

优化城市营商环境促进南北经济均衡发展

——限制经济秩序向开放经济秩序的演进

丁从明 王 聪 陈 昊

【摘 要】南北地区因初始经济禀赋的微小差异,政商互动分别演化出“开放经济秩序”和“限制经济秩序”的营商环境。不同类型营商环境培育出南方“小企业铺天盖地”和北方“大企业顶天立地”的经济景观。“开放经济秩序”的营商环境以低制度成本优势激发市场主体活力和社会创造力,实现经济高水平集聚;以技术创新优势推动企业数字化转型,实现南方地区数量扩张和质量提升的高质量发展道路。而“限制经济秩序”的营商环境则带来北方部分地区经济增长的失速。本文采用南北城市经济发展和营商环境指标“两两捉对”回归的实证策略,直接识别营商环境差异对南北均衡发展的影响。实证结果显示,营商环境差异对南北经济差距的解释能力在5.8%~14.2%,一系列稳健性检验和工具变量估计均佐证研究结论的稳健性。本文的研究强调,实现南北经济均衡发展和区域高质量发展,需要持续优化地区营商环境,推进城市营商环境从“限制经济秩序”向“开放经济秩序”演进。

【关键词】营商环境;南北经济均衡;企业集聚;高质量发展

【作者简介】丁从明,教授,重庆大学公共管理学院, hayekting@126.com;王聪(通讯作者),博士研究生,重庆大学公共管理学院, glimmer_cong@cqu.edu.cn;陈昊,研究员,对外经济贸易大学国际经济研究院, hchen1987@163.com。

【原文出处】《数量经济技术经济研究》(京),2024.1.110~129

【基金项目】本文获得国家社会科学基金一般项目(20BJL100)的资助。

一、引言

党的二十大指出,构建高水平市场经济体制需要“完善产权保护、市场准入、公平竞争、社会信用等市场经济基础制度,优化营商环境”^①。营商环境的优劣,关系到现代市场经济体制的完善,影响着各类市场主体的活力和创造力,决定着经济高质量发展的内生动力。营造“稳定、公平、透明、可预期的营商环境”^②“市场化、法治化、国际化营商环境”^③。需要“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用,推动有效市场和有为政府更好结合”^④。

理解中国经济增长奇迹背后逻辑的关键是理解政府和市场的互动关系(周黎安,2018;高培勇等,2019;殷德生,2021)。地方政府和市场主体在微小

的初始禀赋差异上持续互动,演化出不同类型的政商关系和营商环境,影响地区市场活力和经济发展质量(邱康权等,2022;涂正革等,2022;张柳钦等,2023)。中国历史上存在着南北两个基本经济区(冀朝鼎,2016)。即便今日,两个经济区在商业文化禀赋和企业所有制结构上依然存在显著差异,北方以“大而少”的国有企业为重要特征,南方则广泛存在“小而多”的民营企业。在中国式财政分权(Qian和Roland,1998)和晋升锦标赛(周黎安,2018)的双重激励下,南北地方政府与不同类型企业在各自目标函数下展开博弈。北方地区,地方政府对贡献更多税收和就业的国有企业存在更高依赖性,地方政府对国有企业负起保护和补贴的责任。最终北方地区形

成国有企业与地方政府紧密纽带的政商关系。

中国的南方地区则相反,铺天盖地的民营企业为地方政府贡献更高的财政收入,吸收大量社会就业,使得地方政府对“小而多”的民营企业形成更高依赖度。地方政府以“置身事内”的方式招商引资,吸引民营企业 and 企业家竞争入驻辖区。民营企业“小而多”的特点,使得政府很难与某一类型企业建立“强纽带”关系,而以服务型角色与民营企业建立普遍的“弱纽带”关系,施以竞争中中性政策鼓励所有企业参与市场竞争(徐士英,2013)。南方地区形成更接近诺斯(2013)意义上的“开放经济秩序”营商环境类型^⑤。较为中性的政府政策、小而高效的企业和开放进入的市场环境,构成“开放经济秩序”营商环境的基本特征。北方地区营商环境更接近“限制经济秩序”类型,政府在经济资源配置上占据支配地位,有偏地支持“大而少”国有企业。偏向性的政府政策、低效的企业和限制进入的市场环境,构成“限制经济秩序”营商环境类型。

不同类型营商环境对南北经济均衡发展具有重要影响。一方面,“开放经济秩序”的营商环境降低制度性成本,带来密集的中小企业高水平集聚,各类市场主体活力迸发(Prantl,2012);另一方面,“开放经济秩序”的营商环境以其竞争性市场和公正性司法环境,培育高水平企业创新和社会创造力(Prajogo,2016;张柳钦等,2023)。数字经济时代,“开放经济秩序”的营商环境以更大可能承接数字技术对实体经济的赋能,从数量扩张和质量提高两个维度促进经济高质量发展。“限制经济秩序”的营商环境则只能以有限的机会利用上述数量和质量红利。营商环境类型的差异反映到经济绩效上,表现为经济增速的“南快北慢”和经济份额的“南升北降”。2000—2011年,南北方经济增长速度在波动中保持趋同,经济总量保持54%和46%的比重分成;2012—2019年,南方经济增长速度持续高于北方,甚至在2016年、2018年出现5~10个百分点的差距,北方经济比重也从46.4%持续跌落至41.3%。

现有关于南北经济非均衡问题的研究,多依赖新古典经济增长理论框架,强调自然禀赋(苏红键,2022)、要素积累与效率差异(戴德颐,2020)、技术进

步与创新驱动(刘斌和潘彤,2022)的影响。也有研究从产业结构(盛来运等,2018)、经济政策(侯永志等,2021)和城市群(丁任重和王河欢,2022)等视角解读,此外,卢现祥和王素素(2021)从中国要素市场化配置水平的视角探究南北差异。研究方法主要侧重以下三种:①经济重心法(张建武等,2021)。以空间轨迹演示经济重心的南移,该方法可以直观展示南北经济的动态分化过程。②地区分组回归法(盛来运等,2018)。将南北省份分组,分别探索生产要素或结构类因素对南北经济增长的影响。该方法可以识别某因素是否为地区经济发展的原因,但无法直接识别该因素是否为南北经济分化的原因。③二次指派程序法(吕承超等,2021)。将全国样本或南方、北方地区内部样本指标“两两做差”,形成关系数据矩阵,开展相关关系和回归分析。它聚焦于某地区内部经济分化因素的探究,考虑了内部城市对周边城市的经济溢出效应。

本文的研究创新主要体现如下:在研究视角上,本文从营商环境演化视角探讨现代南北经济的分化与均衡。长期经济绩效取决于底层的制度质量(诺斯,2008;Acemoglu等,2001)。理解现代中国的南北经济分化,需要回溯到市场主体活力和创造力所根植的制度环境,回溯到政府与市场主体互动演化过程中形成的营商环境生态。在研究设计上,本文采用南北城市“两两捉对”策略探究营商环境对南北经济分化与均衡的影响。用每1个北方城市的经济指标除以每1个南方城市的经济指标,这种无差别“两两捉对”形成“121北方城市×151南方城市×8年”共计146168个“城市对”样本。捉对法直接构造出“南北经济差距”和“南北营商环境差异”指标,从而直接识别营商环境类型差异对南北经济分化的影响效应。后续借鉴倾向值“精准配对”思路,寻找初始经济水平最相似的“城市对”,为部分南方(北方)城市寻找一个潜在的反事实,测试无差别捉对策略估计结果的稳健性。“两两捉对”策略能够有效规避南北城市的系统性差异导致的估计偏误问题。

