

城市创业对经济增长的影响探究¹

李梦云² 廖理³ 王正位⁴

摘要 经济增长的关键驱动因素一直受到学术界和政策界的广泛关注。近年来,我国出台了一系列创业激励政策希望推动经济增长。因此,本文聚焦于创业与经济增长这两个重要议题,实证分析城市创业水平对经济增长的影响。本文利用国内市级行政单位每年的创业数据及经济增长数据,选取实缴制改为认缴制政策作为外生冲击,运用双重差分方法证明了创业水平对经济增长的驱动作用。随后,通过双重差分阶段检验比较了创业对经济增长影响的时间变化规律,并进行了渠道检验和一系列稳健性检验。本文的工作补充了创业与经济增长的相关研究,同时也能够为相关政策制定提供指导意见。

关键词 创业;经济增长;认缴制政策

DOI:10.16513/j.cnki.cje.20210312.001

0 引言

改革开放以来,我国整体经济增速长期处于较高水平,但区域发展不均衡的问题日益突出,党的十九大报告也指出“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。因此,解决这一问题对于我国经济的可持续发展意义重大。影响经济增长的因素错综复杂,自熊彼特提出“创造性破坏”理论以来,创业及其对经济增长的驱动作用受到学界的广泛关注。党的十八大以来,我国出台了一系列创业激励政策以希望推动经济增长,例如2013年经全国人民代表大会对公司法修订决定的实缴制改为认缴制政策。因此一个值得关心的问题是创业水平能否真正促进经济增长?

针对这一问题,一个典型的研究案例就是日本“失去的二十年”。日本经济在20世纪七八十年代迅速增长,当时有许多经济学家预测日本的人均GDP很

1 作者感谢国家自然科学基金重大项目“中国资本市场的行为特征研究”(批准号71790605)、国家自然科学基金重大项目“互联网背景下金融机构创新规律与业绩表现研究”(批准号71790591)的资助。

2 李梦云(通讯作者),清华大学五道口金融学院博士研究生,E-mail:limy.16@pbcfs.tsinghua.edu.cn。

3 廖理,清华大学五道口金融学院教授,E-mail:lial@pbcfs.tsinghua.edu.cn。

4 王正位,清华大学五道口金融学院副教授,E-mail:wangzhw@pbcfs.tsinghua.edu.cn。

快就会超过美国。然而在1991年房地产泡沫破灭后,日本经济在接下来的20年里停滞不前,而美国经济则得益于蓬勃发展的高科技产业再次遥遥领先。关于这一现象的一个重要解释就是日本创业水平的变化。创业水平上升是二战后日本经济崛起的重要驱动因素(Stone, 1969),然而20世纪九十年代之后日本创业乏力,其国内创业率由六七十年代的6%至7%下降到九十年代的3%(van Acht et al., 2004),落后于其他所有经合组织国家(Karlin, 2013)。Liang et al. (2018)也认为,尽管日本“失去的二十年”的原因并不完全明确,但创业停滞是重要的原因之一。

关于创业与经济增长的关系,国内外很多学者已经开展了一定的研究,大多认为创业增加有利于经济增长(Acs et al., 2018; Bosma et al., 2018; Nurmalia and Muzayanah, 2020)。创业可以通过促进知识溢出(Mueller, 2006; Audretsch, 2007; Braunerhjelm et al., 2010)、创造就业机会(陈刚, 2015; Glaeser et al., 2015)、促进市场竞争(Hopenhayn, 1992, 2014; 李坤望和蒋为, 2015)等机制来促进经济增长。但是也有研究发现创业对经济增长的影响具有异质性(Acs et al., 2008; Du and O'Connor, 2018; Lafuente et al., 2020),同时也有学者认为创业会对经济增长产生负向影响(Ferguson, 1988; Blanchflower, 2000)。

在国内“双创”政策背景下,本文细化至中国市级行政单位对这一重要问题的研究进行补充。本文通过启信宝抓取各城市每年的创业数据,创业数量的定义参照全球创业观察(GEM)所定义的成立时间小于等于42个月的企业数量。为了克服OLS检验在识别因果方面的不足,本文选取实缴制改成认缴制政策作为外生冲击,主要通过双重差分方法对城市创业水平与经济增长之间的关系进行探究。本文将政策前后创业水平增加较大的城市确定为实验组,增加较小的城市确定为控制组,并根据政策前的其他市级特征将实验组和控制组进行倾向得分匹配,以保证两组之间的平行趋势。本文发现认缴制政策之后实验组和控制组的GDP增速均有所下降,这与我国经济增速整体换挡回落相一致,但实验组的GDP增速下降量相较于控制组更少。之后,本文进行双重差分阶段检验以比较创业对经济增速的影响随时间变化的规律,发现实验组与控制组之间的GDP增速变化主要于政策后第2年至第3年产生显著差异。本文还探究了创业影响经济增长的渠道,并找到了创业能够促进知识商业化开发以实现其经济价值的证据。随后,文章进行了一系列稳健性检验,以排除本文结论是由特定的数据处理或定义方法所推动的可能性。最后,除双重差分检验之外,本文也通过工具变量检验证明了城市创业水平与经济增长正相关的结论。

本文与以往的研究相比,主要具有两个比较重要的创新点。第一,首次利用外生的实缴制改为认缴制政策来对创业水平与经济增长进行双重差分检验。与之前的研究方法相比,双重差分方法主要有以下几点优势:首先,双重差分方

法可以排除同时在实验组和控制组中存在的与创业水平和经济增速相关的而被遗漏掉的趋势,例如实验组和对照同时经历的经济周期;其次,双重差分方法有助于建立因果关系,因为它是围绕创业的外生政策进行的测试,该政策可以影响创业水平进而影响GDP增速;最后,类似于固定效应,双重差分可以控制那些实验组和控制组中存在的政策前后固定的未被观测到的差异。总体而言,由于认缴制政策直接影响创业水平,而且围绕该政策的创业水平变化在不同城市之间存在横截面差异,因此研究认缴制政策引起的创业水平变化之后的GDP增速变化,为该话题的研究提供了一个拟自然实验。

其次,本文的另一个重要创新点在于首次使用中国所有城市的全样本创业数据对创业与经济增长的关系进行研究。该数据的第一个优点是没有GEM等抽样调查所带来的样本选择偏差。目前很多研究使用GEM问卷调查数据,但由于GEM在一个国家内仅对几个城市开展调查,且没有根据城市大小对样本量进行调整,因此GEM数据可能会由于抽样调查而带来样本选择偏差,而且对于研究我国省市创业情况也有所不足。本文所用数据的第二个优点是包含了我国所有城市所有类型创业企业的完整数据。由于GEM数据无法揭示国内不同地区在创业态势上的差异,中华职业家企业家协会(CPEA)根据GEM的定义,开发了衡量我国区域创业态势的指标,同样将成立时间不长于42个月的企业视为创业企业。但由于历年《中国统计年鉴》公布的数据中仅可以获得私营企业数据,无法找到其他类型创业企业的数值,且统计区间均以年为单位,因此CPEA指数具体通过过去连续三年累计新增的私营企业数计算地区创业水平。^① 目前在国内创业情况的研究中,较好的数据来源便是使用私营企业数来衡量创业水平,且多细化至省级维度(如李宏彬等,2009)。因此,为了克服《中国统计年鉴》中仅可以获得新增私营企业数以及只能获得年度数值的缺陷,本文基于GEM的创业定义从启信宝公司提取所有地级市每年末小于等于42个月的企业数量,从而衡量创业水平。本文希望克服现有研究的不足,对市级行政单位的创业水平进行更直接、更充分、更准确的刻画。

下文的结构安排如下:第1部分对创业与经济增长的相关文献进行梳理,第2部分描述本文相关数据,第3部分展示实证检验的方法和结果,第4部分进行总结。

1 文献综述

1.1 创业、知识溢出与经济增长

创业水平影响经济增长的理论机制可以追溯到内生经济增长模型。

^① 信息来源:<https://baike.baidu.com/item/CPEA指数/5616304?fr=aladdin>

Solow(1956)采用1909—1949年间的美国经济数据对劳动力和资本对经济增长的贡献进行估算,发现劳动力和资本只能解释其中的12.5%,并将导致经济增长的其他因素归结为技术进步。不过,Solow并没有对技术进步给出内生解释,而是将其视为一种外生因素(Solow,1957)。Solow开创性的研究引发了很多关于经济增长问题的讨论,特别是关于技术进步到底是外生还是内生因素的讨论。20世纪80年代后,以Lucas(1988)、Romer(1986,1990)等为代表的新增长理论开拓者对技术进步的研究取得了突破性进展,并创建了一套正式的内生增长理论。他们认为,经济增长是经济系统内生因素作用的结果,而技术进步是内生于经济活动之中的,技术进步是推动经济增长的决定因素。内生增长理论认为,知识作为一种关键生产要素,与劳动力和资本一样可以促进经济发展,而且由于其公共品属性,其他个体和组织也可以通过知识溢出效应获益,从而促进经济增长。

