

DOI: 10.19361/j.er.2023.06.03

政府信息公开对 企业家活动配置的影响研究

于文超 刘丽 陈刚*

摘要: 营商环境是企业决策与价值创造的基础。本文立足“预期效应”和“规范效应”视角,考察政府信息公开带来的营商环境改善如何影响企业家时间在生产性与非生产性活动之间的配置。基于三期中国私营企业调查(CPES)数据的研究表明,政府信息公开会激励企业家花费更多时间开展生产性活动,但对企业家非生产性活动时间无显著影响;同时,政府信息公开对生产性活动的促进效应主要存在于中小型企业中。机制分析表明,当营商环境优化政策实施未显著减少企业面临的政策信息不对称或提高政府监管效能时,政府信息公开促进企业家生产性活动的效应更强。基于世界银行企业调查数据的分析表明,政府信息公开水平越高,企业面临的政策信息不对称程度越低,企业对政府监管效能的评价越高。本文不仅为理解政府信息公开的经济效应提供了新的经验证据,而且为优化民营经济营商环境、激发企业家精神提供了政策启示。

关键词: 政府信息公开;企业家活动配置;预期效应;规范效应

中图分类号: F272

一、引言

源于企业家精神在“创造性破坏”创新活动中的关键性作用,激发和保护企业家精神成为当下实施创新驱动发展战略、推动经济发展动力变革的政策着力点。然而,决定一国经济长期繁荣的关键要素不仅包括企业家才能的多寡,还包括企业家才能配置的方向(Baumol, 1990)。企业家将才能配置到创造财富的生产性活动,还是分配财富的非生产性活动,会产生截然不同的经济后果(胡永刚、石崇,2016)。现有文献认为,企业家生产性活动是指任何直接或间接地对经济的净产出或者生产额外产出有贡献的活动,如有利于制造业发展的金融活动;而企业家非生产性活动不创造新的产出,对创造社会财富没有贡献(Baumol, 1990,

* 于文超(通讯作者),西南政法大学经济学院、西南政法大学制度经济学研究中心,邮政编码:401120,电子邮箱:yuwenchao1997@126.com;刘丽,西南政法大学经济学院,邮政编码:401120;陈刚,西南政法大学经济学院、西南政法大学制度经济学研究中心,邮政编码:401120。

本文得到国家自然科学基金青年项目“地方政府信息公开对企业投资行为的影响及其机制研究”(批准号:72003159)、国家社会科学基金重点项目“构建和巩固亲清政商关系研究”(批准号:22AZD033)、2023年重庆市教委人文社会科学研究青年项目“要素市场化改革背景下民营企业多元化融资体系构建研究”(批准号:23SKGH033)的资助。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

1993;何轩等,2016a)。决定企业家才能配置的关键宏观因素之一是营商环境,良好的营商环境能激励企业家将更多才能配置到生产性活动之中,从而改善社会整体福利(Dong et al., 2016)。

党中央和国务院高度重视优化营商环境在弘扬优秀企业家精神中的关键作用,强调营造促进企业家公平竞争、诚信经营的市场环境^①。政府信息公开是优化营商环境、重塑政府与市场关系的有效路径。2008年5月,《中华人民共和国政府信息公开条例》(后文称《政府信息公开条例》)正式实施,中国政府信息公开实践开始步入规范化、法治化轨道,围绕政府信息公开工作的配套政策持续完善,重点领域的政府信息公开成效显著。理论上,政府信息公开能通过两种效应改善民营企业的营商环境:第一,政府信息公开能减弱政府与民营企业之间的政策信息不对称,降低企业的政策获取和解读成本,促使企业准确预期政策执行效果和实施力度,评估政策环境风险并提前采取风险应对策略(Barry and Digiuseppe, 2019),从而产生“预期效应”;第二,政府信息公开能在一定程度上规范政府监管行为,提高政府监管规范性和透明度(Cicatiello et al., 2021),提升行政审批效率和透明度,减少市场主体的制度性交易成本(杨攻研等, 2021),从而形成“规范效应”。那么,上述“预期效应”和“规范效应”将如何影响企业家时间在生产性活动和非生产性活动之间的配置(后文简称“企业家活动配置”)?这两种效应能否得到经验证据的支持?这些问题仍缺乏系统严谨的实证研究。

本文基于三期中国私营企业调查(CPES)数据,利用企业家生产性活动与非生产性活动时间的比值、差值刻画企业家活动配置情况,实证检验政府信息公开对企业家活动配置的影响及其机制。结果表明,政府信息公开会促使民营企业(相对)更多地开展生产性活动,且这一效应对中小型企业而言更强。机制检验表明,政府信息公开会通过“预期效应”减少企业面临的政策信息不对称,通过“规范效应”提高政府监管效能。本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,现有文献对于制度环境如何影响企业家活动配置有着广泛研究,但鲜有文献评估政府信息公开如何影响企业家活动配置。本文拓展了企业家精神领域的文献研究,为理解政府信息公开的经济后果提供了来自转型经济体的新证据。第二,与现有文献较多样强调政企互动的资源配置效应不同,本文认为政府信息公开会缓解政企之间的“信息不对称”,产生“预期效应”和“规范效应”,这为我们理解政企互动及其经济后果提供了新的分析视角。第三,本文证实了政府信息公开对优化民营企业营商环境的积极意义。民营经济是推进中国式现代化的生力军,是高质量发展的重要基础。党中央致力于优化民营企业营商环境,激励广大民营企业“心无旁骛创新创造,踏踏实实办好企业”^②。本文的发现意味着,完善信息公开制度、深化信息公开实践不仅是建设法治政府、优化营商环境的内在要求,更是激励民营企业“心无旁骛”谋发展、弘扬优秀企业家精神的重要保障。

本文之后结构安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是制度背景、理论分析与研究假说;第四部分是研究设计;第五部分是主要实证结果;第六部分是拓展性研究;最后一部分是结论与政策建议。

①资料来源:《中共中央 国务院关于营造企业家健康成长环境弘扬优秀企业家精神更好发挥企业家作用的意见》,载于中国政府网, http://www.gov.cn/zhengce/2017-09/25/content_5227473.htm。

②资料来源:“习近平回信勉励广大民营企业:心无旁骛创新创造 踏踏实实办好企业”,载于《人民日报》2018年10月22日第1版。

二、文献综述

(一) 制度环境与企业家活动配置

Baumol(1990)有关企业家精神的开创性研究认为,企业家需要在生产性活动、非生产性活动、破坏性活动之间进行“权衡”,配置其才能和努力水平,以获得最大化收益。决定企业家才能配置的关键因素是社会报酬结构决定的“游戏规则”,一个经济体中最富有才华的人如何配置自己的才能往往取决于不同活动的相对报酬(Murphy et al.,1991)。在良好的制度环境下,企业家会将更多时间精力配置到生产性活动中,从而在市场领域创造利润,增进社会福利;而当制度环境恶化时,企业家会在政治和司法领域开展更多非生产性活动以谋取利益,这种行为会损害社会福利。Sobel(2008)利用美国各州层面的数据证实,制度环境更好的地区拥有更多生产性的市场活动(如风险投资、专利授权)以及更少非生产性的政治与法律活动(如游说、诉讼)。Bowen和Clercq(2008)利用40个国家(或地区)层面数据证实,旨在促进创业的金融分配制度和教育活动,会提高一个国家(或地区)从事创业活动的人口比重;而政府腐败水平的提高会产生相反影响。立足中国情境下的实证研究表明,当一个城市的营商环境越好时,企业家配置到生产性活动(非生产性活动)中的时间更多(更少)(Dong et al.,2016;魏下海等,2015;廖福崇,2020)。

