

DOI: 10.19361/j.er.2019.04.03

行政审批制度改革 如何缓解企业规模分布扭曲?

张天华 陈博潮 刘宜坤*

摘要: 企业规模分布变异是经济运行扭曲的重要表现,其分布状态变动是观测行政审批制度改革效果的重要视角。本文以2001年前后的行政审批中心大范围设立作为自然实验,考察行政审批制度改革对企业规模分布的影响。研究发现,在中国企业规模分布帕累托指数普遍偏低的情况下,行政审批制度改革显著提高了企业规模分布帕累托指数,缓解了经济扭曲。但这一影响在不同区域存在较大差异,东西部地区存在显著的优化效应,中部地区的影响并不显著。机制研究表明,行政审批中心的设立一方面通过降低市场准入门槛和改善营商环境,促进了中小企业进入市场;另一方面普遍降低企业的制度性交易成本,且相较于大企业,中小企业获得的“降成本红利”更为明显,从而使企业规模分布的扭曲得以改善。

关键词: 行政审批制度改革;企业规模分布;帕累托指数

一、引言

企业规模分布是诊断经济发展健康程度的重要表现,分布异常往往预示着经济存在扭曲。关于企业增长的吉布莱特法则表明,在无扭曲的经济环境下,企业的成长速度独立于企业规模(Gibrat, 1931)。理论研究显示,如果企业演化遵从吉布莱特法则,那么企业规模服从稳定的对数正态分布。后续一系列研究围绕着企业分布是否符合吉布莱特法则所决定的对数正态分布展开检验(Mansfield, 1961),这些研究发现,企业规模分布服从被称为帕累托分布的特殊对数正态分布。进一步的研究表明,企业规模不仅服从帕累托分布,且幂指数为1(Zipf, 1949)。此后,大量文献开始着重于对企业规模分布的理想状态——齐夫定律的考察和验证。Axtell(2001)利用美国企业的不同规模指标进行的研究发现,美国企业规模分布服从齐夫定律;Fujiwara等(2004)利用欧洲国家的企业数据,分别以总资产、销售额、工人数指标度量企业规模,发现企业规模分布均服从齐夫定律;Luttmer(2007)利用2002年美国统计

* 张天华,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:zhangth1985@gmail.com;陈博潮,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:769594734@qq.com;刘宜坤,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:1468981765@qq.com。

本文为国家自然科学基金项目“中国劳动收入份额决定的微观机制:基于转型背景和企业要素收入分配视角的理论和实证研究”(项目批准号:71473089)、广东省自然科学基金项目“交通基础设施建设对企业资源配置效率影响研究”(项目批准号:2017A030313445)的阶段性研究成果。作者感谢匿名评审专家富有建设性的修改建议,当然,文责自负。

局的数据,计算出企业规模分布的齐夫系数为 1.06;Gabaix 和 Landier(2008)利用 2004 年美国 500 强企业数据,进一步证实美国大企业规模分布服从齐夫定律,且齐夫系数为 1.01。企业规模分布服从齐夫定律,在西方学界已成共识,Axtell(2001)指出,“齐夫定律是任何经验上准确的企业理论所必须符合的标准”。由此,企业规模分布是否服从标准的齐夫定律,成为大量研究考察经济是否存在扭曲的重要基准(方明月、聂辉华,2010;盛斌、毛其淋,2015;Garicano et al.,2016)。

与此形成鲜明对比的是,针对中国企业规模分布特征的检验却发现,中国企业规模分布偏离了齐夫定律。方明月和聂辉华(2010)首次发现中国企业规模分布偏离齐夫法则的特征事实,杨其静等(2010)进一步提供了省际层面的证据支持。齐夫定律在中国市场上的失灵现象引起国内学者的关注。杨其静等(2010)指出,企业规模分布扭曲问题的根源在于中国特殊的经济转轨背景,虽然受市场成熟度不足和分级行政制度的影响,各省经济的健康程度不尽相同,但均出现企业规模分布扭曲的现象。孙学敏和王杰(2014)也指出,环境规制等外生政策变量带来的企业竞争力变化会导致企业规模分布状态的改变,而分布状态改变是经济环境发生变化的重要征象。中国转轨经济下企业规模分布的扭曲客观存在且揭示出中国经济运行的隐患,被中国后续有关企业规模分布的研究所普遍认可(刘斌等,2015;盛斌、毛其淋,2015)。

在此背景下,大量研究开始集中探索中国企业规模分布偏离齐夫定律的原因。早期研究发现,国有企业比重、城市化水平和开放程度的提高以及政府财政支出比例的扩大会使得企业规模分布更加偏离齐夫定律,政府基建投资的扩大、市场化程度的提升则会产生相反的作用(杨其静等,2010)。后续研究则分别从“特征企业群体”、“经济环境背景”和“独具中国特色的政府行为”三个不同的角度切入,深入考察国有企业进入壁垒(方明月、聂辉华,2010)、金融市场的融资约束(刘斌等,2015)、环境规制(孙学敏、王杰,2014)、资源错置以及贸易自由化(盛斌、毛其淋,2015)等因素对企业规模分布的影响。

厘清政企关系以减轻经济中存在的扭曲,一直是中国经济体制改革的重要目标。1994 年建立社会主义市场经济体制后,中国政府不断进行着以弱化审批监管和为企业松绑为目标的行政审批制度改革。设立行政审批中心之后,具有审批权限的部门集中办公,企业成立、投资及纳税等事项能够实现“一站式”办理,不仅可以加强部门间协作,而且简化审批流程、节约审批时间,是制度改革的重要举措之一。2001 年,国务院行政审批制度改革工作领导小组正式成立,行政审批中心在全国范围内设立。改革的成效非常明显,《2019 年全球营商环境报告》显示,在 190 个主要经济体中,中国营商便利度跃居第 46 位^①,相比上一年提升了 32 位。

作为经济改革的重要组成部分,行政审批制度改革的经济效应引起了大量研究者的关注(夏杰长、刘诚,2017;毕青苗等,2018;冯笑等,2018)。行政审批中心的设立会对中国经济产生哪些影响?是否达到了减轻经济扭曲的制度设计初衷?虽然有大量研究考察政府行为与经济运行之间的关系,但鲜有文献从企业规模分布视角分析经济所受到的影响。企业成长理论表明,在没有外部干扰的情况下,企业规模分布应该服从齐夫定律。基于这一理论视

^①《2019 年全球营商环境报告》把上海和北京作为样本城市,其中上海权重为 55%,北京为 45%。报告来源参见:<http://chinese.doingbusiness.org/zh/reports/global-reports/doing-business-2019>。