然而在实践中,高知识投入不一定带来高经济增长,这一被称为“知识悖论”的现象普遍存在于欧洲很多国家。Glaeser et al.(1992)较早提出了“知识过滤”假设,即实践中存在很多阻碍知识进行商业化应用的阻力。由于知识具有不同于传统生产要素的属性——不确定性、非对称性和转移成本(Arrow,1972),因此不同经济主体在识别和评估新知识预期价值时存在分歧,使得很多具有潜在价值的新知识未得到开发,知识过滤也是其必然结果。知识过滤程度越高,商业化的新知识越少;若降低知识过滤程度,即使知识存量水平较低,仍可以创造更多的商业化知识,创造更多的经济增长。

为了将知识过滤程度最小化,开展创业活动是一条十分重要的路径(Audretsch and Lehmann,2004)。由于知识过滤存在,未被开发的新知识可能对其他经济主体而言具有较高的价值预期,这些经济主体可以吸收“漏出”的知识进行创业,既有组织未被开发的知识过多时就会成为衍生创业的温床(Agarwal et al.,2004)。或者,在研发者之间,研发成果受到质疑也会加剧内部摩擦,从而导致一些研发者自行创办新企业(Klepper and Sleeper,2005)。此外,也有研究人员运用大学或科研机构中的新知识创立企业,通过商业化开发实现知识的经济价值。Etzkowitz(1998)指出,大学和科研机构在知识经济背景下被视为经济增长的助推器,但只有具备良好的创业环境才能使之成为现实。Mueller(2006)也指出,创业是决定知识过滤程度的根本因素,有助于促进知识的流动,有助于提升经济主体对知识的识别、吸收和开发能力,从而不断催生创新成果来推动经济增长。

很多研究针对创业、知识溢出和经济增长之间的关系进行研究。Acs and Plummer(2005)发现与现有企业相比,创业企业更加有助于降低知识过滤,将新知识进行商业化开发。Acs et al.(2006)则将创业视为促进知识溢出的一种机

制,通过对18个OECD国家的创业数据进行分析,发现创业有助于促进经济增长。Braunerhjelm et al. (2010)表明促进创业是促进知识溢出和经济增长的重要工具。Audretsch(2007)也指出,作为知识溢出的渠道,创业可以作为中间一环将新知识与经济增长进行连接,因此创业可以促进知识溢出,最终促进经济增长。

1.2 创业与经济增长的其他机制

并不是所有的创业活动都基于新发现或新技术,很多仅仅模仿现有商业活动的创业同样可以创造经济价值。因此也有很多研究从其他方面研究创业影响经济增长的机制,比如创造就业、市场竞争等方面。

一些研究聚焦于创业、就业与经济增长的关系。首先,创业可以通过自我雇佣来创造就业,提高整体就业率。其次,部分创业企业可能会改造甚至颠覆传统行业,催生新兴产业出现,从而创造新的市场需求和就业机会。Acs and Armington(2004)利用美国人口普查局数据,发现创业水平的差异与地区就业增长的变化正相关。Glaeser et al. (2015)运用美国城市数据表明创业提升了就业率,并在一定程度上解释了城市发展的差异。Carree and Thurik(2008)将创业的影响分为三个阶段,短期对就业和经济发展影响较小,中期有负向影响,但长期对就业和经济增长具有积极影响。Baptista et al. (2008)基于葡萄牙的数据也得出创业与就业增长正相关,但存在八年滞后期。陈刚(2015)也运用中国调查数据研究发现,创业有利于培育社会创新、增加就业和经济增长,但政府管制却抑制了创业。

还有一些研究聚焦于创业、市场竞争与经济增长的关系。创业活动有助于推动更多的企业参与竞争(Garvin,1983),竞争一方面可能促使企业进行更多创新,另一方面可能淘汰部分落后企业并使生存企业更加专注于擅长的细分产品领域,从而提高整体生产效率、促进经济增长。Porter(1990)认为竞争比垄断更有助于知识的外部化,企业数目增加会刺激竞争,反过来企业间更加激烈的竞争也有利于新公司进入。Hopenhayn(1992,2014)建立模型证明新企业进入能够促进市场竞争与新技术采用,有利于资源优化配置并提高生产率。李坤望和蒋为(2015)以制造业为例,发现市场进入率与经济增速之间呈显著的正相关关系,其中市场选择效应与学习效应是市场进入推动经济增长的重要微观机制。

1.3 创业与经济增长的具体关系

除研究创业影响经济增长的理论及机制之外,大量文献直接对创业与经济增长的具体关系进行讨论,大多发现创业与经济增长之间具有相关性,但具体关系尚存在一些不同的结论:

很多研究发现创业与经济增长之间存在显著正相关关系。例如 Beugelsdijk and Noorderhaven(2004)使用自我雇佣率作为创业指标,分析了欧洲地区的经济增长差异,发现创业是导致经济增长差异的重要因素。Glaeser(2007)基于美国数据的实证研究也显示创业有助于解释美国城市经济发展的差异,1970年的创业水平可以预测该城市未来三十年的人口和经济增长。Li et al.(2012)也发现创业与经济增长之间呈现出显著的正相关关系。Acs et al.(2018)支持了创业生态系统对于经济增长的作用。Bosma et al.(2018)构造生产性创业,并发现生产性创业有助于经济增长。Nurmalia and Muzayanah(2020)采用2008—2013年印尼33个省的面板数据,采用不同的方法来衡量创业活动,发现创业对经济增长具有重要作用。庄子银(2003, 2005)通过建立内生增长模式,分别强调企业家的模仿活动和技术创新,发现拥有较多企业家的经济会有更高的经济增长率。李宏彬等(2009)利用中国1983—2003年的省级面板数据,运用动态面板系统广义矩估计方法,发现创业与经济增长间存在显著的正相关关系。

然而, Van Stel et al.(2005)研究发现,对于一些转型国家和发展中国家,创业水平与经济增长之间无法建立简单的线性模型,创业与经济增长的关系还受许多其他因素的影响。Wennekers et al.(2005)使用GEM2002年的数据,对OECD国家的创业数据与经济增长水平进行实证研究,结果表明在发达经济体中创业与经济增长之间存在U型关系。Acs et al.(2008)则研究发现,创业与经济增长之间的关系并非线性或U型,而是一种类似S型的正相关关系。Du and O'Connor(2018)则发现创业并不总是有利于经济增长,早期创业比例并不是经济增长的驱动因素,新产品创业和改进型创业则对于经济增长具有显著贡献。Lafuente et al.(2020)在国家层面的研究发现创业会影响经济效率,但该影响在不同国家具有异质性。甚至还有部分研究得到了创业与经济增长之间的负向关系。Ferguson(1988)研究了硅谷创业水平与经济绩效的关系,发现很多创业企业由于缺少结构性指导,相互分割及知识溢出问题严重,知识产权得不到保护,反而会阻碍经济发展。Blanchflower(2000)则利用1966—1996年23个OECD国家的数据进行检验,也发现创业会抑制经济增长。

2 数据描述

2.1 数据来源

本文各市级行政单位每年的创业企业数据由启信宝提供。启信宝从全国企业信用信息公示系统、中国法院裁判文书网、中国执行信息公开网等100家网站提取官方数据,涵盖了全国2.1亿家企业及社会组织机构数据,覆盖超过5000个信息描述字段和600多亿条动态商业数据,通过743个维度透视企业、

区域和行业。全球创业观察(GEM)将经营时间不超过42个月的企业定义为创业企业,GEM调查数据由于科学性、专业性和严谨性成为国际创业研究领域中最权威的创业调查数据(叶文平等,2018)。叶文平等(2018)、郑馨等(2017)以及Liang et al. (2018)均使用GEM数据进行研究,将经营时间不超过42个月的企业定义为创业企业。因此,依照GEM对创业企业的定义,本文根据企业工商注册信息抓取各市级行政单位每年末注册时间小于等于42个月的企业数量,定义为城市创业水平。

本文的变量具体定义如表1所示。本文的被解释变量为GDP增速(GDP_growth),用来衡量经济发展情况。本文解释变量为创业水平(Entrepreneurship),由GEM所定义的小于等于42个月的企业数量来进行刻画。本文的控制变量为常住人口(Population)、人均GDP(GDP_PC)、农业占GDP比重(GDP_argi)、失业率(Unemployment)、大专及以上学历人口比例(Education)、财政收入(Fiscal_revenue)以及金融机构贷款余额占GDP的比例(Loan_to_GDP),分别表示人口规模、经济水平、经济结构、劳动力市场状况、教育水平、政府规模以及信贷规模这些可能影响GDP增速的其他市级特征。在构建信贷规模变量时,本文参考Huang et al. (2020)将金融机构贷款余额与GDP水平构造比值,从而更客观地反映信贷水平。此外,由于市级层面的教育水平在现有数据库中无法获得,因此教育水平变量为省级指标。本文也在稳健性检验中使用市级层面的科教支出占财政支出的比例作为当地教育水平的代理变量,因为该变量衡量了当地的教育投入水平,可以在一定程度上反映当地教育水平。同时,为了保证研究结果的稳健性,本文也在稳健性检验中使用市级层面的财政支出作为政府规模的代理变量。GDP增速、GDP、人均GDP、农业占GDP比重、失业率及常住人口数量来自于万得宏观数据库,大专及以上学历人口比例通过国家统计局官方网站的人口抽样调查数据构造,财政收入、财政支出以及金融机构贷款余额则来自于EPS数据平台。数据时间范围均为2010年至2017年。

