

行政审批改革与企业进入^{*}

毕青苗 陈希路 徐现祥 李书娟

内容提要: 本文考察行政审批改革对企业进入率的影响程度。在识别方法上, 本文证明了, 基于规模临界值的企业进入率更具有实用性。比如, 可以直接采用工业企业数据库计算企业进入率。在实证上, 本文手工收集整理全国 333 个地级和 2852 个县级设立行政审批中心的数据, 实证分析发现, 在 1998—2007 年间, 设立行政审批中心的地级市, 企业进入率显著提高约 2—25 个百分点。本文还发现, 行政审批中心主要是通过进驻部门实现跨部门协调, 便于企业进入市场。这个发现相当稳健, 排除各地创业氛围、对外开放“倒逼”国内市场开放、政府招商引资动机、以及地方官员变更冲击等因素后, 依然成立。将样本拓展到 2013 年后, 本文的基本发现依然存在。

关键词: 行政审批改革 行政审批中心 企业进入率

一、引言

近年来, 政府大力推进行政审批改革, 以推动大众创业。^① 因此, 一个自然而然的问题是, 行政审批改革能够促进市场主体进入市场吗? 如果回答是肯定的, 那么市场进入率将会提高多少? 至少在我们的知识范围内, 还鲜有文献回答这个问题。

这源于两个可能的原因。一个是, 在理论上, 行政审批对企业进入的影响存在两种竞争性的假说。一种是公共利益假说, 最早由 Pigou (1929) 提出。该假说强调, 包括行政审批在内的政府管制有助于解决市场失灵问题, 促进资源配置。因此, 在这种假说下, 行政审批改革未必有利于企业的市场进入。另一种是公共选择假说, 它强调包括行政审批在内的政府管制会造成资源的错配。比如说, 政府可能为了维护在位企业的垄断利润, 设置严格的管制以阻碍新企业的进入 (Stigler, 1971); 更甚, Shleifer & Vishny (1993) 认为, 管制本身就是政府官员向企业征收“过路费”的机制: 它不仅会阻碍企业的市场进入, 还会造成官员腐败。显然, 在公共选择假说下, 行政审批改革将有助于企业的市场进入。另一个是, 实证识别行政审批改革对企业进入市场的影响并不容易, 最棘手的问题在于计算市场进入率所需的企业数据。通常来说, 企业进入市场并成长到一定规模后才会被系统性观察到。以中国的工业企业数据库为例, 数据库中包含的主要是规模以上的工业企业; 它对规模以下的企业则没有进行系统性的统计。所以, 很难直接度量企业的市场进入率。

本文找到了一个可行的识别策略。基于公共选择假说, 本文证明, 在一定条件下, 基于规模临界值测算的企业进入率可以用来识别行政审批改革的影响。具体而言, 当行政审批改革降低企业的制度性成本时, 不仅有利于新企业的市场进入, 而且有利于在位企业的成长, 从而基于规模临界

^{*} 毕青苗, 中山大学岭南学院, 邮政编码: 510275, 电子信箱: biqingm@mail2.sysu.edu.cn; 陈希路, 香港中文大学经济系, 邮政编码: 999077, 电子信箱: chenxilu@link.cuhk.edu.hk; 徐现祥 (通讯作者), 中山大学岭南学院, 邮政编码: 510275, 电子信箱: lnsxuxx@mail.sysu.edu.cn; 李书娟, 暨南大学经济与社会研究院, 邮政编码: 510632, 电子信箱: lishujuansure@163.com。本文曾在中山大学、清华大学、厦门大学、香港中文大学报告, 与会者给予评论与建议, 本文亦得到国家自然科学基金项目 (71673310, 71373290, 71773038) 的资助, 作者表示感谢。作者还要感谢匿名审稿人的意见, 但文责自负。

① 比如 2014 年 11 月 5 日国务院常务会议上, 李克强指出要把简政放权、放管结合向纵深推进, 营造鼓励大众创业的良好环境。2014 年 12 月 3 日国务院常务会议, 总理提出要通过政府放权让利的“减法”, 来调动社会创新创造热情的“乘法”。

值测算的企业进入率会随之提高。需要强调的是,基于规模临界值测算的企业进入率的经济含义非常清晰,就是市场进入率的一般化。市场进入率等于新进入市场的企业占企业总量的比重,其实也隐含着规模临界值,即规模临界值为零。因为新进入市场的企业本身是一个从无到有的过程,其隐含的规模临界值自然是零;在位企业已经存在,其规模必然不小于零。从这种意义上说,本文放松市场进入率所隐含的企业规模临界值为零的假定,可以用任意不小于零的规模临界值测算企业进入率,以识别行政审批改革的影响。不过,采用基于规模临界值计算的企业进入率识别行政审批改革的绩效时,需要一定的时间,因为放松临界值为零的假定意味着引入行政审批改革对企业成长的影响,不论是新企业进入并成长到规模以上,还是在位企业成长到规模以上,都需要一定的时间才可以被充分地观察到。

基于此,本文以全国各地设立行政审批中心为例,实证检验行政审批改革对企业进入的影响。设立行政审批中心是行政审批改革的直接产物和典型代表。在20世纪90年代,深圳等地先行设立行政审批中心,进行行政审批改革试点;从2001年开始,全国推广行政审批改革,各省、市、县相继设立行政审批中心,旨在通过各部门集中审批的方式,简化审批流程,降低制度性成本。总之,设立行政审批中心不是“一刀切”,而是在时间和空间上渐进实施的,能够反映各地进行行政审批改革的差异,有望成为考察行政审批改革绩效的一个准自然实验。本文通过逐一登录各地行政审批中心官方网站等方式,手工收集整理全国333个地级^①和2852个县级行政审批中心的相关数据,包含七个指标:(1)地级市是否设立行政审批中心,(2)中心设立时间,(3)进驻部门数量,(4)进驻审批事项数量,(5)办事大厅窗口数量,(6)地级市下属的县市区是否设立行政审批中心,(7)下属县市区行政审批中心设立时间。

本文采用基于规模临界值测算的企业进入率,实证分析发现,在1998—2007年间,设立行政审批中心的地级市与未设立中心的地级市相比,规模以上工业企业的进入率显著地提高,其幅度在2%至25%之间。具体来说,本文实证分析分为三步。第一步,本文假定对于企业而言,行政审批改革是外生的。基于此,本文采用OLS估计发现,与截至2007年末设立中心的地区相比,已设立行政审批中心地区的规模以上工业企业的进入率显著提高约3%;对企业做进一步划分后发现,这种促进作用主要体现在小规模企业和民营企业进入率的提高;在替换其他进入率指标,并采用其他估计方法后,本文的发现依然存在;进一步排除各地创业氛围、对外开放“倒逼”国内市场开放、政府招商引资动机,以及地方官员变更冲击等因素后,依然成立,规模以上工业企业进入率提高约2%。第二步,本文放松行政审批改革外生的假定,采用两阶段最小二乘法估计后发现,规模以上工业企业的进入率显著提高约25%,这个发现同样也是非常稳健的。将工业企业数据库样本拓展到2013年后,本文的基本发现依然存在。最后,本文尝试打开行政审批中心这个黑箱,分别考察行政审批中心设立时间、进驻部门数量、进驻审批事项数量和办事大厅窗口数量对规模以上工业企业进入率的影响,结果发现只有进驻部门数量具有显著影响。这意味着,与设立行政审批中心的初衷一致,行政审批中心主要通过跨部门联合办公降低企业成本,便于企业进入市场。