角,本文引入企业规模分布作为观测经济扭曲的指标,识别行政审批制度改革对经济扭曲是否具有改善作用。事实上,企业规模分布是衡量经济发展状况的重要指标,同时也是连接微观经济主体运行和宏观经济绩效的桥梁。因此,从企业规模分布视角识别行政审批中心设立的经济效应,能够更为深刻地认识简政放权对经济运行产生的影响。

二、理论与影响机制

在中国传统的行政审批制度下,将相关材料报送政府审批是企业入市经营前必不可少的一环。但是,漫长审批流程下的等待、部门间地理距离带来的奔波以及审批流程不够透明都对企业进入市场形成阻碍。尤其对于新兴企业而言,入市期有限的自有资金和稀缺的融资渠道给企业带来巨大的资金压力。因此,繁琐的审批流程给中小企业带来的人力和时间成本损耗会严重制约企业发展,显著提升中小企业的市场进入壁垒。相比之下,在市场上已有相当根基、具备一定政治关联的大企业往往能够凭借岗位细化分工和审批经验节约审批时间,通过社会关系减免审批流程。作为促进行政审批制度改革深化的重要平台,行政审批中心通过集合有审批权的政府部门统一办公,为企业提供一站式审批服务,大大缩减中小企业奔波于各个政府职能部门之间的时间,简化冗长的审批流程,提高审批过程的信息透明度和审批效率。这意味着,设立行政审批中心能在一定程度上削减企业进入市场的时间和资金成本,显著降低中小企业的市场准入门槛,即行政审批中心设立使更多准备进入市场的中小企业得到审批便利,便于其顺利进入(毕青苗等,2018)。经济体系中中小企业的快速进入显著扩大了小规模企业的阵营,有利于形成更优的市场竞争环境,矫正企业规模分布扭曲问题。基于以上论述,本文提出如下假说:

假说1:设立行政审批中心有利于中小企业进入市场,从而优化企业规模的帕累托分布。

行政审批中心的设计初衷即是提高政府部门的办事效率,降低社会成本,实现经济增长。从微观视角来看,行政审批中心设立的微观机制是降低企业交易费用,企业有更多的资本投向生产,为经济增长提供原始动力(夏杰长、刘诚,2017)。鉴于中国现阶段行政审批中心的业务办理流程并未因企业规模差异而存在区别,设立行政审批中心带来的制度成本下降效果在较大的成本基数下并不明显,因此大企业对于设立行政审批中心所带来的降成本效应敏感度相对较低。中小企业由于运营资本金限制,行政审批成本对其而言本身就是一项较大的负担,故行政审批中心设立带来制度性成本的减免恰好能有效化解中小企业面临资金紧缺的困境。因而,行政审批制度改革带来的成本降低效应在中小企业身上得以凸显,中小企业利用节省下的这部分资金进行业务拓展,对其自身成长和发展具有重要推动作用。中小企业的成长和发展,能够缓解中国大型企业过多而中小企业不足的规模分布扭曲,显著优化企业规模分布。基于以上分析,本文提出如下假说:

假说2:设立行政审批中心有利于企业降低交易成本,规模越小的企业获得的“降成本红利”越大,从而优化了企业规模的帕累托分布。

综合假说1与假说2的理论分析,设立行政审批中心一方面大幅简化企业审批流程,提升行政审批的整体透明度,显著降低中小企业的市场进入壁垒;另一方面降低企业行政审批成本,从整体上为企业经营成长提供便利,但在中小企业的成长中发挥作用更大。进入效应和成本效应的共同作用,促进中小企业的市场进入和规模成长,缓解了企业规模分布扭曲。行政审批制度改革对经济系统的优化可以通过企业规模分布趋于最优分布的形式表现出来

(杨其静等,2010)。因此本文提出如下假说:

假说3:行政审批中心的设立有利于企业规模分布趋于最优规模分布,改善市场资源配置效率。

三、研究设计

(一) 数据说明

企业数据源于中国工业企业数据库(1998–2007年),涵盖了所有的国有工业企业和销售收入在500万元以上的非国有工业企业,全部企业数量达200多万。样本企业总产值大概占中国工业总产值的85%左右,是目前可以获得最大的中国微观企业数据。行政审批中心设立数据源自中山大学岭南学院徐现祥教授研究团队构建的地县级行政审批中心数据库,数据跨度为1995–2018(毕青苗等,2018)。图1汇报了行政审批中心设立数量和比例的逐年变动趋势。根据图1可知,全国行政审批中心集中成立于2001–2005年间,与全国2001年开始统一推进行政审批制度改革的时间节点一致。

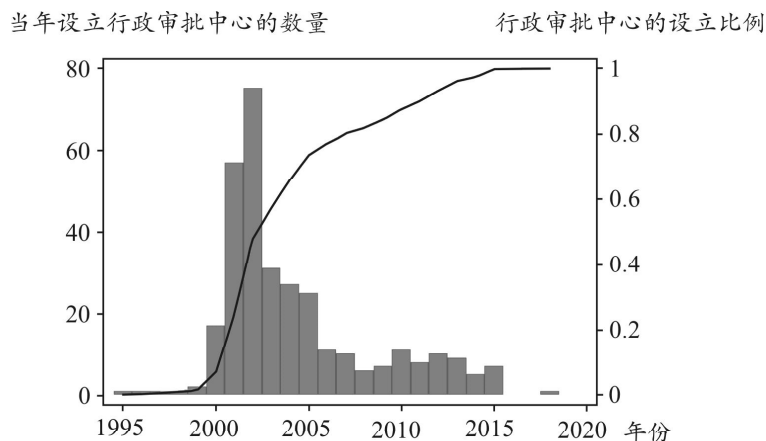


图1 1995–2018年行政审批中心设立情况

(二) 模型构建

为了检验行政审批制度改革对企业规模分布的影响,本文将各城市设立行政审批中心与否视为准实验,利用连续时间双重差分模型考察行政审批制度改革对该城市企业规模分布的影响。具体而言,本文选取设立行政审批中心的城市作为实验组,将始终未设立行政审批中心的城市作为控制组。基本模型设定如下:

$$Pareto_{i,t} = \alpha + \beta D_{i,t} \times T_{i,t} + \gamma_i + \theta_t + \eta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中: $Pareto_{i,t}$ 为企业规模对数与其排序位次关系的估计系数,具体估计方法见式(4)。虚拟变量 $D_{i,t}$ 代表城市 i 在1998–2007年期间是否设立了行政审批中心,已设立则取值为1,否则为0。虚拟变量 $T_{i,t}$ 代表设立行政审批中心前后的不同状态,假设企业 i 在 t 年设立了行政审批中心,则从1998年至 t 年取值为0, t 年至2007年取值为1。连续时间双重差分模型与传统双重差分模型的最大区别在于,传统双重差分模型由于模型假设的设定限制,没有进一步控制虚拟变量 $D_{i,t}$ 或 $T_{i,t}$,即无法定义不同时间点的政策实施。 γ_i 和 θ_t 分别代表控制城市固定效应与年份固定效应。 $Z_{i,t}$ 表示城市层面的控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 表示误差项。