表1 变量定义

变量性质	变量名	变量定义
被解释变量	GDP_growth	GDP增速×100
解释变量	Entrepreneurship	小于等于42个月的企业数量,衡量创业水平,单位为家
控制变量	Population	年末常住人口数量,衡量人口规模,单位为万人
	GDP_PC	人均GDP,衡量经济发展水平,单位为元
	GDP_argi	农业GDP占GDP比重×100,衡量经济结构
	Unemployment	失业率×100,为城镇登记失业率数据
	Education	大专及以上学历人口比例×100,衡量教育水平,为省级数
	Fiscal_revenue	财政收入,衡量政府规模,单位为亿元
	Loan_to_GDP	金融机构贷款余额占GDP比例,衡量信贷规模

2.2 描述性统计

变量的描述性统计如表2所示。可以看到各市级行政单位每年的GDP增速平均为11.55%，中位数为10.90%，不同城市之间差异较大，5%分位的城市GDP增速为负，95%分位的城市GDP增速超过25%。各市级行政单位的平均创业数量为30093.88家，中位数为13375家，市级异质性同样较大，5%分位的城市创业数量仅700余家，95%分位的城市创业数量超过10万家，99%分位的城市创业数量甚至超过32万家。各市级行政单位每年常住人口的均值为406.91万人，中位数为329.45万人；人均GDP的均值为44376.93元，中位数为35764.50元；农业比重的均值为13.62%，中位数为12.84%；失业率的均值为3.08%，中位数为3.14%；大专及以上学历人口比例的均值为10.30%，中位数为9.67%；财政收入的均值为207.38亿元，中位数为90.94亿元；金融机构贷款余额占GDP比例的均值为90%，中位数为74%。为统一变量数量级并克服变量有偏性对检验结果的影响，本文在后续回归过程中对所有数值型变量进行对数处理，包括核心解释变量创业水平以及控制变量中的常住人口数量、人均GDP以及财政收入等变量。^①

表2 描述性统计

	N	Mean	Std.	P1	P5	P25	Median	P75	P95	P99
GDP_growth	2754	11.55	9.02	-19.15	-1.34	7.19	10.90	16.92	25.04	32.42
Entrepreneurship	2944	30093.88	66371.42	94	771	6058.5	13375	26574.5	106703	323387
Population	2466	406.91	337.89	20.30	49.63	208.67	329.45	534.20	927.72	1604.47
GDP_PC	2668	44376.93	29102.08	9068	14193	24694	35764.5	55986.5	103235	146518
GDP_argi	2736	13.62	8.74	0.59	2.06	6.93	12.84	18.62	28.97	42.48
Unemployment	2084	3.08	0.74	1.22	1.82	2.50	3.14	3.67	4.11	4.31
Education	2960	10.30	3.41	4.73	6.31	8.00	9.67	11.94	16.25	19.11
Fiscal_revenue	2310	207.38	457.73	12.38	21.20	49.77	90.94	182.78	671.34	2252.38
Loan_to_GDP	2307	0.90	0.57	0.29	0.40	0.58	0.74	1.01	1.97	3.12

3 实证检验

3.1 OLS 检验

为了检验地方创业水平与地方经济增长的关系，本文首先进行了如下所示

^① 本文在附表中展示了各变量进行对数处理后的描述性统计结果。

的 OLS 检验:

$$\begin{aligned} \text{GDP_growth}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{Entrepreneurship}_{i,t} + \beta_2 \text{population}_{i,t} + \\ & \beta_3 \text{GDP_PC}_{i,t} + \beta_4 \text{GDP_argi}_{i,t} + \beta_5 \text{Unemployment}_{i,t} + \\ & \beta_6 \text{Education}_{i,t} + \beta_7 \text{Fiscal_revenue}_{i,t} + \beta_8 \text{Loan_to_GDP}_{i,t} + \\ & \mu_{\text{province(city)}} + \mu_{\text{year}} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

各变量含义如前文所述,为了控制年份时间趋势及省级或者市级异质性对研究结果的影响,本文在模型中分别加入省级固定效应 μ_{province} 和年份固定效应 μ_{year} 或者市级固定效应 μ_{city} 和年份固定效应 μ_{year} 。回归结果如表 3 所示。

表 3 地方创业水平与地方经济增长的 OLS 关系

	GDP_growth			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Entrepreneurship	0.136 (1.12)	0.268** (2.08)	0.059 (0.41)	0.084 (0.59)
Population			-0.610 (-1.01)	14.603*** (4.15)
GDP_PC			0.540 (0.71)	15.162*** (8.59)
GDP_argi			0.115*** (3.31)	-0.095 (-0.73)
Unemployment			-0.276 (-1.09)	0.871** (2.25)
Education			-0.169 (-1.54)	-0.148 (-1.43)
Fiscal_revenue			1.331** (2.31)	3.648*** (3.68)
Loan_to_GDP			-1.038*** (-3.06)	-0.958* (-1.85)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes		Yes	
City FE		Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2738	2738	1664	1664
R-square	0.55	0.61	0.58	0.68

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

从表 3 可以看出,OLS 检验结果并不稳定,这可能是由于创业水平与经济增长之间存在很强的内生性问题。首先是反向因果的内生性问题,即经济增速

也会反过来影响创业水平;其次是遗漏变量的内生性问题,即可能存在本文没有捕捉到的变量会同时影响创业水平和经济增速,遗漏变量目前体现在残差项当中。下文将通过双重差分检验和工具变量检验的方法在一定程度上克服内生性问题的影响。

3.2 双重差分检验

为了克服 OLS 检验隐含的问题,本节将主要使用双重差分方法来探究城市创业水平对经济增长的影响。根据 Fang et al. (2014)的方法,本文选取的外生政策为实缴制改成认缴制政策,该政策于 2013 年经全国人民代表大会对公司法修订决定,于 2014 年 3 月 1 日起正式实施。由于该政策大大放松了对创业所需资金的要求,使得许多有创业想法但是缺乏资金的创业者可以实施创业,因此政策前后对各市的创业水平形成较大冲击。由图 1 可以发现政策之后各市创业企业平均数量以及新注册企业平均数量均显著上升,二者数量增速也均显著上升,可以体现出该政策对于创业水平的冲击。本文将政策前后创业水平增加较大的城市确定为实验组,增加较小的城市确定为控制组,并将实验组和控制组的其他方面特征进行匹配,从而比较创业水平增加较大的城市及增加较小的城市之间 GDP 增速的差异。

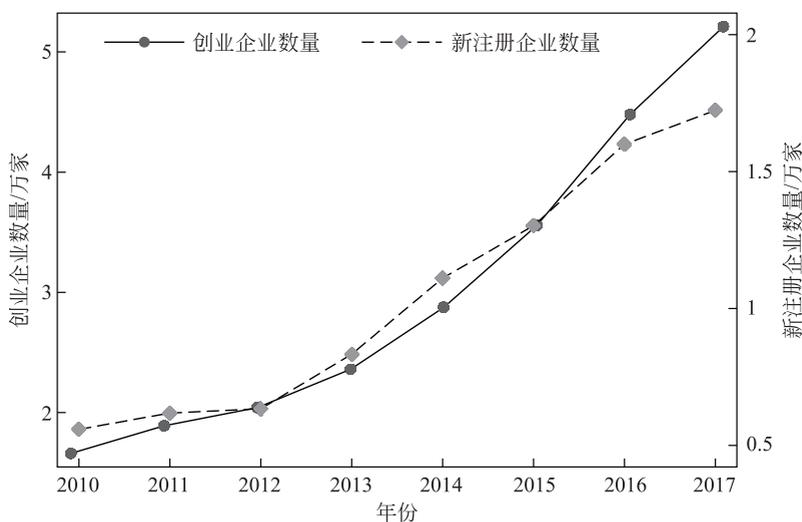


图 1 各市平均创业企业数量及新注册企业数量的时间变化趋势

双重差分方法主要有以下几点优势:首先,关于遗漏变量问题,双重差分方法可以排除同时在实验组和控制组中存在的与创业水平和经济增速相关的而被遗漏掉的趋势,例如实验组和控制组同时经历的经济周期。其次,关于反向

因果问题,双重差分方法有助于建立因果关系,因为它是围绕引起创业水平变化的外生政策进行的测试,该政策可以影响创业水平进而影响 GDP 增速。最后,类似于固定效应,双重差分可以控制那些实验组和控制组中存在的政策前后固定的未被观测到的差异。但是,双重差分方法并不能完全排除一种内生性问题的影响,即遗漏的变量可能对实验组和控制组产生不同的影响,而且该影响还与本文关注的 GDP 增速相关。总体而言,由于认缴制政策可以直接影响城市创业水平,且围绕该政策的创业水平变化在不同城市之间还存在横截面差异,因此研究认缴制政策引起的创业水平变化之后的 GDP 增速变化,为本文提供了一个拟自然实验。