本文的发现与公共选择假说预测的一致。无论是Stigler(1971)提出的捕获理论(capture theory),还是Shleifer & Vishny(1993)强调的征收“过路费”假说,都认为政府管制将造成资源错配。大量的实证文献也发现,严格的政府管制阻碍企业进入(Klapper et al., 2006; Ciccone & Papaioannou, 2007; Bjørnskov & Foss, 2008; Dreher & Gassebner, 2013),降低就业增长(Ciccone & Papaioannou, 2007),并且还会引发腐败问题(Djankov et al., 2002)。既然政府管制阻碍企业的市场进入,那么通过行政审批改革放松管制将会起到积极作用。大量实证研究也证实放松管制的确

① 为了描述方便,下文将地级行政区划单位简称为地级市。

能够带来好处。比如印度,在 20 世纪 90 年代初撤销部分行业的准入管制,增加当地小企业的进入 (Alfaro & Chari, 2014);再比如,墨西哥 2002 年实行快速开办企业制度改革 (SARE),促进潜在企业进入和产出增长 (Kaplan et al., 2011; Bruhn, 2011)。即使在发达经济体也是如此,比如在葡萄牙 2005 年实行现场一站式注册 (on the spot firm),增加企业进入和岗位创造 (Branstetter et al., 2014)。本文的工作则提供中国的证据,中国的行政审批改革也显著地提高企业进入率。

本文的工作还属于正在兴起的我国行政审批改革文献。这方面的文献,至少在我们的知识范围内,还比较少,但正在兴起。朱旭峰和张友浪 (2015) 考察行政审批改革在中国扩散的过程,实证分析影响行政审批中心设立的因素。夏杰长和刘诚 (2017) 的工作与本文类似,以设立行政审批中心为例,发现行政审批改革对经济增长有显著的正面影响。显然,夏杰长和刘诚 (2017) 的工作是考察行政审批改革对宏观经济的影响,而本文则是进一步考察其对微观企业的影响,且与夏杰长和刘诚 (2017) 的工作互补。因为,设立行政审批中心在微观上有利于企业的市场进入,反映在宏观上,必然将有利于经济增长。

本文以下部分结构安排是:第二部分是识别策略;第三部分介绍设立行政审批中心的背景及相关数据;第四、五、六部分是实证分析;最后是结论性评述。

二、识别策略

1. 企业的进入行为

假定经济体中在位企业数量为 N , 潜在企业数量为 J 。潜在企业 j 可选择在家庭或市场进行生产:若选择家庭生产,无法被市场观察到,也无需支付制度性成本,总产出记为 1;若选择进入市场,可使用市场技术进行生产,但需支付制度性成本,总产出记为 $e^{\eta_j - h(\xi)}$ 。其中 $\eta_j \in (-\infty, \infty)$ 是企业 j 特有变量,服从累积分布 F ; $\xi \in [0, \infty)$ 度量地区行政审批改革力度, $h(\xi) > 0$ 代表市场中的企业为行政审批支付的制度性成本,满足 $h'(\xi) < 0$ 以及 $h(0) < \infty$ 。

显然,企业选择进入市场的条件是 $e^{\eta_j - h(\xi)} > 1$, 即 $\eta_j > h(\xi)$ 。这时,潜在企业中选择进入市场的数量为 $J \cdot [1 - F(h(\xi))]$ 。相应地,企业的市场进入率可写为:^①

$$I(\xi) = \frac{J \cdot [1 - F(h(\xi))]}{J \cdot [1 - F(h(\xi))] + N} = 1 - \frac{N}{J \cdot [1 - F(h(\xi))] + N} \quad (1)$$

可以证明,式 (1) 满足 $I'(\xi) > 0$ 。接下来,我们放松式 (1) 中隐含的假定:企业被观察到的规模临界值为 1,而是假定,当企业 j 的产出满足 $e^{\eta_j - h(\xi)} > \bar{Y} > 1$ 时才能被市场中观察到, \bar{Y} 是企业能够被观察到的规模临界值。这时,潜在企业中进入市场且能够被观察到的数量为 $J \cdot [1 - F(h(\xi) + \ln \bar{Y})]$;在位企业中可被观察到的数量为 θN , 其中 θ 为在位企业中产出大于 \bar{Y} 的比例;^②在 θN 家可被观察到的在位企业中,有 $a(\xi) \equiv \tilde{a}(h(\xi)) > 0$ 的比例是在改革后成长到规模以上的,^③且满足 $a'(\xi) \geq 0$ 。^④ 因此,基于规模临界值 \bar{Y} 的企业进入率可以表示为:

$$\tilde{I}(\xi) = \frac{J \cdot [1 - F(h(\xi) + \ln \bar{Y})] + a(\xi) \theta N}{J \cdot [1 - F(h(\xi) + \ln \bar{Y})] + \theta N} = 1 - \frac{[1 - a(\xi)] \theta N}{J \cdot [1 - F(h(\xi) + \ln \bar{Y})] + \theta N} \quad (2)$$

同理可证,式 (2) 满足 $\tilde{I}'(\xi) > 0$ 。这表明,与公共选择假说预测的一致,即使采用基于规模临

① 这个定义为文献常用做法,如 Klapper et al. (2006)、Aghion et al. (2007)、Brandt et al. (2012)、Gourio et al. (2016)。

② 这里 θ 简化为一个外生参数。不过 θ 也可看作是关于 $h(\xi)$ 的增函数,结论不会发生实质性变化。

③ 这一假定是有事实依据的。行政审批改革不仅精简了新企业注册时的流程,而且渗透在企业生产经营的各个方面,比如企业在上马一个新项目、进入一个新领域时审批流程的优化,从而对在位企业的规模成长有促进作用。

④ 当 $a'(\xi) = 0$ 时,后续结论依然成立。

界值 \bar{Y} 的企业进入率,当行政审批改革能降低制度性成本,即 $h'(\xi) < 0$ 时,行政审批改革也将提高企业进入率。

与式(1)相比,采用式(2)度量企业的进入率可能更具有操作性。在现实中,统计部门一般没有系统性统计小规模企业的生产情况;式(2)把可观察企业的规模临界值提高到 \bar{Y} ,与统计部门的工作实践更吻合,更具有操作性。比如中国工业企业数据库,在1998—2007年间,统计口径是销售收入不低于500万的企业。这意味着,在1998—2007年的中国工业企业数据库中, \bar{Y} 为500万,可直接用于式(2)计算基于规模临界值的企业进入率。当然,式(2)提高企业规模临界值,如用于考察行政审批改革对企业进入的影响,需要给企业一段时间的成长期才能够更系统地观察到行政审批改革 ξ 的影响。