(三) 变量描述

1. 被解释变量

现有文献对企业规模分布的研究主要围绕帕累托分布展开。帕累托分布来源于 Pareto

(1897)对收入分配的研究。他的研究发现,收入 Y 不小于某个临界值 y^* 的概率,与 y^* 常数次幂成反比,这一发现被称为帕累托法则。遵循已有研究的做法,本文利用帕累托指数刻画企业规模分布情况。计算方法如下:

$$P(S_i > s) = As^{-\sigma} \quad (2)$$

(2)式中: S_i 为企业 i 的规模,本文参照盛斌和毛其淋(2015)的做法,以企业销售额作为企业规模的代理变量。 $P(S_i > s)$ 为企业 i 的规模大于临界值 s 的概率, A 为参数, σ 则为企业规模分布的帕累托指数。对(2)式取对数可得:

$$\ln[P(S_i > s)] = \ln A - \sigma \ln s \quad (3)$$

(3)式中:企业 i 的规模 S_i 大于临界值 s 的概率 $P(S_i > s)$ 应等于企业规模降序排列后,位次 R_i 与企业总数 N 的比值。由此可建立估算帕累托指数的方程:

$$\ln\left(\frac{R_{i,t}}{N_t}\right) = \alpha - \sigma \ln S_{i,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

(4)式中: $\alpha = \ln A$ 代表常数项, $u_{i,t}$ 为误差项。帕累托指数 σ 的经济含义是:以 $\sigma = 1$ 的齐夫分布为参照, $\sigma > 1$ 说明大型企业较少,在经济体中相对弱势,中小企业发展更好,进而整体的企业规模分布表现得相对均匀; $\sigma < 1$ 说明大型企业较多,在经济体中相对强势,中小企业数量较少,进而整体的企业规模分布表现得相对不均匀。

图2报告全样本企业规模分布的具体情况。从图中可知,企业规模(对数)与累计概率(对数)呈显著的线性关系,说明中国微观企业大致服从帕累托分布,但其分布与最优的齐夫分布偏离较大(偏离程度见角 ω),中国微观企业的帕累托指数 σ 小于齐夫分布,说明我国市场经济存在大企业较多而中小企业较少的规模分布扭曲,导致企业规模分布并未达到最优的分布状态。表1汇报了中国各年份企业规模分布状况。由表1第(1)列可以看出,中国企业规模分布帕累托指数位于0.5~0.8之间,有逐年上升的趋势,但始终明显小于1,表明中国企业规模分布严重偏离齐夫定律,且表现为大规模企业发展较好,中小企业发展不足,企业规模分布相对不均匀,可能存在经济扭曲。从不同企业来看,东部地区企业的规模分布优于中西部地区(列(2)~(4)),不同行业企业规模分布的差异并不明显(列(5)~(6)),非国有企业的规模分布优于国有企业(列(7)~(8))。

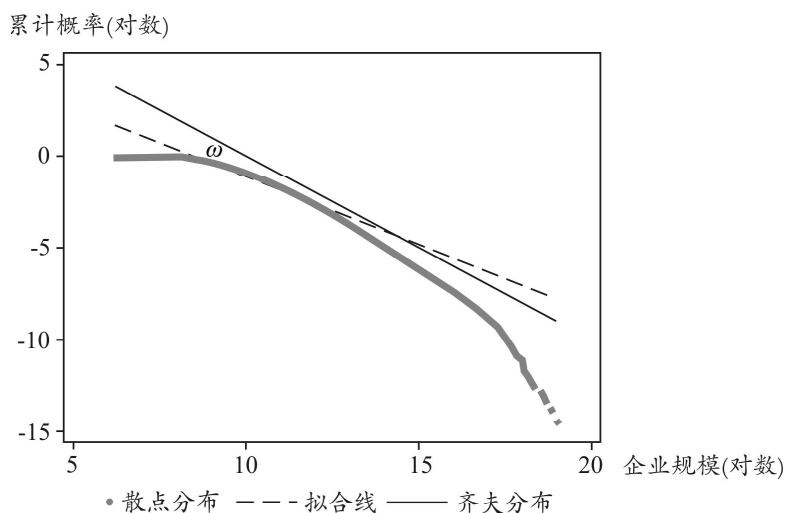


图2 全样本企业规模分布

表 1 各年份企业规模分布帕累托指数

年份	全样本	分地区			分行业		分所有制	
		东部地区	中部地区	西部地区	资本密集型	劳动密集型	非国有企业	国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1998	0.550	0.604	0.529	0.474	0.548	0.547	0.841	0.428
1999	0.543	0.617	0.521	0.479	0.555	0.553	0.804	0.424
2000	0.566	0.626	0.528	0.476	0.562	0.566	0.761	0.413
2001	0.590	0.680	0.551	0.458	0.587	0.599	0.738	0.414
2002	0.604	0.696	0.581	0.427	0.599	0.608	0.713	0.408
2003	0.630	0.724	0.628	0.467	0.628	0.672	0.733	0.409
2004	0.677	0.788	0.678	0.619	0.710	0.796	0.854	0.391
2005	0.696	0.767	0.719	0.632	0.704	0.791	0.796	0.406
2006	0.702	0.765	0.709	0.657	0.702	0.798	0.780	0.405
2007	0.737	0.767	0.742	0.710	0.714	0.816	0.769	0.488

2. 变量描述性统计

表 2 为各变量的描述性统计,各变量的计算方法如下:(1)地区经济发展水平,利用地区规模以上的工业企业总附加值来衡量。(2)国有经济比重,利用该地区国有企业的总附加值占该地区工业企业总附加值的比重来衡量。(3)城市规模,利用地区规模以上工业企业的总就业人口衡量。(4)地区经济开放程度,计算方法为该地区外资企业的总附加值占工业企业总附加值的比重。(5)产业集聚度,通常利用赫芬达尔指数(HHI)来衡量,其公式为 $HHI_{it} = \sum_k employment_{kit} / employment_{it}$,其中 $employment_{kit}$ 为产业 k 在城市 i 的就业人数, $employment_{it}$ 为城市 i 的总就业人数。表 2 初步反映出行政审批中心的设立与帕累托指数存在正相关关系,但不能推断行政审批中心使企业规模分布变得均匀,其因果关系有待进一步探讨。