具体的双重差分设定同样根据 Fang et al. (2014)的方法,将政策出台年份 2013 年记为年份 0,将政策出台前一年 2012 年记为年份-1,将政策实施年 2014 年记为年份+1,-1 年至+1 年的创业水平变化衡量了认缴制政策对于城市创业水平的影响。本文计算出所有城市-1 年至+1 年的创业数量增加值 $\Delta \text{Entrepreneurship}_{-1to+1}$,并根据中位数将所有城市分为两组,增加值更高的为实验组,更低的为控制组。之后使用倾向得分匹配方法对实验组和控制组进行匹配,以保证实验组和控制组能够成为实验组的概率接近,即其他方面的市级特征接近。本文基于实验组和控制组进行 Probit 回归,实验组的因变量为 1,而控制组为 0,Probit 模型中包含 OLS 回归中所有的控制变量,这些控制变量均为所有城市-1 年的变量值。包含这些控制变量的目的是使实验组与控制组满足平行趋势假设,即政策前两组的其他特征相近,DID 估计值不是由别的因素所驱动。

表 4 中 Panel A 的第 1 列和第 2 列分别展示了匹配前后的 Probit 模型估计值,因市级行政单位整体数目较少,为了保证匹配的实验组和控制组更为相近,因此主要采用有放回匹配,对无放回匹配在之后的章节中进行稳健性检验。可以发现匹配前实验组和控制组存在较大差异,模型整体显著性的 P 值小于 1%;匹配之后实验组和控制组分别包含 119 个和 49 个市级行政单位,各个变量对于是否能够成为实验组均不再具有解释力,模型整体显著性的 P 值降至 0.793。Panel B 则展示了倾向性得分及实验组控制组之间倾向性得分差异的分布,可以发现倾向性得分差异的均值为 0.005,中位数为 0.002,倾向性得分差异的最大值也仅为 0.044,倾向性得分及差异的分布也体现了匹配的有效性。Panel C 展示了匹配之后实验组和控制组的各个变量在政策之前的差异,可以发现各个变量在政策之前不存在显著差异,值得注意的是我们在 Panel C 中不仅检验了控制变量的差异,也可以发现实验组和控制组的 GDP 增速在政策之前不存在显著差异。整体而言,Panel A 至 Panel C 的检验证明了匹配的有效性,保证了实验组和控制组其他特征的相似性,从而在一定程度上保证了平行趋势的满足。

表4 地方创业水平与地方经济增长的 DID 检验

Panel A: PS match 前后的 probit 回归								
	Treat = 1; Control = 0							
	(1)		(2)					
Entrepreneurship ₋₁	-0.343***	(-3.40)	-0.134	(-1.12)				
Population ₋₁	-0.004	(-0.01)	0.004	(0.01)				
GDP_PC ₋₁	-0.699*	(-1.73)	-0.394	(-0.84)				
GDP_argi ₋₁	-0.023	(-1.32)	-0.003	(-0.17)				
Unemployment ₋₁	-0.213	(-1.54)	-0.112	(-0.71)				
Education	0.003	(0.11)	-0.019	(-0.59)				
Fiscal_revenue	0.486	(1.48)	0.293	(0.81)				
Loan_to_GDP	-0.481*	(-1.95)	-0.078	(-0.25)				
Constant	9.924**	(2.01)	5.220	(0.91)				
Obs	209		168					
Pseudo R2	0.080		0.023					
Prob>chi2	0.004		0.793					
Panel B: PS 分数及差异分布								
	Obs	Min	P5	P50	Mean	SD	P95	Max
PS 分数	168	0.147	0.362	0.607	0.601	0.143	0.828	0.917
PS difference	119	0.000	0.000	0.002	0.005	0.008	0.024	0.044
Panel C: 政策前市级特征差异								
	Treat	Control	Difference	T-Value				
GDP_growth ₋₁	11.374	12.087	-0.713	-1.087				
Entrepreneurship ₋₁	24854.61	25349.29	-494.68	-0.065				
Population ₋₁	509.321	419.121	90.201	1.624				
GDP_PC ₋₁	45156.62	45620.54	-463.92	-0.106				
GDP_argi ₋₁	11.676	11.773	-0.097	-0.070				
Unemployment ₋₁	3.034	3.079	-0.044	-0.365				
Education ₋₁	9.735	10.079	-0.344	-0.501				
Fiscal_revenue ₋₁	4.768	4.606	0.162	0.883				
Loan_to_GDP ₋₁	0.842	0.819	0.023	0.308				

续表

Panel D: 政策前后 DID 统计量				
	Treat After-Before	Control After-Before	双重差分 Treat-Control	双重差分 T-Value
GDP_growth	-11.156	-12.813	1.657***	3.926

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

双重差分检验的时间窗口同样依据 Fang et al. (2014) 的方法,选取(-3,+3)即 2010 年至 2016 年共 7 年的时间窗口,之后我们也将对 2010 年至 2017 年的全体样本进行稳健性检验。首先,本文在表 4 的 Panel D 中进行了 DID 统计量的 T 检验,我们计算出每个城市在(-3,-1)即政策前三年以及(+1,+3)即政策后三年的 GDP 增速均值,随后计算出 GDP 增速变化,按照实验组和控制组对 GDP 增速变化进行 T 检验,可以发现 DID 统计量即实验组和控制组 GDP 增速变化的差异为 1.657%,且该统计量在 1%的水平上显著,DID 统计量的检验可以初步说明实验组在政策之后的 GDP 增速更高,即创业水平确实会提高 GDP 增速。

图 2 则展示了(-3,+3)时间窗口内实验组和控制组平均 GDP 增速的变化,可以发现在政策之前实验组与控制组之间大致满足平行趋势,甚至实验组的 GDP 增速一直低于控制组。政策之后,实验组与控制组之间的 GDP 增速发生明显变化,实验组 GDP 增速由低转高,尤其是 2015 年与 2016 年的 GDP 增速已经显著高于控制组。因此,平行趋势图也说明政策之后创业水平增加更多的实验组其 GDP 增速也更高。之后,我们将通过双重差分回归进一步对该话题进行研究,回归模型如下:

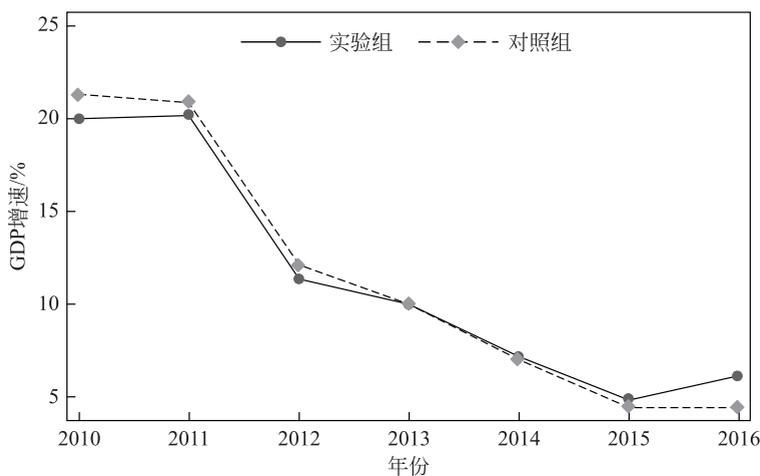


图 2 实验组与控制组的平均 GDP 增速平行趋势图(-3,+3)

$$\text{GDP_growth}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Treat} \times \text{Current}_{i,t} + \beta_2 \text{Treat} \times \text{After}_{i,t} + \beta_3 \text{Current}_{i,t} + \beta_4 \text{After}_{i,t} + \beta_5 \text{Treat}_{i,t} + \text{Controls} + \text{FE} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,我们设置了 Current 和 After 两个哑变量,分别在 2013 年及 2014 至 2016 年时取值为 1,并构造二者与 Treat 哑变量的交叉项。 $\beta_1 + \beta_3$ 和 $\beta_2 + \beta_4$ 分别表示政策出台当期以及政策出台之后实验组的 GDP 增速变化, β_3 和 β_4 则分别表示政策出台当期以及政策出台之后控制组的 GDP 增速变化,因此我们重点关注 β_1 和 β_2 ,即实验组与对照组之间 GDP 增速变化的差异。回归结果如表 5 所示。

表 5 地方创业水平与地方经济增长的 DID 回归(-3,+3)

