术驱动下的信息联通将有效缓解预算监督中人大与同级政府间的信息不对称。

预算联网监督最早起源于广东等地人大与财政部门间的信息共享实践。2004年,为打破人大预算监督过程中的信息壁垒,推动建设“阳光财政”,广东省通过省政务内网平台将省财政厅的国库集中支付系统与省人大联通,在全国率先探索人大预算联网监督。此后的2005~2013年,这一政策在广东省各地市逐步落地实施。此外,2005年和2010年,四川省和黑龙江省也分别在省级预算层面进行了类似探索^③。尽管早期的“先

行先试”积累了宝贵的经验,但受当时技术保障水平的限制,早期预算联网监督的功能设计过于单一,多限于纯粹的预算数据查询,且平台中的预算数据并非实时同步,具体数据的推送时间和推送的详细程度完全取决于财政部门,人大的预算监督依然十分被动^④。2015年,随着新《预算法》的正式实施和人工智能、大数据等现代信息技术的蓬

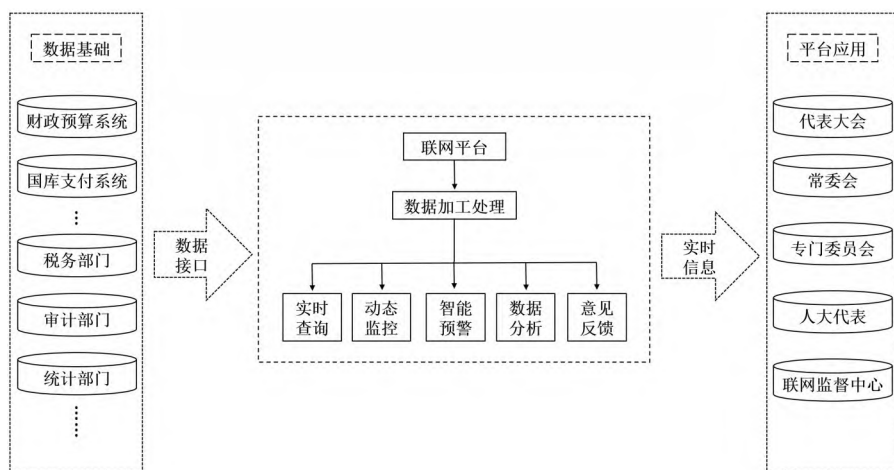


图1 人大预算联网监督流程示意图

勃发展,广东开始全力打造“预算联网监督2.0版本”,以“互联网+”的新思维重构人大预算联网监督系统。按照新《预算法》全口径、全过程监督的要求,新的预算联网平台包含“实时查询、动态监控、智能预警和数据分析、意见反馈”等基本功能(见图1),预算监督实现前文所述的“三大转变”,真正意义上缓解了人大与同级政府间的信息不对称。至2016年底,广东省21个地市全部实现预算联网。2017年,全国人大在充分肯定广东省的实践经验后,制定并颁布

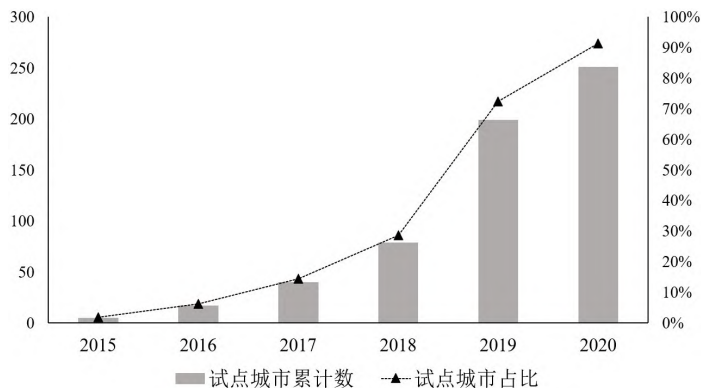


图2 预算联网监督在全国的试点推行过程

发了《关于推进地方人大预算联网监督工作的指导意见》,要求各地逐步建立人大预算联网监督系统,来实现对预算的全口径审查和对预算执行的全过程监督。至此,该项政策渐次在全国推开。截至2022年,100%的省一级人大、90%的地市级人大、80%的县级人大都已建立了预算联网监督系统。需要说明的是,鉴于真正意义上信息化、数字化的预算联网监督始于2015年,且早期的预算联网实践在实质上无法有效缓解信息不对称,本文主要利用2015年及之后的预算联网监督试点来识别信息不对称治理的影响,图2展示了相应政策的具体推行过程。

(二)理论分析

信息不对称直接影响立法机构预算监督的成本与难度。理论上,立法机构与同级政府间的信息不对称越严重,越难以实施有效预算监督(林慕华、马骏,2012),最终将影响到政府的支出效率。王秀芝(2015)研究指出,受限于预算信息的可及性和完整性,中国的各级人大长期存在“监督缺位”的现象,导致预算资金在审批和执行过程中出现诸多漏洞,有限财力下的资金效用难以最大发挥。中国数字化治理实践的深入为人大强化预算监督提供了重要契机。由前文可知,中国的人大预算联网监督践行“互联网+”的治理思路,充分借助大数据技术推进与政府预算信息的互联互通,实现了人大预算监督的“三个转变”,在很大程度上缓解了预算监督中的信息不对称,有助于破解预算编审、预算执行等环节的监督难题,为预算资金使用效率的提升奠定基础。基于此,本文提出如下研究假设:

假设1:人大预算联网监督的推行有助于政府支出效率整体提升。

接下来,沿着信息不对称的理论逻辑,我们将结合预算监督中的具体环节,详细阐释人大预算联网监督所带来的“信息不对称缓解”对提升政府支出效率的影响机制,并在“信息不对称—支出效率—政策落地”的框架下分析人大预算联网监督对推进“减税降费”政策的间接影响。图3呈现了本文完整的理论分析框架。

首先,预算监督中信息不对称问题的缓解有助于提高预算资金使用的合规性,进而为政府支出效率的提升奠定基础。大量研究表明,资金的违规使用是预算监督中信息不对称的首要体现(王秀芝,2015)。违规使用资金无益于既定公共支出目标的达成,严重削弱公共资金的使用效率和社会福利的稳步提升(杜莉等,2023)。针对预算执行中普遍存在的资金违规问题,人大预算联网监督通过线上实时监测,动态掌握各政府部门的资金使用情况,加之智能预警、数据分析等功能的开发,能及时发现预算资金的违规使用问题,形成“威慑效应”。显然,信息的追踪掌握有助于预算资金的合规使用,为政府支出效率的改善奠定基础。据此,文章提出如下研究假设:

假设2:人大预算联网监督通过提升预算资金使用的合规性助推政府支出效率改善。

其次,预算监督中信息不对称问题的缓解能有效压缩预算执行时滞,通过提升预算资金使用的时效性来改善政府支出效率。已有研究证实,预算执行进度滞后是影响政府支出效率的重要因素(汪德华、李琼,2018;恩格尔等,2023)。通常情况下,预算执行进度越慢,越说明财政资金未能按预算安排及时支出,最终可能导致“年底突击花钱”的出现,造成公共资金使用的低效甚至无效(李燕,2012;马蔡琛,2014)。尽管长期以来,中国各地方政府普遍面临“预算执行缓慢、年底突击花钱”的问题,但限于预算执行进度的信息难以及时掌握,人大预算监督未能发挥实质性的治理作用。进入数字时代,设计开发的预算联网监督系统打破了人大与政府间的“信息壁垒”,将各部门的预算执行信息置于人大的实时监督之下。在信息技术的驱动下,人大能利用掌握的预算执行信息对“执行进度缓慢、突击使用资金”的部门进行函告、通报以及督办,以确保预算资金及时使用、支出政策及早落地见效。基于此,我们提出如下研究假设:

假设3:人大预算联网监督通过提升预算资金使用的时效性推动政府支出效率改善。

再者,预算监督中信息不对称问题的缓解将作用于政府支出结构,通过资源配置来影响预算资金的使用效率。信息也是预算资源配置的基础,一方面,预算联网监督使各级人大能在信息更充分的基础上进行预算审查,更好参与对预算资源地配置,在一定程度上有利于政府支出结构的调整优化,使有限资金的使用效率得到更大发挥;但另一方面,相比于对资金合规性、时效性地监督,预算资源的“增减变动”直接关乎部门切身利益(闫坤、鲍曙光,2022),加之中国各级政府的大量支出存在“法定挂钩”、结构固化的问题。在缺乏制度变革的条件下,仅靠人大预算监督的强化来优化政府支出结构存在较大困难。于是,本文辩证地提出如下竞争性的研究假设:

假设4a:人大预算联网监督通过优化政府支出结构来实现政府支出效率改善。

假设4b:人大预算联网监督无法通过优化政府支出结构对政府支出效率产生影响。

最后,预算监督中信息不对称问题的缓解在改善政府支出效率的同时,能为“减税降费”这一积极财政政策落地创造空间。郭庆旺(2019)、高培勇(2021)等学者明确指出,收入端的“减税降费”与支出端的“提质增效”要协同推进、彼此呼应。特别是在支出刚性的情况下,如果整体的政府支出效率得不到改善,将严重制约“减税降费”政策的落地生效和持续推进(刘蓉等,2023)。换言之,若政府资金的使用效能确实在人大预算联网监督下得到更大发挥,那将为“减税降费”政策的推进提供有利空间。据此,文章提出如下研究假设:

假设5:在人大预算联网监督改善政府支出效率的情况下,有利于“减税降费”政策更好落地。

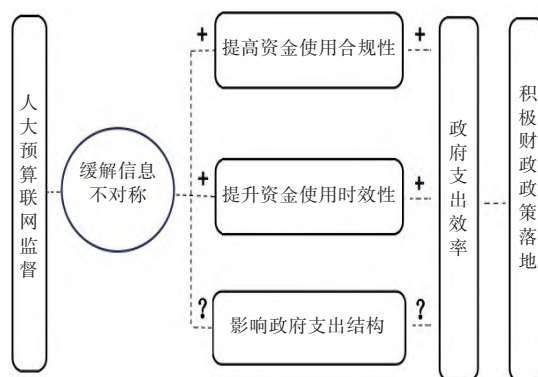


图3 本文的理论分析框架

三、研究设计

(一)模型设定

由于预算联网监督是分批试点的,本文可以充分利用试点政策在时间和地区两个层面上的差异,采用双

重差分的方法识别信息不对称缓解对地方政府支出效率的影响。具体的实证模型构建如下：

$$Efficiency_{it} = \beta Treat_{it} \times Post_{it} + \gamma (X_i \times \mu_t) + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Efficiency_{it}$ 表示城市 i 在第 t 年的政府支出效率。 $Treat_{it} \times Post_{it}$ 是本文的核心解释变量， $Treat_{it}$ 用以识别实验组和控制组，如果某一城市在样本期内实施了预算联网监督，则赋值为 1，否则为 0。在本文限定的样本期内，共有 199 个城市上线了人大预算联网监督系统，是研究设计中的实验组；有 76 个城市尚未推行，是研究设计中的控制组。 $Post_{it}$ 用以识别预算联网监督的实施时间，将 i 城市推行预算联网监督之前的年份赋值为 0，之后的年份赋值为 1。 X_i 是控制变量集合，将其与时间趋势项 μ_t 交乘。 δ_i 是城市固定效应，用以控制不随时间变化的城市特征； φ_t 表示年份固定效应，用以控制不同年份的经济周期特征。