表 2 各变量的描述性统计

变量	未设立行政审批中心		设立行政审批中心		全样本	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
帕累托指数	0.583	0.150	0.703	0.144	0.634	0.144
产业集聚度	0.163	0.123	0.143	0.096	0.154	0.096
城市规模	11.00	1.589	11.44	1.149	11.19	1.150
地区经济开放程度	0.323	0.215	0.402	0.192	0.357	0.470
国有经济比重	0.336	0.258	0.198	0.463	0.277	0.463
地区经济发展水平	3.694	0.685	4.375	0.553	3.983	0.553
城市数量	1 272		1 725		2 997	
企业观测值数量	918 422		1 014 582		1 933 004	

四、计量结果分析

(一) 基本回归结果

表 3 第(1)列报告了没有加入任何控制变量的回归结果。可以看出,行政审批中心影响城市帕累托指数的估计系数为 0.122,符号为正且能通过 1% 的显著性水平统计检验,说

明行政审批中心的设立对帕累托指数的平均提升效应为 0.122。第(2)列控制了城市和年份固定效应后,行政审批中心影响的估计系数下降为 0.017,但符号仍为正且能够通过显著性水平为 5%的检验。在中国整体企业规模分布帕累托指数偏低的情况下,这一估计结果表明,行政审批中心的设立有助于提高城市的帕累托指数,缓解企业规模分布的扭曲状况。

第(3)、(4)列进一步控制城市经济发展状况的特征变量。第(3)列分别以人口和人均 GDP 控制城市的市场规模和经济发展水平,第(4)列控制了城市经济发展状况,包括产业集聚度、国有经济比重和地区经济开放程度。结果显示,行政审批中心影响的估计系数在数值和符号上均无实质性变化,且均能够通过 5%的显著性水平检验。

表 3 行政审批中心与企业规模分布(全样本)

变量	帕累托指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否设立行政审批中心	0.122 *** (0.006)	0.017 ** (0.008)	0.017 ** (0.008)	0.018 ** (0.007)
城市规模			-0.023 (0.015)	-0.015 (0.014)
地区经济发展水平			-0.002 (0.011)	-0.002 (0.011)
产业集聚度				-0.125 (0.091)
国有经济比重				-0.123 *** (0.032)
地区经济开放程度				-0.083 *** (0.032)
城市固定效应	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	Yes
常数项	0.580 *** (0.007)	0.544 *** (0.006)	0.809 *** (0.175)	0.815 *** (0.169)
观测值	2 997	2 997	2 996	2 996
城市数量	323	323	323	323
企业数量	522 599	522 599	522 599	522 599
R^2	0.244	0.419	10.422	0.435

注:括号内是城市层面的聚类稳健标准误;企业数量为面板数据中企业个体的数目,这些企业的观测值数量见表 2; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;如无特殊说明,以下各表同。

(二) 平行趋势检验

满足平行趋势检验是双重差分模型能够准确识别处理效应的前提。平行趋势意味着在政策实施之前实验组和控制组应当具有相同的变化趋势,否则双重差分模型对政策的估计效果会产生偏误。为检验平行趋势是否成立,本文进一步设立如下模型:

$$Pareto_{i,t} = \alpha + \sum_{j=-3}^3 \beta_j reform_{i,t-j} + \gamma_i + \theta_t + \eta Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

(5) 式中:虚拟变量 $reform_{i,t-j}$ 表示城市 i 在 $t-j$ 年是否设立行政审批中心,已设立取值为 1,否则为 0。 β_{-3} 至 β_{-1} 为行政审批中心设立前三年的效果, β_0 为当期的效果, β_1 至 β_3 为设立后三年

的效果。如果政策实施的前三年估计系数不显著,表明在行政审批中心建立前,帕累托指数在实验组和对照组的变化不存在显著差异。表4报告了平行趋势检验的回归结果,结果显示,无论是否控制城市和年份固定效应,政策实施前三年的估计系数均不显著,平行趋势假设成立。

表4 行政审批制度改革政策效应的平行趋势检验

变量	帕累托指数	
	(1)	(2)
政策实施前3年	-0.001 (0.006)	0.007 (0.007)
政策实施前2年	-0.002 (0.007)	0.003 (0.008)
政策实施前1年	0.006 (0.007)	0.007 (0.008)
政策实施当年	0.022*** (0.007)	0.019** (0.008)
政策实施后1年	0.031*** (0.007)	0.026*** (0.008)
政策实施后2年	0.039*** (0.007)	0.028*** (0.008)
政策实施后3年	0.024*** (0.007)	0.013* (0.007)
控制变量	Yes	Yes
城市固定效应	No	Yes
年份固定效应	No	Yes
常数项	0.250*** (0.071)	0.799*** (0.167)
观测值	2 996	2 996
城市数量	323	323
企业数量	522 599	522 599
R ²	0.3934	0.4382

注:控制变量与表3第(4)列基准回归相同。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

安慰剂检验(placebo test)是一种最早源于心理学的反事实检验,通过提出与事实相反的假设,模拟实验以推断政策或事件的影响。夏杰长和刘诚(2017)在探究行政审批中心的设立对企业交易费用的影响时,采用将各城市行政审批中心的成立时间前推的方式进行安慰剂检验。本文参考其做法,将行政审批中心的设立时间分别前推和后推两年,如果企业规模分布的改变确实受到行政审批制度改革的影响,那么改变行政审批中心的成立时间,回归结果将不再显著。

表5报告将各地级市行政审批中心的成立时间向前和向后推2年的回归结果。从结果来看,行政审批中心的回归系数不再显著且出现大幅的缩小,其中向后推2年的回归系数甚至变为负值,说明行政审批中心的设立改善企业规模分布的结论稳健。

表 5 行政审批制度改革政策效应的安慰剂检验

变量	向前推 2 年		向后推 2 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否设立行政审批中心	0.010 (0.008)	0.010 (0.008)	-0.001 (0.008)	-0.001 (0.008)
控制变量	No	Yes	No	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.544 *** (0.006)	0.836 *** (0.175)	0.544 *** (0.006)	0.834 *** (0.176)
观测值	2 997	2 996	2 997	2 996
城市数量	323	323	323	323
企业数量	522 599	522 599	522 599	522 599
R^2	0.411	0.426	0.411	0.426