	GDP_growth					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×Current	0.888 (0.69)	0.536 (0.42)	0.739 (0.63)	0.772 (0.67)	0.847 (0.82)	0.787 (0.89)
Treat×After	1.657* (1.82)	1.722* (1.90)	1.875** (2.24)	1.664** (2.04)	1.934*** (2.64)	1.767*** (2.81)
Current	-8.131*** (-7.50)	-7.452*** (-6.86)	-7.161*** (-7.08)	-6.461*** (-6.29)	-11.717*** (-12.05)	-22.011*** (-20.09)
After	-12.813*** (-16.72)	-11.736*** (-14.87)	-11.037*** (-14.12)	-10.462*** (-11.73)	-16.403*** (-18.42)	-31.364*** (-24.87)
Treat	-0.885 (-1.37)	-0.925 (-1.43)	-0.934 (-1.48)	-	-0.940* (-1.70)	-
Population		-0.272 (-0.39)	0.929 (1.12)	9.510** (2.06)	-0.269 (-0.37)	19.293*** (5.32)
GDP_PC		-1.088 (-1.18)	0.457 (0.42)	0.319 (0.14)	1.180 (1.23)	25.970*** (12.18)
GDP_argi		0.019 (0.45)	0.021 (0.42)	-1.650*** (-8.04)	0.164*** (3.69)	-0.111 (-0.65)
Unemployment		0.193 (0.68)	0.063 (0.18)	0.342 (0.57)	-0.204 (-0.67)	0.723 (1.55)
Education		-0.341*** (-5.96)	-0.574*** (-4.14)	-0.516*** (-3.85)	-0.141 (-1.07)	-0.106 (-0.95)
Fiscal_revenue		1.424** (2.20)	0.012 (0.01)	-4.063*** (-3.00)	1.342* (1.94)	2.891*** (2.65)
Loan_to_GDP		-1.238*** (-2.89)	-1.997*** (-4.15)	-3.109*** (-4.85)	-1.910*** (-4.52)	-0.792 (-1.54)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE			Yes		Yes	

续表

	GDP_growth					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
City FE				Yes		Yes
Year FE					Yes	Yes
Obs	1176	1117	1117	1117	1117	1117
R-square	0.41	0.43	0.53	0.62	0.64	0.78

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

通过表5可以发现,不论是否加入控制变量、是否加入固定效应以及如何加入固定效应,与2010年至2012年相比,2013年的GDP增速有所下降,2014—2016年则进一步下降。这与我国近10年来整体经济环境的变化密切相关,在经济新常态下,经济增速换挡回落,从高速增长转换为中高速增长,我国经济发展的目标也由高速增长转变为高质量发展。此外,我们可以看到 β_2 显著为正而 β_1 不显著,即2013年政策出台当期的实验组和控制组GDP增速变化并无显著差异,而在2014年之后实验组的GDP增速下降更少而控制组GDP增速下降更多,且系数显著性水平和经济意义均十分显著。在第1列至第6列的设定中,实验组的GDP增速下降量分别比控制组少1.66%、1.72%、1.88%、1.66%、1.93%和1.77%,分别占到GDP增速均值11.55%的14.37%、14.89%、16.28%、14.37%、16.71%和15.32%。因此创业水平增加更多的城市其GDP增速也下降更少,同时上文使用倾向得分匹配的方法尽可能排除了其他因素影响,所以我们可以得到城市创业水平会促进经济增长的结论。

3.3 双重差分阶段检验

通过前文我们已经发现DID统计量为正,即创业水平增加更高的城市其GDP增速的下降也更少,图2也直观展示了实验组和控制组在不同年份之间的差异。在本节中我们将对(-3,+3)的时间窗口进行细分,通过分阶段检验展示两组差异随时间变化的规律。我们参照Fang et al. (2014)的方法进行如下模型的估计:

$$\begin{aligned}
 \text{GDP_growth}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{Treat} \times \text{Before}_{i,t}^{-1} + \beta_2 \text{Treat} \times \text{Current}_{i,t} + \\
 & \beta_3 \text{Treat} \times \text{After}_{i,t}^1 + \beta_4 \text{Treat} \times \text{After}_{i,t}^{2\sim3} + \beta_5 \text{Before}_{i,t}^{-1} + \\
 & \beta_6 \text{Current}_{i,t} + \beta_7 \text{After}_{i,t}^1 + \beta_8 \text{After}_{i,t}^{2\sim3} + \beta_9 \text{Treat}_{i,t} + \\
 & \text{Controls} + \text{FE} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (3)$$

其中,Before⁻¹、Current、After¹以及After^{2~3}哑变量分别在2012年、2013年、2014年以及2015年和2016年时取值为1,交叉项同样由年份哑变量与Treat哑变量

相乘构造。我们主要关注 β_3 和 β_4 , 即实验组和控制组 GDP 增速在政策之后不同年份间的差异, 回归结果如表 6 所示。

表 6 地方创业水平与地方经济增长的 DID 分阶段检验(-3, +3)

	GDP_growth					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×Before ⁻¹	0.258 (0.21)	0.020 (0.02)	0.202 (0.19)	0.255 (0.27)	0.204 (0.19)	0.231 (0.25)
Treat×Current	0.974 (0.79)	0.720 (0.59)	0.919 (0.83)	0.875 (0.89)	0.918 (0.83)	0.872 (0.92)
Treat×After ¹	1.157 (0.93)	1.337 (1.09)	1.355 (1.23)	1.444 (1.48)	1.351 (1.23)	1.664* (1.77)
Treat×After ²⁻³	2.037** (2.01)	2.172** (2.15)	2.330** (2.57)	1.985** (2.46)	2.337** (2.58)	1.946** (2.50)
Before ⁻¹	-8.981*** (-8.62)	-8.957*** (-8.73)	-9.354*** (-10.08)	-12.750*** (-14.53)	-9.586*** (-9.78)	-17.331*** (-17.37)
Current	-11.124*** (-10.67)	-11.034*** (-10.52)	-11.523*** (-12.01)	-16.631*** (-17.19)	-11.766*** (-11.62)	-22.060*** (-19.63)
After ¹	-14.097*** (-13.53)	-14.014*** (-13.36)	-14.366*** (-14.89)	-21.123*** (-20.42)	-14.610*** (-14.31)	-27.341*** (-22.23)
After ²⁻³	-16.662*** (-19.58)	-16.148*** (-18.35)	-16.852*** (-19.25)	-24.700*** (-24.09)	-16.684*** (-17.22)	-31.475*** (-24.27)
Treat	-0.971 (-1.36)	-1.004 (-1.39)	-1.014 (-1.50)	—	-1.010 (-1.50)	—
Controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE			Yes		Yes	
City FE				Yes		Yes
Year FE					Yes	Yes
Obs	1176	1117	1117	1117	1117	1117
R-square	0.51	0.54	0.64	0.76	0.64	0.78

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

由上述结果易知,与2010年和2011年相比,之后年份GDP增速均有所下降,且2012年、2013年和2014年呈现逐年下降趋势,2015年和2016年又较2014年有所下降,这也印证了前文提到的我国经济新常态变化。对于我们关注的实验组与控制组GDP增速差异随时间变化趋势,可以发现在政策出台当年及政策实施第一年两组之间的GDP增速下降量并不存在显著差异,在政策实施的第2年至第3年间,实验组的GDP增速下降量将显著低于控制组,在第1

列至第6列的设定中,实验组比控制组GDP增速的下降量分别少2.04%、2.17%、2.33%、1.99%、2.34%和1.95%,分别占到GDP增速均值的17.66%、18.79%、20.17%、17.23%、20.26%和16.88%。上述结论也与经济逻辑相契合,因为我们使用-1年至+1年的创业水平变化来刻画实验组和控制组,而创业水平变化的差异反映到GDP增速变化的差异需要一定时间,因此两组间的差异在政策实施的第2年至第3年间显现。

3.4 渠道检验

前文通过双重差分检验发现地区创业水平可以促进地区经济增长,本部分将对创业影响经济增长的渠道进行检验。有研究指出创业可以促进知识溢出(Audretsch, 2007),降低知识过滤(Mueller, 2006),通过对知识进行商业化开发实现其经济价值(Acs and Plummer, 2005),这也是本文认为创业影响经济增长的最为重要的渠道。本部分将使用地区专利数量来衡量商业化知识的数量,专利数量分为专利申请受理量和专利申请授权量两个指标,分别记为Patent1和Patent2。本文认为不论专利最后被授权与否,只要形成专利即意味着知识已经进行了一定的商业化,有创造经济增长的潜力,因此将对受理量和授权量两个指标均进行检验,两个指标的检验结果也可以互为渠道检验的稳健性检验。地区专利申请受理量和专利申请授权量指标均来自EPS数据平台中的县市统计数据库^①,本部分将专利数量作为因变量,以观测认缴制政策之后创业水平增加更多的城市是否专利数量增加也更多,回归结果如表7所示。

表7 地方创业水平与地方经济增长的渠道检验(-3,+3)

	Patent1				Patent2			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Treat×	0.258	0.160	0.258	0.152	0.203	0.113	0.198	0.105
Current	(0.78)	(0.75)	(0.78)	(0.72)	(0.87)	(0.82)	(0.85)	(0.76)
Treat×	0.606**	0.411**	0.606**	0.407**	0.433**	0.291***	0.432**	0.288***
After	(2.46)	(2.58)	(2.45)	(2.55)	(2.50)	(2.81)	(2.49)	(2.77)
Current	-0.213	-0.178	-0.301	-0.397	-0.255	-0.180	-0.332	-0.259
	(-0.71)	(-0.91)	(-0.89)	(-1.36)	(-1.19)	(-1.39)	(-1.39)	(-1.35)
After	-0.722***	-0.604***	-0.743**	-0.825**	-0.579***	-0.423***	-0.691***	-0.561***
	(-3.11)	(-3.63)	(-2.45)	(-2.45)	(-3.59)	(-3.95)	(-3.30)	(-2.61)