（二）指标构建

1. 政府支出效率的度量

本文在基准回归中用 DEA-Malmquist 方法来测算政府支出效率。DEA-Malmquist 方法是测算支出效率的常用方法之一，用以捕捉一定时期内整体支出效率的变动情况。通常而言，DEA-Malmquist 指数大于 1，表明整体效率改进；指数小于 1，则表示整体效率水平下降；而当 DEA-Malmquist 指数等于 1 时，表明整体效率水平维持不变。在测算政府支出效率时，与陈诗一和张军（2008）、徐超等（2020）的研究一致，我们以各城市人均财政支出为投入指标，代表政府对公共服务资源的投入。在产出指标的选取上，我们将教育、医疗卫生、社会保障和基础设施、环保环卫、居民生活六大类的公共服务产出纳入其中，全面反映既定投入下的公共服务供给水平。《管理世界》网络发行版附录附表 1 给出了公共服务产出的具体指标测度。

2. 控制变量的选取

我们在回归模型中，结合政策文件和新闻报道情况，控制了同时可能影响政府支出效率与地方推行预算联网监督的因素：一是城市的行政等级。已有研究证实，城市行政等级越高，通常政务数字化、信息化的基础越好，既有利于政府自身强化财政管理、提升资金使用效率，又有利于为人大构建预算联网监督的信息平台提供便利。二是人大需要监督的预算收入与预算支出规模。一般而言，人大纳入预算监督的资金收入与支出规模越大，越迫切需要信息化的联网平台来提升监督效率。同样的，对政府而言，预算资金的收支规模越大，财政约束与监督的难度也越大，越容易对政府支出效率产生影响。控制变量的具体度量见表 1。对控制变量，我们参照周茂等（2015）、马光荣和张玲（2023）的做法，均采用样本窗口期的首年数据（2012 年），并与时间趋势项交互（ $X_i \times \mu_t$ ），这既能控制这些影响因素在不同年度产生的异质性影响，也能较好地避免“坏的控制变量”的问题。

3. 数据说明

本文测算政府支出效率的各类公共服务数据和基础回归中的经济社会发展数据主要来源于《中国城市统计年鉴》。在机制分析中用到的预算违规资金和预算执行进度等数据主要依据《中国审计年鉴》和中国政府采购数据计算得到。此外，在拓展性分析中，我们还用到了中国 A 股上市公司的微观数据，来自于国泰安数据库。由于 2012 年前各地相关公共服务指标缺失严重，同时为了避免 2020~2022 年疫情冲击的影响，我们将样本期间限定在 2012~2019 年。正式回归前，我们剔除了样本期间内公共服务指标依然缺失严重的地区，如西藏和部分少数民族城市。对部分城市个别年份存在缺失的情况，我们从各省市统计年鉴和各城市经济发展统计公报等来源进行补齐。表 1 报告了主要变量的描述性统计。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

表 2 报告了回归模型的基准估计结果。第（1）列是简单的单变量回归，没有加入任何的控制变量与固定效应。可以看到，核心解释变量的系数为 0.0325，且通过了 1% 的显著性检验，说明人大预算联网监督的实施确实显著提升了政府支出效率。为了缓解不同年份经济周期和不随时间变化城市特征的影响，我们在第（2）列加入了年份固定效应和城市固定效应。结果显示，政策变量的系数在 5% 的显著性水平上为 0.0199，表明政府支出效

率依然得到显著提升。第(3)列则在前列的基础上继续加入可能影响政策推行的控制变量,具体包括城市行政等级、人大需要监督的一般公共预算收入和支出规模。结果表明,人大预算联网监督的推行使得政府整体支出效率显著提升了0.0209,较样本平均水平而言,提升了2.2个百分点。进

一步地,我们结合 DEA-Malmquist 指数的特点,将指数大于1的样本赋值为1,其余小于等于1的样本赋值为0,将其作为新的被解释变量(DM),以单独考察政策的广延效应。第(4)列的回归结果显示,在人大预算联网监督实施后,DEA-Malmquist 指数大于1的可能性,即政府支出效率较上年出现改善的概率,显著提高了9.94%。表2的结果均表明,在数字时代,通过信息联通来强化人大预算监督,有利于促进政府支出效率的显著提升。

(二)平行趋势检验

采用双重差分法进行政策评估的前提条件是必须满足“平行趋势假定”。为此,我们借鉴贝克等(2010)的做法,在实证模型(1)的基础上,构建如下事件分析模型,以验证事前平行趋势是否成立,并考察预算联网监督实施前后政府支出效率的动态变化:

$$Efficiency_{it} = \beta_k \sum_{k=-7, k \neq -7}^4 I_{it}^k + \gamma(X_i \times \mu_t) + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, I_{it}^k 为虚拟变量,如果城市 i 为实验组,且年份 t 为距离该城市实施预算联网监督的第 k 年,则赋值为1,否则赋值为0。 k 的取值范围从-7到4,本文以 $t=-7$ 为基准年。其余各类固定效应和控制变量与实证模型(1)一致,回归标准误同样在城市层面聚类。图4展示了回归系数的变动趋势,横轴表示预算联网监督实施的相对时间,纵轴表示估计系数的大小,上下虚线为90%的置信区间。观察图4可知,在政策实施前, β_k 的估计系数并不显著异于0,表明实验组和控制组在政府支出效率上并不存在显著差异,即满足事前的平行趋势假定。

(三)稳健性检验^⑤

1. 同期干扰政策影响的排除

在前文中,我们初步发现预算联网监督的实施能显著提升政府支出效率。但仍需谨慎的是,在预算联网监督逐步推行的时间节点,同期实施的其他改革举措也可能对政府的支出效率产生影响,进而与预算联网监

表1 主要变量的描述性统计

| 变量名 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------------------------|----------------------|---------|--------|---------|---------|
| 政府支出效率(Efficiency) | DEA方法计算的Malmquist指数 | 0.9401 | 0.1052 | 0.6183 | 1.3184 |
| 预算联网监督(Treat×Post _{it}) | 实施预算联网取值为1,否则为0 | 0.1545 | 0.3616 | 0 | 1 |
| 城市行政级别(Category) | 省会、副省级及以上城市为1,否则为0 | 0.1200 | 0.3256 | 0 | 1 |
| 预算资金收入规模(Revenue) | 一般公共预算收入的自然对数 | 13.7742 | 1.0177 | 11.5458 | 17.4382 |
| 预算资金支出规模(Expenditure) | 一般公共预算支出的自然对数 | 14.5913 | 0.6783 | 12.1871 | 17.5494 |
| 违规金额占比(WG) | 审计查出的问题金额/一般公共预算支出 | 0.3788 | 0.3870 | 0.0010 | 2.3235 |
| 移送司法机关(YSSF) | 有审计案件移交司法机关赋值为1,否则为0 | 0.9117 | 0.2838 | 0 | 1 |
| 1~11月支出金额占比(1-11 JE) | 1~11月政府采购支出占全年政府采购比重 | 0.8540 | 0.1927 | 0.0021 | 1 |
| 1~11月合同数占比(1-11 HT) | 1~11月政府采购合同数占全年合同数比重 | 0.8449 | 0.0969 | 0.0619 | 1 |
| 教育支出占比(Edu) | 教育支出占一般公共预算支出比重 | 0.0712 | 0.0426 | 0.0034 | 0.2811 |
| 科技支出占比(Tech) | 科技支出占一般公共预算支出比重 | 0.0166 | 0.0158 | 0.0007 | 0.1309 |
| 社保支出占比(Sec) | 社保支出占一般公共预算支出比重 | 0.1321 | 0.0450 | 0.0240 | 0.4199 |
| 医疗卫生支出占比(Med) | 医疗卫生支出占一般公共预算支出比重 | 0.0911 | 0.0245 | 0.0309 | 0.2046 |
| 基建支出占比(Infra) | 市政公用设施投资占一般公共预算支出比重 | 0.1027 | 0.1220 | 0.0001 | 1.2078 |
| 一般公共服务支出占比(Pub) | 一般公共服务支出占一般公共预算支出比重 | 0.0971 | 0.0283 | 0.0040 | 0.2208 |

表2 基准回归:预算联网监督对政府支出效率的影响

| | 政府支出效率(Efficiency) | | | DM |
|--------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Treat×Post _{it} | 0.0325*** (0.0051) | 0.0199** (0.0092) | 0.0209** (0.0092) | 0.0994** (0.0401) |
| Constant | 0.9352*** (0.0021) | 0.887*** (0.0055) | 71.8036 (43.8211) | 573.8492** (244.0109) |
| 控制变量 | NO | NO | YES | YES |
| 年份固定效应 | NO | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | NO | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2180 | 2180 | 2180 | 2180 |
| R-squared | 0.012 | 0.098 | 0.101 | 0.062 |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的标准误在城市层面聚类,下表同。

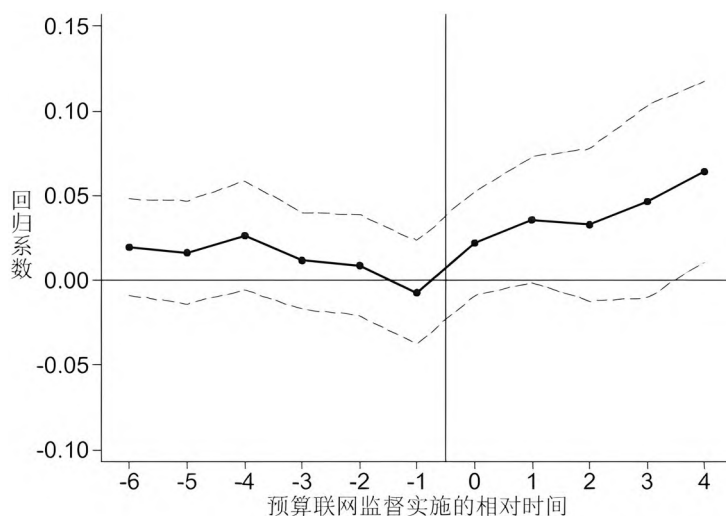


图4 政策动态效应及平行趋势检验

督的政策效应相混淆。基于此,文章对可能的干扰政策进行逐一探讨,试图将干扰政策的影响从基准结果中剥离。

(1)考虑财政压力冲击的影响。已有研究证实,财政压力增大所带来的冲击将“倒逼”地方政府着力提高自身的资金支出效率(徐超等,2020;聂卓等,2021)。在预算联网监督逐步推广的同时期内,地方政府的财政压力冲击主要来自于两大改革:一是2016年“营改增”政策的全面推开;二是2018年以来,大规模减税降费措施的全面出台。首先,为了有效剥离“营改增”政策的影响,我们借鉴聂卓等(2021)的具体做法,在基准回归模型中加入“营改增”改革的政策变量($BT\ Share_i \times After_{2016}$)。其中, $BT\ Share_i$ 是“营改增”全面推开前(2015年),各城市营业税与“已改革行业缴纳的增值税”之和占一般公共预算收入的比重^⑥,该比重越高,在“营改增”后,则通常面临的财力损失越大,所在城市受到的财政压力冲击也越大。 $After_{2016}$ 是冲击年份的虚拟变量,2016年“营改增”全面推开后,则取值为1,否则取值为0。变量 $BT\ Share_i \times After_{2016}$ 的加入,可以很好地捕捉“营改增”政策全面推开所带来的财力冲击影响。表3第(1)列的结果显示,在控制“营改增”的政策效果后,结论依然成立。

