

财政透明何以影响资源配置效率： 理论框架与经验证据

王盟迪 彭小兵

内容提要:财政透明成为厚植高质量发展新动能的关键抓手,对于推动有效市场和有为政府有机耦合,实现资源有效配置具有重要意义。本文基于“制度—行为—效率”研究逻辑,尝试构建了多维视角下财政透明与全要素生产率的理论分析框架,并以2013—2019年中国281个地级及以上城市数据为研究样本,通过空间杜宾模型和工具变量-两阶段最小二乘估计模型等估计方法,系统识别在中国情境下财政透明对全要素生产率影响的底层逻辑。研究发现,财政透明对技术效率的促进效应明显大于对技术进步的抑制效应,进而正向影响全要素生产率;财政透明和全要素生产率均存在正向空间依赖性;财政透明对全要素生产率产生负向空间溢出效应,即本地财政透明抑制了邻近地区的全要素生产率,但对技术进步表现出正向空间溢出效应。采用文本数据挖掘工具构建地方政府财政透明注意力指标作为财政透明的工具变量,剔除了反向因果的内生性,同时经过一系列稳健性检验,研究结论依旧成立。机制检验结果表明,资本配置、非国有融资规模、外资流入和财政支出效率是财政透明影响全要素生产率的有效路径。异质性分析结果表明,相较于资源型城市,财政透明对非资源型城市全要素生产率的积极作用更为突出。本文的研究为全面把握财政透明的资源配置效应,助力塑造适应新质生产力的生产关系提供了理论启示和实践参考。

关键词:财政透明 空间溢出效应 资本配置 财政支出效率 文本挖掘 全要素生产率

中图分类号:F124.5;F812

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)04-0003-22

一、问题提出

2024年1月31日,习近平总书记在主持中共中央政治局就扎实推进高质量发展进行的第十一次集体学习时明确指出,“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点”。习近平总书记全面概括和总结了新质生产力的基本要义,其中,关于新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志的重大论断,为加快发展新质生产力提供了全要素生产率的视角^[1]。制度安排是影响发展水平的决定性因素^[2],提高全要素生产率离不开良好的制度。一般来说,制度安排可以通过约束各类主体行为,稳定市场经济秩序,营造

收稿日期:2024-06-14;修回日期:2025-01-22

基金项目:重庆市技术预见与制度创新专项项目“十五五重庆市科技创新政策体系研究”(2023TFII-DIX0107)

作者简介:王盟迪 重庆大学公共管理学院博士研究生,通信作者,重庆,400044;

彭小兵 重庆大学公共管理学院教授、博士生导师。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

良好的社会信用和营商环境,有助于降低社会交易成本、吸引外部生产要素^[3-4]。由此可见,制度安排的功能与目的是实现全要素生产率提高的主要驱动因素。财政收支结构作为政府调控宏观经济的具体制度体现,其与经济发展的良好契合有利于优化企业资源配置,进而为经济转型释放强劲的驱动效应^[5]。但是,经济运行中出现的债务风险凸显、财政支出结构扭曲和预算“软约束”等问题,严重影响全要素生产率的提高^[6-8]。财政透明是规范政府财政行为的有效举措,是政府信息公开制度的重要组成部分,已成为推进政府治理体系和治理能力现代化的必然要求和制度基础^[9]。

新冠病毒感染事件引发的全球性危机、日趋错综复杂的国际政治经济环境和百年未有的大变局叠加效应给国家经济发展带来诸多不确定性因素。不确定性对经济发展具有显著的制约影响,不利于市场主体预期及决策,从而影响市场出清,最终导致经济陷入滞胀或通缩^[10]。作为重要的宏观调控手段,财政预算所面临的新矛盾新风险挑战显著增加,造成财政“相机抉择”层出叠见。倘若市场主体囿于对财政信息的获取和理解,无法对经济做出合理预期,会进一步加剧宏观经济的不确定性。财政透明是建立经济活动稳定外部条件的重要保障,其通过为政府与市场提供信息互通的桥梁,对稳定企业预期和缓解经济不确定性发挥不容忽视的积极作用^[11],从而为经济高质量发展创造稳定的外部环境。因此,财政透明的广度和深度可能会对资源配置的决策、选择和效率产生重要影响。在此背景下,明晰和识别财政透明能否缓解不确定性,揭示财政透明与全要素生产率的关联性和内在规律,对优化资源配置、推动中国经济增长动力转换和经济高质量发展具有重要的现实意义。

综观已有相关财政透明的研究,国内外文献主要从微观视角探究财政透明影响路径,聚焦于对经济主体微观行为作用展开实证研究,发现财政透明可以约束政府行为,化解政府债务难题,改善财政支出绩效以及改善企业预期偏误,抑制企业产能过剩,提高企业投资效率^[12-18]等。也有较少研究关注财政透明的宏观经济效应,其主要存在两种观点。一种观点认为,财政透明有利于经济发展。泰格(Teig, 2009)引入新古典增长理论模型,发现财政透明可以抑制政府部门过多获取垄断租金,提高公共资源有效配置,从而有利于促进一国经济发展^[19]。张树剑(2016)利用1985—2013年中国省级面板数据,研究发现财政透明可以助力地方政府财政治理能力现代化,促进财政效率提升,进而对经济增长发挥显著的积极作用^[20]。另一种观点认为,财政透明不利于经济发展。储德银和姜春娜(2022)选取2009—2017年中国省级面板数据为研究样本进行实证分析,认为财政透明使地方政府一些不规范行为过度曝光,导致政府公信力下降,最终表现出财政透明的积极作用小于消极作用,总体上不利于经济发展^[9]。既有研究成果为理解财政透明的经济效应提供了丰富的理论基础。然而,关于财政透明对宏观经济的影响,学术界尚未达成共识,并且相对缺乏从宏观资源配置角度进行的分析。中国正处于高质量发展阶段,全要素生产率是经济高质量发展的核心因素,着力提高全要素生产率已成为重要任务。由此,探究财政透明对全要素生产率的影响尤为必要。此外,当前研究未能考虑财政透明的空间效应,在中国地方官员晋升体制驱使下,城市之间容易在空间上存在策略博弈互动行为,使得财政透明具有空间示范效应,此方面仍有待延伸探究。

基于此,本文可能的边际贡献有三点。第一,系统研究了财政透明与全要素生产率的因果效应和内在机理,丰富了财政透明资源配置效应的相关研究。基于“制度—行为—效率”研究逻辑,构建财政透明与全要素生产率关系的理论分析框架,根据财政透明的内涵和工具属性特征,从资本配置、劳动力配置、非国有融资规模、外资流向和财政支出效率五个方面切入,揭示了它们在财政透明与全要素生产率之间的传导机制,打开财政透明资源配置效应的机制“黑箱”。第二,考察了财政透明对全要素生产率的空间溢出效应,拓展了财政透明空间溢出的理论研究,并从空间视角提供了实践参考。此外,较为有效地解决了两者因反向

因果而造成的内生性问题。具体地,首先构建地理距离矩阵、经济距离矩阵和经济地理嵌套矩阵三种空间权重矩阵,其次基于大数据文本挖掘法,根据政策文本的结构特征和演变趋势建立了地方政府财政透明注意力指数,将其作为工具变量,最后采用空间计量模型和工具变量回归模型检验财政透明与全要素生产率的内在联系。第三,针对现有研究中观层面较少关注的缺陷,本文使用地级市面板数据,可以反映财政透明在中观层面的经济效能。

二、理论分析与研究假设

(一) 财政透明与全要素生产率

财政透明是指政府详实地公开财政政策倾向、财政预决算和财政规划预测等重要信息^[21]。财政透明有助于政府与个人、企业等进行信息交流,可以破除因政府部门信息壁垒造成的公众与政府之间潜在的委托-代理问题^[22],发挥财政信息的市场价值,服务于市场主体的经济活动,促进资源合理配置。

具体而言,从监督效能角度分析,财政透明通过放松社会与政府对财政运行的信息约束,强化对地方政府财政行为的监督和制约,倒逼地方政府规范财政预算管理^[23],减少地方政府短视自利行为^[24],有助于地方政府注意力分配和投资偏好的转变,增加高溢出性的社会性公共服务支出,减少“挤出性”的经济性支出^[25-26],从而抑制由于财政资金使用不当而造成的挤出效应和资源错配效应。例如,地方官员在政绩和晋升目标驱使下,以较低的价格出让土地给中大型企业,扭曲生产要素价格,获得短期的“非理性繁荣”,进而恶化社会资源配置,而财政透明恰恰可以破除财政决策和行为的隐蔽性,提高地方政府不合理干预造成被惩罚的预期成本,使地方政府更好地承担基本公共服务的责任,避免“大包大揽”现象层见叠出,保障财政支出用途合理合法^[27],在财政乘数效应下可以有力化解政府“攫取之手”对市场资源配置的扭曲^[28],推动资本要素资源有序流动,从而促进资源的合理配置。同时,财政透明有利于保障财政就业支持资金足额兑现到位以及就业优先政策落实落细,并且财政透明可以督促地方政府为作为民生之本的就业提供高覆盖面均等化公共服务,建设公平开放的人才资源市场,构建劳动力服务新模式,扶持城乡劳动力市场中介组织,促使劳动力供给更加匹配发展要求,由此降低劳动力流动成本和配置摩擦,促进劳动力供给结构的调整与优化,进而扩大劳动力再配置效应。此外,财政透明可以有效遏制权力滥用和经济寻租行为^[15],化解转移支付“公共池效应”和“刚性锁定效应”带来的道德风险问题,促使政府职员廉洁自律,而且可以增强公众与政府沟通的信任机制,从而有益于提升政府公信力,进一步强化政府公信力对市场经济高效运行的基础性支撑^[29],有效改善市场流动性,激发市场主体创新创业信心和活力^[30],由此提升经济发展的内生驱动力,实现全要素生产率的提高。

