

土地供给、创业成本与创业活动

施贞怀 沈 瑶

(上海大学 经济学院,上海 200444)

摘要:提高城市创业活跃度和创业生存率,关系到创业资源配置效率和整体经济活力。本文从土地供给这一视角切入,探讨土地供给这一源头性制度因素对城市创业活动的影响。具体而言,首先从理论上分析了土地供给对城市创业活动的影响及作用机制,然后利用2000~2017年中国城市面板数据和国家工商登记注册数据进行实证分析。研究发现:土地供给减少提高了创业成本,导致创业失败率增加和创业活跃度降低;偏向中西部的土地政策和人口偏好向东部流动,使得土地供给的创业效应存在显著的空间异质性;与成立时间较长的企业相比,城市土地供给紧缩对新创企业的影响更大。此外,与股份有限公司、有限责任公司相比,城市土地供给紧缩对个体工商户、合伙企业的负向冲击更大。本文的研究,有助于理解创业失败和城市间创业活跃度差异的根本动因,丰富了转型经济体创业活动的相关研究。

关键词:土地供给;创业成本;创业活动;资源配置效率

中图分类号:F812.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)04-0144-13

一、引言

党的十九大报告指出,要激发和保护企业家精神,鼓励更多社会主体投身创新创业。在新发展格局下,激发创业活力是中国应对产业升级、结构转型、就业创造和创新发展等挑战的有效解决方式。各级政府出台了一系列鼓励和扶持社会个体进行创业的优惠政策,鼓励各类主体开发新技术、新产品、新业态、新模式。但根据国家工商总局的企业登记注册数据,中国创业企业平均生存年限为42个月。2018年全球创业观察中国报告指出,中国新创企业的失败率在75%~90%之间,超过一半的创业企业在3年内失败^①。现实中,创业失败的例子更是不绝于耳:区块链迅速沉寂,P2P和长租公寓相继爆雷,就连曾经备受资本追捧的共享经济也逐渐退出公众视线,红极一时的小鸣单车直接破产清算。创业活动失败使得创业资源浪费、经济活力降低,从而导致整体经济系统性风险增加。

如何降低城市创业活动的失败率,这一研究话题兼具理论价值和现实意义。已有研究主要从宏

收稿日期:2020-12-01

基金项目:国家自然科学基金资助项目“迈向高质量的中国城市技术创新:测度、机理与效应”(72073093);国家自然科学基金资助项目“产业动态发展视角下贸易政策与产业政策的协调机制与中国实践”(71573171)

作者简介:施贞怀(1986—),女,上海人,上海大学经济学院博士生;

沈 瑶(1956—),男,浙江嘉兴人,上海大学经济学院教授,博士生导师。

观和微观层面探究了城市创业活动的影响因素：在宏观层面上，主要从 FDI^{[1][2]}、城市规模和产业集聚^{[3][4]}、市场化环境和营商环境^{[5][6]}、制度环境和社会规范^{[7][8][9]}、流动人口^{[10][11]}、城市房价^{[12][13]}等视角进行了讨论；在微观层面上，主要考察了创业失败学习^{[14][15][16]}、个体资源和能力差异^{[17][18]}、个体风险态度^[19]、不同类别创业者差异^{[20][21][22]}等因素对创业活动的影响。总体而言，现有研究为探讨城市创业活动提供了很好的启发，有助于我们了解创业失败的动因以及城市创业活动为何会出现差异性。

此外，对于中国创业活动而言，中国独特的土地供给制度是一个重要的研究背景：在财政分权背景下，地方政府有通过减少土地供给推高土地出让价格的激励，这是占据企业运营成本很大比例的房屋租金上涨的根本性供给动因^{[23][24]}。对于创业活动而言，办公场所等房屋租赁成本是企业运营成本的重要组成部分^{[12][13]}。根据由中央统战部、全国工商联、原国家工商行政管理总局、中国民营经济研究会组成的私营企业研究课题组 2016 年第十二次私营企业调查数据，2015 年中国私营企业房屋租金占营业收入的比重达到 8.84%，超过生产设备及设备折旧、水电煤气等能源消耗的比重；在租赁商务服务业、金融业、科教文卫行业、住宿餐饮业等行业的占比超过 12%^②。若考虑到房屋租金通过传导机制对劳动力成本、原材料成本等带来的间接作用，其上升对企业创办和经营活动的影响会更大。遗憾的是，现有文献几乎均忽略了土地供给这一制度性因素通过房屋租金对城市创业活动的影响，而实践中地方政府在土地供给政策制定和土地出让活动中也几乎没有考虑到土地供给这一政策工具可能存在的创业效应。

表 1 生产成本占营业收入的比重(单位：%)

行业	水电煤气等能源消耗	原材料	生产设备及设备折旧	房屋租金
全行业	7.75	39.15	8.46	8.84
租赁商务服务	7.34	21.91	9.07	16.48
金融	6.84	15.36	6.25	16.01
科教文卫	6.97	25.16	10.67	13.10
住宿餐饮	10.73	32.58	9.49	12.05
其他	8.42	31.64	8.94	11.82
信息服务	5.76	20.13	7.75	11.01
批发零售	5.89	42.59	6.33	10.96
居民服务	11.29	29.77	8.00	10.83
房地产业	4.69	28.43	9.67	9.09
农林牧渔	7.64	41.85	10.07	8.49
交通运输仓储	15.19	22.70	11.09	8.40
采矿业	12.49	23.88	12.17	7.12
建筑业	6.31	39.05	8.41	6.58
电煤水	12.74	34.38	11.16	6.14
制造业	7.76	49.99	8.31	4.87

