

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”

冯 笑¹, 王永进¹, 刘灿雷²

(1. 南开大学 经济学院, 天津 300071; 2. 对外经济贸易大学 国际经济研究院, 北京 100029)

摘要:文章基于1998—2006年工业企业数据库,以各地行政审批中心的成立为“准自然实验”,在样本满足趋势一致性和随机性的假设条件下,采用双重差分法系统考察了行政审批效率对出口贸易的影响。研究发现:(1)行政审批中心显著提升了城市出口绩效,但政策效果存在一定时滞;(2)政策效果在不同行业间存在显著差异,其中非国有资本密集型行业和契约密集型行业从行政审批中心的建立中获益更大;(3)从微观企业层面来看,行政审批中心对出口贸易的促进作用主要来源于出口倾向的提高,即扩展边际,并且在内资企业、小规模企业以及在位企业方面表现得尤为明显。进一步的作用机制研究发现,行政审批中心的建立有效降低了企业的制度性交易成本,同时提升了企业的进入市场倾向和生产率,因而有利于出口贸易的增长。

关键词:行政审批效率;制度;出口贸易

中图分类号:F203.9;F746.12 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2018)10-0098-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2018.10.007

一、引言

近年来,伴随着全球经济复苏缓慢、外部需求萎缩和保护贸易主义抬头,我国出口贸易增速持续放缓;再加上企业用工成本的不断攀升,基于廉价劳动力的比较优势难以继续发挥出口对经济增长的拉动作用。在此背景下,通过制度改革与创新,挖掘制度比较优势进而促进出口增长,是我国构建新型出口比较优势的重要突破口(邱斌等,2014;余长林,2016)。其中,行政审批中心作为行政审批制度改革的一种派生制度创新,对降低企业制度性交易成本、削减企业负担、助力企业开拓国际市场具有重要意义。到目前为止,行政审批制度改革“浩浩荡荡”进行了17年,其间虽然也有越来越多的学者强调制度影响比较优势以及改善制度环境以促进经济和贸易增长的必要性(Acemoglu等,2007;Levchenko,2007;Nunn,2007;Nunn和Trefler,2014),但是行政审批中心这一制度创新对出口贸易的影响却从未有文献进行过细致探讨。然而,对该问题的研究不仅有助于厘清这一制度创新对出口贸易的内在作用机制,而且为进一步深化行政审批制度改革、提升行政审批效率提供了新的事实依据。

行政审批制度是沿袭计划经济体制下政府干预微观事务的一种方式,具体表现为企业进入

收稿日期:2018-01-09

基金项目:国家自然科学基金项目(71573141,71673150,71473133);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD790010);对外经济贸易大学2017年中央高校基本科研业务经费项目(17QD16)

作者简介:冯笑(1992-),女,山东诸城人,南开大学经济学院国际经济与贸易系博士研究生;
王永进(1983-),男,山东章丘人,南开大学经济学院国际经济与贸易系教授;
刘灿雷(1991-),男,山东济宁人,对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员。

市场或者拓展新生产线时,需要征得相关部门的同意。这在筛选优质企业的同时,也加重了企业负担,因此需要进行制度改革与创新。行政审批中心作为这一制度改革的主要平台,对提高行政审批效率、降低企业制度性交易成本具有重要意义,具体而言:通过具有审批权限的部门集中办公,实现企业成立、投资以及纳税等事项的“一站式”“并联式”审批,有利于加强部门间协作,简化审批流程,节省审批时间和成本。此外,公开透明的收费标准以及部门间的相互监督,还有利于规范审批行为、减少官员寻租行为的发生、降低企业负担。事实上,在2001年中国加入WTO和2004年《行政许可法》出台之后,这一制度创新就陆续为各地级市所采用,对降低辖区内企业进入市场以及生产经营过程中的制度性交易成本具有重要意义。

理论上,行政审批制度改革主要表现为企业层面制度性交易成本的“减负”,而这一成本的节约又会对企业的出口行为产生怎样的影响呢?本文认为主要存在三方面的影响:(1)资金的节约有利于企业出口倾向的提高和出口规模的扩大。从出口规模上看,制度性交易成本的节约,有利于企业直接扩大生产和出口规模;从出口决策上看,企业开拓国际市场往往需要支付高额的固定成本,制度性交易成本下降带来的资金节省,有利于企业克服高昂的固定成本,进而开拓国际市场。(2)行政审批效率的提升还体现为审批时间的缩减,时间成本的节约同样对贸易往来具有重要意义,它可以有效减少企业生产和经营过程中的不确定性,促进我国出口企业与目的国企业的合同履行,抑制“契约不完全”所导致的效率损失(Hart和Moore, 2008),进而促进出口贸易发展。(3)行政审批制度改革有助于开创“大众创业、万众创新”新局面,进而实现企业生产效率的提高,拉动出口增长。具体而言,审批时间和成本的节约,降低了企业进入市场的成本,提高了潜在企业的预期利润。特别是时间成本的节约,使得企业家能够更加及时地把握市场契机,从而推动创业(张龙鹏等, 2016; 毕青苗等, 2018)。更多的潜在企业进入市场,就会导致市场竞争加剧,激励企业主动开展创新活动以提高生产率,同时“优胜劣汰”的竞争机制也会淘汰落后企业,进而有利于提高企业乃至行业的生产效率。生产率的提高能够增强企业在国际市场中的竞争优势,拉动出口贸易增长。当然,由于不同行业企业面临的行政进入壁垒、契约密集程度等不同,政策效果也可能存在较大差异,我们将在后续的异质性检验中给予详细的说明。

