

# 新增就业创新高之谜：基于商事制度改革的视角

**摘要：**近年来我国经济增速放缓、新增就业却不断创历史新高。本文从商事制度改革的视角解释新增就业创新高之谜。在理论上，本文证明了，当商事制度改革通过降低制度性成本促进边际企业进入市场时，新进入企业的数量增加、规模变小；随着改革力度持续增加，将带来就业快速增长。在实证上，基于238个地级市2005-2017年面板数据，本文估计发现，与“数量效应”一致，实施商事制度改革后，民营部门就业增速显著提高8个百分点，非民营部门就业增速没有明显变化；各地差异化地推进改革，带来了就业增速的异质性，中位数为4个百分点。本文还发现，与“规模效应”一致，新增企业中的小微和民营企业占比提高，企业平均规模显著变小。这些发现是相当稳健的，揭示了我国新增就业近年来不断创新高的原因，在新冠疫情冲击之下，“保就业”首先要“保企业”，要更多依靠改革进一步激发市场活力，企业成长是关键。

**关键词：**就业 商事制度改革 经济增长

## 作者信息：

徐现祥（通讯作者），中山大学岭南学院，教授  
通讯地址：广东省广州市新港西路 135 号，510275  
电子邮箱：lnsxuxx@mail.sysu.edu.cn  
毕青苗，中山大学岭南学院，副研究员  
杨海生，中山大学岭南学院，副教授

本文为研究阐释党的十九大精神国家社会科学基金专项课题《深化商事制度改革研究》（18VSI069）的阶段性成果。

# 新增就业创新高之谜：基于商事制度改革的视角

**摘要：**近年来我国经济增速放缓、新增就业却不断创历史新高。本文从商事制度改革的视角解释新增就业创新高之谜。在理论上，本文证明了，当商事制度改革通过降低制度性成本促进边际企业进入市场时，新进入企业的数量增加、规模变小；随着改革力度持续增加，将带来就业快速增长。在实证上，基于238个地级市2005-2017年面板数据，本文估计发现，与“数量效应”一致，实施商事制度改革后，民营部门就业增速显著提高8个百分点，非民营部门就业增速没有明显变化；各地差异化地推进改革，带来了就业增速的异质性，中位数为4个百分点。本文还发现，与“规模效应”一致，新增企业中的小微和民营企业占比提高，企业平均规模显著变小。这些发现是相当稳健的，揭示了我国新增就业近年来不断创新高的原因，在新冠疫情冲击之下，“保就业”首先要“保企业”，要更多依靠改革进一步激发市场活力，企业成长是关键。

**关键词：**就业 商事制度改革 经济增长

## 一、引言

近年来，我国经济增速不断放缓、新增就业却不降反增，不断创改革开放四十多年的新高。图1展示了1978年至今四十年的GDP增速和城镇新增就业变化。在2012年之前，两者几乎保持同方向变动。<sup>①</sup>但是2012年之后，经济增速连续放缓，新增就业却持续上升，到了2018年，新增就业超过了1300万，从图形上，这是改革开放四十多年来城镇新增就业的最高水平。图2进一步展示了新增就业的来源，计算民营、非民营部门净增就业占城镇净增就业的比重。从图中看，1978年时，几乎100%的城镇净增就业都来源于以国有、集体企业为代表的非民营部门，民营部门净增就业占比约为0。但是2012年之后，非民营部门净增就业占比始终为负，民营部门净增就业占比不断攀升、接近于2，表明民营部门创造的就业岗位不仅弥补了非民营部门缩减的就业人数，而且又同时带动了同一数量的就业人数增加，从而使得民营部门净增就业为城镇净增就业的2倍。

这一现象不禁使我们好奇，为什么在经济增速放缓的情况下，民营部门能够带动新增就业不断增加？新增就业创新高之谜背后的原因是什么？

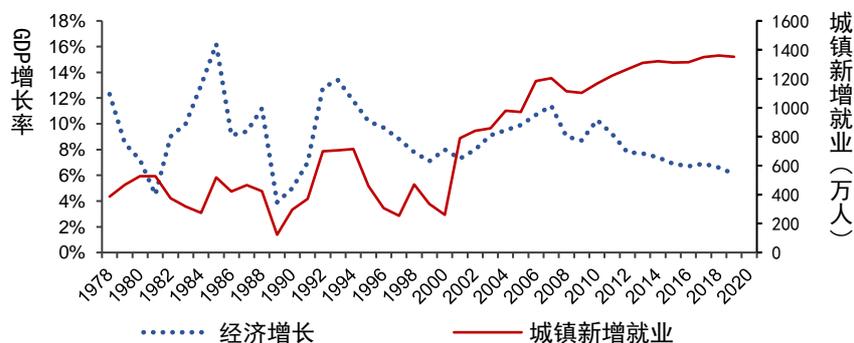


图1 经济增长与新增就业<sup>②</sup>

<sup>①</sup> 经济周期理论认为，产出波动通过要素需求的变化影响就业，两者具有一致性。从经济增长理论来看，生产函数中产出增长与就业增长正相关。我国1978-2011年经济增长与新增就业相关系数为0.22，符号为正，变化趋势满足一致性；2012年至2018年的相关系数为-0.76，符号为负，变化方向呈现非一致性。

<sup>②</sup> 数据来源于1978-2019年国民经济和社会发展统计公报。

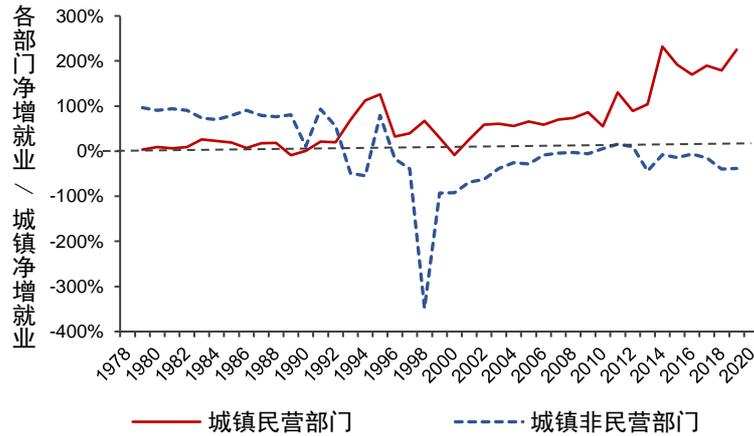


图2 新增就业的来源<sup>①</sup>

本文尝试从商事制度改革的视角，解释2012年之后的新增就业创新高之谜。企业是吸纳就业的微观基础，但是2012年之前，我国企业合法进入市场一直不是件容易的事情，至少需要花费36天、880元才能获得经营许可，是企业必须支付的制度性成本。<sup>②</sup>不可否认，对能力高、拟设立大型企业的企业家来说，这一成本不是影响企业进入决策的主要成本，但显然会构成小微企业、民营企业进入市场的障碍，无法支付这一成本的企业家则不能合法地进入市场。2012年，商事制度改革开始局部试点，推出“注册资本认缴制”、“三证合一”等一系列措施，不断降低市场准入成本，到2018年时，企业登记注册只需花费9天、150元，为改革前的1/4。<sup>③</sup>随着制度性成本的降低，原先无力支付36天、880元，但有能力支付9天、150元成本的小微和民营企业可以合法地进入市场，企业数量随之提高。小微和企业源源不断进入市场，雇佣劳动力进行生产，直接创造了就业岗位，使得新增就业人数持续增加。同时，新企业带动经济体产出增长，但由于这些企业规模较小、质量不高，短期对经济增速的贡献内还比较有限，从而出现2012年之后新增就业不断增加、但经济增速不高的非一致性现象。

顺着这一逻辑，本文从市场准入的视角构建了一个简单的理论模型，解释商事制度改革影响就业的程度与机制。假定在经济体中，潜在企业家面临创业、不创业两种选择，每个潜在企业家的能力是异质的。如果创业进入市场，一要支付合法进入市场所需的制度性成本，二要选择雇佣劳动力的最优数量并支付工资。模型推导发现，商事制度改革具有双重效应。一是“数量效应”，改革降低了企业准入的制度性成本，提高了潜在创业者的创业比率，经济体中的企业数量增加。二是“规模效应”，改革降低了企业准入的能力和规模门槛，主要促进的是能力较低、规模较小的边际企业进入市场，新增企业的平均规模减小。本文证明，“数量效应”带来了新增就业，当“数量效应”大于“规模效应”时，将带来就业的高速增长。

坦白地说，在实证上检验这一问题并不容易，可能面临两个困难。一是，如何度量各地商事制度改革。目前，国家平均每年推出一项新的改革措施，但没有具体的统计，在地市层面就更加缺乏系统的统计，从而难以度量。二是，如何识

<sup>①</sup> 实线为城镇私营和个体净增就业人数/城镇就业净增就业人数；虚线为城镇国有和集体净增就业人数/城镇就业净增就业人数；净增就业人数为当年与前一年就业人数之差；数据来源于中国统计年鉴。

<sup>②</sup> 数据来源：世界银行营商环境报告2013。

<sup>③</sup> 数据来源：世界银行营商环境报告2019。

别商事制度改革的影响。典型做法是将改革视为一项自然实验，采用双重差分法进行估计。不过，差异性改革是我国渐进改革的一个典型特征，尽管国家统一推进改革，但各地的落实时间、具体做法不尽相同，显然，差异性的改革可能形成差异性的改革绩效，但双重差分法只能考察平均处理效应，无法估计每个地区的改革绩效、刻画地区之间改革绩效的差异。

为实证回答这一问题，本文基于文本分析，度量各地商事制度改革的时间和力度。在我国，以政策文件为代表的文本能够完整记录各项改革工作逐层推进的动态过程，<sup>①</sup>2007年发布的《中华人民共和国政府信息公开条例》明确指出地方政府有义务公开政务信息，“公开为常态、不公开为例外”。因此，政府公开的文件文本可以较为可信、真实地捕捉各地改革动态信息，在各地之间是可比的。市场监管局是推进商事制度改革的主要职能部门，其官网定期发布的政策文件和新闻报道构成了一个包含完整的商事制度改革信息的文本库。基于此，本文收集整理238个地级市市场监管局网站历年公开文本信息，通过对文本的分析，度量各地公开实施商事制度改革的时间和力度。具体来说分为三步。第一步、确定商事制度改革关键词。根据2018年国家工商行政管理总局编写的《商事制度改革重要文件选编（2013-2017年）》提取出8项标志性措施，对应的关键词分别为“注册资本认缴制”、“名称登记”、“全程电子化”、“三证合一”、“先照后证”、“五证合一”、“多证合一”、“证照分离”。第二步、在文本库中检索商事制度改革关键词。在各地市场监管局官网的政策文件、新闻报道文本库中搜索含有以上8个关键词的文本。第三步、赋值商事制度改革。如果某一措施关键词首次出现某地文本中，则当年为该地首次公开报道这一措施的时间，进而可以以8项措施的最早公开报道时间作为各地首次公开报道商事制度改革的时间，以每年公开报道的措施数量度量商事制度改革的力度。

然后，本文分三步实证回答在新增就业创新高的原因。第一、估计商事制度改革对就业的影响程度。在识别上，首先采用双重差分法（DID）估计改革对就业增速的平均处理效应；然后基于各地改革时间和做法的差异性，采用合成DID方法为每一个实施改革的地区合成一个“未实施改革的地区”，考察处理效应的地区差异。第二、采用相同的识别策略，进一步估计商事制度改革对经济增长的影响程度。第三、机制检验，基于本文的理论模型，回答边际企业进入市场是否为新增就业创新高的原因，检验“规模效应”的大小，并排除其他可能的解释，从而回答本文所提出的新增就业创新高之谜。

实证发现，商事制度改革使得就业增速显著提升，与本文的理论预期相一致。具体而言，基于238个地级市2005-2017年面板数据，采用双重差分法估计发现，与未公开实施改革的地区相比，公开实施商事制度改革地区在改革后，民营部门就业增速显著提高8个百分点，非民营部门就业增速则没有明显变化。采用不同的地区样本进行估计，这一发现始终稳健。考虑到各地实施改革的力度不同，进一步采用各地落实的措施数量进行估计后发现，公开实施的商事制度改革措施数量每增加1个百分点、就业增速增加0.024个百分点。在各地差异化地渐进推进改革背景下，采用合成DID方法估计每个地区的处理效应发现，民营部门就业增速的提高幅度的中位数为3个百分点，平均数为5个百分点，结果依然稳健。

接着，实证发现，与本文的理论预期一致，商事制度改革对经济增速的影响程度始终低于对就业的影响程度。采用双重差分法估计发现，与未改革地区相比，公开实施商事制度改革的地区在改革后的经济增速显著提高约1个百分点；基于

---

① 黄晓春：《当代中国社会组织制度环境与发展》，《中国社会科学》2015年第9期。

不同的样本、不同的度量进行估计，得到的影响幅度一直非常稳健地在1个百分点左右。进一步采用合成DID方法估计每个地区的处理效应，得到的经济增速提高幅度的中位数、平均数都大致为1个百分点，仍然始终低于对就业增速的边际影响。<sup>①</sup>