(二) 政府信息公开的经济社会效应

已有文献系统考察了政府信息公开的腐败治理效应。Cordis和Warren(2014)利用美国信息自由法案实施,证实了政府透明度的提升在短期内揭发了更多腐败行为,并在长期内抑制官员腐败动机。Chen和Neshkova(2020)基于跨国数据的经验分析也证实,政府信息公开会产生显著的腐败治理效应。同时,一系列文献还检验了政府信息公开对宏观经济活动的影响,强调较低的货币政策透明度是导致通货膨胀和泡沫经济的重要原因(马勇,2015),认为较高的财政透明度会显著提升政府债券信用等级,降低政府债券利率水平(Bastida et al.,2017)。已有文献还证实,政府信息公开有助于跨国公司有效应对投资目的地的经营风险(Barry and DiGiuseppe,2019),帮助国家(或地区)吸引更多外商投资流入(Cicatiello et al.,2021),提升辖区内企业投资效率(于文超等,2020)。

综上所述,现有文献系统考察了制度环境对企业家活动配置的重要影响,证实了政府信息公开对加强腐败治理、吸引外资流入的积极效应,但并未将政府信息公开和企业家活动配置纳入统一的分析框架。本文立足于考察政府信息公开对企业家活动配置的影响及其机制,不仅能拓展企业家活动配置决定因素的分析框架,还为理解政府信息公开的微观经济效应提供了新证据。

三、制度背景、理论分析与研究假说

(一) 政府信息公开的实践历程和重点领域

中国政府信息公开工作最早可以追溯到20世纪80年代安徽、山东等地开展的村务公开试点。20世纪90年代开始,有关农村工作的法律法规和政策文件明确提出建立村务公开制度。1994年2月,民政部印发的《全国农村村民自治示范活动指导纲要(试行)》(民基发[1994]5号)明确提出,“建立村务公开制度和村民监督机制,实行民主监督”;1998年修订

的《中华人民共和国村民委员会组织法》明确了村务公开的具体事项,强调村务公开内容接受村民查询和政府部门监督。此后,乡镇和县级政府的政务公开、国有(集体)企业的厂务公开逐步推广,这些制度探索为政府信息公开工作的全面推进奠定了实践基础。2003年1月,广州市正式实施《广州市政府信息公开规定》,这是国内第一部地方政府信息公开法规,此后,盐城、昆明、日照、长春、宁波等地相继出台本地政府信息公开规定。2008年5月,《政府信息公开条例》正式实施,成为政府信息公开制度建设的“分水岭”,标志着政府信息公开实践步入法治化轨道。2019年5月,新修订的《政府信息公开条例》进一步夯实政府信息公开工作的法治基石,扩大了政府信息主动公开的范围和深度。从制度设计和政策实践看,政府信息公开工作的重点领域包括重大项目实施、财政资金使用、公共资源分配等,主要目的在于推动经济转型和改革、加强政府自身建设、稳定市场预期等。

(二) 政府信息公开产生的“预期效应”和“规范效应”

1. 预期效应

地方政府为推动经济转型、解决经济运行中的突出矛盾和问题,往往出台新政策或调整现有政策(陈德球、陈运森,2018)。民营企业的政策获取和解读能力存在一定不足,在经营决策中更容易受到政策信息不对称的困扰。随着政府信息公开制度不断完善,政策信息和市场信息得以及时发布、解读,地方政府与企业之间的信息不对称程度显著降低,这能够帮助企业准确预期未来政策走向、实施力度以及市场运行状况,降低企业的政策获取和解读成本,缓解企业面临的政策信息不对称,使企业采取有效举措(Barry and Digiuseppe,2019)。

2. 规范效应

如果地方政府的政策执行、行政执法、资源分配等活动缺乏规范性,则可能加剧企业非生产性活动,损害公平竞争的市场环境。政府信息公开能有效规范政府监管行为,增强政府监管规范性和透明度,提高政府监管效能(Cordis and Warren,2014)。Bauhr 和 Carlitz (2021)证实,由于政府在提供教育、医疗等公共服务时拥有较高自由裁量权,较高的政府透明度能显著提升教育、医疗等公共服务质量。可见,政府信息公开不仅能规范政府监管行为,提高政府监管效能,而且有助于提升政府办事效率和透明度,减少企业的制度性交易成本。

(三) 政府信息公开影响企业家活动配置的机制分析

政府信息公开会通过“预期效应”和“规范效应”影响企业家活动配置:第一,政策信息不对称会引发企业策略性的避险行为,诸如延迟投资尤其是固定资产投资、减少并购和股票发行等(刘贯春等,2019;叶永卫等,2021),这会减少企业家用于生产性活动的时间和资源。同时,政策信息不对称还会强化民营企业维系和拓展政商关系的动机,引发更多非生产性活动(于文超等,2022)。从预期效应角度看,政府信息公开能为民营企业构建更加稳定可预期的政策环境,弱化企业家缓解政策信息不对称的动机,促使企业家在生产性活动(如投资、劳动雇佣)中配置更多时间和资源,减少企业家为缓解政策信息不对称而开展的非生产性活动。第二,当地方政府监管活动不规范时,民营企业家有较强的动机通过非生产性活动维系良好的政商关系(Dong et al.,2016),这将会挤占企业家的生产性活动时间和资源。从规范效应角度来看,随着政府信息公开实践的持续深化,政府的资源分配和监管活动更加规范、高效,这有助于塑造公平竞争的市场环境(Cordis and Warren,2014),弱化企业家开展非生产

性活动的动机。综上所述,政府信息公开带来的“预期效应”和“规范效应”会促使企业家把(相对)更多的时间和资源配置到生产性活动之中^①,本文提出如下研究假说:

假说1:政府信息公开促使民营企业家在生产性活动上配置(相对)更多的时间,在非生产性活动上配置(相对)更少的时间。

从企业规模上看,大型民营企业拥有稳定的政企沟通机制,能够在当地经济政策制定中“建言献策”并熟悉政策走向,面临的政策信息不对称程度更低,而中小型企业与政府部门之间的政策信息不对称程度更高(Haveman et al., 2017)。同时,大型民营企业在地方税收、就业中发挥着重要作用,更容易得到地方政府支持(申广军、邹静娴, 2017);比较而言,地方政府监管活动对中小型民营企业而言有一定的不可预期性,中小型民营企业对高效政府监管活动的诉求更高。若政府信息公开带来“预期效应”和“规范效应”,那么,这两种效应对中小型民营企业而言更强。本文提出如下研究假说:

假说2:相比大型民营企业,政府信息公开对中小型民营企业的企业家活动配置的影响程度更大。

四、研究设计

(一)数据来源

本文使用的企业数据来源于中央统战部、全国工商业联合会等四家机构联合开展的中国私营企业调查(CPES)项目。该项调查自1993年开始,每两年实施一次,截至2020年已经开展了14次调查。历年调查问卷保持了“基础模块+热点模块”格局,受访企业在全国范围内按照一定比例进行多阶段抽样确定,该项调查数据是国内外学者研究中国民营企业行为决策的代表性数据(陈光金等, 2018)。政府信息公开水平的测度数据来源于中国软件测评中心(CSTC)历年发布的《中国政府网站绩效评估总报告》。其他地区层面数据来自历年《中国城市统计年鉴》、国家统计局数据库等。