根据“2020·中国城市营商环境评价研究”课题组编纂的营商环境评价体系,本文回溯指标,构建2012—2019年中国272个城市的营商环境指数。实

证结果显示:营商环境生态差异对南北经济差距的解释能力在5.8%~14.2%。如果北方营商环境指数提高2个单位达到与南方同等水平,北方年均实际GDP将在原来的基础上提高1.3%。进一步构造南方/东北口岸(腹地)的历史作为营商环境的工具变量,两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果支持文章的基本假说。传导机制分析显示:良好的营商环境有效地降低了地区制度性成本,增强地区经济主体活力和社会创造力,实现经济高质量发展。一方面,“开放经济秩序”的营商环境可以促进地区企业集聚;另一方面,“开放经济秩序”的营商环境带来地区数字经济发展和劳动生产率提高。

本文结构安排如下:第二部分梳理南北城市营商环境历史变迁及其对南北经济均衡与分化的影响机理;第三部分是研究设计与数据说明;第四部分研究营商环境对南北经济分化的实证影响;第五部分引入口岸(腹地)历史的工具变量缓解内生性问题,并验证营商环境影响南北经济分化的可能路径;第六部分是文章的结论与启示。

二、开放经济秩序与限制经济秩序:南北城市营商环境的演变

传统中国以“秦岭—淮河”为界,划分为南北两个基本经济区(冀朝鼎,2016)。新中国成立后,“北重南轻”的重工业布局和改革开放后东、中、西差距的逐步拉大,使得南北经济问题一度被掩盖。伴随西部大开发等区域均衡发展战略的推进,东中西部经济逐渐趋于收敛。而南北地区在持续政商互动基础上,演化出不同营商环境类型和经济绩效。

(一)南北营商环境演化机理

新中国成立后,为实现经济赶超目标,中国政府实施了重工业优先发展战略。在中国北方,尤其是东北地区兴建大批国有重工业企业,“一五”期间苏联援华的156个重工业项目,北方分布143项,仅东北就分布57项。工业布局的“北重南轻”奠定了南北经济发展的禀赋差异。1978年改革开放后,尤其1992年邓小平“南方谈话”后,乡镇企业凭借农村改革释放的劳动力迅速成长壮大,外资和民营企业凭借东南沿海区位优势 and 浓厚的商业传统蓬勃发展。南方国有企业经“放权让利”“建机转制”后大多成功

转型,主要保留服务基础设施、市场调控领域的部分。据区域经济统计年鉴数据计算,2000年的规模以上工业企业中,北方国有、民营企业数量之比为4:6,产值之比为6:4,大中型企业产值贡献64%;南方国有、民营企业数量之比为3:7,产值之比为4:6,大中型企业产值贡献约50%。至此,“北方国有经济为主,南方民营经济为主”的工业经济布局基本形成,北方国有企业“大而少”,南方民营企业“小而多”的区域企业特征也逐步凸显。

北方诸省较高的资本密集度和国有经济占比高的经济生态中,地方政府对国有企业有较高的财政依赖,形成国有企业与地方政府的“强纽带”关系。国有企业不仅主导自然垄断行业、基础设施和城市公用事业,而且遍及农业、工业和服务业内各细分行业。在398个国民经济行业中,国有企业涉足380多个(戚聿东和张任之,2019)。北方政府税收收入对国有企业的依赖高于南方地区,就北方内部而言,北方政府税收收入对国有企业的依赖长期高于对民营企业的依赖(附表A1^⑥)。北方政府对国有企业实施的偏向性政策,包括行政性市场垄断、市场准入低门槛、竞争市场低淘汰率、银行预算软约束(袁志刚和邵挺,2010)、质量监管低抽检率(刘小鲁和李泓霖,2015)等。当国有企业发生亏损甚至面临破产危机时,政府以减税、增补方式施以援手。而部分地方政府对民营企业的歧视性政策壁垒则长期存在,如维持国有企业高劳动报酬以挤出民营企业潜在雇工,设定民营企业比国有企业更高的银行贷款利率(戚聿东和张任之,2019)。在北方经济生态中,国有大中型企业与地方政府形成紧密纽带而居于优势地位。这种优势地位既源于国有企业承担战略责任和社会责任,也来自地方政府对竞争性市场的限制。有偏的政策、较为低效的企业和市场限制性壁垒共同组成北方部分地区“限制经济秩序”型营商环境。经济资源配置以地方政府为核心,国有企业居于内层,民营企业则居于外围,形似“水波”状,逐次散开。

与之相对,南方诸省具有浓厚的商业文化传统和民营经济占比高的商业环境,地方政府对“小而多”的民营企业形成较高依赖,倾向与广泛的民营企业建立“亲清”的“弱纽带”关系。2012—2017年,全国

55%以上的企业主体分布在南方地区。民营企业在南方所有企业中占比高达95%，广泛分布在工业部门中下游行业的服务业部门当中(戚聿东和张任之，2019)。南方政府税收收入从依赖国有企业逐渐转向对民营企业的依赖，而且南方政府对民营企业的税收依赖长期显著地高于北方政府(附表A1)。这进一步促成南方地方政府减弱对国有企业的政策偏向，转而对“数量多，规模小”的民营企业实施更为中性的竞争政策，包括中性的税收、中性的债务、中性的监管、中性的成本定价等(余菁，2020)。因为政府基于有限信息作出的硬性产业政策对经济激励水平不高，企业创新、技术创新的成功率较低，最优策略就是让企业参与公平竞争，在竞争中改善过剩产能、提高经济效率。反之，密集的产业干预可能导致产能过剩和投资效率下降。南方经济生态中，地方政府在经济发展中扮演服务型角色，推动制度改革以降低制度性成本、推进技术性创新。中性的竞争政策、高效的企业和市场竞争性开放，共同构成南方“开放经济秩序”类型的营商环境。相对北方由政府主导的营商环境，它具备政府和市场多元主导的特征。

营商环境强调的政策偏向和市场开放性特征与李志军(2020)团队构建的指标体系契合。营商环境综合指标可分解为公共服务、人力资源、市场环境、创新环境、金融服务、法治环境和政务环境7个维度的特征。于是南北地区营商环境类型的差异可以刻画为直观的指数得分差异。南方“开放经济秩序”相对北方“限制经济秩序”的营商环境类型综合得分更高(见表1)。2019年，在营商环境排名前100的城市中，南方城市位列67席，接近一半的南方城市跻身其中；北方城市仅位列33席，不到30%的北方城市列席其中。

表1 营商环境指数均值及前100城市地理分布

年份	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
南方城市营商环境指数均值	13.7	14.2	15.4	16.7	17.2	17.8	19.0	19.5
北方城市营商环境指数均值	11.9	12.4	13.5	15.0	15.3	16.0	16.3	17.1
前100名中南方城市数量	71	69	67	61	65	64	67	67
前100名中北方城市数量	29	31	31	39	35	36	33	33

注：本文参照“2020·中国城市营商环境评价研究”课题组最新编纂的指标体系，回溯2012–2019年宏微观经济数据，完成连续8个年度的中国272个城市的营商环境评估。其中，北方城市121个、南方城市151个。

(二)营商环境对现代南北经济分化的影响

中国《优化营商环境条例》明确指出，“国家持续深化简政放权、放管结合、优化服务改革……切实降低制度性交易成本，更大激发市场活力和社会创造力”^⑦。结合南北经济分化的特征事实，本节从“市场活力”和“社会创造力”两个视角，分析营商环境对南北经济分化的影响机理。

1. 提高市场主体活力，实现地区高水平经济集聚

营商环境的概念最早来自世界银行《2004年营商环境报告》，是指政府要求企业在开办、经营、贸易、执行合同等方面遵循政策法规所需要的时间和成本的总和。“开放经济秩序”与“限制经济秩序”营商环境的差异主要体现在由之带来的制度性成本的差异。周其仁(2017)将其总结为“成体系的制度带给经济运行的成本”的差异，并强调大幅度降低制度性成本是中国经济奇迹的奥秘。