数据来源：根据 2016 年第十二次私营企业调查数据库计算得出。

因此，研究土地供给对城市创业活动的影响，具有较好的理论价值和现实意义。从学理上看，鲜有文献系统地探讨了土地供给这一源头性动因是如何影响城市创业活动的。对于城市创业活动而言，土地供给既是源头性制度动因又是直接影响因素：首先，城市创业活动需要办公场所、工厂、商铺等设施，这些设施的租赁、购买或使用成本是创业或企业经营成本的重要组成部分。与其他经营成本相比，土地供给调整带来的房屋设施租金变化是创业活动的源头性动因。同时，土地供给更多受政府政策的影响，是创业活动的制度性成因故相对外生。其次，土地供给通过房屋价格影响创业活动，这种影响是非常直接的：土地供给直接影响土地成交价，后者是房屋楼面价的主要决定因素，并能较快传导到房屋租赁成本上。故从土地供给这一源头性制度动因探讨城市创业活动是洞中肯綮。从实践上看，本文从土地供给视角切入为城市创业活动提供了新的理论解释，也为地方政府如何通过土地供给工具提高城市创业活跃度提供了微观证据和可行路径。

具体而言,本文首先理论分析了城市土地供给对创业活动的影响和作用机制,并利用国家工商企业登记注册数据计算出了城市层面的创业死亡率、生存率和创业活跃度。在此基础上,实证检验了2000~2017年中国城市土地供给的创业效应。本文的研究有助于厘清一个认知误区:经济直觉与研究结论的相悖。21世纪以来,中国整体土地供给政策的中西部偏向,导致西部和东北地区、三线及以下城市的土地供应充足,但这些地方创业活动并不多,经济直觉上土地供给增加抑制了城市创业活动。而根据本文结论,土地供给增加会促进城市创业活动。需要注意的是,影响城市创业活动的因素包括收入侧因素和成本侧因素。本文讨论的土地供给是城市创业活动的成本侧因素,而收入侧因素包括本地市场规模、营商环境等。对于西部和东北地区、三线及以下的城市而言,本地市场规模较小、营商环境也相对较差。因此,尽管这些地区充足的土地供给形成了创业活动的推力,但规模较小的市场和相对较差的营商环境是创业活动的阻力,最终导致这些地区的创业活动不活跃。而本文实证分析因果识别得到的是土地供给对创业活动的边际效应。也就是说,当其他条件均相同时,土地供给变化会导致城市创业活动的相应变化,即本文比较的并不是本地市场规模和营商环境差别较大的三线城市和东部大城市,而是本地市场规模和营商环境较为接近的两个城市,因土地供给差异而产生的城市创业活动的不同。因此,上述经济直觉并不是因果关系,而仅仅是个别现象,与本文结论并不相悖。

下文安排如下:第二部分是理论分析和研究假设;第三部分是计量模型、数据和变量说明;第四部分是基准回归结果和机制检验;第五部分是稳健性检验与异质性分析;最后是本文的结论与政策建议。

二、理论分析和研究假说

创业活动是转型经济国家经济发展的重要推动力,直接影响就业创造、经济可持续发展等。学者们主要从微观层面和宏观层面探究创业活动的影响因素。在微观层面上,现有研究主要从创业者自负、财务管理能力不足、个人意愿差异等视角对创业失败给予解释^[25]。从宏观视角来看,影响城市创业活动的因素众多,现有文献主要从以下几个角度切入开展研究,包括:(1)知识产权保护。加强知识产权保护能够对创业行为产生正面激励作用^[11],而减少政府管制则能够提升市场对资源的有效配置^[9],并激发企业家精神^[26]。(2)市场开放和外商直接投资。市场开放度主要通过扩大市场范围和提供外部资源来提升创业需求^[27]。外商直接投资企业的高工资效应、竞争效应和进入壁垒效应使得其对创业活动产生挤出效应^[2]。(3)经济规模。较大的市场规模和市场需求能够产生积极的经济预期,从而激发个人从事创业活动^[28]。(4)传统文化。个人主义、权力差距和不确定性规避等会影响创业活动^{[7][29]}。

城市是生产要素集聚和资源空间配置的载体,大量的创业活动都集聚在城市。对中国创业活动而言,土地供给制度和政策导致城市土地供给量的变化是一个重要的制度背景和影响因素。中国的土地供给制度是在社会主义市场经济条件下发展起来的一项符合中国国情且具有中国特色的重要经济制度。政府通过将出让土地使用权获得的资金投资于城市基础设施和相关福利,从而促进城市经济和社会的均衡发展。然而,在中国式分权背景下,垄断土地供给一级市场、掌握土地要素供给成为了地方政府最重要的经济权力。正是这种地方政府垄断下的土地供给,加上土地天然的稀缺性,推高了地价,并最终导致地产价值上升。因此,土地供给量将直接影响城市创业活动。具体而言,城市土地供给量越大,可用于创业活动的土地要素越多,可以有更多的土地配置于各类促进创业活动的创业苗圃、科技企业孵化器、创新创业平台、创业创意园区、产学研结合创业基地等。同时,在其他条件不变的前提下,土地供给量增加会影响工业用地、商服用地的成交价格,导致办公场所、工厂、商铺、住房等价格下降,典型的例子是湖南长沙。因此,土地供给充足的城市,可配置于创业活动的土地资源相对充裕,并且土地要素的使用价格越低,这都将促进城市创业活跃度和创业企业的生存率提高。

假设1:城市土地供给量增加有利于促进城市创业活跃度和创业企业生存率提高。

土地供给对城市创业活动的影响是复杂的,并且对于不同行业、不同类型的企业也是不同的。首

先,以制造业为主的企业会租赁工业用地、商服用地等使用权,这直接构成了企业的创业成本和经营成本。其次,当企业没有自有土地(租赁)时,通常会租赁商铺、工厂、住房(如员工宿舍)等设施,用于企业生产、销售等日常经营活动。本文将房屋租金界定为企业运营中因为租赁、购买或使用办公场所、工厂、商铺、住房等设施而产生的营业成本或费用,是创业成本的重要组成部分。因此,房屋租金会直接影响企业的创业和经营成本。再次,土地供给对创业活动的影响还存在间接传导机制。房屋租金上涨会导致企业的用工成本急剧上升;从工资补偿的视角,企业需要支付员工高工资以补偿其劳动投入和工作成本。最终,企业用工成本也会相应增加。这一间接传导机制同样存在于原材料、水电煤气等能源使用费用等方面。