2. 修正的帕累托指数

上文分析中,测算企业规模分布帕累托指数的方法均基于孙学敏和王杰(2014)、盛斌和毛其淋(2015)等的研究,这种测算方式在小样本情况下可能会产生偏差。本文样本中某些行业或地区的企业样本数较少,为避免这一情况对回归结果产生影响,进一步采用 Gabaix 和 Ibragimov(2011)的方法对原有的帕累托指数进行修正,观测估计结果的变化。修正的帕累托指数计算公式如下:

$$\ln\left(\frac{R_{i,t}}{N_t} - \frac{1}{2}\right) = \alpha - \sigma \times \ln S_{i,t} + u_{i,t} \quad (6)$$

表 6 为以修正帕累托指数进行回归的估计结果。可以看出,行政审批中心的估计系数提高到 0.072,且显著性水平提高至 1%。由此可见,设立行政审批中心对企业规模分布的正向影响是稳健的,行政审批中心有利于企业规模分布改善。

表 6 修正帕累托指数的估计结果

变量	修正的帕累托指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否设立行政审批中心	0.475 *** (0.023)	0.069 ** (0.028)	0.071 ** (0.027)	0.072 *** (0.027)
城市规模			0.075 (0.051)	0.072 (0.049)
地区经济发展水平			-0.062 (0.046)	-0.058 (0.046)
产业集聚度				-0.002 (0.300)
国有经济比重				-0.005 (0.124)
地区经济开放程度				-0.103 (0.106)
城市固定效应	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	Yes
常数项	0.745 *** (0.016)	0.617 *** (0.019)	-0.030 (0.641)	0.023 (0.622)
观测值	2 997	2 997	2 996	2 996
城市数量	323	323	323	323
企业数量	522 599	522 599	522 599	522 599
R^2	0.425	0.426	0.430	0.431

3.以 1998—2013 年的中国工业企业数据库考察

鉴于目前学界对于中国工业企业数据库的使用已经延续到 2013 年,为进一步确保本文结论的稳健性,此处延长样本的时间跨度,以 1998—2013 年的中国工业企业数据重新进行检验(见表 7)。回归结果显示,设立行政审批中心的回归系数仍旧显著为正,与基准回归的结果相近,行政审批制度改革能够改善企业规模分布的结论稳健。

表 7 延长数据样本期的估计结果

变量	修正的帕累托指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否设立行政审批中心	0.194 *** (0.005)	0.014 ** (0.005)	0.014 ** (0.006)	0.015 ** (0.006)
城市规模			-0.035 * (0.018)	-0.045 ** (0.018)
地区经济发展水平			-0.065 *** (0.010)	-0.076 *** (0.010)
产业集聚度				0.022 (0.035)
国有经济比重				-0.084 *** (0.017)
地区经济开放程度				-0.197 *** (0.015)
城市固定效应	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	Yes
常数项	0.602 *** (0.007)	0.547 *** (0.006)	1.339 *** (0.160)	1.590 *** (0.158)
观测值	4 612	4 612	3 878	3 878
城市数量	323	323	273	273
企业数量	757 273	757 273	735 016	735 016
R ²	—	0.674	0.683	0.699

注:已有研究发现,2010 年的中国工业企业数据库存在较为严重的数据质量问题,因此,估计样本并不包括 2010 年数据。

(四) 内生性分析

内生性问题会导致估计结果的有偏和非一致。在考察行政审批中心对企业规模分布的影响时,必须考察行政审批中心设立可能存在的内生性。一方面,企业规模分布较为均匀的地区中小企业发展较好,可能有更强的动机要求地方政府提供审批便利政策;另一方面,在企业规模分布较为均匀的地区,地方政府意识到中小企业对地方经济的重要作用后,可能为促进其良性发展而提供便利性政策,从而更倾向于设立行政审批中心。

1.工具变量估计

本文借鉴毕青苗等(2018)的做法,使用同省其他地级市行政审批中心设立率及与省内首个设立行政审批中心城市的地理距离作为工具变量进行回归分析,解决可能存在的内生性问题。选择这两个变量作为工具变量有以下两个原因:一方面,由于地方政府之间的学习效应,当省内设立行政审批中心的城市越多或首个设立行政审批中心城市离本市越近时,本地政府更可能设立行政审批中心(Mooney, 2001);另一方面,企业发生迁移的概率会随企业规模增大而降低(Brouwer et al., 2004),大企业因其他地级市设立行政审批中心而迁移的概率相对较低,中小企业却因成本限制而无法迅速迁移,导致其他地级市的

政策对本地的影响存在滞后,本地政府得以及时在这一空窗期建立行政审批中心。因此,同省其他地级市行政审批中心设立是通过影响本地政府设立行政审批中心,间接影响本地企业规模分布。

对该工具变量性质的检验拒绝弱工具变量的假设(F 统计量为 132,远大于 10),且通过过度约束检验(P 值为 0.8853),说明该工具变量的选取是适宜的。表 8 第(1)–(4)列为工具变量估计的回归结果。可以看出,行政审批中心的回归结果显著为正,且估计系数与基准回归结果相比有明显提高。这一结果表明,如果忽略内生性影响,会低估行政审批中心的设立对企业规模分布扭曲的改善幅度。

2. 排除可能具有内生性的样本

在 2001 年全国统一部署之前已经设立行政审批中心的地级市,并非是为迎合上级博取政绩之举,而是为本地经济发展做出的基于招商引资内在需求的自发型改革,因此更可能存在内生性问题。剔除这部分样本进行检验,也可以在一定程度上排除内生性问题的影响。表 8 第(5)列为剔除了 2001 年以前设立行政审批中心样本的回归结果。结果显示,行政审批中心设立影响的估计系数为 0.020,且通过 5%的显著性水平检验,说明设立行政审批中心确实能够提高企业的帕累托指数。

表 8 基于工具变量解决内生性问题的估计结果

变量	帕累托指数		修正的帕累托指数		剔除 2001 年前的样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否设立行政审批中心	0.281 *** (0.067)	0.196 *** (0.051)	0.816 *** (0.206)	0.647 *** (0.176)	0.020 ** (0.008)
控制变量	No	Yes	No	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.563 *** (0.011)	0.513 *** (0.080)	0.610 *** (0.021)	-0.073 (0.266)	1.085 *** (0.203)
观测值	2 357	2 356	2 357	2 356	2 198
城市数量	276	276	276	276	323
企业数量	492 033	492 033	492 033	492 033	453 654
R^2	—	0.249	0.016	0.195	0.356

注:回归方法为两阶段最小二乘法。

3. 倾向得分匹配后的双重差分法(PSM-DID)