从纽带功能角度分析,财政透明通过提供政府与市场主体之间信息交互的纽带,鼓励多元主体合作参与社会治理,加快形成政策设计的双向化、一体化模式,推动地方政府向以民生诉求为导向的服务型政府转变,从而有助于改善政府与市场的关系,破除制约市场在资源配置中起决定性作用的藩篱。与此同时,财政透明要求地方政府把采购和外包招标信息全面公开,有利于开拓更多的社会资本与政府合作的机会,催化出更多具有高经济收益、高社会收益的政府与社会资本合作(PPP)投融资项目^[31],从而优化社会资源配置。从财政透明的具体实践来看,财政透明不单是对财政预算收支信息的公开,也反映出政府对宏观经济的调控范围和方向。社会预期决定市场主体消费和投资决策^[32],非理性预期会对经济运行系统产生严重破坏,过于悲观预期引致有效需求不足和经济萧条,过于乐观预期则引致盲目投资和经济过热。在经济不确定性

加剧的背景下,稳定社会预期已成为宏观政策调控的工作中心,已有研究表明,财政透明可以通过明确宏观干预调控信号,缓解政府与社会的信息不对称问题,改善经济外部环境,进而稳定市场主体预期,有助于提高宏观政策的有效性^[33]。同时,财政透明可以有效引导市场主体正确认识和把握宏观政策意图,便于其采取最优消费和投资决策^[13],从而提高社会整体资源配置效率。显然,财政透明为全要素生产率的提高既营造了良好的外部条件,又释放了市场的内在潜力。根据上述分析,本文提出如下研究假设。

H1:财政透明促进了全要素生产率的提高。

(二) 财政透明对全要素生产率的空間溢出效应

一个地区的制度创新与变革,易于带动周边地区模仿学习^[34]。在“搭便车”的低成本途径和政府间“晋升锦标赛”模式的双重激励下,地方政府通过模仿制度创新来争夺邻地市场优质资源流入本地具有天然的行为动机。财政透明制度作为投资环境的重要体现,很有可能存在制度外部性。在横向“逐优竞争”机制中,财政透明制度较为完备地区的邻近地区,为了防止资源要素外流,会激发地方政府争取公开“红利”的内在动力,积极把握“空间邻近性”制度创新低成本的优势,从而形成财政透明的示范效应,促使邻近地区财政透明制度的不断改进。但是,对于财政透明程度较低地区的邻近地区,一方面,面临财政透明带来的“资源掠夺”风险较低;另一方面,短期内财政透明程度不高能够降低信息披露成本,同时可以保持当地政府的信息优势^[35],进而为其获得“经济租金”提供更多可能与空间。因此,在这种情况下,此地区的地方官员在晋升激励性诱因下,容易忽视中长期财政透明在经济转型和可持续发展中的必要作用,意味着财政透明较低地区的邻近地区在短期内很难有足够的动力完善财政透明制度。综上,财政透明很有可能在地区间存在空间聚集效应,呈现出高-高、低-低的分布特征。

进一步地,值得讨论的是财政透明对全要素生产率是否具有空间溢出效应,一般而言,制度安排具有公共产品的属性,通常会带来经济外部效应。一个地区财政透明逐步完善,一是可以抑制本地债务以及隐性债务规模^[36],有利于防范系统性金融风险,提高本地债务信用等级,降低金融风险溢价,从而减少对民营企业的信贷挤出,拓宽民营企业融资空间。二是有利于保障财政补贴资金及时且足额给予民营企业^[37],并且使得支持本地金融服务市场发展的力度得以加大,促进金融中介市场化,进一步缓解民营企业融资约束。三是促使增加普惠性非基本公共服务支出,从而推动商业服务业高质量发展,更好地满足当地企业和外地企业差异化公共服务需求。四是可以保障外地企业在不附加额外条件下享有财政补贴,甚至可以切实获得更多税收优惠和其他补助,从而增强地区对外地企业的吸引力。除此之外,在这个过程中既可以抑制地方政府的腐败程度,增加政府和社会资本的合作机会,削减本地投资存在的隐性壁垒,进而使得邻地企业在本地投资的预期收益率得以提升,吸引更多邻近地区的资本流入,形成“虹吸效应”,又能够优化财政支出结构,保证公共物品的充分供给,强化公共服务供给效能,改善本地公众生活品质,增加本地就业岗位^[38],使得本地公众拥有更多的获得感,提高公众对地方政府公共服务的满意程度,进而为吸引邻地劳动力集聚本地提供优势条件。换言之,财政透明程度较高的地区可以驱动周边地区的资源要素向本地集聚,有助于本地形成产业规模和协同效应,但也会制约周边地区资源要素配置效率和竞争力的提升。与此同时,在财政透明制度较完备的地区,市场主体不仅可以全面而及时地了解政策信息,从而准确地调整投资经营战略,而且更容易对本地财政行为形成理性预期,降低源自经济不确定性的不可预期成本,进而更大程度地提高市场主体对本地投资的未来收益预期,最终增强本地区投资的吸引效应。因此,本地财政透明制度不断改进与优化会降低邻地资源要素的投入份额,从而不利于邻地全要素生产率的提高,加剧资源配置效率分化和

不均衡。根据上述分析,本文提出如下研究假设。

H2a:财政透明在地区间具有制度溢出效应,呈现出高-高、低-低空间聚集分布的“俱乐部趋同”特征。

H2b:财政透明对全要素生产率产生负向的空间溢出效应,即对邻地的全要素生产率具有负外溢作用。

(三) 财政透明对全要素生产率的作用机制

综合上述分析,结合财政透明的工具属性特征,财政透明积极影响资源配置效率可能通过以下几个作用机制来实现。第一,改善资本配置。财政透明通过缓解地方政府与市场主体之间的信息不对称问题,使得企业对政府干预与未来经济基本面形成理性预期,进而稳定通货膨胀率^[39],直接削弱财政政策不确定性对经济所带来的负面冲击^[23],最终在一定程度上避免由不完全信息和通货膨胀引起的市场失灵,促进资本自由流动,减少企业投资偏误和降低资本错配程度。第二,优化劳动力配置。财政政策在落实产业发展目标过程中,会因重点领域规模扩张和增量调整,改变产业结构格局,从而容易引起劳动力市场供需结构失衡和失业率上升^[40]。财政透明可以通过提高公众对财政政策变动的敏感程度及正确理解财政政策意图的能力,帮助公众及时认识财政政策未来重点扶持产业带来的劳动力需求变化,从而引导公众对劳动力市场供求趋势做出合理预期,由此激发劳动者结合自身禀赋调整就业规划以迎合市场需求,促进劳动力合理配置,这也在一定程度上避免结构性失业难题。第三,扩大非国有融资规模。民营企业经济活力是提高全要素生产率的基础动能。财政透明能够通过协助金融机构缓解财政政策不确定性、逆向选择和道德风险带来的融资约束^[37],放松金融机构信贷行为,扩大民营企业融资覆盖面,改善民营企业融资环境,从而提高非国有部门融资比重。第四,增加外资流入。外资对地区释放技术、管理和知识溢出的辐射渗透效应,进一步为优化资源配置注入优质动能。财政透明可以为宏观经济注入更多确定性,有效化解政企信息不对称问题,降低境外企业投资风险,提高在本地区的投资预期收益,并且能够抑制地方政府腐败动机,降低制度性交易成本,优化营商环境和健全法制^[9],从而吸引更多的境外投资企业入驻。第五,提高财政支出效率。财政支出效率不仅反映财政运行效率和公共物品生产效率,而且体现地方政府经济活动合理引导社会资源配置的有效程度和政策效应^[28],对全要素生产率的提高体现出支撑作用和引导效应。因此,财政支出效率是提高全要素生产率的一个关键要素。财政透明通过规范地方财政预算编制与执行,优化财政支出结构,明晰地方政府职能定位,促使预算“软约束”趋向预算“硬约束”^[41],保障公共物品和公共服务供给数量与质量,更好地发挥“看得见手”和“看不见手”的共同作用,从而改进财政支出效率。根据上述分析,本文提出如下研究假设。

H3:财政透明通过改善资本配置、优化劳动力配置、扩大非国有融资规模、增加外资流入、改进财政支出效率,进而促进全要素生产率的提高。

三、研究设计

(一) 变量界定

1. 被解释变量

本文的被解释变量为全要素生产率(*TFP*)。考虑到选取的样本量难以满足数据包络分析(DEA)法关于技术同质性的假设,为了估计准确性与有效性,本文采用随机前沿分析(SFA),通过构建超越对数生产函数对全要素生产率指标进行参数估计,并将其分解为技术进步(*TP*)、规模效率(*SE*)和技术效率(*TE*)三个维度。其中,产出指标使用城市实际生产总值,按2000年为基期并通过地区生产总值平减指数进行平减处

理;劳动力投入指标以年末单位从业人员和城镇私营个体从业人员之和来表示;资本投入指标使用永续盘存法测算出的资本存量来表示;基期资本存量采用张军等(2004)^[42]的测算数据,折旧率设定为9.6%^①。

2. 解释变量

本文的解释变量为财政透明(*FT*)。鉴于以地级及以上城市为研究样本,兼顾数据广泛性,本文选取《中国市级政府财政透明度研究报告》^②作为财政透明的数据来源,考虑到2012年只有81个城市数据以及每一年的总分值和分值分配不同,最终以城市得分值与总得分的比值作为衡量财政透明的指标。

