

市场壁垒、行政审批与企业价格加成

王璐，吴群锋，罗頔

[摘要] 本文以地级市设立行政审批中心作为准自然实验，使用双重差分方法研究了行政审批制度改革对于企业价格加成的影响，并讨论作用机制与异质性。研究发现：行政审批中心的建立显著降低了企业的价格加成水平，这一结果在不同的方程形式下均稳健；行政审批制度改革对价格加成的作用机制主要有成本降低效应和竞争效应，其中，竞争效应主导，主要的作用机制在于：加剧企业进入退出，加速市场竞争，减弱市场壁垒，创造更为竞争性的市场环境，促使企业降低价格加成水平；对于不同类型、不同特征的企业，行政审批制度改革对价格加成具有异质性影响。本文的研究对于深入理解行政审批制度改革的经济效果，持续优化营商环境，构造更具一体化的国内市场等具有一定现实意义。

[关键词] 行政审批中心；价格加成；制度壁垒；自然壁垒

[中图分类号]F203 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)06-0100-18

一、引言及文献综述

简政放权、打破行政性垄断是新形势下对内深化改革、构建更具一体化的国内市场的重要举措，在当前严峻经济形势下对助企纾困、增强内在发展动力具有重要意义。2001年以来，中国各地政府不断推动和深化的行政审批制度改革，简化了商事审批流程进而降低企业运营成本。行政审批中心的设立对于规范审批行为、改进审批方式、加强审批监管等具有重要作用，有效提升办事效率并完善行政服务网络，切实降低了企业的制度性成本，促进更多企业进入市场(毕青苗等,2018)。本文进一步从企业价格加成的角度对行政审批中心设立的影响展开研究，同时对其作用机制进行分析，为行政审批制度改革的经济效果提供来自企业价格加成方面的经验证据。

与本文直接相关的一支文献是对行政审批制度改革的经济影响进行讨论。现有研究认为行政审批及其制度改革对企业经营行为产生了重要的影响。张龙鹏等(2016)研究发现，地区行政审批成本的提升降低了创业倾向和创业规模，显著抑制了企业进入市场并降低经营绩效。夏杰长和刘诚(2017)发现，行政审批制度改革能够通过减少企业交易费用进而促进经济增长。毕青苗等(2018)则通过首次构建一个完整的地县级行政审批中心设立数据库，对行政审批制度改革对企业进入的影

[收稿日期] 2019-11-09

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“基于区位地理视角的企业生产率水平与出口行为研究”(批准号71973007)；中国博士后科学基金面上项目“交通基础设施建设、国内市场一体化与企业资源配置”(批准号2019M660338)。

[作者简介] 王璐，北京大学经济学院博士研究生；吴群锋，北京大学经济学院博雅博士后，经济学博士；罗頔，北京师范大学古籍与传统文化研究院硕士研究生。通讯作者：吴群锋，电子邮箱：qfwu@pku.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，感谢第二届应用经济学高端前沿论坛暨“中国应用经济学发展70年”研讨会与会学者专家的意见和建议，当然文责自负。

响展开研究,发现在1998—2007年设立行政审批中心的地级市企业进入率显著提高。王永进和冯笑(2018)研究发现,行政审批中心的建立有效降低了企业的制度性成本,从而促进企业进行研发和技术创新,显著提升了企业的创新水平。本文的研究还与基于企业价格加成而展开的市场垄断文献密切相关。企业价格加成水平是反映企业垄断势力的重要指标(De Loecker and Warzynski, 2012; 许明和李逸飞, 2018)。现有文献研究发现,市场壁垒的下降、竞争程度的上升会降低企业的价格加成水平。钱学锋和范冬梅(2015)发现,提高出口退税率将会提升企业间竞争程度,进而降低企业的价格加成水平。Konings and Vandenbussche(2005)研究了欧盟对外反倾销的保护政策,发现欧盟对外反倾销显著提升了其域内企业的价格加成水平。

基于既有文献的研究,本文从行政审批制度改革视角出发,探究其对于企业价格加成水平的影响,并讨论作用机制与异质性。本文的创新之处主要有三点:①从文献上补充了对于行政审批中心经济绩效的探讨。既有文献主要从行政审批中心设立因素及扩散(朱旭峰和张友浪, 2015)、行政审批制度改革对宏观经济增长(夏杰长和刘诚, 2017)、微观企业进入(毕青苗等, 2018)、企业创新(王永进和冯笑, 2018)影响等方面展开研究,但未有文献从企业价格加成的角度来考察行政审批制度改革对微观企业的影响。相比于既有文献,本文从理论和实证两方面探讨了行政审批制度改革对于企业价格加成水平的影响及机制,对这一领域形成边际贡献。②通过构建一个异质性企业可变价格加成模型,将行政审批成本引入企业固定成本中,从一般均衡的角度全面探究行政审批制度改革对于企业价格加成的影响。③通过使用双重差分、长差分等实证方法,能够更为细致地对因果关系及作用机制展开研究讨论。多个维度的异质性检验也有利于深化文献对于行政审批制度改革作用效果的理解。本文的研究表明,持续优化商事制度流程、降低行政制度壁垒,能够降低市场垄断程度、提高经济社会福利,具有重要的现实意义。发挥政府对经济发展的能动作用,是中国经济实现长期高质量发展的重要途径。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分介绍基本理论框架;第三部分是研究设计;第四部分是实证结果与分析;第五部分进行机制检验与异质性分析;第六部分为结论与政策启示。

二、理论框架

本节从理论上探讨行政审批制度改革与企业价格加成之间的关系,引出理论假说作为实证分析的基本依据。假设异质性企业在垄断竞争中展开市场经营,具有不同的价格加成水平。行政审批制度改革通过影响企业成本来对企业价格加成水平产生影响。行政审批制度改革使得企业的制度性成本下降,降低了市场临界成本水平,引致更多企业进入市场(毕青苗等, 2018),进而降低在位企业的价格加成水平。且行政审批制度改革对于不同类型企业价格加成水平的下降效应具有异质性影响:当行政审批制度改革引致更多企业进入市场之后,如果企业所在的行业进入成本越高,原在位企业更容易利用先行优势,价格加成下降幅度更小;如果产品间替代弹性越高,企业间竞争程度越高,行政审批制度改革所引起的企业价格加成下降幅度也越大。

1. 理论模型设定

本文的基准模型基于Melitz and Ottaviano(2008)的异质性企业可变价格加成模型,进而引入行政审批成本的影响。假定经济体内的代表性消费者在连续商品集合上具有二次型效用函数:

$$U = q_0^c + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i^c di \right)^2 \quad (1)$$

其中，上标 c 代表消费者个体， q_0^c 是消费者对基准商品的消费量； Ω 是差异化部门内所有产品的集合， q_i^c 为消费者对 Ω 集合内的某一差异化产品 i 的消费量。参数 $\gamma > 0$ 体现了消费者对差异化产品的偏好程度； γ 越大，消费者对差异化产品的偏好越强^①，最终反映到产品市场上，企业间的产品替代性也越强 (Syverson, 2004; Melitz and Ottaviano, 2008)。均衡条件下，这一产品替代性也将影响到企业经营所面临的竞争程度，进而影响行政审批制度改革的市场效果。