本文的创新之处表现在以下三个方面:(1)本文基于出口的制度比较优势这一视角,首次考察了行政审批效率对于出口绩效的影响。近年来,随着我国行政审批制度改革的深化,其经济效益不断显现,现有文献对此的研究主要体现在:范少君等(2015)发现这一改革能够显著提高企业的投资规模,但对企业投资效率的影响不大;张龙鹏等(2016)和毕青苗等(2018)指出,地区行政审批效率的改善有助于提升企业进入率,拉动创业;夏杰长和刘诚(2017)指出,行政审批制度改革可以通过降低企业交易费用促进地区的经济增长。然而,迄今为止尚无文献考察其对出口贸易的影响。在当前企业比较优势不断被削弱的背景下,通过一国内部的制度创新助力企业进入国际市场,进而扩大出口规模显得尤为重要,同时也为继续深化行政审批制度改革提供了新的事实依据。(2)在实证上,如何识别审批效率是一个棘手的问题。行政审批中心作为改革过程中的一种派生制度创新和主要平台(陈时兴, 2006),对提高审批效率具有重要意义。因此,本文基于各地级市建立行政审批中心这一“准自然实验”,在满足趋势一致性和样本随机性假设的条件下,用双重差分法(*Difference-in-difference, DID*)分别考察了其对城市、行业以及企业层面的出口贸易的影响,有效规避了以往制度与出口研究中的内生性问题。(3)本文的研究还发现,行政审批制度改革显著提高了城市层面的出口规模,但政策效果在不同行业间存在明显差异,具体表现为非国有资本密集型行业和契约密集型行业从行政审批中心的建立中获益更大;从微观企业层面来看,行政审批中心对出口贸易的促进作用主要来源于厂商出口倾向的提高,即扩展边际,并且在内资企业、小规模企业以及在位企业方面表现得尤为明显;本文就行政审批中心对出口

行为影响机制的检验发现,中心的建立有效降低了企业的制度性交易成本,进而提升了企业的进入市场倾向和生产率。

二、模型设定、指标选取和数据来源

(一)模型设定

为了定量考察行政审批中心对出口行为的影响,本文拟采用双重差分法。由于各地级市建立行政审批中心的时间主要集中在2001—2005年,且在全国范围内较为普遍,因而可选取的对照组数量有限。因此,本文仅以成立数量最多的2002年建立(非存在)行政审批中心的地级市为实验组,^①将2006年以后建立或者从未建立行政审批中心的城市作为备选的对照组。^②为了防止这一样本得到的估计结果不具有代表性,本文以2003年建立行政审批中心的地级市为实验组进行了稳健性检验。

接下来,还涉及合适的对照组的选取问题,它要求两样本在政策前就遵循相同的时间趋势,这样对照组作为实验组在未建立行政审批中心的反事实下的镜像才有意义。本文中,对照组最终的选取依照与实验组在建立行政审批中心之前平均出口增长率基本一致且位于同一地区(东、中和西部)的原则进行。^③以实验组城市唐山为例,在备选的对照组中选取1998—2002年平均出口增长率与唐山市最为接近的东部地级市作为最终的对照组。

按照上述标准,得到本文的估计样本,包括实验组47个城市、对照组32个城市。为了定量考察这一影响,城市层面的 DID 模型如式(1)所示。为了解决样本选择偏差问题,企业层面采用 $Heckman$ 两阶段模型:第一阶段考察行政审批中心对出口决策的影响;第二阶段是修正后的出口规模方程,以检验变量对企业出口规模的影响。具体模型参见式(2)和式(3):

$$\ln export_{ct} = \beta AAC_{ct} + \theta_1 treat + \theta_2 post + X_{ct}'\delta + \gamma_c + \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

$$P(exp_{fict} = 1) = \phi(\beta AAC_{ct}, \theta_1 treat, \theta_2 post, X_{fict}'\delta, \gamma_c, \gamma_t, \gamma_i, \varepsilon_{fict}) \quad (2)$$

$$\ln export_{fict} = \beta AAC_{ct} + \theta_1 treat + \theta_2 post + X_{fict}'\delta + \gamma_c + \gamma_t + \gamma_i + \varepsilon_{fict} \quad (3)$$

其中,下标 c 为城市, i 为行业, f 为企业, t 为时间。被解释变量 $\ln export$ 表示出口规模, exp 为企业出口决策;如果企业出口规模大于0, exp 取值为1,否则为0。 $treat$ 为政策虚拟变量,如果 c 城市在2002年建立了行政审批中心, $treat$ 取值为1,否则为0; $post$ 为时间虚拟变量,2002年之后为1,2002年及之前为0。如果政策存在时滞, $post$ 开始取1的年份往后顺延。 AAC 为 $treat$ 与 $post$ 的乘积,其估计系数反映了行政审批中心对出口贸易的影响。 X 为控制变量。方程(3)中 λ 为逆米尔斯比率,用于克服样本选择偏差。 γ_t 、 γ_c 和 γ_i 分别表示年份、城市和行业固定效应。由于 $Heckman$ 两阶段模型还要求在第一阶段中加入额外变量,满足只与出口决策相关的原则,因此本文取滞后一期的出口状态($L.exp_{fict}$)衡量企业进入国际市场的成本。 ε 表示误差项。