首先，南北地区营商环境带来制度成本的差异，影响地区市场主体活力。保护在位大企业，限制新企业进入，企业进入和退出市场时突破行政性壁垒所需付出的成本，构成“限制经济秩序”营商环境的体制成本。国有企业的市场进入、规模扩张和破产重组有赖于政府“安排”和“兜底”。政府不希望大中型国有企业退出市场导致经济增速下滑、失业加剧，造成国有企业“不愿退”“不敢退”“不能退”和“退不好”种种困境(黄速建等，2019)。同时，高比例的国有企业市场份额会抬高民营企业市场进入和扩张的壁垒，诱发民营企业选择以寻租方式谋取生产许可(韩剑和郑秋玲，2014)。新企业的生产性活动减少、非生产性寻利增加，进入扭曲的、持续性差的生产经营路径当中(夏后学等，2019)。总之，在“限制经济秩序”营商环境下，在位企业退出、新企业进入均会面临较高的制度性成本，以致经济资源持续汇聚到生

产效率较低的在位企业,而无法配置到生产效率更高的潜在进入企业。这种资源错配的螺旋式锁定抑制了北方部分地区的市场活力。

在南方部分地区“开放经济秩序”营商环境下,竞争中性政策弱化了企业进入、退出市场的限制性束缚(于文超和梁平汉,2019)。政府为新建企业提供快捷的行政审批,办理环保、工商、税务等手续,解决产权纠纷、偷抢损失等问题(杜运周等,2022)。完善的金融体系包括为大企业提供短期大规模融资服务的大银行,以及有效分散市场风险的中小银行和股票市场。它满足了广泛的高风险型中小企业的创立成长需要,使快速投产模式的民营企业产能扩张、规模扩张成为可能(吴晗和段文斌,2015)。显现成本优势的民营企业还会“侵蚀”效率低下的国有企业市场份额(范林凯等,2015)。2017年,北京、上海、天津、广东、浙江和江苏“六地区”每万人拥有新增企业212家,其他地区平均每万人新增企业81家^⑧。新创企业数量的差异直接展示了南北地区市场活力的差异。

其次,南北不同类型营商环境下经济集聚水平呈现明显差异。南方部分地区,如长三角、珠三角地区以高水平集聚实现更快经济增长。在“开放经济秩序”营商环境下,企业通过市场交换获得中间产品或服务的成本低于自制成本,形成较高水平的生产环节外部化。而在“限制经济秩序”营商环境下,企业在市场限制性制度和企业代理人制度的共同作用下,倾向生产环节内部化的产品自制模式。于是,南方企业周围往往集聚更多企业,这种经济集聚现象从企业集聚延伸到产业集聚再延伸到城市集聚。经济集聚带来生产要素在更大空间范围内的流动与整合,以及技术和信息突破地理藩篱形成溢出效应,一定经济水平门槛内生产效率和规模报酬得以提升,经济增长得以加快(李培鑫和张学良,2021)。与之对应,北方部分地区的行业 and 地区间贸易壁垒,阻碍要素自由流动和集聚,对在位企业的保护性政策造成地区的经济封锁或部门的经济割裂,损害经济资源的配置效率,经济增长处于低水平模式。由此,南北地区经济非均衡发展。

地区市场主体活力或经济集聚可以通过企业密

度量。利用2012-2017年全国税收调查数据,本文计算出企业密度、国有企业密度、民营企业密度、小微企业密度4个指标,并划定企业超高密度、高密度、中密度、低密度与超低密度5类城市^⑨。除直辖市外,全国企业超高及高密度城市广泛分布于长三角、珠三角、长江中游及山东半岛区域;超低与低密度城市则分布于东北、关中、山西中部和宁夏甘肃沿黄区域。2012-2017年的南方企业密度均值始终远高于北方,南方部分城市企业密度超过2个/平方公里,甚至超过10个/平方公里,而北方基本限于2个/平方公里以内。2017年企业密度排名前10的城市中,南方列位8席,北方仅列位2席;而排名后10的城市中,8席为北方城市^⑩。图1和图2显示南方城市的民营、小微企业密度达到北方城市的1.5~2倍。

2. 提高社会创造力,推进经济率先向新经济转型

营商环境对南北经济分化的影响不仅表现为

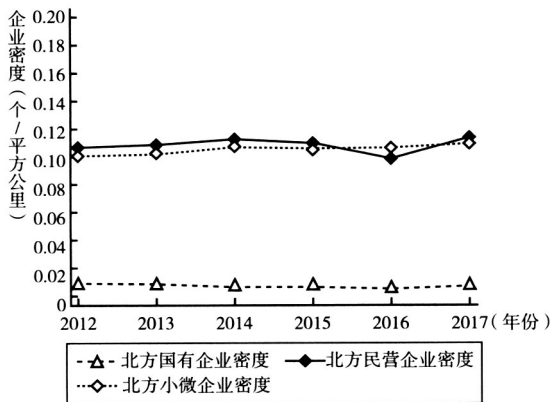


图1 北方城市各类型企业密度线形图

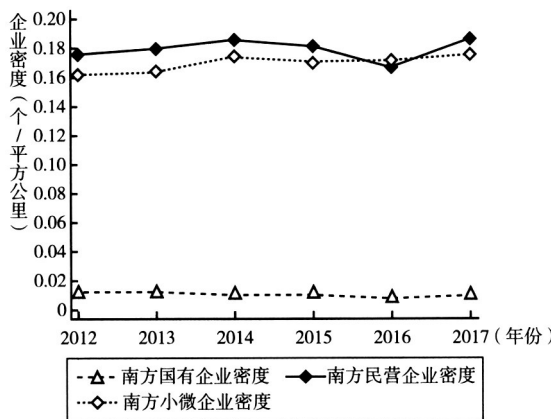


图2 南方城市各类型企业密度线形图

“数量上”的市场主体活力,还表现为“质量上”的创新和社会创造力。竞争性的市场环境是“开放经济秩序”营商环境的核心特征之一。企业在激烈竞争中为获得生存机会甚至更多利润,必须通过技术或管理创新提高生产率以逃离产业内竞争,生产率相对低下的企业会失去市场份额乃至破产(简泽和段永瑞,2012)。技术进步形成创新型产品替代传统型产品,新的技术或创新成果被应用到传统产业生产过程,与新技术匹配的专业化人力资本及其流动带来经济效率溢出。在这个意义上,“开放经济秩序”营商环境培育的企业创新提高劳动生产率和全要素生产率,形成以技术进步为导向的高质量经济增长。然而企业创新本身不一定提高全要素生产率,创新产生的效率收益高于产生的交易成本,全要素生产率才会提高。这就需要营商环境生态中的法治、政务、金融环境等协同作用,简化行政审批以缩短创新成果的上市周期,完善产权制度以保护创新成果的合法收益等。反之,经济增长可能陷入创新陷阱(杜运周等,2022)。

在数字技术急剧变革的时代,“开放经济秩序”营商环境影响企业创新的最重要体现之一,就是促进数字产业化和产业数字化的数字经济发展。数字经济是以数据资源为关键生产要素、以现代信息网络为重要载体、以信息通信技术为经济效率提升和经济结构优化推动力的一系列经济活动(张文魁,2022)。大数据以其非竞争性、非折旧性和共享特征,使得发明新产品和实现新生产过程变得容易,形成技术加速迭代和产业整体升级的生态体系(Zhang等,2018;Jones和Tonetti,2020)。南北地区承接和利用数字技术能力的差异,扩大了南北产业创新和经济增长的鸿沟。具体而言,一是数字技术通过赋能实体经济实现产业结构优化,它在生产服务业应用转化率较高且能在当期快速整合发挥价值,在制造业应用转化率虽最高但需要较长整合期,所以服务业优越的南方地区在短期内就能获取数字经济红利。二是数字经济与金融部门融合缓解企业融资约束,它短期内大幅度提高技术从研发到生产的转化效率和产值贡献,金融体系更加完善的南方承接更多这方面的红利(田秀娟和李睿,2022)。2012年以