不妨设基准商品的价格单位化为 1， p_i 为商品 i 的市场价格，求解消费者效用最大化问题一阶条件 $\frac{p_i}{p_0} = \frac{MU_i}{MU_0}$ ，可知对每一差异化产品 i ，消费者的反需求函数为：

$$p_i = \alpha - \gamma q_i^c - \eta Q^c$$

其中， $q_i^c > 0$ 表明消费者对该产品有正的消费， $Q^c \equiv \int_{i \in \Omega} q_i^c di$ 是消费者对所有差异化产品消费量之和。上式表明消费者对每一差异化产品具有线性需求函数。若国内消费者人数为 L ，那么产品 i 的市场需求曲线即为：

$$q_i \equiv Lq_i^c = \frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \frac{L}{\gamma} \bar{p} \quad (2)$$

其中， $i \in \Omega^*$ ， Ω^* 是满足 $q_i^c > 0$ 的所有产品的集合； $\bar{p} = (1/N) \int_{i \in \Omega^*} p_i di$ 是这些产品的平均价格。每种产品需求量不应小于 0，因此令 (3) 式中 $q_i \geq 0$ ，有：

$$p_i \leq \frac{1}{\eta N + \gamma} (\gamma \alpha + \eta N \bar{p}) \equiv p_{\max} \quad (3)$$

当企业最优定价恰为 p_{\max} 时，设其成本值为 c_D ，则 $p_{\max} = c_D$ 。这一成本值也正是能够在市场上进行生产并销售的在位企业的最大成本值。若企业成本高于这一临界值，那么短期内企业进行生产的边际成本就高于单位产品的价格，企业就会选择不再生产。各类外生于企业生产销售的成本，包括企业开展运营进行行政审批所需要支付的成本，会通过影响每个企业的成本函数，进而影响到市场均衡下的临界成本值，产生一般均衡条件下的综合影响。

以下分析简化下标 i 。企业在差异化产品部门进行垄断竞争，进入市场需要支付固定成本 f_E 。企业利润最大化问题为： $\max_q (p-c)q$ 。

可得一阶条件：

$$q = \frac{L}{\gamma} (p-c) \quad (4)$$

(4) 式即为企业仅按照利润最大化进行决策时的产量和定价策略。定义企业的绝对值意义上的价格加成为 $\mu(c) = p(c) - c$ ，由 (2)、(3) 式和 $p_{\max} = c_D$ 可知 $q = \frac{L}{\gamma} (p_{\max} - c) = \frac{L}{\gamma} (c_D - c)$ ，再联立 (4) 式有：

$$p(c) = \frac{1}{2} (c_D + c)$$

① 一个极端的例子是当 $\gamma=0$ 时，消费者只在意对所有商品的消费总量，而并不在意这些总量如何在各个差异化产品之间的分布，因此，消费者对差异化产品不具有偏好，也不会对均衡下的企业行为产生影响。

$$\mu(c) = \frac{1}{2}(c_D - c) \tag{5}$$

$$\pi(c) = \frac{L}{4\gamma}(c_D - c)^2$$

企业进入市场所面临的固定成本记为 f_E ，企业开展经营活动所面临的行政审批的成本记为 $cost_{adm}$ 。毕青苗等(2018)发现，行政审批中心的设立降低了企业制度性成本，显著提升了企业进入率。行政审批成本成为企业不得不支付的固定支出之一^①，因此企业总固定成本为 $f_E + cost_{adm}$ 。未进入市场前企业预期利润为：

$$\int_0^{c_D} \pi(c) dG(c) - (f_E + cost_{adm}) \tag{6}$$

如果这一利润值为负，则企业不会进入市场。而只要这一利润值为正，竞争的力量会使新企业不断进入市场，直到因企业数量增多导致的市场竞争加剧使这一利润值降低到 0 为止。这一过程可以表述为以下自由进入均衡条件：

$$\int_0^{c_D} \pi(c) dG(c) = \frac{L}{4\gamma} \int_0^{c_D} (c_D - c)^2 dG(c) = f_E + cost_{adm} \tag{7}$$

这一均衡条件即可求出临界成本值 c_D 。由定义 $c_D = p(c_D)$ ，和(4)式联立有：

$$c_D = \frac{1}{\eta N + \gamma} (\gamma\alpha + \eta N \bar{p})$$

得到零利润条件：

$$N = \frac{2\gamma}{\eta} \frac{\alpha - c_D}{c_D - \bar{c}} \tag{8}$$

其中， $\bar{c} = [\int_0^{c_D} c dG(c)] / G(c_D)$ ，新进入的企业数量为 $N_E = N / G(c_D)$ 。

给定由 $G(c)$ 决定的技术条件，平均生产率(成本水平 \bar{c})水平将会随着沉没成本的下降、产品替代性的提升(γ 更小)、市场的扩大(L 更大)而上升，同时企业的退出率也将更高。而参数 α 和 η 对企业的进入退出以及平均生产率水平没有影响。在更大的市场上竞争更为剧烈，因为在大市场上竞争的企业数量越多、平均价格水平 $\bar{p} = (c_D + \bar{c}) / 2$ 也越低。面对这一更剧烈的竞争环境，每个企业设定的价格加成也将越低。

进一步假设企业成本服从帕累托分布：

$$G(c) = \left(\frac{c}{c_M} \right)^k, c \in [0, c_M] \tag{9}$$

其中， k 值越大，高成本值企业的相对数量就越多，分布越向高成本值企业集中。若 k 趋于无穷大，则企业成本值将集中于 c_M 。由于帕累托分布截断不变分布的特性，无论是所有在位企业还是所有企业的分布均服从于相同的上述分布。给定这一分布，由(7)式可得临界成本值为：

① 通过可变成本 c 引入行政审批的影响不会改变本文的基本结论：行政审批成本的下降会使企业经营的边际成本下降，由(5)式可知这一引入方式会直接引起企业价格加成 $\mu(c) = \frac{1}{2}(c_D - c)$ 下降，并最终影响到市场临界成本值的下降，从而产生类似的结果。根据张龙鹏等(2016)以及毕青苗等(2018)关于行政审批制度影响企业进入的研究发现，本文主要通过企业进入成本引入行政审批制度改革的做法更为贴近现实。

$$c_D = \left[\frac{2(k+1)(k+2)\gamma(c_M)^k (f_E + cost_{adm})}{L} \right]^{1/(k+2)} \quad (10)$$

这里需要假定 $c_M > \sqrt{[2(k+1)(k+2)\gamma(f_E + cost_{adm})/L]}$ 以使条件 $c_D < c_M$ 满足。

在位企业的数量为：

$$N = \frac{2(k+1)\gamma}{\eta} \frac{\alpha - c_D}{c_D} \quad (11)$$

效用水平也由此决定：

$$U = 1 + \frac{1}{2\eta} (\alpha - c_D) \left(\alpha - \frac{k+1}{k+2} c_D \right) \quad (12)$$