最后，本文验证了小微、民营等边际企业在商事制度改革后大量进入市场，是新增就业不断创历史新高的原因。为实证检验这一问题，本文进行了一次全国调研，2018年7月至8月，通过分层随机抽样，本文走访全国16个省、74个地市、182个区的行政审批大厅，对前来办事的企业进行问卷访谈，共获得4160份企业调查问卷。在我国，企业全生命周期都需要和政府打交道，前来行政审批大厅的企业可以视为本地企业中的一个随机样本；基于这一随机样本，可以度量各地新增企业中的小微企业占比、民营企业占比、以及新增企业平均规模。与基于文本分析度量的商事制度改革数据进行匹配后，共有63个地级市样本。实证结果发现，2012至2017年累计公开实施的改革措施数量每增加1个，新增企业中的小微企业占比将增加3个百分点，民营企业增加2个百分点，新增企业的平均规模将下降17个百分点。这表明，当地级市落实商事制度改革措施数量越多时，越能够降低市场准入门槛、促进小微和民营企业进入，新增企业的平均规模随之减小。在排除了城市化进程的影响、“营改增”等其他可能的解释后，本文的发现依然存在。

这些发现是相当稳健的，揭示了我国2012年之后就业不断创历史新高的原因。当商事制度改革降低市场准入的制度性成本，比如降低了注册资本限制、证照办理时间费用后，有利于原先无法进入市场的边际企业在改革后进入市场，这些边际企业往往是规模较小的民营企业。大量的小微民营企业进入市场，提供了更多就业机会，使得2012年之后就业人数大幅增加。李克强总理在2014年时候指出：“在经济下行压力加大的情况下，就业不降反增，主要是改革发了力”，本文不在理论和实证上都支持了这一说法，制度性成本的降低有利于小微企业、民营企业进入市场，正是这些企业解决了大量就业问题。不过，这些企业往往产出较低、质量不高，新冠肺炎疫情的发生也恰好暴露了这些边际企业的脆弱性。2020年政府工作指出，“千方百计稳定和扩大就业”今年的重中之重，本文的发现证明了在疫情带来的经济下行压力下，只有保住这些企业，才能保住这些企业所创造的就业岗位；只有扶持这些小微和民营企业成长，才能够实现扩大就业、增加产出，从而为经济高质量发展提供高质量的企业基础。因此，当前我们“保就业”，首先要保市场主体，要更多依靠改革的办法，进一步激发市场主体的活力和社会创造力。

本文的工作与考察制度和经济增长的一系列文献紧密相关。制度经济学强调制度在经济增长中的根本作用，诺思将制度持续变化的过程定义为制度变迁<sup>②</sup>，一系列的文献指出，更好的制度意味着更有力的产权保护、更少的政策扭曲，从而有利于经济发展。<sup>③</sup>在实证上，制度并没有统一的度量方式，比如可以用0至5的等级变量度量产权保护制度，可以用腐败程度的差异度量各地的制度差异，

---

<sup>①</sup> 本文采用不同样本、度量、方法对这一结果进行了大量稳健性检验。比如，本文还采用了 Callaway and Anna (2019) 提出的多期 DID 估计方法，估计不同时间推进的改革对就业和经济增长影响，同样发现商事制度改革对就业增速的影响大于对产出增速的影响。详见附录。

<sup>②</sup> D. C. North, *Structure and change in economic history*, Norton, 1981.

<sup>③</sup> W. Easterly and R. Levine, "Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, no. 4, 1997, pp. 1203-1250; R. E. Hall and C. I. Jones, "Why do some countries produce so much more output per worker than others?" *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, no. 1, 1999, pp. 83-116.

①也可以以虚拟变量度量的法律起源作为制度的代理变量。②针对中国的经验研究同样发现,我国省区经济差距的差异可稳健地归因于省区内生的制度、政策等社会基础设施的差异;③产权保护或市场制度的差异也对地区发展具有显著而稳健的影响。④以行政审批为代表的商事制度是一项长期根植于我国经济发展历程中的重要制度安排,商事制度改革是关于商事制度的一次制度变迁。在这支文献的基础上,本文度量商事制度改革,识别这一制度变迁对我国就业和经济增长的影响程度和机制。

本文的工作还属于政府管制这一支文献。现有文献对“数量效应”的讨论已经比较丰富,基于跨国样本或部分国家的放松管制实践发现,放松政府管制将有利于企业的市场进入、⑤增加就业、⑥促进经济增长。⑦相比之下,现有文献对“规模效应”只有初步的发现,比如来自印度的证据发现,撤销证照许可制后,小企业增多,大企业不变,中等规模的企业数量减少,⑧管制对不同规模的企业退出率影响不同,⑨但没有考察产生这一规模分布变化背后的原因,以及由企业规模变化所带来的就业、产出的结构性变化。在我国,2001年开始的行政审批改革、2012年以来的商事制度改革是我国放松管制的主要实践。对2001年以来的行政审批改革,已有文献以行政审批中心的设立为例,考察了其对企业进入、企业创新、经济增长等方面的影响。⑩商事制度改革是行政审批改革的进一步深化,目前的研究主要考察特定地区改革经验和成效、<sup>11</sup>改革进程和具体痛点等问题,<sup>12</sup>还没有从全国层面对商事制度改革取得的宏观绩效的定量评估。在此基础上,本文度量了238个地级市的商事制度改革,进而从就业和经济增长的角度,识别以商事制度改革为代表的中国放松政府管制改革的经济绩效和影响机制,回答就业高速增长之谜,贡献于这支文献。

---

① R.La Porta, F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and R. Vishny, “The quality of government,” *The Journal of Law, Economics, and Organization*, vol. 15, no. 1, 1999, pp. 222-279.

② D. Acemoglu, S. Johnson and J. A. Robinson, “The colonial origins of comparative development: An empirical investigation,” *American Economic Review*, vol. 91, no. 5, 2001, pp. 1369-1401; D. Acemoglu, S. Johnson and J. A. Robinson, “Reversal of fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, no. 4, 2002, pp. 1231-1294; E. L. Glaeser, R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, “Do institutions cause growth?” *Journal of Economic Growth*, vol. 9, no. 3, 2004, pp. 271-303.

③ 徐现祥、李郇:《中国省区经济差距的内生制度根源》,《经济学(季刊)》2015年第1卷。

④ 方颖、赵扬:《寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献》,《经济研究》2011年第5期。

⑤ A. Ciccone and E. Papaioannou, “Red Tape and Delayed Entry,” *Journal of the European Economic Association*, vol. 5, no. 2-3, 2007, pp. 444-458; L. Klapper and I. Love, “The impact of business environment reforms on new registrations of limited liability companies,” *The World Bank Economic Review*, vol. 30, no. 2, 2016, 332-353.

⑥ M. Bertrand and F. Kramarz, “Does Entry Regulation Hinder Job Creation? Evidence from the French Retail Industry,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, no. 4, 2002, pp. 1369-1413.

⑦ S. Djankov, C. McLiesh and R. M. Ramalho, “Regulation and growth,” *Economics letters*, vol. 92, no. 3, 2006, pp. 395-401.

⑧ L. Alfaro and A. Chari, “Deregulation, Misallocation, and Size: Evidence from India,” *Journal of Law and Economics*, vol. 57, no. 4, 2014, pp. 897-936.

⑨ J. B. Bailey and D. W. Thomas, “Regulating away competition: The effect of regulation on entrepreneurship and employment,” *Journal of Regulatory Economics*, vol. 52, no. 3, 2017, pp. 237-254.

⑩ 夏杰长、刘诚:《行政审批改革、交易费用与中国经济增长》,《管理世界》2017年第4期;毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟:《行政审批改革与企业进入》,《经济研究》2018年第2期;王永进、冯笑:《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》2018年第2期。

11 艾琳、王刚:《商事登记制度改革的行政审批视角解析——兼评广东省及深圳市商事登记制度改革的实践》,《中国行政管理》2014年第1期;徐现祥、马晶:《商事制度改革与市场主体进入率——数量竞争还是质量竞争》,《中山大学学报(社会科学版)》2019年第6期。

12 张茅:《深化对工商登记制度改革的认识》,《行政管理改革》2014年第2期;张茅:《深化商事制度改革 激发经济发展活力》,《行政管理改革》2015年第5期。

本文以下部分结构安排是，第二部分是一个简单的理论模型；第三部分为商事制度改革背景、本文识别策略和数据；第四部分和第五部分为实证分析；最后是结论性评述。

## 二、一个简单的理论模型

为考察商事制度改革如何影响就业，本文基于 Branstetter et al., (2014)的工作，<sup>①</sup>从市场准入的视角构建了一个简单的模型。

### (一) 无商事制度改革的情形

经济体中有  $N$  个潜在企业家，面临是否设立企业、进入市场的决策。具体而言，每个潜在企业家面临两种互斥的选择：一是选择就业，进入完全竞争的劳动力市场，提供 1 单位劳动力，并获得工资  $\omega$ 。二是选择创业，经过申请营业执照、办理许可证等各项行政审批流程后，合法设立企业，并从劳动力市场雇佣  $l$  单位的劳动力。借鉴 Branstetter et al., (2014)的设定，本文假定劳动力市场上每个劳动力的能力是同质的，企业家的能力  $\eta$  是异质的，服从分布  $G[\underline{\eta}, \bar{\eta}]$ 。企业家能力是一种稀缺资源，企业生产同时需要企业家和劳动力，生产函数为  $y = \eta^\alpha l^{1-\alpha}$ ，产品价格标准化为 1。

潜在创业者如果设立企业，至少面临两方面的成本。一是制度性成本  $c_0$ ，即企业合法进入市场所需要支付的行政审批等成本；二是劳动力成本，企业雇佣数量为  $l$  的劳动力、支付工资  $\omega l$ 。因此，给定潜在企业家的能力  $\eta$ ，企业面临的最优化问题为：

$$\max_{\{l\}} \eta^\alpha l^{1-\alpha} - \omega l - c_0$$

一阶必要条件为：

$$l = \left(\frac{1-\alpha}{\omega}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \eta \quad (1)$$

因此，潜在企业进入市场的预期利润为  $\pi(\eta) = h(\omega, \alpha)\eta - c_0$ ，其中  $h(\omega, \alpha) > 0$  为简化表示的外生参数。<sup>②</sup>

显然，潜在企业家进入市场的条件为，创业产生的预期利润大于不创业时的工资，即  $\pi(\eta) \geq \omega$ 。简单计算可得，潜在企业家的创业条件为：

$$\eta \geq \frac{c_0 + \omega}{h(\omega, \alpha)} \quad (2)$$

令  $\eta_0$  为式 (2) 取等号时的  $\eta$  取值，无商事制度改革时，能力值为  $\eta_0 \leq \eta \leq \bar{\eta}$  的潜在企业家能够创业进入市场，潜在创业者中创业进入市场的比例为  $[1 - G(\eta_0)]$ 。式

(2) 的含义非常直观，揭示了创业成本如何影响潜在企业家创业决策。劳动力工资  $\omega$  是创业的机会成本，工资高意味着创业的机会成本高，潜在企业家中选择创业的比率则相应低；审批市场制度性成本  $c_0$  是设立企业的固定成本中的一部分，无力支付这一成本的企业显然无法合法进入市场，当这一成本较高时，创业的比率自然也相应低。

<sup>①</sup> L.Branstetter, F. Lima, L. J. Taylor, and A. Venâncio, "Do Entry Regulations Deter Entrepreneurship and Job Creation? Evidence from Recent Reforms in Portugal," *Economic Journal*, vol. 124, no. 577, 2014, pp. 805-832.

<sup>②</sup>  $h(\omega, \alpha) = \alpha \left(\frac{1-\alpha}{\omega}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} > 0$ 。

潜在企业进入市场，影响就业数量和产出水平。在无商事制度改革时，新增创业企业数量为  $N_0 = N[1 - G(\eta_0)]$ ，新企业平均规模为  $E(l_0) = (\frac{1-\alpha}{\omega})^{\frac{1}{\alpha}} E(\eta | \eta \geq \eta_0)$ 、经济体新增就业人数为  $L_0 = N_0 E(l_0)$ ；新企业平均产出为  $E(y_0) = (\frac{1-\alpha}{\omega})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} E(\eta | \eta \geq \eta_0)$ 、经济体新增产出为  $Y_0 = N_0 E(y_0)$ 。

## (二) 有商事制度改革的情形

商事制度改革旨在降低市场准入的制度性成本。假定改革后的制度性成本为  $c(\xi)$ ，其中  $\xi \in [0, \infty)$  为经济体商事制度改革的力度，满足  $c'(\xi) < 0$  以及  $c(0) = c_0$ 。此时潜在企业家的创业条件相应可以写为：

$$\eta \geq \frac{c(\xi) + \omega}{h(\omega, \alpha)} \quad (3)$$

令  $\eta^*$  为式 (3) 取等号时的临界值，在实施商事制度改革后，市场准入所需的企业家能力门槛从  $\eta_0$  下降到  $\eta^*$ ，能力在  $\eta^* \leq \eta \leq \bar{\eta}$  范围的企业家能够进入市场。

企业家进入市场的能力门槛从  $\eta_0$  降至  $\eta^*$ ，带来了两方面的效应。一是“数量效应”，进入市场的企业数量增加。无商事制度改革时的企业家能力临界值为  $\eta_0$ ，只有能力高于  $\eta_0$  的潜在企业家才能进入市场，创业企业数量为  $N_0 = N[1 - G(\eta_0)]$ ；相应地，有商事制度改革时，能力高于  $\eta^*$  的潜在企业家进入市场，创业企业数量为  $N^* = N[1 - G(\eta^*)]$ ；相减可得，商事制度改革促进企业数量增加  $N[G(\eta_0) - G(\eta^*)]$ 。这表明，商事制度改革有利于企业进入，新增企业来源于能力为  $\eta^* \leq \eta \leq \eta_0$  的潜在企业家，这些企业能力较低，是在改革前无法合法进入市场的边际企业；商事制度改革降低了制度性成本，从而降低了能力门槛，有利于这部分边际企业进入市场。<sup>①</sup>