城市设立行政审批中心的决策并非是完全随机和外生的,这将导致实验组(已设立行政审批中心的城市)和控制组(未设立行政审批中心的城市)之间缺乏可比性。由于倾向得分匹配方法能有效解决部分内生性问题,本文参照夏杰长和刘诚(2017)及毕青苗等(2018)的做法,采用倾向得分匹配法进行内生性分析。具体而言,采用核匹配的方法挑选出未设立行政审批中心的城市作为控制组,利用匹配后的样本进行双重差分估计。其中,匹配变量城市规模、地区经济发展水平、国有经济比重、地区经济开放程度和产业集聚度等。

表 9 第(1)列为不添加控制变量的结果,第(2)和第(3)列逐步添加控制变量。第(1)–(3)列结果均为正,且至少通过 5%的显著性水平检验。这表明,在其他特征相似但设立行政审批中心的城市,企业规模分布的帕累托指数更高、分布扭曲更轻微、经济环境更健康,显

示了本文基本结果的稳健性。

表 9 倾向得分匹配后的双重差分回归结果

变量	帕累托指数		
	(1)	(2)	(3)
是否设立行政审批中心	0.014** (0.006)	0.015*** (0.006)	0.016*** (0.006)
城市规模		-0.001 (0.006)	0.003 (0.006)
地区经济发展水平		0.019*** (0.006)	0.019*** (0.006)
国有经济比重			-0.128*** (0.018)
地区经济开放程度			-0.066*** (0.016)
产业集聚度			-0.102** (0.047)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
常数项	0.517*** (0.017)	0.451*** (0.100)	0.473*** (0.100)
观测值	2 924	2 924	2 924
城市数量	323	323	323
企业数量	522 599	522 599	522 599
R ²	0.832	0.833	0.837

五、进一步分析

(一) 异质性分析

早期中国区域经济具有“东轻西重”的分工特征,随后的经济全球化打破了这一分工,东部沿海地区率先发展,不同区域之间的经济发展差异逐步拉大。根据分地区描述性统计可以看出,帕累托指数自东部地区向西部地区逐渐降低,存在显著的地区异质性。在不同区域经济发展水平和运行机制差异较大的情况下,行政审批制度改革对企业规模分布影响也可能并不相同。本文参考国家统计局对东中西部地区的划分标准,将样本划分为东部、中部和西部三个地区,对比不同区域行政审批中心设立影响的差异。

表 10 第(1)-(3)列显示,东部地区和西部地区行政审批中心的估计系数显著为正,即行政审批中心的设立显著提高东、西部地区企业规模分布的帕累托指数,改善企业规模分布扭曲。然而,中部地区行政审批中心估计系数不显著,表明行政审批中心对中部地区企业规模分布的影响并不明显。原因可能在于,东部地区和西部地区经济的运行对于制度环境质量更为敏感。这一结果与邵传林和裴志强(2015)的研究结论一致,即制度环境质量对企业规模的非线性影响主要是由东部和西部地区拉动的,中部地区的贡献并不显著。

表 10 区分城市等级和地区经济发展水平的分组回归

变量	帕累托指数		
	东部地区 (1)	中部地区 (2)	西部地区 (3)
是否设立行政审批中心	0.073 *** (0.008)	0.001 (0.011)	0.024 ** (0.010)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市控制效应	Yes	Yes	Yes
年份控制效应	Yes	Yes	Yes
常数项	0.620 *** (0.062)	0.623 *** (0.060)	0.449 *** (0.043)
观测值	986	966	1 044
企业数量	374 498	94 125	53 992
R^2	0.439	0.391	0.389

(二) 影响机制分析

1. 进入效应

由于中国地方官员之间存在晋升锦标赛(周黎安,2007),大企业在拉动官员政绩方面发挥重要作用,因此地方政府政策会向大企业倾斜。这意味着中小企业在市场竞争中面临更为严峻的环境和更高的融资约束,进入市场和成长为大企业的难度更大,成为企业规模分布发生扭曲的重要原因。为考察行政审批中心设立对不同规模企业进入市场的差异化影响,本文以企业成立时间为识别依据测算进入企业(识别企业成立当年为企业进入),以进入企业占同期所有企业的比重表示企业进入率,并区分大企业 and 中小企业两个子样本分别进行回归。^①

表 11 报告了审批中心对不同规模企业进入率的影响。由于地区的平均利润和平均资本密度可能会影响企业进入,因此第(1)、(2)列均对此进行了控制。表 11 的结果显示,与没有设立行政审批中心的城市相比,设立行政审批中心的城市中,中小企业的进入率显著提高 0.65 个百分点,而大企业的进入率并没有显著差异,说明设立行政审批中心有利于中小企业进入市场,提高经济中的中小企业数量,从而改善企业规模分布。

表 11 进入效应机制检验

变量	企业进入率	
	大企业 (1)	中小企业 (2)
是否设立行政审批中心	0.0005 (0.0005)	0.0065 *** (0.0020)
控制变量	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
常数项	-0.0365 *** (0.0092)	0.0172 (0.0397)
观测值	2 996	2 996
城市数量	323	323
企业数量	92 449	430 176
R^2	0.1317	0.1477

^①根据国家统计局的划分标准,将年销售额大于等于 30 000 万元的企业识别为大企业,其余企业划入为中小企业。

2. 成本效应

行政审批中心的设立有助于降低企业的交易费用(夏杰长、刘诚,2017),因此假设设立行政审批中心为不同规模企业带来的成本削减绝对值相等。为进一步探究成本下降绝对值对不同规模企业的实际作用效果差异,本文分别在模型中加入是否设立行政审批中心与企业规模的交互项对企业交易费用进行回归。

对于企业交易费用的测算,考虑到企业接受行政审批过程中产生的相关费用,包括人力成本、信息成本、企业公共关系等支出大多计入管理费用。企业管理费用与交易费用的关系十分密切,本文参考 Ang 等(2000)以及夏杰长和刘诚(2017)的做法,利用企业管理费用作为交易费用的代理变量。回归结果见表 12 第(1)–(4)列。另外,考虑到企业实际生产经营中,管理费用只是交易费用的一个组成部分,因此直接将管理费用作为交易费用的代理变量可能存在识别偏误。为确保结果的稳健性,本文以企业的非生产性支出作为交易费用的代理变量。鉴于企业非生产性支出的数据难以直接取得,而企业的经营管理费用与企业的非生产性支出高度相关。因此,本文参照万华林和陈信元(2010)的做法对非生产性支出进行测算,回归结果见表 12 第(5)–(8)列。