因此,城市土地供给对创业活动的影响包括两个方面:其一,房屋租金上升直接增加了新创企业的固定投入成本,从而使创业活跃度和企业生存率降低;其二,房屋租金会推高用工成本、原材料成本等并导致企业利润下降,最终降低了城市创业活跃度和企业生存率。而城市土地供应量的多少,直接影响着房屋租金,并通过直接和间接这两大机制作用于城市创业活跃度和企业生存率。

假设 2:土地供给对城市创业活动的影响,主要通过房屋租金这一成本传导机制发挥作用。

21 世纪以来,中国特色的土地供给政策的一个重要特征是中西部偏向。尽管大量的劳动力和人口向东部沿海流动,但土地供给政策总体上是偏向于中西部地区的。在这一偏向性政策下,东部地区的土地供给减少,而中西部地区的土地供给增加。因此,即使大规模市场、大量劳动力要素集聚会提升创业活跃度,但土地供给短缺带来的房屋租金上升抑制了创业活动。而本地市场和人口基数的丧失,会抑制中西部土地供给带来的创业创造效应。在中西部土地供给大量增加的情况下,商铺、工厂、住房等设施将出现空置现象,土地使用效率降低。而商铺、工厂和住房等设施是市场需求尤其是本地市场需求的衍生需求,这些设施的空置意味着本地市场需求不足。这将给企业家的创业活动带来基本判断或心理预期:本地创业难度较大,企业生存较为困难。因此,在马太效应下,土地供给增加成为创业活动的双刃剑:东部地区的创业活动因土地供给获益,而中西部地区的创业活动可能受土地供给的影响不显著甚至受损。

假设 3:东部地区土地供给紧缩会降低创业活跃度和企业生存率,但中西部的影响可能不显著甚至相反。

不同年限企业的风险应对能力是不同的。由于创业活动面临较大的不确定性,市场风险、产品风险、经营风险等都会影响企业生存。通常而言,新创企业规模较小、成立时间短,其风险抵抗能力也相对较弱。但大企业通常有资产规模较大、现金流较为充裕、供应链成熟和客户网络相对稳定等优势,故他们的风险规避和应对能力较强。相较而言,成立年限较短的新创企业的风险抵抗和冲击应对能力较弱。当城市的土地供给紧缩带来企业经营成本增加时,成立年限较短的新创企业承受这一冲击的能力也相对较弱,更容易创业失败或企业死亡。

假设 4:成立时间较短的新创企业,受土地紧缩带来的创业成本或经营成本增加的冲击更大,更容易创业失败或企业死亡。

接下来,本文将利用中国城市层面和企业层面的数据,对研究假设进行实证检验。我们将同时从创业活跃度、企业生存和企业死亡等角度切入。但需要注意的是,尽管有文献认为创业失败是创业活动的一个状态和企业成功的必经之路^[14],但这并不是本文研究的重点,我们也并未对创业失败进行价值判断,只是客观识别土地供给这一制度因素是如何影响城市创业活动的。

三、计量模型、数据和变量说明

(一)模型设定和数据说明

本文试图考察城市土地供给是如何通过影响城市创业成本进而影响城市创业活动的,使用数据为 2000~2017 年的城市面板数据和国家工商企业登记注册数据。对城市创业活动,在基准回归中我们用创业活跃度来度量;在稳健性检验中本文使用新创企业的生存率和死亡率这两个指标,从企业生

存状态视角对创业活动进行度量。

本文计量模型设定如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Land_{it} + \delta X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \epsilon_{it} \tag{1}$$

式(1)中, y_{it} 表示城市 i 在 t 年的创业活动, $Land_{it}$ 表示城市土地供给量, X_{it} 表示控制变量, δ 表示控制变量的参数估计值向量; μ_i 和 λ_t 分别是个体固定效应和时间固定效应, ϵ_{it} 是随机扰动项。

(二)变量说明

1.被解释变量

本文的被解释变量是城市创业活动,我们将多个维度进行度量。本文将创业定义为发起、维持和发展以利润为导向的企业的有目的性的行为。根据这一定义,创业活动既包括个人创业行为,也包括企业等市场主体的创业行为。在基准回归中,我们并不区分创业主体是个人还是企业,笼统地称之为创业活动。但在异质性分析部分,我们根据创业主体的不同进行了分类回归。参考叶文平等的研究^[10],本文用创业活跃度来度量城市创业活动,即样本期间城市的新创企业数量。同时,考虑到城市规模差异导致企业基数不同,进而新创企业数量也会存在差异。因此,本文用新创企业占现有企业的比重来衡量城市创业活跃度。

创业活跃度在一定程度上能反映企业的生存状态,但信息不对称的存在导致创业活跃度与企业生存状态两者存在一定的差异。因此,从企业存续角度来看,创业活跃度可能不能反映创业质量:创业活跃度高但创业死亡率也高的城市,创业质量相对较低。鉴于此,本文从企业存续的正反面引入两个指标度量创业质量:企业生存率和企业死亡率,分别从企业层面和城市层面予以测度。其中,企业层面的生存率和死亡率分别表示企业生存概率和企业死亡概率。

对于城市层面的企业生存率,我们用静态维度的企业生存率($R_Survival_{it}$)来度量,定义为城市 i 在第 t 年期末存活的企业除以第 t 年期初(即上一年期末)的企业总数量:

$$R_Survival_{it} = \frac{Sum_{it} - New_{it}}{Sum_{i,t-1}} \tag{2}$$

式(2)中, Sum_{it} 和 $Sum_{i,t-1}$ 分别表示城市 i 在第 t 年期末和第 $t-1$ 年期末存活的企业数量, New_{it} 表示城市 i 在第 t 年新创的企业数量。