来,数字经济规模占国内生产总值的比重从不足5%飙升到几近40%,数字产业创新、创业明显呈现“南热北冷”的空间格局,以广东、浙江、四川、上海为代表的南方省份实力强劲,北方仅山东和北京排位较靠前,尾部省份大多位于北方(戴若尘等,2022)。

本文参照赵涛等(2020)的数字经济测度方法,综合互联网发展和数字普惠金融两类指标构建数字经济指数。其中,测度互联网发展的4个细分指标是:互联网宽带接入用户数、信息传输计算机服务和软件业从业人员数、电信业务收入、移动电话用户数;测度数字普惠金融的指标即北京大学数字金融研究中心和“蚂蚁金服”集团共同编制的中国数字普惠金融指数(取对数处理)(郭峰等,2020)。以上5个指标采用“熵权法”计算得到数字经济指数。图3显示,2012-2018年南方数字经济水平保持比北方高出5%上下。2018年数字经济排名前10的城市中,除北京位居首位外,其余均为南方城市;排名后10的城市中,除江西鹰潭外,其余均为北方城市。将统计范围拓展到排名前100,南方城市列位63席,北方城市仅列位37席。图4显示南方数字金融水平也始终高于北方地区。

“降低制度性交易成本,更大激发市场活力和社会创造力。”这是营商环境影响经济发展质量的高度概括。基于上述分析,本文提出:初始禀赋差异使得南北地区演化出不同类型的营商环境。“开放经济秩序”与“限制经济秩序”营商环境的差异,对于降低制度成本、实现企业集聚、促进社会创新发展等方面具有重要影响,这是南北经济分化的重要原因。实现南北区域均衡发展,需要部分北方地区从“限制经济

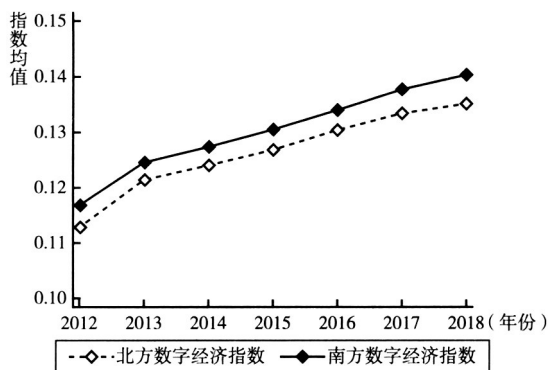


图3 南北城市数字经济指数均值线形图

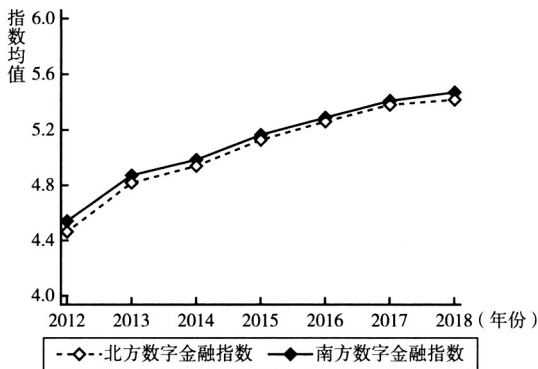


图4 南北城市数字金融指数均值线形图
秩序”成功向“开放经济秩序”营商环境转型和演进。

三、研究设计与数据说明

(一)识别策略

在研究南北经济分化问题时,传统的面板数据(省级或者地市级)回归,可以识别出营商环境对地区经济发展水平是重要的。但是证明营商环境重要,并不能证明营商环境可以导致南北经济的分化。我们可以在面板数据回归的基础上,获取营商环境对人均或总量GDP的点估计效应,进一步计算营商环境在南北地区的平均差异,最终间接地测算营商环境对南北经济分化的影响。但上述方法存在太过迂回且不准确的问题:①没有考虑南北营商环境对经济发展存在的异质性影响。本文理论预设中南北营商环境存在系统性差异,且各自对经济的影响是不同的,那么传统面板回归估计系数测算的营商环境相对贡献可能是有偏的。②没有考虑南北营商环境的空间竞争效应。营商环境对当地经济发展的影响,一方面源于营商环境带来当地制度成本下降、市场活力提升等边际内的贡献;另一方面营商环境还存在边际外效应,即营商环境对异地经济发展的竞争效应。例如S地区营商环境更为良好,带来N地区资本、技术和劳动力向S地区的转移。此时即便N地区营商环境也在缓慢改善,但是只要改善力度不如S地区,则N、S两地经济分化依然可能增加。这时传统面板数据回归可能无法识别出营商环境对经济分化的影响。

基于上述原因,本文的基本识别策略是南北城市无差别“两两捉对”。即每个北方城市的经济指标除以每个南方城市的经济指标,构造出“南北经济差

距”和“南北营商环境差距”指标,用两组“对”数据进行直接回归。被解释变量是南北城市经济指标的捉对,关键解释变量是南北城市营商环境的捉对。回归系数直接捕捉“南北营商环境差异对南北经济分化的因果效应”,避免南北的系统性异质性导致的估计效应存在上述偏误问题。同时,本文进一步利用南北城市倾向值“精准匹配”思路进行稳健性测试。即为北方城市匹配1个或N个期初社会经济条件最接近的南方城市,然后进行南北捉对回归。通过“匹配—捉对—回归”获得的估计系数,免受若干初始条件差异的干扰,可以更加“干净”地识别营商环境对南北经济分化的效应。某种意义上,这也是为南方(北方)城市寻找一个潜在的反事实,检验无差别捉对估计系数的稳健性。

“两两捉对”或“精准匹配”识别策略的回归方程如下:

$$\frac{n_{y_{it}}}{s_{y_{it}}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{n_{business_{it}}}{s_{business_{it}}} + \alpha_2 \frac{x_{it}}{x_{jt}} + \lambda_i + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*j*分别表示北方城市*i*和南方城市*j*,下标*t*表示年份。被解释变量 $n_{y_{it}}/s_{y_{it}}$ 表示南北的经济分化程度,分别使用北方城市*i*和南方城市*j*的对数化实际地区生产总值的比值($n_{lnrgdp_{it}}/s_{lnrgdp_{jt}}$)、对数化实际人均地区生产总值的比值($n_{lnragdp_{it}}/s_{lnragdp_{jt}}$)和实际地区生产总值增长率的比值来测度($(1+n_{lnrgdp_{it}})/(1+s_{lnrgdp_{jt}})$)^①。核心解释变量 $n_{business_{it}}/s_{business_{jt}}$ 表示南北营商环境差距,用北方城市*i*和南方城市*j*的营商环境指数的比值测度。比值小于1,说明北方城市不如南方城市,反之则说明北方城市高于南方城市。 x_{it}/x_{jt} 为其他南北城市控制变量,包括自然资源、经济政策、气候条件、要素积累、经济结构。 λ_i 和 μ_{ij} 分别控制时间效应和地区效应。 ε_{ijt} 代表随机扰动项。

(二)数据说明

由于2012年后中国区域经济非均衡性呈现“南快北慢”的新特征,营商环境指数构成指标存在年限可得性限制,本文选择2012–2019年中国272个城市的面板数据,变量定义及指标构建说明如下。

