

## 大道至简：“减证便民”提升企业价值了吗\*

詹新宇<sup>1</sup> 王蓉蓉<sup>2</sup> 梁蓝心<sup>1</sup>

(1.北京工商大学经济学院,北京 北京 100048;

2.中南财经政法大学财政税务学院,湖北 武汉 430073)



**内容提要:**近年来深入开展的“减证便民”行动,是各级政府部门持续推进“放管服”改革的重要举措,评估其在提升企业价值方面发挥的作用,有利于用好用足激发市场活力、增强经济韧性的政策手段。本文手工搜集了各地级市2015—2020年取消证明事项数据,证实了“减证便民”对企业价值具有促进作用,一系列稳健性检验后结果仍然成立。从影响机制上看,“减证便民”行动显著降低了企业的制度性交易成本和实际税费负担,提高了企业新增投资积极性,进而提升了企业价值。异质性分析发现,对非国企、小规模上市企业以及高端制造业企业而言,“减证便民”行动带来的政策红利更为显著;“便企”“惠企”领域“减证便民”行动对企业价值的提升作用非常显著,但“育企”领域“减证便民”行动的提升作用尚未显现出来;与一般的“减证便民”行动城市相比,打造“无证明城市”并未提升企业价值。针对上述结论,本文提出了进一步完善“减证便民”的政策建议。

**关键词:**减证便民 企业价值 制度性交易成本 实际税费负担 企业新增投资

**中图分类号:**F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)04—0175—17

## 一、引言

当前中国经济发展面临着需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力,持续激发市场主体活力、提升企业价值,是增强经济发展韧性、提升高质量发展能力的现实需要。2022年出台的《国务院办公厅关于进一步优化营商环境降低市场主体制度性交易成本的意见》指出,“优化营商环境、降低制度性交易成本是减轻市场主体负担、激发市场活力的重要举措”;党的二十大报告进一步强调“深化简政放权、放管结合、优化服务改革”。可见,未来制度性约束的持续降低所引发的政策红利将持续赋能企业成长,为经济稳中向好发展增添动力。

已有研究认为,企业价值有内部和外部两方面影响因素。相对来说,当前的相关研究更多地聚焦在提升企业价值的内部因素。但事实上,企业面临的外部制度性成本,对于企业的发展、价值提升有着更加不容忽视的作用。不少研究分析了制度性成本对企业发展的影响,发现诸如行政审批改革这类行政制度改革可以提高企业的全要素生产率(詹新宇和王一欢,2020)<sup>[1]</sup>、促进企业创新(王永进和冯笑,2018<sup>[2]</sup>;黄细嘉等,2023<sup>[3]</sup>)、降低企业交易成本(夏杰长和刘诚,2017)<sup>[4]</sup>、缓解企业融资约束(袁月等,2023)<sup>[5]</sup>、提高企业的利润率(张红凤等,2021)<sup>[6]</sup>。可以发现,关于行政审批改革对于企业发展的影响研究已较为充分,然而,上述视角主要集中在较为宽泛的行政审批改革对企

收稿日期:2023-05-10

\* 基金项目:研究阐释党的二十大精神国家社会科学基金重大项目“以高质量发展推进现代化建设的核心要求与制度保障研究”(23ZDA027)。

作者简介:詹新宇,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域为政府行为与高质量发展、数字经济发展与治理,电子邮箱:xinyuzhanwh@qq.com;王蓉蓉,女,研究助理,研究领域为数字经济发展与治理效应评估,电子邮箱:hfwrr1998@163.com;梁蓝心,女,博士研究生,研究领域为财税政策与高质量发展,电子邮箱:lianglx666@163.com。通讯作者:梁蓝心。

业发展的影响,对于“减证便民”这类更加有针对性的行政改革如何影响企业的研究却较为少见。而此类政策能够更加直观体现出“放管服”制度改革对企业价值的影响作用,需引起研究重视。

现实经验表明,“放管服”改革是推进行政制度改革的重要抓手,其中,“减证便民”行动则是“放管服”改革的关键举措。从理论上讲,各类证明事项的存在,对微观企业价值可能产生两方面影响:一方面,政府凭借各种证明事项对市场活动进行规制,缓解市场失灵难题,用行政手段来规范市场秩序,从而节约社会管理成本,提高了市场效率(Fisman和Wang,2015)<sup>[7]</sup>;另一方面,名目繁多的“无谓证明”不但给企业增加了各种制度性交易成本和实际税费负担,还滋生了腐败土壤——政府管制者存在着被企业“俘获”的可能,这又给涉事企业增加了不必要的隐性成本(夏杰长和刘诚,2017)<sup>[4]</sup>。因而,“减证便民”行动是在社会管理成本得以控制背景下去除“无谓证明”“奇葩证明”,降低企业交易成本的过程,不可忽视其对企业价值的影响作用。为此,本文将2012—2020年间上市公司数据和手工搜集的234个地级市的取消证明事项数据相匹配,探讨“减证便民”行动对微观企业价值的影响及其实现机制。

本文可能的贡献体现在:首先,现有文献多集中于探究企业价值的内部影响因素,本文从“减证便民”行动视角的研究,补充了制度性与政策性外部影响因素的研究文献。其次,“减证便民”行动尽管已实施多年,但对其政策效应的研究还不多见,本文在数据搜集和研究内容上的尝试,为实证检验“减证便民”行动的政策效果提供了经验性证据。最后,本文深入挖掘了“减证便民”行动对企业价值的提升效应及其背后的影响机理,作为优化营商环境的重要组成部分,与已有研究发现优化营商环境有利于降低企业融资约束进而提升企业价值(申慧慧等,2012)<sup>[8]</sup>不同的是,本文从企业的制度性交易成本和实际税费负担、企业新增投资积极性等更具政策能动性的因素着手,厘清“减证便民”行动对企业价值的影响机制。

## 二、制度背景与研究假设

### 1. 制度背景

“放管服”改革作为行政体制改革的核心,其本质上是政府与市场关系的重塑,是“一场刀刃向内的政府自身革命”。2015年5月,时任总理李克强在全国推进简政放权放管结合职能转变工作电视电话会议上指出“对要求群众出具的各种‘证明’,要清理规范,能免的就免、能合的就合,确实需要的,尽可能通过部门之间信息共享和业务协同来核查解决”。

在以往避责思想的影响下,政府部门为方便管理、规避风险及转嫁责任,向企业索要各种证明。然而,对企业来说,这些证明尤其是各种无谓证明,浪费了企业的物力与人力,甚至贻误了市场机遇。那么在“放管服”背景下,如何精准击向此类问题,“减证便民”发轫于此。“减证便民”行动针对企业发展、民众办事所面临的证明围城痛点问题,提出了“凡是没有法律法规依据的证明一律取消”的具体要求,旨在打通“放管服”改革的最后一公里。在2015年河北唐山率先开展“减证便民”行动后,这一行动逐渐在我国其他地区扩张。例如,河南省焦作市2016年清理了第一批非必要证明事项43项,并在2017年对工商、人社领域进一步开展了清理规范工作,取消各类证明事项226项,取消比例约93%<sup>①</sup>。2017年辽宁省阜新市出台《阜新市“减证便民”专项行动方案》,将方案落实情况纳入各部门营商环境建设绩效考核范围<sup>②</sup>。2017年6月,时任总理李克强在全国深化简政放权放管结合优化服务电视电话会议上,进一步对“减证便民”行动进行了全面部署,明确提出了“四取消一减少”的要求:“凡没有法律法规依据的一律取消,能通过个人现有证照来证明的一律取消,能采取申请人书面承诺方式解决的一律取消,能通过网络核验的一律取消。”自2018年中共中央办公厅、国务院办公

<sup>①</sup> 焦作市人民政府.《2018年政府工作报告》. [http://www.jiaozuo.gov.cn/sitesources/jiaozuo/page\\_pc/zwgk/szfxgk/zfgzbg/articled1c065aede124a5e92b3c34f4ce1ebd6.html](http://www.jiaozuo.gov.cn/sitesources/jiaozuo/page_pc/zwgk/szfxgk/zfgzbg/articled1c065aede124a5e92b3c34f4ce1ebd6.html)。

<sup>②</sup> 阜新市人民政府.《阜新市“减证便民”专项行动方案》. <https://www.fuxin.gov.cn/content/2017/451630.html>。

厅印发了《关于深入推进审批服务便民化的指导意见》《国务院办公厅关于做好证明事项清理工作的通知》以来,各地区纷纷加快开展“减证便民”行动的速度,通过手工收集整理数据进行统计发现,截至2020年底,各地区、部门已通过“减证便民”行动取消证明事项13000余项。