其次,为了排除近年来大规模“减税降费”政策的影响,我们尝试在基准回归的基础上,进一步控制各地区的宏观税负。原因在于,“减税降费”政策的影响最终会在地区税负上得到体现,控制不同地区的宏观税负,很大程度上能控制“减税降费”政策的冲击。为此,我们计算并控制了各地区的宏观税负水平($Tax\ Burden_{it}$)。宏观税负=(各地税收总收入/地区生产总值)。表3第(2)列的回归结果显示,在考虑了“减税降费”政策的影响后,预算联网监督依然显著地提升了政府支出效率,进一步佐证了文章结论的稳健。

(2)考虑预算管理改革的影响。预算管理改革对政府支出效率的影响更为直接。特别是近年来,随着预算绩效改革的持续深入和新《预算法》的正式实施,各级政府的支出行为都在一定程度上受到了更为严格的约束,这在理论上有利于政府支出效率的提升(于海峰等,2021),进而可能对本文的政策效应造成干扰。为此,我们做了如下两方面的工作。其一,构建预算绩效改革的相关指标,并将其加以控制。与已有研究一致,如果地区在第*t*年正式实施了《预算绩效评价管理办法》,则政策变量($Budget\ performance_{it}$)取值为1,否则为0。从表3的第(3)列可知,在加入预算绩效改革的变量后,核心解释变量的显著性和系数大小依然没有发生明显变化。

其二,基于各地预算管理的规范化程度不一、受新《预算法》冲击各异的事实,我们还构建了新《预算法》实施的政策变量($Budget\ Index_i \times After_{2015}$)。 $Budget\ Index_i$ 是各地区的预算管理规范指数,该指数越大,地方预算管理的规范程度越高。这一指数来源于中国人民大学编制的《中国各地区财政发展指数报告》,是财政发展指数的一个分项。我们用新《预算法》实施前(2014年)的指数来反映各地区预算管理水平的差异。 $After_{2015}$ 为政策实施前后的虚拟变量,2015年及以后取值为1,其余赋值为0。将新《预算法》实施的政策变量加以控制,一定程度上能缓解我们对这一干扰政策的担忧。表3第(4)列的结果也确实表明,即便考虑新《预算法》的冲击,文章的结论也不发生改变^⑦。

(3)考虑审计体制改革和反腐败的影响。政府审计和反腐败都是影响政府支出效率的重要因素。中国政府大力推进的省以下审计机关“人财物垂直管理”改

表3 稳健性检验:同期干扰政策的排除

| | 政府支出效率(Efficiency) | | | | | |
|---------------------------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | “营改增” 政策 | 大规模减税 降费 | 预算绩效 改革 | 新《预算法》 实施 | 审计体制 改革 | 反腐败 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $Treat_i \times Post_{it}$ | 0.0207** (0.0087) | 0.0212** (0.0093) | 0.0210** (0.0092) | 0.0214** (0.0093) | 0.0232** (0.0095) | 0.0208** (0.0092) |
| $BT\ Share_i \times After_{2016}$ | -0.0609 (0.0501) | | | | | |
| $Tax\ Burden_{it}$ | | -0.2057 (0.2492) | | | | |
| $Budget\ performance_{it}$ | | | 0.0146* (0.0084) | | | |
| $Budget\ Index_i \times After_{2015}$ | | | | -0.0004 (0.0005) | | |
| $Audit_i \times After_{2015}$ | | | | | -0.0218** (0.0098) | |
| $Anti_corruption_{it}$ | | | | | | -0.0057 (0.0142) |
| Constant | 103.4868** (40.4956) | 71.4015 (43.8516) | 64.5817 (43.5624) | 74.5265* (45.0217) | 58.0519 (42.8293) | 71.4886 (43.9714) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2140 | 2180 | 2180 | 2180 | 2180 | 2180 |
| R-squared | 0.105 | 0.101 | 0.103 | 0.101 | 0.104 | 0.101 |

革,有效提升了审计机关的独立性,能更好的发挥审计在提升政府支出效率中的重要作用。为了缓解这一审计体制改革可能带来的干扰,我们控制了相应的政策冲击。具体地,中国省以下审计机关“人财物垂直管理”改革于2015年在江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南7省市开展试点,我们将这些地区视为审计体制改革的实验组,其余地区为控制组,生成相应的组别虚拟变量 $Audit_i$ 。进一步地,将 $Audit_i$ 与冲击年份虚拟变量 $After_{2015}$ 交乘,则交互项 $Audit_i \times After_{2015}$ 能较好的捕捉这一审计体制改革的影响。表3第(5)列是相应的回归结果,可以看到,在尽可能剥离审计体制改革的冲击影响后,我们依然能得到基准结果的结论。

反腐败能通过缓解公共资源配置中的扭曲,进而较好地改善政府支出效率。党的十八大以来,中央持续正风肃纪、加大反腐力度,很大程度上压缩了公共资源配置中的寻租空间,有利于政府支出效率的提升。因此,本文要得到预算联网监督与政府支出效率间的因果关系,还必须将反腐败的影响加以剥离。鉴于上级纪委监委巡视成为推进反腐败斗争的重要利器,我们将纪委巡视视为地区腐败治理的重要外生冲击。具体而言,如果 i 地区在第 t 年被纪委巡视,则政策变量 $Anti_corruption_{it}$ 取值为1,否则取值为0。表3第(6)列的结果显示,在考虑反腐败的冲击后,本文的研究结论依然稳健成立^⑧。

2. 异质性处理效应的检验

最新的计量经济学文献表明,在交错型双重差分的情形下,当处理组效应随时间和组别变化时,利用传统的双重固定效应模型可能导致估计结果有偏(刘冲等,2022)。因为传统的双向固定效应模型是将不同组别和时间的观察值两两配对生成不同的分析单元,分别估计每个分析单元的双重差分系数,再对这些系数进行加权平均。然而,当处理效应会随组别和时间而变动时,对于那些较早接受政策冲击的个体,一旦其作为较晚接受政策冲击的个体的控制组时,其对应的权重可能为负,从而导致最终系数的大小和方向有偏,我们称其为“坏的控制组”。

针对异质性处理效应中的负权重问题,文献中提出了一系列新的稳健性估计方法,主要可以分为堆叠法、组群—时期平均处理效应估计法、插补法3类。这些方法或是通过重塑样本,或是通过调整权重,或是利用控制组计算出合理的“反事实”结果变量,以此来排除已接受处理的样本作为控制组的可能性。本文基于以上3类方法,重新估计了相应的估计量。图5展示了异质性处理效应稳健性估计量的事件分析结果,对比发现,3类稳健估计量与基准回归中估计量的动态趋势十分接近,且事前平行趋势均满足。这充分表明,交错型双重差分下可能出现的负权重问题在本文并不突出。

3. 替换估计方法

陈诗一和张军(2008)、李明和王帅(2023)等的研究指出,基于数据包络分析框架计算得到的政府支出

效率存在截断的情况,故可以尝试用面板Tobit模型进行方程估计。基于此,我们对基准回归中的估计方法进行了替换,以确保我们得到的研究结论不受估计方法差异的影响。表4报告了相应的估计结果。与基准回归类似,第(1)列是单变量回归,可以看到,预算联网监督依

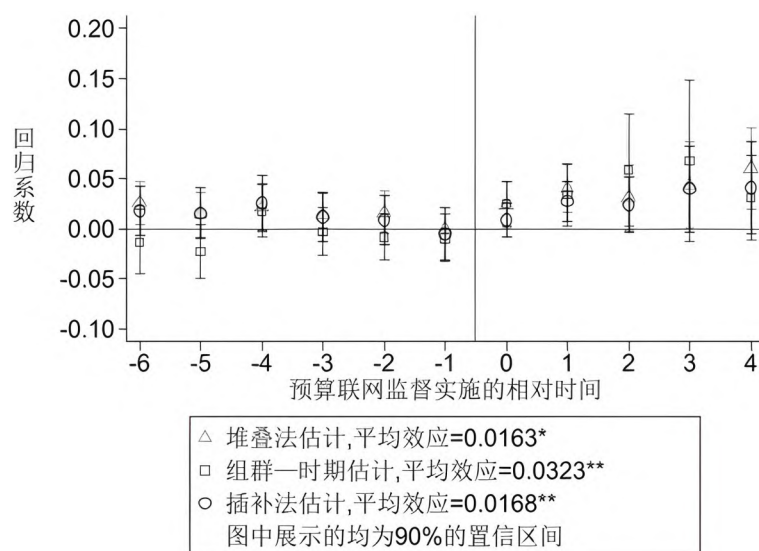


图5 不同方法得到的异质性处理效应稳健估计量

表4 变更估计方法的回归结果

| | 政府支出效率(Efficiency) | | |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| $Treat_i \times Post_{it}$ | 0.0325*** (0.0063) | 0.0313*** (0.0062) | 0.0169* (0.0078) |
| Constant | 0.9352*** (0.0024) | 0.9574*** (0.0639) | 0.9213*** (0.0615) |
| 控制变量 | NO | YES | YES |
| 年份固定效应 | NO | NO | YES |
| 观测值 | 2180 | 2180 | 2180 |

然显著的提升了政府支出效率。第(2)列则进一步加入了控制变量,第(3)列则加入了时间固定效应。与前文的结论一致,预算联网监督的政策变量与政府支出效率间依然存在着稳定的正向关系。上述结果表明,本文的研究结论并不会因估计方法的差异而发生改变。

4. 替换被解释变量的度量方法

本文在基准回归中采用了DEA-Malmquist指数来度量政府支出效率。尽管这一方法无需设定具体的生产函数,能较好的排除因设定误差而造成的结果偏误,在已有研究中得到了广泛应用(李明、王帅,2023)。但也有学者指出,随机前沿模型在剥离随机噪音方面更具相对优势,也是计算支出效率的重要方法(徐超等,2020)。为此,我们也用随机前沿模型来测算政府支出效率,以确保文章的研究结论不会因为度量方法的差异而发生改变。具体而言,随机前沿函数采用柯布-道格拉斯形式:

$$\ln FE_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln PS_{ijt} + v_{it} + \mu_{it}$$
 (3)