(二)指标构建

1. 控制变量。城市层面的控制变量 X 选取了城市生产总值($\ln GDP$)、基础设施状况($infra$)、

① 尽管2001年建立行政审批中心的地级市在数量上与2002接近,但由于同一年份中国加入WTO,可能会在一定程度上影响估计结果。

② 对照组时间节点的选取一方面要考虑政策冲击后有足够长的时间区间,从而能够考察政策效果的延续性,另一方面还要考虑可选的对照组的样本数量。由于本文中行政审批中心建立较晚或者始终未建立行政审批中心的地级市较少,如果将时间节点继续往后推迟,实验组可选的对照样本城市将更少,从而影响样本匹配及随后的估计结果。

③ 这里的数据匹配过程是手工计算实验组城市在建立行政审批中心前的平均出口增长率,然后在对照组中寻找与其增长率一致的样本城市。针对这种匹配方法的不严谨之处,在正式回归之前,我们首先对匹配样本的时间趋势进行了检验;在保证满足时间趋势一致的前提下,再对政策效果进行评估。

自然资源禀赋(*RE*)和人力资源禀赋(*HE*)。其中,基础设施状况用城市年末实有道路面积衡量;自然资源禀赋用各地区采矿业产出占工业总产出的比重表示;人力资源禀赋则由城市高等教育在校人数与年末人口总数之比得到。

企业层面的控制变量 X 主要包括全要素生产率(*tfp_acf*和*tfp_op*)、资本密集度(*lnavek*)、工人工资(*lnwage*)、企业规模(*lnsize*)、研发水平(*rd*)以及外资比重(*wszb*)。其中,*tfp_acf*参照Brandt等(2017)的做法,采用改进的*ACF*方法得到,*tfp_op*则采用*OP*方法计算得到;资本密集度用总资产除以工人数量表示;工资水平由企业应付工资总额与工人数量之比得到;企业规模用固定资产总额表示;研发水平用新产品产值占工业总产出的比重代替;外资比重由外商资本与实收资本之比得到。

2. 地级市建立行政审批中心的决定因素 S 。为了有效识别地级市建立行政审批中心的决定因素,本文借鉴朱旭峰和张友浪(2015)的做法,选取了如下3种指标:第一类是反映地级市内部经济与行政特征的因素,主要包括该城市在建立行政审批中心建立前3年(即1999年)的城市生产总值(*Lngdp*)、是否为省会或者副省级城市(*Adm_rank*)、对外开放程度(*Open*)以及第二产业比重(*Industry*)。此外,我们还加入了利税总额(*Lntax*)、年末人口总数(*Lnpop*)、所在省份的市场化指数(*Market*)、规模以上企业数量(*LnN_firms*)、是否位于中东部地区(*East*)以及距离最近的港口距离(*Lndist*)。第二类主要考虑地方官员特征对建立行政审批中心决策的影响,本文选取了市长及市委书记的任期和年龄(*Tenure_my*、*Tenure_ps*、*Age_my*和*Age_ps*)、前任市长和书记的去向(*Prom_my*、*Prom_ps*)。第三类是临区采纳比率(*Neibor*),即在2001年城市所在省份中已经建立行政审批中心的比例。

3. 政策冲击变量。本文构建了加入*WTO*和国有企业改革两个指标,用于剔除样本区间内生政策冲击可能对出口规模的影响。其中,城市层面的*WTO*指标(*IPR*)用1998—2001年城市层面的进口渗透率表示,即进口贸易量占城市生产总值的比重。^①行业和企业层面的*WTO*指标(*TA*)用2001年*CIC2*分位行业的平均关税水平衡量。国有企业改革指标(*SOE*)用1998—2001年城市国有企业的工业产出比重表示。

(三)数据说明

第一类来源于1998—2006年中国工业企业数据库中的制造业企业。该数据库涵盖了所有国有企业以及规模以上(产品销售收入在500万元以上)的非国有企业,包含企业法人代表、年份、所在行业、城市、总产出规模、新产品产出、出口规模以及员工数量、工人工资等详细信息。城市与行业层面的出口规模、采矿业产出等均按照企业所在城市和行业加总而来。在使用之前,本文首先参照Brandt等(2012)的做法对数据库进行了处理,以删除错误或者不符合会计准则的样本。

第二类来源于地级市政府的相关网站,主要用于收集各城市建立行政审批中心的时间。为了保证数据的齐整性,本文中只选取了样本区间内始终存在的实验组和对照组城市。

第三类涉及行政审批中心建立的影响因素,主要来源于1999—2002年《中国统计年鉴》、1999—2007年《城市统计年鉴》,主要包括各省份进出口贸易额、城市生产总值、第二产业比重、外商实际投资额、利税总额、年末人口总数、规模以上企业数量等。此外,1999年的市场化水平数据来源于樊纲等(2011)。包括市委书记年龄等在内的官员政治流动数据主要来源于中国党政领导干部资料库。

^① 由于数据缺失的原因,取省级进口数据代替。

三、基本假设检验

DID 估计结果的有效性依赖于两个基本假设: 第一, 趋势一致性假设, 即实验组和对照组在实验前(1998—2002 年)出口规模的平均增长率一致。第二, 样本随机性假设, 即政策随机地发生在实验组与对照组之间。如果样本分组的目的性很强, 那么就难以断定政策效果到底是来源于政策本身还是样本选择因素。接下来, 我们就上述两个基本假设进行检验。