## 2. 研究假设

企业现有的获利能力和未来的投资活动决定了企业价值的高低(Miller和Modigliani, 1961)<sup>[9]</sup>,除了公司治理、盈利水平等内部影响因素外,制度环境和市场环境等外部因素也是影响企业价值的要件。吴怡俐等(2021)<sup>[10]</sup>研究认为,制度环境优化能够激发企业的价值创造;唐荣和顾乃华(2021)<sup>[11]</sup>的研究也支撑了这一观点。立足于简政放权的行政审批制度改革“减证便民”行动,不仅进一步明确了制度改革方向,优化了制度环境,而且更加精准地减少了政府对市场的过度干预行为,提高了企业资源配置效率(郭小年和邵宜航, 2019)<sup>[12]</sup>。从新制度经济学的相关理论来看,有效率的经济制度应当在交易成本最低的情况下将生产要素配置到最大化其价值的地方(Coase, 1937)<sup>[13]</sup>。“减证便民”通过简化政务流程和降低行政要求,显著减少了企业在办理政府事务时的制度性交易成本,因而提高了生产要素配置效率,提升了企业价值;从企业现有获利能力来看,“减证便民”行动提高了政务服务效率,优化了企业享受补贴、奖励及享受减税降费政策的流程,更好地发挥了政府助企纾困的作用(曹越等, 2023)<sup>[14]</sup>,在“减证便民”行动下,企业面临的行政负担减轻和经济成本大幅降低,税前利润大为增加,实际税费负担因此降低,现金流得以增加,增强了企业的抗风险能力和市场竞争力,提升了企业价值;从企业未来投资活动来看,“减证便民”行动通过简化政务流程和减轻行政负担,显著提升了企业的盈利空间,企业投资所面临的资本成本得到了有效降低,有效促进了企业投资(吴怡俐等, 2021)<sup>[10]</sup>,从而促进了企业的成长和价值增长。由此可见,各地级市陆续开展的“减证便民”行动制定了取消证明事项清单,廓清了政府的干预范围,为市场主体的发展疏堵点、拆藩篱,是企业价值提升的利好政策。因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:“减证便民”行动有助于提升企业价值。

结合上述分析,下面主要从制度性交易成本、实际税费负担和企业投资三个方面展开,论证“减证便民”行动提升企业价值的影响路径。

从企业面临的制度性交易成本来看,根据科斯的交易成本理论,企业在运转过程中不仅要面对因政府无谓证明过多而导致的低效率、市场机遇错失等效率性制度交易成本,还可能需要承担向政府寻租支付的费用性制度交易成本。“减证便民”行动节约了企业制度性交易成本,实现了“便企”目的。企业办事时向相关政府部门递交证明材料,涉及的行政部门越多,证明材料数量需求越多,付出的时间和经济成本自然就越大,在此过程中,部分企业甚至还要承担寻租行贿成本。相较于经济市场,行政市场过多地受困于交易费用,低效率运转下企业成本趋增,从而企业发展受阻(Dixit, 1998<sup>[15]</sup>;夏杰长和刘诚, 2017<sup>[4]</sup>)。各地清理规范证明事项减轻了企业在获取各种证明、许可和备案等方面的负担,减少了各种制度性交易成本,一方面,成本节约效应助力优化企业治理结构,从企业内部因素为企业价值的提高创造空间;另一方面,成本节约效应助益企业增加生产性投入,提升企业价值。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>:“减证便民”行动通过降低企业制度性交易成本,提升企业价值。

从企业面临的税费负担来看,根据制度理论,提高政府治理能力,改善营商环境有助于抑制政府“非理性公共人行为”,基于这一理论,“减证便民”通过规定政府在提供政务服务时不得在无法法律法规依据的情况下对企业提出自行检测、检验、认证、鉴定、公证和提供证明等要求,抑制了政府的“非理性公共人行为”,地方政府行为得到规范后,一定程度上将地方政府对企业的“攫取之手”转向了“援助之手”,降低了企业的实际税负(张敏等, 2015)<sup>[16]</sup>,节约了企业现金流,达到了“惠企”目的,进一步增强了企业抗风险能力与发展活力,从而有利于企业价值的提升(苏坤, 2016)<sup>[17]</sup>。因

此,本文提出如下假设:

H<sub>3</sub>:“减证便民”行动通过降低企业税费负担,提升企业价值。

最后,从企业新增投资来看,根据资源依赖理论,当企业面临的制度环境不断改善时,企业面临的不确定性相应减少,企业的自主性有所增强,进而增加了企业的投资行为(赵勇和马珍妙,2023)<sup>[18]</sup>。“减证便民”行动改善了制度环境,增加了企业盈利空间,提高了企业新增投资的积极性,实现了“育企”目的。一方面,“减证便民”行动从业务许可和资质认定等方面为企业清障,企业更有信心且更便利地开展新的经营业务和生产活动,将更倾向于把握净现值为正的投资机会,刺激企业新增投资(陈艳,2013)<sup>[19]</sup>;另一方面,企业所在辖区对证明事项的清理与规范,有助于在政务服务上形成一致性规范性要求,避免部分企业为代表的利益集团以其特殊影响力,对政府管制者进行“俘获”(Stigler,1971)<sup>[20]</sup>,使得“无谓证明”成为企业之间公平竞争的藩篱。因此,营商环境的优化、市场壁垒的破除,大大提振了企业信心,提高了预期投资机会的现值,促进了企业投资(郭飞等,2022)<sup>[21]</sup>。由此,企业的新增投资增多,继而有助于企业价值的提高。因此,本文提出如下假设:

H<sub>4</sub>:“减证便民”行动通过提高企业投资积极性,提升企业价值。

### 三、模型构建与变量说明

#### 1. 模型构建

为深入考察“减证便民”行动的企业价值效应,拟从是否开展“减证便民”行动、开展“减证便民”行动时长以及“减证便民”取消证明事项项数等三个维度,建立以下多期DID模型和固定效应模型(朱光顺等,2020<sup>[22]</sup>;黄晓光等,2021<sup>[23]</sup>):

$$EV_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 ORP_{ct} + \sum_r^n \alpha_{2r} Controls_{citr} + \mu_c + \eta_p + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

$$EV_{cit} = \beta_0 + \beta_1 RP_{ct} + \sum_r^n \beta_{2r} Controls_{citr} + \mu_c + \eta_p + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

$$EV_{cit} = \delta_0 + \delta_1 NRP_{ct} + \sum_r^n \delta_{2r} Controls_{citr} + \mu_c + \eta_p + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (3)$$

其中,被解释变量 $EV$ 为企业价值,用它来测度企业价值。其中,(1)式中核心解释变量 $ORP$ 为该地级市当年是否进行了“减证便民”行动,(2)式中 $RP$ 为某地级市开展“减证便民”行动的时长(年),(3)式中 $NRP$ 为该地级市开展“减证便民”行动取消的证明事项项数。 $Controls$ 则为企业和城市两个层面控制变量的集合。下标 $c,i,t,r$ 分别表示城市、企业、时间以及不同层面的控制变量,同时模型中控制了城市、行业、时间固定效应 $\mu_c, \eta_p, \gamma_t$ 。本文需要关注的政策效应评估参数是核心变量 $ORP, RP$ 和 $NRP$ 的系数 $\alpha_1, \beta_1$ 以及 $\delta_1$ ,若系数显著为正,说明“减证便民”行动的开展显著提升了企业价值。

#### 2. 变量定义

(1)核心解释变量。核心解释变量为上市公司所在城市当年是否开展“减证便民”行动( $ORP$ )、开展“减证便民”行动时长( $RP$ )以及开展“减证便民”行动取消证明事项的项数( $NRP$ )。其中,关于 $ORP$ 的度量标准如下:若地级市人民政府网站中公布的政府工作报告、司法局工作总结或当地官方媒体的新闻报道有关于保留和取消的证明事项清单通知、取消调整的证明和取消证明事项的盖章类材料通知,则该地级市视为开展“减证便民”行动, $ORP$ 赋值为1,否则为0<sup>①</sup>; $RP$ 的度量标准如下:以各地市清理、取消市级证明事项的时间作为其开展“减证便民”行动的起始时间,行动的当年记为1,第二年记为2,依次类推; $NRP$ 的度量标准如下:当年该地级市公布的取消证明事项数目。本文手工收集整理得到的起始时间,做以下处理:由于政策的效果具有滞后性,政策从公布到产生实际影响,

① 本文以各地市清理、取消市级证明事项的时间作为其开展“减证便民”行动的起始时间。

通常需要一定的时间,因此参考相关文献的做法(王贤彬和徐现祥,2008<sup>[24]</sup>;于文超等,2022<sup>[25]</sup>),对于当年6月之前(包括6月)取消的证明事项计入当年的数据,6月之后则计入次年的数据中。