2. 短期均衡结果

令 \bar{N} 为在位企业数量，这些企业在 $[0, \bar{c}_M]$ 上服从 $\bar{G}(c) = (c/\bar{c}_M)^k$ 分布。只有利润非负的企业才会生产，即若企业成本值满足 $c > c_D$ 则不会生产，而数量为 $N = \bar{N}\bar{G}(c_D) = \bar{N}(c_D/\bar{c}_M)^k$ 的其他企业继续生产。若生产成本为 \bar{c}_M 的企业都能够市场上获得非负利润，那么， $c_D = \bar{c}_M$ 且所有的企业都会在短期内进行生产。若不然，则可以通过零利润条件求得临界成本值和在位企业数量：

$$N = \frac{2\gamma}{\eta} \frac{\alpha - c_D}{c_D - \bar{c}} = \frac{2(k+1)\gamma}{\eta} \frac{\alpha - c_D}{c_D}, \quad c_D < \bar{c}_M \quad (13)$$

其中，生产企业的平均成本 $\bar{c} = [k/(k+1)]c_D$ 。将 $N = \bar{N}(c_D/\bar{c}_M)^k$ 代入上式，即有：

$$\frac{(c_D)^{k+1}}{\alpha - c_D} = \frac{2(k+1)\gamma(\bar{c}_M)^k}{\eta\bar{N}}, \quad c_D < \bar{c}_M \quad (14)$$

即可唯一决定短期均衡下的临界成本值 c_D 和生产企业数量 N 。

在短期均衡下，市场规模的变化并不会改变生产企业的分布 (c_D 不变)，或价格加成的分布。随着市场规模变化，所有的企业只是等比例地调整它们的产出水平。因此，只有在长期均衡存在企业进入的情形下才会有跨企业间的再分配，并引起临界成本值的变化。

3. 理论假说^①

分析均衡时行政审批制度改革对企业价格加成的一阶影响效应，根据(5)式中企业价格加成 $\mu(c)$ 的表达式、(10)式中市场临界成本值 c_D 的表达式可知： $\mu(c) = \frac{1}{2}(c_D - c) =$

$\frac{1}{2} \left(\left[\frac{2(k+1)(k+2)\gamma(c_M)^k (f_E + cost_{adm})}{L} \right]^{1/(k+2)} - c \right)$ ，因此可以得出企业价格加成是行政审批成本的增

函数，进而提出：

假说 1：给定企业自身的成本水平不变，行政审批制度改革与放开降低了企业经营成本，降低了市场临界成本值水平，促进了企业价格加成水平的下降。

通过第(13)式可知，行政审批制度改革导致临界成本值 c_D 下降，更多企业进入导致企业数量上升。企业其他固定成本以及产品的替代性程度，会影响行政审批制度改革对企业价格加成的影响效应。当行政审批制度改革引致更多企业进入市场之后，如果企业所在的行业进入成本越高，原在位

① 详细的证明过程参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

企业更容易利用先行优势,价格加成下降幅度更小;如果产品间替代弹性越高,企业间竞争程度越高,行政审批制度改革所引起的企业价格加成下降幅度也越大。

根据假说1的证明有 $\frac{\partial \mu}{\partial \text{cost}_{adm}} = -\frac{(k+1)\gamma(c_M)^k}{L}(f_E + \text{cost}_{adm})^{(-1-k)/(k+2)}$,通过对固定成本和替代弹性参数求二阶偏导数,可以提出:

假说2:面临固定成本等成本更低、产品替代性程度更高的企业,企业面临的市场化程度更高、市场壁垒相对较弱时,行政审批制度改革引致的价格加成下降幅度更大。

上述理论假说的基本经济逻辑在于,行政审批制度改革降低了企业进入市场以及市场中展开运营的成本,进而降低市场临界成本值水平,引致更多企业进入市场,降低在位企业的价格加成水平。而当行政审批制度改革引致更多企业进入市场之后,如果企业所在的行业进入成本越高,原在位企业更容易利用先行优势,价格加成下降幅度更小;如果产品间替代弹性越高,企业间竞争程度越高,行政审批制度改革所引起的企业价格加成下降幅度也越大。

三、研究设计

1. 制度背景与双重差分模型设定

中国现行的行政审批制度发端于计划经济体制。随着中国经济体制的转型,这种原本作为政府主导资源配置手段之一的审批制度,难以适应社会主义市场经济体制的现实需求。行政审批中心起源于20世纪90年代末期,其设置被认为是行政审批制度改革的重要标志,深圳、广州、江门等沿海开放城市率先成立。2001年国务院成立行政审批制度改革工作领导小组,地级市行政审批中心建立自此呈井喷式爆发,仅2001年、2002年两年就分别有57、75个地级市设立行政审批中心。截至2015年12月,共有326个地级市设立行政审批中心,占全部地级市的97.9%(毕青苗等,2018)。

本文主要研究地级市行政审批中心的设立对于企业价格加成的影响,并进一步探讨其作用机制。由于不同地级市设立行政审批中心的年份不同,是否设立行政审批中心为一个随时变的0—1虚拟变量,因此,本文选取双重差分的方法作为基准回归式进行研究。国务院于2001年正式部署行政审批制度改革,地级市设立行政审批中心也从2001年开始兴起,选取2001年之前的城市作为处理组可能存在内生性问题。为消除这种内生性影响,本文选取2001年和2002年成立地级行政审批中心的城市作为处理组(去除掉省会城市),处理组中共有123个地级市^①;选取2007年及之前均未成立行政审批中心的地级市作为对照组(去除掉省会城市),对照组共有71个地级市。

根据理论模型,借鉴已有研究,本文构建基准回归模型如(15)式所示:

$$\ln \text{markup}_{ict} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_{ct} + \gamma_X X + \text{Prov} \times \text{time} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (15)$$

其中, $\ln \text{markup}_{ict}$ 表示位于 c 城市的 i 企业在 t 年的价格加成水平的对数值; ALC_{ct} 为0—1虚拟变量,取值为1表明 c 城市在 t 年存在地级行政审批中心; $\text{Prov} \times \text{time}$ 为省份线性时间趋势项,以控制住省份层面不同发展趋势对企业价格加成水平的影响; δ_i 为回归中加入的企业层面固定效应; δ_t 为年份固定效应。 X 表示进一步加入的相关控制变量的集合。本文加入了以下两类控制变量:①企业一年份层面控制变量,包括企业每年的全要素生产率,以Olley and Pakes(1996)提出的方法,借鉴杨汝岱(2015)进行计算所得(取对数, $\ln \text{tfpop}$);企业年龄,以当年年份减去企业成立年份进行度量(取对数, $\ln \text{age}$);资本劳动比,以固定资产合计除以企业从业人数度量(取对数, $\ln \text{kl_ratio}$);企业

① 经处理后,2001年、2002年分别有55个、68个地级市设立行政审批中心。

平均工资(取对数, \lnave_wage); 企业雇佣人数(取对数, $\ln crys$); 是否国有企业(0—1 变量, gq); 是否出口企业(0—1 变量, $export$)。②城市—年份层面控制变量, 来源于历年《中国城市统计年鉴》, 将其与工业企业数据进行匹配得到: 城市当年 GDP 水平值(取对数, $\ln gdp$); 城市当年实际使用外资总额(取对数, $\ln fdi$)。表 1 为各变量的描述统计。