二是“规模效应”，进入市场的主要是小规模企业，企业平均规模缩小。由式 (1) 可知，企业规模是企业家能力的增函数，企业家能力越高，企业的规模就越大；反之，低能力企业家创办企业的规模也较小。当企业家能力门槛从  $\eta_0$  降至  $\eta^*$  时，新增企业规模门槛也随之从  $l(\eta_0)$  下降到  $l(\eta^*)$ ，从而有利于规模较小的企业进入，新增企业平均员工规模降低  $E(l^*) < E(l_0)$ ，新增企业平均产出也降低  $E(y^*) < E(y_0)$ 。

此时，新增就业人数  $L^* = N^* E(l^*)$ ，新增产出  $Y^* = N^* E(y^*)$ 。与未实施商事制度改革的情形相比，实施商事制度改革带来的就业、产出变动分别为：

$$\begin{aligned} \Delta L &= L^* - L_0 = N^* E(l^*) - N_0 E(l_0) \\ \Delta Y &= Y^* - Y_0 = N^* E(y^*) - N_0 E(y_0) \end{aligned} \quad (4)$$

**命题一：**①当  $\eta^* g(\eta^*) > 0$  时， $\Delta L > 0$ ， $\frac{\partial \Delta L}{\partial \xi} > 0$ ；②  $E(l^*) < E(l_0)$ ；③  $\Delta Y > 0$ 、

$g_Y < g_L$ 。

命题一的经济含义非常直观，揭示的是实施商事制度改革对就业和产出的影响程度和机制。

<sup>①</sup> Branstetter et al. (2014) 将规模小、企业家能力低、低科技含量企业称为边际企业 (marginal firms)，本文借鉴了这一概念，将企业家能力低、企业规模小的企业称为边际企业。

**第一、在总量上，商事制度改革能够增加就业。**由“数量效应”和“规模效应”可知，商事制度改革在增加企业数量的同时，也降低了企业规模，就业人数的变化  $\Delta L$  则取决于“数量效应”  $(N^* - N_0)$  和“规模效应”  $E(l^*) - E(l_0)$  的相对大小。本文证明发现，当  $\eta^* g(\eta^*) > 0$  时，数量效应占优于规模效应， $\Delta L > 0$ 。<sup>①</sup>商事制度改革力度越大，越能降低制度性成本，新增就业则越多，即  $\frac{\partial \Delta L}{\partial \xi} > 0$ 。这表明，虽然这些新进入的企业规模比较小，但在数量效应上占优，从而经济体新增就业大于 0，呈现出就业增长。当商事制度改革不断推进、 $\xi$  增加时，新增就业就会不断创历史新高。

**第二、在机制上，商事制度改革通过促进边际企业进入，带动就业增加，表现为企业平均规模缩小。**从新增就业的来源看，与无商事制度改革的情形相比，商事制度改革使得市场准入所需的企业家能力临界值从  $\eta_0$  降低到  $\eta^*$ ，有利于能力值为  $\eta_0$  至  $\eta^*$  的企业家在改革后进入市场。这部分企业的企业家能力值较低、企业规模较小，是改革前无法进入市场的边际企业，从现实来看，往往就是小微企业和民营企业。商事制度改革有利于这部分规模较小的边际企业进入市场，从而降低了企业平均规模，即  $E(l^*) < E(l_0)$ 。

**第三、在产出上，商事制度改革有利于增加产出，但边际企业能力低、规模小，对产出的影响程度小于对就业的影响程度。**商事制度改革增加了经济体中的企业数量，新企业进行生产，经济体产出随之增加，即  $\Delta Y > 0$ 。企业产出  $y = \eta^\alpha l^{1-\alpha}$  由企业家能力和劳动力数量两部分构成，由于商事制度改革主要促进的是边际企业进入，边际企业的企业家能力  $\eta$  低、员工规模  $l$  低、从而企业产出  $y$  也低。给定企业家能力值，产出增长率  $g_Y = (1-\alpha)g_L$  低于就业增长率  $g_L$ 。因此，商事制度改革降低了企业准入门槛、主要促进的是边际企业进入市场，这些企业能够解决就业问题、带动就业增加，但企业的产出低，对经济增长的贡献要低于对拉动就业的贡献，从而在理论上解释了就业高速增长、但经济增速不高、二者变化趋势呈现非一致性的现象。

本文将实证检验命题一。

### 三、背景、识别与数据

#### (一) 背景

##### 1、国家推进

商事制度改革缘起于企业准入难，2012 年局部试点、2013 年全国推开，至今八年。2012 年 3 月，《南方日报》报道了在广东东莞《一家外企注册一年未成功》的案例，引起广东省主要领导关注，以此为契机，广东省开始探索商事制度

---

① 易证，当  $\eta^* g(\eta^*) > 0$  时， $\Delta L = N^* E(l^*) - N_0 E(l_0) = N \left(\frac{1-\alpha}{\omega}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \int_{\eta^*}^{\eta_0} \eta g(\eta) d\eta > 0$ 、  
 $\frac{\partial \Delta L}{\partial \xi} = N \left(\frac{1-\alpha}{\omega}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(-\frac{\partial \eta^*}{\partial \xi}\right) \eta^* g(\eta^*) > 0$ 。

改革。<sup>①</sup>企业准入难不仅是广东面临的问题，也是新一届政府开门要解决的第一件大事：2013年十八届二中全会决定在全国层面改革工商登记制度，放宽工商登记条件；2014年国务院颁布《国务院关于印发注册资本登记制度改革方案的通知》，商事制度改革在全国范围启动；2014年至今，每年政府工作报告都强调简政放权，十九大报告明确提出“深化商事制度改革”，通过改革激发微观企业的活力，实现经济高质量发展。

**为降低企业准入的制度性成本，国家先后推出 8 项标志性的市场准入措施，平均每年一项，在时间上是渐进的改革。**这 8 项措施可以划分为三类。一是、1 项注册资本改革措施。2014 年取消了注册资本最低三万元限额，将注册资本从实缴制改为认缴制，降低创业门槛。二是、2 项注册便利化措施。2014 至 2016 年先后出台了企业名称登记管理改革、全程电子化改革，通过电子化的方式方便企业登记注册。三是、5 项证照改革措施。2014 年实施“先照后证”，2015 年实施“三证合一”，并在此基础上进一步实施“五证合一”、“多证合一”，2017 年实施“证照分离”，不断减少企业办理证照的数量和时间。平均而言，2013 年至今，国家每年至少推行 1 项与市场准入相关的标志性措施，在时间上是渐进的改革。

## 2、地方落实

商事制度改革从国家、省、市逐层推进，**从出台改革方案到实际落地大致耗时一年。**以一项具体的改革措施“全程电子化”在广东省东莞市的落地过程为例。首先，由国家颁布改革实施指导意见。2012 年 3 月市场监管总局（工商总局）下发《关于支持广东加快转型升级、建设幸福广东的意见》，提出了支持广东探索商事制度改革的 32 条政策，其中之一就是“全程电子化”。<sup>②</sup>然后，各省出台改革方案。2012 年 3 月至 6 月期间，广东省政府转发并解读国家《意见》、出台改革方案，将东莞市列为“全程电子化”改革试点。<sup>③</sup>接着，各地市出台改革方案。2012 年 10 月东莞市政府发布《东莞市商事登记制度改革实施方案（试行）》，明确了本市推进全程电子化的具体分工安排。<sup>④</sup>最后，各地市落实改革。东莞市于 2013 年 6 月发出全国首张电子营业执照，这一时间距离东莞市首次公开报道改革、发布改革方案，耗时接近一年。

商事制度改革在各级政府逐层推进，是在空间上渐进的改革，从而可以识别改革的经济影响。**一是、各地开始改革的时间不同。**本文收集 2012 至 2017 年间各地市场监管局网站的公开报道文本，整理了各地首次公开报道以上 8 项标志性改革措施的时间，将其最小值作为各地首次公开报道商事制度改革的时间。如图 3 所示，颜色越深，首次公开报道时间越早。尽管国家 2013 年统一推进商事制

---

<sup>①</sup> 2012 年 3 月国家工商总局下发《工商总局关于支持广东加快转型升级建设幸福广东意见的通知》，提出“支持实施宽松登记管理政策促进各类市场主体加快发展”等意见，支持广东省先行先试。

<sup>②</sup> 国家《意见》支持推行“网上申请、双向快递”登记服务，通过邮政快递方式递送登记申请材料原件和营业执照。支持开展电子化网上登记、年检改革，实现全流程网上操作。2014 年 2 月国家工商总局在《工商总局关于做好注册资本登记制度改革实施前后登记管理衔接工作的通知》中表述为全程电子化，“鼓励有条件的地方推进的全程电子化登记。”

<sup>③</sup> 2012 年 3 月 20 日，广东省工商总局局长在广东省人民政府新闻发布会上解读国家《意见》，指出要“依托去年广州、东莞市开展的网上登记服务方式创新实践为基础，在两地推行全城的电子化网上业务”。2012 年 6 月 13 日广东省发布改革方案《关于做好全省网上办事大厅建设相关筹备工作的通知》。

<sup>④</sup> 东莞市《方案》指出，工商部门逐步建立全程电子化网上登记年检平台，以数字证书和电子印章为基础，商事主体以电子文档形式在网上提交申请登记及年检资料，工商部门核准发放营业执照及进行年检备案。

度改革，但各地开始改革的时间并不一致，最早的在 2012 年首次公开报道商事制度改革，最晚的到 2017 年市场监管局网站还没有公开可得报道。

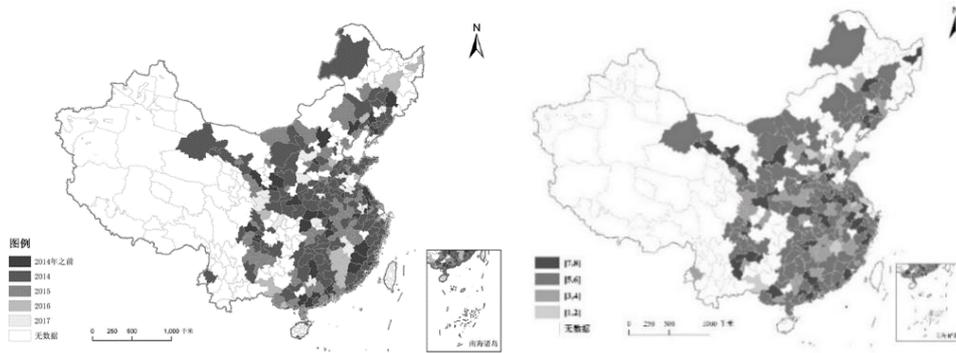


图 3 各地首次公开报道改革时间（左）、公开报道改革措施数量（右）

二是、各地改革的力度存在差异。各地落实改革措施的数量不同，体现了改革力度的差异。在本文关心的市场准入 8 项标志性措施中，如果市场监管局网站公开报道文本中包含一项标志性措施，则认为本地公开实施了这一措施，从而可以计算各地 2012 至 2017 年累计落实的市场准入措施数量。从图 3 来看，颜色越深，公开报道的改革措施越多；在本文考察的样本中，2012 至 2017 年累计最少落实 1 项，最多为 8 项，平均为 6 项。改革力度的差异不仅体现在各地落实改革措施数量的高低，即使从某一项具体的改革措施来看，改革力度也存在差异，比如在“多证合一”措施中，各地整合证件数量不同，最典型的是“五证合一”，最多的涵盖几十个证件。不仅如此，各地政府还推出了各具特色的创新做法，比如浙江推出的“最多跑一次”改革等。<sup>①</sup>

因此，与中国众多改革相一致，商事制度改革具有渐进性、差异化这一典型特征。由于地区之间的改革时间和力度不同，使得我们可以利用这一变动来识别商事制度改革的经济效应。同时，差异化的改革可能产生差异化的绩效，需要识别和评估改革绩效的地区差异。

## （二）识别

本文识别策略分为两个部分，首先采用双重差分法估计商事制度改革对就业和经济增长的平均处理效应；然后基于各地改革差异化特征，采用合成 DID 方法估计改革效应的地区差异。

### 1、DID 估计

我国 2012 年开始推行商事制度改革，各地渐进地实施改革。根据政策评估的思想，考察商事制改革的经济影响，就是要对比一个地区在改革、不改革两种情形之下的经济差异。

双重差分法（DID）是最常用的方法。以就业为例，如果把商事制度改革视为一项准自然实验，则平均处理效应可以表示为  $\tau^{did} = E[Y_2^{TG}(1) - Y_2^{TG}(0)]$ ，其中  $Y_2^{TG}(1)$  为处理组在改革后的就业，是可观测的； $Y_2^{TG}(0)$  为处理组如果不改革时的就业，不可观测。在满足平行趋势假定的条件下， $E[Y_2^{TG}(0)]$  的拟合值  $\hat{Y}_2^{TG}(0)$  可以写为：

$$\hat{Y}_2^{TG}(0) = \bar{Y}_1^{CG} + (\bar{Y}_1^{TG} - \bar{Y}_1^{CG}) + (\bar{Y}_2^{CG} - \bar{Y}_1^{CG}) \quad (5)$$

<sup>①</sup> 《国务院办公厅关于部分地方优化营商环境典型做法的通报》公开发布了 28 项地方创新，正体现了各地改革力度不同、改革存在差异的典型特征。

式 (5) 代表了  $\hat{Y}_2^{did}(0)$  其实是在控制组事前均值  $\bar{Y}_1^{CG}$  的基础上进行了两次调整：一是调整处理组和控制组的事前差异 ( $\bar{Y}_1^{TG} - \bar{Y}_1^{CG}$ )，二是调整控制组的事前和事后差异 ( $\bar{Y}_2^{CG} - \bar{Y}_1^{CG}$ )。