我们通过公开渠道能搜集获得2004年及之后年份的政府信息公开数据,但为缓解实证估计中的内生性问题,实证估计中使用滞后一期的政府信息公开水平匹配当期企业家时间分配信息,因此,样本起始年份是2006年。由于2012—2018年的调查没有涉及企业家时间分配信息,而且自2014年开始,中国软件测评中心仅公开发布部分城市的“政府网站信息公开指数”^②,因此,本文研究样本截止年份是2010年。综上,本文主要基于2006年、2008年、2010年三期中国私营企业调查(CPES)数据展开实证分析,这三期调查对应的受访企业数依次为3837家、4098家、4614家。由于后文回归分析主要关注市级(副省级城市、地级市)

^①理论分析表明,政府信息公开主要减少企业家配置在政企互动活动中的时间。然而,企业家除了开展政企互动活动之外,还会出于正常经营活动需要,同上下游客户、外部投资者、媒体等非政府部门进行互动,这同样需要企业家在非生产性活动中花费时间。企业与非政府部门互动活动更多是服务于企业生产性活动,帮助企业市场竞争中赢得优势,而政企互动活动旨在帮助企业获得更多政府支持,这两类互动活动带来的经济后果可能存在差异。感谢匿名审稿人提出的建设性意见。

^②中国软件测评中心按照普通地级市、省会城市、副省级城市的归类原则对各城市“政府网站信息公开指数”分别进行排序,自2014年开始仅公开发布指数排名前100名的普通地级市、前20名的省会城市以及全部副省级城市的城市名单及其“政府网站信息公开指数”。

政府信息公开水平,而北京、上海、天津、重庆四个直辖市的信息公开评价体系参照省级政府网站设计,我们剔除四个直辖市的企业样本。同时,本文剔除企业家在生产性活动和非生产性活动花费的时间之和等于0小时或大于24小时的样本,而少数受访企业报告的各级政府持有企业所有者权益的比例超过50%,我们也剔除这部分样本。本文还剔除回归方程中变量信息缺失的样本。按照上述步骤,我们得到包含5142个观测值的基准回归(后文表3第(2)列)样本,对应2006年、2008年、2010年三期调查的受访企业数分别为1766家、1565家、1811家。

(二)模型设定

为考察政府信息公开如何影响民营企业企业家活动配置,本文构建如下回归方程:

$$Entret_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Gid_{ct} + \lambda Fcv_{it} + \delta Rcv_{ct} + \sum \xi_l Icv_l + \sum \lambda_l Year_l + \sum \zeta_{it} Icv_l \times Year_l + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

方程(1)中:下标*i*代表样本企业,下标*t*代表年份,下标*c*代表城市(省份),下标*l*代表行业。被解释变量*Entret*反映企业家活动配置情况。时间是重要且稀缺的经济资源,对身处转型环境下的中国民营企业企业家而言,如何最优化时间配置,以应对政策信息不对称和地方政府监管活动的影响,是一项重要且紧迫的课题(何晓斌等,2013)。民营企业企业家在不同类型经济活动的时间配置决策,客观反映了企业发展理念以及企业家才能的配置方向,使用企业家时间配置决策刻画其活动配置情况在现有实证文献中得到普遍运用(魏下海等,2015; Dong et al., 2016; 何轩等, 2016a, 2016b)。

本文首先将企业家“平均每天在企业里做日常经营、管理工作”的时间归类为生产性活动时间(变量*Prot*),将企业家“平均每天外出联系生意、开会、公关、招待”的时间归类为非生产性活动时间(变量*Nprot*)。由于不同企业家的时间观念、工作效率有明显差异,单纯使用企业家主观报告的时间配置情况难以准确刻画企业家活动配置情况,因此,本文主要关注企业家生产性活动时间与非生产性活动时间的相对多寡,即使用生产性活动时间与非生产性活动时间的比值(变量*Relaprot*)和差值(变量*Netprot*)刻画企业家活动配置情况。变量*Relaprot*、*Netprot*取值越大,代表企业家把时间相对更多地配置到生产性活动之中。表1报告了基准回归样本和三期(2006年、2008年、2010年)调查总样本中企业家生产性活动时间(变量*Prot*)和非生产性活动时间(变量*Nprot*)的统计值。可见,基准回归样本中企业家生产性活动时间和非生产性活动时间的分布情况与三期调查总样本相比无显著差异。

表1 企业家生产性活动时间和非生产性活动时间的描述性统计值

	企业家生产性活动时间 <i>Prot</i>		企业家非生产性活动时间 <i>Nprot</i>	
	基准回归样本	三期调查总样本	基准回归样本	三期调查总样本
25%分位数	6	6	2	2
50%分位数	8	8	3	3
75%分位数	10	9.5	4	4
平均值	7.5133	7.3865	3.2945	3.1622
标准差	2.5327	2.6694	1.9501	1.9512
观测值	5142	12118	5142	11877

方程右侧关键解释变量代表城市层面的政府信息公开水平*Gid*,使用中国软件测评中心历年发布的市级(副省级城市、地级市)“政府网站信息公开指数”衡量。为缓解内生性偏误,本文

将“政府网站信息公开指数”取滞后一期数据^①。政府门户网站是电子政务建设的重要抓手,也是企业获取政策信息服务的重要平台,而政府信息公开是政府门户网站建设的主要功能定位之一。中国软件测评中心开展的“中国政府网站绩效评估项目”起始年份早且时间跨度长,评估指标体系呈现较强时间连续性,同时根据政府信息公开工作的实际情况进行动态调整。

参照已有文献研究设计(Dong et al.,2016;何轩等,2016b),方程(1)还加入可能影响企业家活动配置的企业层面变量 Fcv ,具体包括:(1)企业家自评社会地位 $Entsoc$,取值为1到10之间的离散整数,数值越小代表社会地位越高。(2)企业家性别 $Entfem$,若受访企业家为女性,变量 $Entfem$ 赋值为1,否则 $Entfem$ 赋值为0。(3)企业家年龄(取自然对数) $Entage$ 。(4)企业家受教育年限 $Entedu$,针对小学及以下、初中、高中及中专、大专、大学、研究生等六类学历,变量 $Entedu$ 分别赋值为6、9、12、15、16、18。(5)企业改制情况 $Reform$,当受访企业由改制而来时, $Reform$ 赋值为1,否则 $Reform$ 赋值为0。(6)企业家参政议政 $Entpar$,当企业家现任或曾任各级人大代表或政协委员时,变量 $Entpar$ 赋值为1,否则 $Entpar$ 赋值为0。(7)研发投入强度 $Rdinv$,使用企业研发费用与营业收入比重衡量,该变量前后各1%进行Winsorize 缩尾处理。(8)出口活动 $Export$,当受访企业有出口活动时, $Export$ 赋值为1,否则 $Export$ 赋值为0。(9)企业规模 $Firmsize$,使用企业员工总数的自然对数衡量。(10)企业成立年限 $Firmage$,使用调查年份减去企业登记注册年份再取自然对数衡量。(11)企业注册类型虚拟变量 $Firmtype$,包括“独资企业”“合伙企业”“有限责任公司”“股份有限公司”等。