最后,我们将式(2)简化为如下实证模型:

$$\hat{I}_i = F(\xi_i, X_i) + u_i \quad (3)$$

其中 X_i 和 u_i 分别是影响地区 i 企业进入的其他变量和随机扰动项。

2. 政策当局的行政审批改革行为

我们采用是否设立行政审批中心度量政策当局行政审批改革的力度。假设政策当局的效用函数为 $G(Z_i) + e_i$,当其效用大于某个临界值(比如0)时,选择设立行政审批中心,即 $\xi_i = 1$;否则不设立,即 $\xi_i = 0$ 。因此,政策当局的行政审批改革行为可以表示为:

$$\xi_i = \begin{cases} 1 & \text{如果 } G(Z_i) + e_i > 0, \\ 0 & \text{其他。} \end{cases} \quad (4)$$

在式(4)中, Z_i 和 e_i 分别是影响政策当局是否进行行政审批改革的变量向量和随机扰动项。从识别的角度看, Z_i 中包含 X_i 之外的变量,比如同省其他地级市的行政审批中心设立率、与同省首个设立行政审批中心城市的地理距离。一方面,从制度创新扩散的角度来看,地方政府之间存在学习和竞争,当省内设立行政审批中心的城市越多、与学习对象的地理距离越近时,政策当局更有可能在本地设立行政审批中心。另一方面,工业企业在成长过程中发生迁移的概率随着企业规模的增大而减弱(Brouwer et al., 2004),因其他地级市设立行政审批中心而迁址的概率也就相应较低,因此,影响企业进入率的变量向量 X_i 不包含这两个变量。

3. 估计方法

本文旨在估计设立行政审批中心对企业进入率的影响程度,就是估计由式(3)和式(4)构成的方程组。显然,当 e_i 和 u_i 相互独立,且 $\hat{I}'(\xi)$ 为常数时,我们可采用 OLS 直接估计式(3)。当 e_i 和 u_i 相互独立,但 $\hat{I}'(\xi)$ 不是常数时,采用 PSM(propensity score matching)方法进行修正,作为稳健性检验的一部分。当 e_i 和 u_i 相关时,本文将同省其他地级市的行政审批中心设立率、与同省首个设立行政审批中心城市的地理距离作为工具变量,采用两阶段最小二乘法,得到行政审批改革对企业进入率的一致估计。

三、背景与数据

1. 制度背景

中国行政审批改革大致分为三个阶段。第一个阶段是局部试点。自20世纪90年代以来,以深圳市为代表的一些地方政府先行探索,开始行政审批制度改革的实践,并取得明显成效(唐亚林和朱春,2014)。第二个阶段是全国推进。2001年,国务院办公厅下发《关于成立国务院行政审批制度改革工作领导小组的通知》和《关于取消第一批行政审批制度项目的决定》,在全国范围内推广行政审批改革,设立行政审批中心并大量取消和下放审批事项(王胜君和丁云龙,2010;唐亚林

和朱春 2014)。特别地,在 2004 年 7 月 1 日,《中华人民共和国行政许可法》开始实施,这标志着行政审批制度改革正式步入法制化轨道。第三个阶段是深化改革。2013 年,新一届中央政府履职后,把加快转变政府职能、简政放权作为开门第一件大事,把深化行政审批制度改革作为全面深化改革的重要抓手和突破口。

设立行政审批中心、进行集中审批是推进行政审批改革的直接产物和典型代表。行政审批中心旨在将原本独立分散的各个审批部门集中在同一个办事大厅,协同工作。这不仅减少企业奔波于各个职能部门的时间、缩短冗长审批周期,而且提高审批过程的透明度和审批效率(王胜君和丁云龙 2010;艾琳等 2013)。在各级政府对改革的大力支持下,各地的行政服务中心逐渐建立起来,为进一步行政审批改革打下良好的基础。

行政审批中心是分层级的,不同层级政府所设立的行政审批中心通常拥有不同的审批权限。以广东省佛山市顺德区为例,^①在涉及制造业、批发和零售业的 116 项审批事项中,由区级进行审批的事项为 37 项,市级 1 项,省级 37 项,国家级 21 项,省区两级审批 6 项,省和国家部门两级审批 12 项,其他部门 1 项。

本文手工收集整理全国 333 个地级和 2852 个县级设立行政审批中心的相关数据,构建了一个地县级行政审批中心数据库。图 1 报告了地级行政审批中心的发展趋势,表 1 是描述性统计。从 2001 年开始,地级行政审批中心快速设立;截至 2007 年,250 个地级市设立行政审批中心,其中进驻部门、事项和设立窗口数量,平均而言,分别为 45 个、335 项和 90 个。

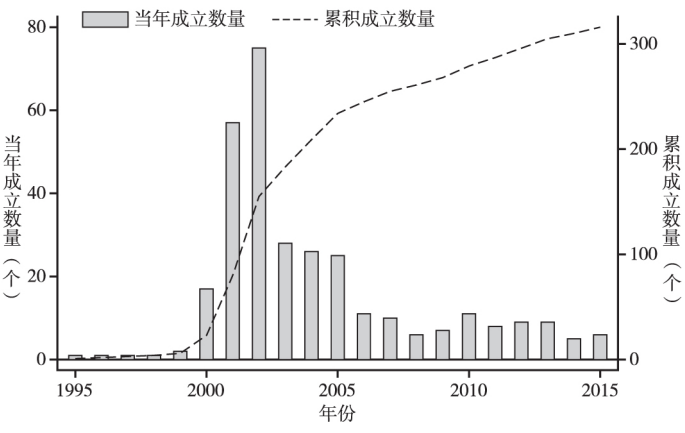


图 1 地级行政审批中心成立时间分布
地级行政审批中心数据库变量描述性统计

	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
截至 2007 年 12 月					
是否成立地级行政审批中心(成立 = 1)	332	0.75	0.43	0	1
下属的县级行政审批中心成立率	250	0.32	0.28	0	1
进驻部门总数量(含服务部门)	238	45.01	14.27	8	98
进驻事项数量(含服务事项)	216	335.15	188.83	37	1304
窗口数量	125	89.98	70.46	13	366

2. 地级行政审批中心与工业企业数据库相匹配

本文主要采用 1998—2007 年中国工业企业数据库,参照聂辉华等(2012)对中国工业企业数

^① 数据来源于顺德区 2014 年 9 月主动公布的《企业经营审批事项目录汇编》。

据库的异常值进行处理,参照 Brandt et al. (2012) 识别企业的进入退出状态,计算基于规模临界值的企业进入率。正如式(3)所示,采用基于规模临界值的企业进入率度量设立行政审批中心的绩效时,包含企业成长,需要一定时间才能被充分地观察到。因此,本文将 1999—2007 年的企业进入率定义为:^①

$$\text{企业进入率}_{1999-2007} = \frac{\text{库中企业总数}_{2007} - 2007 \text{ 年和 } 1998 \text{ 年均入库的企业数}}{\text{库中企业总数}_{2007}} \quad (5)$$

稳健起见,本文还计算了另外四种企业进入率指标。首先,采用式(5)逐年计算企业进入率,然后取平均;其次,使用企业的开工年份推算市场进入率,尝试克服规模以下企业不可观测的问题,得到市场进入率^②和平均市场进入率两个指标;最后,进一步匹配工业企业数据库 2011—2013 年数据,计算 1999—2013 年企业进入率。^③ 表 2 报告对这五个进入率的描述性统计,由最后一列可知,设立行政审批中心的地级市,平均而言,进入率提高 2%—7%。