其中,FE_{it}是i地区第t年的财政支出,PS_{ijt}是i地区第t年第j种公共服务的供给水平。与前文一致,公共服务包含教育、医疗卫生、社会保障、基础设施等6个方面。v_{it}是随机误差项,服从标准正态分布;μ_{it}是非负随机变量,服从截断正态分布。政府支出效率的测算,最终是理论支出成本与实际支出成本之比。表5报告了基于随机前沿方法度量政府支出效率的回归结果。第(1)列只控制了各类固定效应,第(2)则进一步加入了控制变量。可以清晰看到,预算联网监督与政府支出效率间依然存在显著的正向关系。

(四)机制分析

在前文中,我们利用预算联网监督实施的冲击,验证了缓解信息不对称在提升人大预算监督效能中的重要作用。接下来,文章将详细探讨背后的作用机制,以期揭示预算联网监督的运行逻辑。

1. 预算联网监督与资金使用合规性

预算资金使用的合规性是提升政府支出效率的基础与前提(杜莉等,2023)。缓解人大预算监督过程中的信息不对称,会对预算资金使用的合规性产生直接影响。实践中,预算联网系统充分采用了信息技术和数字化手段,能实现人大机关对政府各部门预算资金的全程线上监测。加之智能预警、自动审查等功能的开发,能及时、有效地发现预算资金的违规使用问题,形成“威慑效应”。无疑,这将有利于提高预算资金使用的合规性,为政府支出效率的提升奠定基础。表6第(1)列对这一逻辑进行了检验。具体而言,我们利用《中国审计年鉴》中的“审计查出的主要问题金额”,除以全市一般公共预算支出规模,以此来衡量地级市的预算资金违规情况。相应的结果与理论预期一致,预算联网监督的实施显著减少了违规资金占比,提高了预算资金使用的合规性。表6第(2)列的结果还发现,预算联网监督显著提高了“资金使用违规案件”移送司法、纪检监察部门的概率^⑨,确实形成了一定的“威慑效应”,这是对“提高资金使用合规性”证据的进一步补充。

表5 基于随机前沿法测算政府支出效率的估计结果

| | 基于SFA法测算的政府支出效率 | |
|---|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) |
| Treat _{it} ×Post _{it} | 0.0301** (0.0137) | 0.0273** (0.0138) |
| Constant | 0.7904*** (0.0066) | 13.8667 (99.1619) |
| 控制变量 | NO | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES |
| 观测值 | 2180 | 2180 |
| R-squared | 0.130 | 0.149 |

2. 预算联网监督与预算执行时效性

政府预算执行进度滞后是影响政府支出效率的重要因素(利布曼、马赫尼2017)。已有研究证实,中国地方政府的预算执行进度存在明显“前低后高”的现象,预算执行进度缓慢导致“年底突击花钱”是地方政府预算执行“时效性差”的重要表现(汪德华、李琼,2018)。无疑,这将造成预算资金的浪费和低效使用。根据我国《预算法》的规定,预算资金的拨付下达、执行进度等均是各级人大预算监督的重要内容。但长期以来,由于信息不对称问题的存在,各

表6 机制检验:合规性与时效性

| | 政府支出效率(Efficiency) | | | |
|---|-------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------|
| | 违规金额占比 | 移送司法、纪检监察机关 | 1~11月支出金额占比 | 1~11月合同金额占比 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Treat _{it} ×Post _{it} | -0.0495** (0.0250) | 0.0474* (0.0257) | 0.0538*** (0.0201) | 0.0171** (0.0079) |
| Constant | -116.5610 (211.6668) | 682.1961*** (179.5875) | 316.5193* (168.7166) | 28.0236 (73.3366) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2186 | 2186 | 1466 | 1498 |
| R-squared | 0.214 | 0.133 | 0.135 | 0.128 |

级人大难以实时掌握各部门预算资金的执行情况,客观上加剧了“预算执行缓慢、年底突击花钱”问题的治理难度,制约预算监督效能。针对这一预算治理中的“顽疾”,预算联网监督系统有效打通了人大与各政府部门间的“信息壁垒”,人大的各专门委员会可以实时查询、获取同级政府部门的预算支出进度、资金使用结余情况。对发现的预算执行滞后项目和部门,人大将采取函告和通报、督办等方式予以介入,以推进预算执行工作。

表6第(3)~(4)列对上述作用机理进行了检验。由于中国市级政府对支出进度数据的公开十分有限,我们难以直接获取相关变量进行实证分析。为此,我们借鉴利布曼和马赫尼(2017)的思路,用政府采购的数据来构建政府的支出进度指标。具体而言,文章从中国政府采购网获取各地区每一笔详细的政府采购信息,加总计算各地区月度政府采购金额、政府采购合同总数,以不同时间段政府采购金额、合同总数占全年总金额、总合同数的比重来反映政府预算的执行进度情况。表6第(3)~(4)列的结果显示,预算联网监督的实施显著提升了各地区前11个月的预算执行进度,前11个月的支出金额占比、合同数占比均显著上升。随着前11个月预算执行进度的显著加快,12月份支出占比将呈现下降态势,“年底突击花钱”的现象能得到一定遏制。综上可知,人大预算监督有效提升了预算执行的时效性,这有利于政府支出效率的改善。

3. 预算联网监督与政府支出结构

支出结构的优化和调整是政府支出效率提升的重要来源之一,众多文献在探讨政府支出效率的提升机制时,都会考察政府支出结构是否得到优化和改善(徐超等,2020)。中国地方政府的支出结构长期存在“重生产、轻民生”的偏向性问题,民生支出短板成为制约政府整体支出效率的关键因素(傅勇、张晏,2007)。那么,预算联网监督的实施能否推进政府支出结构的优化,进而实现资金使用效率的提升呢?表7对此做出了回应。借鉴徐超等(2020)的做法,在第(1)~(6)列中,我们分别考察了人大预算联网监督对各类支出占比的影响。其中,教育支出占比、科技支出占比、社保支出占比和医疗卫生支出占比用以反映民生支出情况。基建支出占比和一般公共服务支出占比则反映地方政府在基建和一般行政支出上的安排^⑨。实证结果显示,无论是在统计意义还是经济意义上,预算联网监督对各类支出占比都未产生显著影响,表明支出结构的优化并不是政府支出效率提升的作用机制。究其根源,背后可能的原因在于:其一,当前预算联网监督的侧重点依然放在了预算执行过程的动态监控上,对预算编制阶段的资金配置依然介入不够,直接制约政府支出结构的优化;其二,我国的预算支出结构固化问题比较突出,资金分配呈现僵化难题,背后涉及部门利益和顶层制度设计等诸多问题。短期内,单纯依靠预算监督来改变支出结构固化的现状存在较大困难(闫坤、鲍曙光,2022)。但总体上,上述结果依然启示我们,强化人大对预算资金配置的事前介入,并与其他改革政策配合,合力破解支出结构固化难题将是未来进一步深化预算监督改革、提升政府支出效率的关键举措。

五、异质性分析与进一步拓展

(一)异质性分析

前文中的研究表明,通过信息联网来缓解人大预算监督中的信息不对称能显著的改善预算监督实效。接下来,我们基于各地在预算联网监督系统建设、使用上的差异进行异质性分析,以期深度挖掘人大预算联网监督的实际运行状况,为人大预算联网监督的进一步优化提供经验借鉴。

1. 信息纵向联通的差异

预算联网监督将信息端口与同级政府部门,特别是财政和国库部门联通,有效缓解了人大预算监督中的信息不对称。但在实践中,除了与同级政府实现信息“横向联通”外,许多地方人大还致力于推进与下级人大、

表7 机制检验:政府支出结构

| | 教育支出 占比 | 科技支出 占比 | 社保支出 占比 | 医疗卫生 支出占比 | 基建支出 占比 | 一般公共服务 支出占比 |
|----------------------------|--------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $Treat_i \times Post_{it}$ | -0.0031 (0.0021) | 0.0006 (0.0010) | 0.0035 (0.0024) | 0.0001 (0.0013) | 0.0009 (0.0073) | -0.0023 (0.0016) |
| Constant | -77.4412*** (16.6897) | -3.3774 (5.9339) | 19.3081 (16.9762) | -7.4713 (7.3921) | -89.21 (76.12) | 14.36 (15.74) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2189 | 2199 | 2041 | 1971 | 2189 | 2200 |
| R-squared | 0.085 | 0.096 | 0.292 | 0.380 | 0.072 | 0.310 |

政府间的“纵向信息贯通”。通过纵向信息传输,上级人大能就向下拨付的重点专项资金、转移支付资金开展跟踪监督,一定程度上能与本级的预算联网形成监督合力,有利于发挥更大的预算治理效能。例如,广东省在系统“纵向贯通”的基础上,能查询、监督21个地市的地方政府债务、重点项目资金等情况^⑩。基于此,可以合理的预期,在实现预算联网“纵向贯通”的地区,信息不对称的缓解程度相对更大,更能有效提升政府支出效率。为了验证上述逻辑,我们生成相应的虚拟变量 $Connection_i$,将样本期内已经实现省、市预算信息“纵向贯通”的广东、陕西和山东各城市赋值为1,其余为0,并与文章的核心解释变量交乘($Treat_i \times Post_{it} \times Connection_i$)。表8第(1)列的结果与理论预期一致,在实现预算信息“纵向贯通”的地区,人大联网监督更显著的提升了政府支出效率。这在实质上也表明,加快推进预算联网监督的“纵向贯通”将是完善这一政策的重要举措。

2. 公众外部监督的差异

公众外部监督是预算监督的重要组成部分。朴等(2023)的研究证实,公众外部监督的强化会对政府的预算执行结果产生积极影响。近年来,随着中国各级政府预算信息的不断公开,越来越多的公众开始关注政府预算,公众外部监督成为影响中国预算治理的重要因素。张琦和郑瑶(2018)的研究发现,公众通过媒体和网络对预算提出的质询监督能显著提升政府对预算问题的回应。因此,我们可以合理的推断,在公众外部监督更强的地区,公众监督本身发挥了较好的预算治理作用,预算联网监督对政府支出效率的影响应该相对有限。相反,在公众外部监督更弱的地区,人大预算联网监督能弥补外部监督薄弱的治理缺憾,对政府支出效率的影响应该更为明显。为验证上述推论,我们搜集了各地区对“预算”一词的百度搜索指数,该指数越高,说明公众对预算的关注程度越高、公众外部监督也越强。文章将百度搜索指数小于均值的地区赋值为1,表示公众外部监督相对更弱。反之,将百度搜索指数大于均值的地区赋值为0。进一步地,我们将这一虚拟变量($Lowparticipate_i$)与核心解释变量交乘($Treat_i \times Post_{it} \times Lowparticipate_i$)。表8第(2)报告了三重差分的估计结果,与我们预期的一致,在公众外部监督更弱的地区,人大预算联网监督的效果更好。上述结果充分说明,人大预算联网监督能一定程度缓解公众预算参与不足、外部监督薄弱的预算治理困境。