通过对比第(1)–(4)列和第(5)–(8)列的结果可以看出,设立行政审批中心的回归系数为负,即行政审批制度改革可以显著降低企业交易费用。设立行政审批中心与企业规模的交互项估计系数均显著为正,说明虽然大企业的交易成本会因行政审批中心的设立而降低,但成本下降幅度远不及中小企业。

表 12 成本效应机制检验

变量	以管理费用作为代理变量				以非生产性支出作为代理变量			
	FE		POLS		FE		POLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否设立行政审批中心	-0.303 *** (0.018)	-0.273 *** (0.018)	-1.012 *** (0.019)	-0.962 *** (0.019)	-0.016 *** (0.003)	-0.015 *** (0.003)	-0.079 *** (0.002)	-0.077 *** (0.002)
企业规模	0.461 *** (0.002)	0.465 *** (0.002)	0.625 *** (0.001)	0.629 *** (0.001)	-0.016 *** (0.000)	-0.016 *** (0.000)	-0.014 *** (0.000)	-0.014 *** (0.000)
是否设立行政审批中心×企业规模	0.028 *** (0.002)	0.026 *** (0.002)	0.091 *** (0.002)	0.089 *** (0.002)	0.002 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.007 *** (0.000)	0.007 *** (0.000)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No
行业固定效应	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
城市固定效应	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.072 *** (0.021)	1.320 *** (0.090)	0.852 *** (0.017)	1.822 *** (0.110)	0.174 *** (0.003)	0.105 *** (0.010)	0.191 *** (0.002)	0.100 *** (0.012)
观测值	1 563 124	1 563 076	1 563 124	1 563 076	1 206 744	1 206 695	1 206 744	1 206 695
企业数量	372 516	372 516	372 512	372 512	291 826	291 823	291 826	291 823
R ²	0.278	0.281	0.429	0.431	0.384	0.384	0.494	0.494

注:第(1)–(2)列和第(5)–(6)列采用固定效应模型回归,第(3)–(4)列和第(7)–(8)列采用混合 OLS 回归。

(三) 资源配置效应

高凌云等(2014)在中国工业企业规模和企业生产率的异质性研究中指出,当企业规模分布和企业生产率分布具有差异时,市场存在资源错配问题。章韬和孙楚仁(2012)发现企

业规模分布是否和生产效率分布一致,能反映其在现实经济中的扭曲情况。换言之,当企业规模分布为帕累托分布时,企业生产率也需为帕累托分布才是最优的状态。

Axtell(2001)和 Fujiwara 等(2004)利用两个企业规模的代理变量——全年总营业收入和年末就业人数的比值来衡量企业生产率。但有学者指出,工业增加值相比营业收入更能反映企业生产效率,以工业增加值与年末就业人数的比值来衡量企业生产率更为恰当(高凌云等,2014)。因此,本文以工业企业增加值与年末总从业人员的比值测算企业生产率水平,进一步考察行政审批中心设立对企业生产率分布的影响,并基于高凌云等(2014)的研究结论,尝试利用企业规模与企业生产率的帕累托指数之差来衡量该城市的资源错配程度:

$$Misallocation = | \text{pareto}_{\text{tfp}} - \text{pareto}_{\text{size}} | \quad (7)$$

(7)式中, $\text{pareto}_{\text{tfp}}$ 为企业生产率的帕累托指数, $\text{pareto}_{\text{size}}$ 为企业规模的帕累托指数, $Misallocation$ 反映企业生产率分布和企业规模分布的差异,是衡量资源配置效率的指标。该指标越小,说明资源配置越有效。

表 13 第(1)列显示,行政审批中心的设立将企业生产率分布的帕累托指数平均提高了 0.082,且该估计系数通过 1%显著性水平的检验。由于企业生产率的帕累托指数总体小于 1,说明设立行政审批中心有助于促进企业生产率分布趋于帕累托最优。表 13 第(2)列显示,设立行政审批中心的回归系数显著为负,说明设立行政审批中心能够使得生产率分布和企业规模分布趋向一致,提高资源配置效率。

表 13 企业生产率分布与企业规模分布

变量	生产率帕累托指数	资源错配指数
	(1)	(2)
是否设立行政审批中心	0.082 *** (0.005)	-0.013 *** (0.004)
控制变量	Yes	Yes
常数项	0.160 ** (0.079)	-0.006 (0.063)
观测值	2 992	2 992
城市数量	323	323
企业数量	522 599	522 599
R^2	0.161	0.010

注:控制变量包括城市规模、产业集聚度及地区经济开放程度,运用面板固定模型回归。

六、结论与政策启示

中国自计划经济向市场经济转轨以来,中央政府积极简政放权,地方政府积极改革行政审批流程,力求为经济发展创造更好的制度环境。行政审批中心作为中国行政体制改革的重要举措之一,对于促进企业良性发展和经济增长均具有重要意义。企业规模分布可以在很大程度上反映市场的生态特征和健康程度(杨其静等,2010),是衡量经济整体健康状态的重要指标。因此,政府的行政体制改革对经济发展的影响,可以通过行政审批中心这一制度创新对企业规模分布扭曲的缓解作用来具体反映。遗憾的是,至今鲜有文献对二者关系进行深入的研究探索,本文从企业规模分布扭曲的视角观测行政审批中心设立的经济效应,极富现实意义。

基于 2001 年前后的行政审批中心大范围设立作为自然实验,本文系统考察了行政审批

制度改革对企业规模分布的影响。研究发现:(1)行政审批中心的建立显著提升企业规模分布的帕累托指数,在中国企业规模分布帕累托指数普遍偏低的情况下,行政审批制度改革确实具有缓解企业规模分布扭曲的作用,在经过平滑趋势检验、安慰剂检验以及PSM等稳健性检验后,文章的基本观点仍然成立。(2)行政审批制度改革的企业规模分布效应在不同地区间存在较大差异。东、西部地区设立的行政审批中心能够优化企业规模分布,但是中部地区的优化效应不明显。(3)从影响机制看,一方面行政审批中心的设立通过多部门联合办公,缩短开办企业所需要的时间及人力成本,提高审批流程的透明度并有效改善营商环境,便于中小企业进入市场,缓解“中间迷失”问题^①,矫正企业规模分布扭曲;另一方面,行政审批制度改革通过降低企业的制度性交易成本,使得企业能够将更多的资源投入到研发或规模扩张中,有利其进一步发展。相比规模较大的企业,中小企业获得的“降成本红利”更为明显。由此可见,行政审批中心的设立通过差异化的降成本效应,更多地提高中小企业的市场竞争力,从而改善了企业规模分布。(4)行政审批中心的设立改善企业生产率的规模分布,降低企业规模分布与企业生产率分布之间的差异,表明设立行政审批中心有助于提高资源配置效率。