表 2 企业进入率

	全样本					有行政审批中心的样本		无行政审批中心的样本		均值差
	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	样本量	均值	
企业进入率	332	0.82	0.09	0.25	1.00	250	0.84	82	0.79	0.05***
平均企业进入率	332	0.19	0.04	0.07	0.31	250	0.20	82	0.17	0.03***
市场进入率	332	0.63	0.12	0.00	0.91	250	0.64	82	0.59	0.05***
平均市场进入率	332	0.09	0.03	0.00	0.20	250	0.09	82	0.08	0.02***
1998—2013 企业进入率	330	0.62	0.14	0.21	0.94	304	0.62	26	0.56	0.07**

注:前四个指标时间范围均为 1998—2007 年;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。以下各表同。

四、估计结果

本节假定 e_i 和 u_i 相互独立。首先报告采用 OLS 的基本回归结果;接着是稳健性检验;最后是排除其他竞争性的解释。

1. 基本的回归结果

表 3 报告基本的回归结果。从回归结果看,与预期的一致,在设立行政审批中心的地级市,企业进入率显著地提高约 3 个百分点。

表 3 第 1 列报告没有引入任何控制变量的回归结果。这是对描述性统计的再现。这时,本文所关心的行政审批中心的估计系数为 0.050,符号为正,能够通过显著水平为 1% 的统计检验。考虑到中国地级城市可以划分为不同类型,比如按照行政级别划分,可以分为副省级、计划单列市、准

① 这一进入率的测度与本文第二部分的基于规模临界值测算的企业进入率相一致,含义为新进入的企业占当期企业总数的比例。有一些文献中将进入率的分母设置为期初企业数量(Klapper, 2010),按照这种设定,进入率的经济含义为“当退出率为 0 的时候的企业数量增长率”。如果使用这种进入率的衡量,后续实证结果的估计系数符号和显著水平都不会发生实质变化。

② 其中,分子是中国工业企业数据库中所有“开工日期(年)”为第 t 年的企业数量,分母是第 t 年市场中企业总数,定义为当年在库的企业与以后将入库的规模以下企业数量之和。“以后将入库的规模以下企业”必须满足两个标准。一是,企业的“开工日期(年)”必须在第 t 年或之前;另一个是,在 $t+1$ 年及之后,该企业必须在中国工业企业数据库中至少出现一次。

③ 截至 2013 年,有 304 个地级市设立了行政审批中心,26 个未设立。在计算 1999—2013 年进入率时,由于 2011—2013 年对规模以上的标准从 500 万元调整到 2000 万元,故采用分段法,先类比式(5)单独计算 2011—2013 年进入率,再与 1999—2007 年企业进入率相加取均值。

副省级和其他地级市;按照地理位置划分,既可以划分为沿海开放城市和其他,也可以划分为东中西城市。表3第2列引入这三类城市类型虚拟变量,行政审批中心的估计系数为0.034,符号没有变化、系数大小略微下降,能够通过显著水平为1%的检验。这表明,控制城市类型后,在设立地级行政中心的地级市,企业进入率显著提高约3.4%。

表3第3列则进一步引入县级行政审批中心。正如在背景介绍部分所强调的,中国的行政审批是分级进行的,不同级别的行政审批中心具有不同的审批权限。如果设立地级行政审批中心通过集中审批降低企业的制度性成本,从而促进企业的进入,那么县级行政审批中心同理也将促进企业进入。因此,第3列引入各地级市下属县级区县市设立行政中心的比重。从回归结果看,县级行政中心的回归系数为0.034,显著为正号。这意味着,县级行政审批中心确实能够显著提高企业进入率。这时,本文所关心的地级行政中心的回归系数为0.028,与第2列的回归结果相比,略有减小,仍然能够通过显著水平为5%的检验。

表3 行政审批中心与市场进入率:全样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	被解释变量: 1999—2007 年企业进入率				
是否设立地级行政审批中心	0.050 *** (0.014)	0.034 *** (0.013)	0.028 ** (0.013)	0.031 ** (0.013)	0.032 *** (0.012)
所辖县级行政审批中心设立率			0.034 ** (0.014)	0.037 ** (0.015)	0.048 *** (0.015)
人均 GDP(对数形式)				0.004 (0.008)	0.008 (0.012)
市场潜力				-0.012 (0.018)	-0.005 (0.022)
利润率					-0.324* (0.196)
劳均固定资本(对数形式)					-0.005 (0.016)
劳均工资(对数形式)					0.019 (0.033)
产业集中度					-0.004 (0.049)
国企占比					-0.008 (0.013)
企业数量(对数形式)					-0.010 (0.010)
城市行政级别	否	是	是	是	是
城市地理位置	否	是	是	是	是
沿海开放城市	否	是	是	是	是
样本量	332	332	332	325	325
R ²	0.062	0.160	0.170	0.176	0.208

注:没有报告常数项,括号里是稳健标准误,回归方法为 OLS。以下各表同。

表3第4、5列则进一步控制各地的宏观环境及企业自身特征变量。第4列引入各地初始的发展阶段和市场潜力,分别采用人均GDP和人口密度度量。^①这时,地级行政中心和县级行政中心的回归系数,无论是大小还是显著性水平,与第3列相比,都没有发生任何实质性变化。第5列则进一步控制各地初始的企业特征,^②比如利润率、劳均固定资本、劳均工资、产业集中度、国有企业比重和企业数量等。这时,地级行政审批中心和县级行政审批中心的回归系数分别为0.032和0.048,且都能够通过显著水平为1%的统计检验。本文把第5列的回归结果视为本文的基准回归结果。

2. 稳健性检验

2.1 安慰剂检验

从中国现实看,不可否认,不同类型工业企业可能面临着不同的制度性成本。不妨假定经济体中存在两类企业:一类企业承担较高制度性成本,称为高制度性成本企业;另一类企业承担较低制度性成本,称为低制度性成本企业。显然,行政审批中心虽然一视同仁对待每一个企业,但是对上述两类企业的影响却不同。对高制度性成本企业而言,行政审批中心能够较大幅度降低其制度成本,从而能够提高其进入率;但是对于低制度性成本企业而言,行政审批中心对其承担的制度性成本影响不大,自然无法影响其进入率。因此,低制度成本组是高制度成本组的安慰剂,如果在低制度成本组中没有发现行政审批中心对其进入率有显著促进作用,那么,在高制度成本组下的发现就更为可靠。基于此,本文构建两个不同的安慰剂检验。

表4 稳健性检验:构造安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	被解释变量:1999—2007年企业进入率						
	按隶属关系划分				按规模划分		
	中央和省	地级市	县及以下	无隶属	大	中	小
是否设立地级行政审批中心	-0.007 (0.006)	-0.012 (0.010)	-0.023 (0.019)	0.073*** (0.024)	0.001 (0.001)	-0.004 (0.006)	0.034*** (0.013)
县级行政审批中心设立率	-0.013* (0.008)	-0.013 (0.011)	-0.078*** (0.029)	0.152*** (0.039)	-0.004*** (0.001)	-0.012* (0.007)	0.064*** (0.018)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
样本量	325	325	325	325	325	325	325
R ²	0.359	0.327	0.319	0.547	0.162	0.096	0.252