表 1 变量描述统计

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
$\ln markup$	807385	0.0369	0.1680	0.3810	-0.2600
ALC	810497	0.6350	0.4810	1.0000	0.0000
$\ln tfpop$	783891	0.8760	0.5010	2.6180	-9.9070
$\ln age$	810399	2.0310	0.8940	5.6840	0.0000
$\ln kl_ratio$	806802	3.2370	1.3500	11.6600	-6.8090
$\ln ave_wage$	809379	2.2720	0.6820	11.2300	-6.4890
$\ln crys$	810497	4.7600	0.9820	7.5750	2.4850
gq	810497	0.0796	0.2710	1.0000	0.0000
$export$	810497	0.2930	0.4550	1.0000	0.0000
$\ln gdp$	806198	15.8300	0.9240	17.8600	10.5700
$\ln fdi$	790601	10.1700	1.8920	13.4800	0.6930

在上述双重差分模型的基础上, 为了检验平行趋势并考察行政审批中心设立对企业价格加成的动态影响效应, 本文采用以下估计模型进行进一步分析:

$$\ln markup_{ict} = \alpha + \beta_v \sum_{v=-3}^5 ALCv_{ct} + Prov \times time + \gamma_X X + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (16)$$

其中, $ALCv_{ct}$ 为第 v 年倍差项虚拟变量, 即若城市 c 在成立行政审批中心之前(后)的第 v 年取 1, 否则取 0。其余控制变量及固定效应与基准回归(15)式保持一致。

为进一步考察行政审批制度改革的作用途径, 本文在机制检验与异质性分析部分使用交互项方程展开进一步回归分析:

$$\ln markup_{ict} = \alpha_2 + \beta_2 ALC_{ct} \times Y + \beta_3 ALC_{ct} + \kappa_1 Y + Prov \times time + \gamma_X X + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (17)$$

其中, Y 是本文所关心的机制变量或异质性检验变量, 此时, 本文不仅关心行政审批制度改革政策冲击单独项变量, 同时更关注其与 Y 所产生的交互项回归系数。

2. 数据说明

本文使用的数据主要分为三大类: 中国工业企业数据、行政审批数据, 以及制度壁垒等相关数据。基础数据是中国工业企业数据库。本文使用的数据样本的时间跨度为 1998—2007 年。借鉴杨汝岱(2015)、Brandt et al.(2012)、聂辉华等(2012)等文献, 对中国工业企业数据库进行了相应处理。行政审批数据来源于中山大学岭南学院产业与区域经济研究中心所公布的中国地级行政审批中心数据库, 该数据包含截至 2015 年 12 月全国 333 个地级市行政审批中心的相关数据, 主要包括地级市是否设立行政审批中心、设立年份及月份、进驻部门数量、进驻事项数量、进驻窗口数量等变量。

此外, 为了进行机制检验与异质性分析, 本文进一步使用以下各类数据: ①地区维度制度壁垒, 采用樊纲市场化指数作为各城市市场化程度的代理变量。②行业维度的产品替代性指标, 借鉴

Syverson(2004)和孙浦阳等(2013),将行业替代弹性指标匹配到 GB 2002 四位数行业上,共使用以下两个指标:广告费用,如果行业广告费用投入越高,则进入门槛较高,产品替代性越弱;行业内产品差异程度,如果行业内产品的差异程度越高,产品替代性越弱。

3. 企业价格加成计算

企业价格加成是本文的被解释变量,本文主要借鉴 De Loecker and Warzynski(2012)的基本做法,并借鉴 Lu and Yu(2015)就中国具体情形的改进方式,计算企业层面的价格加成指标。^①

四、实证结果与分析

基于本文理论模型的预测,本部分利用双重差分模型展开实证分析,检验行政审批中心的设立对于企业价格加成水平的影响,并讨论结论稳健性。

1. 基准回归结果

为了检验地级行政审批中心的设立对企业价格加成的影响,本文首先使用基本检验模型(15)式进行回归分析,基础回归的具体结果如表2所示。在第(1)列中,只加入了地级市行政审批中心的双重差分交互项 ALC_{ct} ,控制了企业固定效应与年份固定效应。所有回归均在城市层面进行聚类以允许可能存在的序列相关性。回归结果显示,交互项的回归系数为-0.0089,且在5%的水平上显著。这说明地级行政审批中心的设立能够显著降低企业的价格加成水平。在第(2)列中进一步对企业的全要素生产率加以控制,全要素生产率的估计系数在1%的水平上显著为正,表明具有更高生产效率的企业也具有更高的价格加成水平,这一结果与现有的研究结论相吻合。此时双重差分交互项 ALC_{ct} 的系数为-0.0083,依然在5%的水平上显著。在第(3)列中,本文进一步加入了企业年龄、企业当年资本劳动比、平均工资、雇佣人数等一系列反映企业特征的变量。在控制了这些企业自身可能影响价格加成水平的因素后,交互项系数为-0.0082,依然显著为负。在该列中,企业资本劳动比、企业平均工资与从业人数这三项的回归结果均在1%的水平上显著为正,说明企业资本劳动比越高、平均工资越高、从业人数越多,其价格加成水平相对越高,这一结果这也反映了企业规模对企业价格加成水平的正向影响。第(4)列在第(3)列的基础上加入了是否国有企业的虚拟变量,以控制企业所有制对企业价格加成水平的影响。第(5)列在第(4)列的基础上加入了企业是否出口的虚拟变量,在这两列中 ALC_{ct} 项的系数也均显著为负,进一步验证了行政审批中心降低企业价格加成的效应。第(6)列中加入了城市层面的控制变量——城市 GDP 以控制企业所在城市经济发展水平对价格加成的影响,以及城市当年利用外资总额来控制所在城市开放程度带来的影响,此时 ALC_{ct} 项的系数依然显著为负。该列中加入了所有控制变量,是最稳健的结果。第(6)列结果显示,全要素生产率、平均工资、从业人数、资本劳动比较高的企业,以及出口企业拥有较高的价格加成水平。

在表2基准回归全部六列的回归中,双重差分交互项 ALC_{ct} 的系数均显著为负,系数范围在-0.0082至-0.0089之间,这说明行政审批中心的设立能够显著降低企业价格加成的水平,这种负向影响随着协变量的不断加入,方向并未出现明显变化,表现出一定的稳健性,假说1得证。

2. 平行趋势检验

使用双重差分法进行分析,重要的前提是处理组与对照组之间必须满足平行趋势的假定。因此,在该部分本文使用不同方法对平行趋势进行检验。首先是对处理组与控制组因变量的走势进行直观判断,通过观察因变量 $\ln markup$ 在处理组与对照组不同年份的趋势来检验是否存在平行趋