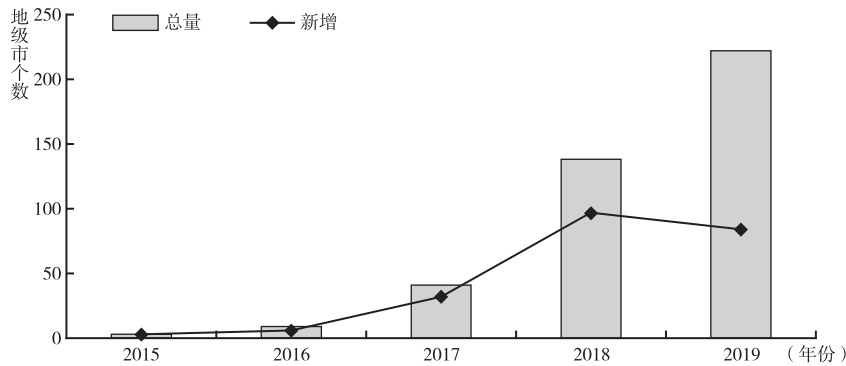


图1 各年份实施“减证便民”行动城市总数和增量

从样本中各年份实施“减证便民”行动城市总数和增量图来看(如图1所示),2015—2020年实施“减证便民”行动城市逐年增加,其中2018年增量达到顶峰,是各地级市积极响应中央《国务院办公厅关于做好证明事项清理工作的通知》精神的重要体现。从“减证便民”行动实施城市时空分布情况来看(如图2所示),东、中、西、东北地区变动趋势较为一致,其中东北逐年增长趋势较为稳定,而实施“减证便民”行动的城市数量,存在着明显的地区梯度,主要在2017—2019年间形成。统计还发现,各地级市开展“减证便民”行动的力度不同,范围不同,时长也不尽同。这是因为,虽然部分证明事项在全国范围内被统一要求取消,但该政策在地方的落实情况各不相同,各地市拥有一定的自由裁量空间,因而不同城市证明事项取消与保留名单并非统一,这恰好为本文开展研究提供了良好的数据基础。

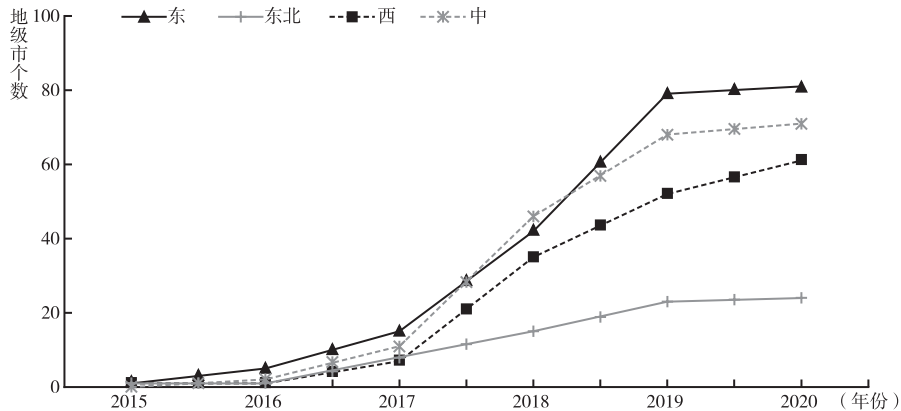


图2 各地区实施“减证便民”行动城市趋势

(2)被解释变量。本文以企业价值作为被解释变量。托宾Q是衡量企业价值(TobinQ)的常用指标(Chung和Pruitt,1994<sup>[26]</sup>;Bai等,2004<sup>[27]</sup>)。本文基准回归用到的托宾Q数据源自CSMAR数据库公司研究中的财务指标分析数据,具体算法是: $TobinQ = \text{公司市场价格} / \text{公司重置成本} = \text{市值} A / \text{资产总额}$ 。其中,市值 $A = A \text{股} \times \text{今收盘价} + \text{境内上市的外资股} B \text{股} \times \text{今收盘价} + (\text{总股数} - \text{人民币普通股} - \text{境内上市的外资股} B \text{股}) \times (\text{所有者权益合计期末值} / \text{实收资本本期期末值}) + \text{负债合计本期期末值}$ <sup>①</sup>。

(3)控制变量。本文选取了企业和城市两个层面的控制变量。企业层面选取企业规模、研发投入比、固定资产比例、收入增长率、资产负债率、政府补助比例等作为控制变量(苏冬蔚,2005<sup>[28]</sup>;何瑛等,2019<sup>[29]</sup>);城市层面则包含经济发展水平、产业结构、财政能力、人口因素、对外开放程度等

① 今收盘价B股当期值为:沪市×CNY\_USD,或深市×HKD\_CNY,将其转化为人民币。

方面的控制变量(詹新宇和王一欢,2020<sup>[1]</sup>;黄晓光等,2021<sup>[23]</sup>)。

具体变量说明如表1所示。

表1 核心变量情况与说明

变量	变量符号	定义
是否开展“减证便民”行动	<i>ORP</i>	若有“减证便民”相关文件,赋值为1,否则为0
开展“减证便民”行动时长	<i>RP</i>	“减证便民”行动持续时间(年)
“减证便民”行动取消项数	<i>NRP</i>	“减证便民”行动取消证明事项的数目
企业价值	<i>TobinQ</i>	市值A/资产总额
企业规模	<i>Size</i>	企业年均资产的自然对数
研发投入	<i>RD</i>	研发投入/营业收入
固定资产比例	<i>Invenint</i>	固定资产/总资产
收入增长率	<i>Growth</i>	当期营业收入增加额/上期营业收入
资产负债率	<i>Debt</i>	总负债/总资产
政府补助比例	<i>GSR</i>	政府补助/营业收入
经济发展水平	<i>LnPGDP</i>	人均GDP对数
产业结构	<i>Second</i>	第二产业增加值/GDP
	<i>Third</i>	第三产业增加值/GDP
财政能力	<i>Stress</i>	一般预算收入/支出
人口因素	<i>Den</i>	人口密度(人/平方千米)
对外开放	<i>Open</i>	利用外资金额/GDP

### 3. 数据说明

城市层面的“减证便民”数据,通过对各市人民政府官网公布的政府工作报告、司法局工作总结、保留和取消的证明事项清单的通知、取消调整的证明和盖章类材料的通知,当地官方媒体等线上资源进行手工搜集整理得到。一般情况下,从人民政府网站关于取消调整的证明和盖章类材料的通知中获取的数据质量较高,详尽列明了具体保留和取消证明事项的名称、用途、开具及索要单位取消方式等信息,对于其他途径获取的数据若只标明实施开始时间和取消调整证明事项的数目,将通过多方比对后保留质量较高、数据可信的数据,最终得到除直辖市、少数民族自治州(盟、旗)及无法获取数据资料的城市外,共234个地级市的样本数据。城市层面的控制变量数据来源于EPS数据库、《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。企业层面选取了2012—2020年A股上市公司作为初始样本,并对以下数据进行剔除处理:(1)金融类上市公司和ST公司;(2)实际税率大于1和小于0的样本、税前利润总额小于0的样本;(3)数据缺失较多的样本。企业层面数据取自CSMAR数据库。本文对连续变量进行了1%和99%水平上的缩尾处理,最后将地级市面板数据与企业面板数据相匹配,得到16422个观测值。主要变量的描述性统计特征如表2所示,从中可以看出,*ORP*的均值为0.3871,标准差为0.4871,表明受到“减证便民”行动影响的上市公司占比为38.71%;*RP*的均值为0.8370,标准差为1.2525;*NRP*的均值为80.0289,标准差为279.1919。说明大部分数值与均值的差异较大,不同企业所处地级市开展“减证便民”行动具有差别化特征。*TobinQ*的均值为2.0181,标准差为1.2549,表明样本期内,上市公司价值存在较大波动。控制变量的值均在合理范围内。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ORP</i>	16422	0.3871	0.4871	0.0000	1.0000
<i>RP</i>	16422	0.8370	1.2525	0.0000	6.0000
<i>NRP</i>	16422	80.0289	279.1919	0.0000	3266.0000
<i>TobinQ</i>	16422	2.0181	1.2549	0.8645	8.3525
<i>Size</i>	16406	22.0812	1.2195	19.8705	25.6538
<i>RD</i>	16406	0.0149	0.0279	0.0000	0.1445
<i>Invenint</i>	16406	0.2160	0.1550	0.0030	0.6946
<i>Growth</i>	16406	0.1910	0.6404	-0.8857	4.4264