(一)趋势一致性检验

表 1 描述了实验组和对照组的出口规模及其增长率的变化趋势。从中可以发现, 在 2002 年之前, 两组样本出口规模的平均增长率较为接近, 并且在政策实施一年后(2003 年)的增长趋势也没有出现明显差异。直到 2004 年, 实验组的增长率较对照组开始出现上升趋势, 并一直延续到样本区间结束。由此我们初步认为样本满足趋势一致性假设。我们将在后文中采用更为严格的时间研究法进一步验证这一假设。

表 1 实验组与对照组的出口规模增长率

年份	1998—2002	2003	2004	2005	2006
实验组	0.008	0.020	0.032	0.016	0.020
对照组	0.007	0.020	0.020	0.002	0.018

(二)样本随机性检验

如果出口规模的大小直接关系到城市建立行政审批中心的决策, 那么就存在内生性问题, 进而会影响估计结果的准确性。本文借鉴郑新业等(2011)的做法, 以城市是否在 2002 年建立行政审批中心为虚拟变量, 以 1998—2001 年城市平均出口规模为解释变量, 回归后发现出口规模的估计系数不显著。进一步考虑到行政审批中心建立的初衷并不是为了促进地区出口贸易增长, 因此本文认为样本基本上满足随机性假设。

此外, 如果城市建立行政审批中心的决定因素直接关系到企业出口规模, 那么对这类因素不加识别也可能导致估计结果不准确, 特别是当决定因素与出口规模正相关时, 不在回归中予以剔除就会高估行政审批中心的作用。因此, 我们在回归中依次加入地级市内部经济与行政特征的因素、横向扩散效应以及官员政治流动这几类因素。回归结果表明,^①决定因素主要包括 4 类: (1)经济开放程度。外资水平越低的地区, 建立行政审批中心的倾向越高。这与 20 世纪早期建立行政审批中心以招商引资的初衷是吻合的。(2)市场化程度。市场化程度较高的地区更倾向于建立行政审批中心。(3)区位因素。中东部地区的城市较其他地区建立行政审批中心的倾向更强。(4)市长任期。市长在位时间越长, 越有利于做出建立行政审批中心的决策。

四、计量结果分析

在样本满足趋势一致性和随机性假设的前提下, 本部分首先从城市层面考察了行政审批中心对出口规模的影响。其次, 鉴于不同行业在国有资本密集度、契约密集度方面存在明显差异, 政策实施效果也可能存在较大差异, 因此本文从行业层面进一步考察政策对出口规模的异质性影响。再次, 本文从微观企业层面考察了政策对出口贸易影响的来源(集约效应或扩展效应)及对不同企业的影响差异。最后, 我们还就影响机制进行了检验。

^① 限于篇幅, 本文没有给出具体的回归结果。如有需要, 可向作者索取。

(一)城市层面的回归结果

1. 基准回归结果。由于行政审批中心是发生在城市层面的政策冲击,因此本文首先将工业企业数据库中企业层面的出口信息汇总到城市层面并回归,具体结果参见表2。

表2 出口规模的基准结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>AAC</i>	0.137 (0.224)	0.231** (0.048)	0.204* (0.081)		0.008** (0.037)
<i>AAC2003</i>				-0.104 (0.355)	
<i>AAC2004</i>				0.042 (0.752)	
<i>AAC2005</i>				0.256* (0.079)	
<i>AAC2006</i>				0.284* (0.090)	
<i>X</i>			控制	控制	控制
<i>YEAR/CITY</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	711	711	709	709	630
<i>R</i> ²	0.949	0.949	0.950	0.951	0.121

注: (1)括号内为 p 值,标准差在城市层面进行聚类; (2)***、**和*依次表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。下表同。

表2中,列(1)仅控制了时间和城市固定效应,回归发现 *AAC* 的估计系数并不显著。考虑到政策效果可能存在时滞,本文将 *post* 的赋值原则改为 2004 年及其之后为 1, 2004 年之前为 0。相应地, *AAC* 的值也随之变化。重复上述回归得到 *AAC* 的系数为 0.231, 并且在 5% 的统计水平上显著为正,即行政审批中心有利于出口规模的扩大。在此基础上,我们加入城市自然资源禀赋等控制变量,列(3)的回归结果显示 *AAC* 的估计系数依然大于 0。为了考察政策在时间上的延续性,我们将 *AAC* 拆分为每一年的政策变量。列(4)的回归结果表明,政策对出口的影响在期初存在 2 年时滞,此后这一促进作用随时间变化呈上升趋势。列(5)考察了行政审批中心对出口增长率的影响,回归结果仍然显示存在促进作用。

2. 剔除样本选择和政策冲击的影响以及更换样本。为了剔除行政审批中心建立的决定因素对出口规模的影响,本文借鉴 Li 等(2016)的做法,将 S 分别与 *post* 和 $F(t)$ 相乘后纳入回归中以考察估计结果的稳健性。^①表3中列(1)与列(2)的回归结果显示,改变决定因素 S 对被解释变量的影响方式并不会影响上述结论。

此外,由于在本研究的样本区间内还发生了中国加入 *WTO* 以及国企改革两类较大的外生政策冲击,这直接与被解释变量高度相关。参照 Cai 等(2016)的做法,我们将相应的政策指标与 *post* 交叉后一并纳入回归中。由表3中列(3)与列(4)的回归结果可知,在剔除外生政策冲击之后, *AAC* 的估计系数始终为 0.206, 且在 10% 的统计水平上显著,从而进一步证明行政审批中心有助于出口规模的扩大。

最后,考虑到仅以 2002 年建立行政审批中心的城市为实验组得到的估计结果可能不具有代表性,本文又以 2003 年建立行政审批中心的地级市为实验组,按照上述匹配原则重新匹配对照组。列(5)的回归结果显示,行政审批中心对出口贸易的促进作用仍然是存在的。