同理,我们也构建了城市层面的企业死亡率(R_Death_{it})指标,用城市 i 在第 t 年期末死亡的企业除以第 t 年期初(即上一年期末)的企业总数量来表示:

$$R_Death_{it} = \frac{death_{it}}{Sum_{i,t-1}} \tag{3}$$

城市创业活动的数据来自国家工商总局的国家工商企业登记注册数据库,这一数据库详细记录了中国全部市场主体的企业工商注册登记和注销数据,可以很好地识别创业和企业生存状态。具体而言,这一数据记录了企业名称、注册资本、企业类型、成立时间、股东信息、变更记录、统一社会信用代码、法人代表、经营范围、所属行业等基本信息,截至2019年底共计包括2亿多家市场主体(包含企业、个体户、社会团体、香港企业等)。基于企业注册、存续和变更等信息,可以得出历年中国城市企业生存的基本情况。本文基于财务视角将企业在业务方面的终止,作为创业失败的标志^[30]。根据企业变更记录来判别企业(全样本、内资和外资)是否死亡:若当年的变更记录中含有“清算”“注销”“吊销”“解散”“撤销”及“破产”等关键词,或者企业当年的经营状态为停业、吊销、注销、撤销及清算,则认定企业于该年死亡。此外,对于死亡时间不能确认的样本,采用手工的方式利用国家企业信用信息公示系统进行补充。

需要注意的是,创业企业通常不会在当年死亡,这也导致我们用企业死亡率或生存率来度量创业活动时,城市层面的差异性非常小,进而无法估计出土地供给对创业活动的影响。此外,新创企业相较于现存企业而言,有更高的创业死亡率和失败可能性。因此,我们用总体企业的生存率或死亡率来替代时,会低估土地供给对创业活动的影响。也就是说,现实中真实的影响可能比本文估计出的结果

更大。当然,考虑到现存企业和本文研究样本的差异性,在稳健性检验部分我们将企业年限进行了限定,重新计算企业生存率和企业死亡率,并对回归模型重新进行了回归。

2. 解释变量

(1)城市土地供给量。城市土地供给数量来自历年中国国土资源统计年鉴,包括中国各个省的地级市的土地出让宗数、面积、成交价款(收入)等。本文主要用各个地级市的土地供给宗数、面积和成交收入三项来衡量城市的土地供给量。

(2)城市创业成本。房价越高,开设企业所需的房屋租金也越高,故房屋租金可以较好地衡量城市创业成本。因为房价上涨必然会影响到个体的投资、消费和创业等一系列决策行为。需要注意的是,尽管从房屋租金的角度来看,创业成本更多是指企业运营中租赁、购买和使用办公场所、工厂、商铺等设施的成本或费用,但由于缺少办公场所、工厂、商铺等设施的成本或费用的相关数据,并且自购和租用的差异、不同城市商服和制造行业的差异,也导致很难真正测度出房屋租金维度的创业成本。因此,本文直接用城市住房价格来衡量城市的创业成本:房地产价格和上述几类设施的价格是正相关的,住房价格越高的城市,其商铺、办公场所等设施的购买或租赁成本也越高。本文利用中国城市数据库中的城市住房价格年度指数来衡量城市的住房价格,取对数进入模型。

3. 控制变量

(1)城市规模。规模越大的城市,越能提供较大的创业空间,从而提高城市的创业吸引力。同时,这也意味着消费者偏好差异化更大,能提供更大的创业可能性。因此,需要控制本地市场规模对创业活动的影响,否则观测到的创业活动可能更多是由市场规模导致,遗漏变量会导致严重的内生性问题。本文根据国务院公布的城市规模定义标准,采用城市年末市区总人口来定义城市规模,取对数进入模型。

(2)营商环境。计划经济较强的地区,其市场机制运行相对较弱,营商环境较差。从经济学机理来看,国有企业份额较高的城市,地方政府在制定政策的时候将会考虑国有企业的利益,国有企业更容易获得资源和政策倾斜,这会导致以民营和外资为主的新创企业遭受政策歧视,创业难度增加。同时,较差的市场经济环境也意味着创业成本和失败率较高,从而降低潜在创业者的成功预期。对于国有企业比重,我们用国有企业产值占比来衡量城市的营商环境。

当然,本文也选取了樊纲等、王小鲁等的市场化指数^{[31](P265-266)[32](P210-215)}作为营商环境的一个代理变量。市场化程度越高的城市,经济活力越强,制度环境越好,受到的政府干预越少,可以花费较少的时间和精力用于和政府打交道,进而专注于创业和经营活动本身。樊纲等的市场化指数^{[31](P265-266)}截至2009年,而王小鲁等的市场化指数^{[32](P210-215)}从2008年开始。需要注意的是,尽管两者都包括了2008和2009年的数据,但因数值不同故不能直接合并。本文采取如下处理办法:首先,分别计算出这两个版本2008~2009年两年的平均值,并根据平均值计算出得到两个版本的系统性差异;然后,以两者的系统性差异对王小鲁等市场化指数^{[32](P210-215)}2010年后的数据进行调整;再次,将调整后的市场化指数与樊纲等市场化指数^{[31](P265-266)}合并,得到样本期间全部年份的市场化指数;最后,采用移动平均的方法,将缺失年份的数据进行补全。

(3)人口年龄结构。处于不同年龄结构的人,其消费行为和偏好也不同。这意味着城市的人口年龄结构不同,其多样性偏好也存在较大的差异,进而影响该城市的就业机会提供。本文使用城市年末人口60岁以上人口占比来表示城市的人口年龄结构。

(4)互联网发展水平。在测算城市的互联网发展水平时,本文用下述三个维度的参数来衡量城市的互联网发展水平:人均宽带拥有量、人均IPV4拥有量和每百万人互联网用户数。借鉴国家信息化研究中心采用的主成分分析法计算出204个城市的互联网发展水平。

(5)外商直接投资。外商直接投资FDI对城市创业活动具有多重影响:首先,FDI可以促进城市的创业活力,推动城市的创业活动;但另外一方面,FDI会对城市的创业产生竞争效应,挤出本地区的创业活动。