方程(1)还控制地区层面变量 Rcv ,重点考虑那些可能同时影响企业家活动配置和政府信息公开决策的地区因素,具体包括:(1)外资经济比重 $Foreign$,使用城市外商投资企业和港澳台商投资企业工业总产值占城市工业总产值的比重衡量。地区外资经济比重既会影响地方政府信息公开水平,也是决定辖区企业非生产性活动的重要因素(Zhu,2017)。(2)地区法治环境 $Medlaw$,使用樊纲等(2011)提供的“市场中介组织的发育和法律制度环境”这一分项市场化指数刻画。良好的法治环境会减少企业非生产性活动,而地区法治环境也与政府信息公开状况密切相关(Chen and Neshkova,2020)。(3)互联网普及程度 $Intern$,使用各城市国际互联网用户数除以城市总人口衡量。互联网普及程度不仅决定着居民获取政策信息的便利程度及其对政府信息公开的诉求,也对企业家决策环境有着重要影响。(4)人口密度 $Density$,使用城市人口规模与行政区划面积之比衡量。人口密度反映了当地居民对政府信息公开的需求程度,对地方政府信息公开有正向促进效应(马亮,2012),同时,人口密度也决定着当地市场规模,这也可能对企业家活动配置产生显著作用。(5)政府支出规模 $Govexp$,使用地方财政一般预算内支出与国内生产总值之比衡量。政府支出规模既决定着政府信息公开的意愿,也反映了政府对微观经济活动的影响程度,对企业家活动配置有直接影响。(6)民营经济活跃度 $Private$,使用城镇私营和个体从业人数与城镇年末总人口之比衡量。较高的民营经济活跃度反映了一个城市拥有良好的商业氛围和环境,这与较高的地方政府透明度密切相关,民营经济整体活跃度也会影响民营企业活动配置决策。上述地区层面变

^①由于中国私营企业调查项目询问了企业家受访当年的时间配置情况,因此,政府信息公开 Gid 主要使用2005年、2007年、2009年的“政府网站信息公开指数”衡量。在获取相关测度指标的基础上,区分出不同类型的政府信息公开,识别出哪些领域的信息公开会显著影响企业家活动配置,是值得探究的重要研究话题。感谢匿名审稿人提出的建设性意见。

量都采用滞后一期取值。进一步地,西部大开发、东北振兴等区域振兴战略会显著改变地区税收、信贷等政策环境,导致企业家活动配置决策的系统性差异,方程(1)据此添加二元虚拟变量 *Localeast*、*Localmidd*、*Localwest*、*Localnoea*。当样本城市属于东部城市(中部城市、西部城市、东北城市)时^①,变量 *Localeast* (*Localmidd*、*Localwest*、*Localnoea*) 赋值为 1,否则 *Localeast* (*Localmidd*、*Localwest*、*Localnoea*) 赋值为 0。同时,行政级别是决定城市资源配置能力和高端要素吸纳能力的重要因素,方程(1)据此添加二元虚拟变量 *Admifs*、*Admish*、*Admidj*。当样本城市属于副省级城市(不是副省级城市的省会城市、普通地级市)时,变量 *Admifs* (*Admish*、*Admidj*) 赋值为 1,否则 *Admifs* (*Admish*、*Admidj*) 赋值为 0。

方程(1)进一步控制行业特征 *Icv* 对企业家活动配置的影响,具体包括 *Indmanu*、*Indconst*、*Indhouse*、*Indfinan* 等四个二元虚拟变量,依次表示受访企业是否从事制造业、建筑业、房地产业以及金融业。当样本企业从事制造业时,变量 *Indmanu* 赋值为 1,否则 *Indmanu* 赋值为 0。二元虚拟变量 *Indconst*、*Indhouse*、*Indfinan* 按照类似原则构建。这四类行业的企业家活动配置可能因政策调整和政府管制的影响与其他行业呈现系统性差异。为了控制随时间变化的行业特征对企业家活动配置的影响,方程(1)在添加调查年份虚拟变量 *Year* 的基础上,还添加上述四类行业虚拟变量和年份虚拟变量的交互项。

基准回归样本中主要变量的描述性统计值如表 2 所示。

表 2 主要变量描述性统计值

	变量	变量中文名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业层面变量	<i>Prot</i>	生产性活动时间	5 142	7.5133	2.5327	0	20
	<i>Nprot</i>	非生产性活动时间	5 142	3.2945	1.9501	0	16
	<i>Relaprot</i>	生产性活动时间与非生产性活动时间之比	5046	1.2870	0.5073	0	7.0909
	<i>Netprot</i>	生产性活动时间与非生产性活动时间之差	5 142	4.2188	3.6060	-15	20
	<i>Entsoc</i>	企业家自评社会地位	5 142	5.3660	1.9939	1	10
	<i>Entfem</i>	企业家性别	5 142	0.1287	0.3349	0	1
	<i>Entage</i>	企业家年龄	5 142	3.7946	0.1885	2.9444	4.4998
	<i>Entedu</i>	企业家受教育年限	5 142	13.7202	2.5098	6	18
	<i>Reform</i>	企业改制情况	5 142	0.1855	0.3888	0	1
	<i>Entpar</i>	企业家参政议政	5 142	0.4877	0.4999	0	1
	<i>Rdinv</i>	研发投入强度	5 142	0.0145	0.0453	0	0.3750
	<i>Export</i>	企业出口活动	5 142	0.1925	0.3943	0	1
	<i>Firmsize</i>	企业规模	5 142	4.1490	1.6304	0	9.9379
	<i>Firmage</i>	企业成立年限	5 142	1.9008	0.6681	0	3.3322
城市(省份)层面变量	<i>Gid</i>	政府信息公开水平	300	0.4249	0.1538	0.1130	0.8000
	<i>Foreign</i>	外资经济比重	300	0.1841	0.1743	0.0044	0.8145
	<i>Intern</i>	互联网普及程度	300	0.9463	1.3716	0.0608	15.1817
	<i>Govexp</i>	政府支出规模	300	0.1174	0.0465	0.0458	0.3422
	<i>Private</i>	民营经济活跃度	300	0.0992	0.1418	0.0095	1.3275
	<i>Density</i>	人口密度	300	0.4768	0.3444	0.0254	2.6615
	<i>Medlaw</i>	地区法治环境	72	6.5528	3.3178	3.5100	19.8500

注:对于非生产性活动时间 *Nprot* 取值为零的样本而言,变量 *Relaprot* 会存在缺失值,这导致变量 *Relaprot* 的观测值会少于其他变量。

①我们根据城市所属的省份(自治区)划分城市地理位置。其中,东部地区包括福建、广东、海南、河北、江苏、山东、浙江,中部地区包括安徽、河南、湖北、湖南、江西、山西,东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁,其他省份(自治区)归为西部地区。四个直辖市的受访企业未被纳入本文研究样本。

五、主要实证结果

(一) 基准回归

本文评估了政府信息公开对企业家活动配置的总体影响(见表3)。

表3 政府信息公开对企业家活动配置的总体影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>	<i>Prot</i>	<i>Nprot</i>
<i>Gid</i>	0.1695* (0.0927)	1.2794* (0.6999)	1.2289** (0.5519)	-0.0504 (0.3236)
<i>Entsoc</i>	0.0080 (0.0048)	0.0561* (0.0338)	0.0308 (0.0233)	-0.0252 (0.0185)
<i>Entfem</i>	0.0615*** (0.0217)	0.2747** (0.1382)	-0.0281 (0.1021)	-0.3028*** (0.0800)
<i>Entage</i>	0.1276*** (0.0478)	0.7904** (0.3245)	0.3105 (0.2062)	-0.4799*** (0.1815)
<i>Entedu</i>	-0.0080** (0.0038)	-0.0629** (0.0245)	-0.0400** (0.0158)	0.0230* (0.0135)
<i>Reform</i>	0.0400** (0.0191)	0.2449* (0.1406)	0.0947 (0.1108)	-0.1502** (0.0679)
<i>Entpar</i>	-0.0629*** (0.0184)	-0.3809*** (0.1328)	-0.1954** (0.0958)	0.1855*** (0.0674)
<i>Rdinw</i>	-0.0567 (0.1526)	-0.2766 (1.1671)	-0.0403 (0.8162)	0.2363 (0.7088)
<i>Export</i>	-0.0269 (0.0235)	-0.1923 (0.1736)	-0.0862 (0.1238)	0.1061 (0.0910)
<i>Firmsize</i>	-0.0204*** (0.0062)	-0.1136** (0.0470)	0.0421 (0.0337)	0.1558*** (0.0232)
<i>Firmage</i>	0.0043 (0.0150)	0.1284 (0.1007)	0.0433 (0.0723)	-0.0851 (0.0537)
企业注册类型	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、年份、年份×行业	Yes	Yes	Yes	Yes
城市(省份)特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	5 046	5 142	5 142	5 142
R^2	0.0370	0.0347	0.0244	0.0557