注:回归方法为OLS;第5—7列按数据库中“企业规模”指标划分,将大型、特大型、大一型、大二型定义为大规模企业,将中型、中一型、中二型定义为中规模企业,其他为小规模企业。控制变量与表3第5列基准回归相同,以下各表同。

一个是按照隶属关系划分中国的工业企业。按照隶属关系划分,工业企业可以划分为隶属中央、省、地、县和无隶属五类。相对而言,无隶属关系的企业更可能承担较高的制度性成本,有隶属关系的企业承担较低的制度性成本。因此当本文的理论假说成立时,设立行政审批中心能够提高无隶属关系企业的进入率,但是无法同时或同幅度提高有隶属关系企业的进入率。表4第1—4列报告相关的回归结果。从回归结果看,与没有设立行政审批中心的地级市相比,当其他条件不变时,在设立行政审批中心的地级市,无隶属关系企业的进入率显著提高7.3个百分点;而隶属中央、省、地、县企业的进入率并没有任何显著的差异。

① 数据来源于《中国城市统计年鉴》及《中国区域经济统计年鉴》。由于1998年的人均GDP和人口密度数据缺失相对严重,本文使用1999年各地区数据作为控制变量。在使用1998年数据作为控制变量时,结果没有实质变化。

② 数据来源于工业企业数据库。在识别国有企业时,参考Hsieh & Song(2015)的定义。

另一个是按照规模划分中国工业企业。中国地区间存在经济竞争(Xu, 2011), 地方官员间存在晋升锦标赛(周黎安, 2007)。为了在竞争中胜出, 地方官员致力于招商引资, 给能够影响本地经济发展的大企业、大项目提供各种便利, 乃至“绿色通道”。^① 这意味着, 相对而言, 小规模企业会承担较高的制度性成本, 大中型企业承担较低的制度性成本。因此, 当本文的理论假说成立时, 设立行政审批中心能够提高小规模企业的进入率, 但是无法同时或同幅度提高大中型企业的进入率。表4第5—7列报告相关的回归结果。从回归结果看, 与没有设立行政审批中心的地级市相比, 当其他条件不变时, 在设立行政审批中心的地级市, 小规模企业的进入率显著提高3.4个百分点; 而大中型企业的进入率并没有任何显著的差异。

2.2 其他度量进入率的指标

表5报告采用另外四个度量进入率的指标的估计结果。从回归结果看, 当分别采用企业进入率、平均企业进入率、市场进入率、平均市场进入率、1998—2013年企业进入率度量时, 系数大小为0.028、0.022、0.021、0.009和0.061, 设立行政审批中心对企业进入依然有显著的影响。

表5 稳健性检验: 其他进入率指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业进入率 (基准回归)	平均企业进入率	市场进入率	平均市场进入率	1998—2013 企业进入率
是否设立地级 行政审批中心	0.032 *** (0.012)	0.022 *** (0.006)	0.021 (0.016)	0.009 ** (0.004)	0.061 * (0.036)
县级行政审批 中心设立率	0.048 *** (0.015)	0.018 * (0.009)	0.097 *** (0.021)	0.027 *** (0.006)	0.002 (0.028)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	325	325	325	325	319
R ²	0.208	0.214	0.207	0.287	0.093

注: 回归方法为 OLS; 第5列解释变量与1—4列不同, 截至2013年设立行政审批中心取1, 否则取0。相应地, 县级行政审批中心成立率为截至2013年的成立率。

2.3 不同的估计方法^②

我们放松 $\tilde{I}(\xi)$ 为常数的假定, 采用 PSM 方法进行稳健性检验。OLS 估计假定 $\tilde{I}(\xi)$ 是常数, 不过, 由式(2)可知 $\tilde{I}(\xi)$ 未必是常数, 线性估计可能存在偏差。基于此, 可以采用倾向得分匹配法解决这一问题(Heckman, 1997)。表6报告倾向得分匹配法的估计结果。从回归结果看, 设立行政审批中心对企业进入依然有显著的影响, 影响幅度约为2—3个百分点, 与相应的 OLS 回归结果相比, 系数大小几乎不变。

3. 排除其他竞争性解释

首先, 我们考虑创业氛围的影响。创业氛围会影响潜在创业者的行为(Lundström & Stevenson, 2006; 陈刚, 2015), 从而影响各地的企业进入率。我们采用各地企业的年龄代理各地的创业氛围。

① 绿色审批通道是全国范围内的普遍现象。例如, 北京市长在2009年政府工作报告中提出, 在促进重大项目引进和落地时, 政府部门要发挥好“绿色审批通道”的作用。随后, 北京市政府办公厅下发《北京市人民政府办公厅关于转发市发展改革委市监察局加强扩大内需重大项目绿色审批通道管理和监督检查有关文件的通知》(京政办函〔2009〕14号)的文件, 确保落实。

② 感谢审稿专家的建议, 我们也采用面板数据回归作为稳健性检验。截面做法忽略了由各地行政审批中心设立先后产生的差异。通过在面板数据下设立政策变量滞后期发现, 与截面结果基本一致, 行政审批中心对企业进入率有持续的显著促进作用。不过, 由于本文引入企业成长效应, 面板数据下的结果存在被低估的问题。篇幅所限没有汇报, 感兴趣者可来信索要。

各地企业的平均年龄越小,说明该地越利于创业;反之,则不利于创业。表 7 第 2 列控制企业平均年龄。这时,企业平均年龄的回归系数虽然为正号,但并不显著;本文所关注的行政审批中心的回归系数为 0.031,能够通过显著水平为 1% 的统计检验,与表 7 第 1 列的基准回归结果相比,几乎没有变化。

表 6 稳健性检验:倾向得分匹配法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	PSM				
	企业进入率 (基准回归)	企业进入率	进入率其他指标			
			平均企业 进入率	市场进入率	平均市场 进入率	1998—2013 企业进入率
是否设立地级 行政审批中心	0.032 *** (0.012)	0.028 *** (0.009)	0.015 *** (0.005)	0.027 *** (0.011)	0.008 ** (0.004)	0.095 ** (0.015)
样本量	325	325	325	325	325	319

注:第 6 列解释变量与 1—5 列不同,截至 2013 年设立行政审批中心取 1,否则取 0。第一阶段为 probit 回归,计算倾向得分的变量集为:截至 2007 年(第 6 列相应变为 2013 年)的同省其他地级市行政审批中心设立率、距离同省最先设立行政审批中心城市的地理距离、截至 2007 年(第 6 列相应变为 2013 年)的县级行政审批中心设立率,以及表 3 第 5 列基准回归中的控制变量。在匹配方法上,采用最邻近匹配(nearest-neighbor matching)。第二阶段根据第一阶段匹配的结果,计算平均处理效应。表中汇报的是第二阶段的结果,第一阶段结果限于篇幅没有展示。