续表 2

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Debt</i>	16406	0.2710	0.1843	-0.1947	8.0489
<i>GSR</i>	16406	0.0107	0.0159	0.0000	0.0900
<i>LnPGDP</i>	11203	11.4101	0.5370	10.0470	13.0557
<i>Second</i>	11203	0.4489	0.0816	0.1171	0.8796
<i>Third</i>	11203	0.5040	0.0970	0.1147	0.7924
<i>Stress</i>	11203	0.7380	0.2085	0.2211	1.1046
<i>Den</i>	11203	812.9729	530.9849	80.1642	2633.9510
<i>Open</i>	11203	0.0246	0.0154	0.0005	0.0757

## 四、实证分析

### 1. 基准回归分析

基准回归从是否开展“减证便民”行动、开展“减证便民”行动时长以及“减证便民”行动取消项数三个维度展开,回归结果如表3所示。其中,第(1)和第(2)列的解释变量是当年是否开展“减证便民”行动(*ORP*),第(1)列为加入了企业层面控制变量的结果,第(2)列在第(1)列的基础上加入了地级市层面的控制变量,解释变量回归系数均显著为正,这说明,开展“减证便民”行动显著提升了上市公司的企业价值0.1466个单位;第(3)和第(4)列的解释变量是“减证便民”行动实施时长(*RP*),在第(3)列引入企业层面控制变量、第(4)列加入全部控制变量后,解释变量的回归系数仍显著为正;第(5)和第(6)列的解释变量是“减证便民”行动取消的证明事项数目(*NRP*),同样地,第(5)列为加入企业层面控制变量的结果,第(6)列在第(5)列的基础上加入地级市层面的控制变量,解释变量的回归系数依旧显著为正。得到的回归结果表明,地级市开展“减证便民”行动提升了企业价值,支持了假设H<sub>1</sub>。

表 3

基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>
<i>ORP</i>	0.0854* (0.0435)	0.1466** (0.0739)				
<i>RP</i>			0.1065*** (0.0391)	0.1549** (0.0643)		
<i>NRP</i>					0.0002** (0.0001)	0.0005* (0.0003)
<i>Size</i>	-0.5675*** (0.1039)	-0.7351*** (0.1422)	-0.5674*** (0.1038)	-0.7354*** (0.1422)	-0.4725*** (0.0583)	-0.6106*** (0.0768)
<i>RD</i>	1.6429* (0.9812)	-1.2413 (1.4728)	1.6576* (0.9931)	-1.3002 (1.5058)	1.8632 (1.1485)	-1.8039 (1.4335)
<i>Invenint</i>	-0.9239*** (0.3160)	-1.2441*** (0.4617)	-0.9239*** (0.3162)	-1.2418*** (0.4612)	-0.9663*** (0.3668)	-1.3524** (0.5335)
<i>Growth</i>	0.0002 (0.0024)	-0.0041 (0.0046)	0.0003 (0.0025)	-0.0041 (0.0045)	0.0243 (0.0425)	-0.0726 (0.0879)
<i>Debt</i>	0.7860 (0.5415)	0.5530 (0.7093)	0.7883 (0.5417)	0.5496 (0.7091)	0.3838 (0.3790)	0.4632 (0.4903)
<i>GSR</i>	0.0184 (0.9271)	0.3225 (2.0920)	0.0081 (0.9294)	0.3089 (2.0961)	-2.1369 (1.9600)	-2.1520 (2.8577)
<i>LnPGDP</i>		-0.5232* (0.2812)		-0.5015* (0.2694)		-0.5738* (0.3419)
<i>Second</i>		2.9975** (1.4128)		3.1297** (1.3979)		3.1279** (1.4346)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>
<i>Third</i>		3.7564*** (1.3457)		3.7920*** (1.3509)		3.8868*** (1.3471)
<i>Stress</i>		-0.4421 (0.4433)		-0.4894 (0.4479)		0.0442 (0.5646)
<i>Den</i>		0.0000 (0.0004)		0.0001 (0.0004)		-0.0000 (0.0004)
<i>Open</i>		-3.3208 (2.4994)		-3.0448 (2.5321)		-4.5108* (2.4856)
常数项	14.4078*** (2.2611)	20.4916*** (5.1561)	14.4119*** (2.2599)	20.1157*** (4.9465)	12.6276*** (1.3158)	19.2057*** (4.7009)
城市/时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	16406	11203	16406	11203	16406	11203
R <sup>2</sup>	0.1231	0.1329	0.1234	0.1332	0.1157	0.1188

注:括号中报告的是聚类到城市层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,下同

### 2. 稳健性检验

稳健性检验首先从多时点 DID 模型适用性检验开始,其次是企业价值测量误差、反向因果等引起的内生性检验,再次是可能忽视的极端值、政策时滞和模型误设方面的检验,最后是排除“营改增”、减税降费、行政审批改革等竞争性假说检验。

(1) 针对多时点 DID 的稳健性检验。

1) 平行趋势检验。由于各地级市并非在同一年份实施政策,因而多时点 DID 不适用传统 DID 的平行趋势检验方法,为此,设立以下检验模型(许和连和王海成,2018)<sup>[30]</sup>:

$$EV_{cit} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^9 \sum_{m=-6}^3 \alpha_1 ORP_{ct}^m + \mu_c + \eta_p + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (4)$$

模型(4)中的一系列虚拟变量  $ORP_{ct}^m$  取值规则为:当处理组在实施“减证便民”行动前后的第  $m$  年时,该变量取值为 1;其余年份均赋值为 0。模型(4)控制了城市、行业以及时间固定效应。观察  $ORP_{ct}^m$  与对照组之间是否有显著差异,若在企业所在城市实施“减证便民”行动之前年度不存在显著差异而在实施之后年度出现差异,则说明通过了平行趋势检验。平行趋势检验结果如图 3 所示,实施“减证便民”行动后,实验组与对照组之间出现了显著差异,企业价值在企业所在城市“减证”后表现显著的正向差异,表明多时点 DID 模型是适用的。

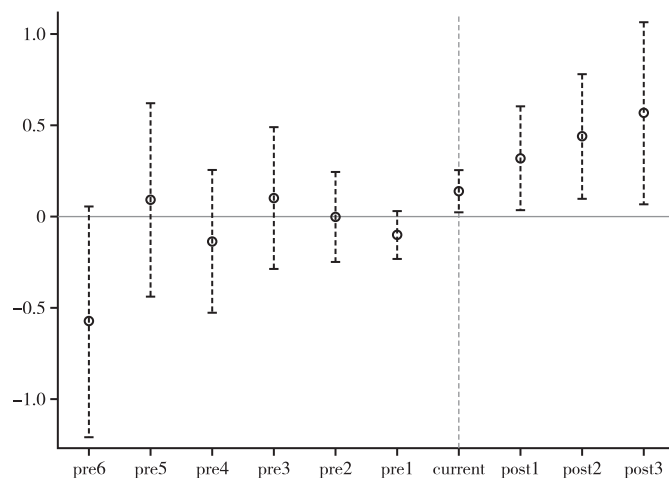


图 3 平行趋势检验结果



2)安慰剂检验。企业价值在样本期内所受到的影响可能是偶然因素的驱动,从而影响基准回归结果的准确性(刘畅等,2020)<sup>[31]</sup>,在此,采用两种方法进行安慰剂检验:一是设定一个虚拟的政策发生年份代替真实的政策发生年份纳入回归,来排除企业价值的提升效应是因为其他偶然因素驱动的(林毅夫等,2020)<sup>[32]</sup>。将“减证便民”行动的前一年和前两年为政策实施时间点。安慰剂检验结果显示<sup>①</sup>,政策发生时间提前一年或者两年的ORP估计系数基本不具备统计显著性,与基准回归结果迥异,说明城市开展“减证便民”行动对企业价值的提升作用是稳健的,并非产生于其他不可观测因素的影响。二是重复500次随机试验构建虚拟政策变量,得到处理组随机匹配到的政策发生时间,这个过程保证了“减证便民”对企业的价值影响是随机的,在获得回归系数和显著性水平后绘制成回归结果系数的核密度图(如图4所示)。其中实线和虚线分别代表了基准回归结果中的回归系数和随机试验得到的回归系数的均值,可以看出500次蒙特卡洛模拟所得的估计系数以0为中心呈现正态分布。未列示的结果显示,所有回归系数的平均p值为0.4774,从而印证了多时点DID模型基准回归结果的稳健性。