在 DID 设定下，本文估计式 (6) 所示的方程：

$$Y_{it} = reform_{it}\tau + X_{it}\gamma + \alpha_i + \beta_t + \mu + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， $Y_{it}$  为地区  $i$  在时间  $t$  的就业水平； $reform_{it}$  为商事制度改革，如果地区  $i$  在时间  $t$  落实商事制度改革，则  $t$  期及之后取 1，否则取 0。 $\hat{\tau}^{did}$  为本文所关心的商事制度改革对就业的平均处理效应。控制变量包括个体固定效应  $\alpha_i$ ，时间固定效应  $\beta_t$ ，以及其他影响就业增长的因素  $X_{it}$ 。

## 2、合成 DID 估计

DID 估计依赖于平行趋势假定，但是，一个地区是否落实商事制度改革，可能本身就是内生的，改革地区与未改革地区之间存在系统性差别，而这种差别恰好是该地区选择进行商事制度改革的原因。<sup>①</sup>更重要的是，商事制度改革在时间、力度上都存在明显的空间差异，带来的经济效应可能也存在地区而异，但 DID 无法评估差异化改革下的每个地区改革绩效。

Arkhangelsky、Athey、Hirshberg、Imbens and Wager 在 2019 年提出了合成 DID (Synthetic Difference in Difference) 估计方法，可以估计差异化改革下的各地处理效应。<sup>②</sup>简单来说，合成 DID 估计就是合成控制法和双重差分法的结合，这一方法不要求处理组和控制组满足平行趋势假定，而是假设存在权重  $\hat{\omega}_i$  和  $\hat{\lambda}_t$ ，使得加权后的处理组和加权后的控制组满足平行趋势假定。

在合成 DID 估计下，假定在地区  $N$  在时间  $T$  实施了商事制度改革，则商事制度改革估计系数  $\tau^{sdid}$  可以表示为  $\tau^{sdid} = Y_{NT} - \hat{Y}_{NT}^{sdid}$ ，其中， $\hat{Y}_{NT}^{sdid}$  是通过为每一个处理组个体通过合成 DID 方法得到的“合成处理组”的就业水平，类比式 (5)，是对两个调整项分别进行个体和时间两个维度的加权处理后的拟合值，如式 (7) 所示：

$$\hat{Y}_{NT}^{sdid}(0) = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{t=1}^{T-1} \hat{\omega}_i^{sc} \hat{\lambda}_t^{sc} Y_{it} + \sum_{t=1}^{T-1} \hat{\lambda}_t^{sc} (Y_{Nt} - \sum_{i=1}^{N-1} \hat{\omega}_i^{sc} Y_{it}) + \sum_{i=1}^{N-1} \hat{\omega}_i^{sc} (Y_{iT} - \sum_{t=1}^{T-1} \hat{\lambda}_t^{sc} Y_{it}) \quad (7)$$

其中第一项为加权后的控制组事前均值，第二项为加权后的处理组与控制组的事前差异，第三项为加权后的控制组的事前和事后差异。与合成控制法相一致， $\hat{\omega}_i^{sc}$  和  $\hat{\lambda}_t^{sc}$  也是通过数据驱动的方式得到的，但合成控制法只考虑了个体权重  $\hat{\omega}_i^{sc}$ ，忽略了时间权重  $\hat{\lambda}_t^{sc}$ 。合成 DID 强调对时间进行加权是重要的，距离改革越近的时期，对估计系数而言更重要，赋予的权重应该更大。<sup>③</sup>基于合成 DID 方法，可以计算每个改革地区的处理效应。

因此，本文在估计商事制度改革对就业和经济增长影响程度时，主要采用两种方法。<sup>④</sup>第一、采用 DID 估计商事制度改革对就业和经济增长的平均处理效应。

① A. Abadie, A. Diamond and J. Hainmueller, “Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California’s tobacco control program,” *Journal of the American statistical Association*, vol. 105, no. 490, 2010, pp. 493-505.

② D. Arkhangelsky, S. Athey, D. A. Hirshberg, G. W. Imbens and S. Wager, “Synthetic difference in differences,” National Bureau of Economic Research, 2019, No. w25532.

③ Arkhangelsky et al., (2019) 证明  $\hat{\tau}^{sdid}$  是一致估计量。

④ 本文还采用了 Callaway and Anna (2019) 提出的多期 DID 估计方法，估计不同时间推进的改革对就业和经济增长影响。详见附录。B. Callaway and P. H. Sant’Anna, “Difference-in-differences with multiple time periods,” Available at SSRN 3148250, 2019.

第二、采用合成 DID 方法为每一个实施改革的地区合成一个“未实施改革的地区”，计算每个实施商事制度改革地区在改革后的就业和经济增速变动，并基于此进一步计算平均处理效应。

### （三）数据

#### 1、商事制度改革

商事制度改革是本文关注的核心解释变量，但目前还没有合适的度量方式。原因有二。一是、制度本身没有比较一致的度量方式。比如可以用 0 至 5 的等级变量度量产权保护制度，可以用虚拟变量度量的法律起源作为制度的代理变量，也可以用腐败程度等多种方式度量制度差异。这说明，制度本身难以度量。二是，商事制度改革既没有完整的统计，也没有系统的度量。2013 年以来，国家每年推出新措施，但没有完整的统计，各地落实商事制度改革的时间和措施更加缺乏系统的统计。

政府网站公开发布的政策文件、新闻报道，可以构成分析各地商事制度改革的文本。在我国，各项政策的上传下达，主要通过“红头文件”等各类文本的形式进行，<sup>①</sup>以政策文件为代表的文本能够完整记录各项改革工作逐层推进的动态过程。<sup>②</sup>2007 年发布的《中华人民共和国政府信息公开条例》明确指出地方政府有义务公开政务信息，“公开为常态、不公开为例外”。因此，政府公开的文件文本可以完整、真实地体现各地改革动态信息，在各地之间是可信的、可比的。市场监管局是推进商事制度改革的主要职能部门，其官网定期发布的政策文件和新闻报道，构成了一个包含完整的商事制度改革信息的文本库，可以从各地市场监管局网站中，提取各地历年实施商事制度改革及各项措施的信息，度量各地商事制度改革。

本文基于这一文本库，度量各地商事制度改革。文本分析被广泛应用到政策文本、金融市场文本等方面的分析。<sup>③</sup>本文通过对政府公开报道文本进行分析，度量商事制度改革，具体来说分为三步。**第一步、确定商事制度改革关键词。**根据 2018 年国家工商行政管理总局编写的《商事制度改革重要文件选编（2013-2017 年）》提取出 8 项标志性措施，对应的关键词分别为“注册资本认缴制”、“名称登记”、“全程电子化”、“三证合一”、“先照后证”、“五证合一”、“多证合一”、“证照分离”。**第二步、在文本库中检索商事制度改革关键词。**在各地市场监管局官网的政策文件、新闻报道文本库中搜索含有以上 8 个关键词的文本。**第三步、赋值商事制度改革。**如果某一改革措施关键词首次出现某地改革文本中，则当年为该地首次公开报道这一措施的时间，进而可以计算这 8 项措施的最早公开报道时间，作为各地首次报道商事制度改革时间。从背景介绍中的全程电子化例子来看，从首次公开报道到实际落地大致耗时 1 年，本文假定各地改革都有一年的窗口期，将公开报道改革的第二年为落实改革时间；**如果地区  $i$  在年份  $t$  落实商事制度改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1，否则取 0。**需要强调的是，本文度量的是公开报道实施的改革，如果一个地区进行了改革、但没有在官方网站公开相关文本和报道，则视为没有公开报道实施的改革，商事制度改革变

① 郭毅、王兴、章迪诚、朱熹：《“红头文件”何以以言行事？——中国国有企业改革文件研究(2000~2005)》，《管理世界》2010 年第 12 期。

② 黄晓春：《当代中国社会组织制度环境与发展》，《中国社会科学》2015 年第 9 期。

③ 姚加权、张锬澎、罗平：《金融学文本大数据挖掘方法与研究进展》，《经济学动态》2020 年第 4 期；T. A.Hassan, S. Hollander, L.van Lent and A. Tahoun, “Firm-level political risk: Measurement and effects,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 134, no. 4, 2019, pp. 2135-2202.

量也取 0。除了以虚拟变量度量的改革外，本文还度量了各地落实改革措施力度  $reform\_Num_{it}$ ，定义为各地历年累计落实的 8 项标志性改革措施数量。比如，某地 2014 年首次公开实施商事制度改革，则 2014 年之前  $reform\_Num=0$ ；如果 2014 年落实了一项改革措施，则  $reform\_Num_{i,2014}=1$ ；如果 2015 年又落实了两项新措施，累计落实了三项措施，则  $reform\_Num_{i,2015}=3$ 。

本文收集整理 238 个地级市的商事制度改革公开报道信息。如图 4 所示，从时间分布来看，2012 年有 5.5% 的地市先行先试，公开报道商事制度改革；2013 年十八届二中全会决定在全国层面改革工商登记制度后，13.9% 的地市开始公开报道商事制度改革；2014 年国务院发文统一推进后，38.7% 的地市与国家同年推进，至此已有 60% 的地市公开报道商事制度改革，其他 40% 的地级市报道改革的时间则晚于 2014 年。

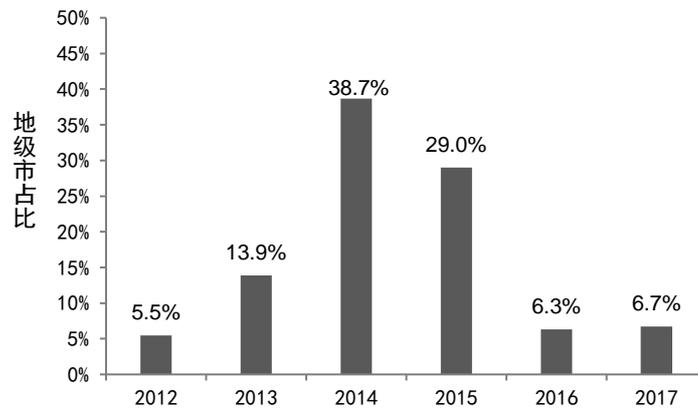


图 4 各地首次公开报道商事制度改革的时间

## 2、就业与经济增长

本文考察的就业与经济增长时间范围为 2005 至 2017 年。我国 2004 年 7 月 1 日开始实施《中华人民共和国行政许可法》，确立了行政审批制度改革正式步入法制化轨道，规范了行政许可的设定和实施。因此，2005 年之后行政审批和许可有国家统一的规范标准，各地方政府在行政审批中有统一的法律约束，以 2005 年为起点、评估行政审批和商事制度对就业和经济增长的影响可能更为合适。从国家颁布的各项商事制度改革措施来看，市场准入阶段的典型措施主要是在 2017 年及之前，所以本文以 2017 年为样本期的终点。

表 1 展示了 238 个地级市在 2005-2017 年间的各变量描述统计。从就业来看，在 238 地级市层面，民营部门就业增长率平均为 15.7%，非民营部门就业增长率为 4.5%，城镇就业总人数增长率为 8.0%。<sup>①</sup>理论模型表明，商事制度改革主要促进的是规模较小的边际企业进入市场、带动就业增加，因此在基准回归中，与边际企业相对应，本文主要考察的是民营部门就业增长率。控制变量与现有文献保持一致，包含滞后一期就业人数、人口增长率  $n$ 、工资水平、以普通高等学校在校生占比度量的人力资本、以实际利用外资度量的开放程度等。<sup>②</sup>

① 数据来源为《城市统计年鉴》，统计范围为市辖区，指标名称为城镇私营企业和个体就业人数。从《中国统计年鉴》来看，在全国层面，城镇私营和个体就业人数年均增速为 11%；在地市层面，城镇私营和个体就业人数年均增速为 16%，比全国均值略高一些。在 GDP 增长率上，全国 2005-2017 年年均增速为 9%，地级市层面的均值为 12%，也比全国均值略高一些。从现有文献的描述统计来看，地级市层面的均值都普遍高于全国均值，大致在 12% 左右，比如罗党论等（2015）、余永泽和杨晓章（2017）、毛捷和黄春元（2018）。

② 丁守海：《最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响》，《中国社会科学》

从经济增长来看，在地市层面，人均 GDP 增速大致为 11.6%。在考察经济增长时，控制变量包含滞后一期人均 GDP，人口增长率、技术进步率与折旧率之和  $n+g+d$ （其中  $g+d$  假定为 0.1）、以固定资产投资占 GDP 比重度量的投资率，并控制政府财政收入和开放程度的影响。<sup>①</sup>