表 7 排除其他竞争性解释

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量:1999—2007 年企业进入率					
是否设立地级 行政审批中心	0.032 *** (0.012)	0.031 *** (0.012)	0.032 *** (0.012)	0.024 ** (0.011)	0.030 *** (0.011)	0.023 ** (0.011)
县级行政审批 中心设立率	0.048 *** (0.015)	0.047 *** (0.015)	0.049 *** (0.015)	0.051 *** (0.015)	0.050 *** (0.015)	0.054 *** (0.015)
企业平均年龄		0.016 (0.028)				0.009 (0.030)
外资企业占比			-0.052 (0.036)			-0.060 (0.038)
出口占比			0.091 * (0.055)			0.100 * (0.057)
政府招商引资 动机				0.004 (0.004)		0.005 (0.004)
官员更替					0.005 (0.003)	0.005 * (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	325	325	325	303	325	303
R ²	0.208	0.209	0.215	0.217	0.215	0.233

注:回归方法为 OLS;控制变量与表 3 第 5 列基准回归相同;没有报告常数项,括号里是稳健标准误,*、**和*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

其次,我们考虑各地开放程度的影响。中国各地对外开放经历一个先对境外开放后对境内其他地区开放的过程,特别是在中国加入世界贸易组织后,进一步倒逼中国国内市场开放(Paluzie,

2001;赵伟,2006)。不可否认,中国在全国推进行政审批改革的时间节点恰好与中国加入世界贸易组织的时间节点一致。因此,中国的行政审批改革也许就是与国际惯例接轨的一部分。显然,当这种可能性成立时,基准回归结果其实就是反映各地对外开放的差异,而不是在设立行政审批中心上的差异。为了排除这种可能性,表7第3列控制各地的对外开放程度,分别采用外资比重和出口额占比度量。^①从回归结果看,出口占比的回归系数显著为正号,外资企业占比的回归系数为负号,但不显著。不过,就本文所关心的行政审批中心的回归系数而言,估计系数值为0.032,能够通过显著水平为1%的统计检验,与表7第1列中的基准回归结果相比,没有任何变化。这意味着,尽管各地对外开放对企业进入率有影响,但是否设立行政审批中心依然具有显著影响。

然后,我们考虑政府招商引资动机的影响。政府在招商引资过程中为了吸引企业进入,会想方设法为企业提供行政便利,提高行政效率。因此,如果这种可能性成立,基准回归中的结果反映的可能是地方政府招商引资动机的差异,而不是行政审批中心带来的差异。为了排除这一可能性,本文参考范剑勇和莫家伟(2014)的做法,将每年新成立的工业企业注册资本进行加总,作为地级市新增招商引资额的代理指标。表7第4列引入政府招商引资动机变量后,系数为正,但不显著;本文所关心的行政审批中心的回归系数为0.024,能够通过显著性水平为5%的统计检验。

最后,我们考察各地主要领导的差异。行政审批改革是政府的自我革命,地方主要领导的支持是必不可少的(Kearney et al.,2000;朱旭峰和张友浪,2015)。显然,当这种可能性成立时,基准回归结果可能只是反映各地主要领导人的差异,而不是在设立行政审批中心上的差异。为了排除这种可能性,表7第5列尝试控制各地主要领导人的差异。坦白地说,直接控制主要领导人的差异并不太容易。因为在1998—2007年间,平均而言,每个地级市将经历三届主要领导,^②很难直接度量各地在样本区间的主要领导差异。基于此,本文引入各地在1998—2007年间市长和市委书记更替次数,以排除主要官员本身对企业进入率的影响。表7第5列报告相应的回归结果。这时,主要领导更替次数的回归系数不显著,而本文所关心的行政审批中心的回归系数为0.030,能够通过显著水平为1%的统计检验,与基准回归结果相比,几乎没有任何变化。这意味着,尽管各地经历了不尽相同的主要领导更替,但是否设立行政审批中心依然具有显著影响。

为了稳健起见,本文把创业氛围、开放程度、政府招商引资动机和主要领导差异同时引入基准回归方程。如表7第6列所示,这时,各个控制变量的回归系数符号与单独引入的结果相比,没有任何变化;本文所关心的行政审批中心的回归系数为0.023,并能够通过显著水平为5%的统计检验。

五、解决内生性

本节放松 e_i 和 u_i 相互独立的假定,重新估计行政审批中心对企业进入率的影响。首先排除存在内生性嫌疑的样本;然后进行两阶段最小二乘法估计。

1. 排除存在内生性嫌疑的样本

一是,排除在2001年全国统一部署之前就先行设立了行政审批中心的地级市。这部分样本之所以自发地进行改革,有很大的嫌疑是基于本地政府招商引资等内在需求,存在内生性。二是,排除在各省统一部署之前设立行政审批中心的样本。在各省统一部署前设立行政审批中心的地级市,更大可能是出于自身需求,而非落实上级部署,存在内生性嫌疑。我们采用各省2000年以来的

^① 外资企业占比 = 所有外资控股企业总就业人数/所有企业总就业人数;出口额占比 = 所有企业出口总额/所有企业总产值。

^② 在地级市层面,市委书记和市长的任期,平均而言大致约为3年(吴敏和周黎安,2015)。

政府工作报告(徐现祥和梁剑雄 2014),整理出各省首次提出“集中审批”、“建立一站式服务平台”、“设立行政审批中心”等关键字的年份,排除在此之前设立行政审批中心的地级市样本。

结果如表 8 所示,此时设立行政审批中心对企业进入依然有显著的影响,影响幅度约为 2—4 个百分点,与相应的 OLS 回归结果相比,几乎没有变化。

表 8 解决内生性:排除存在内生性嫌疑的样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业进入率 (基准回归)	排除 2001 年前设立的样本		排除省级部署前设立的样本	
		企业进入率	控制其他可能机制	企业进入率	控制其他可能机制
是否设立地级行政审批中心	0.032 *** (0.012)	0.032 *** (0.012)	0.024 ** (0.012)	0.037 *** (0.013)	0.031 *** (0.013)
所辖县级行政审批中心设立率	0.048 *** (0.015)	0.038 ** (0.017)	0.043 ** (0.017)	0.037 * (0.022)	0.054 ** (0.021)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	325	302	281	203	187
R ²	0.208	0.192	0.213	0.205	0.303

注:回归方法为 OLS。

2. IV 估计

这一小节中,我们将同省其他地级市行政审批中心设立率、与同省首个设立行政审批中心城市地理距离作为工具变量,继续解决可能存在的内生性问题。

表 9 IV 回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	是否设立 审批中心	企业进入率	其他进入率指标				控制其他 可能机制
			平均企业 进入率	市场进入率	平均市场 进入率	1998—2013 年企业进入率	
是否设立地级行政审批中心		0.250 *** (0.087)	0.149 *** (0.045)	0.185 *** (0.092)	0.066 *** (0.024)	0.114 ** (0.051)	0.285 *** (0.116)
IV1: 同省其他地级市审批中心设立率	0.485 *** (0.130)						
IV2: 与省内首个设立审批中心城市的地理距离	-0.089 (0.233)						
县级行政审批中心设立率	0.290 *** (0.091)	-0.031 (0.038)	-0.029 (0.022)	0.039 (0.040)	0.006 (0.011)	-0.005 (0.029)	-0.043 (0.050)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
样本量	318	318	318	318	318	319	300
Hausman 检验(p 值)		0.000	0.000	0.022	0.004	0.261	0.000
过度约束检验(p 值)		0.610	0.883	0.228	0.470	0.850	0.314