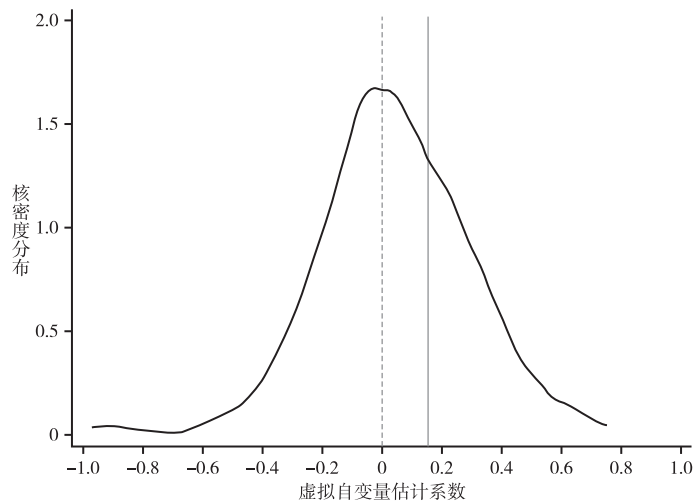


图4 安慰剂检验II

(2)内生性检验。

1)测量误差问题。考虑到可能存在的测量误差问题,分别对核心解释变量和被解释变量的测度方式进行变换。首先,针对核心解释变量“减证便民”的测度问题,为了减小“减证便民”行动时长和“减证便民”行动取消证明事项数目变量的标准差以提高估计效率,并使回归结果更方便分析,分别以“减证便民”行动实施时长加1后取对数(LRP)、“减证便民”取消证明事项数目加1后取对数(LNRP)作为核心解释变量进行稳健性检验,结果不变。其次,针对被解释变量测量误差可能引发的内生性问题,用以下三种计算方法度量托宾Q做稳健性检验<sup>②</sup>: $TobinQ2 = \text{市值}A / (\text{资产总额} - \text{无形资产净额} - \text{商誉净额})$ ;  $TobinQ3 = \text{市值}B / \text{资产总额}$ ;  $TobinQ4 = \text{市值}B / (\text{资产总额} - \text{无形资产净额} - \text{商誉净额})$ 。其中,市值B与市值A的计算方式不同,市值B=(总股本-境内上市的外资股B股)×今收盘价A股当期值+境内上市的外资股B股×今收盘价B股当期值+负债合计本期期末值。将被解释变量替代后的回归结果不变。另外,除了上述企业价值视角的测度,还可以从企业经营状况方面探讨“减证便民”行动的影响。借鉴马双等(2019)<sup>[33]</sup>从企业经营的角度展开的研究,以总资产净利率(ROA)、人均净利润(NP)和人均销售收入(SR)<sup>③</sup>作为被解释变量,分别进行回归,结果

① 限于篇幅,安慰剂检验结果表未列示,备案。  
 ② 数据来自国泰安数据库公司研究中的财务指标分析数据。  
 ③ 由国泰安数据库上市公司财务报表中的营业收入估计得到。

仍然不变,进一步支持了假设  $H_1$ <sup>①</sup>。

2)工具变量法。为防止企业价值情况反过来影响当地政府“减证便民”政策的实施而可能产生反向因果问题,引入工具变量和系统GMM模型进行检验。首先,构造两个工具变量,分别为同一省份其他城市“减证便民”行动实施时长的均值(IV1),以及同一省份其他城市取消证明事项数量均值的对数(IV2)(Evans等,1992<sup>[34]</sup>;毕青苗等,2018<sup>[35]</sup>)。同一省份内地级市之间在政策执行过程中可能存在互相模仿学习、竞争攀比的情况,当省内其他地级市开始执行“减证便民”行动时,该地级市往往也紧锣密鼓地筹备实施,因此同一省份其他城市“减证便民”行动实施时长的均值会影响本地级市的实施时长,同样地,在确定市级层面的证明事项取消与保留名单时,也可能受到省内其他城市清理证明事项的情况影响。但其他城市“减证便民”行动实施时长和取消证明事项的数量不会对本地级市的企业价值产生直接影响,具有外生性<sup>②</sup>。通过以上分析,这两个指标符合工具变量的选取标准。回归结果显示,弱工具变量检验F统计量大于10,说明工具变量不存在弱工具变量问题,工具变量法的回归结果与基准实证结果较为一致。其次,运用内生解释变量的滞后变量作为面板数据模型的工具变量,从而进行系统GMM估计。使用系统GMM方法重新估计回归结果显示,模型在通过AR检验和过度识别检验后,将被解释变量的滞后一期加入模型回归,“减证便民”行动的企业价值效应仍显著为正<sup>③</sup>。

(3)数据处理问题检验。在对基准模型进行以下两个方面的完善后,本文进一步考察基准回归结果是否稳健:其一,遗漏组内自相关可能会对实证分析的结果有所影响,考虑到现实情况中组内样本存在自相关的可能性,将原模型中聚类到城市层面的稳健标准误,更改为省份层面的聚类稳健标准误,回归结果不变。其二,各行业和省内在清理“无谓证明”事项进行的政策探索,可能会随着时间的推移对企业绩效与市场价值产生影响,由于基准模型可能遗漏这部分影响,在回归模型中引入省份、行业和时间趋势的交乘项(张克中等,2021)<sup>[36]</sup>,使行业及地区方面随时间变化的固定效应得以控制,回归结果不变。

(4)排除竞争性假说。样本期内实施的“营改增”改革、减税降费政策和行政审批改革,对企业价值的提升产生了程度不一的影响(谢获宝和李从文,2016<sup>[37]</sup>;马双等,2019<sup>[33]</sup>;吴怡俐等,2021<sup>[10]</sup>)。为此,需要对其进行排除性检验。

首先,从2012年“营改增”开始试点到2016年全面推开的“营改增”改革,有效解决了重复征税问题,为此,本文剔除了2016年之前的样本,以排除“营改增”改革对企业价值带来的冲击。其次,近年来增值税税率的下调和研发费用加计扣除的实施等减税降费政策的陆续开展,使得企业实际税负得以实质性下降,模型中控制了企业实际税负(ETR)的影响<sup>④</sup>。最后,行政审批改革通过在各地设立行政审批中心和缩减审批事项,降低了企业的制度性成本,因此需排除该项改革的影响。回归结果表明,考虑以上三方面的竞争性假说后,原结论依旧稳健<sup>⑤</sup>。

(5)控制营商环境影响。为进一步检验基准回归的稳健性,本文在控制变量里加入“市场化指数”(Market)。衡量中国企业外部经营环境状况的研究,主要使用市场化指数(樊纲等,2001)<sup>[39]</sup>。该指数评价了中国30个省份(除港澳台和西藏)从计划经济向市场经济过渡的体制改革进程,包括五个方面评价指标:政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织发育和法律制度环境,使用相对指数衡量中国企业经营环境,结果仍然不变。

① 限于篇幅,测量误差检验结果表未列示,备索。

② 考虑到可能会存在上市公司的母公司和子公司不在同一城市的情况,因而企业财务数据类型未使用合并报表,而使用母公司报表。

③ 限于篇幅,工具变量结果表未列示,备索。

④ 参照詹新宇等(2020)<sup>[38]</sup>的研究,企业实际税负  $ETR=(\text{所得税费用}-\text{递延所得税费用})/\text{税前会计利润}$ 。

⑤ 限于篇幅,此处三个稳健性检验结果表未列示,备索。

## 五、进一步分析

### 1. 影响机制分析

上述实证分析已表明,“减证便民”行动有助于提升企业价值。这一政策不仅为企业显著节约了人力、物力、财力成本,还调动了企业投资积极性,从而有效提升了企业的价值。按照理论分析框架,本部分进一步分析“减证便民”行动是否通过降低制度性交易成本、实际税费负担和增加企业新增投资路径提升了企业价值。

用企业管理费用(*Cost*)和企业交易费用(*Tcost*)<sup>①</sup>作为制度性成本的代理变量(王璐等,2020<sup>[40]</sup>;夏杰长和刘诚,2017<sup>[41]</sup>),其中企业交易费用(*Tcost*)以企业当期销售费用、管理费用和财务费用之和与总资产比值表示。回归结果如表4第(1)和第(2)列所示,两种指标度量的制度性成本都随着“减证便民”行动的开展而得以显著降低,支持了假设H<sub>2</sub>。

实际税费负担(*Burden*)参考詹新宇等(2020)<sup>[38]</sup>的做法,用支付的各项税费减去收到的税费返还后比上营业收入求得。如表4第(3)列所示,“减证便民”行动降低了企业实际税费负担,为企业产生改革红利,支持了假设H<sub>3</sub>。