(6)其他控制变量。我们还控制了进出口贸易、公共财政支出、居民储蓄、教育支出和科学技术支出等一系列可能影响城市创业活动的因素。上述变量都取对数进入模型。

表 2 主要变量说明

	变量名	变量的含义
被解释变量	创业活动	新创企业数量占现有企业数量的百分比×100
		企业死亡率×100
		企业生存率×100
解释变量	土地供给量	城市住宅用地成交面积的对数值
	城市创业成本	城市住房价格的对数值
控制变量	城市规模	人口规模对数值
	营商环境	国有企业产值占比
		市场化指数
	人口年龄结构	城市年末人口 60 岁以上人口占比
	互联网发展水平	用主成分分析法计算得出
外商直接投资	FDI 对数值	

四、基准回归结果和机制检验

(一)基准回归结果

基准回归结果如表 3 所示,其中第(3)列和第(4)列分别在第(1)列和第(2)列的基础上,进一步加入了其他控制变量。可以看出,城市土地供给量增加显著提高了城市的创业活跃度:第(1)列和第(2)列中,城市土地供给量的参数估计值分别为 0.402 和 0.284,并且均在 1%的水平上显著。这意味着城市土地供给量每增加 1%,会导致城市创业活跃度增加 0.402 和 0.284 个百分点。当我们进一步加入

表 3 土地供给、创业成本与城市创业活跃度

	(1)	(2)	(3)	(4)
城市土地供给量	0.402*** (6.90)	0.284*** (3.57)	0.413*** (5.02)	0.312*** (3.44)
城市规模	0.013*** (5.90)	0.012*** (4.74)	0.013*** (2.96)	0.013*** (3.89)
营商环境:国有企业比重	-0.424*** (-4.85)		-0.427*** (-6.26)	
营商环境:市场化指数		0.246*** (2.89)		0.229** (2.21)
人口年龄结构	-0.014*** (-4.33)	-0.009** (-2.24)	-0.024*** (-3.50)	-0.009** (-2.19)
互联网发展水平	0.001** (2.34)	0.001** (2.33)	0.001** (2.11)	0.001** (2.30)
外商直接投资	-0.014 (-0.91)	-0.011 (-1.23)	-0.013 (-1.08)	-0.010 (-1.25)
控制变量	无	无	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有
观测值	5184	5184	5184	5184

注:括号内为 t 值;*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。

其他控制变量时,此时的估计结果仍显著为正且系数变化不大,这很好地支持了上文理论分析的结果;城市土地供给量的增加会推动城市创业活动,即假设 1 成立。

从表 3 的结果和常理是相吻合的:大城市通过集聚外部性,可以孕育和提供更多的创业机会,提高创业预期收益和创业存活率。国有企业比重较高的城市,其创业活跃度越低,参数估计值均在 1% 的水平上显著。以第(3)列为例,参数估计值为-0.427,这说明国有企业比重每增加 1 个单位,会使城市创业活跃度下降 0.427 个单位。同样的,第(2)和第(4)列中用市场化指数来替代国有企业比重后发现,其估计值显著为正,分别为 0.246 和 0.229。这些都说明市场经济不活跃或计划经济明显的城市,由于政府在资源配置时的国有企业偏向以及因此产生的民营企业制度歧视,提高了潜在创业者的创业成本并降低其创业成功预期,使得城市整体的创业活跃度降低了。此外,人口年龄结构的参数估计值显著为负,互联网发展水平的估计值显著为正,也都和预期是一致的。

(二)机制分析

尽管上文的实证分析分别考察了城市土地供给量和城市创业成本是如何影响城市创业活跃度的,但内在的作用机制并没有进行分析。一个可能的解释是:土地供应量并不会直接影响城市创业活跃度,而是通过影响城市住房价格来影响创业成本,进而影响城市创业活跃度。因此,接下来本文对这一作用机制进行检验。

对城市创业成本而言,地区经济活力是一个重要的影响因素。为了捕捉这一因素的影响,我们在表 4 第(1)列中控制了国有企业比重这一变量;同时,为了从不同维度刻画这一影响,在第(2)列中用市场化指数来替代国有企业比重。从表 4 可以看出,城市土地供给量增加显著降低了城市创业成本。这从直观上容易理解:房地产市场价格受到供需关系的影响。从房地产开发的角度来看,土地成本是一个非常重要的成本组成部分,占据了住房价格的绝大部分。特别是土地流转严格控制且实行“招拍挂”制度,更是从供给侧推高了土地价格。因此,若能提高城市土地供给量,将会影响土地价格进而影响住房市场价格。而众所周知,办公场所、厂房、商住等住房成本是企业家新创企业的重要考虑因素。表 4 的结果正好说明了这一作用机制的存在。

表 4 土地供应量与城市创业成本

	(1)	(2)
城市土地供给量	-0.815 *** (-8.77)	-0.887 *** (-8.91)
城市规模	0.412 *** (5.44)	0.012 *** (5.78)
营商环境:国有企业比重	0.244 ** (2.11)	
营商环境:市场化指数		-0.198 * (-1.92)
控制变量	有	有
城市固定效应	有	有
时间固定效应	有	有
观测值	5184	5184

尽管表 3 说明了城市土地供给量和城市创业成本分别影响城市创业活跃度,表 4 说明了城市土地供给量会影响城市创业成本,但若要想说明城市土地供应是通过影响城市创业成本进而作用于城市创业活跃度的,还需要验证:当在模型中同时放入城市土地供给量和城市创业成本时,城市土地供给量对城市创业活跃度的作用,被城市创业成本完全吸收掉而变得不显著了。下文我们对此进行了分析,具体结果见表 5。

从表 5 可以看出,当在模型中同时放入城市土地供给量和城市创业成本时,城市土地供给量的参

数估计值仍为正,但并不显著了;而城市创业成本仍显著为正。这验证了城市土地供给量通过作用于城市创业成本影响城市创业活跃度,即假设 2 成立。

表 5 机制分析

	(1)	(2)
城市土地供给量	0.119 (0.92)	0.124 (1.34)
城市创业成本	-0.042 *** (-5.91)	-0.038 *** (-5.12)
城市规模	0.013 *** (5.44)	0.012 *** (5.78)
营商环境:国有企业比重	-0.411 *** (-4.10)	
人口年龄结构	-0.014 *** (-3.89)	-0.013 *** (-4.30)
营商环境:市场化指数		-0.418 *** (-4.03)
互联网发展水平	0.001 ** (2.15)	0.001 ** (2.02)
外商直接投资	-0.014 (-0.95)	-0.011 (-0.88)
控制变量	有	有
城市固定效应	有	有
时间固定效应	有	有
观测值	5184	5184