3. 地区财政压力的差异

近年来,中国各级地方政府均面临不同程度的财政压力。因此,在财政收支矛盾持续加剧的背景下,越需要各级人大强化预算监督职能,以最大化有限财政资源的实际效用。据此,我们的一个合理预期是,在财政压力更为突出的地区,人大越可能充分利用预算联网监督平台,以此来强化对资金使用的监督、助推政府整体支出效率提升。本文参照马海涛和秦士坤(2022)的做法,以各城市一般公共预算和政府性基金预算的收支缺口来度量财政压力,将收支缺口大于均值的地区赋值为1,视为财政压力更大,其余赋值为0。表8第(3)列报告了相应虚拟变量与核心解释变量交乘($Treat_i \times Post_{it} \times Pressure_i$)的回归结果,与理论预期一致,在财政压力更大的地区,预算联网监督发挥的预算治理作用更大,政府支出效率得到更为显著的提升。

4. 人大监督专业能力的差异

已有研究强调,人大预算监督是一项专业性强的工作,需要增强人大在预算监督方面的专业能力。据此,我们着重考察各地人大监督的专业能力差异对结果的异质性影响。理论上,人大预算监督的专业性很大程度与人大代表的构成和专业背景息息相关。但鉴于各地级市所有人大代表的构成情况、特征信息难以获取,我们只能借鉴李一花等(2023)的做法,搜集了全国275个地级市人大

表8 异质性分析的回归结果

| | 政府支出效率(Efficiency) | | | |
|--|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 信息纵向贯通 | 公众外部监督 | 地区财政压力 | 监督能力差异 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $Treat_i \times Post_{it}$ | 0.0141 (0.0103) | 0.0085 (0.0106) | 0.0067 (0.0107) | 0.0064 (0.0110) |
| $Treat_i \times Post_{it} \times Connection_i$ | 0.0233* (0.0134) | | | |
| $Treat_i \times Post_{it} \times Lowparticipate_i$ | | 0.0295** (0.0126) | | |
| $Treat_i \times Post_{it} \times Pressure_i$ | | | 0.0279** (0.0125) | |
| $Treat_i \times Post_{it} \times Fin_Aud_i$ | | | | 0.0239** (0.0119) |
| Constant | 74.3869* (43.9755) | 60.3270 (44.3860) | 90.3481* (46.3226) | 71.4338 (43.9925) |
| 微观控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2180 | 2180 | 2180 | 2180 |
| R-squared | 0.102 | 0.103 | 0.103 | 0.102 |

常委会主任的特征信息,以人大主任是否拥有“财经教育背景或财审工作经历”来衡量不同地区预算监督专业能力的差异。客观上,人大主任是履行人大监督职能的重要执行者,在监督方式和监督强度上具有较大的自由裁量权,人大主任的经历背景 and 专业化程度对人大的监督力度、监督能力会带来实质性的影响(吕冰洋等,2021),且通常而言,人大主任如果拥有“财经教育背景、财审工作经历”,其预算监督的专业能力通常越强,越能在地方人大预算监督中发挥积极作用。为验证这一猜想,我们用“人大预算联网监督的政策变量($Treat_i \times Post_{it}$)”与“人大主任是否有财经教育背景或财审工作经历的虚拟变量(Fin_Aud_i)”交乘。表8第(4)列的结果表明,在专业能力越强的地区(即人大主任拥有相关专业背景的地区),人大预算联网监督发挥了更大的作用,政府支出效率得到了更显著的提升。这充分表明,在人大预算监督中,强化数字技术应用与提升专业监督能力“相辅相成”。

(二)拓展性分析

国务院在2021年印发的《关于进一步深化预算管理体制改革的意见》中明确提出,要向预算治理改革要效能、通过预算治理改革来进一步“规范管理、提高效率、挖掘潜力和释放活力”,以此为“经济下行压力加大、财政收支矛盾加剧”背景下积极财政政策的有效实施提供空间和保障。那么,人大预算联网监督这一信息化、数字化的预算改革是否有助于上述目标的实现,在提升政府支出效率的同时,为当前积极财政政策的推进提供政策空间?针对这一问题,我们尝试从“减税降费”政策落地的视角来加以回应,做进一步地拓展性分析。

大规模减税降费是近年来中国政府推行积极财政政策的核心举措(郭庆旺,2019),在稳定市场主体、优化产业结构、推动经济复苏等方面发挥了积极作用。但与此同时,随着减税降费规模的日益扩大,地方政府的财政可持续也面临不小压力。因此,在地方财力承压的条件下,如果有限的财政资源依然被低效无序使用,则无疑将制约“减税降费”政策的落地生效和持续推进。人大预算联网监督通过信息联通缓解了人大预算监督中的信息不对称,显著减少了预算执行过程中财政资金的违规使用问题,加快了预算资金使用进度,客观上使有限财力的整体效能得到更大发挥,这在一定程度上有助于减轻政府的财力承压状况,助推“减税降费政策”的有效落地。

表9对上述逻辑进行了实证检验。首先,我们从国泰安(CSMAR)数据库收集了2012~2019年沪深两市上市公司的财务数据,并剔除了金融类和ST、*ST、SST股的上市企业;其次,借鉴相关文献(柳光强,2016),用企业享受的税费优惠作为“减税降费”政策落地的代理变量。直观而言,企业享受的税费优惠越多,代表落地的“减税降费”政策越充分。与已有研究一致(柳光强,2016),企业享受的税费优惠等于“企业收到的税费返还金额除以企业支付的各项税费与收到的税费返还之和”;最后,验证预算联网监督的实施是否使企业更多的得到了税费优惠,真正享受到减税降费的红利。表9的第(1)~(3)列报告了相应的检验结果。第(1)列只控制了基准回归中的宏观变量和各类固定效应,第(2)列进一步加入了企业的微观变量,具体包括资本密集度、资产周转率、财务杠杆、公司市场价值、营业现金流。进一步地,第(3)列考虑了近年来国家减税降费力度加大本身对回归结果的冲击,将样本期间限定在大规模“减税降费”实施前的2012~2017年,以尽可能地得到预算联网监督的净效应。与理论预期一致,预算联网监督在提升政府支出效率的同时、确实显著推动了“减税降费”政策的有效落地,企业得到了更多的税费优惠。拓展性分析的结果间接表明,在当前财政收支矛盾加剧的背景下,“向预算治理要效能”的改革思路是可行的,通过深化预算治理改革来提升政府支出效率,有助于为积极财政政策的实施提供一定空间。

表9 拓展性分析结果

| | 企业享受的税费优惠 | | |
|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| $Treat_i \times Post_{it}$ | 0.0086* (0.0045) | 0.0083* (0.0046) | 0.0147** (0.0073) |
| Constant | -3.8155 (33.9439) | -4.8866 (33.5353) | -6.5829 (32.0654) |
| 宏观控制变量 | YES | YES | YES |
| 微观控制变量 | NO | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES |
| 观测值 | 19540 | 19540 | 14209 |
| R-squared | 0.020 | 0.027 | 0.017 |
| 样本年份 | 2012~2019 | 2012~2019 | 2012~2017 |

六、研究结论与政策建议

如何有效缓解立法机构与同级政府间的信息不对称,以提升预算监督实效是世界各国都面临的治理难

题。本文从中国预算监督数字化转型的实践出发,利用人大推行预算联网监督的“准自然实验”,识别了信息不对称缓解对改进人大预算治理的因果效应。基于2012~2019年275个城市的宏观数据,实证研究发现:预算联网监督确实有利于政府支出效率的改善,较样本平均水平而言,整体支出效率显著提升了2.2个百分点。且从拓展边际来看,政府支出效率较上年出现改善的概率提升9.94%。机制检验表明,在预算执行的合规性上,预算联网监督有效减少了预算资金的违规使用,违规案件被移送司法机关的概率显著上升。在预算执行的时效性上,预算执行进度加快,预算资金被年底突击低效使用的情况得到显著遏制。但是,文章并没有发现预算联网监督优化政府支出结构的证据。进一步地,异质性分析的结果显示,在实现预算信息“纵向贯通”的地区、公众外部监督更弱的地区、财政压力更大的地区以及人大监督专业能力更强的地区,人大预算联网监督对政府支出效率的提升作用更大。最后,文章还发现,人大预算监督的数字化转型在提升政府支出效率的同时,还推动了“减税降费”政策的落地,企业享受到更多的税费优惠,通过人大预算联网监督来强化预算治理,能为积极财政政策的落地见效提供一定空间。

党的二十届三中全会从战略和全局的高度提出了“健全预算制度”的改革任务,实施人大预算联网监督既是“健全现代预算制度”、推进国家预算治理现代化的现实需要,亦是落实全过程人民民主、确保人民当家作主权利的本质要求。结合前述研究,本文就进一步完善人大预算联网监督制度、提升政府支出效率提出如下政策建议。

第一,拓宽预算联网监督的信息来源,尽早建成“横向联通、纵向贯通”的一体化联网监督平台。文章的研究证实,通过信息联网来缓解人大预算监督中的信息不对称,确实有利于改善预算治理、提高政府整体支出效率,且这一效应在实现省、市预算信息“纵向贯通”的地区更为明显。基于此,我们认为,进一步丰富和充实预算联网监督的信息来源十分必要。在横向上,要继续消除与同级政府部门间的信息壁垒,确保更多部门的预算信息数据被全面、准确、完整地采集;在纵向上,要按照统一的技术标准,继续推进省、市和县3级预算信息的“纵向贯通”,形成相互衔接的监督体系。只有构建起“横向联通、纵向贯通”的一体化联网监督平台,才能更好发挥预算联网监督在缓解财力承压困境、助力积极财政政策落地中的重要作用,真正做到人大“寓监督于支持之中”,在预算联网监督中实现对具体政策的支持。

第二,延伸人大预算联网监督链条,强化对预算资金配置环节的介入,合力推进政府支出结构优化。我们的实证结果显示,预算联网监督并未对政府支出结构的优化产生显著影响。一个重要的原因在于,当前预算联网监督的侧重点依然放在了预算执行过程的动态监控上,对资金配置环节的介入与监督相对薄弱。因此,有必要延伸人大预算联网监督链条,将预算执行过程中的监督结果与事前资金分配挂钩,强化对预算资金配置的介入,以期形成监督闭环、推动支出结构优化。当然,我们也应该清醒地认识到,政府支出结构优化的背后还与部门利益息息相关,一定程度上甚至面临支出结构固化的难题。由此,按照国务院《关于进一步深化预算管理制度改革的意见》,加快配套其他相应的改革措施同样十分必要。