3. 机制变量

(1)资本配置(τ_K)和劳动力配置(τ_L)。借鉴白俊红和刘宇英(2018)^[43]的估算方法,测算资本错配指数与劳动力错配指数。两者分别表示地区资本、劳动力实际使用量偏离有效配置时的绝对程度。具体公式如下:

$$\tau_{Ki} = \left| \frac{s_i \beta_{Ki}}{\beta_K} / \frac{K_i}{K} - 1 \right| \quad (1)$$

$$\tau_{Li} = \left| \frac{s_i \beta_{Li}}{\beta_L} / \frac{L_i}{L} - 1 \right| \quad (2)$$

其中, $s_i = p_i y_i / Y$,表示城市*i*名义生产总值占整个产出的份额; β_{Ki} 、 β_{Li} 分别表示城市*i*的资本、劳动力投入要素的产出弹性系数; $\beta_K = \sum s_i \beta_{Ki}$ 、 $\beta_L = \sum s_i \beta_{Li}$ 分别表示产出加权的资本、劳动力投入贡献总额; K_i/K 、 L_i/L 分别代表城市*i*实际使用资本占资本总量的比重、实际使用劳动力占劳动力总量的比重; $s_i \beta_{Ki} / \beta_K$ 、 $s_i \beta_{Li} / \beta_L$ 分别表示城市*i*资本和劳动力处于有效配置时的使用比重。对于资本产出弹性系数,本文采用柯布-道格拉斯(C-D)生产函数法和最小二乘虚拟变量(LSDV)法分别构建模型,从而估计不同个体系数。

(2)非国有企业融资规模(*NSFS*)。为了反映金融信贷流入生产效率较高的民营企业部分以及财政透明对国有企业的过度金融便利性的约束效果,采用城市年末金融机构各项贷款余额占名义地区生产总值的比值乘以(1-国有企业固定投资额与全社会固定投资总额的比值)进行度量。

(3)外资流入(*FDI*)。采用外商投资额与城市生产总值之比表示。外商投资总额在原始数据中单位为美元,为了保持单位的一致性,按照年平均汇率折算成人民币。

(4)财政支出效率(*FEE*)。鉴于不同城市的经济发展规模和制度环境存在较大差异,同时为了减小估计偏差,本文参照阿方索和费尔南德斯(Afonso & Fernandes, 2008)^[44]的估计方法,运用规模报酬可假设条件下超效率基于松弛值测算的模型(SBM-VRS)测算2013—2019年281个城市的财政支出效率指数。关于地方财政投入和产出指标的选取,本文参考刘建民等(2021)^[28]的方法,构建了三级指标体系。其中,投入二级指标采用一般公共预算支出予以表征;产出二级指标囊括教育文化、科学技术、医疗卫生、基础设施、社会保障、金融服务、市场潜力、环境水平和城市魅力^③。

4. 控制变量

考虑到全要素生产率变化程度还受到其他因素的影响,为了尽可能避免遗漏变量对估计结果带来的内

① 原始数据中,2000年四川省资本存量包括重庆市数据,为了获得重庆市基期数据,按照1996—2000年重庆市与四川省名义固定资本形成总额之比进行拆分,分别得到两者基期资本存量。囿于篇幅,具体计算过程略,备索。

② 《中国市级政府财政透明度研究报告》数据来源于清华大学公共管理学院公共经济、金融与治理研究中心(<https://www.sppm.tsinghua.edu.cn/xycbw/yjbg.htm>)。

③ 囿于篇幅,三级指标的具体选取和说明略,备索。

生性影响,本文主要借鉴余泳泽等(2020)^[26]、王盟迪和彭小兵(2023)^[22]的研究,引入了以下控制变量。

(1)财政分权(*FD*),采用城市人均财政收入占城市人均财政收入、城市所在省份人均财政收入与全国人均财政收入总和的比重进行衡量^[45]。财政分权通过赋予地方财政自由裁量权,激发地方政府发展经济的积极性和创造性^[46],从而为提高全要素生产率注入重要动能。

(2)信息化水平(*IL*),使用邮电业务总量与总常住人口比值的自然对数表示^[47]。现代通信技术的快速发展革新了信息收集、处理和交换的方式,基本上已渗透于所有行业,对生产效率的影响不言而喻。

(3)人力资本(*HC*),使用职工平均工资的自然对数进行衡量^[22]。人力资本积累是改善生产效率的关键因素,一般情况下职工平均工资可以反映人力资本外溢水平^[48]。

(4)交通基础设施密度(*TID*),采用公路里程与总常住人口比值的自然对数表示^[22]。交通基础设施的发展有利于提升生产要素跨区域交流效率,且可以加速地区技术迭代更新。

(5)产业结构(*IS*),采用第二产业增加值与第三产业增加值的比值表示^[26]。产业结构用来反映地区产业升级的程度和阶段,产业结构高度化对全要素生产率具有积极作用。

(6)经济发展水平(*RGDP*),采用名义地区生产总值与总常住人口的比值表示^[26]。

(7)市场一体化(*MI*),采用市场化进程指数乘以省级财政支出与城市财政支出的比值进行度量^[22]。市场化程度越高越有助于生产要素自由流通,方便生产要素从边际产出低的部门流向边际产出高的部门,推进产业互补合作,从而影响地区全要素生产率。

(8)对外开放水平(*OL*),计算方式为1-规模以上工业内资企业规模与规模以上工业企业规模的比值^[22]。一般认为对外开放水平反映地区与国外市场、资金、人才、知识和技术等交流程度,从而对生产效率发挥学习效应和溢出效应。

(9)研发投入强度(*RD*),采用科研综合技术服务业从业人员与单位从业人员的比值作为代理指标^[26]。众多研究表明科研投入与促进技术进步、生产效率提升有着密切关系^[49-50]。

(10)城镇化率(*URB*),采用城镇常住人口占总常住人口的比例表示^[22]。城镇化通过提升人口质量和城镇规模效应,驱动全要素生产率的增长。

此外,本文还控制了城市虚拟变量和年份虚拟变量以消除个体特征与时间的外部冲击。

(二)数据来源与描述性统计

本文样本总数为1967个,来自2013—2019年中国281个地级及以上城市^①。原始数据主要来自《中国城市统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国地级市财政透明度报告》、各地级市国民经济和社会发展统计公报、上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS)、万得(Wind)数据库、深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融研究数据库等。数据检验结果显示,所有数据未有极端异常值;都通过了平稳性检验(LLC检验和Fisher-ADF检验),均在1%的水平下拒绝存在单位根的原假设;解释变量也均通过了方差膨胀因子检验(VIF最大值为3.26)^②。综上,数据不存在系统性误差、单位根问题以及共线性问题。表1报告了本文各变量的描述性统计结果。

^① 需要说明的是,为保证实证部分的稳定性,同时考虑到数据可获得性和适用性,本文剔除了存在严重数据缺失的部分城市;鉴于空间计量模型要求使用平稳面板数据,对个别缺失数据采用线性插值法补齐,并考虑到物价因素干扰,通过居民消费价格指数对使用数据进行了平减处理。

^② 囿于篇幅,LLC检验、Fisher-ADF检验结果和VIF检验结果略,备索。

表 1 描述性统计结果

符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TFP</i>	1 967	0. 804 9	0. 065 9	0. 508 4	1. 484 2
<i>TP</i>	1 967	-0. 014 8	0. 003 8	-0. 024 8	-0. 000 9
<i>SE</i>	1 967	0. 005 6	0. 023 3	-0. 201 6	0. 645 3
<i>TE</i>	1 967	0. 814 1	0. 064 3	0. 521 9	0. 944 9
<i>FT</i>	1 967	0. 413 6	0. 202 1	0. 000 0	0. 865 1
τ_K	1 967	0. 850 8	0. 071 7	0. 379 1	0. 964 3
τ_L	1 967	0. 849 1	0. 073 1	0. 239 9	1. 444 8
<i>NSFS</i>	1 967	0. 540 6	0. 351 3	0. 045 4	4. 408 9
<i>FDI</i>	1 967	2. 437 5	7. 302 1	0. 000 0	148. 731 7
<i>FEE</i>	1 967	0. 319 3	0. 371 5	0. 010 8	1. 000 0
<i>FD</i>	1 967	0. 189 3	0. 105 9	0. 019 9	0. 598 7
<i>IL</i>	1 967	6. 872 3	0. 617 1	4. 685 7	9. 655 4
<i>HC</i>	1 967	10. 963 0	0. 267 7	8. 508 8	12. 062 2
<i>TID</i>	1 967	3. 435 8	0. 601 4	-0. 602 4	5. 533 2
<i>IS</i>	1 967	1. 580 4	0. 498 2	0. 194 0	4. 841 4
<i>RGDP</i>	1 967	10. 769 8	0. 546 3	9. 116 4	12. 526 9
<i>MI</i>	1 967	4. 801 7	0. 766 8	1. 976 9	6. 979 1
<i>OL</i>	1 967	7. 810 9	9. 034 7	0. 000 0	58. 254 1
<i>RD</i>	1 967	1. 634 2	1. 241 4	0. 219 9	9. 001 8
<i>URB</i>	1 967	56. 386 4	12. 949 3	24. 690 3	100. 000 0

(三) 空间权重矩阵设定

为了全面地探究财政透明的空间效应,本文在参考邓世成和吴玉鸣(2024)^[51]、黄春元和李媛钰(2024)^[52]估算方法的基础上,分别构建了三种空间权重矩阵,具体如下。

1. 地理距离矩阵

以地区间地理距离表示事物关联密切程度的地理距离空间权重矩阵 W_{gd} ,采用地区间几何中心的球面距离的倒数进行构造,具体计算公式如下:

$$W_{gd} = \frac{1}{\cos^{-1}(\sin\phi_i\sin\phi_j + \cos\phi_i\cos\phi_j\cos\Delta\tau)}R \quad (3)$$