五、稳健性检验与异质性分析

(一)稳健性检验

表 3 检验了城市土地供给对创业活跃程度的影响。正如我们上文中所提到的,创业活跃度可能并不能很好地度量城市创业质量:尽管城市的创业活跃度很高,但有可能创业失败率也很高。企业生存是一切活动的根本,因此本文将从企业存续的视角对创业质量进行度量。具体而言,分别从城市和企业维度测度了企业死亡率和生存率,并将因变量替换为企业死亡率和企业生存率,再对模型重新进行估计,具体结果见表 6。

表 6 基于创业质量的再估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业死亡率			企业生存率		
城市土地供给量	-0.603 *** (-4.78)	-0.123 *** (-6.14)	-0.247 *** (-6.36)	0.210 *** (3.66)	0.106 *** (4.42)	0.118 *** (4.06)
控制变量	有	有	有	有	有	有
城市/企业固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
观测值	5184	23581034	1870452	5184	23581034	1870452

注:第(1)列和第(4)列为 2000~2017 年城市面板数据的估计结果,第(2)(3)(5)和(6)列为 2000~2017 年企业面板数据的估计结果,表示企业死亡或生存的概率。第(2)(3)(5)和(6)列的区别在于样本不同,在第(2)列和第(5)列中若企业注销后仍保留在样本内,而在第(3)列和第(6)列中若企业注销后仅保留注销当年的样本,而对于没有具体注销日期的数据,本文直接将这些样本剔除。

从表 6 可以看出,当我们采用城市层面的死亡率来测度创业活动时,城市土地供给量的参数估计值为-0.603,且在 1%的水平上显著。也就是说,城市土地供给量每增加 1%,会使企业死亡率下降 0.603 个百分点。使用企业层面的数据也表明这一结论是可信的:第(2)列的参数估计值为-0.123,换算成 Odds ratio 则为 0.884,这表明企业死亡概率下降了。而剔除掉死亡企业样本后的估计结果对应

的 Odds ratio 值为 0.781,也 同 样 验 证 了 城 市 土 地 供 给 增 加 会 降 低 企 业 死 亡 概 率 的 结 论。而 将 被 解 释 变 量 替 换 为 企 业 生 存 率 时,无 论 是 用 城 市 层 面 还 是 企 业 层 面 的 数 据 都 表 明,加 大 城 市 土 地 供 给 量 是 有 利 于 企 业 生 存 的。

考 虑 到 本 文 的 被 解 释 变 量 是 创 业 活 动,而 创 业 企 业 当 年 的 死 亡 率 或 生 存 率 无 法 测 度,于 是 我 们 将 创 业 企 业 的 定 义 进 一 步 拓 宽:将 成 立 时 间 在 5 年 内 的 企 业 都 视 为 创 业 企 业。我 们 重 新 计 算 了 新 创 企 业 的 生 存 率 和 死 亡 率,并 对 模 型 重 新 进 行 了 估 计,结 果 见 表 7。

表 7 调整新创企业样本时的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业死亡率			企业生存率		
城市土地供给量	-0.811 *** (-4.66)	-0.252 *** (-5.10)	-0.301 *** (-6.22)	0.203 *** (3.73)	0.114 *** (4.55)	0.126 *** (4.40)
控制变量	有	有	有	有	有	有
城市/企业固定效应	有	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
观测值	5184	6431756	567621	5184	6431756	567621

注:第(1)~(6)列的样本数据对应表 6 各列。

从 表 7 可 以 看 出,当 我 们 用 新 创 企 业 来 替 代 全 部 企 业 并 测 度 出 此 时 的 企 业 生 存 率 或 死 亡 率 时,土 地 供 给 对 城 市 创 业 活 动 的 影 响 仍 然 显 著 存 在:城 市 土 地 供 给 增 加 显 著 提 高 了 城 市 的 企 业 生 存 率,降 低 了 企 业 死 亡 率。这 一 结 论 无 论 是 对 于 城 市 层 面 还 是 企 业 层 面 都 是 成 立 的。

(二)异质性分析

1.空间异质性:土地供给的中西部偏向与人口流动的东部偏好。尽管上文已经发现土地供给增加会降低城市内创业活跃度和企业生存率,推高城市的企业死亡率,但这一结果可能存在区域异质性:中国土地供给政策是偏向中西部的^{[23][33]},但人口总体是向东部地区流动的。因此,土地供给与人口流动的空间错配,可能会导致土地供给对城市创业活动的影响具有空间异质性:中西部地区有相对较多的土地供给,但人口、要素等创业活动的供给相对较少,而东部地区则相反。因此,下文对这种空间异质性进行了识别。具体而言,我们去掉了表 3 回归方程中城市规模这一控制变量,分地区进行回归,具体结果见表 8。

表 8 土地供给对创业活动的影响:空间异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总体	东部地区	中西部地区	土地供给量
城市土地供给量	0.402 *** (6.90)	0.435 *** (4.13)	-0.614 *** (-5.57)	
城市规模	0.013 *** (5.90)			0.107 ** (2.04)
是否属于中西部(中西部=1) * 城市规模				0.734 *** (4.17)
控制变量	有	有	有	无
城市固定效应	有	有	有	无
时间固定效应	有	有	有	无
观测值	5184	1710	3474	5184

表 8 中 第 (4) 列 的 结 果 表 明,总 体 来 看,城 市 规 模 越 大,土 地 供 给 量 越 大。但 偏 向 中 西 部 的 土 地 供 给 政 策,导 致 中 西 部 同 样 规 模 的 城 市 获 得 的 土 地 供 给 越 多。偏 向 中 西 部 的 土 地 供 给 政 策 也 导 致 土 地 供 应 量 对 城 市 创 业 活 动 的 影 响 具 有 空 间 异 质 性,即 假 设 3 成 立。比 较 第 (1)(2)和 (3)列 的 系 数 大 小 可 知,全 国 层 面 土 地 供 给 对 创 业 活 跃 度 的 负 向 冲 击,主 要 是 由 中 西 部 地 区 的 主 导 引 起 的。城 市 土 地 供 给 对 创 业 活 跃 度 的 影 响,其 实 证 结 果 和 理 论 预 期 是 一 致 的。