第三,强化人大预算监督的专业化建设,充实专业队伍,实现人大预算监督数字化与专业化的更好融合。人大预算监督是一项专业性强的工作,且长期以来,专业能力不足、专业力量缺乏一直制约着人大预算监督效能的提升。本文异质性分析表明,在专业监督能力越强的地区,人大预算联网监督越能发挥良好的预算治理功能,使得政府整体支出效率得到更大改善。这充分说明,人大预算监督中的数字化建设与专业能力提升“并行不悖”,专业能力的提升能为人大预算联网监督提供有力支持。基于此,强化对各类人大预算监督主体的专业培训、充实专职预算监督机构中的专业人才力量十分重要,数字化与专业化的深度融合是深化人大预算联网监督改革的必由之路。

第四,重视改善政府支出效率,持续推进“向效率要政策空间”的各项改革,为积极财政政策的落地创造有利条件。拓展性分析结果表明,政府支出效率改善有助于“减税降费”政策的落地。这启示我们,在当前各级政府财力承压的背景下,要加快推进各类有利于提高政府支出效率的改革,以整体支出效率的改善为积极财政政策的实施提供空间。特别要以新一轮财税体制改革为契机,继续完善预算监督、强化预算绩效、改进政府

收支管理,助力实现“效率改善”与“政策落地”的有机统一^⑫。

(作者单位:欧阳洁,中南财经政法大学财政税务学院;彭鹭,对外经济贸易大学国际经济贸易学院;陆毅,清华大学经济管理学院)

注释

①DEA-Malmquist 方法是指基于数据包络分析框架测算企业或经济体生产效率变动的方法(马占新、苏日古嘎,2023)。

②详见《持续提高“国家账本”透明度——人大预算联网监督工作五年回眸》。信息来源:2023年新华网,http://www.news.cn/politics/2023-01/14/c_1129283886.htm。

③需要说明的是,2005年和2010年,四川省和黑龙江省的探索只停留在省级预算层面,且涵盖的预算资金相对有限,并未在地级市层面推广。

④详见中国物联网:《粤预算联网监督系统成“标配”,违规苗头别想逃》。信息来源:http://iot.china.com.cn/content/2017-07/20/content_39047877.htm。

⑤《管理世界》网络发行版附录中附表2还进行了城市特征的平衡性检验,附表3排除了预期效应。

⑥已“营改增”行业缴纳的增值税的计算思路与过程,具体见《管理世界》网络发行版附录附表4的相关内容。此外,在附表4中,本文还尝试使用2011年“营改增”之前的营业税数据来捕捉“营改增”的政策冲击,具体的方法介绍和回归结果同样见附表4相关内容。

⑦除了正文中讨论的预算绩效改革和新《预算法》外,本文的样本期内,中共中央还印发了两个全国性的预算改革文件,同样可能对文章结果造成干扰,在《管理世界》网络发行版附录附表5对此进行了讨论。

⑧除前述各项干扰政策外,各地区人大监督力量和监督能力的差异也可能对回归结果造成影响。据此,本文在《管理世界》网络发行版附录附表6中进行了详细讨论。此外,考虑到本文的样本期间跨越两届人大的任期,需要进一步考虑人大换届对结果的影响,在《管理世界》网络发行版附录附表7对此也进行了详细讨论。

⑨具体地,地级市在某年出现了移送司法、纪检监察机关的审计案件,则赋值为1,否则为0。具体数据同样来源于《中国审计年鉴》。

⑩需要说明的是,基建支出占比=城市市政公用设施建设投资/一般公共预算支出。

⑪信息来源:中国预算网,《政府的钱怎么花?得给老百姓一本“明白账”——全国人大出台指导意见,向全国推广地方人大预算联网监督,监督政府“钱袋子”》。http://www.budgetofchina.com/show-4890.html。

⑫中外文人名(机构名)对照:陈(Chen);内什科娃(Neshkova);汉森(Hanson);西格曼(Sigman);巴斯蒂达(Bastida);贝尼托(Benito);劳达(Raudla);阿内西-佩西纳(Anessi-Pessina);肖恩(Shon);马(Ma);林(Lin);恩格尔(Engel);贝克(Beck);利布曼(Liebman);马赫尼(Mahoney);朴(Park)。

参考文献

- (1)陈诗一、张军:《中国地方政府财政支出效率研究:1978—2005》,《中国社会科学》,2008年第4期。
- (2)杜莉、马昀、王路、唐盟:《信息联通何以促进基层政府财政合规——基于“金财工程”县级应用支撑平台联通的证据》,《财贸经济》,2023年第5期。
- (3)樊丽明、史晓琴、石绍宾:《我国地方人大预算监督评价:理论、指标及应用》,《管理世界》,2022年第2期。
- (4)傅勇、张晏:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》,2007年第3期。
- (5)高培勇:《构建新发展格局:在统筹发展和安全中前行》,《经济研究》,2021年第3期。
- (6)郭庆旺:《减税降费的潜在财政影响与风险防范》,《管理世界》,2019年第6期。
- (7)李明、王帅:《中国地方财政支出绩效(2008—2020):趋势与周期》,《管理世界》,2023年第2期。
- (8)李燕:《年终突击花钱》的原因分析及因应之策》,《中央财经大学学报》,2012年第1期。
- (9)李一花、丁文文、孙超:《地方人大预算监督的主体特征与治理绩效研究》,《中央财经大学学报》,2023年第2期。
- (10)林慕华、马骏:《中国地方人民代表大会预算监督研究》,《中国社会科学》,2012年第6期。
- (11)刘冲、沙学康、张妍:《交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择》,《数量经济技术经济研究》,2022年第9期。
- (12)刘昆:《健全现代预算制度》,《人民日报》理论版,2022年12月13日。
- (13)刘蓉、陈凌庆、王睿霆、邓兴华:《预算管理 with 减税效能提升》,《经济研究》,2023年第8期。
- (14)刘蓉、熊阳、姜先登:《预算透明度提升对地方财政支出绩效的影响研究——来自合成控制法的新证据》,《当代财经》,2020年第5期。
- (15)柳光强:《税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究》,《管理世界》,2016年第10期。
- (16)吕冰洋、毛捷、刘潘:《财政权力配置对地方举债的影响研究》,《中国人民大学学报》,2021年第5期。
- (17)马蔡琛:《预算管理视野中的年终突击花钱问题——年终突击花钱的类型分布、形成机理及改革路径》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》,2014年第6期。
- (18)马光荣、张玲:《“乡财县管”改革、基层政府治理与经济发展》,《金融研究》,2023年第1期。
- (19)马海涛、秦士坤:《财政压力如何影响民生支出》,《经济学动态》,2022年第10期。
- (20)马海涛、肖鹏:《健全现代预算制度,持续提升政府治理效能》,《光明日报(理论版)》,2023年1月17日。
- (21)马占新、苏日古嘎:《基于前沿面修正的DEA-Malmquist指数方法研究》,《中国管理科学》,2023年第2期。
- (22)聂卓、席天杨、李力行:《减税降费能促进地方政府提高财政支出效率吗?——来自“营改增”全面推广的证据》,《世界经济文汇》,2021年第6期。

- (23) 汪德华、李琼:《“项目治国”与“突击花钱”》,《经济学(季刊)》,2018年第4期。
- (24) 王秀芝:《从预算管理流程看我国政府预算管理改革》,《财贸经济》,2015年第12期。
- (25) 徐超、庞雨蒙、刘迪:《地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析》,《经济研究》,2020年第6期。
- (26) 闫坤、鲍曙光:《紧平衡状态下财政支出改革研究》,《财经问题研究》,2022年第9期。
- (27) 于海峰、刘佳慧、赵合云:《预算绩效管理改革提升了政府治理效率吗?——基于多期双重差分模型的实证研究》,《中央财经大学学报》,2021年第12期。
- (28) 张琦、郑瑶:《媒体报道能影响政府决算披露质量吗?》,《会计研究》,2018年第1期。
- (29) 周茂、陆毅、陈丽丽:《企业生产率与企业对外直接投资进入模式选择——来自中国企业的证据》,《管理世界》,2015年第11期。
- (30) Anessi-Pessina, E., Sicilia, M. and Steccolini, I., 2012, “Budgeting and Rebudgeting in Local Governments: Siamese Twins?”, *Public Administration Review*, 72(6), pp.875~884.
- (31) Bastida, F. and Benito, B., 2007, “Central Government Budget Practices and Transparency: An International Comparison”, *Public Administration*, 85(3), pp.667~716.
- (32) Beck, T., Levine, R. and Levkov, A., 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5), pp.1637~1667.
- (33) Chen, C. and Neshkova, M. I., 2020, “The Effect of Fiscal Transparency on Corruption: A Panel Cross-Country Analysis”, *Public Administration*, 98(1), pp.226~243.
- (34) Engel, E., Jordán, F., Rau, T. and Repetto, A., 2023, “Audit Threats and Year-end Spending by Government Agencies: Experimental Evidence from Chile”, *Journal of Public Procurement*, 23(1), pp.100~124.
- (35) Hanson, J. K. and Sigman, R., 2021, “Leviathan’s Latent Dimensions: Measuring State Capacity for Comparative Political Research”, *The Journal of Politics*, 83(4), pp.1495~1510.
- (36) Liebman, J. B. and Mahoney, N., 2017, “Do Expiring Budgets Lead to Wasteful Year-end Spending? Evidence from Federal Procurement”, *American Economic Review*, 107(11), pp.3510~3549.
- (37) Ma, J. and Lin, M., 2015, “The Power of the Purse of Local People’s Congresses in China: Controllable Contestation under Bureaucratic Negotiation”, *The China Quarterly*, 223, pp.680~701.
- (38) Park, J., Butler, J. S. and Petrovsky, N., 2023, “Understanding Public Participation as a Mechanism Affecting Government Fiscal Outcomes: Theory and Evidence from Participatory Budgeting”, *Journal of Public Administration Research and Theory*, 33(2), pp.375~389.
- (39) Raudla, R., 2012, “The Use of Performance Information in Budgetary Decision-Making by Legislators: Is Estonia any Different?”, *Public Administration*, 90(4), pp.1000~1015.
- (40) Shon, J., Porumbescu, G. A. and Christensen, R. K., 2020, “Can Budget Ambiguity Crowd Out Intrinsic Motivation? Longitudinal Evidence from Federal Executive Departments”, *Public Administration*, 98(1), 194~209.

Budget Supervision of the People’s Congress and Government Expenditure Efficiency Under Digital Transformation: An Analysis from the Perspective of Information Asymmetry

Ouyang Jie^a, Peng Lu^b and Lu Yi^c

(a. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law; b. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economic; c. School of Economics and Management, Tsinghua University)

Abstract: Mitigating information asymmetry in the process of budget monitoring by the legislature through information connectivity is an important initiative to promote budget governance reform in the digital era. This paper utilizes the “quasi-natural experiment” of China’s budget online supervision program and empirically examines the impact of mitigating information asymmetry on improving the local people’s congresses’ budget supervision and government expenditure efficiency using macro data from 275 prefecture-level cities from 2012 to 2019. The findings are as follows. (1) The alleviation of information asymmetry in the budget supervision significantly improves the government’s overall expenditure efficiency. (2) The alleviation of information asymmetry helps to reduce the unauthorized use of budgetary funds and improve the compliance of budget execution. It helps to accelerate the progress of budget execution, reduce the inefficient and disorderly use of funds, such as “end-of-the-year surprise spending”, improve the timeliness of budget execution, and improve the efficiency of budget execution. (3) The effects of this budget online supervision program are more pronounced in regions where budget information is interconnected among provinces and cities, as well as in areas with weaker external public oversight, greater fiscal pressures, and stronger LPC supervisory capabilities. (4) Expanded analysis also finds that improving local people’s congresses’ budget supervision and enhancing government expenditure efficiency through information connectivity help the “tax and fee reduction” policy to take effect. Therefore, enterprises in the jurisdictions enjoy more tax incentives. This paper provides an important theoretical basis and practical reference for deepening the digital reform of budget supervision and better promoting the improvement of modern budget system.