其中, ϕ_i 和 ϕ_j 分别代表城市 i 、 j 的经纬度; $\Delta\tau$ 表示两个城市经纬度之差; R 表示地球半径。

2. 经济距离矩阵

反映地区间经济发展水平差异并将此作为空间内距离的定义对象,以人均地区生产总值为经济变量来测度的经济距离空间权重矩阵 W_{ed} ,具体计算公式如下:

$$W_{ed} = \frac{1}{\sum \frac{1}{|\overline{GDP}_j - \overline{GDP}_i|}} \quad (4)$$

其中, $\overline{GDP_j}$ 、 $\overline{GDP_i}$ 分别表示城市 j 、 i 在全样本时间内人均地区生产总值年均值。

3. 经济地理距离矩阵

基于地理距离和经济距离双重因素,综合考虑地区在空间中相互合作、相互依赖的大小程度,采用地区间地理距离因素加权经济影响进行衡量,经济地理距离空间权重矩阵 W_{egd} 元素值的具体度量形式如下:

$$W_{egd} = \frac{\frac{\overline{GDP_i}}{D_{ij}^2}}{\sum \frac{\overline{GDP_i}}{D_{ij}^2}} \quad (5)$$

其中, $\overline{GDP_i}$ 表示城市 i 在全样本时期内人均地区生产总值的年均值, D_{ij} 为城市 i 、 j 之间的地理距离。

(四) 空间自相关检验

为了识别出全要素生产率和财政透明是否存在空间依赖性,以分析两者的时空演变特征,本文采用莫兰指数(Moran's I)对两者的空间自相关进行检验。表2结果显示,两者全局空间莫兰指数各年份均在10%及以上的水平下显著且为正值,这表明全要素生产率与财政透明具有显著空间依赖性特征。随后通过观察2013—2019年全要素生产率和财政透明局部莫兰指数散点图^①,发现整体都处于第一、第三象限,呈现出高-高和低-低局域集聚分布的“俱乐部趋同”特征。由此验证了假设H2a。

表2 2013—2019年全要素生产率与财政透明全局莫兰指数

年份	全要素生产率			财政透明		
	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济地理距离矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济地理距离矩阵
2013	0.028 0*** (6.109 3)	0.031 1** (2.252 4)	0.068 5** (2.226 1)	0.077 9*** (15.727 7)	0.033 3** (2.125 3)	0.120 5*** (3.829 1)
2014	0.042 4*** (8.890 6)	0.021 0** (2.263 2)	0.075 2** (2.432 8)	0.073 2*** (14.803 5)	0.016 0** (2.229 3)	0.112 9*** (3.588 7)
2015	0.023 4*** (5.412 2)	0.018 2* (1.776 4)	0.046 6* (1.873 3)	0.042 5*** (8.872 6)	0.023 3* (1.714 3)	0.067 6** (2.192 4)
2016	0.030 7*** (6.630 8)	0.028 9** (2.001 1)	0.061 2*** (2.789 3)	0.029 1*** (6.286 6)	0.015 7* (1.919 4)	0.064 3** (2.089 1)
2017	0.026 4*** (5.798 9)	0.018 6* (1.933 4)	0.042 0* (1.935 1)	0.042 1*** (8.798 7)	0.087 4*** (2.913 0)	0.151 7*** (4.778 7)
2018	0.027 4*** (5.990 4)	0.023 1*** (2.832 8)	0.030 6** (2.136 0)	0.069 8*** (14.136 5)	0.042 6* (1.936 2)	0.127 2*** (3.326 9)
2019	0.030 5*** (6.599 0)	0.033 0** (2.294 3)	0.074 5** (2.418 2)	0.060 6*** (12.367 9)	0.074 8** (2.281 4)	0.115 7*** (3.670 3)

注:小括号里为z值,*、**、***分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 。后表同。

^① 囿于篇幅,2013—2019年地理距离空间权重矩阵、经济距离空间权重矩阵和经济地理距离空间权重矩阵下局部莫兰指数散点图均未予以展示,备案。

(五) 空间计量模型设定

为了得到无偏估计量,准确估计出不同地区产生的溢出效应,分别进行了似然比(LR)、瓦尔德(Wald)和拉格朗日乘数(LM)检验,根据检验结果选择空间杜宾模型(SDM)。本文构建的空间计量模型如下:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \rho W \times TFP_{i,t} + \beta_1 FT_{i,t} + \alpha_j \sum_{j=1}^k CV_{j,t} + \beta_2 W \times FT_{i,t} + \alpha_{j+10} \sum_{j=1}^k W \times CV_{j,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, i,t 和 j 分别表示城市、年份和控制变量; TFP 代表全要素生产率; FT 代表财政透明; CV 代表控制变量; W 代表空间权重矩阵; ρ 为空间自相关系数; $W \times TFP$ 、 $W \times FT$ 和 $W \times CV$ 分别代表全要素生产率、财政透明和控制变量空间滞后项; μ 、 γ 和 ε 分别代表城市固定效应、年份固定效应和随机误差项。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

首先,使用最小二乘法模型进行参数估计,根据豪斯曼(Hausman)检验选择固定效应模型,同时为避免异方差带来无法得到一致估计的问题,均使用稳健性估计量。表3列(1)和列(2)报告了基准回归结果,可以看出控制年份固定效应之后,财政透明的回归系数在5%的水平下显著为正,表明财政透明整体上有助于全要素生产率的提高,由此验证了假设H1。其次,在考虑空间溢出效应时,不仅考虑年份固定效应而且加入时间趋势项,这样可以控制特殊时间外部冲击和技术进步带来的线性趋势。通过AIC准则、Lgt_theta、Sigma²等检验再次显示了所选空间杜宾模型估计的拟合效果和优越性。基于空间计量模型的估计结果报告于表5列(3)—列(6),在不同空间权重矩阵下,财政透明的回归系数均在10%及以上的水平下显著为正,与基准回归结果基本一致。但不考虑空间溢出效应时,会低估近一半财政透明对全要素生产率的促进作用。最后,财政透明空间滞后项的回归系数均为负,并全部通过1%水平的显著性检验,这说明财政透明对全要素生产率具有负向空间溢出效应,实证结果验证了假设H2b。此外,全要素生产率空间滞后项的回归系数显著为正,均通过5%及以上水平的显著性检验,这意味着全要素生产率存在正向空间依赖性,本地区对邻近地区全要素生产率具有扩散溢出效应。在控制变量方面,回归结果基本符合本文预期。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FT</i>	0.002 1 (1.491 3)	0.003 7** (2.401 8)	0.006 0* (1.932 4)	0.006 2** (2.091 2)	0.006 1** (2.013 2)	0.006 3** (2.188 7)
时间趋势			0.003 3 (0.336 7)	-0.000 4** (-2.211 9)	0.001 3 (1.287 2)	
常数项	0.978 6*** (11.713 3)	1.828 0*** (11.134 0)	1.152 3 (0.907 7)	-0.200 8 (-0.557 4)	-0.058 8 (-0.178 0)	0.759 6*** (5.337 4)
$W \times TFP$			0.405 0*** (2.828 8)	0.110 3** (2.447 3)	0.184 0*** (4.344 9)	0.095 2** (2.221 3)
$W \times FT$			-0.011 9* (-1.719 1)	-0.015 5*** (-4.937 9)	-0.011 8*** (-3.925 8)	-0.011 7*** (-3.975 3)

表3(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$W \times t$			0.000 2 (1.338 6)	-0.003 9*** (-4.304 4)	0.004 3*** (-3.547 1)	
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	未控制	未控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967
R^2	0.375 0	0.381 3	0.284 8	0.280 8	0.285 7	0.193 4
$Log L$			3 792.123 6	3 766.158 2	3 770.177 4	3 788.568 7
AIC			-7 530.228 1	-7 478.326 4	-7 486.356 8	-7 525.129 5
Lgt_theta			-1.365 0*** (-22.845 3)	-1.350 2*** (-22.636 9)	-1.344 2*** (-22.528 2)	-1.431 4*** (-23.507 1)
$Sigma^2$			0.000 8*** (27.745 0)	0.000 8*** (27.945 4)	0.000 8*** (28.026 6)	0.000 8*** (28.648 9)

注:列(1)、列(2)仅考虑固定效应,列(3)—列(6)分别使用空间权重矩阵 W_{gd} 、 W_{ed} 、 W_{egd} 、 W_{egd} 。

(二)分维度检验

为了反映出财政透明对全要素生产率不同层次的影响,得到更为具体的实践参考价值,本文利用随机前沿分析(SFA),将全要素生产率分解为技术效率(TE)、技术进步(TP)和规模效率(SE)三个维度进行参数估计。其中,技术效率主要评判在既定市场价格、技术水平和要素投入量情况下,一个地区可以取得最大产出的能力,其得分体现一个地区的实际产出曲线与生产可能性边界的距离大小;技术进步主要评判在既定市场价格和要素投入量情况下,一个地区的生产技术和管理水平等因素变革带来的产出变化量,其得分体现一个地区的生产可能性边界的外移或内移程度;规模效率主要评判在既定市场价格和技术水平情况下,一个地区的要素投入规模变化引起的规模报酬递增或递减变化量,其得分体现一个地区的调节和修正要素投入规模的能力。估计结果如表4所示。

1. 技术效率

表4列(1)—列(3)结果显示,财政透明的回归系数在5%的水平下显著,表明财政透明促进了技术效率的改进。原因是财政透明提高有利于降低交易成本,使得地区在现有技术条件下,可以有效利用既定资源要素,优化要素投入组合,缩小实际产出与生产可能性边界的距离,从而提高了获得最大产出的能力;财政透明空间滞后项的回归系数为负,均通过了1%水平的显著性检验,这表明财政透明对技术效率具有负向空间溢出效应。可能的原因是,当本地财政透明度提高,邻地优质资源随之流入本地,此时导致邻地实际产出能力下降,呈现出实际产出偏离原本生产可能性边界或者生产前沿面的现象。