^① 该数据部分省份存在缺失, EPS中涵盖的省份包括河北省、辽宁省、吉林省、江苏省、浙江省、安徽省、江西省、山东省、河南省、湖北省、湖南省, 其中湖南省仅涵盖专利申请受理量, 其中个别省份在个别年份存在缺失。直辖市专利情况 EPS中仅涵盖北京市和重庆市, 经核对 EPS数据与国家统计局数据完全一致后, 使用国家统计局数据将天津市和上海市补齐。

续表

	Patent1				Patent2			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Treat	-0.625*** (-3.27)	—	-0.625*** (-3.26)	—	-0.462*** (-3.50)	—	-0.463*** (-3.50)	—
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes		Yes		Yes		Yes	
City FE		Yes		Yes		Yes		Yes
Year FE			Yes	Yes			Yes	Yes
Obs	592	592	592	592	542	542	542	542
R-square	0.80	0.93	0.80	0.93	0.75	0.93	0.75	0.93

注：***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

由表7可以发现,不论以专利申请受理量还是专利申请授权量来衡量商业化知识数量,不论加入省份固定效应还是城市固定效应,以及不论是否加入年份固定效应,实验组在政策之后的专利数量增量均显著高于控制组,即创业水平增加更多的城市也增加了更多专利,且其显著性水平和经济意义均十分显著。以第3列和第7列为例,当控制省份固定效应和年份固定效应时,实验组的专利申请受理量和专利申请授权量增加量分别比控制组多0.61万件和0.43万件。2010年至2017年各市级行政单位每年专利申请受理量和专利申请授权量的平均值为1.11万件和0.68万件,因此实验组与控制组的差异达到均值的54.95%和63.24%。以第4列和第8列为例,当控制城市固定效应和年份固定效应时,实验组的专利申请受理量和专利申请授权量的增加量分别比控制组多0.41万件和0.29万件,差异分别达到均值的36.94%和42.65%。此外,由表7还可以发现实验组在政策前的专利数量较控制组更少,这也排除了实验组由于专利基数更大引起专利增量更大的可能性。

3.5 稳健性检验

前文通过双重差分检验、双重差分分阶段检验以及渠道检验等一系列检验发现认缴制政策之后创业水平增加更多的城市其GDP增速的下降量更少,即创业水平有利于促进经济增长。在本部分我们将进行一系列稳健性检验,以排除前文中特定处理方法推动了本文结论的可能性,例如进行倾向得分匹配可能会引起对样本所含城市的选择与操纵、选择-3至+3的时间窗口可能会引起对样本时间区间的选择与操纵。

3.5.1 全城市样本双重差分检验

前文进行倾向得分匹配以使实验组和控制组的其他市级特征更为相近,从而使实验组和控制组更加满足平行趋势假设,但该方法可能会同时引起样本选择推动文章结论的担忧,因此在本部分我们将使用不进行倾向得分匹配的样本对式(2)进行检验,回归结果如表 8 所示。

表 8 地方创业水平与地方经济增长的 DID 回归(不进行 PS match)

	GDP_growth					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×Current	1.329 (1.54)	0.622 (0.60)	0.684 (0.71)	0.787 (0.84)	0.670 (0.79)	0.799 (1.10)
Treat×After	2.072 *** (3.39)	1.368 * (1.88)	1.321 * (1.96)	1.121 * (1.66)	1.322 ** (2.22)	1.109 ** (2.12)
Current	-8.488 *** (-13.51)	-7.316 *** (-9.24)	-7.026 *** (-9.39)	-6.429 *** (-8.24)	-11.593 *** (-15.46)	-21.998 *** (-24.35)
After	-13.422 *** (-30.19)	-11.226 *** (-19.65)	-10.600 *** (-17.83)	-10.057 *** (-13.94)	-16.006 *** (-22.14)	-30.991 *** (-28.41)
Treat	-0.962 ** (-2.23)	-0.492 (-0.94)	-0.369 (-0.74)	—	-0.240 (-0.55)	—
Controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE			Yes		Yes	
City FE				Yes		Yes
Year FE					Yes	Yes
Obs	2414	1454	1454	1454	1454	1454
R-square	0.41	0.42	0.51	0.62	0.62	0.77

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

由上述回归结果易知,不论是否进行倾向得分匹配,不论是否加入控制变量及一系列固定效应,认缴制政策之后实验组的 GDP 增速下降量均比控制组更低,第 1 列至第 6 列实验组比控制组 GDP 增速的下降量分别少 2.07%、1.37%、1.32%、1.12%、1.32%和 1.11%,即创业水平增加更多的城市其 GDP 下降量也更少,支持了前文创业水平可以促进经济增长的结论。

3.5.2 全时间样本双重差分检验

前文在进行双重差分检验时参照 Fang et al. (2014)的方法选择了-3 至+3 即 2010—2016 年的时间窗口,该方法可以使得政策前后的时间区间更加具有一致性和对称性,但同时也会引起对样本时间区间的选择问题。因此,在本部

分我们利用 2010—2017 年的完整时间区间对(2)式进行检验,以排除时间区间选择推动文章结论的可能,回归结果如表 9 所示。

表 9 地方创业水平与地方经济增长的 DID 回归(2010—2017 年)

	GDP_growth					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×Current	0.888 (0.69)	0.563 (0.43)	0.731 (0.60)	0.720 (0.59)	0.815 (0.76)	0.585 (0.58)
Treat×After	1.808 ** (2.11)	1.811 ** (2.10)	1.957 ** (2.42)	1.786 ** (2.21)	1.984 *** (2.79)	1.738 ** (2.57)
Current	-8.131 *** (-7.47)	-7.590 *** (-6.92)	-7.456 *** (-7.20)	-6.852 *** (-6.39)	-11.681 *** (-11.71)	-18.318 *** (-15.72)
After	-12.190 *** (-16.93)	-11.208 *** (-14.93)	-10.975 *** (-14.42)	-10.621 *** (-11.94)	-13.020 *** (-14.12)	-23.733 *** (-17.46)
Treat	-0.885 (-1.37)	-0.883 (-1.35)	-1.045 (-1.62)	-	-1.036 * (-1.83)	-
Controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE			Yes		Yes	
City FE				Yes		Yes
Year FE					Yes	Yes
Obs	1344	1276	1276	1276	1276	1276
R-square	0.37	0.38	0.47	0.54	0.60	0.68

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

由上述回归结果易知,不论对 2010 年至 2016 年还是 2010 年至 2017 年进行双重差分检验,均可以得到创业促进经济增长的结论。在表 9 中第 1 列至第 6 列的设定之下,认缴制政策之后实验组的 GDP 增速下降量均比控制组更低,下降量分别少 1.81%、1.81%、1.96%、1.79%、1.98%和 1.74%,同样排除了时间区间选择推动文章结论的可能。

3.5.3 替换抽样方法或变量定义

本部分将进行其他一系列稳健性检验,包括改变倾向得分匹配方法、使用 GDP 替代人均 GDP 衡量经济水平、使用科教支出占财政支出比例替代省级大专及以上人口比例衡量教育水平、使用财政支出代替财政收入衡量政府规模等。受限于篇幅,本部分将仅在表 10 中展示包含控制变量、包含年份固定效应以及包含省级或市级固定效应的回归结果。

第 1 列和第 2 列是将倾向得分匹配中的有放回匹配替换为无放回匹配,该匹配方法会使实验组和控制组之间的其他市级特征差异稍大。回归结果表明,无放回匹配下政策后实验组的 GDP 增速下降量仍比控制组更低,下降量分别

表10 地方创业水平与地方经济增长的 DID 回归(抽样调整)

	GDP_growth							
	无放回抽样		改成 GDP		改成科教占比		改成财政支出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Treat×	0.702	0.451	0.475	0.439	0.506	0.502	0.545	0.513
Current	(0.77)	(0.56)	(0.44)	(0.50)	(0.50)	(0.59)	(0.56)	(0.62)
Treat×	1.482 **	0.969 *	2.862 ***	1.849 ***	1.488 **	1.300 **	1.142 *	0.987 *
After	(2.28)	(1.68)	(3.79)	(2.92)	(2.07)	(2.13)	(1.65)	(1.68)
Current	-11.766 ***	-22.370 ***	-11.084 ***	-23.453 ***	-11.367 ***	-21.721 ***	-11.768 ***	-22.853 ***
	(-14.90)	(-22.15)	(-10.94)	(-21.36)	(-11.90)	(-20.68)	(-12.74)	(-21.36)
After	-15.955 ***	-31.418 ***	-16.992 ***	-33.981 ***	-15.980 ***	-31.253 ***	-16.490 ***	-33.029 ***
	(-20.31)	(-25.42)	(-18.60)	(-27.90)	(-19.13)	(-26.52)	(-18.43)	(-25.16)
Treat	0.077	—	-0.769	—	-0.005	—	-0.145	—
	(0.16)		(-1.37)		(-0.01)		(-0.28)	
Controls	Yes							
Constant	Yes							
Province FE	Yes		Yes		Yes		Yes	
City FE		Yes		Yes		Yes		Yes
Year FE	Yes							
Obs	1184	1184	1108	1108	1127	1127	1165	1165
R-square	0.63	0.76	0.64	0.79	0.64	0.78	0.63	0.78