Keywords: information asymmetry; budget supervision; government expenditure efficiency; budget online supervision program

Budget Supervision of the People's Congress and Government Expenditure Efficiency Under Digital Transformation: An Analysis from the Perspective of Information Asymmetry

Ouyang Jie^a, Peng Lu^b and Lu Yi^c

(a. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law; b. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economic;
c. School of Economics and Management, Tsinghua University)

Summary: Information plays a fundamental role in legislative budget supervision. While the importance of managing information asymmetry is widely recognized in theoretical discussions, the lack of direct measurement and the difficulty in isolating the effects of information asymmetry governance from various confounding factors restrict empirical literature. Consequently, few studies offer direct causal evidence of the impacts of information asymmetry governance on effective budget supervision. This paper begins by examining the digital transformation of budget supervision within China's Local People's Congress (LPC), aiming to use technology-driven exogenous policy shocks to identify the budgetary governance effects of reducing information asymmetry and its direct influence on government expenditure efficiency, thereby addressing existing research gaps.

The LPC's budget online supervision program, implemented in recent years, serves as an excellent "quasi-natural experiment" for our study. This program enhances the construction of informational infrastructure and achieves interconnectivity of budget information among governments, thereby objectively alleviating information asymmetry and providing a relatively exogenous policy shock.

Based on the DEA-Malmquist method for measuring government expenditure efficiency, this paper investigates the impact of alleviating information asymmetry on government expenditure efficiency using the policy shocks from the budget online supervision program. Empirical results indicate that online budget supervision indeed enhances government expenditure efficiency. Mechanism analyses reveal that this supervision effectively reduces the misuse of fiscal funds and significantly curtails the likelihood of last-minute spending at the end of the year. Furthermore, heterogeneity analyses show that the effects of this budget online supervision program are more pronounced in regions where "provincial-municipal" budget information is interconnected, as well as in areas with weaker external public oversight, greater fiscal pressures, and stronger LPC supervisory capabilities. Lastly, the improvement in government expenditure efficiency is found to facilitate the implementation of "tax and fee cut" policies.

Compared to existing research, this paper makes several contributions. First, it expands the study of information asymmetry to the realm of budget supervision, effectively identifying the causal effects of alleviating information asymmetry on improving budget supervision efficacy. Second, it supplements the literature on government expenditure efficiency by incorporating fiscal policy implementation into the analytical framework of expenditure efficiency. Third, it provides new insights into the practical aspects of advancing budget online supervision reforms.

Keywords: information asymmetry; budget supervision; government expenditure efficiency; budget online supervision program

JEL Classification: H60, H83

《数字化转型下的人大预算监督与政府支出效率——基于信息不对称视角的分析》附录

附表1 地方政府公共服务指标测度

| 一级指标 | 二级指标 | 一级指标 | 二级指标 |
|------|-------------------|------|------------------|
| 教育 | 每万人拥有普通中学教师数(PS1) | 基础设施 | 人均拥有道路面积(PS8) |
| | 每万人拥有小学教师数(PS2) | | 人均公园绿地面积(PS9) |
| 医疗卫生 | 每万人拥有医院数(PS3) | | 人均排水管道长度(PS10) |
| | 每万人拥有医疗床位数(PS4) | 环保环卫 | 每万人公共汽车营运数(PS11) |
| | 每万人拥有执业医师数(PS5) | | 人均污水处理量(PS12) |
| 社会保障 | 城镇职工基本养老保险人数(PS6) | 居民生活 | 人均生活用水量(PS13) |
| | 失业保险参保人数(PS7) | | 每万人移动电话数(PS14) |

附表2 实验组与控制组事前城市特征的平衡性检验

| 事前城市特征变量 | 变量定义 | 实验组均值 | 控制组均值 | 二者差异 |
|---------------------------|-----------------|--------|--------|-------------------|
| 人口规模(<i>Population</i>) | 城市年末人口总数的自然对数 | 5.911 | 5.845 | 0.067 (0.099) |
| 人均生产总值(<i>GDP</i>) | 人均生产总值的自然对数 | 10.536 | 10.465 | 0.071 (0.072) |
| 产业结构(<i>Industry</i>) | 第二产业占生产总值的比重 | 0.510 | 0.527 | -0.017 (0.014) |
| 开放程度(<i>Open</i>) | 实际利用外资金额的自然对数 | 10.264 | 10.138 | 0.126 (0.235) |
| 社会投资(<i>Invest</i>) | 全社会固定资产投资额的自然对数 | 15.994 | 16.008 | -0.014 (0.105) |
| 教育支出(<i>Education</i>) | 全市教育支出规模的自然对数 | 12.979 | 12.896 | 0.083 (0.098) |
| 科技支出(<i>Technology</i>) | 全市科技支出规模的自然对数 | 10.194 | 9.951 | 0.243 (0.157) |

注:本文的事前城市特征变量均采用2012年的数据,括号内为标准差。

理论上,试点城市的非随机选择会导致正文基准结果的估计有偏,影响文章结论的可信程度。为此,我们借鉴孙天阳等(2022)的做法,对实验组和控制组一系列事前的城市特征进行平衡性检验。附表2的结果显示,实验组和控制组在人口规模、人均GDP、产业结构和开放程度、社会投资等一系列事前的经济社会特征上,并没有显著差异。这在很大程度上说明,推行预算联网监督的城市总体上并不存在非随机选择的问题。增强了本文对基准回归结果的信心。

附表3 稳健性检验:预期效应的排除

| | 政府支出效率(<i>Efficiency</i>) | | |
|--|-----------------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>Treat_i×Post_{it-2}</i> | | -0.0110 (0.0075) | -0.0092 (0.0101) |
| <i>Treat_i×Post_{it-1}</i> | -0.0070 (0.0083) | | -0.0167 (0.0129) |
| <i>Treat_i×Post_{it}</i> | | | 0.0327*** (0.0116) |
| Constant | 70.5230 (43.4845) | 69.9474 (43.6799) | 70.3340 (44.0796) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES |
| 观测值 | 2180 | 2180 | 2180 |
| R-squared | 0.099 | 0.099 | 0.104 |

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内的标准误在城市层面聚类,下表同。

如果地方人大预期预算联网监督不久将在本地实施,而在政策实施前做了相应的前期准备,则正文方程(1)中的回归很可能包含了预期效应,进而会造成回归结果的高估。基于此,我们参考周茂等(2015)和孙天阳等(2023)的具体做法,对是否存在预期效应进行实证检验。具体而言,文章将提前一期、提前两期的年份虚拟变量*Post_{it-1}*和*Post_{it-2}*分别与*Treat_i*交互,以新构建的政策变量来检验各地区是否对人大预算联网监督的实施存在预期调整。附表3的(1)~(2)列报告了相应的回归结果,可以清晰看到,无论是提前一期还是提前两期,相关的回归系数并不显著,回归结果拒绝了存在预期效应的原假设。此外,附表3的第(3)列在基准回归的基础上,同时加入了提前一期和提前两期的政策变量,结果显示,在控制了预期效应之后,核心解释变量*Treat_i×Post_{it}*的系数依然显著为正。上述结果均说明,政策的预期效应并不存在。

附表4 考虑“营改增”所带来的财力承压对结果的影响

| | 政府支出效率(<i>Efficiency</i>) |
|--|-----------------------------|
| $Treat_i \times Post_{it}$ | 0.0189** (0.0093) |
| $Business_Tax_Share_i \times After_{2016}$ | -0.0809 (0.0594) |
| Constant | 67.1338 (44.3352) |
| 控制变量 | YES |
| 年份固定效应 | YES |
| 城市固定效应 | YES |
| 观测值 | 2180 |
| R-squared | 0.101 |

(1)已“营改增”行业缴纳的增值税的计算思路与过程。正文中,已“营改增”行业缴纳的增值税=城市层面的增值税 \times 已“营改增”行业的增值税占比。但遗憾的是,我们无法直接获得已“营改增”行业的增值税占比数据,只能根据已“营改增”行业的产值占比情况进行推算。考虑到实际缴纳的增值税是税基和税率共同作用结果,简单用产值占比情况进行推算会存在较大偏误。于是,文章首先计算了2015年整个已“营改增”行业的平均增值税税率和所有缴纳增值税行业的平均增值税税率,并用(已“营改增”行业的平均增值税税率 \times 已“营改增”行业的产值)/(所有缴纳增值税行业的平均增值税税率 \times 所有缴纳增值税行业的产值)来调整已“营改增”行业的增值税占比情况。在计算这一相对精确的增值税占比数据后,就能得到已“营改增”行业缴纳的增值税。

(2)用2011年数据排除“营改增”政策冲击的思路。由于2011年各地区尚未开展任何的“营改增”改革,2011年营业税占比越高的地区,通常在2016年全面“营改增”后,面临的财力损失越大。因此,用各地区2011年营业税占一般公共预算收入的比重($Business_Tax_Share_{it}$)与全面“营改增”的年份虚拟变量($After_{2016}$)交乘,同样可以捕捉全面“营改增”对地方财力的冲击。附表4报告了相应的估计结果,可以清晰地看到,本文核心解释变量的系数依然显著为正,进一步佐证了文章结论的稳健性。

附表5 进一步排除相关干扰政策影响的结果

| | 政府支出效率(<i>Efficiency</i>) | |
|----------------------------|-----------------------------|-------------------------|
| | 考虑政府向人大报告国有资产管理情况的改革 | 考虑人大预算审查监督重点转向支出和政策端的改革 |
| | (1) | (2) |
| $Treat_i \times Post_{it}$ | 0.0222** (0.0092) | 0.0203** (0.0093) |
| GZ_{it} | 0.0516*** (0.0108) | |
| SC_{it} | | -0.0206 (0.0169) |
| Constant | 74.5781* (44.1785) | 68.7567 (43.9515) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES |
| 观测值 | 2180 | 2180 |
| R-squared | 0.104 | 0.101 |

除了正文中讨论的预算绩效改革和新《预算法》外,本文的样本期内,还存在其他的预算改革,也可能对文章结果造成干扰。如2017年,中共中央下发《关于建立国务院向全国人大常委会报告国有资产管理情况制度的意见》^①,2018年,中共中央办公厅印发《关于人大预算审查监督重点向支出预算和政策拓展的指导意见》^②。针对上述两项改革,我们逐一进行讨论。