^① 其中, $F(t)$ 为 t 的三次多项式, $S * F(t)$ 表示 S 对被解释变量的影响遵循特定的时间趋势。

表 3 排除外生政策冲击的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	样本选择		外生政策冲击		2003 年
<i>AAC</i>	0.213* (0.081)	0.220* (0.077)	0.206* (0.096)	0.206* (0.096)	0.302** (0.021)
<i>Trade_Exposure_post</i>			0.245 (0.926)	0.211 (0.939)	
<i>IPR_post</i>			-0.763 (0.897)	-0.694 (0.909)	
<i>SOE_post</i>				-0.016 (0.963)	
<i>X</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>S×post/S×F(t)</i>	控制	控制	控制	控制	
<i>YEAR/CITY</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	709	709	709	709	566
<i>R</i> ²	0.950	0.943	0.951	0.951	0.961

3. 安慰剂检验。为了考察估计结果的稳健性,本文还进行了以下安慰剂检验(*Placebo test*): 第一,构造虚假的政策实施时间。将政策实施时间依次错误地假定为 1999 年、2000 年和 2001 年,构建 *Artificial AAC* 并回归。第二,构造虚假的实验组,即将与实验组相邻的对照组作为新的伪实验组,其余对照组继续作为对照组。如果以上两种方法得到的 *Artificial AAC* 估计系数仍然显著大于 0,则说明出口规模的扩大并不是由行政审批中心的建立带来的,因为在没有引入该制度创新的年份或地区,出口规模也出现了扩大。第三种方法是通过随机抽样的方式构造虚假的政策虚拟变量 *treat* 并乘以 *post* 后回归,得到虚假的估计系数。重复 500 次后,考察这一虚假的估计系数均值是否接近 0。

表 4 中的列(1)–列(4)展示了前两种安慰剂检验的回归结果,*Artificial AAC* 的估计系数均不显著。列(5)是 500 次随机抽样的结果,*Artificial AAC* 的均值为-0.003,接近于 0,标准差为 0.126。综上所述,行政审批中心的建立确实促进了出口规模的扩大。

表 4 安慰剂检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1999 年	2000 年	2001 年	2003 年	500 次抽检
<i>Artificial AAC</i>	0.185 (0.140)	0.123 (0.353)	0.060 (0.625)	-0.087 (0.676)	-0.003 (0.126)
<i>X</i>	控制	控制	控制	控制	
<i>S×post</i>	控制	控制	控制	控制	
<i>YEAR/CITY</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	709	709	709	287	
<i>R</i> ²	0.950	0.950	0.950	0.544	

4. 趋势一致性的再检验。平行趋势是 *DID* 估计结果准确性的重要前提,本部分主要采用事件研究法进一步验证这一假设。具体而言,将行政审批中心建立之前的 *post* 拆分为每一年的时间虚拟变量后乘以政策虚拟变量 *treat*,以构建 *AAC1999–AAC2002* 这四个解释变量。如果这四个变量的估计系数不显著,则表明在行政审批中心建立之前,实验组和对照组在出口规模的变化趋势上不存在显著差异,从而满足平行趋势假设。表 5 中的回归结果显示,*AAC1999–AAC2002* 的估计系数均不显著。因此,平行趋势假设是成立的。

表 5 时间研究法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AAC</i> 1999	0.117(0.232)	0.137(0.192)	0.138(0.188)	0.160(0.139)
<i>AAC</i> 2000	0.195(0.203)	0.230(0.166)	0.233(0.163)	0.272(0.115)
<i>AAC</i> 2001	0.152(0.253)	0.188(0.202)	0.193(0.194)	0.245(0.167)
<i>AAC</i> 2002	0.009(0.947)	0.011(0.942)	0.015(0.917)	0.076(0.620)
<i>AAC</i> 2003	-0.002(0.987)	-0.005(0.972)	0.020(0.893)	0.060(0.697)
<i>AAC</i>	0.309*(0.064)	0.295*(0.079)	0.306*(0.082)	0.347*(0.053)
<i>X</i>		控制	控制	控制
<i>S×post/S×F(t)</i>			控制	控制
<i>YEAR/CITY</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	711	709	709	709
<i>R</i> ²	0.949	0.950	0.951	0.951

(二)行业层面回归结果

鉴于不同行业在国有资本密集度、契约密集度方面存在明显差异,政策实施效果也可能存在较大差异,因此我们从行业层面进一步考察政策对出口规模的异质性影响。^①

1. 区分行业国有资本密集度的异质性检验。行政审批中心影响出口的一个主要途径是通过提高企业进入市场倾向,加剧市场竞争,进而提高生产率和促进出口;但是,如果行业内仍然设置较高的进入壁垒进而缺乏公平的竞争环境,那么行政审批中心对企业出口的影响将随之受到制约。实际上,总结行政审批制度改革的成果后可以发现,改革后市场对民营企业、民营资本的开放仍然是十分有限的(王克稳,2014),特别在国有资本密集度比较高的行业,政府仍然会设置较高的行政进入壁垒(陈林和朱卫平,2011),阻碍企业的自由进入,使得国有企业在很大程度上回避了市场竞争。因此,通过竞争实现行业生产率提高的效益将大打折扣,因而对出口规模的促进作用有限。另外,从保护劳工的角度来看,区别于追求雇主利润最大化的民营企业,国有企业往往支付给劳动者更高的工资水平和福利待遇。劳动成本的增加也不利于企业生产率的提高(Aghion等,2005),进而不利于出口规模的扩大。因此,本文预期行政审批中心的建立对非国有资本密集型行业的影响更大。