2. 技术进步

从表4列(4)—列(6)的结果来看,财政透明的回归系数显著为负,这意味着财政透明降低了技术进步。原因在于,随着财政透明度的提高,虽然会倒逼地方政府逐步转向集约型内涵式发展,但由于短期内地方政府改变投资标的所需的信息成本和交易成本增加,抬高技术要素价格,此时可能处于科技投入边际报酬递

减阶段,即增加一单位的科技投入所带来的额外产出减少,因此生产可能性边界可能内移。另外,科技投入效应具有滞后性,技术成果难以及时转化为生产力提升,初期资本投入无法得到相应的可观产出,从而在样本期内,致使财政透明对技术进步表现出负面影响;财政透明空间滞后项的回归系数显著为正,表明财政透明对技术进步具有正向空间溢出效应,可能的原因在于当本地财政透明度提高,增进了技术创新活动在地区间的互动关系,这无疑会加速技术知识传播,进而对邻近区域有一定的空间溢出和技术扩散作用。

3. 规模效率

再从表4列(7)—列(9)的结果来看,财政透明和财政透明空间滞后项的回归系数均不显著,可能的原因在于在样本期内,地方政府既受生产性投资惯性即财政支出刚性锁定效应的影响,又在财政透明制度不断完善的情境下,关注地区经济转型,逐步放弃“规模至上”的发展观念,这势必会形成反复交错的“内在张力”,进而表现为投入要素规模改进不明显,最终对规模报酬变化量影响见效甚微。

表4 分维度回归结果

变量	技术效率			技术进步			规模效率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>FT</i>	0.004 3*** (3.287 3)	0.006 1** (2.521 9)	0.006 3*** (2.743 4)	-0.000 1*** (-3.004 1)	-0.000 1** (-2.128 0)	-0.000 1** (-2.240 9)	-0.000 2 (-0.204 4)	0.000 9 (0.837 2)	0.000 7 (0.628 6)
时间趋势		0.000 1*** (4.468 3)						-0.000 3*** (-5.604 3)	
常数项	1.593 8*** (12.084 9)	-0.261 9 (-0.925 5)	0.789 0*** (6.258 2)	0.006 2 (1.443 1)	-0.085 9*** (-12.363 8)	-0.086 8*** (-13.146 6)	0.228 0* (1.742 3)	0.249 1*** (2.612 4)	0.210 0*** (4.107 2)
<i>W×TFP</i>		0.251 4*** (6.454 9)	0.185 4*** (4.719 0)		0.586 2*** (23.273 9)	0.573 9*** (21.037 7)		-0.028 0 (-0.588 2)	-0.035 9 (-0.764 1)
<i>W×FT</i>		-0.008 9*** (-3.624 1)	-0.008 5*** (-3.546 2)		0.000 3** (2.103 3)	0.000 2** (2.111 9)		-0.002 6 (-1.191 0)	-0.002 6 (-1.246 4)
<i>W×t</i>		-0.005 9*** (-2.651 4)						0.000 6*** (3.723 8)	
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制	未控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967
<i>R</i> ²	0.121 6	0.289 1	0.333 7	0.175 3	0.369 4	0.224 8	0.228 8	0.432 6	0.454 1
<i>Log L</i>		4 111.662 8	4 140.984 7		10 941.890 5	10 816.513 3		4 711.518 6	4 714.141 0
<i>AIC</i>		-8 169.328 5	-8 229.966 3		-21 829.767 1	-21 581.014 7		-9 369.034 9	-9 380.282 5
<i>Lgt_theta</i>		-1.595 2*** (-27.736 8)	-1.727 7*** (-29.245 7)		-1.278 1*** (-19.387 4)	-1.284 3*** (-20.561 8)		4.067 2 (1.421 3)	14.191 8 (0.023 4)
<i>Sigma</i> ²		0.000 5*** (27.533 7)	0.000 5*** (28.519 2)		0.000 0*** (26.438 8)	0.000 0*** (28.255 7)		0.000 5*** (28.906 7)	0.000 5*** (31.302 6)

(三) 内生性分析

理论上,前文回归结果很难避免内生性问题,财政透明与全要素生产率的反向因果关系也有可能存在,因为全要素生产率高的地区可能具有较少的产业结构调整和经济转型的桎梏,地方政府本身更具备优化本地公共服务和制度环境的内在动力,从而引起本地财政透明度的提升。因此,本文采用工具变量-两阶段最小二乘(IV-2SLS)法对模型进行重新估计,尽可能地识别出财政透明对全要素生产率影响的净效应。本文借鉴陈诗一和陈登科(2018)^[53]、王盟迪和彭小兵(2023)^[22]的做法,通过对地方政府工作报告进行文本挖掘及整理分析,构建一种地方政府财政透明注意力指标作为财政透明的工具变量,以省级和市级政府工作报告中“财政透明”词频-逆文本频率指数(term frequency-inverse document frequency)作为该指标的代理变量。工具变量的合理性体现在三点:第一,政府工作报告在很大程度上蕴含着政府决策者的价值判断、行动方向等,其中有关财政透明的文本内容可以很好地反映地方政府关注财政透明的程度和提高财政透明的动机;第二,地方政府工作报告一般在每年年初发布,对一整年聚焦领域和经济活动都有完整的部署和指示,能够有效规避反向因果内生性问题;第三,构建的地级市政府财政透明注意力指标中引入了省级层面因素,不仅可以涵盖省级政策对地级市财政透明的作用,而且可以更好地满足工具变量的外生性假定。

指标具体测算,首先,手工收集2013—2019年31个省份(不含港澳台地区)、281个城市政府工作报告;然后,利用Python的分词模块“Jieba”和“Scikit-learn”的TfidfTransformer函数分别计算省级、地级市政府工作报告有关“财政透明”的词频-逆文本频率指数,计算公式如下:

$$TF-IDF_{ij} = TF_{ij} \times IDF_i = \frac{f_{ij}}{\sum_k f_{kj}} \times \log \left| \frac{F}{\{J:t_i \in g_j\} + 1} \right| \quad (7)$$

其中, TF_{ij} 表示“财政透明”相关词汇 t_i 在政府工作报告 g_j 中出现的频率, IDF_i 表示 t_i 的逆文本频率, f_{ij} 代表 t_i 在 g_j 中出现的次数, $\sum_k f_{kj}$ 代表 g_j 中所有词语出现的总数, F 代表语料库中文本总数, $\{J:t_i \in g_j\}$ 表示包含 t_i 的文本数^①。

表5报告了IV-2SLS法的回归结果。第一阶段Kleibergen-Paap rk LM检验结果强烈拒绝工具变量识别不足的原假设,Kleibergen-Paap Wald rk F统计量大于10%水平下的标准值,说明通过了弱工具变量检验。另外,Durbin-Wu-Hausman(DWH)检验结果强烈拒绝原假设,表明核心解释变量在此模型中为内生变量。综合上述检验结果,可以看出工具变量的选取是合理的。根据列(1),第一阶段回归结果,财政透明注意力指数(IV)的回归系数为正,且通过了1%水平的显著性检验,这表明地方政府对财政透明注意力分配越多,其财政透明度越高。从表5列(2)—列(5)第二阶段回归结果可以看出,财政透明对全要素生产率和分解层面影响的回归系数符号和显著性与基准回归结果相比均未发生明显变化,进一步验证了上述结论。但从回归系数大小来看,与基准回归相比,财政透明的回归系数的绝对值均有所增大,这意味着内生性问题导致财政透明对全要素生产率、技术效率的促进作用以及对技术进步的抑制作用被低估。

① 具体做法为:首先,选取与财政透明主题相关词汇,包括:公开、透明、监督、阳光、信息发布、信息开放、信息公示、政策解读、诚信政府、政民互动、公共资源交易平台等;其次,剔除公开赛、公开课、监督员、监督局、药品监督管理局、阳光雨露、阳光城、阳光房、阳光普照、阳光集团等与主题不符的词汇;最后,为了更全面地衡量地方政府对财政透明的注意力分配程度,在保留原文本语义的前提下,尽量不遗漏相关词汇,本文则采用“Jieba”中的全模式(cut_all)进行分词统计。

表 5 IV-2SLS 法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FT</i>		0.004 3*** (2.683 1)	0.007 8** (2.370 9)	-0.003 9** (-2.213 7)	0.000 4 (0.245 7)
<i>IV</i>	0.063 3*** (3.551 4)				
常数项	-11.589 8*** (-18.239 1)	0.202 3*** (4.587 3)	0.214 2*** (6.642 8)	-0.180 9*** (-8.390 9)	0.169 0 (1.405 4)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967
R^2	0.326 2	0.214 7	0.224 3	0.225 8	0.114 0
Kleibergen-Paap rk <i>LM</i>		12.507 8 [0.000 4]	12.507 8 [0.000 4]	12.507 8 [0.000 4]	12.507 8 [0.000 4]
Kleibergen-Paap Wald rk <i>F</i>		13.451 9	13.451 9	13.451 9	13.451 9
DWH 检验		18.421 5 [0.000 1]	17.127 5 [0.000 1]	16.198 6 [0.000 1]	0.338 6 [0.560 7]

注:中括号内为 *P* 值;列(1)为第一阶段回归结果,列(2)—列(5)分别为第二阶段全要素生产率(*TFP*)和分解层面(*TE*、*TP*、*SEC*)的回归结果。