^① 企业层面价格加成的计算过程详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

表 2 基准回归结果

变量	lnmarkup					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ALC_{it}	-0.0089** (0.0040)	-0.0083** (0.0040)	-0.0082** (0.0041)	-0.0082** (0.0041)	-0.0082** (0.0041)	-0.0089** (0.0041)
$\ln tpop$		0.0846*** (0.0039)	0.0882*** (0.0039)	0.0882*** (0.0039)	0.0881*** (0.0039)	0.0889*** (0.0041)
$\ln age$			-0.0082*** (0.0025)	-0.0082*** (0.0025)	-0.0086*** (0.0025)	-0.0078*** (0.0025)
$\ln kl_ratio$			0.0070*** (0.0005)	0.0070*** (0.0005)	0.0069*** (0.0005)	0.0069*** (0.0005)
$\ln ave_wage$			0.0057*** (0.0011)	0.0057*** (0.0011)	0.0055*** (0.0011)	0.0054*** (0.0011)
$\ln cyrs$			0.0484*** (0.0028)	0.0484*** (0.0028)	0.0478*** (0.0028)	0.0480*** (0.0028)
gq				-0.0007 (0.0022)	-0.0006 (0.0022)	-0.0002 (0.0023)
$export$					0.0113*** (0.0013)	0.0109*** (0.0013)
$\ln gdp$						-0.0018 (0.0089)
$\ln fdi$						0.0017 (0.0013)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.782	0.810	0.817	0.817	0.818	0.818
N	746836	719896	715607	715607	715607	698656

注:表中未汇报回归所得常数项。括号中为回归系数标准误,在城市层面聚类。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著性。以下各表同。

势。经对比发现,处理组以及对照组的 $\ln markup$ 在 2001 年之前基本重合,差异并不明显。但在地级市行政审批中心建立及之后的年份(2001 年及之后),处理组与对照组的变量 $\ln markup$ 开始出现分化,且差异随时间推进而不断增大。直观结果显示,本文所选取的处理组与对照组之间的城市满足平行趋势假设,能够使用双重差分模型进行因果分析。^①

此外,本文使用事件研究法(Event Study Approach)对平行趋势及行政审批中心设立对价格加成的动态效应进行进一步验证。回归方程如(16)式所示,在回归中以行政审批中心设立当年为基期,图 1 中展示了各年度回归系数及其 95%的置信区间^②。可以看出,在行政审批中心设立的前 3

① 具体对比结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 在具体处理中,将行政审批中心设立前第 3 年及之前年份均处理为设立前第 3 年;将行政审批中心设立后第 5 年及超过 5 年的年份均处理为设立后第 5 年。

年,回归系数不显著异于0,行政审批中心设立之后的1—5年回归系数均为负,且显著异于0,平行趋势得证。

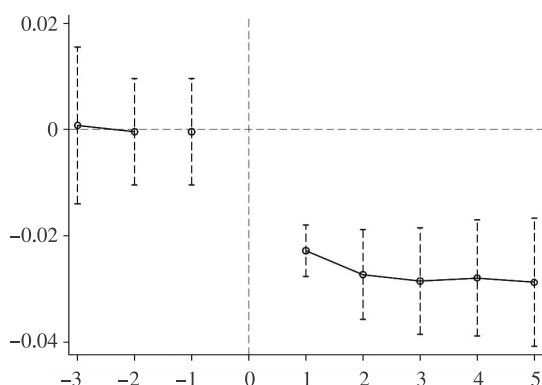


图1 平行趋势检验结果

3. 稳健性检验

(1)安慰剂检验。在该部分本文通过构造虚拟政策处理项的方式进行安慰剂检验,以进一步证明结论的稳健性。假定2000年为行政审批中心设立的年份,删除2001年及之后的所有样本,构建一个虚拟的处理项 ALC_{ct} 。若原有处理组在2000年时则该值取1,否则取0。由于处理组地级行政审批中心实际设立时间在2001年及2002年,若伪造处理项 ALC_{ct} 的系数显著,则说明是由其他因素导致的伪因果关系;若不显著,则说明处理效应的确是地级市设立行政审批中心带来的。从表3中第(1)—(6)列的结果可以看出,本文所伪造的处理项 ALC_{ct} 的系数均不显著,这进一步说明了基准回归结果中对价格加成的负向效应是由行政审批中心的设立带来的,结论稳健性得证。

(2)单年度双重差分回归。本部分使用更换处理组的方式进一步检验结论的稳健性。表4中分别只将2001年单年与将2002年单年成立行政审批中心的地级市作为处理组,对照组与基准回归中保持一致,为截至2007年尚未成立地级行政审批中心的城市(去除省会城市),再次使用(15)式双重差分基准回归模型进行检验。第(3)—(6)列的回归结果显示,无论是否加入其他控制变量, ALC_{ct} 的回归系数均显著为负,与第(1)、(2)列中全样本基准回归结果相符。这说明本文中所得结论:行政审批制度的改革对于企业价格加成水平的下降效应是稳健的,并不依赖于样本的选取。

(3)竞争性假说排除。在同一样本区间内,国有企业改革、中国加入WTO以及开发区产业政策等冲击均会对企业的价格加成产生重要影响。为验证本文结论的稳健性,在表5中逐一对照国有企业改革、贸易冲击等竞争性假说予以排除。为了排除开发区成立这类地区产业政策产生的影响,在第(1)、(2)列中删去了更换地址的企业样本进行实证分析;在第(3)、(4)列中删去国有企业样本,只选取非国有企业进行回归,以控制住国有企业改革产生的影响;在第(5)、(6)列中加入行业层面关税冲击以控制住贸易自由化等冲击对企业价格加成产生的影响。在排除以上竞争性假说后,表5中各列双重差分回归系数依然显著为负,这说明行政审批中心设立对企业垄断势力的下降效应是稳健的。

五、机制检验与异质性分析:基于市场壁垒的视角

1. 机制分析:成本节约与竞争效应

在前面的理论模型设定与分析中,本文假设了行政审批中心的设立通过两个渠道影响企业价格加成水平:一是成本节约效应,行政审批中心的设立促进了企业的制度性成本下降,成本节约效

表 3 安慰剂检验结果

变量	lnmarkup					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ALC_{it}</i>	-0.0020 (0.0016)	0.0006 (0.0015)	0.0006 (0.0014)	0.0006 (0.0014)	0.0005 (0.0014)	0.0006 (0.0016)
<i>ln_{tfpop}</i>		0.1387*** (0.0029)	0.1418*** (0.0030)	0.1418*** (0.0030)	0.1417*** (0.0030)	0.1468*** (0.0032)
<i>lnage</i>			0.0155*** (0.0033)	0.0154*** (0.0033)	0.0145*** (0.0033)	0.0142*** (0.0034)
<i>lnkl_ratio</i>			0.0057*** (0.0007)	0.0057*** (0.0007)	0.0056*** (0.0007)	0.0056*** (0.0007)
<i>lnave_wage</i>			0.0142*** (0.0010)	0.0142*** (0.0010)	0.0140*** (0.0010)	0.0140*** (0.0010)
<i>ln_{cyr}</i>			0.0392*** (0.0016)	0.0391*** (0.0016)	0.0386*** (0.0016)	0.0387*** (0.0017)
<i>gq</i>				0.0040 (0.0028)	0.0041 (0.0028)	0.0038 (0.0031)
<i>export</i>					0.0162*** (0.0017)	0.0156*** (0.0017)
<i>lngdp</i>						0.0263*** (0.0063)
<i>ln_{fdi}</i>						-0.0031*** (0.0008)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.835	0.874	0.877	0.877	0.878	0.880
Observations	126313	120108	118425	118425	118425	109291