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著水平,小括号中报告了经过城市层面聚类(cluster)调整的稳健标准误。下表同。

表3第(1)、(2)列汇报了政府信息公开影响企业家生产性活动时间与非生产性活动时间比值、差值的普通最小二乘估计(OLS)回归结果。可以看出,政府信息公开 *Gid* 的系数在10%水平上显著为正,说明政府信息公开水平越高,民营企业愿意在生产性活动上花费(相对)更多的时间,印证了假说1。正如前文所述,政府信息公开通过“预期效应”和“规范效应”改善民营企业营商环境,激励企业家花费(相对)更多时间开展生产性活动。表3第(3)列结果显示,变量 *Gid* 的系数在5%水平上显著为正,表明政府信息公开会显著增加企业

家开展生产性活动的绝对时间。平均而言,政府信息公开水平每提高一个标准差(0.1538),企业家每天配置在“企业日常经营、管理工作”上的时间会增加0.19个小时左右。表3第(4)列结果表明,变量 *Gid* 的系数虽然为负但不显著,说明政府信息公开未显著减少企业家开展非生产性活动时间。这一发现的合理解释在于:尽管政府信息公开会通过“预期效应”和“规范效应”弱化企业家开展非生产性活动的动机,但为服务于因政府信息公开而增加的生产性活动,企业家需要与上下游客户、外部投资者等非政府部门进行互动并开展相应的非生产性活动,以便构建商业关系、获取外部资源和市场信息,协调民营企业发展的内外部环境。上述两方面作用相互抵消,导致政府信息公开 *Gid* 对非生产性活动时间的影响不显著。

(二) 稳健性检验

1. 变换关键测度指标

CPES项目除了调查生产性活动时间和非生产性活动时间之外,还询问企业家“学习”“休息”时间。本文首先计算企业家报告的平均每天所有活动时间之和,得到新变量 *Allactt*,若企业家报告的所有活动时间之和大于24小时,将该样本剔除。我们进一步计算变量 *Prot*、*Netprot* 与 *Allactt* 的比值,得到新变量 *Prodpro*、*Nprodpro*,分别表示民营企业家生产性活动、净生产性活动占所有活动的时间比重。同时,我们取企业家生产性和非生产性活动绝对时间的自然对数,生成新变量 *lnProt*、*lnNprot*。我们以新生成的四个变量作为被解释变量重新估计方程(1)。表4 Panel A 报告的结果表明,政府信息公开 *Gid* 对企业家生产性活动、净生产性活动占所有活动的时间比重有显著正向影响,且政府信息公开 *Gid* 显著增加了企业家开展生产性活动的时间(自然对数),而对企业家非生产性活动时间(自然对数)无显著影响,这与基准回归结果保持一致。

2. 变换回归样本

首先,剔除先行建立政府信息公开制度的城市样本。在《政府信息公开条例》于2007年4月正式发布之前,中国一些城市已开始建立政府信息公开制度,这些城市的市场化进程和营商环境可能较好,将这些城市的样本纳入实证估计可能高估政府信息公开的实际效应。我们剔除2006年及之前年份先行建立信息公开制度的城市,重新评估政府信息公开对民营企业活动配置的影响^①。

其次,剔除管制行业样本。对于管制行业的民营企业而言,其经营活动面临较多政府调控和监管,企业家同政府部门互动的机会更多,企业家活动配置决策可能与其他行业存在系统差异。我们参照 Long 和 Yang(2016)的研究设计,将采矿业、电力煤气水、交通运输、金

^①文章按照如下思路确定2006年及之前年份建立政府信息公开制度的城市:(1)以“信息公开”为关键词在北大法宝法律法规数据库中搜集整理2007年之前所有相关的地方性法规、地方政府规章、地方规范性文件以及地方工作文件;(2)通过人工阅读的方法逐项检查每条记录,借助北大法宝法律法规数据库、中国知网重要报纸全文数据库,筛选出各城市2007年之前正式实施的政府信息公开规定(暂行规定、办法、暂行办法、实施细则、实施方案),并确定其发布时间和实施时间。

融、房地产、公共设施、教育、卫生、公共管理等行业视为管制行业,将其他行业视为非管制行业,剔除管制行业样本。

本文按照上述思路变换回归样本之后重新估计方程,表4 Panel B、Panel C 报告的结果与基准回归结果一致。

表4 政府信息公开对企业家活动配置的总体影响:稳健性检验

Panel A:变换关键测度指标				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Prodpro</i>	<i>Nprodpro</i>	<i>lnProt</i>	<i>lnNprot</i>
<i>Gid</i>	0.0568 ** (0.0286)	0.0639 * (0.0358)	0.1514 ** (0.0725)	-0.0167 (0.0829)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	5 108	5 108	5 142	5 142
<i>R</i> ²	0.0545	0.0469	0.0236	0.0666
Panel B:剔除先行建立政府信息公开制度的城市样本				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>	<i>Prot</i>	<i>Nprot</i>
<i>Gid</i>	0.1886 * (0.1036)	1.6923 ** (0.7764)	1.6941 *** (0.6271)	0.0019 (0.3725)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3 767	3 833	3 833	3 833
<i>R</i> ²	0.0368	0.0340	0.0229	0.0571
Panel C:剔除管制行业样本				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>	<i>Prot</i>	<i>Nprot</i>
<i>Gid</i>	0.1834 * (0.0933)	1.3954 * (0.7116)	1.2815 ** (0.5698)	-0.1139 (0.3189)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 313	4 395	4 395	4 395
<i>R</i> ²	0.0393	0.0367	0.0281	0.0562

(三) 内生性问题讨论

前文的因果关系识别可能受到内生性问题困扰:一方面,中国地方政府信息公开实践可能受特定群体诉求、地方间竞争等因素影响,且这些因素会影响企业家活动配置,因此,基准回归方程可能存在遗漏变量问题;另一方面,当一个城市的民营企业普遍更愿意开展生产性活动时,其对政府信息公开的“诉求”可能更高,导致企业家活动配置与政府信息公开之间存在“反向因果”关系。

为克服可能存在的内生性偏误,本文使用与目标城市处于同一省份的其他城市政府信息公开水平的均值构建工具变量,并展开两阶段最小二乘(2SLS)估计。中国地方政府信息公开制度的建立和完善呈现出政策扩散特征,地方政府信息公开实践可能受到同级政府之间竞争与学习效应的影响。可见,特定城市的政府信息公开水平与同一省份其他城市的政府信息公开水平显著正相关,但理论上其他城市的政府信息公开情况不会直接影响本城市企业家活动配置决策。因此,本文选取的工具变量满足相关性和排他性假设。