本文按照1998—2001年行业平均国有资本份额将样本区分为国有资本密集型行业(高于中位数)和非国有资本密集型行业(低于中位数)。由表6中列(1)与列(2)的标准化系数可知,行政审批中心确实对非国有资本密集型行业的影响更大。

2. 区分行业契约密集度的异质性检验。行政审批中心的建立有利于新企业的市场进入,会直接带动要素市场和中间品市场的发展,从而使得企业家更容易找到中间投入的替代品,降低“敲竹杠”等不完全契约行为的发生(盛丹和王永进,2011)。此外,审批制度改革带来的时间成本的节约,能够减少企业生产和经营过程中的不确定性,同样有利于促进契约的履行;然而,不同行业受不完全契约的影响程度不同。因此,本文预期行政审批制度改革带来的契约履行程度的提高更有利于契约密集型行业的生产和出口。

^① 在此之前,我们首先从行业层面对全样本进行了回归,以检验城市层面的回归结论是否依然成立。行业层面控制变量*X*在城市变量基础上分别乘以自然资源密集度(*RI*)、人力资本密集度(*HI*)、行业增加值(*VA*)以及规模经济程度(*SCAL*)。其中,自然资源密集度用采矿业的总投入比重表示;人力资本密集度由行业内研发投入与总产出之比得到;行业增加值用增加值除以总产出衡量;规模经济程度则利用行业总就业人数除以企业数量表示。回归结果表明,行政审批中心的建立对出口规模和增长率都具有积极影响,并且同样存在两年的时滞。限于篇幅,本文没有列出这部分回归结果;如有需要,可向作者索取。

为此,我们借鉴 Nunn(2007)提供的契约密集度指标 Z2,以其中位数为界将样本区分为契约密集型行业和非契约密集型行业两类。表6中的列(3)与列(4)报告了相关的回归结果。我们发现中心的建立对两个行业的出口规模都起到了显著的促进作用,且对契约密集型行业的影响更大。这与预期一致。

表6 行业层面的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有资本密集度		契约密集度	
	低	高	高	低
<i>AAC</i>	0.055*** (0.004)	0.033** (0.041)	0.047** (0.015)	0.037** (0.030)
<i>X</i>	控制	控制	控制	控制
<i>S×post</i>	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/CITY/CIC2</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8 421	7 805	8 800	7 426
<i>R</i> ²	0.420	0.518	0.513	0.420

(三)企业层面的回归结果

接下来,本文从企业层面考察了上述促进作用的主要来源;而且考虑到不同企业在所有制、规模等方面的差异可能导致政策的效果也不尽相同,本文还进行了分样本回归。

1. 企业层面的回归结果分析。表7报告了企业层面的回归结果。列(1)在控制了时间、城市、行业固定效应后,行政审批中心对出口决策的影响显著为正,但对出口规模的影响不显著。在此基础上,列(2)—列(6)依次加入控制变量和样本选择因素,*AAC*的估计系数仍然只在出口决策方程中显著大于0。可能的原因是,随着更多的内销企业进入国际市场,特别是劳动密集型等具有传统比较优势行业的企业,各企业产品之间差异小,替代性强,这在一定程度上抵消了政策对单个企业出口规模的积极影响。因此,行政审批中心对出口的促进作用主要来源于企业出口倾向的提高,即扩展边际。

表7 企业层面的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>exp</i>	<i>lnexport</i>	<i>exp</i>	<i>lnexport</i>	<i>exp</i>	<i>lnexport</i>
<i>AAC</i>	0.328*** (0.006)	-0.068 (0.362)	0.366*** (0.004)	-0.042 (0.590)	0.144* (0.067)	-0.068 (0.394)
<i>lexp</i>	2.218*** (0.000)		2.045*** (0.000)		2.049*** (0.000)	
λ		-0.681*** (0.000)		-0.368*** (0.000)		-0.370*** (0.000)
<i>X</i>			控制	控制	控制	控制
<i>S×post</i>					控制	控制
<i>YEAR/CITY/CIC2</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	387 950	101 958	380 099	100 760	380 099	100 760
<i>R</i> ²	0.443	0.179	0.489	0.387	0.493	0.387

2. 企业层面的异质性检验。接下来,本文主要分析行政审批中心对不同性质企业出口行为的影响差异。由于在上述回归中政策的实施不影响企业出口规模,因此在下列检验中只考察其对出口决策的影响。

鉴于不同所有制企业受惠于行政审批中心的程度不同,将样本区分为内资企业和外资企业。由表8中列(1)与列(2)报告的回归结果可知,行政审批中心对出口决策的促进作用集中体

现在内资企业而非外资企业。而且,在审批过程中,中小企业常常遇到不公平待遇;而随着行政审批中心的建立,解决中小企业在审批过程中的不公平待遇提上了议程。以沈阳市沈河区行政审批中心为例,为了优化中小企业审批环境,中心将所有中小企业的行政审批全部纳入绿色通道,降低准入门槛,让其享受规范、高效和便捷的服务。为此,我们按照企业规模将样本分为大规模企业和小规模企业。列(3)与列(4)的回归结果表明,行政审批中心的建立对二者的出口决策都起到了显著的促进作用,但对小规模企业的影响更大。此外,本文还将样本区分为新进入企业和在位企业。根据新新贸易理论,生产率是决定企业能否进入国际市场的主要因素,只有生产率较高的企业能够跨过生产率门槛,从而进入出口市场。由于在位企业的生产率要远远高于新进入企业,因此本文预期市场竞争带来的生产率进步更有利于在位企业跨过生产率门槛而进入国际市场。列(5)与列(6)的回归结果也证实了这一猜想。