表 1 描述性统计

变量名称	度量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<b>Panel A 商事制度改革、就业、经济增长</b>						
$reform_{it}$	商事制度改革（改革及之后为 1，否则为 0）	3065	0.204	0.403	0	1
$reform\_Num_{it}$	落实改革措施数量	3065	1.024	1.954	0	8
$g_L$	民营就业人数增长率	3065	0.157	0.409	-0.614	2.457
$g_L\_state$	非民营就业人数增长率	3065	0.045	0.125	-0.249	0.670
$g_L\_total$	就业总人数增长率	3065	0.080	0.174	-0.342	0.831
$g_Y$	人均 GDP 增长率	3065	0.116	0.097	-0.050	0.270
<b>Panel B 控制变量</b>						
$\log l_{i,t-1}$	滞后一期民营就业人数	3065	2.400	0.950	0.642	4.545
$\log y_{i,t-1}$	滞后一期人均 GDP	3065	10.493	0.718	7.965	12.579
$n$	人口增长率	3065	0.029	0.138	-0.211	2.012
$\log wage$	工资水平	3065	10.477	0.480	9.083	11.499
$edu$	普通高等学校在校生占比	3065	0.016	0.022	0.001	0.127
$inv$	投资率	3065	0.700	0.287	0.088	1.751
$\log gov$	政府财政收入	3065	12.618	1.417	8.357	16.522
$\log openness$	实际利用外资	3065	8.996	2.030	2.485	13.515

注：估计样本为 238 个地级市 2005-2017 年面板数据。商事制度改革数据来源于各地市场监管局公开报道文本，对 8 项典型措施构成的关键词进行文本分析，度量每项措施的首次公开报道时间，并将 8 项典型措施中的最早时间定义为各地首次公开报道改革的时间，将首次公开报道的第二年定义为改革落地时间；如果地区  $i$  在  $t$  年落实改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及后取 1，否则取 0。本文以“落实改革措施数量”  $reform\_Num_{it}$  度量各地商事制度改革力度，定义为各地历年累计落实的 8 项标志性改革措施的数量。其他数据来源于 2005-2017 年《城市统计年鉴》。在就业的度量上， $g_L$  为民营部门就业增长率，使用城镇私营企业和个体工商户就业人数指标进行计算，计算公式为  $(L_{i,t}-L_{i,t-1})/L_{i,t-1}$ ； $g_L\_state$  为非民营部门就业增长率，使用城镇单位就业人数指标进行计算； $g_L\_total$  为就业总人数增长率，使用城镇就业人数指标进行计算，计算范围均为市辖区。经济增长速度为人均 GDP 增长率。技术进步率与折旧率之和  $g+d$  设定为 0.1，虽然这一设定比较武断，但不影响本文的结果。除商事制度改革的度量外，其他变量都进行了首尾各 1% 的缩尾处理，缺失值时取前一年的值补齐。

接下来，本文将规范地检验理论模型得到的命题一。

## 四、估计结果

本节首先考察实施商事制度改革对就业的影响，然后考察实施商事制度改革对经济增长的影响。

2010 年第 1 期；陆铭、高虹、佐藤宏：《城市规模与包容性就业》，《中国社会科学》2012 年第 10 期。

① 徐现祥、王贤彬、舒元：《地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据》，《经济研究》2007 年第 9 期。

## （一）就业

本小节考察商事制度改革对就业的影响。首先基于双重差分法，估计商事制度改革对就业增长率的平均处理效应。然后进行平行趋势检验。接着是基于不同估计样本、商事制度改革改革的不同度量的稳健性检验。最后是采用合成 DID 方法考察每个地区的商事制度改革绩效。

### 1、基准回归

表 2 报告基本回归结果。从回归结果看，与预期的一致，商事制度改革显著增加了就业。平均而言，与未实施商事制度改革的地区相比，公开实施商事制度的地区在改革后，民营部门就业增长率提高约 8 个百分点。

表 2 商事制度改革与就业：基准回归

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量：民营部门就业增长率 $g_L$		
$reform_{it}$	0.072** (0.035)	0.076** (0.034)	0.078** (0.034)
$\log L_{i,t-1}$	-0.528*** (0.040)	-0.524*** (0.040)	-0.526*** (0.040)
$\log n$		0.025*** (0.008)	0.025*** (0.008)
$\log wage$		-0.029 (0.094)	-0.070 (0.098)
$\log edu$			-0.016 (0.040)
$\log openness$			0.034*** (0.010)
$\log inv$			0.038 (0.032)
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地级市样本量	238	238	238
$N$	3065	3065	3065
$Adj. R^2$	0.147	0.151	0.155

注：采用双维固定效应模型进行估计。商事制度改革数据来源于各地市场监管局公开报道文本，如果地区  $i$  在  $t$  年落实改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1，否则取 0。其他数据来源于 2005-2017 年《城市统计年鉴》。被解释变量  $g_L$  为城镇民营部门就业增长率，使用城镇私营企业和个体户就业人数指标计算，统计范围为市辖区。控制变量中， $\log L_{i,t-1}$  为滞后一期的城镇民营部门就业人数， $\log n$  为人口增长率对数值， $\log wage$  为城镇单位平均工资的对数值， $\log edu$  为普通高等学校在校生占总人口比例的对数值， $\log openness$  为实际利用外资金额的对数值， $\log inv$  为投资率的对数值。除商事制度改革外，其他变量均进行首尾各 1% 的缩尾处理，以排除极端值的影响。没有报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

第 1 列报告固定效应模型下的估计结果，控制地区、时间固定效应和初始就业人数的影响。这时， $\log L_{i,t-1}$  的估计系数显著为负，前一期的就业人数越多，当期就业增长率越低。本文所关心的商事制度改革的估计系数为 0.072，符号为正，能够通过显著水平为 5% 的统计检验。这表明，与未进行商事制度改革的地区相

比，进行商事制度改革地区在改革后的民营部门就业人数增长速度显著高约 7.2 个百分点。

第 2 列控制各地人口和工资水平的差异。从控制变量看，与预期一致，人口增长率的估计系数为 0.025，能够通过显著水平为 1% 的统计检验，即人口越多的地区市场潜力越大，就业增长率越高。工资水平的估计系数为 -0.029，但不显著。此时，商事制度改革的估计系数为 0.076，与第 1 列相比估计系数的绝对值略有增加，仍能通过显著水平为 5% 的统计检验。

第 3 列进一步控制其他可能影响就业的因素，包括人力资本、对外开放程度，以及投资率等因素。从控制变量的估计系数来看，与现有文献的发现比较一致，开放程度的估计系数显著为正，对外开放有利于创造更多就业机会。<sup>①</sup>全部控制这些影响因素后，商事制度改革的估计系数为 0.078，依然能够通过显著水平为 5% 的统计检验。

以上结果表明，采用双重差分法识别各地公开实施商事制度改革对就业的影响，商事制度改革显著促进了地区民营部门就业增长，促进的幅度为 7.8 个百分点。本文将第 3 列视为对就业的基准回归结果。

## 2、平行趋势检验

采用双重差分法评估商事制度改革对就业的平均处理效应时，依赖于平行趋势假定，即处理组和控制组在改革前的就业增长率没有显著差异。由于各地商事制度改革实施的时点不尽相同，本文估计式（8）所示的方程（Beck et al., 2010; Branstetter et al., 2014），刻画改革前后的时间趋势：<sup>②</sup>

$$g_L = \sum_{j=-M}^N \theta_j Z_{i,t-j} + X_{it}\gamma + \alpha_i + \beta_t + \mu + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

上式是 DID 估计的简单变形， $Z_{i,t-j}$  是一个虚拟变量，如果地区在  $t-j$  时期实施的政策，则取 1，否则为 0（ $M$ 、 $N$  分别表示政策时点前和政策时点后的期数）。图 5 证明，采用双重差分法估计改革对就业的平均处理效应时，满足平行趋势假定，改革城市和未改革城市相比，在改革前，两者之间的就业增长率不存在显著差异，采用双重差分法这一识别策略具有可行性。

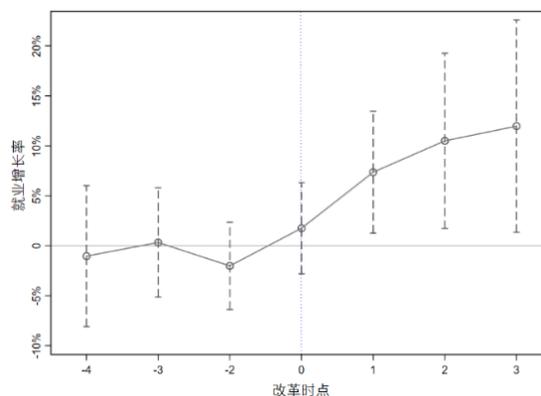


图 5 商事制度改革与就业的平行趋势检验

① 毛日昇：《出口、外商直接投资与中国制造业就业》，《经济研究》2009 年第 11 期；刘宏、李述晟：《FDI 对我国经济增长、就业影响研究——基于 VAR 模型》，《国际贸易问题》第 4 期。

② 这是在处理组被处理事件不同的情形下检验平均趋势的一般做法，参见 T.Beck, R. Levine and A. Levkov, “Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States,” *The Journal of Finance*, vol. 65, no. 5, 2010, pp. 1637-1667.

为保证采用双重差分法的估计结果是可信的，我们进一步构建了安慰剂检验，将各地推进商事制度改革的年份人为地提前 1 期、提前 2 期、提前 3 期，重新进行检验。表 3 报告了采用这一虚拟的安慰剂样本得到的估计结果。这时，与预期一致，人为地改变处理时间，得到的估计系数都不显著，说明就业的增加不是其他因素影响的结果，商事制度改革带来民营企业就业增加 8 个百分点的结果具有可信性。

表 3 商事制度改革与就业：构造反事实

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量：民营企业就业增长率 $g_L$			
	基准	提前1期	提前2期	提前3期
$reform_{it}$	0.078** (0.034)	0.024 (0.036)	-0.032 (0.034)	-0.051 (0.041)
控制变量	是	是	是	是
城市和时间固定效应	是	是	是	是
$N$	3065	3065	3065	3065
$Adj. R^2$	0.155	0.154	0.154	0.154

注： $reform_{it}$ 为商事制度改革，在改革及之后取 1，否则取 0；由于人为改变了处理组被处理的时间，所以第 1 至 4 列  $reform_{it}$  取值不同。被解释变量  $g_L$  为民营企业就业增长速度，使用城镇私营企业和个体户就业人数指标计算增长率。采用固定效应模型估计，控制变量与表 2 一致。没有报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的置信水平上显著。

### 3、稳健性检验

#### (1) 不同的就业部门

从本文构建的理论模型来看，商事制度改革如果降低制度性成本，则使创业所需企业家能力门槛从  $\eta_0$  降低至  $\eta^*$ ，并使企业进入规模门槛从  $l(\eta_0)$  降低到  $l(\eta^*)$ ，从而有利于边际企业进入，这些边际企业往往是小规模民营企业。相反，对能力强、拟设立大规模企业的企业家来说，制度性成本不是影响企业进入决策的主要成本，商事制度改革对这部分企业的创业、就业影响自然相对小一些。

表 4 商事制度改革与就业：按就业部门划分

	(1)	(2)	(3)
	民营 $g_L$ (基准)	非民营 $g_L - state$	总量 $g_L - total$
$reform_{it}$	0.078** (0.034)	0.004 (0.015)	0.035** (0.017)
控制变量	是	是	是
城市和时间固定效应	是	是	是
$N$	3065	3065	3065
$Adj. R^2$	0.155	0.264	0.069

注：民营就业定义为城镇私营和个体户就业人数。非民营就业为城镇单位就业人数，包含国有单位、集体单位、股份合作单位、联营单位、有限责任单位、股份有限公司、外商投资单位、港澳台投资单位。就业总人数为民营就业和非民营就业之和。商事制度改革数据来源于各地市场监管局公开报道文本，如果地区  $i$  在  $t$  年落实改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1，否则取 0。采用固定效应模型估计。控制变量与表 2 一致。除商事制度改革外，其他变量均进行首尾各 1% 的缩尾处理。报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的置信水平上显著。

表 4 发现，与预期一致，商事制度改革后，非民营企业就业增速没有明显变

化。第 1 列重现基准回归，被解释变量为民营部门就业人数增长率。第 2 列将非民营部门就业人数增长率作为的被解释变量，得到商事制度改革的估计系数为 0.004，符号为正，但不显著。第 3 列将民营与非民营部门总人数进行加总，计算就业总人数增长率，得到的估计系数为 0.035，系数大小为民营部门估计系数的一半，能够通过显著水平为 5% 的统计检验。这表明，与预期一致，商事制度改革通过降低制度性成本、降低企业准入门槛，有利于以小规模民营企业为代表的边际企业进入，正是这些民营企业创造了新增就业机会、带动就业人数大幅增长。

## (2) 不同的估计方法、不同样本

首先，采用不同的估计方法，本文的发现是稳健的。回归方程左边等价于  $\log L_{i,t} - \log L_{i,t-1}$ ，实际上是一个动态面板，因此表 5 第 2 列采用动态 GMM 进行估计，得到商事制度改革的估计系数为 0.051，系数大小与基准回归相比略有减小，能够通过显著水平为 5% 的统计检验。考虑到商事制度改革具有自上而下推进的特征，同一省份的城市之间扰动项可能存在相关性，因此第 3 列采用省级聚类标准误，依然能够通过显著水平为 10% 的统计检验。

接着，在不同的地区样本下，本文的发现依然稳健。商事制度改革是我国优化营商环境的重要抓手，目标之一就是打造国际化的营商环境。沿海开放城市作为对外开放的前沿，更具对接国际营商环境、加大对外开放程度的需求。因此，第 4 列在第 1 列的基础上，去除了本文样本中包含的沿海开放城市样本，去除后为 215 个地级市。此时，采用 215 个地级市的 2005-2017 年面板数据进行估计，得到商事制度改革的估计系数为 0.081，与基准回归相比系数绝对值略有增加，但依然能够通过显著水平为 5% 的统计检验。