参考胡刘芬(2022)<sup>[41]</sup>构建的企业新增投资(*Invest*)指标衡量企业投资积极性<sup>②</sup>。如表4第(4)列所示,“减证便民”行动显著激励了企业新增投资。可见,随着“减证便民”行动的持续推进,地方政府在构建安全、方便、高效营商环境上的努力,有效刺激了企业投资,支持了假设H<sub>4</sub>。

表4 影响机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	制度性交易成本		<i>Burden</i>	<i>Invest</i>
	<i>Cost</i>	<i>Tcost</i>		
<i>RP</i>	-0.0383*** (0.0078)	-0.0016** (0.0007)	-0.0020*** (0.0007)	0.0102* (0.0055)
常数项	2.2181*** (0.6324)	0.1844*** (0.0515)	1.3228 (0.9012)	1.1020*** (0.2199)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市/时间/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	11203	11203	11203	11203
R <sup>2</sup>	0.7837	0.2644	0.3388	0.0737

### 2. 异质性分析

(1)不同类型企业异质性分析。从企业层面来看,存在着不同股权性质、不同经营规模、不同技术水平等类别的企业,“减证便民”行动对这些不同类别企业的价值效应可能存在差异,本文从三个方面对不同类型企业进行异质性分析。

首先,分析不同股权性质企业受到“减证便民”行动影响差异。回归结果如表5第(1)~(4)列所示,“减证便民”对国有企业价值的影响不显著,而对非国有企业价值影响则一直非常显著。究其原因,一方面,可能与两类企业的经营目标异质性有关,上市公司中的国有企业,其生产经营目的不完全是利润最大化,因为它们还承担了政府部门所关心的税收、就业、产业转型等多重目标(Lin等,1998<sup>[42]</sup>;夏立军和方轶强,2005<sup>[43]</sup>);另一方面,国有企业与当地政府之间的政企关系往往更为紧密,因而国有企业在办理各项证明和申请手续时,可能更为便利,因而“减证便民”行动给它们带

① 考虑到数据的不可得性,本文在此采用这一指标观察其大致变化(王永进和冯笑,2018)<sup>[2]</sup>。

② 企业新增投资指标等于现金流量表中“购建固定资产、无形资产及其他长期资产支付的现金”减“处置固定资产、无形资产及其他长期资产收回的现金”之差与其期初总资产的比值。

来的改革红利效应较为有限<sup>①</sup>。

其次,分析不同经营规模企业受到“减证便民”行动影响差异。将企业的员工人数在中位数以上的划分为规模大的样本,中位数以下的则划为规模小的样本<sup>②</sup>。回归结果如表5第(5)~(8)列所示,“减证便民”更能显著提升规模小的上市公司的企业价值,且存在持续影响。这可能是因为,相较于规模较大的企业,中小企业社会影响较弱,存在着政治、社会、经济资源的利用与整合能力较差等客观约束,而“减证便民”行动则显著降低了它们的制度性交易成本,从而对它们企业价值的提升效应更大。

表5 异质性分析 I

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国有		非国有		企业规模大		企业规模小	
	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>
<i>ORP</i>	-0.0585 (0.0647)		0.2222** (0.0894)		0.1553* (0.0877)		0.2723** (0.1242)	
<i>RP</i>		0.0301 (0.0554)		0.2181** (0.0862)		0.1393 (0.0850)		0.2937** (0.1141)
常数项	11.3049*** (3.8807)	11.2193*** (3.7437)	27.9697*** (8.2115)	27.5006*** (7.9420)	14.1617 (9.0274)	13.9707 (8.9114)	26.5320** (10.5724)	25.2925** (10.2685)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市/时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3609	3609	7594	7594	6738	6738	4465	4465
R <sup>2</sup>	0.2674	0.2674	0.1269	0.1274	0.0837	0.0840	0.2214	0.2225

最后,分析不同技术水平企业受到“减证便民”行动影响差异。中国在科技水平和附加值较高的高端制造业上,还存在着明显的短板,而高端制造业实现科技进步的周期是漫长的,欲在国际市场上增强其竞争力,布局国家长远发展战略,需要各级政府部门在政策方面的支持和倾斜。从事实上看,大部分地级市开展“减证便民”行动时,也对高端制造业给予了支持和倾斜。以内江市为例,其专门取消了企业开发新技术、新产品、新工艺发生的研究开发费用加计扣除所需的研发项目立项文件、复印件等证明材料。这种政策上的支持与倾斜,能否体现在高技术水平上市公司的企业价值上呢?为此,参照叶祥松和刘敬(2020)<sup>[45]</sup>、傅元海等(2016)<sup>[46]</sup>以经济合作与发展组织(OECD)按照技术水平划分高端和中低端制造业类别的方法,对样本进行了分组回归。回归结果如表6所示,高端制造业上市公司的企业价值受到“减证便民”行动的影响显著为正,这类企业在“减证便民”行动中享受到的改革红利,显化到了它们的企业价值层面。

表6 异质性分析 II

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高端			中低端		
	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>
<i>ORP</i>	0.1875* (0.1103)			-0.0226 (0.0661)		
<i>RP</i>		0.1763* (0.0954)			0.0003 (0.0433)	

① 限于篇幅,此处未报告*NRP*结果,作者备案。

② 本文还参考李林木等(2020)<sup>[44]</sup>的做法,将企业总资产在中位数以上的上市公司划分为企业规模大的样本,中位数以下作为企业规模小的样本进行分组回归,得到的结果一致。

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高端			中低端		
	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ
NRP			0.0002* (0.0001)			0.0001 (0.0001)
常数项	60.9921*** (21.5213)	60.2046*** (21.1246)	65.4560*** (18.6628)	8.8717 (6.7154)	8.8325 (6.7287)	9.8999 (7.0569)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市/时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6127	6127	6127	2841	2841	2841
R <sup>2</sup>	0.0969	0.0972	0.1188	0.2776	0.2776	0.0997

(2)证明事项异质性分析。前文已验证了“减证便民”能够显著提高企业价值,但对“减证便民”政策的讨论还较为笼统,为此,按照前文理论假设部分的分析框架,依据对涉事企业影响领域的不同,将“减证便民”行动细分为“便企”“惠企”“育企”三类,进一步探讨其异质性。

采用地级市证明事项的细分数据来探究取消不同用途证明事项的项数(NRP)对企业价值的影响。通过手工搜集地级市证明事项取消清单,得到各市具体取消证明事项的名称、证明事项用途、开具单位等信息,并将证明事项按取消后对企业价值的预期成效将其分成“便企”“惠企”“育企”三类:若取消的证明事项可以让企业少跑腿,为企业减少人力、时间等成本浪费,则起到了“便企”的作用;若取消证明事项更利于企业享受补贴、奖励以及各项“减税降费”政策的落地,则起到了“惠企”之效;若取消的证明事项是用于企业开办、生产许可等方面,则取消这类证明事项起到了“育企”的作用<sup>①</sup>。回归结果如表 7 所示,“便企”“惠企”方面的“减证便民”行动,对企业价值的提升作用显著为正,但是“育企”方面的“减证便民”行动,对企业价值的提升作用却不显著。

表 7 异质性分析 III

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	便企		惠企		育企	
	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ	TobinQ
NRP	0.0327*** (0.0054)	0.0123* (0.0070)	0.0094** (0.0047)	0.0135** (0.0059)	0.0037 (0.0042)	0.0039 (0.0047)
常数项	2.6113*** (0.5505)	54.7333*** (7.3249)	2.0737*** (0.5549)	17.1064*** (5.4568)	2.1308*** (0.5573)	16.8775*** (5.2797)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
城市/时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9635	8532	9635	8444	9635	8444
R <sup>2</sup>	0.0616	0.1767	0.1126	0.1995	0.1129	0.1997

(3)“减证便民”程度异质性分析。不同执行程度的“减证便民”行动,其对企业价值的影响也随着“减证便民”行动的持续开展存在差异。已有部分城市将其进一步推进到打造“无证明城市”阶段,所谓“无证明城市”,是指在全市范围内,群众和企业去政府机关、公共事业单位、服务机构办事,无需提交需要自己跑腿去开具的证明材料。以正在打造“无证明城市”的浙江省金华市为例,该市明确提出,政府机关、公共事业单位、服务机构不得要求群众和企业提供由第三方权威部门出

<sup>①</sup> 第一,取消证明事项带来的“便企”效果,体现在优化简化政务服务事项的方方面面,例如湖北省企业“办理《食品生产许可证》信息变更”不再需要出具委托加工协议公证书。第二,云南省对企业申请认定高新技术企业所需的证明材料进行清理,让企业更便利、及时地认定为高新技术企业而受惠,起到了“惠企”之效。第三,四川省在道路旅客运输企业设立分公司上清理了土地、房屋合法证明,湖北省取消了企业投标、上市、资产重组时所需的安全生产无事故证明等,较好地发挥了“育企”作用。

具的任何形式的证明材料。由此可见,“无证明城市”是“减证便民”行动的升级版。那么,它在提升企业价值方面,与一般性的“减证便民”行动城市有无显著的差异呢?