本文构建的工具变量 Gid_{iv} 如公式(2)所示。其中,下标 c 代表目标城市, t 代表年份, j

代表与目标城市处于同一省份的其他城市, N_c 代表与目标城市 c 处于同一省份的其他城市数目。如果研究样本中与目标城市 c 处于同一省份的其他城市数目不大于 2 个(即 $N_c \leq 2$), 则该目标城市 c 予以剔除。

$$Gid_{iv_{ct}} = \frac{1}{N_c} \sum_{j \neq c}^{N_c} Gid_{jt} \quad (2)$$

表 5 报告了使用 Gid_{iv} 作为工具变量的两阶段最小二乘(2SLS)估计结果。弱工具变量检验对应的 Cragg-Donald Wald F 统计量、Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量均明显大于 10% 显著性水平上的临界值 16.38, 从而拒绝了“ Gid_{iv} 是弱工具变量”的原假设。同时, DWH(Durbin-Wu-Hausman)内生性检验表明,除了第(4)列之外,其余三列估计都显著拒绝了“政府信息公开是外生变量”的原假设,意味着需要采纳 2SLS 估计结果。表 5 Panel B 报告的第二阶段估计结果表明,政府信息公开会显著促进企业家在生产性活动中配置(相对)更多的时间,但未显著减少企业家非生产性活动时间,这与基准回归发现相一致。本文采用 IV 估计中的有限信息极大似然估计法(LIML)进行回归分析,结果依然稳健。本文还利用对弱工具变量稳健的 Anderson-Rubin(AR)检验展开分析。表 5 前三列对应的 Anderson-Rubin Wald F 值说明,即便存在弱工具变量问题,第二阶段估计中政府信息公开 Gid 的系数依然在 1% 水平上显著;表 5 第(4)列对应的 Anderson-Rubin Wald F 值说明,无法拒绝“政府信息公开对企业家非生产性活动时间没有显著影响”的原假设。

表 5 缓解内生性偏误:基于工具变量估计的实证分析

Panel A: 第一阶段估计				
	被解释变量 Gid			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Gid_{iv}	0.6446*** [0.0391]	0.6577*** [0.0386]	0.6577*** [0.0386]	0.6577*** [0.0386]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 951	5 047	5 047	5 047
Centered R^2	0.6342	0.6346	0.6346	0.6346
Panel B: 第二阶段估计				
	被解释变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Relaprot$	$Netprot$	$Prot$	$Nprot$
Gid	0.9274*** [0.2823]	5.6398*** [2.0080]	5.8155*** [1.4073]	0.1757 [1.0775]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 951	5 047	5 047	5 047
Centered R^2	0.0150	0.0202	-0.0089	0.0556
Cragg-Donald Wald F 值	338.207	359.599	359.599	359.599
Kleibergen-Paap Wald rk F 值	271.460	289.654	289.654	289.654
Anderson-Rubin Wald F 值	11.12***	7.97***	17.64***	0.03
DWH 内生性检验	7.781***	5.467**	12.415***	0.076

注:弱工具变量检验报告的是 Cragg-Donald Wald F 值和 Kleibergen-Paap Wald rk F 值;DWH 内生性检验报告的是 Durbin-Wu-Hausman 卡方值;中括号中报告了经过 White-robust 调整的稳健标准误。

变量 Gid 的 2SLS 估计系数明显大于 OLS 估计系数,这可能源于两方面:第一,由于不可观测的因素导致了一定程度的遗漏变量偏误,导致 OLS 估计系数存在低估;第二,IV 估计主要利用了政策创新在地方政府之间的“横向扩散”,受“横向扩散”效应影响更大的城市有更强动机效仿其他城市的政策创新,而这些城市辖区内的民营企业对营商环境优劣更加敏感,效仿其他城市的政策创新能为本地带来更加显著的经济社会效应,这使得 IV 估计所得到的局部平均处理效应大于 OLS 估计得到的平均处理效应。

六、拓展性研究

(一) 异质性效应检验

稳定和扩大就业是地方政府夯实民生之本的重要施政目标。那些员工数较多、有较强就业吸纳能力的大型企业更容易得到地方政府的关注和支持,在政企互动过程中面临的政策信息不对称程度更低、政府监管活动可预期性更高,因此,政府信息公开对这部分企业的企业家活动配置的影响可能更弱。本文按照企业雇佣人数中位数将样本企业分为大型企业、中小型企业,然后分样本估计方程(1)。表 6 报告的回归结果表明,对于中小型企业而言,政府信息公开会促使企业家将(相对)更多时间配置到生产性活动中,但对于大型企业而言,政府信息公开并未显著促进企业家生产性活动,上述实证发现证实了假说 2。

表 6 异质性效应:不同规模企业的比较

	(1)	(2)	(3)	(4)
	中小型企业	大型企业	中小型企业	大型企业
	<i>Relaprot</i>	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>	<i>Netprot</i>
<i>Gid</i>	0.2375 [*] (0.1282)	0.1184 (0.1191)	1.9686 ^{**} (0.8388)	0.6526 (0.8891)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2 523	2 523	2 571	2 571
R^2	0.0428	0.0441	0.0465	0.0426

(二) 影响机制检验

1. 基于营商环境改善的分组检验

本文基于国务院“非公经济 36 条”^①实施带来的营商环境改善情况刻画政策信息不对称和政府监管效能的变化情况。2006 年的 CPES 问卷从九个维度调查了国务院“非公经济 36 条”出台之后营商环境改善情况,“加强指导和政策协调”“改进政府的监管方式、规范收费行为”是其中的两个维度,问题选项为“明显改进”“有改进”“没有改进”“倒退”。2008 年的问卷没有调查企业对营商环境改善的评价情况。2010 年的问卷同样从九个维度调查了“非公经济 36 条”颁布之后的地方配套政策如何影响企业营商环境,问题设计与 2006 年的问卷类似,其中,“加强指导和政策协调”“改进政府监管”是刻画企业营商环境改善的两个

^①2005 年 2 月,国务院正式发布《关于鼓励支持和引导个体私营等非公有制经济发展的若干意见》(国发[2005]3 号),这是新中国成立以来首部以促进非公有制经济发展为主题的中央政府文件,因文件内容共 36 条,被简称为“非公经济 36 条”。

维度,问题选项为“作用显著”“作用不明显”“没有作用”。当受访企业认为“加强指导和政策协调”方面“没有改进”“倒退”或者“作用不明显”“没有作用”时,我们认为“加强指导和政策协调”方面的政策举措并未缓解企业面临的政策信息不对称,将二元虚拟变量 Pa 赋值为 1;否则,将二元虚拟变量 Pa 赋值为 0。我们按照类似原则构建二元虚拟变量 G_i ,刻画企业是否因“改进政府的监管方式”方面的政策举措而获得更高效的政府监管。

表 7 第(1)一(4)列的结果表明,只有当政策实施未显著缓解企业面临的政策信息不对称时(Pa 取值为 1),政府信息公开才能促使企业家把(相对)更多时间配置到生产性活动之中。表 7 第(5)一(8)列的结果显示,只有当政策实施未显著提高政府监管效能时(G_i 取值为 1),政府信息公开才对企业家生产性活动产生显著促进作用。这说明,政府信息公开会通过“预期效应”和“规范效应”影响企业家活动配置。