表 5 商事制度改革与就业：不同估计方法和估计样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5)
	被解释变量：民营部门就业增长率 $g_L$					
	基准	动态 GMM	省级聚类标准误	去除沿海开放城市	去除副省级及以上城市	2012-2017 年信息连续可得 的 134 个地市
$reform_{it}$	0.078** (0.034)	0.051** (0.021)	0.078* (0.038)	0.081** (0.036)	0.089** (0.038)	0.103* (0.055)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市和时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地级市数量	238	238	238	215	191	134
$N$	3065	3065	3065	2924	2612	3065
$Adj. R^2$	0.155		0.155	0.159	0.158	0.155
$AR(1) p$		0.000				
$AR(2) p$		0.440				

注：除第 2 列外，采用固定效应模型估计。如果地区  $i$  在  $t$  年落实改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1，否则取 0。控制变量与表 2 基准回归相同。除商事制度改革外，其他变量均进行首尾各 1% 的缩尾处理。本文也采用了首尾各 5% 的缩尾处理进行稳健性检验，估计系数大小为 0.045，能够通过显著水平为 5% 的统计检验。没有报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

第 5 列排除准副省级及以上的城市，结果稳健。商事制度改革是一次制度创新，在推进制度创新的过程中可能会遇到与现行法律相违背的情形，需要地方立

法提供制度保障。<sup>①</sup>地级市根据行政级别的不同，可分为副省级、准副省级和其他，不同行政级别的城市具有不同的立法权限，从而可能影响商事制度改革的推进。因此，第 5 列去除了准副省级及以上城市，只保留 191 个普通地级市样本。在这一样本下的估计结果发现，商事制度改革的估计系数为 0.089，能够通过显著水平为 5% 的统计检验。这表明，在行政级别更为可比的普通地级市内，本文的核心发现依然稳健。

第 6 列仅采用改革文本信息连续可得 134 个城市样本，结果稳健。在收集各地商事制度改革文本时，各地市场监管局网站建设存在一定的差异，有 134 个地级市的市场监管局网站连续公示了 2012 至 2017 年的六年改革文本，其他 104 个地级市的文本缺少个别年份。在基准回归中，如果网站中缺少某年的文本，我们就认为没有公开报道相关工作，但不可否认存在实际推进了改革、而网站没有公开或保留相关信息的可能性，可能影响对商事制度改革开始年份的判断。为稳妥起见，本文只采用 134 个文本时间连续的样本，重现基准回归的估计结果。此时，本文关心的商事制度改革的估计系数为 0.103，比基准回归估计系数的绝对值更大，且能够通过显著水平为 10% 的统计检验。这表明，即使采用更为严格的 134 个地级市样本，本文的核心发现依然稳健，且商事制度改革对就业增长的影响程度更大。

### (3) 改革力度的影响

命题一不仅证明了商事制度改革有利于促进就业，而且证明了商事制度改革力度越大，越能降低门槛、促进企业进入、带动就业增长，即  $\frac{\partial \Delta L}{\partial \xi} > 0$ 。本文以各地每年实施市场准入措施数量度量商事制度改革力度，最少为 0 项，最多为 8 项。

表 6 商事制度改革与就业：改革力度的影响

	(1)	(2)	(3)
	民营 $g_L$ (基准)	非民营 $g_L - state$	总人数 $g_L - total$
$reform\_Num_{it}$	0.024** (0.011)	-0.003 (0.003)	0.008* (0.005)
控制变量	是	是	是
城市和时间固定效应	是	是	是
$N$	3065	3065	3065
$Adj. R^2$	0.156	0.264	0.069

注：采用固定效应模型估计。 $reform\_Num_{it}$  度量各地商事制度改革力度，定义为各地历年累计实施的 8 项标志性改革措施的数量。例如，地区  $i$  在 2013 年首次公开报道商事制度改革，给定一年窗口期，2014 年为地区  $i$  实施商事制度改革的时间， $reform\_Num_{it}$  在 2014 年之前取 0；如果 2013 年公开报道了 1 项改革措施，则  $reform\_Num_{it}$  在 2014 年取 1；如果 2014 年又公开报道了 2 项新措施，则地区  $i$  累计实施了 3 项措施， $reform\_Num_{it}$  在 2015 年取 3。因此， $reform\_Num_{it}$  最小值为 0，最大值为 8。控制变量与表 2 基准回归相同。

如表 6 所示，与理论预期一致，改革力度越大，越能够增加就业。第 1 列的被解释变量为民营部门就业增长率，商事制度改革力度的估计系数为 0.024，能够通过显著水平为 5% 的统计检验。平均而言，落实改革措施数量每增加 1 项，民营部门就业增长率增加约 2.4 个百分点。第 2 列考察非民营部门就业，与采用虚拟变量度量商事制度改革时的估计结果一致，改革力度对非民营部门就业也没有显著影响。第 3 列以就业总人数增长率为被解释变量，得到的估计系数为 0.008，

① 王克稳：《我国行政审批制度的改革及其法律规制》，《法学研究》2014 年第 2 期。

系数大小也约为民营部门估计系数的一半。这一结果表明，地方政府推进商事制度改革力度越大，比如落实更多的改革措施，则更加有利于增加就业。

#### 4、处理效应的地区差异

尽管采用双重差分估计能够考察全部改革地区的平均处理效应，但不可否认，商事制度改革对每一个地区的就业影响程度可能存在地区差异。合成 DID 方法可以通过数据驱动的方式，为每一个实施改革的地区合成一个“未实施改革的地区”，计算两者之间就业增长率之差，从而识别每个地区推行商事制度改革对就业增长的影响程度  $\hat{\tau}^{did}$ 。

图 6 展示了基于合成 DID 方法估计得到的每个地区处理效应  $\hat{\tau}^{did}$ ，颜色越深，代表改革对就业的促进作用越大。从分布图来看，53.8%的城市得到的处理效应为正，处理效应的中位数为 3%；如果对每个地区得到的  $\hat{\tau}^{did}$  取均值，得到的商事制度改革对就业增长率的平均影响程度为 5%，接近于采用双重差分法的估计得到的 8%。

因此，以上分析表明，商事制度改革能够显著增加就业，民营部门就业大幅上升，但非民营部门就业没有显著变化。采用不同样本、度量、方法，这一发现始终稳健，商事制度改革对民营部门就业增长率的影响幅度为 3 至 8 个百分点。

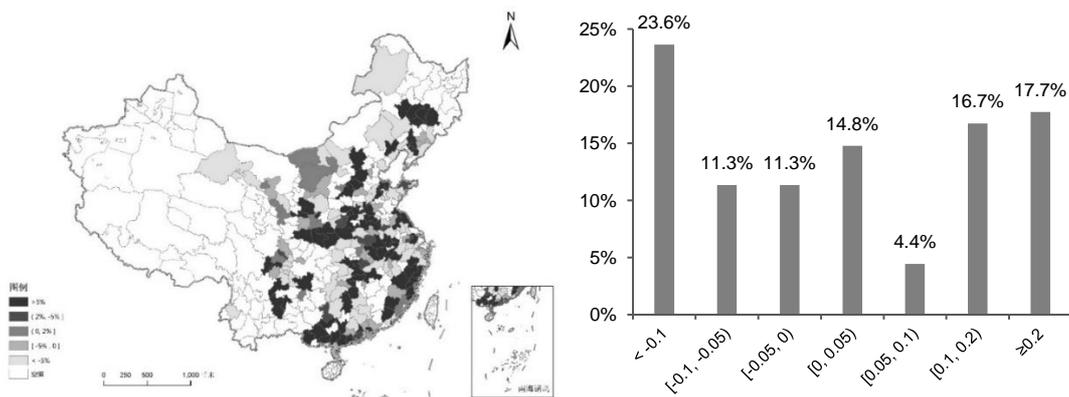


图 6 商事制度改革对就业影响的地区差异<sup>①</sup>

## (二) 经济增长

本小节估计商事制度改革对经济增长的影响程度。首先报告双重差分法的估计结果，然后是平行趋势检验和稳健性检验。

### 1、基准回归

表 7 报告基本的回归结果。从回归结果看，与预期的一致，商事制度改革有利于经济增长，经济增长速度提高约 1 个百分点。

第 1 列报告固定效应模型下的估计结果，控制了地区、时间固定效应，以及各地初始经济发展水平的差异。估计结果与现有文献基本一致， $\log y_{i,t-1}$  的估计系数显著为负，符合趋同理论；商事制度改革的估计系数为 0.013，符号为正，能够通过显著水平为 10% 的统计检验。

<sup>①</sup> 本文采用合成 DID 方法估计的是改革当年的处理效应。比如，对于 2014 年实施商事制度改革的样本，计算的是改革对 2014 年就业的影响，控制组为截至 2014 年没有实施改革的样本。同理，对于 2015 年实施改革的样本，计算的是改革对 2015 年就业的影响，控制组为截至 2015 年没有改革的样本。

第 2 列和第 3 列逐步引入其他控制变量。从第 3 列的估计结果来看，与经济增长文献的发现基本一致，人口增长率、技术进入率、折旧率之和  $\log(n+g+d)$  的估计系数为负，投资率、地方政府财政收入、对外开放程度的估计系数都为正。控制全部影响因素后，商事制度改革的估计系数为 0.013，系数大小没有变化，依然能够通过显著水平为 5% 的统计检验。

表 7 商事制度改革与经济增长：基准回归

	(1)	(2)	(3)
	被解释变量：经济增长率 $g_y$		
$reform_{it}$	0.013* (0.007)	0.012* (0.007)	0.013** (0.007)
$\log y_{i,t-1}$	-0.171*** (0.011)	-0.170*** (0.011)	-0.188*** (0.011)
$\log inv$		0.010 (0.008)	0.008 (0.008)
$\log n+g+d$		-0.027*** (0.004)	-0.030*** (0.004)
$\log gov$			0.041*** (0.006)
$\log openness$			0.002 (0.001)
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地级市样本量	238	238	238
$N$	3065	3065	3065
$Adj. R^2$	0.322	0.332	0.345

注：采用双维固定效应模型估计。如果地区  $i$  在  $t$  年实施商事制度改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1，否则取 0，数据来源于各地市场监管局网站。经济增长速度为人均 GDP 增长率，投资率为固定资产投资占 GDP 比重，人口增长率为年平均人口增长率，技术进步率与折旧率之和  $g+d$  设定为 0.1。对外开放程度采用实际利用外资额度量，数据来源于《城市统计年鉴》。除商事制度改革外，其他变量均进行首尾各 1% 的缩尾处理。没有报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

## 2、平行趋势检验

图 7 基于式 (8) 进行平行趋势检验。结果表明，当采用双重差分法估计商事制度改革对经济增长的影响时，改革城市和未改革城市相比，在改革前的经济增长速度同样不存在显著差异，满足平行趋势假定，采用双重差分法进行估计是可行的。

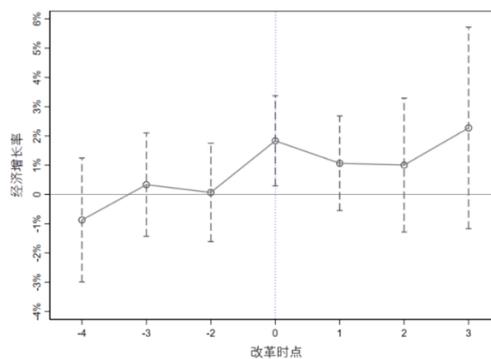


图 7 商事制度改革与经济增长的平行趋势检验

### 3、稳健性检验

表 8 采用不同估计方法、不同样本，得到的结果依然稳健。具体来说，第 2 列采用动态 GMM 估计，得到的估计系数为 0.016，能够通过显著水平为 1% 的统计检验。第 3 列采用省级聚类标准误、第 4 列排除沿海开放城市样本、第 5 列排除准副省级及以上的城市、第 6 列仅采用改革文本信息连续可得 134 个城市样本，得到的估计系数在 0.009 到 0.020 之间，至少能够通过显著水平为 10% 的统计检验，平均来说得到的处理效应也在 1 个百分点左右。

表 8 商事制度改革与经济增长：稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量：经济增长率 $g_Y$					
	基准	系统 GMM	省聚类标准误	去除沿海开放城市	去除副省级及以上城市	2012-2017 年改革信息连续可得 134 个地市
$reform_{it}$	0.013** (0.007)	0.016*** (0.006)	0.013* (0.007)	0.009* (0.005)	0.015** (0.007)	0.020** (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地级市数量	238	238	238	215	191	134
$N$	3065	3065	3065	2924	2612	1726
$Adj.R^2$	0.345		0.345	0.345	0.339	0.351
$AR(1) p$		0.000				
$AR(2) p$		0.138				

注：固定效应模型估计。如果地区  $i$  在  $t$  年实施改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1，否则取 0。控制变量与基准回归相同。没有报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

### 4、处理效应的地区差异

图 8 进一步展示了当采用合成 DID 方法为每一个实施改革的地区合成一个“未实施改革的地区”时，得到的每个地区推行商事制度改革对经济增长的影响程度  $\hat{\tau}^{did}$ 。结果表明，54.4% 的地区得到的处理效应为正，对经济增长率的影响程度  $\hat{\tau}^{did}$  中位数和平均数为 0.8%，即平均而言，商事制度改革能够促进经济增长约 0.8 个百分点，接近于采用双重差分法的估计得到的 1%。