为此,本文从是否打造“无证明城市”(NPCITY1)以及打造“无证明城市”时长(NPCITY2)两个维度考察其对企业价值的影响。由于浙江省有超过半数的城市打造了“无证明城市”,而其他省份极少有城市打造“无证明城市”,为此,仅就浙江省样本单独进行回归。回归结果如表8所示,与一般性的“减证便民”行动城市相比,打造“无证明城市”并未给企业价值带来显著影响。

表8 异质性分析IV

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>	<i>TobinQ</i>
NPCITY1	0.1523 (0.1336)	0.0246 (0.1132)		
NPCITY2			0.1319 (0.0776)	-0.1281 (0.1385)
常数项	1.4440*** (0.1098)	47.8791** (14.4580)	1.7425*** (0.1328)	7.0955 (17.2879)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
城市/时间/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1092	826	1092	826
R <sup>2</sup>	0.4125	0.5000	0.3322	0.3996

证明事项本是政府部门对企业经营活动进行管制、弥补市场失灵的一种管理方式,“减证便民”行动的初衷也是旨在取消各类奇葩证明、无谓证明,并不是简单地一减了之。然而,目前部分地区正在试点的“无证明城市”,虽然在精减证明事项的力度和范围上更进了一步,但在“减证不减责”和相关配套措施完善上,还有改进空间。当申请人不再需要到市级相关单位开具证明时,直接取消、网上开具、部门核验、告知承诺等替代方式是否能落实到位?企业是否知悉变更后的办事步骤、网上办事渠道是否通畅可行?这些配套措施都需要及时更进,它对相关政府部门的职责要求,也相应变得更高了。因此,当各项配套措施尚未完全跟上时,简单地一减了之只会适得其反。

## 六、结论与启示

### 1. 研究结论

“减证便民”行动是近年来各地区持续推进“放管服”改革的重要举措。本文手工搜集了各地级市2015—2020年取消证明事项数据,分析了“减证便民”行动对企业价值的影响效应,并从企业的制度性交易成本、实际税费负担、投资积极性方面分析了“减证便民”影响企业价值的机制。进一步地,从不同类别企业受到“减证便民”行动影响是否有异,以及不同类型、程度的“减证便民”行动对企业价值的影响三个方面深度挖掘了“减证便民”行动对企业价值的异质性影响。研究发现:(1)“减证便民”行动显著提升了企业价值,该结论经过多种稳健性检验后依然成立。(2)“减证便民”行动通过降低企业制度性交易成本、实际税费负担以及提高投资积极性以提升企业价值。(3)“减证便民”对非国企、小规模上市企业以及高端制造业企业的价值提升效应更强;“便企”“惠企”类别的“减证便民”行动显著提升了企业价值,但“育企”类别的“减证便民”行动并未提升企业价值;“无证明城市”作为“减证便民”行动的升级版,并未提升企业价值。

### 2. 政策建议

一是持续推进“减证便民”行动,进一步巩固“放管服”改革成果。首先,加强政府部门之间的信息共享,借助“互联网+政务服务”平台,减少部门之间的信息壁垒,最大限度地削减不合理、不合法的证明文件。其次,健全督查问责机制,对各种屡禁不止的“奇葩证明”和“无谓证明”,应严格落

实责任追究制,确保“减证便民”行动落到实处,真正实现便民利企。最后,“减证便民”政策要继续发挥“便企”之效、兼顾发挥对大企业及中小微企业的“惠企”作用、惠及处于起步阶段的新兴企业,进一步强化“减证便民”的“育企”效果,避免市场主体受困于冗杂的“无谓证明”材料而增加各种成本、贻误市场机遇。

二是“减证便民”行动不应只关注减,更应重视怎么减的问题。相关部门索要证明是为了通过可靠的材料以判断人或事物的真实性,但对于能通过线上、部门内、部门间审核处理的,能被已有的材料替代的证明应该予以清理,减少企业的时间成本和经济成本。对于普遍符合人们基本认知及自然规律、涉及个人主观评价等事项应当免除举证责任。此外,从“减证便民”行动对企业价值提升作用的异质性分析可知,下一步还应有针对性地对中低端制造业、针对“育企”领域开展一些专项“减证便民”行动。

三是为防止清理证明事项举证无能情况的发生,还应重视减之后怎么办的问题,避免落入一放就乱、一管就死的怪圈。大刀阔斧清理证明事项并不意味着一劳永逸,规范化相应的办事条件和标准,尤其是受益性行政行为更应防范审核把关的疏漏。只有在合规情况下,对企业的支持、惠民惠企的措施才不会影响市场公平,引导市场健康发展。因此,各地级市在打造“无证明城市”时,要注意到公平公正且稳定的市场环境亦是营造良好营商环境所必备的,提供高效的政务服务并不等同于政府管理的缺位,以科学的证明标准和证明责任守好“减证便民”行动后的重要关隘。

### 3. 研究展望

本文主要研究了“减证便民”对企业价值的影响,企业作为市场的重要主体,如何有效发挥为政府对企业行为的促进作用,从而持续释放经济活力,是具有现实意义的重要问题。当然,仅从制度改革角度考虑难以全面、充分地应对该问题。吴怡俐等(2021)<sup>[10]</sup>研究增值税“留抵退税”改革对企业价值的影响机制给了本文启发,下一步的研究可以考虑分析制度性改革措施和其他政策配套使用,形成“政策组合拳”对提升企业价值的影响效应,例如制度性改革和财政政策、货币政策联动,能否对企业价值的提升产生“1+1>2”的效果,这是一个值得关注的研究方向。

### 参考文献

- [1]詹新宇,王一欢.行政审批改革与企业全要素生产率——基于行政审批中心设立的准自然实验[J].广州:中山大学学报(社会科学版),2020,(5):195-207.
- [2]王永进,冯笑.行政审批制度改革与企业创新[J].北京:中国工业经济,2018,(2):24-42.
- [3]黄细嘉,宋佳星,李茫茫.审批制度改革与企业创新绩效——基于行政审批中心成立的准自然实验[J].南昌:江西社会科学,2023,(2):65-78.
- [4]夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].北京:管理世界,2017,(4):47-59.
- [5]袁月,孙光国,张焰朝.行政审批制度改革缓解企业融资约束了吗?——来自我国地级行政审批中心设立的经验证据[J].重庆:改革,2023,(5):138-155.
- [6]张红凤,何旭,魏淑影.行政审批制度改革对企业利润率的影响——基于准自然实验的研究[J].重庆:改革,2021,(5):118-133.
- [7]Fisman, R., and Y. Wang. "The Mortality Cost of Political Connections"[J]. The Review of Economic Studies, 2015, 82, (4): 1346-1382.
- [8]申慧慧,于鹏,吴联生.国有股权、环境不确定性与投资效率[J].北京:经济研究,2012,(7):113-126.
- [9]Miller, M.H., and F. Modigliani. Dividend Policy, Growth, and The Valuation of Shares[J]. The Journal of Business, 1961, 34, (4): 411-433.
- [10]吴怡俐,吕长江,倪晨凯.增值税的税收中性、企业投资和企业价值——基于“留抵退税”改革的研究[J].北京:管理世界,2021,(8):180-194.
- [11]唐荣,顾乃华.竞争兼容性政策、制度环境差异与企业价值链升级[J].北京:经济与管理研究,2021,(2):12-27.
- [12]郭小年,邵宜航.行政审批制度改革与企业生产率分布演变[J].北京:财贸经济,2019,(10):142-160.