首先,针对中共中央下发《关于建立国务院向全国人大常委会报告国有资产管理情况制度的意见》的影响。由于2017年12月该中央文件印发后,各省级党委结合各地区实际情况,出台了省、自治区、直辖市的贯彻意见,且在省级文件中明确要求各地市要根据中央和省委的安排,认真加以执行。例如,云南省2018年4月下发《中共云南省委关于建立省人民政府向省人大常委会报告国有资产管理情况制度的意见》^③,贵州省于2019年2月下发《中共贵州省委关于建立省人民政府向省人大常委会报告国有资产管理情况的实施意见》^④。基于此,政府向人大报告国有资产管理情况的改革,在地方的落地实施存在地区和时间两个维度的差异,可以利用政策实施过程中的这一特征,通过设置0-1虚拟变量(GZ_{it})来捕捉政策效果。附表5第(1)列的结果显示,在控制了这一干扰政策的影响后,本文的基准结果依然成立。

其次,针对中共中央办公厅印发《关于人大预算审查监督重点向支出预算和政策拓展的指导意见》的影响。同理,2018年3月中央办公厅的文件下发后,该政策在各地区的贯彻实施同样存在地区和时间上的差异。例如,四川省委于2018年5月印发了《关于做好推进人大预算审查监督重点向支出预算和政策拓展工作的通知》^⑤,而福建省委则是2019年5月下发的通知^⑥。基于同样的逻辑,我们通过生成政策虚拟变量(SC_{it}),来控制这一干扰政策的影响。附表5第(2)列的结果表明,本文的研究结论依然稳健。

附表6 考虑地区人大监督力量、监督能力差异的结果

| | 政府支出效率(<i>Efficiency</i>) | | |
|---|-----------------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>Treat</i> × <i>Post_{it}</i> | 0.0291** (0.0113) | 0.0208** (0.0092) | 0.0278** (0.0113) |
| <i>Input_Ratio_{it}</i> | -0.0010 (0.0033) | | -0.0007 (0.0033) |
| <i>Fin_Aud_{it}</i> | | -0.0080 (0.0060) | 0.0112 (0.0096) |
| <i>High_Edu_{it}</i> | | 0.0012 (0.0071) | -0.0062 (0.0109) |
| <i>Secretary_{it}</i> | | -0.0063 (0.0082) | -0.0192* (0.0109) |
| Constant | 81.6999 (88.5065) | 67.8119 (43.9524) | 88.9749 (88.2954) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES |
| 观测值 | 1261 | 2180 | 1261 |
| R-squared | 0.132 | 0.102 | 0.135 |

周振超和刘元贺(2013)指出,人大预算监督的实施效果最终将受制于人大自身的监督能力。林慕华(2016)的研究也认为,强化人大预算监督的专业力量、提升人大监督能力对预决算审查监督至关重要。因此,确有必要考虑人大监督力量和监督能力对文章基准结果的可能影响。但事实上,受限于数据的可得性,现有文献大多采取问卷调查或依据理论经验进行定性分析,难以直接提供量化指标来衡量地方人大的监督力量和监督能力(林慕华、马骏,2012)。据此,本文只能依托已有研究,结合数据可得性,间接捕捉不同地区人大预算监督力量和监督能力的差异。

一方面,人大监督力量的充实、监督能力的提升离不开人大自身的投入。因此,地方人大在监督力量、监督能力提升上的支出在很大程度上能反映人大对加强监督力量、提升监督能力的重视程度,客观上也是观察各地人大监督力量、监督能力差异的一个重要指标(庄文嘉、岳经纶,2014)。据此,作者根据各地区人大常委会公布的部门预算,从中提取“人大监督”和“人大代表履职能力提升”两项支出明细,以二者之和占人大事务总支出的比例作为观察各地人大监督力量、监督能力差异的度量指标之一。

另一方面,樊丽明等(2022)和李一花等(2023)强调,人大监督的力量、能力与监督队伍的经历背景、专业化程度息息相关,人大监督主体的背景特征是制约监督力量和监督能力提升的重要因素。鉴于各地级市所有人大代表的构成情况、特征信息难以获取,我们借鉴李一花等(2023)的做法,搜集了全国275个地级市人大主任的特征信息,以此作为衡量各地区人大监督力量、监督能力差异的又一指标。理由在于:人大主任是履行人大监督职能的重要执行者,在监督方式和监督强度上具有较大的自由裁量权,人大主任的经历背景 and 专业化程度对人大的监督力度、监督能力会带来实质性的影响(吕冰洋等,2021;罗美娟、覃小兵,2024)。具体来看,我们重点搜集了人大主任是否有财经教育背景,是否有财政、财务或审计等工作经历,是否拥有研究生学历,这些信息一定程度上反映出人大主任的专业化水平(樊丽明等,2022)。此外,结合中国的政治制度安排,作者还搜集了人大主任是否由市委书记兼任的信息。一般而言,由市委书记兼任地区人大主任,有利于增强人大监督的“约束力”(吕冰洋等,2021;李一花等,2023)。综上,结合已有研究,本文从人大监督投入和人大监督主体的特征两个维度获取了人大监督力量、监督能力的代理变量。

在找到人大监督力量、监督能力代理变量的基础上,我们在基准模型中进一步控制“人大监督”和“人大代表履职能力提升”两项支出占人大事务总支出的比例(*Input_Ratio_{it}*),控制地级市人大常委会主任的各项特征信息(*Fin_Aud_{it}*、*High_Edu_{it}*、*Secretary_{it}*),以此捕捉不同地区人大监督力量、监督能力差异对基准回归结果的影响,缓解对遗漏变量问题的担忧,确保文章基准估计结果的稳健。附表6第(1)~(3)列报告了相应的估计结果。其中第(1)列只加入了“人大监督”和“人大代表履职能力提升”两项支出的占比,第(2)列只加入了地级市人大常委会主任的特征信息,其中,*Fin_Aud_{it}*是“人大主任是否有财经教育背景或财审工作经历的虚拟变量”,*High_Edu_{it}*是“人大主任是否具备研究生学历的虚拟变量”,*Secretary_{it}*是“人大主任是否由市委书记兼任的虚拟变量”。第(3)列则同时控制上述变量。结果显示,在考虑了不同地方的人大监督力量与监督能力后,本文的结论依然成立。

附表7 考虑样本时间跨度内人大换届的影响结果

| | 政府支出效率(<i>Efficiency</i>) | |
|---|-----------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>Treat</i> × <i>Post_{it}</i> | 0.0202** (0.0092) | 0.0212** (0.0093) |
| <i>Turnover_{it}</i> | -0.0073 (0.0064) | -0.0072 (0.0064) |
| Constant | 0.8942*** (0.0083) | 73.7519* (44.2559) |
| 控制变量 | NO | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES |
| 观测值 | 2140 | 2180 |
| R-squared | 0.0983 | 0.1014 |

考虑到本文的时间跨度涵盖十二届、十三届全国人大的任期,因此需要考虑两届人大换届可能对基准结果的影响。但需要说明的是,尽管本文的时间跨度涉及十二届和十三届全国人大,但从两届全国人大的具体工作来看,都高度重视人大预算联网监督工作,全国人大的换届并未影响人大预算联网监督的推广和实施力度,两届人大的预算联网监督工作具有高度的一致性、连贯性。例如,十二届全国人大在前期工作的基础上,于2017年印发《关于推进地方人大预算联网监督工作的指导意见》,明确要求全面推行预算联网监督,使得预算联网监督工作进入“快车道”。十三届全国人大则连续5年“在全国人大常委会工作报告中做出相应部署,在全国人大常委会年度工作要点和监督工作计划中做出安排”。这些事实都表明,两届全国人大均在大力推进预算联网监督工作,人大预算联网监督并未因全国人大换届而影响该工作的衔接和推进。此外,更为重要的是,本文在基准回归中已经控制了时间固定效应,这在一定程度上能缓解我们对时间跨度问题的担忧。

当然,本文也关注到,在第十二届和十三届全国人大进行换届的期间内,也是各地方人大换届的高峰期,地方人大的换届可能对预算联网监督工作的推进带来不确定性。因此,为了进一步缓解对这一问题的担忧,我们搜集了全国各地级市人大的换届信息,并将其加以控制,以确保文章结论的稳健。具体来说,在样本时间跨度内,如果地级市人大的常委会主任在人大换届时发生了变更,则认为该地级市人大进行了实质性的换届,我们将相应的虚拟变量($Turnover_{it}$)赋值为1,否则为0。附表7报告了相应的回归结果,第(1)列没有加入基准回归中的控制变量,第(2)列则将控制变量加入其中,可以清晰看到,在考虑了“样本时间跨度内人大换届的影响后”,文章的研究结论依然成立。

注释

- ①信息来源:中国政府网,https://www.gov.cn/zhengce/2018-01/14/content_5256573.htm。
- ②信息来源:新华网,http://www.xinhuanet.com/politics/2018-03/06/c_1122496709.htm。
- ③信息来源:云南省人民政府,https://www.yn.gov.cn/zwgk/zcwj/swwj/202104/t20210413_220326.html。
- ④信息来源:中国共产党新闻网,<http://cpc.people.com.cn/n1/2019/0108/c117005-30510677.html>。
- ⑤信息来源:四川人大常委会网站,https://www.scspc.gov.cn/jd gz/jddt/201810/t20181008_34930.html。
- ⑥信息来源:福州新闻网,<https://m.fznews.com.cn/dsxw/20190412/5caf67f567bd0.shtml>。

参考文献

- (1)樊丽明、史晓琴、石绍宾:《我国地方人大预算监督评价:理论、指标及应用》,《管理世界》,2022年第2期。
- (2)李一花、丁文文、孙超:《地方人大预算监督的主体特征与治理绩效研究》,《中央财经大学学报》,2023年第2期。
- (3)林慕华、马骏:《中国地方人民代表大会预算监督研究》,《中国社会科学》,2012年第6期。
- (4)林慕华:《论地方人大的预算监督能力及其构建》,《探索》,2016年第3期。
- (5)罗美娟、覃小兵:《财政权力配置与基本公共服务水平——一个制度解释》,《公共管理评论》,2024年第2期。
- (6)吕冰洋、毛捷、刘潘:《财政权力配置对地方举债的影响研究》,《中国人民大学学报》,2021年第5期。
- (7)孙天阳、陆毅、成丽红:《港口管理“放管服”改革与出口结构升级》,《世界经济》,2022年第3期。
- (8)周茂、陆毅、陈丽丽:《企业生产率与企业对外直接投资进入模式选择——来自中国企业的证据》,《管理世界》,2015年第11期。
- (9)周振超、刘元贺:《提升省级人大预算监督能力的机制和路径考察——基于10省的经验分析》,《理论与改革》,2013年第4期。
- (10)庄文嘉、岳经纶:《政治嵌入,还是嵌入社会——2006—2009年地方人大经费支出的影响因素分析》,《学术研究》,2014年第1期。