表 4 单年度双重差分结果

变量	lnmarkup					
	基准回归结果		2001 年单年作为处理组		2002 年单年作为处理组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ALC_{it}</i>	-0.0089** (0.0040)	-0.0089** (0.0041)	-0.0140*** (0.0049)	-0.0188*** (0.0041)	-0.0175** (0.0072)	-0.0185** (0.0082)
其他控制变量	否	是	否	是	否	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.782	0.818	0.783	0.818	0.776	0.813
Observations	746836	698656	460061	428649	427615	391237

表5 竞争性假说排除

变量	lnmarkup					
	删去更换地址企业样本		去除国有企业样本		加入行业层面关税冲击	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ALC_{ct}	-0.0092** (0.0036)	-0.0090** (0.0036)	-0.0092** (0.0045)	-0.0093** (0.0046)	-0.0099** (0.0047)	-0.0090* (0.0050)
其他控制变量	否	是	否	是	否	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.782	0.818	0.785	0.823	0.811	0.842
Observations	744782	696813	685743	650047	547488	515159

应使得企业的价格加成水平提升;二是竞争效应,行政审批中心的设立也会带来新企业的进入(毕青苗,2018),以及加速现有在位企业的退出,加剧市场竞争,竞争效应促使企业降低自身价格加成水平。

(1)成本节约效应。表6中第(1)列以企业管理费用作为被解释变量,使用(18)式进行双重差分回归,其中, \ln_Fees_{ict} 为 i 企业 t 年管理费用(取对数); ALC_{ct} 为双重差分交互项,取值为1表明 c 城市在 t 年存在地级行政审批中心;控制变量及固定效应的选取与基准回归(15)式保持一致,标准误聚类到城市层面。第(1)列回归结果中双重差分项 ALC_{ct} 回归系数显著为负,这说明行政审批中心的设立能够有效降低企业的制度性成本,切实为企业减负,成本节约效应得证。

$$\ln_Fees_{ict} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_{ct} + \gamma_X X + \text{Prov_time} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (18)$$

(2)竞争效应。表6中第(2)—(5)列从企业进入退出的角度考察行政审批中心设立的竞争效应。行政审批中心的设立通过加速企业进入退出,市场竞争加剧,迫使企业通过降低价格加成应对激烈的市场竞争。第(2)、(3)列以企业是否进入退出作为被解释变量,使用面板Logit模型进行双重差分回归。回归式分别如(19)、(20)式所示。其中,被解释变量 $Entry_{ict}$ 、 $Exit_{ict}$ 分别为企业当期是否进入、退出的虚拟变量,在回归中控制了企业固定效应与年份固定效应, ALC_{ct} 为双重差分交互项,所加入的控制变量 X 包括企业全要素生产率(取对数)、企业资本劳动比(取对数)、平均工资(取对数)、雇佣人数(取对数)、是否国有企业(0—1变量)、是否出口企业(0—1变量),以控制其他因素对于企业进入退出的影响。

$$Entry_{ict} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_{ct} + \gamma_X X + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (19)$$

$$Exit_{ict} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_{ct} + \gamma_X X + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (20)$$

随后计算出样本城市1999—2007年的企业进入率^①,以及1998—2007年的企业退出率。第(4)、(5)列以地级市企业进入率、退出率为被解释变量,分别使用(21)、(22)式进行回归分析。 $Ratio_Entry_{cpt}$ 、 $Ratio_Exit_{cpt}$ 分别表示 p 省 c 城市 t 年的企业进入率和退出率; ALC_{cpt} 为双重差分项,取值为1表明 c 城市在 t 年存在地级行政审批中心; X 为加入的各类控制变量,包括城市当年GDP总额(取对数)、城市当年实际利用外资总额(取对数)、城市当年规模以上工业企业数量;在回归中还控制了省份、年份层面固定效应,标准误在省份层面聚类。

① 计算细节详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

$$Ratio_Entry_{cpt} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_{cpt} + \gamma_X X + \delta_p + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (21)$$

$$Ratio_Exit_{cpt} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_{cpt} + \gamma_X X + \delta_p + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (22)$$

表6中第(2)—(5)列结果显示,行政审批中心的设立能够显著加速企业进入退出市场,有效提升了地级市企业进入率、退出率。这验证了本文的理论假设:行政审批中心能够加剧市场竞争,加速企业进入退出市场,促使企业降低价格加成水平,竞争效应得证。

表6 机制检验:成本节约与竞争效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业管理费用	企业进入	企业退出	企业进入率	企业退出率
ALC_{ct}	-0.0471** (0.0221)	0.0853*** (0.0280)	0.0599* (0.0306)	0.0171* (0.0094)	0.0225** (0.0101)
其他控制变量	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是
R-squared	0.824			0.365	0.452
Observations	701029	493399	301614	1306	1262

2. 制度壁垒影响:市场化水平

本部分采用樊纲市场化指数作为制度壁垒的代理变量,讨论制度壁垒异质性对行政审批中心降低价格加成的影响。在前文的分析中,行政审批中心能够带来竞争效应,有效降低企业的垄断势力,而这种效应在具有不同制度壁垒的地区会产生异质性影响。具体而言,体现为该地区的市场化指数越高,其制度壁垒越低,则行政审批中心对企业价格加成的降低效果就越明显。在表7的回归中汇报了利用“总得分”“政府与市场关系”“非国有经济的发展”三项市场化指标分别与双重差分项进行交互,以企业价格加成水平作为被解释变量,使用(17)式所得实证结果。表中各列结果显示交互项的系数均显著为负,这说明市场化指数越高的地区,即制度壁垒越弱的地区,行政审批中心对企业价格加成的影响也就越大。整体市场化水平越高、政府与市场关系越好,以及非国有经济发展越好的地区,均对行政审批中心的价格加成降低效应有着促进作用。总得分越高体现着该地区市场化程度相对较高;政府与市场关系这一分项得分体现了一个地区的政商关系,是营商环境的重要指标;而地区内非国有经济的发展,也体现了一地市场化程度。这一结果也表明,在行政审批制度改革降低企业垄断势力的效应中,制度壁垒在其中发挥着重要的作用。地区制度壁垒越低,行政审批中心对价格加成的降低效应也就越强。一个更加公平与自由的市场环境能够有效促进企业垄断势力的下降,提高社会福利水平。

3. 自然壁垒影响:产品替代弹性

企业在市场中不仅仅面临制度壁垒的制约,自然壁垒也是影响企业行为的另一重要因素。在该部分使用产品替代弹性以及行业进入成本、沉没成本作为自然壁垒的代理变量,研究不同自然壁垒下行政审批制度改革对于企业价格加成的异质性影响。

使用产品替代性指标衡量企业所面临的自然壁垒大小。产品替代性是自然壁垒的一种重要的体现形式,如果产品的可替代性越低,新进入企业的产品和现有产品的差异较大,那么在位企业优势会相对较大,行政审批中心对于企业价格加成的下降效应就会相对较小。较高的自然壁垒会阻碍行政审批制度改革所带来的竞争效应发挥作用。参考 Syverson(2004)与孙浦阳等(2013),本文使用