1.营商环境的测度

“2020·中国城市营商环境评价研究”课题组

其最新编纂的营商环境评价指标体系,对4个直辖市、5个计划单列市、27个省会城市以及其他253个地级市的营商环境进行评估。其评估年份限于2018年和2019年,难以用于时序研究。所以本文借鉴其指标体系及数据出处,回溯2012–2019年数据完成连续8个年度的中国城市营商环境评估^②。

2. 南北经济分化的测度

本文采用南北城市经济指标“两两捉对”的策略测度南北经济差距。选取的3个基础指标为:2012–2019年南方151个城市、北方121个城市的实际GDP、实际人均GDP、实际GDP增速。数据处理步骤包括:①用各城市居民消费指数(CPI)做平减,获得以2011年为基期的实际GDP、实际人均GDP指标;②将实际GDP、实际人均GDP取对数处理,对数化实际GDP相邻年份相减得到实际GDP增速;③用每个北方城市实际GDP除以每个南方城市实际GDP,得到南北经济总量差距指标,实际人均GDP和GDP增速同样处理,获得151×121×8共146168个样本。

3. 其他控制变量

营商环境指标体系已概括企业生产经营的综合外部环境,所以本文控制如下城市特征:①自然资源:利用煤、石油、天然气、铁铜等矿产构造各省份自然资源丰裕度指数(董志强等,2012)。②经济政策:给各城市的优惠政策赋值^③;③气候条件:用年平均气温和年平均湿度表征;④要素积累:人力资本总量使用城市常住人口密度衡量,固定资产投资已在营商环境指标中涵盖,不重复控制;⑤产业结构:用第

三产业增加值占城市生产总值比重来度量。主要变量的描述性统计见附表A2。

四、实证结果

(一) 基准模型估计

表2汇报了基准回归结果。第(1)~(3)列是3个南北经济指标比值对南北营商环境比值的回归结果,估计系数分别为0.017、0.011和0.035,都在1%水平上显著。第(4)~(6)列是控制城市自然资源、经济政策、气候条件、要素积累和产业结构后的结果,南北营商环境比值的估计系数稳定在0.014、0.010和0.031。平均而言,给定南方营商环境、经济指标在均值处取值,北方营商环境指数每提高1个单位,北方实际GDP将提高0.6%。结合现实特征,南北方营商环境差值为2.023个单位,则营商环境带来的南北经济差距为北方实际GDP的1.3%,即27.760亿元。相对于南北实际平均差距475.987亿元,南北营商环境差异可以解释5.8%的南北经济差距^④。被解释经济指标为南北实际人均GDP对数比值时,营商环境带来的南北实际人均GDP差距为660.920元,营商环境差异解释南北经济差距14.2%^⑤。被解释经济指标为南北实际GDP增长率比值时,营商环境带来的南北经济增长差距为0.4个百分点,相较于南北4.9个百分点的总增长差距而言,南北营商环境差异可以解释8.2%的南北分化效应。

(二) 稳健性检验

1. 倾向值“精准匹配”

本文分别以1978年和1991年为初始匹配年

表2 基准模型估计:南北城市无差别“两两捉对”						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	实际GDP 北/南	人均GDP 北/南	增长率 北/南	实际GDP 北/南	人均GDP 北/南	增长率 北/南
营商环境北/南	0.017*** (0.001)	0.011*** (0.000)	0.035*** (0.002)	0.014*** (0.000)	0.010*** (0.000)	0.031*** (0.002)
控制变量	否	否	否	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.417	0.377	0.122	0.509	0.473	0.159
样本容量	146168	146168	146168	146168	146168	146168

注:①本文将南北“两两捉对”的每个“城市对”视作1个“地区”。②采用Altonji等(2005)的策略,利用受约束控制组 and 全控制变量组的系数变化,估算得到不可观测因素影响至少是已控制因素的4.670倍,平均而言8倍以上,才会使现有结果产生严重偏误。③括号内的数值为异方差稳健性标准误。④*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

份。1978年和1991年是中国改革开放史最重要的两个时点^⑩。匹配特征变量为1978年、1991年的实际经济总量和年均人口^⑪。匹配前分别对两年的两个匹配变量做Logit回归(附表A3)。南北地区期初的经济和人口规模在10%显著性水平上均没有明显差异。该结果缓解了基准模型无差别“两两捉对”处理中,南北城市初始经济、社会状况可能差异过大的隐忧,支持了该策略的可行性。倾向值“精准匹配”在南北城市整体无显著差异的基础上,筛选出初始条件均相似的南北城市个体样本。如果这些样本在2012–2019年呈现明显南北分化,更说明营商环境的经济分化效应真实存在。

两组样本均采取0.25倍倾向得分标准差以内卡尺的1:1、1:2和1:4最近邻匹配准则。1978年分别生成54对、161对和322对匹配样本,1991年分别生成61对、200对和468对匹配样本。匹配特征指标的平衡数据结果显示,生成配对样本的南北城市特征系统差异相对匹配前样本更小(附表A4)。本文对1:1匹配样本的实际GDP对数的均值进行T检验。附图B1显示1978年配对城市,到2012–2019年经济分化格局已十分显著。附图B2显示1991年配对城市,2012年后经济逐渐分化开来,尤其2016年后形成显著差异。

1978年为期初的南北城市1:1、1:2和1:4配对样本回归,估计结果在表3中汇报。1:1配对样本中,营商环境对南北实际GDP差距、人均GDP差距和实际GDP增长率差距的贡献度分别为3.5%、3.6%、28.0%。1:2配对样本中营商环境的贡献度分

别为2.2%、3.0%和27.2%。1:4配对样本中营商环境的贡献度分别为2.9%、5.0%和18.0%。1991年为期初的南北城市1:1、1:2和1:4配对样本回归,估计结果在表4中汇报。1:1配对样本中营商环境对3类指标衡量的经济差距贡献度分别为9.0%、13.3%和17.4%。1:2配对样本中营商环境的贡献度分别为10.9%、20.5%和18.9%。1:4配对样本中营商环境的贡献度分别为6.6%、8.8%和18.5%。配对样本的估计系数和贡献度都在无差别“两两捉对”样本估计结果上下浮动,说明基准回归的结果是稳健的。

2. 政商关系指标检验

营商环境的内涵核心是政商关系。政商关系的构建是政府官员与企业家就共同利益和制度规范达成共识的集体行动过程(梁平汉和赵玉兰,2023)。这是北方“限制经济秩序”和南方“开放经济秩序”营商环境理论的内在基础。本文采用聂辉华团队构建的2018年政商关系指标进行稳健性测试。“政商关系健康指数评价体系”从习近平总书记总结的“亲”“清”两字入手,“亲”的方面涵盖政府对企业的关心、政府为企业提供的服务、政府降低企业税费负担;“清”的方面涵盖政府廉洁度和政府透明度。南北地区政商关系总指数和各分项指数均存在明显差异(附表A5)。

表5汇报了南北城市“两两捉对”后,经济指标对政商关系指数的回归结果。依照基准回归系数解读方法,南北政商关系整体差异可以解释28.3%的南北城市实际GDP差距。截面数据OLS回归中可能存在更多遗漏变量,致使政商关系的解释能力可能被高

表3 稳健性检验:1978年配对样本估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1:1 配对—54 对			1:2 配对—161 对			1:4 配对—322 对		
	实际 GDP 北/南	人均 GDP 北/南	增长率 北/南	实际 GDP 北/南	人均 GDP 北/南	增长率 北/南	实际 GDP 北/南	人均 GDP 北/南	增长率 北/南
营商环境 北/南	0.015** (0.007)	0.007 (0.005)	0.057* (0.029)	0.009** (0.005)	0.006* (0.003)	0.054*** (0.018)	0.010*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.038*** (0.013)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.598	0.587	0.199	0.519	0.489	0.157	0.511	0.481	0.146
样本容量	432	432	432	1288	1288	1288	2576	2576	2576