- [13] Coase, R.H. The Nature of The Firm[J]. *Economica*, 1937, 4, (16): 386-405.
- [14] 曹越, 彭可人, 郭天泉. 增值税税率调整对企业创新的影响研究[J]. 北京: 中国软科学, 2023, (2): 214-224.
- [15] Dixit, A. K. The Making of Economic Policy: A Transaction-Cost Politics Perspective [J]. *Journal of Policy Analysis & Management*, 1998, 17, (1): 116-120.
- [16] 张敏, 叶慧芬, 童丽静. 财政分权、企业税负与税收政策有效性[J]. 北京: 经济学动态, 2015, (1): 42-54.
- [17] 苏坤. 国有金字塔层级对公司风险承担的影响——基于政府控制级别差异的分析[J]. 北京: 中国工业经济, 2016, (6): 127-143.
- [18] 赵勇, 马珍妙. 营商环境对企业长期投资决策的影响——基于上市公司的面板数据分析[J]. 重庆: 改革, 2023, (9): 110-128.
- [19] 陈艳. 宏观经济环境、投资机会与公司投资效率[J]. 北京: 宏观经济研究, 2013, (8): 66-72, 99.
- [20] Stigler, G.J. The Theory of Economic Regulation[J]. *Bell Journal of Economics*, 1971, 2, (1): 3-21.
- [21] 郭飞, 马睿, 谢香兵. 产业政策、营商环境与企业脱虚向实——基于国家五年规划的经验证据[J]. 上海: 财经研究, 2022, (2): 33-46, 62.
- [22] 朱光顺, 张莉, 徐现祥. 行政审批改革与经济发展质量[J]. 北京: 经济学(季刊), 2020, (3): 1059-1080.
- [23] 黄晓光, 李胜兰, 黎天元. 行政事业性收费改革与地区企业经营效益[J]. 北京: 财政研究, 2021, (5): 85-101.
- [24] 王贤彬, 徐现祥. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据[J]. 北京: 管理世界, 2008, (3): 16-26.
- [25] 于文超, 高楠, 龚强. 政贵有恒: 经济政策不确定性对企业非生产性支出的影响[J]. 北京: 经济学(季刊), 2022, (2): 425-444.
- [26] Chung, K.H., and S.W. Pruitt. A Simple Approximation of Tobin's Q[J]. *Financial Management*, 1994, 23, (3): 70-74.
- [27] Bai, C.E., Q. Liu, and J. Lu, et al. Corporate Governance and Market Valuation in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32, (4): 599-616.
- [28] 苏冬蔚. 多元化经营与企业价值: 我国上市公司多元化溢价的实证分析[J]. 北京: 经济学(季刊), 2005, (S1): 135-158.
- [29] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (9): 155-173.
- [30] 许和连, 王海成. 简政放权改革会改善企业出口绩效吗? ——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验[J]. 北京: 经济研究, 2018, (3): 157-170.
- [31] 刘畅, 曹光宇, 马光荣. 地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?[J]. 北京: 经济研究, 2020, (3): 50-64.
- [32] 林毅夫, 沈艳, 孙昂. 中国政府消费券政策的经济效应[J]. 北京: 经济研究, 2020, (7): 4-20.
- [33] 马双, 吴夕, 卢斌. 政府减税、企业税负与企业活力研究——来自增值税转型改革的证据[J]. 北京: 经济学(季刊), 2019, (2): 483-504.
- [34] Evans, W., W. Oates, and R. Schwab. Measuring Peer Group Effects: A Study of Teenage Behavior[J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100, (5): 966-991.
- [35] 毕青苗, 陈希路, 徐现祥, 李书娟. 行政审批改革与企业进入[J]. 北京: 经济研究, 2018, (2): 140-155.
- [36] 张克中, 何凡, 黄永颖, 崔小勇. 税收优惠、租金分享与公司内部收入不平等[J]. 北京: 经济研究, 2021, (6): 110-126.
- [37] 谢获宝, 李从文. “营改增”对企业税负水平与公司价值的影响研究[J]. 深圳: 证券市场导报, 2016, (10): 35-41.
- [38] 詹新宇, 刘文彬, 李文健. 地方经济增长目标管理与企业实际税负[J]. 北京: 财政研究, 2020, (11): 84-100.
- [39] 樊纲, 王小鲁, 张立文. 中国各地区市场化进程2000年报告[J]. 北京: 国家行政学院学报, 2001, (3): 17-27.
- [40] 王璐, 吴群峰, 罗颀. 市场壁垒、行政审批与企业价格加成[J]. 北京: 中国工业经济, 2020, (6): 100-117.
- [41] 胡刘芬. 企业投资为何会“随波逐流”? ——基于宏观经济政策不确定性影响的视角[J]. 天津: 南开管理评论, 2022, (1): 21-30.
- [42] Lin, C., L.Y. Li, F. Cai, and Z. Li. Competition, Policy Burdens, and State-Owned Enterprise Reform [J]. *American Economic Review*, 1998, 88, (2): 422-327.
- [43] 夏立军, 方轶强. 政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据[J]. 北京: 经济研究, 2005, (5): 40-51.
- [44] 李林木, 于海峰, 汪冲, 付宇. 赏罚机制、税收遵从与企业绩效——基于纳税信用管理制度的研究[J]. 北京: 经济研究, 2020, (6): 89-104.
- [45] 叶祥松, 刘敬. 政府支持与市场化程度对制造业科技进步的影响[J]. 北京: 经济研究, 2020, (5): 83-98.
- [46] 傅元海, 叶祥松, 王展祥. 制造业结构变迁与经济增长效率提高[J]. 北京: 经济研究, 2016, (8): 86-100.



## Greatness in Simplicity: Has the Cut Certification to Create Convenience Improved Enterprise Value?

ZHAN Xin-yu<sup>1</sup>, WANG Rong-rong<sup>2</sup>, LIANG Lan-xin<sup>1</sup>

(1.School of Economics, Beijing Technology and Business University, Beijing, 100048, China;

2.School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China)

**Abstract:** The institutional environment, as an institutional and systemic arrangement for development, plays a pivotal role for micro-entrepreneurs such as enterprises. In recent years, the in-depth action of “Cut Certification to Create Convenience” is an important initiative of government departments at all levels to continuously promote the reform of releasing management and serving the public, and assessing its role in enhancing the value of enterprises is conducive to expanding the synergistic policy tools for stimulating market vitality and enhancing economic resilience. In this paper, we manually collect data on the abolition of certificates in each prefecture-level city from 2015 to 2020, establish a multi-temporal DID model and a fixed-effects model, and study the impact of the “Cut Certification to Create Convenience” initiative on enterprise value.

The findings are as follows: “Cut Certification to Create Convenience” significantly increases enterprise value, and this conclusion still holds after various robustness tests; “Cut Certification to Create Convenience” increases enterprise value by lowering the systematic transaction costs, the actual burden of taxes and fees on enterprises, and increasing the incentives to invest. The heterogeneity analysis shows that the value-enhancing effect of “Cut Certification to Create Convenience” is stronger for non-SOEs, small-sized listed firms, and high-end manufacturing firms; the “facilitating” and “benefiting” categories of “Cut Certification to Create Convenience” are more important than the “facilitating” and “benefiting” categories of “facilitating the people”. The value of enterprises in the “enterprise-friendly” is significantly increased by the “Cut Certification to Create Convenience” actions, but not in the “nurturing enterprises” category. “Cities without certificates”, an upgraded version of the “Cut Certification to Create Convenience” initiative, did not increase enterprise value.

In terms of policy, the first step is to continue to promote the “Cut Certification to Create Convenience” initiative and further consolidate the results of the “Cut Certification to Create Convenience” reform. Information sharing among government departments will be strengthened, information barriers between departments will be reduced, and unreasonable and illegal supporting documents will be cut to the maximum extent possible; a sound mechanism for supervision and accountability will be established, and a system of accountability will be strictly implemented to ensure that the “Cut Certification to Create Convenience” initiative is put into practice, and that it is truly convenient for the public and beneficial to enterprises. Second, the burden of proof should be waived for matters that are generally consistent with people’s basic perceptions and the laws of nature, and that involve individual subjective evaluations. There should also be a targeted approach to the medium- and low-end manufacturing industries, as well as a number of special “Cut Certification to Create Convenience” initiatives in the area of “enterprise development”. Finally, to guide the healthy development of the market and provide efficient government management, scientific standards of proof and the burden of proof should be used to guard the important passes after the “Cut Certification to Create Convenience” initiative.

The possible marginal contributions of this paper are as follows: first, this paper complements the literature on institutional and policy externalities from the perspective of “Cut Certification to Create Convenience”. Second, although the “Cut Certification to Create Convenience” initiative has been implemented for many years, there are very few studies on its policy effects, and this paper provides new empirical evidence to empirically test the policy effects of the “Cut Certification to Create Convenience” initiative. Lastly, this paper explores the effect of the “Cut Certification to Create Convenience” initiative on enterprise value enhancement and its underlying mechanism from the more policy-driven factors such as the institutional transaction costs and actual tax burden of enterprises, and the incentives for enterprises to make new investments.

**Key Words:** cut certification to create convenience; enterprise value; institutional transaction costs; effective tax burden; new investment by enterprises

**JEL Classification:** D22, L10, O43

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2024.04.010

(责任编辑: 闫梅)