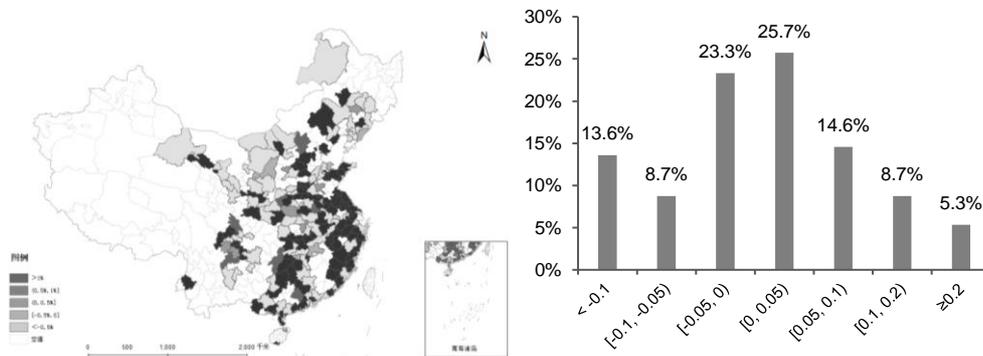


图 8 商事制度改革对经济增长影响的地区差异

因此，以上分析表明，与本文的理论预期相一致，商事制度改革不仅有利于就业增加，也有利于经济增长， $\Delta Y > 0$ 。平均而言，改革地区在改革后的经济增速显著提高约 1 个百分点。这一发现在不同样本、度量、方法下都是稳健的，商事制度改革对经济增长率的影响始终在 1 个百分点左右。

## 五、机制解释

本节基于以上的理论模型和实证发现，为 2012 年之后的新增就业增长之谜提供来自商事制度改革的解释。

### （一）边际企业进入

在理论上，本文证明，商事制度改革后大量进入的**边际企业**，是**新增就业不断创历史新高**的原因。模型推导发现，如果商事制度改革能够降低制度性成本，则能够降低创业所需的企业家能力门槛，进而降低企业规模门槛。随着企业准入门槛的降低，原先无法进入市场的**边际企业**可以在改革后合法进入市场，在现实中，这些**边际企业**往往是能力不高、规模较小的民营企业。边际企业进入市场，创造了新就业岗位，虽然这些企业的规模比较小，但在数量效应上占优，从而带动经济体新增就业增长。当商事制度改革不断推进时，新增就业就会不断创历史新高。因此，顺着这一逻辑，如果商事制度改革所促进的**边际企业**进入是解释新增就业创新高之谜的原因，那么自然而然可以看到是随着商事制度改革的推进，经济体**新增企业中的小微企业、民营企业占比将提高，新增企业的平均规模将下降**。

为实证检验这一问题，本文进行了一次全国调研。2018年7月至8月，通过分层随机抽样，本文走访全国16个省、74个地市、182个区的行政审批大厅，对前来办事的企业进行随机访谈，共获得4160份企业调查问卷。从我国现实来看，企业全生命周期中，诸如登记注册、投资立项、引进人才、专利申请、纳税缴费、注销退出等事项，都必须获得地方政府的行政审批或行政许可，企业需要到行政审批大厅办理相关业务。这意味着，在行政审批大厅中办理审批业务的企业，可以看作是本地所有企业中的一个随机样本，可以基于这一随机样本，度量各地新增企业中的小微企业占比、民营企业占比、新增企业平均规模。因此，在访谈中，本文调查了**企业登记注册时间、企业所有制性质、企业员工规模**等基本信息。

本文将**实地调研数据与各地落实改革措施数量数据进行匹配，验证边际企业进入这一机制**。匹配后共有63个地级市样本，由于调研时间为2018年，故解释变量为各地2012至2017年累计实施的商事制度改革市场准入措施数量；在这63个样本中，最多的落实了8项，最少为1项。

结果如表 9 所示，第 1 列的被解释变量为 2017 至 2018 年登记注册企业中的小微企业占比，实证结果发现，此时，商事制度改革的估计系数为 0.031，能够通过显著水平为 1% 的统计检验，即 2012-2017 年累计落实的商事制度改革措施数量每增加 1 个，新增企业中的小微企业占比将增加 3.1 个百分点；按平均落实 6 项改革措施计算，小微企业占比增加约 19 个百分点。相应地，第 2 列的被解释变量为 2017 至 2018 年登记注册企业中的民营企业占比，得到的商事制度改革估计系数为 0.017，符号也为正，与预期一致；按平均落实 6 项改革措施计算，小微企业占比增加约 10 个百分点。第 3 列进一步计算了 2017 至 2018 年登记注册企业的平均员工规模，结果发现，与本文的理论模型相一致，商事制度改革

的估计系数为-0.171，符号为负，能够通过显著水平为 5% 的统计检验；按照平均落实 6 项改革措施计算，新增企业平均规模降低为原来的一半。

表 9 商事制度改革与经济增长：稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	新增企业中的小微企业占比	新增企业中的民营企业占比	新增企业平均员工规模（对数值）
<i>reform_Num<sub>i,2012-2017</sub></i>	0.031*** (0.011)	0.017* (0.010)	-0.171** (0.069)
控制变量	是	是	是
N	63	63	63
Adj. R <sup>2</sup>	0.279	0.117	0.231

注：采用 OLS 估计。解释变量 *reform\_Num<sub>i,2012-2017</sub>* 为各地 2012-2017 年累计落实的商事制度改革市场准入措施数量，最多为 8 项，最少为 1 项，平均为 6 项，数据来源于各地市场监管局。被解释变量来源于本文 2018 年进行的全国实地调研，匹配后共有 63 个地级市样本。在问卷中，访问企业办事人员代表“您所在的企业是哪一年成立的”、“您所在企业的性质是什么：A. 国有企业 B. 外资合资企业 C. 私营和个体户”、“您所在企业的有多少员工：A. 少于 10 人 B. 10-20 人 C. 21-100 人 D. 100-500 人 E. 500 人以上”。根据以上问题，第 1 列被解释变量为 2017-2018 年成立企业中的小微企业占比（根据国家标准，100 人以下的为小微企业）；第 2 列被解释变量为 2017-2018 年成立企业中的民营企业占比（包含私营和个体户）；第 3 列被解释变量为 2017-2018 年成立企业的平均员工数量，由于员工数量选项是一个范围，故将选项人数范围的均值作为企业员工数量，进而计算均值。控制变量与表 2 基本一致，包括东中西虚拟变量、人口密度、工资水平、人力资本水平、对外开放程度、投资率。没有报告常数项，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平上显著。

因此，以上发现表明，与本文理论模型中的“规模效应”推论相一致，商事制度改革有利于边际企业进入市场，表现为新增企业中的小微企业占比增加 20 个百分点，民营企业占比增加 10 个百分点，新增企业平均规模将降低为原来的一半。

## （二）排除其他可能解释

不可否认，除了边际企业进入这一解释之外，本文商事制度改革促进就业大幅增加的发现可能还存在其他解释。比如，城市化进程的影响。新型城镇化是十八大明确提出的新要求，要“促进有能力在城镇稳定就业和生活的常住人口有序实现市民化”。本文对就业的度量是基于城镇就业的度量，因此，城镇就业率的增长可能代表的是城市化进程的影响，而不是商事制度改革的影响。为此，本文控制了各地城市化率，以城镇人口占总人口比例度量。<sup>①</sup>如表10的第1、2列所示，不论是对就业还是经济增长，城市化率的估计系数都为正，至少能够通过显著水平为5%的统计检验。但控制城市化率后，商事制度改革对就业和经济增长的影响分别为0.080和0.014，符号为正，能够通过显著水平为5%的统计检验。这表明，虽然城市化水平影响就业与经济增长，但商事制度改革依然显著地促进就业增长，而且就业的估计系数依然相当稳健地高于经济增长的估计系数。

再如，减税改革的影响。税负的高低影响企业投资决策、劳动力雇佣数量、企业产出水平<sup>②</sup>近年来我国一直强调减税，最直接的体现就是“营改增”改革，所带来的直接改变是解决了营业税重复征税的问题，减轻了企业税负。“营改增”

① 数据来源于各省历年统计年鉴。

② 袁从帅、刘晔、王治华、刘睿智：《“营改增”对企业投资、研发及劳动雇佣的影响——基于中国上市公司双重差分模型的分析》，《中国经济问题》2015年第4期。申广军、陈斌开、杨汝岱：《减税能否提振中国经济？——基于中国增值税改革的实证研究》，《经济研究》2016年第11期。

2012年最先在上海试点,在2013年全国推开;商事制度改革也是2012年试点、2013年全国推开,这两项改革在这一时点上并行的,本文所观察到的就业增加可能是减税对企业的影响,而不是商事制度改革的影响。因此,为排除减税的影响,本文控制了各地推开“营改增”改革的时间,本地在“营改增”改革及之后取1,否则取0。<sup>①</sup>结果如第3和第4列所示,“营改增”改革的对就业的估计系数为0.052,符号为正,但不显著;对增长的估计系数为0.034,符号也为正,且能够通过显著水平为5%的统计检验。控制“营改增”的影响后,商事制度改革对就业和经济增长的影响分别为0.077和0.013,符号为正,与基准回归相比几乎没有变化。这表明,虽然“营改增”改革与商事制度改革并行,同时影响经济体产出,但商事制度改革促进就业增长的幅度依然为8%左右,始终高于经济增长的估计系数。

表 10 排除其他可能解释

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	排除城市化的影响		排除“营改增”影响		排除以上两个因素	
	就业 $g_L$	经济增长 $g_Y$	就业 $g_L$	经济增长 $g_Y$	就业 $g_L$	经济增长 $g_Y$
$reform_{it}$	0.080** (0.034)	0.014** (0.007)	0.077** (0.034)	0.013* (0.007)	0.079** (0.034)	0.013** (0.007)
$urbanization_{it}$	0.585** (0.290)	0.220*** (0.056)			0.588** (0.290)	0.222*** (0.056)
$tax\_refrom_{it}$			0.052 (0.054)	0.034** (0.015)	0.053 (0.054)	0.035** (0.015)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
$N$	3065	3065	3065	3065	3065	3065
$Adj. R^2$	0.156	0.349	0.155	0.347	0.156	0.351

注:采用固定效应模型估计。如果地区  $i$  在  $t$  年实施改革,则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1,否则取 0。第 1、3、5 列控制变量与表 3 相同,第 2、4、6 列控制变量与表 8 相同。没有报告常数项,括号里是稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的置信水平上显著。

为稳健起见,第5列和第6列同时控制了城市化、“营改增”的影响。此时,商事制度改革对就业和经济增长的影响分别为0.079和0.013,符号为正,依然能够通过显著水平为5%的统计检验,而且商事制度改革对就业影响幅度依然大于对经济增长影响幅度。

### (三) 讨论

纵观改革开放四十年,我国就业一直是在克服困难中不断创历史新高。图 9 汇总了 1978 年至 2020 年我国政府工作报告提及“就业”的次数,清晰地展示了四十年来我国就业市场面临的三次困难、取得的成绩。第一次挑战是九十年代下岗潮,1998 年政府工作报告 14 次提及就业,2004 年 31 次提及就业,千方百计解决再就业问题。第二次挑战是金融危机,2008 至 2010 年政府工作报告每年 30 次提及就业,千方百计促进就业。第三次是今年的新冠肺炎疫情,政府工作报告 39 次提及就业,是改革开放四十年来最多的一次。从前两次挑战来看,我国

<sup>①</sup> 本文收集的是各省落实“营改增”改革时间,如果本地所在省份落实了“营改增”改革,则认为本地落实了“营改增”改革。

就业市场都顺利克服了困难，在克服困难中发展壮大：2004 年政府工作报告首次对城镇新增就业提出了增长目标，指出“今年的预期目标是新增城镇就业 900 万人，下岗失业人员再就业 500 万人”，2004 年之后，我国城镇新增就业目标始终在 900 万至 1100 万之间，每年都超额完成既定目标，城镇新增就业不断创新历史新高。

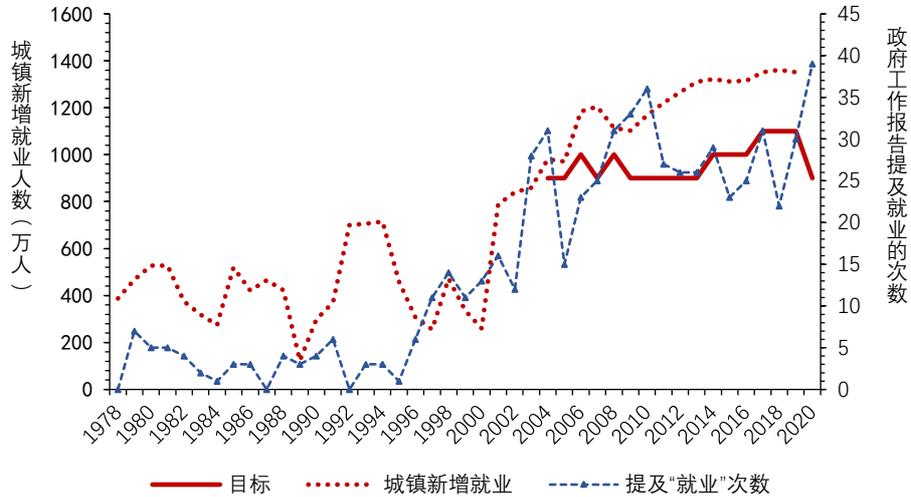


图 9 政府工作报告提及“就业”次数、设定城镇新增就业目标

聚焦2012年以来，我国经济下行压力加大，就业却不降反增，本文证明，主要是商事制度改革发了力，促进了小微企业进入、带动了就业增长。在理论上，本文证明，当商事制度改革能够降低制度性成本时，能够进入市场的企业家能力临界值随之下降，进而带来了双重效应。一是“数量效应”，随着商事制度改革降低了市场准入的制度性成本，潜在企业间面临的创业成本就降低了，从而能够促进企业进入市场，带动就业增加。二是“规模效应”，随着制度性成本的降低，企业准入的规模门槛也降低了，更加有利于小规模企业进入市场，企业的平均规模降低。当数量效应占优时，商事制度改革将带来就业的高速增长。基于双重差分估计，商事制度改革使得民营部门增长率提高8个百分点，对非民营部门就业没有显著的促进作用。如果进一步考虑到各地落实改革的差异性特征，使用合成DID估计每个地区的处理效应后，得到就业的估计系数平均为5个百分点。这说明，本文的结果相当稳健，采用不同样本、不同度量、不同估计方法的检验，商事制度改革促进就业增长率提高5至8个百分点。因此，商事制度改革通过降低制度性成本，降低了准入门槛，有利于边际企业进入市场，这些企业往往就是小微企业和民营企业，正是这些企业为经济体创造了更多就业岗位，带动了就业高速增长。2014年时，李克强总理指出，“在经济下行压力加大的情况下，就业不降反增，主要是改革发了力”。本文不仅从理论和实证上都支持了这一观点，而且检验了背后的机制。