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

少1.48%和0.97%,即匹配方法不是推动本文结论的原因。第3列和第4列是在控制变量中用GDP替代人均GDP来衡量区域经济水平,该处理方法的调整涉及到倾向得分匹配及之后的双重差分回归。回归结果表明,使用GDP衡量经济水平时实验组的GDP增速下降量仍比控制组更低,下降量分别少2.86%和1.85%。第5列和第6列是在控制变量中使用科教支出占财政支出比例替代省级大专及以上学历人口比例来衡量教育水平,该变量调整同样涉及到倾向得分匹配及之后的双重差分回归。回归结果表明,实验组的GDP增速下降量仍比控制组更低,下降量分别少1.49%和1.30%。第7列和第8列是在控制变量中使用财政支出代替财政收入衡量政府规模,实验组的GDP增速下降量仍比控制组更低,下降量分别少1.14%和0.99%。上述回归结果同样印证了文章结论的稳健性。

3.6 工具变量检验

除双重差分检验之外,本文也将通过工具变量检验缓解内生性问题的影响。毕青苗等(2018)使用市级层面的数据研究行政审批改革对企业进入行为

的影响,其中核心自变量为市级是否成立行政审批中心,在工具变量法中使用省级平均的行政审批中心设立率作为核心自变量的工具变量。Zhang et al. (2016)研究中国国有企业金字塔层级与企业税负之间的关系,其中核心自变量为企业与其控股股东之间的层级数量,在工具变量法中使用行业平均的金字塔层级作为核心自变量的工具变量。因此,本文参照上述文献,同样计算出省级层面平均的创业水平指标,并将该指标作为市级层面创业水平的工具变量。省级平均的创业水平可以反映出省级层面整体的创业政策、创业机会与创业氛围等因素,这些因素与市级层面的创业水平呈现正相关,但对市级层面的经济增长的直接影响较小,市级层面的经济增长对于省级整体的创业水平影响也较小。工具变量检验的结果如表 11 所示。

表 11 地方创业水平与地方经济增长的 IV 检验

	Entrepreneurship		GDP_growth	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Pro_Entrepreneurship	1.033 *** (4.63)	1.020 *** (4.23)		
Entrepreneurship(IV)			9.357 *** (3.99)	4.831 *** (3.08)
Population	-0.088 (-0.84)	-0.139 (-0.21)	0.793 (0.67)	14.414 *** (3.33)
GDP_PC	0.017 (0.13)	-0.211 (-0.64)	0.870 (0.61)	15.796 *** (7.23)
GDP_argi	0.009 (1.52)	0.025 (1.01)	0.016 (0.23)	-0.230 (-1.38)
Unemployment	-0.046 (-1.05)	-0.014 (-0.19)	0.269 (0.54)	0.971 ** (2.03)
Education	-0.012 (-0.62)	-0.015 (-0.76)	0.018 (0.09)	-0.039 (-0.29)
Fiscal_revenue	0.049 (0.48)	0.240 (1.25)	0.226 (0.20)	1.448 (1.02)
Loan_to_GDP	-0.033 (-0.56)	-0.031 (-0.32)	-0.517 (-0.80)	-0.795 (-1.24)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes		Yes	
City FE		Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1664	1664	1664	1664
R-square	0.45	0.52	0.48	0.80
CD-F			21.46	17.87

注:***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

表11中的第1列和第2列为第一阶段回归结果,第3列和第4列为第二阶段回归结果。其中,第1列和第3列控制省级固定效应和年份固定效应,第2列和第4列控制市级固定效应和年份固定效应。可以发现分别控制省级和市级固定效应时,省级层面的创业水平每增加1倍,则市级层面的创业水平将分别增加1.03倍和1.02倍。同时,在工具变量法下分别控制省级和市级固定效应时,城市创业水平每增加一倍,则城市GDP增速将分别增加9.36%和4.83%,分别占到GDP增速均值11.55%的81.04%和41.82%。上述回归结果均在1%的水平上显著,且具有显著的经济意义。因此,城市创业水平会显著促进经济增长,与文章主体结论一致。

4 结论

经济增长的关键驱动因素一直是学术界和政策界广泛关注的话题。党的十八大以来,我国出台了一系列创业政策以希望推动经济增长。因此本文聚焦于创业与经济增长这两个重要议题,研究城市创业水平对经济增长的影响。

本文通过启信宝获得各市级行政单位每年的创业企业数据,通过公开的宏观数据库获得GDP增速以及其他可能影响GDP增速的指标。为了克服OLS检验在识别因果方面的不足,本文选取实缴制改成认缴制政策作为外生冲击,对创业与经济增长之间的关系进行双重差分检验,研究认缴制政策引起的创业水平变化之后的GDP增速变化,这为本文提供了一个拟自然实验。本文将政策前后创业水平增加较大和增加较小的城市分别确定为实验组和控制组,并根据政策前的其他市级特征将实验组和控制组进行匹配,使用匹配后的样本进行双重差分检验,进而得到创业促进经济增长的结论。之后,本文进行了双重差分分阶段检验,以比较创业对经济增速的影响随时间变化的规律。本文还探究了创业影响经济增长的渠道,并找到了创业能够促进知识商业化开发以实现其经济价值的证据。随后,文章进行了一系列稳健性检验,以排除本文结论是由特定的数据处理或变量定义方法所推动的可能性。最后,本文也通过工具变量检验进一步证明了城市创业水平与经济增长之间的正相关关系。

本文的研究结论对于学术研究和政策制定均具有一定的指导意义。从学术角度来讲,本文首次利用外生的认缴制政策来对创业与经济增长进行双重差分检验,以更好地识别创业与经济增长之间的因果关系;使用的中国市级行政单位的全样本创业数据也相较于之前的研究更加全面、更加准确;后续的分阶段检验与稳健性检验则使得整个框架更丰富、更完整。因此本文的工作有助于补充创业与经济增长的相关研究,并为之后进一步研究奠定基础。从实践角度来讲,文章结论肯定了认缴制政策等创业政策的价值和意义,也可以为政策

制定者之后制定相关创业政策时提供参考,以促进整个社会和经济的健康发展。

附录

附表 描述性统计(对数处理之后)

	N	Mean	Std.	P1	P5	P25	Median	P75	P95	P99
GDP_growth	2754	11.55	9.02	-19.15	-1.34	7.19	10.90	16.92	25.04	32.42
Entrepreneurship	2944	9.37	1.51	4.54	6.65	8.71	9.50	10.19	11.58	12.69
Population	2466	5.69	0.88	3.01	3.90	5.34	5.80	6.28	6.83	7.38
GDP_PC	2668	10.52	0.61	9.11	9.56	10.11	10.48	10.93	11.54	11.89
GDP_argi	2736	13.62	8.74	0.59	2.06	6.93	12.84	18.62	28.97	42.48
Unemployment	2084	3.08	0.74	1.22	1.82	2.50	3.14	3.67	4.11	4.31
Education	2960	10.30	3.41	4.73	6.31	8.00	9.67	11.94	16.25	19.11
Fiscal_revenue	2310	4.61	1.07	2.52	3.05	3.91	4.51	5.21	6.51	7.72
Loan_to_GDP	2307	0.90	0.57	0.29	0.40	0.58	0.74	1.01	1.97	3.12

参考文献

- 毕青苗,陈希路,徐现祥,等. 2018. 行政审批改革与企业进入[J]. 经济研究, 53(2): 140-155.
- Bi Q M, Chen X L, Xu X X, et al. 2018. Administrative approval reform and firm entry[J]. *Economic Research Journal*, 53(2): 140-155. (in Chinese)
- 陈刚. 2015. 管制与创业——来自中国的微观证据[J]. 管理世界, (5): 89-99.
- Chen G. 2015. The regulation and the entrepreneurship: The micro evidence from China[J]. *Management World*, (5): 89-99. (in Chinese)
- 李宏彬,李杏,姚先国,等. 2009. 企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响[J]. 经济研究, 44(10): 99-108.
- Li H B, Li X, Yao X G, et al. 2009. Examining the impact of business entrepreneurship and innovation entrepreneurship on economic growth in China[J]. *Economic Research Journal*, 44(10): 99-108. (in Chinese)
- 李坤望,蒋为. 2015. 市场进入与经济增长——以中国制造业为例的实证分析[J]. 经济研究, 50(5): 48-60.
- Li K W, Jiang W. 2015. Market entry and evidence from Chinese economic growth: manufacturing industry [J]. *Economic Research Journal*, 50(5): 48-60. (in Chinese)