表 8 区分企业所有制的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	内资企业	外资企业	小规模	大规模	新进入企业	在位企业
<i>AAC</i>	0.386*** (0.000)	0.052 (0.353)	0.642*** (0.003)	0.362*** (0.009)	0.318* (0.060)	0.471*** (0.005)
<i>X</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/CITY/CIC2</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	299 899	68 799	164 985	166 480	93 027	238 486

(四)影响机制检验

首先,行政审批中心的建立,直接表现为企业制度性交易成本的下降。本文借鉴李寿喜(2007)的做法,采用企业管理费用衡量交易成本。由表 9 中列(1)的回归结果可以发现,行政审批中心的确带来了企业交易成本的下降。

表 9 影响机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(7)	(6)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	总体样本				非国有资本密集型		国有资本密集型		契约密集型		非契约密集型	
	<i>lnexpen</i>	<i>entry</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>tfp_op</i>	<i>entry</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>entry</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>entry</i>	<i>tfp_acf</i>	<i>entry</i>	<i>tfp_acf</i>
<i>AAC</i>	-0.078* (0.074)	0.193*** (0.002)	0.034* (0.054)	0.035** (0.050)	0.155** (0.012)	0.067*** (0.005)	0.145*** (0.008)	0.024 (0.293)	0.158*** (0.007)	0.050*** (0.010)	0.142** (0.013)	0.033 (0.173)
<i>X</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/CITY/CIC2</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	376 660	347 979	381 357	380 099	185 097	201 449	164 105	179 908	207 786	226 866	141 416	154 491
<i>R</i> ²	0.653	0.087	0.213	0.246	0.084	0.222	0.080	0.210	0.087	0.206	0.075	0.236

其次,本文认为行政审批中心影响企业出口的主要渠道是提高企业的进入市场倾向,加剧市场竞争,进而实现生产率的提高。因此,定义企业在 t 年为新进入企业时, *entry* 取值为 1, 否则为 0。列(2)中 *Probit* 回归结果显示, *AAC* 的系数显著大于 0。另外,分别取 *tfp_acf* 和 *tfp_op* 为被解释变量,样本回归得到 *AAC* 的估计系数显著为正。因此,审批效率的提升有利于企业进入市场并提高生产率,进而增强企业在国际市场上的竞争力,扩大出口规模。

最后,在行业异质性检验中,我们提到行政审批中心在不同行业间存在作用的差异。在非国有资本密集型行业,企业相对更加自由地进入市场、创业行为更为广泛,因而市场竞争更加激烈,对生产率的促进作用也就更大。表 9 中列(5)—列(8)列的标准化回归系数表明,无论是在企业进

入倾向还是生产率方面,行政审批中心的确对非国有资本密集型行业的促进作用更大。值得一提的是,在国有资本密集型行业,行政审批效率的改善也提高了企业的进入倾向,因此这一改革在破除企业进入壁垒方面还是较为全面的,但在这类行业中生产率并没有呈现显著提高的趋势。一个可能的原因是,国有企业垄断削弱了行业竞争,从而不利于生产率进步。列(9)—列(12)列记录了行政审批中心对不同契约密集度行业的市场进入倾向和生产率的影响。与前文中行业的异质性检验预期一致,契约密集型行业中潜在企业进入市场的概率更大,生产率进步也更明显。

六、结论及政策建议

近年来,根据国务院关于推进简政放权、放管结合、优化服务的总体要求,行政审批制度改革深入开展,为削减制度性交易成本和降低企业负担起到了积极影响。作为这一制度改革的核心载体,行政审批中心起到了不可替代的作用——它通过各审批部门地理位置上的集中,进而构建审批流程一站式的服务平台,对提高审批效率、规范审批收费标准、降低企业进入市场以及生产经营过程中的制度性交易成本具有重要意义。在外部需求萎靡、企业综合成本不断攀升的背景下,简政放权、削减企业负担的行政审批制度改革有助于构建新型的制度比较优势,继续发挥出口对经济增长的拉动作用。本文以各地级市建立行政审批中心的“准自然实验”,结合1998—2006年工业企业数据库,分别从城市、行业以及企业三个层面系统地考察了行政审批效率提升对出口贸易的影响。

本文的研究结论如下:行政审批中心有助于城市出口规模的扩张,但政策的效果存在一定的时滞。剔除样本选择、外生政策冲击等因素以后,这一结论仍然成立;从行业层面的影响差异来看,非国有资本密集型行业和契约密集型行业从行政审批中心的建立中获益更大;此外,从微观企业层面来看,行政审批中心对出口贸易的促进作用主要来源于厂商出口倾向的提高上,即扩展边际,并且在内资企业、小规模企业以及在位企业方面表现得尤为明显;最后,本文就作用机制进行了检验,发现行政审批中心降低了企业的制度性交易成本,并提高了企业的进入市场倾向和生产率。