新冠肺炎疫情带来的冲击加剧了压力，“六保六稳”是党和国家的工作大局。本文的结果证明，保就业就是要扶持这些企业成长，保住企业才能保住我国改革六年取得的不易成果。大量进入的这些新企业质量不高、产出不高，比较脆弱。经过2012年以来的商事制度改革建设，中国的高质量发展有了市场主体的数量基础。截至2018年3月16日，全国登记在册的存续市场主体正式突破1亿户，与2012年相比，市场主体的数量翻了一番。但是从来源来看，其中0.3亿户为企业，0.7亿户为个体工商户。个体工商户能够解决就业问题，但面临就业质量不高、规模

不高的问题，从而对经济增长的影响有限。疫情恰好暴露了这些边际企业的脆弱性，**聚焦疫情下的商事制度改革和就业情况**，本文**2020年7月至8月**又开展了一次**全国实地调研**，覆盖全国28省（省、自治区、直辖市）、67市、245区，在各地政务办事大厅中采访了6181个市场主体。根据第一手资料统计，有23%的市场主体在2020上半年扩大了员工规模，18%的市场主体缩减员工规模，两者相减可得，净增就业面为5%。如果按照当前1亿市场主体总量计算，有500万市场主体净增就业增加，如果每家企业增加1人，则至少可以新增500万人就业。按照政府工作报告制定的新增就业900万人目标，还有400万人的差距。从目前疫情发展和一系列的政府扶持措施来看，2020下半年的新增就业能够超越上半年，实现400万新增就业，**完成2020年全年实现新增就业900万的目标**。本文的发现证明了，在疫情压力下，只有进一步深化商事制度改革、降低制度性成本并扶持这些小微民营企业成长，才能保住改革六年的成果，为稳就业、保增长、高质量发展提供扎实的企业基础。

## 六、结论性评述

近年来，我国经济增速放缓、新增就业却不降创历史新高，本文从商事制度改革的视角解释就业高速增长之谜。

在理论上，本文从市场准入的视角构建了一个简单模型，解释商事制度改革如何带来就业高速增长。模型推导发现，商事制度改革具有双重效应。一是“数量效应”，改革降低了企业准入的制度性成本，提高了潜在创业者的创业概率，经济体中的企业数量增加，进而带动就业和产出随之增加。二是“规模效应”，改革降低了企业准入的能力和规模门槛，主要促进的是能力较低、规模较小的边际企业进入市场，使得新增企业的平均规模减小。当商事制度改革的数量效应大于规模效应时，将导致新增就业的快速增长。

在数据上，本文基于文本分析的关键词法度量了238个地级市公开实施商事制度改革的时间和力度。首先根据国家总局编写的《商事制度改革重要文件选编（2013-2017年）》确定8个商事制度改革关键词，然后在各地市场监管局官网的政策文件、新闻报道文本库中搜索含有以上8个关键词的文本，最后赋值商事制度改革，计算各地公开报道商事制度改革时间、公开落实商事制度改革的措施数量。

在实证上，本文验证了商事制度改革通过促进以民营企业为代表的的边际企业进入市场，实现就业高速增长，解释了2012年之后就业高速增长之谜。采用双重差分法估计发现，商事制度改革显著提高了民营部门就业增长率提高8个百分点，非民营部门就业没有显著变化，经济增长率的增长幅度为1个百分点。采用不同样本、度量、方法，改革对就业增速的影响大致在5至8个百分点，始终高于对经济增速的影响，验证了“数量效应”的存在。本文进一步考察了背后的机制，与本文提出的边际企业进入这一解释相一致，采用全国实地调研数据实证发现，商事制度改革显著提高了小微和民营企业占比，降低了新增企业平均规模，验证了“规模效应”的存在。实证结果与理论模型高度吻合。

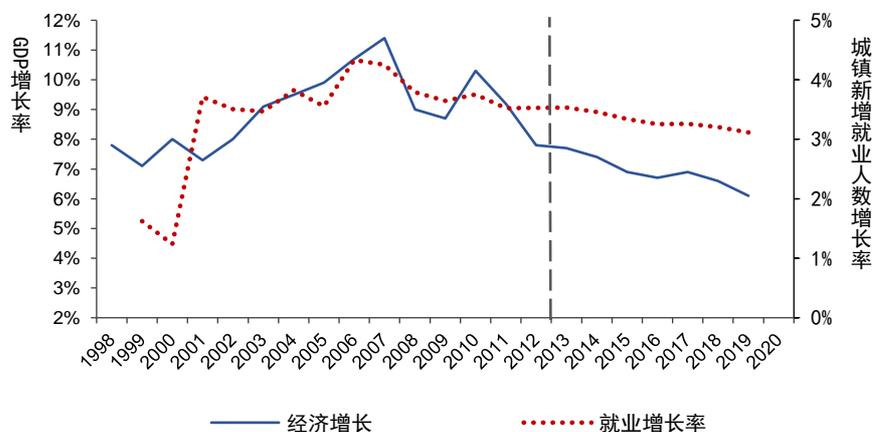
本文的发现是稳健的，**本文验证了，商事制度改革通过降低制度性成本，有利于小微、民营企业进入市场，是就业实现高速增长的机制和原因**。揭示了我国新增就业近年来不断创新高的原因之一是商事制度改革所激发的小微企业、民营

企业创业，正是这些企业解决了大量就业问题。但这些企业往往产出较低、质量不高，新冠肺炎疫情的发生也恰好暴露了这些边际企业的脆弱性。“千方百计稳定和扩大就业”今年政府工作的重中之重，“六保六稳”是党和国家的工作大局。本文的结果证明，“保就业”就是“保企业”，只有保住企业，才能保住这些企业所创造的就业岗位，扶持企业成长是实现就业扩张、经济增长的关键。

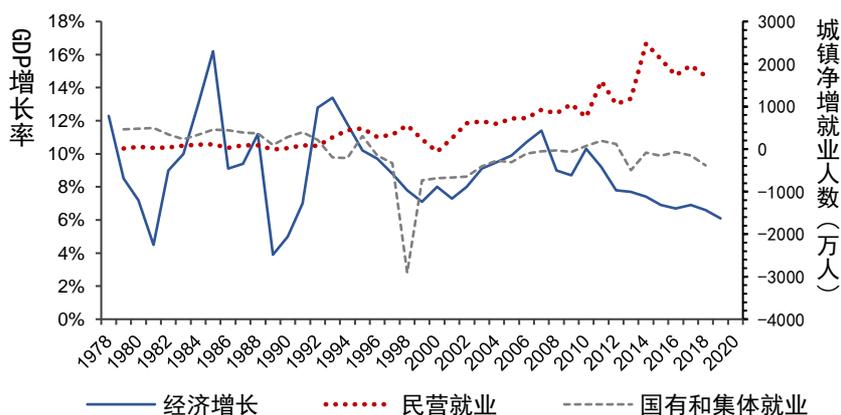
## 附录

### 1、其他描述性统计图

附图 1 为经济增长速度与就业增长速度的变化趋势图，与正文图 1 所示的基本发现相一致，2012 年之前，就业增速与经济增速保持同步变动，2012 年之后，经济增速明显下降，而就业增速一直比较平稳，两者的变动也不一致。



附图 1 就业增速与经济增速变化趋势



### 2、多期 DID 估计

与中国其他改革一致，商事制度改革走的也是先局部试点、再逐步推开的渐进改革道路。2012 年在广东等地局部地区先行先试，2013 年十八届二中全会提出全面推开，大部分地级市在 2014 年国务院发文后推进，因此，各地落实改革的时间并不一致。本文考察不同年份推进改革，对就业和经济增长的影响差异，进一步验证了商事制度改革对就业影响幅度大于对经济增长影响幅度的主要发现。

首先，我们将不同改革时间的处理组分开，单独估计每一个改革年份的处理组与控制组的差异。如附表 1 所示，2012 年先行先试的地区，对就业增长的促进作用最大，幅度大致为 15.5 个百分点，且能够通过显著水平为 5% 的统计检验。2013 年十八届二中全会提出改革商事登记制度，2014 年国务院发文后推进，这意味着 2013 至 2014 年落实改革的地级市是与全国步伐相一致的，对这部分样本进行估计，估计得到的影响幅度为 11.7 个百分点，小于 2012 年先行先试地区的影响幅度，能够通过显著水平为 10% 的统计检验。2015 年实施改革的地级市，对就业的影响符号为负，但并不显著。

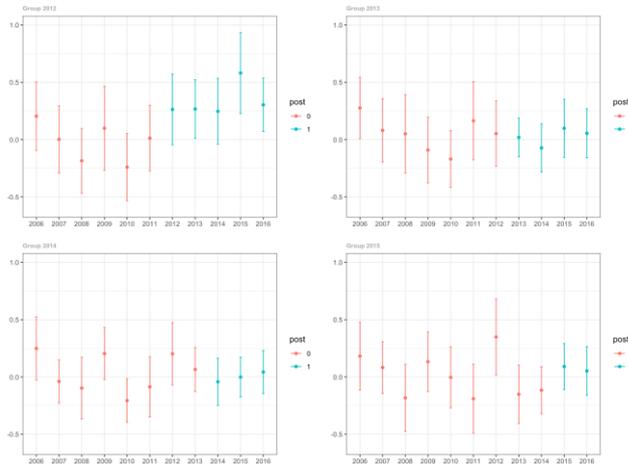
附表 1 商事制度改革与就业：不同的改革时间

	(1)	(2)	(3)	(5)
--	-----	-----	-----	-----

	被解释变量：就业增长 $g_L$			
	基准	2012年改革	2013年-2014年改革	2015年改革
$reform_{it}$	0.073** (0.036)	0.155** (0.071)	0.117* (0.064)	-0.037 (0.056)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
$N$	3065	323	1722	1022
$Adj. R^2$	0.155	0.079	0.015	0.032

注：采用固定效应模型估计，第2到4列的控制组相同，均为截至2017年没有实施商事制度改革的地区。如果地区  $i$  在  $t$  年落实改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取1，否则取0。控制变量与表2基准回归相同。没有报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著。

接着，本文进一步采用 Callaway and Anna (2019) 提出的多期 DID 估计方法进行检验。改革时间的异质性可能本身就是地区自选择的结果，可能与地区其他因素相关；识别不同改革时间的处理效应，显然需要其他特征更为可比的控制组。Callaway and Anna (2019) 引入了个体在  $g$  期被处理的概率  $p_g(X)$ ，与处理组  $g$  的特征更相似、潜在被处理概率  $p_g(X)$  越大的控制组个体，被赋予的权重更大。基于这一方法，可以得到附图2所示的处理效应。结果与附表1相一致，2012年先行先试地区商事制度改革对经济增长的促进幅度更大。



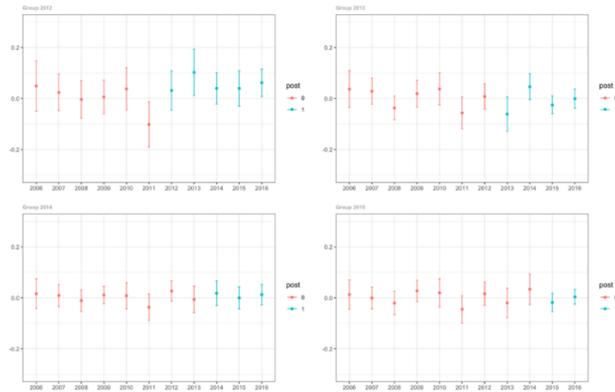
附图2 商事制度改革对就业影响的时间差异

附表2和图3将被解释变量替换为经济增长率，进一步进行估计，得到的结果与之一致，先行先试改革地区的经济增长幅度更大，但依然小于对就业的影响程度。

附表2 商事制度改革与经济增长：不同的改革时间

	(1)	(2)	(4)	(5)
	基准	2012年改革	2013-2014年改革	2015年改革
$reform_{it}$	0.013** (0.006)	0.023** (0.011)	0.012* (0.007)	0.014 (0.013)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
$N$	3065	323	1722	1022
$Adj. R^2$	0.345	0.079	0.015	0.032

注：采用固定效应模型估计，第 2 到 4 列的控制组相同，均为截至 2017 年没有实施商事制度改革的地区。如果地区  $i$  在  $t$  年落实改革，则  $reform_{it}$  在  $t$  期及之后取 1，否则取 0。控制变量与表 2 基准回归相同。没有报告常数项，括号里是稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的置信水平上显著。



附图 3 商事制度改革对经济增长影响的时间差异