表 7 市场化水平影响分析

变量	lnmarkup					
	总得分		政府与市场关系		非国有经济的发展	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ALC_{it}	0.0091 (0.0082)	0.0096 (0.0077)	0.0123 (0.0109)	0.0179* (0.0101)	0.0054 (0.0064)	0.0074 (0.0060)
$ALC_{it} \times Market_Index$	-0.0029** (0.0014)	-0.0029** (0.0013)	-0.0029* (0.0016)	-0.0037** (0.0015)	-0.0021** (0.0010)	-0.0023** (0.0009)
$Market_Index$	0.0080*** (0.0027)	0.0042** (0.0021)	-0.0002 (0.0020)	-0.0013 (0.0020)	0.0039*** (0.0015)	0.0019 (0.0013)
其他控制变量	否	是	否	是	否	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.782	0.818	0.782	0.818	0.782	0.818
Observations	746809	698656	746809	698656	746809	698656

行业广告费用、行业内产品差异化程度作为衡量产品替代性的指标。将产品替代弹性匹配到 GB 2002 四位数行业,基于扩展模型(17)式进行检验。回归结果如表 8 中第(1)、(2)列所示。其中,第(1)列是以广告费用作为产品替代性代理变量的回归结果,如果广告费用越大、产品差异性越明显,则说明产品替代弹性就越低;第(2)列以行业内产品差异化程度来衡量替代弹性,行业内产品差异化程度越高,产品替代性就越低。表 8 中前两列结果显示,双重差分项 ALC_{it} 与产品替代性代理变量交互项的系数显著为正,相比产品替代性更高的行业而言,行政审批中心的设立使得产品替代性较低的行业价格加成水平下降更少;这说明产品可替代性越低,自然壁垒越高,行政审批制度改革降低企业价格加成的作用相对更弱。

4. 自然壁垒影响:行业进入成本

行业进入成本是自然壁垒的另外一种体现形式。相比固定成本低、自然壁垒弱的行业而言,当行业固定成本较高时,表明进入该行业的自然壁垒相对较强,在位企业更能够利用垄断势力,因此行政审批中心设立对价格加成的下降作用也就相对较弱。借鉴 Syverson(2004)和孙浦阳等(2013)的做法,本部分定义行业固定成本为非生产性支出所占比重,具体表示为行业平均管理费用支出占行业平均增加值的比重;定义行业沉没成本为行业中位数规模的企业的市场份额与行业平均资本产出比的乘积。这两个代理指标的值越大,表明该行业的固定成本或沉没成本越高。表 8 中第(3)、(4)列使用固定成本、沉没成本作为自然壁垒的代理变量,回归结果显示 ALC_{it} 项与行业固定成本、沉没成本交互项的系数都显著为正,这说明相比于行业成本较低的企业,行业成本较高,新企业进入自然壁垒更高,在位企业优势相对更大,行政审批中心的设立对其价格加成影响较小,企业垄断势力得以维护。

从以上分析中可以发现,行政审批制度改革对于企业垄断势力的减弱作用受地区以及行业间制度壁垒与自然壁垒影响。制度壁垒、自然壁垒相对较弱的地区和行业,行政审批中心的设立能够更好地起到促进公平竞争的市场环境、降低企业垄断势力的作用。这说明制度的改革与市场环境是相辅相成的,一个更加公平、开放的市场能够使得制度改革更好发挥作用。

表 8 自然壁垒影响检验结果

变量	lnmarkup			
	广告费用	产品差异化程度	固定成本	沉没成本
	(1)	(2)	(3)	(4)
ALC_{ct}	-0.0178*** (0.0054)	-0.0125*** (0.0021)	-0.0597*** (0.0091)	-0.0089** (0.0041)
$ALC_{ct} \times Y$	0.6436*** (0.1382)	0.0227** (0.0097)	0.2249*** (0.0342)	0.0012* (0.0007)
Y	-0.3744** (0.1788)	-0.0184 (0.0117)	-0.1318*** (0.0235)	0.0001*** (0.0000)
其他控制变量	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是
R-squared	0.843	0.840	0.829	0.818
Observations	508536	544663	546156	698656

5. 在位企业分析:长差分模型

在该部分本文主要研究行政审批中心设立这一政策冲击对在位企业价格加成水平的影响。参考 Ghani et al.(2016)和 Acemoglu et al.(2016)的做法,使用长差分模型来估计这种效应。在长差分模型中,选取因变量的变化值为 2001—2007 年这一时段,主要原因是 2001 年为城市开始大规模进行行政审批制度改革的年份,因此本文在长差分模型中选取 2001—2007 年作为研究时段具有较好的代表意义。

长差分模型的回归式如(23)式所示。因变量 $\Delta \ln markup_{ic}$ 为位于 c 城市的 i 企业 2001—2007 年 $\ln markup$ 的变化值; ALC_c 为 c 城市在 2001 年或 2002 年是否设立地级行政审批中心,若是,则取 1,否则取 0; X_{2001} 为控制的其他变量在 2001 年的初始值; X 与(15)式中控制的变量相同。此时长差分模型研究的是 2001—2007 年均在位的企业样本,该模型样本为截面数据,而基准回归中研究的是所有类型的企业,为面板数据回归。

$$\Delta \ln markup_{ic} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_c + \gamma_X X_{2001} + \varepsilon_{ic} \quad (23)$$

表 9 中第(2)列回归结果显示,长差分模型回归系数为-0.0103,且在 1%的水平上显著,这说明地级行政审批中心的设立显著降低了在位企业的价格加成水平。但需要说明的是,长差分模型实质上研究的是 2001—2007 年均在位的企业,该类企业本身就具有较强的实力,因此受政策冲击的程度可能相对较小,表 9 中第(2)列系数是一种累积效应,而第(1)列基准回归所得系数则是一种平均处理效应。

6. 异质性检验与分析

从前文的分析中可以看出,行政审批中心设立对于企业价格加成水平具有显著的下降效应,这一效应在不同市场壁垒及自然壁垒下具有异质性的体现。接下来,本部分在实证上基于扩展模型(17)式,从企业技术水平、出口地位、企业类型等角度来讨论行政审批制度改革对价格加成的异质性影响,回归结果如表 10 所示。①企业技术水平的异质性。第(1)列回归结果显示,双重差分项 ALC_{ct} 与企业全要素生产率交互项的回归系数显著为负,这说明企业技术水平越高,价格加成下降越多。相对而言,全要素生产率较高的企业一般拥有更高的价格加成水平,因此在面临行政审批制

表 9 长差分模型与双重差分模型比较分析

变量	双重差分模型	长差分模型
	(1) <i>lnmarkup</i>	(2) <i>dlnmarkup</i>
<i>ALC_{it}</i>	-0.0089** (0.0041)	-0.0103*** (0.0031)
其他控制变量	是	是
R-squared	0.818	0.184
Observations	698656	23553