2.所有制异质性。土地供给通过抬高创业成本进而影响城市的创业活动,这种作用机制和影响可能存在企业异质性。对于不同所有制的企业而言,获得的土地优惠政策是不同的。并且不同所有制的企业承受土地供给波动的能力也是存在差异的。这些都将导致土地供给对城市创业活动的影响存在所有制异质性。为了区分这种异质性,接下来我们从企业所有制异质性出发,考察土地供给对城市创业活动的影响。

表 9 土地供给对创业活动的影响:所有制异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	个体工商户	股份有限公司	有限责任公司	合伙企业	外资企业
城市土地供给量	0.623*** (14.77)	0.341 (1.56)	0.211** (2.21)	0.512*** (6.19)	0.431** (1.98)
控制变量	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有
时间固定效应	有	有	有	有	有
观测值	5184	5184	5184	5184	5184

注:表 9 中仍使用创业活跃度作为被解释变量。

从表 9 可以看出,当考虑企业所有制性质差异时,城市土地供给量对创业活跃度的影响呈现出较大的异质性。在表 9 中,我们考虑了个体工商户、股份有限公司、有限责任公司、合伙企业和外资企业这五类不同的创业主体的差异性。总体来讲,个体工商户和合伙企业受土地层面的创业成本影响最明显,其系数分别是 0.623 和 0.512,且均在 1%的水平上显著;其次受影响较大的是外资企业和有限责任公司;而股份有限公司中的系数为正,但不显著。这也给了我们启示:在分析城市土地供应政策对创业主体的创业挤出效应时,也要考虑到所有制异质性。

3.创业年限异质性。对创业活动而言,不同的创业企业受城市土地供给政策的影响不同。这种影响除了存在所有制差异,还会存在企业成立年限的异质性。企业成立年限的差异,会导致企业承受土地供给带来的成本传导压力的能力不同。为了识别城市土地供给政策的创业年限异质性效应,我们分别考察成立 3 年内、成立 5 年内、成立 10 年内的企业样本受土地供给的影响,结果见表 10。

表 10 土地供给对创业活动的影响:创业年限异质性

	(1)	(2)	(3)
	成立年限≤3 年	成	成立年限≤10 年
城市土地供给量	-0.296*** (-5.41)	-0.214*** (-4.41)	-0.105** (-2.04)
控制变量	有	有	有
企业固定效应	有	有	有
时间固定效应	有	有	有
观测值	1278413	945314	468349

注:(1)为了和表 9 有所区别,表 10 中使用企业死亡率来测度城市创业活动。事实上,我们也用企业生存率作为被解释变量进行了回归,结果是一致的。

比较表 10 第(1)(2)和(3)列可以发现,对于成立时间较短的企业而言,城市土地供给对城市创业活动的影响是不同的:总体来看,土地供给量增加降低了创业企业的死亡率;企业成立时间越短,受到土地供给政策的影响越大。成立 3 年内、成立 5 年内和成立 10 年内的企业样本,其城市土地供给量的 odds ratios 值分别为 0.743、0.809 和 0.900,说明成立时间越短的企业受到城市土地供给政策的影响越大。企业成立时间越短,城市土地供给紧缩更容易导致创业失败,而成立时间较长的企业受到的影响相对较小,即假设 4 成立。

六、结论与政策含义

在梳理土地供给影响城市创业活动理论机制的基础上,本文利用国家工商企业登记注册数据库

和中国国土资源统计年鉴中的城市土地出让数据,实证检验了中国城市土地供给对城市创业活动的影响。

研究发现:(1)政府减少土地供给量会增加城市创业活动的创业成本,进而抑制了城市创业活动;(2)城市土地供给量减少会同时降低创业活跃度与企业生存率,并提高企业死亡率;(3)土地供给的空间错配,导致土地供给对城市创业活动的影响存在显著的空间异质性,土地供给增加促进了东部地区的城市创业活动,但阻碍了中西部地区的城市创业活动;(4)成立时间越短的企业受城市土地供给政策的影响越大,城市土地供给紧缩更容易导致其创业失败;(5)相较于股份有限公司、有限责任公司而言,个体工商户、合伙企业更容易受到城市土地供给政策的影响。

本研究的发现对进一步认识和理解制度环境对城市创业活动的作用具有重大的现实意义。已有的研究只关注单一的、分散的推动城市创业活动发展的制度,如营造良好发展环境、破解融资难融资贵问题、完善财税支持政策、改进服务保障等,却忽略了制度变迁过程中系统性的土地供给制度对城市创业活动的抑制作用。正是具有中国特色的财政分权背景下的土地供给政策,促使地方政府通过减少土地供给,并采用“招拍挂”方式推高了土地出让价格,这直接导致与创业活动相关的办公场所、工厂、商铺等租金上涨,影响了城市创业活动。因此,为了进一步激发创业活力,本文提出以下政策建议:

一是改革财政体制,降低地方政府对土地财政的依赖性。首先,尽快在全国范围内推广将土地使用权出让收入划转税务部门,通过“垂直条线”的监管推动地方政府摆脱对“土地财政”的依赖,限制其土地供给政策工具的自由裁量范围。其次,赋予地方政府更为灵活的财政支配权,探索多元化的地方政府收入模式,如增收房产税或物业税等,逐步减少地方政府对土地财政收入的依赖,逐步降低地方政府在土地出让收入中的收益,从而减少地方政府通过“招拍挂”方式推高商服用地、居住用地价格的可能性。