(四) 稳健性检验

为了保证实证研究结果的可靠性,本文进行如下稳健性检验。

1. 剔除直辖市

直辖市受到中央政府的直接管理和政策的影响,较地级市而言具有特殊行政地位和经济地位,通常拥有更多的资源、更高的经济发展水平和更强的政策支持,而这些因素可能会导致其财政透明度与地级市存在显著差异,同时容易造成反向因果的影响。为了提高数据的一致性和更清晰地观察到普遍适用于大多数地级市财政透明资源配置效应的规律,剔除北京市、天津市、上海市和重庆市样本后依然使用空间杜宾模型再次进行回归,结果显示,财政透明的回归系数在 5% 的水平下显著为正,财政透明空间滞后项的回归系数为负,并全部通过 1% 水平的显著性检验;回归系数大小与未剔除直辖市数据的结果大体相同。可见,前文结论具有稳健性。

2. 替换全要素生产率指标

重新使用数据包络分析-马姆奎斯特(*DEA-Malmquist*)法测算各城市全要素生产率及分解指标,并分别将其结果作为被解释变量,再一次进行回归分析,财政透明回归系数的显著性、符号方向和大小均未发生实质性变化。由此,基准回归结果是稳健的。

3. 更换估计方法

使用两阶段系统广义矩估计(SYS-GMM)模型重新进行实证检验。考虑到经济发展具有动量和惯性效应,全要素生产率及分维度指标在时间上很大可能会存在滞后效应,本文参考王博等(2022)^[54]的处理方法,首先,把财政透明和财政透明空间滞后项(使用经济地理距离空间权重矩阵估计得出,即 $\sum_{j=1}^k W_{egd} FT_{ij}$)作为内生解释变量,同时分别把全要素生产率一阶滞后项及分维度变量一阶滞后项作为内生解释变量。其次,将这些内生解释变量两阶以上滞后项和上文测算出的财政透明注意力指数一起作为差分方程的工具变量,同时使用它们一阶差分的滞后项作为水平方程的工具变量。最后,分别通过联立差分方程和水平方程进行参数估计。此方法的回归结果与基准回归结论基本一致。另外,汉森(Hansen)过度识别检验(P 值均大于0.1)结果未能拒绝工具变量为外生的原假设,意味着所选工具变量具有有效性;Arellano-Bond AR(2)检验(P 值均大于0.1)结果接受了水平方程扰动项的二阶差分不存在自相关的原假设,表明使用该模型估计是一致合理的。这再次证明了主要研究结论的稳健性。

(五) 作用机制检验

本文在参考已有文献的基础上,并根据前文理论分析,从资本配置、劳动力配置、非国有融资规模、外资流向和财政支出效率五个方面分别考察财政透明影响全要素生产率的作用渠道。为了缓解内生性问题,借鉴迪佩尔等(Dippel et al.,2020)^[55]最新估计方法,采用单一工具变量验证直接效应和间接效应,具体模型如下:

$$FT_{i,t} = \beta_F' IV_{i,t} + \alpha_j \sum_{j=1}^k CV_{j,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$M_{i,t} = \beta_M' \widehat{FT}_{i,t} + \alpha_j \sum_{j=1}^k CV_{j,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中,式(8)和式(9)为工具变量影响机制分析的第一步,将本文构建的财政透明注意力指数作为工具变量,使用IV-2SLS法对机制变量与核心解释变量进行因果识别。 M 代表机制变量, \widehat{FT} 为第一阶段财政透明的拟合值。

$$M_{i,t} = \beta_M' IV_{i,t} + \beta_M' \widehat{FT}_{i,t} + \alpha_j \sum_{j=1}^k CV_{j,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$TFP_{i,t} = \beta_T' M_{i,t} + \beta_T' \widehat{FT}_{i,t} + \alpha_j \sum_{j=1}^k CV_{j,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中,式(10)和式(11)为第二步估计方程,这里依然采用IV-2SLS法,第二阶段将第一阶段得到的机制变量的拟合值以及核心解释变量同时放入模型进行参数估计。

表6为基于工具变量法的机制检验结果。第一步式(8)和式(9)的回归结果由表6列(1)所示,财政透明估计系数在10%的水平下显著为正,表明财政透明度提高不仅能够缓解地方政府与私人部门间的信息不对称,有利于企业对政府干预做出理性预期以及做出正确的投资决策,而且能够优化企业经济活动的外部经营环境,可以更好地发挥市场经济和价格机制对资本的配置作用,有助于固定资产投资跨区域流通,提升资本产能利用效率,从而改善城市资本错配。根据列(3)回归结果,财政透明对劳动力错配影响的回归系数为负,但没能通过显著性检验,表明劳动力配置不是财政透明影响全要素生产率的重要途径。公众对财政信息的理解和利用是财政透明发挥资源优化配置效应的关键要素,可能是财政公开信息

缺乏对财政政策意图进行有效解读,导致公众对财政政策意图的动态调整敏感程度不高,无法充分利用财政信息价值,难以及时转变和优化就业决策以适应劳动力市场需求,从而使得财政透明对优化劳动力配置的积极效应不明显。根据列(5)回归结果,财政透明的回归系数为正且在1%的水平下显著,说明财政透明有利于扩大非国有融资规模,验证了前文相应的理论逻辑,关于原因的解释,这里不再赘述。根据列(7)回归结果,财政透明的回归系数为正,且通过10%水平的显著性检验,表明财政透明能够通过增强本地投资吸引力,提高本地的外商投资总额。从列(9)的回归结果可以看出,财政透明的回归系数为正,且通过1%水平的显著性检验,意味着财政透明对财政支出效率具有正向作用。其后,观察第二步式(10)和式(11)的回归结果,通过比较表8列(2)、列(4)、列(6)、列(8)、列(10)的财政透明回归系数与表5列(2)的财政透明回归系数的大小,可以看出加入机制变量之后的财政透明回归系数都有所减小,表明财政透明对全要素生产率的总效应包括对资本配置、非国有融资规模、外资流入和财政支出效率的间接效应,实证结果部分验证了假设H3。

表6 基于工具变量法的机制检验结果

变量	τ_K		τ_L		FL		FDI		FEE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
FT	-0.066 5 *	0.004 1 **	-0.051 9	0.001 1	0.087 4 ***	0.003 1 **	8.364 0 *	0.003 4 **	0.401 3 ***	0.003 2 **
	(-1.692 7)	(2.564 3)	(-1.304 9)	(1.416 1)	(3.673 3)	(1.989 2)	(1.722 4)	(2.246 8)	(3.518 2)	(2.513 9)
τ_K		-1.504 9 **								
		(-2.271 8)								
τ_L				-0.379 7 ***						
				(-3.990 7)						
FL						0.094 2 *				
						(1.689 1)				
FDI								0.002 8 **		
								(1.972 6)		
GIP										0.257 7
										(1.535 8)
常数项	0.513 9	3.661 7 **	3.592 3 ***	0.566 9	-4.503 7	0.224 3	137.488 9 **	1.901 2 ***	1.959 4 *	1.672 9 ***
	(1.118 1)	(2.171 3)	(3.986 7)	(0.442 8)	(-1.628 1)	(0.481 7)	(2.513 2)	(7.935 9)	(1.710 2)	(4.618 6)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967	1 967

表6(续)

变量	τ_K		τ_L		FL		FDI		FEE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
R^2	0.235 2	0.418 4	0.145 5	0.182 0	0.462 9	0.133 2	0.322 4	0.420 3	0.249 5	0.346 4
Kleibergen-Paap rk	12.507 8		12.507 8		12.507 8		12.507 8		12.507 8	
LM	[0.000 4]		[0.000 4]		[0.000 4]		[0.000 4]		[0.000 4]	
Kleibergen-Paap Wald rk F	13.451 9		13.451 9		13.451 9		13.451 9		13.451 9	
DWH 检验	5.740 1		8.866 7		0.874 3		3.887 3		3.001 5	
	[0.016 7]		[0.002 9]		[0.350 0]		[0.048 8]		[0.083 3]	

五、进一步讨论:城市异质性分析

在资源禀赋约束下,不同类型城市在历史基础、发展模式、区位特性和生产结构等方面会形成较大差异,使得其比较优势、经济转型内在动力、政府干预方式和政府注意力分配等参差不齐^[56-58],从而对财政透明的重视与利用程度可能产生截然不同的影响。资源型城市在丰富的自然资源“福利”加持下,经济转型动力不足,政治关联现象突出,地方政府财政行为难以满足高质量发展需要,容易造成其合理性与财政透明不相适应,尤其是预算决策容易存在不合规的情况,比如对生产性支出过多,挤占基本公共服务支出,偏离均等化目标以及财政补贴多用于扶持传统粗放型地区支柱产业,挤占中小型和创新型企业投入资源。此时财政透明度过高可能会加剧损害政府公信力。另外,地方政府对税收收入的依赖程度相对较小,不仅“向上”面临财政透明问责的压力不大^[59],财政信息往往缺乏及时性和完备性,而且“向下”容易消极回应市场主体对财政行为的反馈建议。而非资源型城市没有丰富的自然资源优势,对于技术改造和集约发展具有天然内驱力,财政行为更为规范,那么财政透明作为服务和吸引技术资本的有力保障,一般而言更倾向于聚焦推进财政法治建设和财政信息公开制度发展。综上所述,资源型城市相较于非资源型城市可能伴随扭曲财政透明应有之义的风险更大,导致财政透明对全要素生产率的影响存在城市异质性。因此,本文按照《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》的资源型城市分类,将样本城市分为112个资源型城市 and 169个非资源型城市^①分别进行检验,回归结果报告于表7。根据列(1)—列(3)结果,财政透明对全要素生产率影响的回归系数在资源型城市中并没有通过显著性检验,财政透明空间滞后项的回归系数为负且均通过1%显著性检验;在空间溢出效应方面,仍表现出明显的地区聚集特征。根据列(4)—列(6)结果,在非资源型城市中,财政透明的回归系数为正,财政透明空间滞后项的回归系数为负且均在5%及以上的水平下显著,这与整体效应一致。由此可见,财政透明对资源配置的积极作用在非资源型城市中表现更为突出;两类城市财政透明对全要素生产率均具有负向空间溢出效应,与总样本回归结果一致。