基于上述发现,本文的政策启示非常明显:(1)地方政府设立行政审批中心确实能够优化经济环境质量,企业规模分布的改善为其提供了切实的证据。因此,各审批部门厘清职责,加强沟通协作,进一步优化行政审批中心运作结构、提升行政审批中心运作效率成为深化行政审批制度改革的新方向。(2)相较于东部和西部的行政审批中心设立产生的显著影响,中部地区行政审批中心设立并未发挥应有的优化企业规模分布作用。因此,中部城市应当调整行政审批中心的服务对象,重点关注中小企业在审批流程中遇到的阻碍,通过对比分析自身与东西部地区行政审批中心的功能差异,进一步落实行政审批中心对中小企业的帮扶作用,充分发挥行政审批中心对企业规模分布扭曲的缓解作用。(3)地方政府还应进一步放宽市场准入审批,促进中小企业进入市场,合理构建以大中小企业合理分布为特征的多层次市场竞争环境;类比行政审批中心的差异化降成本效果,地方政府制定新的行政改革方案时,可以在以扶持中小企业为导向的新视角下做出有益尝试。

参考文献:

1. 毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟,2018:《行政审批改革与企业进入》,《经济研究》第2期。
2. 方明月、聂辉华,2010:《中国工业企业规模分布的特征事实:齐夫定律的视角》,《产业经济评论》第2期。
3. 冯笑、王永进、刘灿雷,2018:《行政审批效率与中国制造业出口——基于行政审批中心建立的“准自然实验”》,《财经研究》第10期。
4. 高凌云、屈小博、贾鹏,2014:《中国工业企业规模与生产率的异质性》,《世界经济》第6期。
5. 刘斌、袁其刚、商辉,2015:《融资约束、歧视与企业规模分布——基于中国工业企业数据的分析》,《财贸经济》第3期。
6. 邵传林、裴志强,2015:《制度环境对企业规模非线性影响效应的测度——来自中国工业企业的证据》,《产经评论》第1期。
7. 盛斌、毛其淋,2015:《贸易自由化、企业成长和规模分布》,《世界经济》第2期。
8. 孙学敏、王杰,2014:《环境规制对中国企业规模分布的影响》,《中国工业经济》第12期。
9. 万华林、陈信元,2010:《治理环境、企业寻租与交易成本——基于中国上市公司非生产性支出的经验证据》,《经济学(季刊)》第9卷第2期。
10. 夏杰长、刘诚,2017:《行政审批改革、交易费用与中国经济增长》,《管理世界》第4期。
11. 杨其静、李小斌、方明月,2010:《市场、政府与企业规模分布——一个经验研究》,《世界经济文汇》第1期。

^①“中间迷失”问题指中等规模企业比重相对偏低。

- 12.章韬、孙楚仁,2012:《贸易开放、生产率形态与企业规模》,《世界经济》第8期。
- 13.周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- 14.Ang, J. S., R. A. Cole, and J.W. Lin.2000. "Agency Cost and Ownership Structure. " *Journal of Finance* 55(1): 81-106.
- 15.Axtell, R.L. 2001. "Zipf Distribution of U.S. Firm Sizes. " *Science* 239(5536): 1818-1820.
- 16.Brouwer, A. E., I. Mariotti, and J. N.van Ommeren.2004. "The Firm Relocation Decision: An Empirical Investigation. " *Annals of Regional Science* 38(2):335-347.
- 17.Fujiwara, Y., D. Guilmi, H. Aoyama, M. Gallegati, and W. Souma.2004. "Do Pareto-Zipf and Gibrat Laws Hold True? An Analysis with European Firms. " *Physica A:Statistical Mechanics and Its Application* 335(1-2): 197-216.
- 18.Gabaix, X., and A. Landier.2008. "Why Has CEO Pay Increased so Much? " *Quarterly Journal of Economics* 123(1): 49-100.
- 19.Gabaix, X., and R. Ibragimov.2011. "Rank - 1/2: A Simple Way to Improve the OLS Estimation of Tail Exponents. " *Journal of Business and Economic Statistics* 29(1): 24-39.
- 20.Garicano, L., C. Lelarge, and J. Van Reenen.2016. "Firm Size Distortions and the Productivity Distribution: Evidence from France. " *The American Economic Review* 106(11): 3439-3479.
- 21.Gibrat, R. 1931. *Les inégalités économiques*. Paris: Librairie du Recueil Sirey.
- 22.Luttmer, E. G. J. 2007. "Selection, Growth, and the Size Distribution of Firms. " *Quarterly Journal of Economics* 122(3): 1103-1144.
- 23.Mansfield, E. 1961. "Entry, Gibrat's Law, Innovation, and the Growth of Firms. " *Cowles Foundation Discussion Papers* 52(2): 369-370.
- 24.Mooney, C. Z. 2001. "Modeling Regional Effects on State Policy Diffusion. " *Political Research Quarterly* 54(1): 103-124.
- 25.Pareto, V. 1897. *Le Cours d'Économie Politique*. Vol. 1.Paris: Librairie Droz.
- 26.Zipf, G. K. 1949. *Human Behavior and the Principle of Least Effort*. Oxford, England: Addison-Wesley Press.

How Does the Administrative Approval Reform Relieve the Distortion of Size Distribution of Enterprises?

Zhang Tianhua, Chen Bochao and Liu Yikun

(School of Economics & Management, South China Normal University)

Abstract: The variation of size distribution of enterprises is a significant sign of economic distortion. Its change in distribution state is an important perspective to observe the effect of administrative approval reform. This paper sets the extensive establishment of administrative approval center around 2001 as a natural experiment, examines the impact of the reform on size distribution of enterprises. It finds that if Pareto index of size distribution of Chinese enterprises is generally on the low side, the administrative approval reform can significantly increase the Pareto index and relieve economic distortion. However, this effect is quite different in different regions. In eastern and western regions, the optimization effect is significant, but it is insignificant in central regions. Mechanism research shows that, on the one hand, the establishment of administrative approval center promotes the entry of SMEs by clearing market entry barriers and improving business environment. On the other hand, it generally reduces the institutional transaction costs of enterprises. Compared with large enterprises, SMEs obtain more "cost reduction bonus", which leads to an improvement of size distribution of enterprises.

Keywords: Administrative Approval Reform, Size Distribution of Enterprises, Pareto Index

JEL Classification: L5, O2

(责任编辑:赵锐、彭爽)