表 7 影响机制检验:基于国务院“非公经济 36 条”实施的研究

	政策信息不对称缓解		政策信息不对称未缓解		政府监管效能提高		政府监管效能未提高	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>	<i>Relaprot</i>	<i>Netprot</i>
<i>Gid</i>	-0.0434 (0.1476)	-0.0354 (0.8520)	0.5518*** (0.1788)	3.5128** (1.4634)	-0.0605 (0.1261)	0.2259 (0.7470)	0.5454*** (0.1755)	3.3101** (1.5353)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 846	1 871	1 298	1 338	1 775	1 805	1 381	1 418
R^2	0.0452	0.0440	0.0493	0.0447	0.0473	0.0373	0.0524	0.0477

2. 基于世界银行企业调查数据的实证分析

本部分基于世界银行开展的 2012 年中国企业调查项目中的民营企业样本(即政府持股比例小于 50%的企业),从企业视角刻画政策信息不对称程度和政府监管效能,展开实证分析^①。本文首先检验政府信息公开产生的“预期效应”,构建如下回归方程:

$$Polasy_i^* = \varphi_0 + \varphi_1 Gid_c + \varphi Fcvcv_i + \theta Rcvv_c + \sum \rho_l Icvv_l + \mu_i \quad (3)$$

$$Polasy_i = \begin{cases} 0 & \text{if } Polasy_i^* \leq \kappa_0 \\ 1 & \text{if } \kappa_0 < Polasy_i^* \leq \kappa_1 \\ 2 & \text{if } \kappa_1 < Polasy_i^* \leq \kappa_2 \\ 3 & \text{if } \kappa_2 < Polasy_i^* \leq \kappa_3 \\ 4 & \text{if } Polasy_i^* > \kappa_3 \end{cases} \quad (4)$$

方程(3)、(4)中: $Polasy_i^*$ 表示不可观测的企业 i 实际面临的政策信息不对称程度, $Polasy_i$ 表示调查到的企业 i 面临的政策信息不对称程度。具体而言,本文根据“政策环境不稳定性对企业当前运行造成的妨碍程度”这一问题刻画,对应选项“无”“较小”“中等”“较大”“非

^①该项调查涵盖来自制造业和服务业的 2 848 家企业,分布在北京、上海、广州等 25 个城市,该调查项目的介绍详见世界银行网站 <https://microdata.worldbank.org/index.php/catalog/1559>。该调查中民营企业基本特征变量的描述性统计值与本文基准回归样本的描述性统计值较为接近,说明基于该数据得到的估计结果与本文基准回归结果有较强可比性。

常严重”,变量 *Polasy* 依次赋值为 0—4 之间的离散整数,这是衡量企业面临的政策信息不对称程度的正向指标。

方程(3)右侧解释变量的设定与于文超等(2020)的研究设计一致。其中,变量 *Gid* 代表政府信息公开水平,使用样本城市 2012 年的政府网站信息公开指数衡量。企业层面控制变量 *Fcvv* 包括:(1)是否有出口活动 *Export*,当企业有出口活动时,变量 *Export* 赋值为 1,否则 *Export* 赋值 0。(2)来自非正规部门的竞争程度 *Compet*,该变量根据“非正规部门的竞争对企业当前运营产生多大程度的障碍?”这一问题构建,对应选项“无障碍”“较小障碍”“中等障碍”“较大障碍”“非常严重障碍”,变量 *Compet* 依次赋值为 0 到 4 之间的离散整数。(3)营业收入增长率 *Growth*。(4)是否获得或准备获得政府合同 *Contrac*,当企业获得或准备获得政府合同时,*Contrac* 赋值为 1,否则 *Contrac* 赋值为 0。(5)高管每周处理政府管制要求花费的时间比重 *Manatim*。(6)总经理在本部门工作年限 *Manaexp*。我们还控制企业成立年限(自然对数) *Firmage*、规模(员工总数的自然对数) *Size* 等基本特征。城市层面控制变量 *Rcvv* 包括城市法治环境 *Court*、人均国内生产总值 *Gdpper*、财政盈余水平 *Surplus*、民营经济活跃度 *Private*、政府人事变更 *Govturn* 以及城市地理位置、城市行政级别等^①。另外,方程(3)还添加企业所处的二级行业虚拟变量 *Icvv*。

我们从税收征管的视角检验政府信息公开产生的“规范效应”。在现实经济中,税收征管活动是地方政府引导企业决策、监管市场主体运行的重要途径。本文根据“税收征管”活动对企业运行造成的障碍程度构建变量 *Taxadm*,对应选项“无”“较小”“中等”“较大”“非常严重”,赋值为 0—4 之间的离散整数。我们将方程(3)的被解释变量替换为 *Taxadm*,进一步展开回归分析。由于变量 *Polasy*、*Taxadm* 都是 0 到 4 之间的有序响应变量,这里使用 Ordered Probit 模型展开极大似然估计。表 8 的结果表明,变量 *Gid* 的系数显著为负,说明在政府信息公开水平越高的城市,企业面临的政策信息不对称程度越低,企业对政府监管效能的评价越高,政府信息公开的“预期效应”和“规范效应”得到进一步证实。

表 8 影响机制检验:政府信息公开与企业对营商环境的主观评价

	(1)	(2)
	<i>Polasy</i>	<i>Taxadm</i>
<i>Gid</i>	-2.4248 [*] (1.3822)	-3.5736 ^{**} (1.5528)
控制变量	Yes	Yes
观测值	2 148	2 179
Pseudo <i>R</i> ²	0.0890	0.1617

^①城市法制环境 *Court* 根据受访企业对当地法制环境的主观评价(*Cousub*)测度,具体而言,受访企业被问及“当地法院系统是公平、公正且廉洁的”时,选项分别为“非常不同意”“倾向于不同意”“倾向于同意”“非常同意”,变量 *Cousub* 对应取值 1 到 4 之间的离散整数,计算各城市变量 *Cousub* 的平均值得到城市法制环境 *Court*。财政盈余水平 *Surplus* 使用财政收入与财政支出之差额以财政收入衡量。民营经济活跃度 *Private* 使用城镇私营和个体从业人员数占城市总人口的比重衡量。政府人事变更 *Govturn* 代表样本城市的市委书记或市长在 2011 年是否发生更替,若发生更替则变量 *Govturn* 赋值为 1,否则 *Govturn* 赋值为 0。城市地理位置和城市行政级别的赋值原则与前文保持一致。

七、结论与政策建议

当前阶段,优化营商环境已成为中央政府激发市场主体活力、推动经济高质量发展的重要政策着力点,而推动政府信息公开、提升政策透明度成为优化营商环境的关键环节。本文围绕“政府信息公开能否让企业家‘心无旁骛’”这一核心问题,从民营企业活动配置的视角评估了政府信息公开的经济后果。实证研究表明,政府信息公开促使企业家花费(相对)更多的时间开展生产性活动,且这一积极效应主要体现在中小型企业之中,但政府信息公开没有显著减少企业家开展非生产性活动的时间。本文还证实,政府信息公开主要通过缓解政策信息不对称(预期效应)、提高政府监管效能(规范效应)两种机制影响企业家活动配置。