① 具体分类数据可查询网址:http://www.gov.cn/zwgc/2013-12/03/content_2540070.htm。

表7 分城市类型回归结果

变量	资源型城市			非资源型城市		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FT</i>	0.002 1 (0.802 4)	0.002 2 (0.818 2)	0.001 9 (0.733 6)	0.004 2** (2.313 3)	0.004 0** (2.258 2)	0.004 1** (2.356 7)
时间趋势		0.001 1 (0.223 6)			-0.000 3 (-0.919 3)	
常数项	2.208 1*** (7.327 3)	0.525 5 (0.921 9)	0.687 8*** (2.682 2)	1.674 4*** (8.472 7)	0.065 3 (0.166 4)	0.601 0*** (3.760 9)
<i>W×TFP</i>		0.154 0** (2.243 1)	0.057 9 (0.825 5)		0.216 6*** (4.524 6)	0.159 6*** (3.314 2)
<i>W×FT</i>		-0.015 5*** (-2.833 9)	-0.015 0*** (-2.776 2)		-0.010 9*** (-3.400 8)	-0.010 4*** (-3.324 1)
<i>W×t</i>		0.000 2*** (4.158 5)			-0.001 4*** (-2.593 1)	
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	未控制	控制	控制	未控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	784	784	784	1 183	1 183	1 183
<i>R</i> ²	0.197 2	0.323 9	0.251 2	0.196 9	0.299 1	0.197 1
<i>Log L</i>		1396.443 6	1400.592 4		2445.468 1	2458.367 2
<i>AIC</i>		-2738.882 5	-2749.167 1		-4836.937 5	-4864.738 3
<i>Lgt_theta</i>		-0.980 6*** (-9.241 9)	-1.052 7*** (-9.910 2)		-1.607 8*** (-21.903 4)	-1.701 9*** (-22.586 6)
<i>Sigma</i> ²		0.001 1*** (17.615 8)	0.001 1*** (18.017 1)		0.000 6*** (21.600 9)	0.000 5*** (22.204 8)

六、研究结论与政策启示

(一) 主要结论

在迈入新时代高质量发展的背景下,提高资源配置效率成为高质量发展的重要引擎,而优化资源配置的关键在于处理好政府与市场关系。财政透明作为政府治理体系和治理能力现代化的必然要求和制度基础,能够加快、深化政府职能的转变,推动政府从“管理型”政府向“服务型”政府转变,从“管得多”走向“管的好”,有助于充分发挥市场机制作用,进一步激发社会资源配置潜力。积极打造“阳光财政”已成为提高全要素生产率和形成新质生产力不落窠臼的重要举措。在此背景下,很有必要揭示财政透明资源配置效应的

内在规律,以期提出具有针对性和普适性的政策建议。本文利用2013—2019年全国281个地级及以上城市面板数据,构建空间杜宾模型和工具变量-两阶段最小二乘估计模型实证检验财政透明对全要素生产率的多层面影响。研究结论显示:第一,在直接效应方面,财政透明对全要素生产率以及技术效率产生了明显的正向影响,对技术进步产生较为明显的负向影响,但对规模效率无特定影响;第二,在空间外部性方面,财政透明对全要素生产率、技术效率具有负向空间溢出效应,对技术进步具有正向空间溢出效应,但同样对规模效率无明显溢出效应;第三,在作用机制方面,财政透明通过改善资本配置、扩大非国有融资规模、增加外资流向和改进财政支出效率四条主要路径提高全要素生产率;第四,资源型城市的财政透明未能直接推动全要素生产率的提升,但仍表现出明显的负向空间溢出效应,非资源型城市的财政透明对全要素生产率存在正向影响且具有负向空间溢出效应,与全样本结论一致。

(二) 政策启示

鉴于财政透明对全要素生产率具有积极作用,财政透明程度会在很大程度上制约新质生产力发展。因此,现阶段应因地制宜积极探索财政信息系统披露的实践路径,进一步提升财政信息公开质效势在必行。具体而言,一要健全财政透明的法律法规,依法明确财政信息公开的内容和范围,避免一些地方政府“避责”的公开策略选择,确保财政信息公开的完备性和质量水平。二要拓宽财政信息公开渠道,借助微信公众号、微博客户端等被公众广泛使用的技术,多方位搭建社会公众参与平台,及时收集和回应大众真实的反馈信息,着力建立政府-社会双向信息交互机制,在保障社会大众知情权和监督权的同时扩大社会多元主体参与财政预算的边界,不仅有助于提高政府治理能力,而且可以保证财政支出的科学决策和财政资金的合理使用,从而使资源配置效率得到切实提高。

本文的研究结论显示财政透明对资源要素优化配置具有负向空间溢出效应,虽然本地财政透明的提高不利于周边地区资源要素优化配置,但财政透明对本地发挥积极效应且自身具有明显的空间依赖性。这恰恰意味着财政透明在地方政府间的“标尺竞争”作用机制倾向于表现为“竞优”效应。原因是,地方政府为了防止邻近地区提高财政透明度导致损害本地资源配置效率,会竞相提高财政透明度,从而可以改进全国财政资金效率,引导全社会资源要素流向效率更高的部门,推动经济实现帕累托效率。因此,有必要改善财政透明的低-低分布特征,破解财政透明地区差异和不均衡发展难题。中央政府应强化财政信息公开的长效机制,一方面,考虑把财政透明评价纳入地方官员政绩考核范畴,有效满足财政透明“激励相容”约束条件,重塑地方官员政绩价值观,强化地方政府信息公开受托责任,充分调动财政透明程度较低地区公开财政信息的积极性;另一方面,构建一套科学合理的财政支出绩效综合评价体系,地方政府依据体系确定绩效公开信息,进一步规范地方财政支出行为,从而扩大财政资金配置效率对社会资源配置的引导效应。由此,促成政府间对财政透明“资源优配”效应的良性竞争格局。

此外,根据本文分析结果,财政透明无法满足劳动力就业市场的需要,这是由于财政透明的劳动力配置效率受制于个体专业性认知水平,而个体专业背景和教育水平差异性大,相较于企业缺乏准确理解财政信息的能力。因此,应该注重对就业和关乎公众切身利益的相关财政信息做到实质性解读,加强财政政策解读的精细化、多样化和通俗化,确保人才劳动者全面领会就业政策、精准把握财政信息,最大限度地辅助个体及时调整就业规划,从而有效缓解结构性就业矛盾,以促进高质量充分就业。此外,在增强宏观政策取向一致性的前提下,有效利用财政预测信息公开,积极引导市场主体对未来经济做出理性预期,

抑制通货膨胀和不确定性,为经济发展注入强劲稳定剂。

最后,从城市异质性视角出发,在资源型城市中,财政透明对全要素生产率的正向作用不明显。如果资源型城市在财政公开信息中,涵盖过多不合理的财政行为,那么不利于提高政府公信力和稳定市场主体预期,从而增大经济不确定性风险,这意味着财政透明难以发挥积极作用。因此,有必要在财政信息公开之前引导地方政府构建财政透明的倒逼约束机制及财政行为的自查自纠机制,事先审视财政行为是否合理合规,是否符合经济高质量发展的需要;而在事后,应该注重充分利用公众反馈的问题和建议,修正财政偏差行为。如此,在资源型城市中充分发挥财政透明对政府公信力提升的正向影响,实现更好地发挥政府作用的重要目的。

参考文献:

- [1] 方江山. 紧紧围绕核心标志 加快发展新质生产力[J]. 人民论坛·学术前沿, 2024(11): 4-9.
- [2] NORTH D C. Institutions, institutional change and economic performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [3] 张勇. 制度的定义和作用及其对发展的意义——兼论马克思的制度观与发展观[J]. 经济学家, 2015(4): 21-28.
- [4] ACEMOGLU D, ANTRÀS P, HELPMAN E. Contracts and technology adoption[J]. American Economic Review, 2007, 97(3): 916-943.
- [5] 王国松, 李欣宇, 杨彤. 财政收支结构调整与企业数字化转型:“春风化雨”还是“适得其反”? [J]. 经济与管理研究, 2023, 44(11): 3-24.
- [6] 繆小林, 赵一心. 地方债对地区全要素生产率增长的影响——基于不同财政独立性的分组考察[J]. 财贸经济, 2019, 40(12): 50-64.
- [7] 余泳泽, 刘大勇. “中国式财政分权”与全要素生产率:“竞次”还是“竞优”[J]. 财贸经济, 2018, 39(1): 23-37.
- [8] 孟宪春, 张屹山, 张鹤, 等. 预算软约束、宏观杠杆率与全要素生产率[J]. 管理世界, 2020, 36(8): 50-65.
- [9] 储德银, 姜春娜. 财政透明、FDI 与经济高质量发展[J]. 中国软科学, 2022(4): 11-22.
- [10] MUMTAZ H, THEODORIDIS K. The international transmission of volatility shocks: an empirical analysis[J]. Journal of the European Economic Association, 2015, 13(3): 512-533.
- [11] 邵磊, 唐盟. 政府财政透明“稳预期”了吗? [J]. 财政研究, 2019(8): 37-48.
- [12] 马文涛, 张朋, 董松柯. 全球视角下的财政透明度与政府债务: 机制识别与现实启示[J]. 财政研究, 2020(2): 27-43.
- [13] 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, 19(3): 1041-1058.
- [14] 李丹, 裴育. 财政透明度对财政资金配置效率的影响研究[J]. 财经研究, 2016, 42(2): 40-49.
- [15] 黄寿峰, 郑国梁. 财政透明度对腐败的影响研究——来自中国的证据[J]. 财贸经济, 2015(3): 30-42.
- [16] BERNOTH K, WOLFF G B. Fool the markets? Creative accounting, fiscal transparency and sovereign risk premia[J]. Scottish Journal of Political Economy, 2008, 55(4): 465-487.
- [17] SEDMIHRADSKÁ L, HAAS J. Budget transparency and fiscal performance: do open budgets matter? [J]. ACTA VŠFS, 2013, 7: 109-122.
- [18] ARBATLI E, ESCOLANO J. Fiscal transparency, fiscal performance and credit ratings[J]. Fiscal Studies, 2015, 36(2): 237-270.
- [19] TEIG M. Fiscal transparency and economic development: definitions, concept, possible transmission mechanisms, and policy implications[M]. Bamberg: BERG-Verlag, 2009.
- [20] 张树剑. 地方治理、财政透明与经济增长——1985-2013 年中国省级面板数据的分析[J]. 世界经济文汇, 2016(5): 109-120.
- [21] KOPITS G, CRAIG J D. Transparency in government operations[Z]. IMF Occasional Paper No. 158, 1998.
- [22] 王盟迪, 彭小兵. 财政分权对城市全要素生产率的非线性影响研究——基于调节效应与动态面板门槛模型的双重检验[J]. 产业经济研究, 2023(2): 126-142.
- [23] 邓淑莲, 朱颖. 财政透明度对企业产能过剩的影响研究——基于“主观”与“被动”投资偏误的视角[J]. 财经研究, 2017, 43(5): 4-17.
- [24] LINDSTEDT C, NAURIN D. Transparency is not enough: making transparency effective in reducing corruption[J]. International Political Science Review, 2010, 31(3): 301-322.