注:同表2。

表4 稳健性检验:1991年配对样本估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1:1 配对—61 对			1:2 配对—200 对			1:4 配对—468 对		
	实际 GDP 北/南	人均 GDP 北/南	增长率 北/南	实际 GDP 北/南	人均 GDP 北/南	增长率 北/南	实际 GDP 北/南	人均 GDP 北/南	增长率 北/南
营商环境 北/南	0.021** (0.008)	0.017*** (0.005)	0.044 (0.032)	0.017*** (0.004)	0.015*** (0.003)	0.066*** (0.017)	0.013*** (0.003)	0.011*** (0.002)	0.059*** (0.011)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.469	0.425	0.188	0.531	0.489	0.217	0.530	0.484	0.199
样本容量	488	488	488	1600	1600	1600	3744	3744	3744

注:同表2。

表5 稳健性检验:中国城市政商关系健康指数

变量 Y 变量 X	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	实际 GDP 北/南			人均 GDP 北/南		
	政商关系 北/南	亲近指数 北/南	清白指数 北/南	政商关系 北/南	亲近指数 北/南	清白指数 北/南
变量 X 北/南	0.039*** (0.002)	0.007*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.036*** (0.001)	0.007*** (0.000)	0.003*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.573	0.547	0.543	0.425	0.319	0.299
样本容量	18271	18271	18271	18271	18271	18271

注:①尽管评价体系和测算方式年度一致,数据来源变化使得评价指标不具备年度连续性,本文选用2018年政商关系指数进行检验,2017年和2019年的回归结果基本一致,不予赘述;②为平滑数据,政商关系及其分项指标均加数值1后,再进行南北“两两配对”。其余同表2。

估,所以我们仅关注系数显著性。

五、因果识别与机制分析

(一)因果识别

1.工具变量:南方/东北口岸(腹地)历史

近代中国的城市化进程,紧密伴随通商口岸的开辟过程。1843–1911 年,清政府先后和英、美、俄、日等国签订不平等条约,被迫开辟 70 余个口岸。另外,地方督抚或总理衙门奏请自开 10 多个口岸。口岸的开辟通过向腹地的辐射效应推动整个中国的现代化进程。口岸城市的历史沿革会影响其当前的营商制度、商业文化,进而影响经济绩效。口岸城市周边的腹地区域与口岸城市存在人口、资金、信息等资源流动、经济往来,受到口岸城市商业文化和贸易通信的浸染,经济发展进程也会发生变迁。

口岸主要分布在南方沿海沿江和东三省地区。两地区口岸的约开国家和使用功能大有不同,它们对营商环境的影响也存在显著差异。南方口岸多为

“约开口岸”,主要由完成工业变革的英美国家和清政府约开,旨在获取城市经济控制权或长江流域免费航行权,实现资本主义经济的渗透(张川川等,2021)。英美领事和商民在口岸地区开办洋行、公馆、教堂、学校和医院等公共设施,甚至直接投资设厂,构建辐射东南沿海的金融网络。南方口岸逐渐具备现代化的基础设施意识和金融制度环境。

东北口岸包括“约开口岸”和“自开商埠”。约开口岸多为日本和俄国划定的势力范围,通过政治渗透获得军事管辖权、铁路修建特权和攫取矿产资源的权利(张川川等,2021)。自开口岸是清政府试图借助各国对东北的“共有”来反抗日俄“独占”,选址优先考虑政治、外交而非经济。东北口岸密度接近苏浙两省的 5 倍,但平均每个口岸发生直接供求关系的人口仅为苏浙两省的 21%,大量口岸实际没有多少贸易可做,加上有些自开商埠资金仅靠自筹,以及周边城市兴起代替口岸市场角色,反而引致近代东北

经济艰难竭蹶(杨天宏,1998)。可以预期,南方口岸的经历对城市后续营商环境存在积极的促进作用,东北口岸的经历对城市后续营商环境可能更多是不利的影响。

本文拓展董志强等(2012)以口岸历史构造工具变量的思路,使用口岸(腹地)历史作为城市营商环境的工具变量。对于口岸城市,口岸(腹地)历史就是它自身作为口岸城市的历史,是样本期各年份减去口岸开辟时间;每个非口岸城市都可以被看作口岸城市的腹地,对它文化和制度变迁影响最大的往往是距离它地理最近的口岸城市。所以我们定义每个城市营商环境的工具变量为“该城市作为口岸(腹地)的历史=地理最近的口岸开辟距今时间/该城市与最近口岸的球面距离”,南北城市捉对后的工具变量是“北方城市作为口岸(腹地)的历史/南方城市作为口岸(腹地)的历史”。北方城市的最近口岸开辟距今时间越长,与最近口岸的球面距离越短,整体比值越大;南方城市的最近口岸开辟时间越长,与最近口岸的球面距离越长,整体比值越小。由于南方、东北口岸历史角色异质,本文分别使用南北城市都作为南方口岸(腹地)的历史,或者都作为东北口岸(腹地)的历史,“两两捉对”生成工具变量。

表6第(1)~(4)列显示,将所有城市都作为南方口岸(腹地),营商环境对口岸腹地历史的一阶段回归,南北经济指标对营商环境的二阶段回归,估计系数均正向显著。第(5)~(8)列显示,若将所有城市都作为东北口岸(腹地),一阶段回归的估计系数显著为负,二阶段回归的估计系数显著为正。两个工具变量的一阶段估计系数相反,正是因为近代南方口岸培育的制度环境滋养了现代营商环境,东北口岸开放则在一定程度上恶化了周边地区的营商环境,符合文章预期。

2. 工具变量的排他性讨论

近代口岸开辟对城市经济诸多方面具有长期影响,这一点可能使得工具变量不满足排他性约束条件。例如,口岸开辟影响现代人口迁移、人力资本、市场整合、金融环境和对外贸易规模(Jia, 2014; 李嘉楠等, 2019; 张川川等, 2021)。需要强调的是,首先,上述可能路径均在营商环境指标中涵盖。所以口岸开放对后续城市经济的影响,均是通过直接影响城市的营商环境,进而影响后续的经济发展。因而,口岸开辟与后续发展之间的关联并不违背工具变量的排他性要求。其次,口岸(腹地)历史是一个固定效应,即便可以影响后续经济发展,但它无法解释南北

表6 工具变量估计:南方/东北口岸(腹地)历史								
变量	(1)	南方口岸腹地历史			(5)	东北口岸腹地历史		
	实际GDP 北/南	二阶段 人均GDP 北/南	增长率 北/南	一阶段 营商环境 北/南	实际GDP 北/南	二阶段 人均GDP 北/南	增长率 北/南	一阶段 营商环境 北/南
营商环境 北/南	0.118*** (0.023)	0.032*** (0.012)	0.323*** (0.089)		0.149*** (0.012)	0.102*** (0.008)	0.799*** (0.061)	
口岸腹地历史 北/南				0.107*** (0.016)				-0.017*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
IV 识别不足	9.560	9.560	9.560	9.560	153.190	153.190	153.190	153.190
IV 弱识别	43.730	43.730	43.730	43.730	225.780	225.780	225.780	225.780
F 值	—	—	—	39.850	—	—	—	41.100
R ²	—	—	—	0.032	—	—	—	0.034
样本容量	146168	146168	146168	146168	146168	146168	146168	146168

注:①将口岸城市的“该城市与最近口岸的球面距离”设置为5千米;②K-P LM-stat 统计量表明两个工具变量通过了识别不足检验,C-D Wald F-stat 统计量表明两个工具变量通过了弱识别检验;③使用不区分南方和东北的“口岸腹地历史”作为工具变量,2SLS 回归一阶段、二阶段均正向显著。其余同表2。