本文的政策含义体现为:第一,完善政府信息公开制度、推进政府信息公开实践将促使企业家才能更多配置到生产性活动之中,使得民营企业家“吃下定心丸、安心谋发展”,从而为增强民营企业核心竞争力、弘扬优秀企业家精神提供制度保障,为实施创新驱动发展战略、推动经济发展动力变革奠定微观基础。第二,政府信息公开促进生产性活动的积极效应对中小型企业而言更显著,能为不同规模民营企业营造公平竞争的市场环境,促进中小型民营企业可持续成长。第三,增强政策透明度、构建常态化的政企沟通机制能够稳定民营企业的政策预期,缓解民营企业面临的政策信息不对称。稳定可预期的政策环境能弱化民营企业避险动机,节省企业家协调内外部环境而花费的时间,激发企业家的创新活力和创造潜能,增强民营企业市场竞争力和可持续发展能力。第四,规范政府监管行为能提升政府监管公平性与政府服务质量,减少政企互动过程中民营企业开展的非生产性活动,促使民营企业合规经营,利用有限的生产性资源改革发展、转型升级,不断提升自身发展质量。总而言之,完善政府信息公开制度,深化政府信息公开实践,将为民营企业家“心无旁骛”谋发展营造良好营商环境,从而夯实民营经济高质量发展和经济发展动力变革的微观基础。

参考文献:

- 1.陈德球、陈运森,2018:《政策不确定性与上市公司盈余管理》,《经济研究》第6期。
- 2.陈光金、吕鹏、林泽炎、宋娜,2018:《中国私营企业调查25周年:现状与展望》,《南开管理评论》第6期。
- 3.樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社。
- 4.何晓斌、蒋君洁、杨治、蔡国良,2013:《新创企业家应做“外交家”吗?——新创企业家的社交活动对企业绩效的影响》,《管理世界》第6期。
- 5.何轩、马骏、朱丽娜、李新春,2016a:《制度变迁速度如何影响家族企业家的企业家精神配置——基于动态制度基础观的经验性研究》,《南开管理评论》第3期。
- 6.何轩、马骏、朱丽娜、李新春,2016b:《腐败对企业家活动配置的扭曲》,《中国工业经济》第12期。

- 7.胡永刚、石崇,2016:《扭曲、企业家精神与中国经济增长》,《经济研究》第7期。
- 8.廖福崇,2020:《审批制度改革优化了城市营商环境吗?——基于民营企业家“忙里又忙外”的实证分析》,《公共管理学报》第1期。
- 9.刘贯春、段玉柱、刘媛媛,2019:《经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资》,《经济研究》第8期。
- 10.马亮,2012:《政府信息公开的影响因素:中国地级市的实证研究》,《情报杂志》第9期。
- 11.马勇,2015:《中国货币政策透明度的经验研究》,《世界经济》第9期。
- 12.申广军、邹静娴,2017:《企业规模、政企关系与实际税率——来自世界银行“投资环境调查”的证据》,《管理世界》第6期。
- 13.魏下海、董志强、张永璟,2015:《营商制度环境为何如此重要?——来自民营企业家“内治外攘”的经验证据》,《经济科学》第2期。
- 14.杨攻研、范琳琳、胥鹏,2021:《“简政放权”与僵尸企业出清:以投资审批制度改革为例》,《经济评论》第1期。
- 15.叶永卫、云锋、袁溥,2021:《经济政策不确定性、党组织参与公司治理与民营企业固定资产投资》,《经济评论》第5期。
- 16.于文超、梁平汉、高楠,2020:《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》,《经济学(季刊)》第19卷第3期。
- 17.于文超、高楠、龚强,2022:《政贵有恒:经济政策不确定性对企业非生产性支出的影响》,《经济学(季刊)》第22卷第2期。
18. Barry, C. M., and M. Digiuseppe. 2019. “Transparency, Risk and FDI.” *Political Research Quarterly* 72(1): 132–146.
19. Bastida, F., M. Guillamón, and B. Benito. 2017. “Fiscal Transparency and the Cost of Sovereign Debt.” *International Review of Administrative Sciences* 83(1): 106–128.
20. Bauhr, M., and R. Carlitz. 2021. “When Does Transparency Improve Public Services? Street-level Discretion, Information, and Targeting.” *Public Administration* 99(3): 500–516.
21. Baumol, W. J. 1990. “Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive.” *Journal of Political Economy* 98(5): 893–921.
22. Baumol, W. J. 1993. *Entrepreneurship, Management, and the Structure of Payoffs*. Cambridge: MIT Press.
23. Bowen, H. P., and D. D. Clercq. 2008. “Institutional Context and the Allocation of Entrepreneurial Effort.” *Journal of International Business Studies* 39(4): 747–768.
24. Chen, C., and M. L. Neshkova. 2020. “The Effect of Fiscal Transparency on Corruption: A Panel Cross-country Analysis.” *Public Administration* 98(1): 226–243.
25. Cicatiello, L., E. De Simone, S. Ercolano, and G. L. Gaeta. 2021. “Assessing the Impact of Fiscal Transparency on FDI Inflows.” *Socio-Economic Planning Sciences* 73, 100892.
26. Cordis, A. S., and P. L. Warren. 2014. “Sunshine as Disinfectant: The Effect of State Freedom of Information Act Laws on Public Corruption.” *Journal of Public Economics* 115: 18–36.
27. Dong, Z., X. Wei, and Y. Zhang. 2016. “The Allocation of Entrepreneurial Efforts in a Rent-seeking Society: Evidence from China.” *Journal of Comparative Economics* 44(2): 353–371.
28. Haveman, H. A., N. Jia, J. Shi, and Y. Wang. 2017. “The Dynamics of Political Embeddedness in China.”

Administrative Science Quarterly 62(1): 67–104.

29. Long, C., and J. Yang. 2016. “What Explains Chinese Private Entrepreneurs’ Charitable Behaviors? –A Story of Dynamic Reciprocal Relationship between Firms and the Government.” *China Economic Review* 40: 1–16.
30. Murphy, K. M., A. Shleifer, and R. W. Vishny. 1991. “The Allocation of Talent; Implications for Growth.” *Quarterly Journal of Economics* 106(2): 503–530.
31. Sobel, R. S. 2008. “Testing Baumol; Institutional Quality and the Productivity of Entrepreneurship.” *Journal of Business Venturing* 23(6): 641–655.
32. Zhu, B. 2017. “MNCs, Rents, and Corruption: Evidence from China.” *American Journal of Political Science* 61(1): 84–99.

The Effect of Government Information Disclosure on the Allocation of Entrepreneurs’ Activities

Yu Wenchao, Liu Li and Chen Gang

(School of Economics, Southwest University of Political Science and Law)

Abstract: The business environment is the basis of enterprises’ decision-making and value creation. Based on the anticipation effect and standardization effect, this paper investigates how the improvement of business environment originating from government information disclosure (GID) affects entrepreneurs’ time allocation between productive and non-productive activities. Using three periods of Chinese Private Enterprise Survey (CPES) data as the sample, the study suggests that GID encourages private entrepreneurs to spend more time on productive activities but has no significant effect on entrepreneurs’ time allocating to non-productive activities, and the promotion effect of GID on productive activities mainly exists in the small and medium-sized enterprises. According to mechanism analysis, when implementing an important policy for optimizing the business environment does not significantly reduce policy information asymmetry faced by enterprises or improve government regulation efficiency, GID has a more significant promotion effect on entrepreneurs’ productive activities. The analysis based on the World Bank’s enterprises survey data shows that the higher the level of GID, the lower the degree of policy information asymmetry faced by enterprises and the better enterprises’ evaluation of government regulation efficiency. This paper provides new empirical evidence for understanding the economic effects of GID and policy suggestions for optimizing the business environment of the private economy and encouraging entrepreneurship.

Keywords: Government Information Disclosure, Allocation of Entrepreneurial Activities, Anticipation Effect, Standardization Effect

JEL Classification: M13, G38, D21

(责任编辑:陈永清)