二是完善土地供给制度,打破地方政府的土地供给垄断。首先,区分土地的资源与资产特征,完善管理及经营模式,通过合理界定土地产权促进土地流转,实现土地资产价值的最大化。其次,实现政府土地经营者与管理者双重角色的分离,可以通过成立国有土地资产经营公司,实现城市土地经营的市场化,逐步打破地方政府垄断土地供给,扭曲土地价格从而推高房价的局面,最终降低土地供给制度对城市创业活动的抑制作用。

三是改变土地供给地域偏向,探索推进土地、人口等统一管理制。在土地利用方面应增强土地管理灵活性,为优势地区提供发展空间。改变土地的中西部偏向性,让土地供应、住房供应与人口流动的方向相一致。在全国范围内,可以探索建设用地指标和补充耕地指标跨区域交易机制。通过改变土地供给的空间错配,提高土地资源的使用效率,进而缓解土地对整体创业活动的促进作用。

注释:

①作者根据国家工商总局的企业登记注册数据库计算所得。

②根据2016年第十二次私营企业调查数据计算得出。

参考文献:

- [1] 田毕飞,陈紫若.FDI、制度环境与创业活动:挤入效应与补偿机制[J].统计研究,2017,(8):19—31.
- [2] Fu,X.Foreign Direct Investment and Managerial Knowledge Spillovers through the Diffusion of Management Practices[J].Journal of Management Studies,2012,49(5):970—999.
- [3] 梁琦,赵涓平.城市规模、创业边界与企业家创业[J].湖南大学学报(社会科学版),2018,(3):57—65.
- [4] 郭琪,贺灿飞,史进.空间集聚、市场结构对城市创业精神的影响研究——基于2001~2007年中国制造业的数据[J].中国软科学,2014,(5):107—117.
- [5] 杜运周,刘秋辰,程建青.什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度?——基于制度组态的分析[J].管理世界,2020,(9):141—155.
- [6] 陈景信,代明.市场化环境与创业绩效——基于HLM模型和区域分层的视角[J].山西财经大学学报,2018,

- [7] 郑馨,周先波,张麟.社会规范与创业——基于 62 个国家创业数据的分析[J].经济研究,2017,(11):59—73.
- [8] 吴一平,王健.制度环境、政治网络与创业:来自转型国家的证据[J].经济研究,2015,(8):45—57.
- [9] Estrin, S., Korosteleva, J., Mickiewicz, T. Which Institutions Encourage Entrepreneurial Growth Aspirations[J].Journal of Business Venturing,2013,28(3):564—580.
- [10] 叶文平,李新春,陈强远.流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据[J].经济研究,2018,(6):157—170.
- [11] Wang, S. Y. Credit Constraints, Job Mobility, and Entrepreneurship: Evidence from a Property Reform in China[J].Review of Economics and Statistics,2012,94(2):532—551.
- [12] 吴晓瑜,王敏,李力行.中国的高房价是否阻碍了创业[J].经济研究,2014,(9):121—134.
- [13] 普莫喆,郑风田.高房价与城镇居民创业——基于 CHIP 微观数据的实证分析[J].经济理论与经济管理,2016,(3):31—44.
- [14] 潘宏亮,管煜.创业失败学习与国际新创企业后续创新绩效[J].科学学研究,2020,(9):1654—1661.
- [15] 李君,陈万明,安宁.创业失败经历、失败学习与再创业意愿[J].大连理工大学学报(社会科学版),2018,(2):89—96.
- [16] Shepherd, D. A. Learning from Business Failure: Propositions about the Grief Recovery Process for the Self-employed[J].Academy of Management Review,2003,28(2):318—329.
- [17] Marvel, M. R. Human Capital and Search-based Discovery: A Study of High-tech Entrepreneurship[J].Entrepreneurship Theory and Practice,2013,37(2):403—419.
- [18] 林嵩,姜彦福.创业活动为何发生:创业倾向迁移的视角[J].中国工业经济,2012,(6):94—106.
- [19] 陈波.风险态度对回乡创业行为影响的实证研究[J].管理世界,2009,(3):84—91.
- [20] 徐示波,仲伟俊.科学家创业的动力和影响因素研究——基于扎根理论和量化研究融合分析[J].科学管理研究,2020,(12):117—126.
- [21] 李俊.社会资本与农民工城市创业绩效研究——基于东部 13 城市数据的分析[J].兰州学刊,2018,(3):173—184.
- [22] 王晓丹,沈灼.农民创业意愿及其影响因素——基于不同地区的比较研究[J].东北师大学报(哲学社会科学版),2017,(11):80—85.
- [23] 韩立彬,陆铭.供需错配:解开中国房价分化之谜[J].世界经济,2018,(10):126—149.
- [24] 刘诚,杨继东.土地策略性供给与房价分化[J].财经研究,2019,(4):68—82.
- [25] Thornhill, S., Amit, R. Learning about Failure: Bankruptcy, Firm Age, and the Resource-based View[J].Organization Science,2003,14(5):497—509.
- [26] 庄子银.企业家精神、持续技术创新和长期经济增长的微观机制[J].世界经济,2005,(12):32—43.
- [27] Shane, S., Venkataraman, S. The Promise of Entrepreneurship as a Field of Study[J].Academy of Management Review,2000,25(1):217—226.
- [28] Galindo, M., Méndez, M. T. Entrepreneurship, Economic Growth, and Innovation: Are Feedback Effects at Work[J].Journal of Business Research,2014,67(5):825—829.
- [29] York, J. G., Lenox, M. J. Exploring the Sociocultural Determinants of de novo versus de alio Entry in Emerging Industries[J].Strategic Management Journal,2014,35(13):1930—1951.
- [30] McGrath, R. G. Falling Forward: Real Options Reasoning and Entrepreneurial Failure[J].Academy of Management Review,1999,24(1):13—30.
- [31] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告[M].北京:经济科学出版社,2011.
- [32] 王小鲁,樊纲,余静文.中国分省份市场化指数报告(2016)[M].北京:社会科学文献出版社,2017.
- [33] 陆铭,李鹏飞,钟辉勇.发展与平衡的新时代——新中国 70 年的空间政治经济学[J].管理世界,2019,(10):11—23.

(责任编辑:姜晶晶)