- [25] YAMAMURA E, KONDOH H. Government transparency and expenditure in the rent-seeking industry: the case of Japan for 1998—2004[J]. *Contemporary Economic Policy*, 2013, 31(3): 635-647.
- [26] 余泳泽,王岳龙,李启航. 财政自主权、财政支出结构与全要素生产率——来自 230 个地级市的检验[J]. *金融研究*, 2020(1): 28-46.
- [27] 龚锋,邓龙真. 财政透明的治理效应研究[J]. *财政研究*, 2023(2): 53-67.
- [28] 刘建民,秦玉奇,洪源. 财政效率对区域全要素生产率的影响机制和效应:基于综合财政效率视角[J]. *财政研究*, 2021(3): 41-55.
- [29] 唐铁汉. 提高政府公信力 建设信用政府[J]. *中国行政管理*, 2005(3): 8-10.
- [30] 何德旭,郑联盛. 金融危机:演进、冲击与政府应对[J]. *世界经济*, 2009, 32(9): 82-96.
- [31] 沈言言,郭峰,李振. 地方政府自有财力、营商环境和 PPP 项目的引资[J]. *财贸经济*, 2020, 41(12): 68-84.
- [32] 李子扬,何熙琼,况熙. 管理会计中的“数目捷径”:关于数目启发式对投资决策影响的行为学分析[J]. *会计研究*, 2018(1): 46-52.
- [33] 尹雷,杨源源. 货币政策透明度与宏观货币调控有效性——基于跨国面板数据经验分析[J]. *经济与管理研究*, 2016, 37(3): 12-19.
- [34] 骆永民,樊丽明. 中国农村人力资本增收效应的空间特征[J]. *管理世界*, 2014(9): 58-76.
- [35] 魏志华,林亚清,周雄. 财政透明度问题研究进展[J]. *经济学动态*, 2017(3): 136-149.
- [36] ALT J E, LASSEN D D. Fiscal transparency, political parties, and debt in OECD countries[J]. *European Economic Review*, 2006, 50(6): 1403-1439.
- [37] 刘华,王姣,陈力朋. 财政透明、融资约束与企业创新投入[J]. *中南财经政法大学学报*, 2023(4): 70-80.
- [38] 马光荣,孟源祎. 财政转移支付的资本化与福利分化效应[J]. *经济研究*, 2022, 57(9): 65-81.
- [39] MONTES G C, DA CUNHA LIMA L L. Effects of fiscal transparency on inflation and inflation expectations: empirical evidence from developed and developing countries[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2018, 70: 26-37.
- [40] 朱轶,熊思敏. 技术进步、产业结构变动对我国就业效应的经验研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, 26(5): 107-119.
- [41] 王少飞,周国良,孙铮. 政府公共治理、财政透明与企业投资效率[J]. *审计研究*, 2011(4): 58-67.
- [42] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. *经济研究*, 2004(10): 35-44.
- [43] 白俊红,刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. *中国工业经济*, 2018(1): 60-78.
- [44] AFONSO A, FERNANDES S. Assessing and explaining the relative efficiency of local government[J]. *The Journal of Socio-Economics*, 2008, 37(5): 1946-1979.
- [45] 邓晓兰,刘若鸿,许晏君. 经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率[J]. *财政研究*, 2019(4): 23-41.
- [46] 郭健,张明媛,于倩,等. 财政分权与高质量发展——兼论分权的“适度区间”[J]. *财政研究*, 2021(11): 86-101.
- [47] 王小腾,张春鹏,葛鹏飞. 承接产业转移示范区能够促进制造业升级吗? [J]. *经济与管理研究*, 2020, 41(6): 59-77.
- [48] 康蕊,朱恒鹏,洪凌华. 医疗保险、医药创新与经济发展——基于美国公私保险的比较分析[J]. *经济社会体制比较*, 2022(4): 155-166.
- [49] 胡亚茹,陈丹丹. 中国高技术产业的全要素生产率增长率分解——兼对“结构红利假说”再检验[J]. *中国工业经济*, 2019(2): 136-154.
- [50] 郭南芸,黄典. 企业创新行为、制度环境与工业全要素生产率提升[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2021, 23(6): 43-58.
- [51] 邓世成,吴玉鸣. 低碳城市试点政策对中国资源型城市绿色转型发展的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2024, 34(6): 65-79.
- [52] 黄春元,李媛钰. 人口流入对地方政府债务的影响及空间效应[J]. *经济与管理研究*, 2024, 45(10): 3-17.
- [53] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018, 53(2): 20-34.
- [54] 王博,赵森杨,罗荣华,等. 地方政府债务、空间溢出效应与区域经济增长[J]. *金融研究*, 2022(8): 18-37.
- [55] DIPPEL C, FERRARA A, HEBLICH S. Causal mediation analysis in instrumental-variables regressions[J]. *The Stata Journal*, 2020, 20(3): 613-626.
- [56] 安虎森,周亚雄,薄文广. 技术创新与特定要素约束视域的“资源诅咒”假说探析——基于我国的经验观察[J]. *南开经济研究*, 2012(6): 100-115.
- [57] 罗党论,余国满,陈杰. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视——新理论和基于地级市数据的新证据[J]. *经济学(季刊)*, 2015, 14(3): 1145-1172.
- [58] 宋洋,贺旭飞, YEUNG G, 等. 中国资源型城市产业结构升级对土地利用效率的影响[J]. *地理研究*, 2023, 42(1): 86-105.
- [59] BHATTACHARYYA S, HODLER R. Natural resources, democracy and corruption[J]. *European Economic Review*, 2010, 54(4): 608-621.

How Fiscal Transparency Affects Resource Allocation Efficiency: Theoretical Framework and Empirical Evidence

WANG Mengdi, PENG Xiaobing
(Chongqing University, Chongqing 400044)

Abstract: Facing the increasingly intricate international political and economic environment, fiscal transparency may serve as a bridge for information exchange between the government and the market, stabilizing business expectations, mitigating economic uncertainty, and thereby creating favorable conditions for improving resource allocation efficiency. Considering issues such as the accentuation of local debt risks and the distorted structure of fiscal expenditures may hinder high-quality economic development in China, fiscal transparency, as an effective measure to regulate the government's fiscal behavior and an important part of the government's information disclosure system, may become a key grip to alleviate such difficulties. Therefore, to foster and develop new quality productive forces and accurately identify critical leverage points for promoting high-quality development, it is urgent to clarify the linkage between fiscal transparency and total factor productivity (TFP).

Based on the institutional-behavior-efficiency research logic, this paper constructs a theoretical framework for fiscal transparency and TFP from a multidimensional perspective. It systematically identifies the underlying logic and internal mechanism of the impact of fiscal transparency on TFP using data from 281 prefectural-level and above cities in China from 2013 to 2019 and employs estimation methods such as the spatial Durbin model and the IV-2SLS model.

This paper draws the following conclusions. First, the promotion of fiscal transparency on technical efficiency is larger than its inhibition on technological progress, thus positively affecting TFP. This conclusion remains valid after a series of robust tests. Second, fiscal transparency exhibits a negative spatial spillover effect but shows a positive spatial spillover effect on technological progress. Third, capital allocation, the scale of non-state financing, the inflow of foreign capital, and the efficiency of fiscal expenditure are the four effective paths through which fiscal transparency affects TFP. Therefore, it is recommended that at this stage, the practical path for the fiscal information disclosure system should be explored in accordance with local conditions, and efforts should be made to address regional disparities and imbalances in fiscal transparency.

The possible marginal contributions are as follows. First, the causal effect between fiscal transparency and TFP is verified, which enriches the existing research on the resource allocation effect of fiscal transparency. Second, the spatial spillover effect of fiscal transparency on TFP is examined, expanding the theoretical research on the spatial spillover of fiscal transparency. Third, panel data from prefecture-level and above cities are used to reflect the economic efficiency of fiscal transparency at the meso level.

Keywords: fiscal transparency; spatial spillover effect; capital allocation; fiscal expenditure efficiency; text mining; TFP

责任编辑:周 斌