注:第 6 列解释变量与 1—5 列不同,截至 2013 年成立行政审批中心取 1,否则取 0,相应地,IV1 为截至 2013 年的同省其他地级市行政审批中心设立率,县级行政审批中心设立率为截至 2013 年的设立率。回归方法为两阶段最小二乘法。

表 9 第 1 列和最后一行分别验证工具变量的相关性与外生性。一方面,当省内设立行政审批中心的城市越多、与学习对象的地理距离越近时,本地政府更可能设立行政审批中心 (Mooney 2001; 马亮 2012; 朱旭峰和张友浪 2015)。另一方面,企业发生迁移的概率随企业规模的增大而减弱 (Brouwer et al., 2004), 故其他地级市审批中心设立与否不直接影响本地企业进入率,而是通过影响本地政府设立行政审批中心的决策,间接影响本地进入率,从而具有一定的外生性。

表 9 第 2—7 列报告了 IV 估计的回归结果。这时,行政审批中心的回归结果显著为正,系数与 OLS 基准回归相比增大。这表明,当采用 IV 估计时,设立行政审批中心更有利于企业进入,表现为企业进入率提高了约 25%。

以上分析表明,当我们进一步放松 e_i 和 u_i 相互独立的假定后,通过排除具有较强的内生性嫌疑的样本,并进行 IV 估计后发现,设立行政审批中心依然能够显著地促进企业进入率,提高 2%—25%。

六、具体措施

既然行政审批中心对企业进入率有影响,那么行政审批中心是通过什么影响企业进入率的呢? 本小节将从行政审批中心的年龄、进驻部门数量、进驻事项数量和窗口数量等四个维度,考察行政审批中心影响企业进入率的具体措施。

表 10 具体措施

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	被解释变量: 1999—2007 年企业进入率				
行政审批中心年龄	0.015 ** (0.006)				0.005 (0.023)
进驻部门数量		0.009 *** (0.003)			0.067 *** (0.024)
进驻事项数量			0.005 ** (0.002)		-0.028 ** (0.013)
进驻窗口数量				0.004 (0.003)	-0.020 (0.012)
县级行政审批中心 设立率	0.048 *** (0.015)	0.046 *** (0.015)	0.050 *** (0.017)	0.045* (0.023)	0.047* (0.027)
控制变量	有	有	有	有	有
样本量	325	313	291	202	187
R ²	0.205	0.211	0.210	0.196	0.230

注: 回归方法为 OLS; 在数据处理上, 行政审批中心的年龄是指从其设立到 2007 年的年数, 不满一年则按一年计算。我们对截至 2007 年末设立行政审批中心的样本, 设定其年龄、部门、事项、窗口数量都为 0。因此, 在实证分析中, 这四个变量都采取 $\ln(x + 1)$ 的方式处理。

表 10 报告行政审批中心四个维度对企业进入率的影响。第 1—4 列分别考察行政审批中心的年龄、进驻部门数量、事项数量和窗口数量对企业进入率的影响。由回归结果可知, 行政审批中心

的年龄、进驻部门数量和事项数量都有显著影响,其回归系数分别为0.015、0.009和0.005。不可否认,这四个维度间具有一定的相关性,因此,表10第5列同时考察这四个维度的影响。从回归结果看,只有进驻部门数量的回归系数显著为正,系数大小为0.067,^①能够通过显著水平为1%的统计检验。因此,以上结果表明,行政审批中心进驻部门数量越多,企业进入越高,这可能源于行政审批中心旨在将审批部门集中在一起办公、提供一站式服务,行政审批中心进驻部门数量可能决定了部门协调的宽度和降低企业成本的程度。

因此,以上分析表明,以集中审批为主要特征的行政审批中心,主要通过进驻部门实现跨部门协调,从而便于企业进入市场。

七、结论性评述

本文旨在以是否设立行政审批中心为例,实证分析行政审批改革对企业进入率的影响程度。在识别方法上,本文放松市场进入率所隐含的企业规模临界值为零的假定,证明了基于任意规模临界值的企业进入率也可识别行政审批改革对企业进入的影响。基于规模临界值的企业进入率降低了对企业数据的要求,更具有实用性。比如,可以直接采用中国工业企业数据库,计算基于规模临界值的企业进入率。

基于此,本文以全国各地设立行政审批中心为例,实证检验行政审批改革对企业进入的影响。本文手工收集整理全国333个地级和2852个县级设立行政审批中心的相关数据,然后与中国工业企业数据库匹配。结果发现,1998—2007年间,在设立行政审批中心地区,规模以上工业企业的进入率显著地提高约2—25个百分点,受益的主要是小规模企业和民营企业。当排除各地创业氛围、对外开放“倒逼”国内市场开放、政府招商引资动机,以及地方官员变更冲击等因素后,本文的发现并没有发生任何实质性变化。将样本拓展到2013年后,本文的基本发现依然存在。最后,本文尝试打开行政审批中心这个黑箱,发现行政审批中心主要是通过进驻部门实现跨部门协调,便于企业进入市场。

本文的发现是稳健的,揭示行政审批改革对企业进入率的影响程度及渠道。不过,这项工作还是初步的,至少以下两点值得进一步研究。一是行政审批改革对企业其他行为的影响及其对地方政府行为的影响;另一个是,随着“互联网+”的兴起,电子政务已经成为各级地方政府深化行政审批改革的一个方向,其对企业行为和地方政府行为的影响显然是一个更有趣的话题。

参考文献

- 艾琳、王刚、张卫清 2013:《由集中审批到集成服务——行政审批制度改革的路径选择与政务服务中心的发展趋势》,《中国行政管理》第4期。
- 陈刚 2015:《管制与创业——来自中国的微观证据》,《管理世界》第5期。
- 范剑勇、莫家伟 2014:《地方债务、土地市场与地区工业增长》,《经济研究》第1期。
- 马亮 2012:《政府创新扩散视角下电子政务发展——基于中国省级政府的实证研究》,《图书情报工作》第4期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 唐亚林、朱春 2014:《2001年以来中央政府行政审批制度改革的基本经验与优化路径》,《理论探讨》第5期。
- 王胜君、丁云龙 2010:《行政服务中心的缺陷、扩张及其演化——一个行政流程再造视角的经验研究》,《公共管理学报》第4期。
- 吴敏、周黎安 2015:《地方政府的政治预算周期再研究》,《经济学报》第2期。

^① 感谢审稿专家提出建议,通过计算标准化BETA系数比较四个维度对企业进入的影响程度。从标准化系数来看,当第5列同时引入四个维度时,进驻部门数量的标准化BETA系数最大,为1.258,进一步佐证了本文的发现。