尽管行政审批制度改革已经进行了17年,但是与发达国家相比,仍然存在较大差距。从世界银行发布的《2018年营商环境报告》来看,在过去的十多年中,中国营商环境便利程度在不断提高,但仅位列190个经济体中的第78位。因此,要继续深化行政审批制度改革,完善行政审批中心职能,进一步释放制度活力以拉动出口贸易增长。为此,首先各审批部门要厘清职责,防止出现相互扯皮、推诿等行为导致企业陷入办事难的困境,落实限时办结制度。同时,各部门之间又要加强沟通与协作,特别是要发挥电子政务的作用,实现不同部门之间的网络互联互通、信息共享、业务协同,完善电子政务为企业网上审批、缴费、咨询、办理的重要作用。尤其是在西部地区,要不断完善网络等基础设施建设,不能让行政审批中心仅成为地理上的集聚。另外,行政审批制度改革的效果还与国企改革存在密切联系。在国有企业改革比较彻底的领域,企业进入相对容易,市场竞争更为充分,从而有利于通过“优胜劣汰”实现生产率的进步,提高资源的配置效率。因此,要继续推进国有企业改革,激发市场活力。

参考文献:

- [1]毕青苗,陈希路,徐现祥,等.行政审批改革与企业进入[J].*经济研究*,2018,(2):140—155.
- [2]陈林,朱卫平.创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验[J].*经济学(季刊)*,2011,(2):653—674.

- [3]陈时兴. 行政服务中心对行政审批制度改革的机理分析[J]. *中国行政管理*, 2006, (4): 36–39.
- [4]樊纲, 张小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区城市化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [5]范少君, 杨有红, 刘晓敏. 行政审批制度改革、企业所有权性质与企业投资效率[J]. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2015, (3): 48–57.
- [6]李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. *经济研究*, 2007, (1): 102–113.
- [7]邱斌, 唐保庆, 孙少勤, 等. 要素禀赋、制度红利与新型出口比较优势[J]. *经济研究*, 2014, (8): 107–119.
- [8]盛丹, 王永进. 市场化、技术复杂度与中国省区的产业增长[J]. *世界经济*, 2011, (6): 26–47.
- [9]王克稳. 我国行政审批制度的改革及其法律规制[J]. *法学研究*, 2014, (2): 3–19.
- [10]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.
- [11]余长林. 知识产权保护与中国出口比较优势[J]. *管理世界*, 2016, (6): 51–66.
- [12]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.
- [13]郑新业, 王晗, 赵益卓. “省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法[J]. *管理世界*, 2011, (8): 34–44.
- [14]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.
- [15]Acemoglu D, Anr s P, Helpman E. Contracts and technology adoption[J]. *American Economic Review*, 2007, 97(3): 916–943.
- [16]Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. Competition and innovation: an inverted-U Relationship[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2): 701–728.
- [17]Brandt L, van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.
- [18]Cai X Q, Lu Y Q, Wu M H. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73–85.
- [19]Hart O, Moore J. Contracts as reference points[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(1): 1–48.
- [20]Levchenko A A. Institutional quality and international trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 2007, 74(3): 791–819.
- [21]Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18–37.
- [22]Nunn N. Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2): 569–600.
- [23]Nunn N, Trefler D. Domestic institutions as a source of comparative advantage[J]. *Handbook of International Economics*, 2014, 4: 263–315.

The Efficiency of Administrative Approval and Export Performance: Based on the Quasi-Natural Experiment of Administrative Approval Center

Feng Xiao¹, Wang Yongjin¹, Liu Canlei²

(1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. Institute of International Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Summary: In recent years, with the slow recovery of the global economy, the shrinking of external demands and the rising cost of labor, it is difficult for the comparative advantages of cheap labor to continue to

exert the driving force of exports on economic growth. Under this background, it is an important breakthrough for China to build a new type of comparative advantage in exports through institutional reforms, innovations, and excavation of comparative advantages. Among them, the administrative examination and approval center, as a derivative system innovation in the reform of the administrative examination and approval system, is of great significance in reducing the institutional transaction costs and enterprises' burdens, and helping enterprises develop international markets. The study of this issue will not only help clarify the intrinsic mechanism of this institutional innovation on export trade and dig deeply into the institution comparative advantages, but also has profound policy guidance implications to further deepen the reform of the administrative examination and approval system, and enhance the efficiency of administrative approval and release the vitality of the institution.

Based on the perspective of tapping new institutional comparative advantages, this paper firstly examines the effect of administrative approval efficiency on export performance. Specifically, using statistic data of China annual survey of industrial firms over the 1998 to 2006 period, this paper empirically studies the impacts of administrative approval efficiency on exports from the evidence of establishing Administrative Approval Center's Quasi-Natural Experiment under the assumption that the sample meets the trend consistency and randomness. The difference-in-differences estimations show that, first, Administrative Approval Center can promote cities' export performance significantly, yet with a certain amount of time lag. Second, there are huge differences between industries on the effect of policies. Industries with high non-state-owned capital intensity and high contract intensity benefit more from policies. Third, from micro-aspects of enterprises, such positive effect on export values is mainly from the raising of extensive margin, especially in domestic-funded, small and incumbent firms. Finally, we analyze the mechanism of how Administrative Approval Center influences export behaviors, and find that it reduces institutional transaction costs and improves firms' tendency of entering markets and productivity.

Based on the above findings, this article believes that we must continue to deepen the reform of the administrative examination and approval system, improve the function of the administrative examination and approval center, and further release the institutional dynamism to stimulate the growth of export trade. To this end, the various examination and approval departments must not only clarify their own responsibilities, but also strengthen communication and collaboration among departments, especially play the role of the E-government system.

Key words: efficiency of Administrative Approval; institution; export

(责任编辑 景 行)