- 叶文平, 杨学儒, 朱沆. 2018. 创业活动影响幸福感吗——基于国家文化与制度环境的比较研究[J]. 南开管理评论, 21(4): 4-14.
- Ye W P, Yang X R, Zhu H. 2018. Do entrepreneurial activities affect happiness? A comparative study on national culture and institutional environment[J]. *Nankai Business Review*, 21(4): 4-14. (in Chinese)
- 郑馨, 周先波, 张麟. 2017. 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, 52(11): 59-73.
- Zheng X, Zhou X B, Zhang L. 2017. The impact of social norms on entrepreneurial activity: Evidence from entrepreneurship data in 62 countries [J]. *Economic Research Journal*, 52(11): 59-73. (in Chinese)
- 庄子银. 2003. 南方模仿、企业家精神和长期增长[J]. 经济研究, (1): 62-70.
- Zhuang Z Y. 2003. South imitation, entrepreneurship and long run growth [J]. *Economic Research Journal*, (1): 62-70. (in Chinese)
- 庄子银. 2005. 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, (12): 32-43.
- Zhuang Z Y. 2005. Entrepreneurship spirit, continuous technological innovation and the micro-mechanism of long-run economic growth [J]. *The Journal of World Economy*, (12): 32-43. (in Chinese)
- Acs Z J, Armington C. 2004. Employment growth and entrepreneurial activity in cities [J]. *Regional Studies*, 38(8): 911-927.
- Acs Z J, Audretsch D B, Braunerhjelm P, et al. 2006. Growth and entrepreneurship: An empirical assessment[R]. CEPR Discussion Paper No. 5409.
- Acs Z J, Plummer L A. 2005. Penetrating the “knowledge filter” in regional economies [J]. *The Annals of Regional Science*, 39(3): 439-456.
- Acs Z J, Desai S, Hessels J. 2008. Entrepreneurship, economic development and institutions[J]. *Small Business Economics*, 31(3): 219-234.
- Acs Z J, Estrin S, Mickiewicz T, et al. 2018. Entrepreneurship, institutional economics, and economic growth: An ecosystem perspective [J]. *Small Business Economics*, 51(2): 501-514.
- Agarwal R, Echambadi R, Franco A M, et al. 2004. Knowledge transfer through inheritance: Spin-out generation, development, and survival [J]. *Academy of Management Journal*, 47(4): 501-522.
- Arrow K J. 1972. Economic welfare and the allocation of resources for invention[M]// Rowley C K. Readings in Industrial Economics. London: Palgrave, 219-236.
- Audretsch D B, Lehmann E E. 2004. Mansfield’s missing link: The impact of knowledge spillovers on firm growth [J]. *The Journal of Technology Transfer*, 30(1/2):

- 207-210.
- Audretsch D B. 2007. Entrepreneurship capital and economic growth[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 23(1): 63-78.
- Baptista R, Escária V, Madruga P. 2008. Entrepreneurship, regional development and job creation: The case of Portugal[J]. *Small Business Economics*, 30(1): 49-58.
- Beugelsdijk S, Noorderhaven N. 2004. Entrepreneurial attitude and economic growth: A cross-section of 54 regions[J]. *The Annals of Regional Science*, 38(2): 199-218.
- Blanchflower D G. 2000. Self-employment in OECD countries[J]. *Labour Economics*, 7(5): 471-505.
- Bosma N, Content J, Sanders M, et al. 2018. Institutions, entrepreneurship, and economic growth in Europe[J]. *Small Business Economics*, 51(2): 483-499.
- Braunerhjelm P, Acs Z J, Audretsch D B, et al. 2010. The missing link: Knowledge diffusion and entrepreneurship in endogenous growth[J]. *Small Business Economics*, 34(2): 105-125.
- Carree M A, Thurik A R. 2008. The lag structure of the impact of business ownership on economic performance in OECD countries[J]. *Small Business Economics*, 30(1): 101-110.
- Du K, O'Connor A. 2018. Entrepreneurship and advancing national level economic efficiency[J]. *Small Business Economics*, 50(1): 91-111.
- Etzkowitz H. 1998. The norms of entrepreneurial science: Cognitive effects of the new university-industry linkages[J]. *Research Policy*, 27(8): 823-833.
- Fang V W, Tian X, Tice S. 2014. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. *The Journal of Finance*, 69(5): 2085-2125.
- Ferguson C H. 1988. From the people who brought you voodoo economics[J]. *Harvard Business Review*, 66(3): 55-62.
- Garvin D A. 1983. Spin-offs and the new firm formation process [J]. *California Management Review*, 25(2): 3-20.
- Glaeser E L, Kallal H D, Scheinkman J A, et al. 1992. Growth in cities[J]. *Journal of Political Economy*, 100(6): 1126-1152.
- Glaeser E L. 2007. Entrepreneurship and the city [R]. NBER Working Paper. No. 13551.
- Glaeser E L, Kerr S P, Kerr W R. 2015. Entrepreneurship and urban growth: An empirical assessment with historical mines[J]. *Review of Economics and Statistics*, 97(2): 498-520.
- Hopenhayn H A. 1992. Entry, exit, and firm dynamics in long run equilibrium[J]. *Econometrica*, 60(5): 1127-1150.

- Hopenhayn H A. 2014. Firms, misallocation, and aggregate productivity: A review[J]. *Annual Review of Economics*, 6(1): 735-770.
- Huang Y, Pagano M, Panizza U. 2020. Local crowding-out in China[J]. *The Journal of Finance*, 75(6): 2855-2898.
- Karlin A R. 2013. The entrepreneurship vacuum in Japan: Why it matters and how to address it[OL]. Knowledge at Wharton. <https://knowledge.wharton.upenn.edu/article/the-entrepreneurship-vacuum-in-japan-why-it-matters-and-how-to-address-it/>.
- Klepper S, Sleeper S. 2005. Entry by spinoffs[J]. *Management Science*, 51(8): 1291-1306.
- Lafuente E, Acs Z J, Sanders M, et al. 2020. The global technology frontier: productivity growth and the relevance of Kirznerian and Schumpeterian entrepreneurship[J]. *Small Business Economics*, 55(1): 153-178.
- Li H B, Yang Z Y, Yao X G, et al. 2012. Entrepreneurship, private economy and growth: Evidence from China[J]. *China Economic Review*, 23(4): 948-961.
- Liang J, Wang H, Lazear E P. 2018. Demographics and entrepreneurship[J]. *Journal of Political Economy*, 126(S1): S140-S196.
- Lucas R E Jr. 1988. On the mechanics of economic development [J]. *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- Mueller P. 2006. Exploring the knowledge filter: How entrepreneurship and university-industry relationships drive economic growth [J]. *Research Policy*, 35(10): 1499-1508.
- Nurmalia H D, Muzayanah I F U. 2020. The roles of entrepreneurship on regional economic growth in Indonesia [J]. *Journal of the Knowledge Economy*, 11(1): 28-41.
- Porter M E. 1990. The competitive advantage of nations[J]. *Harvard Business Review*, 68(2): 73-93.
- Romer P M. 1986. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
- Romer P M. 1990. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 98(5): S71-S102.
- Solow R M. 1956. A contribution to the theory of economic growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Solow R M. 1957. Technical change and the aggregate production function [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.
- Stone P B. 1969. Japan surges ahead: Japan's economic rebirth [M]. London: Weidenfield and Nicolson.

- van Achten J V, Stam J, Thurik R, et al. 2004. Business ownership and unemployment in Japan[R]. Tinbergen Institute Discussion Paper No. TI 2004-036/3.
- Van Stel A, Carree M, Thurik R. 2005. The effect of entrepreneurial activity on national economic growth[J]. *Small Business Economics*, 24(3): 311-321.
- Wennekers S, Van Wennekers A, Thurik R, et al. 2005. Nascent entrepreneurship and the level of economic development [J]. *Small Business Economics*, 24(3): 293-309.
- Zhang M, Ma L J, Zhang B, et al. 2016. Pyramidal structure, political intervention and firms' tax burden: Evidence from China's local SOEs [J]. *Journal of Corporate Finance*, 36: 15-25.

Research on the Impact of Entrepreneurship on Economic Growth

Mengyun Li Li Liao Zhengwei Wang

(PBC School of Finance, Tsinghua University)

Abstract The driver of economic growth has always attracted wide attention of scholars and policy makers. China has introduced a series of entrepreneurship incentive policies to promote economic growth in recent years. Therefore, this paper focuses on these two important issues and empirically analyzes the impact of entrepreneurship on economic growth. This paper uses the data of Chinese city level, selects the policy of subscription capital system as the exogenous shock, and proves the positive effect of entrepreneurship on economic growth by using a difference-in-difference approach. Then the time-varying influence of entrepreneurship on economic growth is investigated, with the channel test and a series of robustness tests are carried out. The work of this paper complements the research on entrepreneurship and economic growth and can provide guidance for relevant policy making.

JEL Classification L26, O11, R11