- 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。
- 徐现祥、梁剑雄 2014:《经济增长目标的策略性调整》,《经济研究》第1期。
- 赵伟 2006:《中国区域经济开放:多层次多视角的考察》,《社会科学战线》第6期。
- 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。
- 朱旭峰、张友浪 2015:《创新与扩散:新型行政审批制度在中国城市的兴起》,《管理世界》第10期。
- Aghion, P., T. Fally, and S. Scarpetta, 2007, "Credit Constraints as a Barrier to the Entry and Post-Entry Growth of Firms", *Economic Policy*, Vol. 22, 732—779.
- Alfaro, L., and A. Chari, 2014, "Deregulation, Misallocation, and Size: Evidence from India", *Journal of Law and Economics*, Vol. 57, 897—936.
- Björnskov, C., and N. J. Foss, 2008, "Economic Freedom and Entrepreneurial Activity: Some Cross-Country Evidence", *Public Choice*, Vol. 134, 307—328.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, Vol. 97, 339—351.
- Branstetter, L., F. Lima, L. J. Taylor, and A. Venancio, 2014, "Do Entry Regulations Deter Entrepreneurship and Job Creation? Evidence from Recent Reforms in Portugal", *Economic Journal*, Vol. 124, 805—832.
- Brouwer, A. E., I. Mariotti, and Van J. N. Ommeren, 2004, "The Firm Relocation Decision: An Empirical Investigation", *Annals of Regional Science*, Vol. 38, 335—347.
- Bruhn, M., 2011, "License to Sell: The Effect of Business Registration Reform on Entrepreneurial Activity in Mexico", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, 382—386.
- Ciccone, A., and E. Papaioannou, 2007, "Red Tape and Delayed Entry", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5, 444—458.
- Djankov, S., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, 2002, "The Regulation of Entry", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, 1—37.
- Dreher, A., and M. Gassebner, 2013, "Greasing the Wheels? The Impact of Regulations and Corruption on Firm Entry", *Public Choice*, Vol. 3, 413—432.
- Gourio, F., T. Messer, and M. Siemer, 2016, "Firm Entry and Macroeconomic Dynamics: A State-level Analysis", *American Economic Review*, Vol. 106, 214—218.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd, 1997, "Matching as An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, Vol. 64, 605—654.
- Hsieh, C., and Z. M. Song, 2016, "Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China", *Brookings Papers on Economic Activity*, 295—346.
- Kaplan, D. S., E. Piedra, and E. Seira, 2011, "Entry Regulation and Business Start-ups: Evidence from Mexico", *Journal of Public Economics*, Vol. 95, 1501—1515.
- Kearney, R. C., B. M. Feldman, and C. P. Scavo, 2000, "Reinventing Government: City Manager Attitudes and Actions", *Public Administration Review*, Vol. 60, 535—548.
- Klapper, L., L. Laeven, and R. Rajan, 2006, "Entry Regulation as a Barrier to Entrepreneurship", *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, 591—629.
- Klapper, L., R. Amit, and M. F. Guillén, 2010, "Entrepreneurship and Firm Formation Across Countries", *International Differences in Entrepreneurship*, 129—158.
- Lundström, A., and L. A. Stevenson, 2006, *Entrepreneurship Policy: Theory and Practice*, Springer Science & Business Media.
- Mooney, C. Z., 2001, "Modeling Regional Effects on State Policy Diffusion", *Political Research Quarterly*, Vol. 54, 103—124.
- Paluzie, E., 2001, "Trade Policy and Regional Inequalities", *Papers in Regional Science*, Vol. 80, 67—85.
- Pigou, A. C., 1929, *The Economics of Welfare*, London: Macmillan and Company.
- Shleifer, A., and R. Vishny, 1993, "Corruption", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 599—617.
- Stigler, G., 1971, "The Theory of Economic Regulation", *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 2, 3—21.
- Xu, C., 2011, "The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development", *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, 1076—1151.

Administrative Approval Reform and Firm Entry

BI Qingmiao^a, CHEN Xilu^b, XU Xianxiang^a and LI Shujuan^c

(a: Sun Yat-Sen University; b: The Chinese University of Hong Kong; c: Jinan University)

Summary: The Chinese government is committed to administrative approval reform to promote mass entrepreneurship. Therefore, a natural question arises: does administrative approval reform improve the firm entry rate in China? To our knowledge, there is little literature that answers this question.

The shortage of research on this topic may be attributed to two reasons. Theoretically, there are two competing views of deregulation, referred to as “public interest” and “public choice”. The first emphasizes that government regulation can help correct market failure (Pigou, 1929), and thus deregulation reform may not be conducive to firm entry. In contrast, public choice theory regards regulation as socially inefficient and the cause of misallocation (Stigler, 1971; Shleifer & Vishny, 1993); thus, deregulation reform helps to increase the firm entry rate. Empirically, the identification difficulty lies in the systematic absence of statistics about firms below the designated size in China, which prevents us from directly measuring firm entry.

We find a feasible identification strategy. We prove that under certain conditions, the firm entry rate based on the threshold can be used to identify the influence of reform. Specifically, when administrative approval reform reduces the cost of firms, it not only benefits the market entry of new firms, but also increases the output of incumbent firms and thus the entry rate of firms over the designated size.

Empirically, we take the foundation of Administrative Approval Centers (AACs) to proxy the reform and empirically quantify the net effect of administrative approval reform on firm entry, as setting up an AAC is generally accepted as a representative instrument of reform. Although a nationalized administrative approval reform was launched in 2001, the foundation of the AACs was not an “one-size-fits-all” change but a gradual implementation across time and space. Hence, it can reflect the differences in the reform nationwide and could be considered a quasi-natural experiment in evaluating the effect of administrative approval reform.

We collect data from 333 prefecture-level and 2 852 county-level AACs. There are five indicators: whether an AAC of the corresponding level was founded, the year of the AAC foundation for the prefectures and counties with an AAC, the number of stationed government departments, the approval items and the service windows in the AAC.

With the firm entry rate in each prefecture calculated from the Chinese Industrial Census from 1998 to 2007, our regression results show that the foundation of a prefecture-level AAC increases the firm entry rate from 2% to 25%. In our baseline results, the establishment of a prefecture-level AAC could increase the firm entry rate by 3%, which is significant. The augmenting effect is more remarkable for small-scale enterprises and private enterprises. It still exists after we expand the sample from 1998—2007 to 1998—2013 and control for the entrepreneurship environment, the increase in national openness, government incentives to attract investment and government cadre rearrangement. Furthermore, we eliminate possibly endogenous observations and find that the conclusion does not change. We also adopt two instrumental variables, the establishment rate of prefecture-level AACs in other cities in the province and the distance from the first city to establish a prefecture-level AAC in the province, and our discoveries still prove solid. Finally, we find that cross-sectoral coordination is the underlying reason for the higher firm entry rate, in line with the original intention of AAC foundation.

Our paper supports public choice theory. Under public choice theory, deregulation reform is associated with increased firm entry, and evidence from India (Alfaro & Chari, 2014), Mexico (Kaplan et al., 2011; Bruhn, 2011) and Portugal (Branstetter et al., 2014) is consistent with it. In addition, our paper seeks to contribute to the emerging Administrative Approval Reform study in China.

Future research could focus on two points. One is the effect of Administrative Approval Reform on the behavior of local governments. The other is the effect of e-government on local governments, as this has become a direction for further reform.

Keywords: Administrative Approval Reform; Administrative Approval Center; Firm Entry Rate

JEL Classification: G18, L11, L53

(责任编辑: 陈 辉)(校对: 王红梅)