注:括号中为回归系数标准误,第(1)列在城市层面聚类,第(2)列为稳健标准误。

度改革的冲击时价格加成下降的空间就相对更大。②出口企业异质性。相比于专注国内市场的企业而言,出口企业所面临的竞争环境更为激烈,因此受冲击的程度相对更大。③企业所有制类型的异质性。表 10 中第(3)列显示,是否国有企业虚拟变量与双重差分交互项的系数显著为正,相比民营企业,国有企业一般拥有更大的垄断势力,对市场价格的控制能力也相对较强。此外,国有企业相比非国有企业在审批等方面具有固有优势,改革前面临更小的制度性成本。因此,行政审批中心的设立更能有效降低非国有企业的价格加成水平,对国有企业影响相对较弱。④企业规模的异质性。用从业人数来衡量企业规模大小,将从业人数单独项与双重差分交互项相乘,所得交互项回归系数显著为正。这说明与较小规模企业相比,规模较大企业一般垄断势力较强,从竞争的角度来讲所受冲击会更小,这也说明了规模相对较小的企业受政策冲击更大。⑤企业是否存续的异质性。定义虚拟变量 *Exit*,如果企业下期选择退出市场,则该变量取 1,否则取 0。第(5)列回归结果显示,*Exit* 与双重差分项交互,所得系数显著为负,相比较于下期存续的企业而言,下期选择退出的企业受政策影响更大,竞争效应越明显,激烈的市场竞争会使得这类企业价格加成水平下降更多。

表 10 异质性检验结果

变量	<i>lnmarkup</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>ALC_{it}×TFP</i>	-0.0528*** (0.0082)				
<i>ALC_{it}×Export</i>		-0.0097*** (0.0019)			
<i>ALC_{it}×gq</i>			0.0223*** (0.0033)		
<i>ALC_{it}×Size</i>				0.0030* (0.0017)	
<i>ALC_{it}×Exit</i>					-0.0022* (0.0012)
单独项	是	是	是	是	是
其他控制变量	是	是	是	是	是
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是
R-squared	0.821	0.818	0.818	0.818	0.400
Observations	698656	698656	698656	698656	674210

六、结论与政策启示

行政审批制度改革有利于重塑政商关系,降低企业制度性成本,切实为企业减负,这对于城市打造一流营商环境,深化推进对内改革,推动经济高质量发展,进一步释放经济增长潜力意义重大。本文首先构建一个理论框架,从理论上考察行政审批制度改革对企业价格加成水平的影响效应及其作用机制。理论模型证明,行政审批制度改革与放开降低了企业经营成本和市场临界成本水平,加剧了市场竞争,促进了企业价格加成水平下降;对于固定成本更低、产品替代性与市场化程度更高的企业,行政审批制度改革所引致的价格加成下降幅度更大。随后,以地级市设立行政审批中心作为准自然实验,使用双重差分法研究了行政审批制度改革对于企业价格加成水平的影响。本文研究发现,行政审批中心的设立显著降低了企业价格加成水平,这一结论在使用多种形式的检验方程时均稳健。在一般均衡条件下,审批成本下降降低了企业制度性成本,促进了新企业进入,引致了更强的市场竞争,从而降低企业价格加成水平;并且对于市场化程度越高、产品替代性越强的企业而言,行政审批制度改革的价格加成下降效应更为显著。

本文的研究证明以行政审批中心设立为代表的行政审批制度改革,既能切实降低企业的制度性成本,更能提升市场竞争程度,创造一个更加公平竞争的市场环境,有效降低企业价格加成水平,这对于提升社会整体福利水平有重要作用。本文的研究为对内深化改革,推动经济高质量发展,持续优化营商环境提供如下几点政策启示:①应继续推行审批制度的深层次改革,将制度性层面的改革与科技进步相结合,不断探索审批方式与流程创新,切实服务实体经济与微观企业。当前一些地区推行的“最多跑一次”“互联网+帮代办”“一网通办”等,在提高审批效率的同时也提升了群众满意度;当前改革已经进入深水区,如何让改革落到实处,使现有政务大厅更好发挥作用,真正打破各种隐形门槛与市场壁垒,仍需不断探索与努力。②各级政府应同步推行多领域改革与创新,努力打破地方分割与行政壁垒,不断推进地方市场化程度提升,营造尊商重商亲商的良好氛围。为企业减负不能仅仅依靠行政审批单方面制度改革,多领域的市场化改革能够与行政审批制度改革协调配合,使改革成效事半功倍。③行政审批中心虽然在一定程度上减轻了企业负担,但仍旧以审批为核心,还没有真正转变为服务型政府的角色定位,未来应该考虑进一步对审批制度进行改革,逐步过渡到服务型政府职能的建设完善。

[参考文献]

- [1]毕青苗,陈希路,徐现祥,李书娟. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究, 2018, (2):140-155.
- [2]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5):142-158.
- [3]钱学锋,范冬梅. 国际贸易与企业成本加成:一个文献综述[J]. 经济研究, 2015, (2):172-185.
- [4]孙浦阳,蒋为,张龔. 产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证[J]. 经济研究, 2013, (4):30-42.
- [5]王永进,冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018, (2):24-42.
- [6]夏杰长,刘诚. 行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J]. 管理世界, 2017, (4):47-59.
- [7]许明,李逸飞. 中国出口低加成率之谜:竞争效应还是选择效应[J]. 世界经济, 2018, (8):77-102.
- [8]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, (2):61-74.
- [9]张龙鹏,蒋为,周立群. 行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角[J]. 中国工业经济, 2016, (4):57-74.
- [10]朱旭峰,张友浪. 创新与扩散:新型行政审批制度在中国城市的兴起[J]. 管理世界, 2015, (10):91-105.

- [11]Acemoglu, D., D. Autor, D. Dorn, G. H. Hanson, and B. Price. Import Competition and the Great U.S. Employment Sag of the 2000s[J]. *Journal of Labor Economics*, 2016,34(S1):141–198.
- [12]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339–351.
- [13]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437–2471.
- [14]Ghani, E., A. G. Goswami, and W. R. Kerr. Highway to Success: The Impact of the Golden Quadrilateral Project for the Location and Performance of Indian Manufacturing [J]. *Economic Journal*, 2016,126(591):317–357.
- [15]Konings, J., and H. Vandenbussche. Antidumping Protection and Markups of Domestic Firms [J]. *Journal of International Economics*, 2005,65(1):151–165.
- [16]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015,7(4):221–53.
- [17]Melitz, M. J., and G. I. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008,75(1):295–316.
- [18]Olley, S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,(64),1263–1298.
- [19]Syverson, C. Product Substitutability and Productivity Dispersion[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(2):534–550.

Market Barriers, Administrative Approval and Firms' Markup

WANG Lu¹, WU Qun-feng¹, LUO Di²

(1. School of Economics, Peking University,

Beijing 100871, China;

2. School of Ancient Chinese Books and Traditional Culture, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: This paper takes the establishment of prefecture's administrative approval centers as quasi-natural experiment, and uses the method of difference in difference to evaluate the impact of administrative approval reform on the enterprises' markup. The results show that: Firstly, the establishment of the administrative approval center significantly reduces enterprises' markups, which is robust under different equation forms. Secondly, the mechanism of the administrative approval reform on the markups mainly includes the cost reduction effect and the competition effect. The main mechanisms are to intensify the entry and exit of enterprises, accelerate market competition, weaken market barriers, create a more fair and competitive market environment and force enterprises to reduce markup. Last but not least, for enterprises with different types and characteristics, the administrative approval reform has heterogeneous effects. The study of this paper has certain practical significance for us to understand the economic effects of the administrative approval reform, continue to optimize the business environment and build a more integrated domestic market.

Key Words: administrative approval center; markup; institutional barriers; natural barriers

JEL Classification: D21 H11 L60

[责任编辑:王燕梅]