地区2012年才显现的经济分化。经济发展和经济分化是两个不同的概念,口岸腹地的历史可以影响后续的经济发展,但是这里如何解释2012年前若干年之久的南北经济没有分化,而口岸腹地历史能影响2012年后的南北经济分化呢?基于上述两点讨论,本文认为口岸腹地历史作为城市营商环境的工具变量具有合理性。

即便如此,考虑营商环境与经济发展之间显然存在着互为因果的关系,本文依然需要排除掉初始的口岸开辟对过去经济发展的影响。以上海为例,1895年前就是中国最大贸易口岸与商贸中心,20世纪后迅速成为中国乃至远东最大的工业、商业中心。所以,口岸城市在近代和现代早期凭借工业化基础已与非口岸城市产生明显经济水平的分野。而城市历史经济水平在理论上可能影响城市现代经济发展,因为历史经济条件越好,往往意味着城市具备更好的发展基础和初始条件。所以本文在控制变量中纳入各城市1953年的人口规模表示历史条件,作为口岸腹地历史影响南北经济分化的排他性约束检验。附表A6中两阶段估计结果显示,城市的历史条件的确会对现代经济产生影响,但即便控制该可能的遗漏变量,营商环境对南北经济的影响效应依然显著为正。

(二)传导机制分析

1. 营商环境、市场活力与经济集聚

表7汇报了市场活力(经济集聚)机制的估计结果。本文使用城市所有企业密度,以及国有、民营、小微企业密度作为经济集聚的衡量指标,然后用

南北各企业密度指标对南北营商环境指数指标“两两捉对”回归。使用前文方法解释第(1)~(4)列的估计系数,得到南北营商环境差异对南北企业密度差距的解释能力为10.8%,对南北民营企业密度差距的解释能力为13.2%,对南北小微企业密度差距的解释能力为8.5%。第(2)列国有企业对营商环境回归的估计系数并不显著,说明固定南方城市特征取恒定均值时,北方营商环境的发展并不能带来北方国有企业密度的显著变化。可能的原因是20世纪90年代后期“抓大放小”国有企业,国有企业数量更多受到政策影响,而非营商环境的影响。营商环境主要通过影响民营企业的开办与集聚影响南北经济的均衡与分化。

前文理论分析提出,在“限制经济秩序”营商环境中,资源持续汇聚到生产低效率的在位企业,无法配置到生产效率可能更高的潜在新企业,构成较高制度成本,从而抑制市场活力。本文分析2012-2019年南北城市亏损企业的比例,8年间北方城市国有企业亏损比例平均高达29.9%,民营企业亏损比例平均达到16.4%;南方城市国有企业亏损比例为19.8%,民营企业亏损比例为11.1%。北方企业亏损比例比南方高,尤其北方国有企业亏损比例比南方高出10.1个百分点。对比南方城市的普惠性政策,北方政府有偏扶持国有企业、限制部分国有企业退出市场,实际上对新企业进入设定了更高的准入门槛。第(5)列和第(6)列是国有、民营企业亏损比例的比值对营商环境指数的比值“两两捉对”回归的结果,估计系数负向显著。说明假定南方城市特征取恒定均

表7 机制检验:市场活力

变量	(1) 企业密度 北/南	(2) 国有企业 北/南	(3) 民营企业 北/南	(4) 小微企业 北/南	(5) 国有企业亏损比例 北/南	(6) 民营企业亏损比例 北/南
营商环境 北/南	0.444*** (0.078)	0.123 (0.097)	0.550*** (0.086)	0.343*** (0.079)	-1.390*** (0.311)	-0.365*** (0.048)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.033	0.029	0.024	0.034	0.034	0.053
样本容量	109626	109626	109626	109626	18000	17600

注:①囿于资源限制,亏损比例指标均采用规模以上工业企业数据计算;②由于南北城市亏损企业数量存在大量0值,所以我们对南北城市亏损企业数量均加数值1,再求取比例和捉对计算比值。其余同表2。

值时,北方营商环境的改善,在理论上可以降低亏损企业比例,至少降低民营企业亏损比例,弱化在位亏损企业对新企业进入的挤出效应。

2. 营商环境、数字经济与社会创新

表8进一步报告了营商环境对新经济(数字经济)和社会创新能力的估计结果。本文使用数字经济指数、数字金融指数、非农产业劳动生产率和全要素生产率4个指标衡量社会创新水平。其中,数字经济指数参照赵涛等(2020)的指标体系利用“熵权法”测算获得;数字金融指数由北京大学数字金融研究中心和“蚂蚁金服”集团共同编制;非农产业劳动生产率指标由各城市二、三产业总产值除以二、三产业年末单位从业人员数得到(刘修岩,2009;孙浦阳等,2013);全要素生产率指标源自鲁晓东和连玉君(2012)用LP法核算的结果。使用这4个指标对营商环境指数进行南北城市“两两捉对”回归,估计系数全部正向显著。营商环境差异可以解释南北数字经济指数差异的11.9%;解释南北数字金融水平差异的2.0%。如果北方营商环境指数提高到南方均值水平,北方非农产业劳动生产率将会翻倍,全要素生产率也会提高。总之,相对北方“限制经济秩序”的营商环境,南方“开放经济秩序”的营商环境对数字产业“落地”提供了舒适的“温床”。数字经济赋能实体经济提高城市劳动生产率,促进南方地区高水平的社会创新发展。

六、结论与启示

本文研究了营商环境演变及其对南北经济分化的影响,梳理了中国向工业转型过程中政府和市场的演变史,在不同初始禀赋条件下,南北地区的

地方政府和不同类型的博弈,产生南北不同类型的营商环境。北方地区有偏的政府、低效的企业和限制进入的制度,构成“限制经济秩序”营商环境生态;南方地区中性的政府、较高效的企业和开放进入的制度,构成“开放经济秩序”的营商环境生态。南北异质的营商环境培育出南方“小企业铺天盖地”和北方“大企业顶天立地”的独特景观。本文建立2012-2019年中国272个城市的营商环境数据库,刻画中国南北地区营商环境的差异。为直接识别营商环境对南北经济分化的影响,本文采用“两两捉对”策略,构造出“南北经济差距”和“南北营商环境差异”指标,用两组“对”数据进行直接回归。估计结果显示营商环境能在5.8%~14.2%程度上解释南北经济差距。“降低制度性交易成本,更大激发市场活力和社会创造力”,是营商环境影响南北经济分化的主要机制。南方“开放经济秩序”相对北方“限制经济秩序”营商环境,更能创造低制度成本优势,实现企业数量的增加,形成民营企业、小企业的高水平集聚;同时,“开放经济秩序”的营商环境鼓励竞争,推进技术创新,尤其将新兴数字技术赋能实体经济,推动数字经济发展和劳动生产率提高。

本文的研究强调推进中国南北经济高质量均衡发展,需要实现北方部分地区从“限制性经济秩序”向“开放性经济秩序”的演进,降低制度性成本,弱化企业进入和退出的限制性束缚,为企业生存发展进行底层赋能。而“开放经济秩序”营商环境的核心是中性的政策、有活力的市场主体和竞争性开放市场。所以需要从这三方面为优化营商环境、实施区域协调发展战略做出政策努力。

表8 机制检验:社会创新				
变量	(1) 数字经济 北/南	(2) 数字金融 北/南	(3) 非农产业劳动生产率 北/南	(4) 全要素生产率 北/南
营商环境北/南	0.010*** (0.001)	0.005*** (0.000)	0.125*** (0.009)	0.058*** (0.013)
控制变量	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
R ²	0.115	0.190	0.108	0.059
样本容量	127897	127897	146168	146168

注:同表2。

第一,坚持“有为政府”,推行中性、普惠的竞争政策。“限制经济秩序”向“开放经济秩序”演进,有为政府需要赋予民营企业和国有企业等市场主体相同的市场地位。政策中性可以弱化政府的特定长期偏好,中性具体表现为:资源在国有企业、民营企业之间公平分配;法律平等保护各类市场主体,政策帮助各类企业纾困解难和重整重生;弱化所有制偏好、企业规模偏好,经济资源按照竞争性规则分配给生产力较高的市场主体,充分发挥“有效市场”在资源配置过程中的决定性作用。

第二,培育有活力、有创造力的市场主体。“开放经济秩序”的营商环境需要“有为政府”降低制度性成本,激发市场活力和社会创造力。具体简政包括推进商事制度改革,简化工商登记、行政许可等审批流程;放权包括减少企业税费支出和非生产性支出,开放“公共数据池”使用权限,推动数字资源或实体资源在部门间共享。民营企业将更多时间和资金用于生产性任务,带动存续的国有企业进入创新主导的高质量发展模式;国有企业更加主动作为,与上下游各类机构和民营企业积极沟通,发挥经济引擎功能和辐射带动作用。以这些市场主体为微观基础,推动中国超大规模市场的形成,为构建新发展格局、推动高质量发展积蓄战略资源。

第三,以竞争性开放市场推动区域经济高质量发展。“开放经济秩序”的营商环境需要拆除针对民营企业等市场主体的歧视性、隐性政策壁垒,营造稳定公平透明、可预期的营商环境。让生生不息、源源不断的企业家精神和民间资本,在公平竞争的环境中组合成创新力量和生产力量。政府在竞争性市场中和企业建立亲不逾矩、清不远疏、亲清统一的政商关系,推动“有为政府”和“有效市场”的更好结合,推进营商环境从限制性经济秩序向开放性经济秩序演进,以南北经济均衡发展促进区域高质量发展。

感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

注释:

①习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建

设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,中国政府网(www.gov.cn),2022年。

②《中共中央 国务院关于构建开放型经济新体制的若干意见》,人民政协网(www.rmzxb.com.cn),2015年。

③《国务院办公厅关于聚焦企业关切进一步推动优化营商环境政策落实的通知》,中国政府网(www.gov.cn),2018年。

④《中国共产党第十九届中央委员会第五次全体会议公报》,中国政府网(www.gov.cn),2020年。

⑤“限制/开放经济秩序”是对南北地区经济秩序差异的高度概括。“限制秩序”和“开放秩序”的提法出自诺斯(2013)的国家理论。社会秩序涵盖政治、经济和社会三重系统的结构化组织模式,本文强调社会秩序的经济方面,突出南北地区在经济秩序上的差异。本文营商环境的分类仅仅是韦伯意义上理想类型(Ideal Types)的分析,并不意味着南方地区就不存在“限制经济秩序”的营商环境,北方地区就不存在“开放经济秩序”的营商环境。

⑥本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站。下同。

⑦《优化营商环境条例》,中国政府网(www.gov.cn),2019年。

⑧资料来源:清华大学二十国集团创业研究中心发布的《全球创业观察2017/2018中国报告》。

⑨划定企业密度“超过1个/平方公里”“介于0.3~1个/平方公里”“介于0.1~0.3个/平方公里”“介于0.01~0.1个/平方公里”“低于0.01个/平方公里”分别为超高密度、高密度、中密度、低密度与超低密度城市。

⑩企业密度排名前10的城市:深圳、上海、厦门、海口、北京、东莞、苏州、大连、无锡、中山,均超过1.3个/平方公里,前3名分别高达12.52个/平方公里、5.68个/平方公里、3.56个/平方公里;排名后10的城市:呼伦贝尔、通辽、赤峰、黑河、酒泉、思茅、伊春、鄂尔多斯、丽江、白城,均不足0.02个/平方公里。

⑪实际GDP增长率取值区间为 $[-0.659, 0.451]$,提对做比计算中分母趋于0,会无限放大比值结果,所以分子分母同时加1,得到以GDP同比指数衡量的GDP增长率。

⑫区别于李志军等(2020)对年度内城市数据进行无量纲处理,本文对2012~2019共8个年度城市数据进行无量纲处理,得到的营商环境指标涵盖截面差异和时序变化两方面特征。差异化处理详见附录。

⑬优惠政策赋值:权重=4,经济特区和上海浦东新区;权重=3,经济与技术开发区和边界经济合作区;权重=2,沿海开放城市、沿海开放经济区、开放海岸带、长江沿岸十大开放城市、主要沿海港口城市开发区、内地省会或自治区首府城市;权重=1,无开放区。

⑭计算方法如下:给定南方城市营商环境、经济指标取均值,计算北方营商环境指数提高1单位,北方实际GDP对数值

的变化量, $\Delta s_lnrgdp=0.014 \times 7.422 \div 16.628=0.006$, 表示北方实际GDP提高0.6%。计算现实中南北方营商环境指数的差值为2.023个单位, 所以营商环境带来的南北经济实际差距为, $2.023 \times 0.6\%=1.3\%$ 。转化成实际GDP的绝对值为 $2196.165 \times 1.3\%=27.760$ 亿元。总体上南北实际差距 $2672.152-2196.165=475.987$ 亿元, 由此营商环境对南北差距的贡献度为5.8%。

⑮2012-2015年, 南方实际人均GDP低于北方; 2016-2019年, 南方实际人均GDP高于北方, 所以针对南北实际人均GDP比值这一指标, 本文重点关注2016年后营商环境的影响。在估计系数解读过程中, 使用2016年后各指标均值计算。计算过程中的估计系数仍沿用2012-2019年的回归结果, 长期估计更趋无偏。

⑯1992年1月18日至2月21日, 邓小平在中国南方的深圳、珠海、广州、上海等地的谈话。为避免谈话当年对经济的影响, 本文选择1991年的经济和人口数据作为匹配年份。

⑰区别于个体的多水平特征匹配, 南北城市间匹配无须纳入诸多特征变量, 因为南北气候条件、自然资源差异显著, 若都加以控制, 配对城市数量过少。

参考文献:

[1]戴德颐. 基于资源异质性的南北经济发展差距研究[J]. 技术经济与管理研究, 2020, (1): 94~98.

[2]戴若尘, 王艾昭, 陈斌开. 中国数字经济核心产业创新创业: 典型事实与指数编制[J]. 经济学动态, 2022, (4): 29~48.

[3]道格拉斯·C. 诺斯, 约翰·约瑟夫·瓦利斯, 巴里·R. 温格斯特. 暴力与社会秩序: 诠释有文字记载的人类历史的一个概念性框架[M]. 杭行, 王亮译. 格致出版社, 2013.

[4]道格拉斯·C. 诺斯. 制度、制度变迁与经济绩效[M]. 杭行译. 格致出版社, 2008.

[5]丁任重, 王河欢. 城市群经济差异、产业结构与南北经济分化[J]. 财贸经济, 2022, 43(12): 128~143.

[6]董志强, 魏大海, 汤灿晴. 制度软环境与经济发展——基于30个大城市营商环境的经验研究[J]. 管理世界, 2012, (4): 9~20.

[7]杜运周, 刘秋辰, 陈凯薇, 肖仁桥, 李姗姗. 营商环境生态、全要素生产率与城市高质量发展的多元模式——基于复杂系统观的组态分析[J]. 管理世界, 2022, 38(9): 127~145.

[8]范林凯, 李晓萍, 应珊珊. 渐进式改革背景下产能过剩的现实基础与形成机理[J]. 中国工业经济, 2015, (1): 19~31.

[9]高培勇, 杜创, 刘霞辉, 袁富华, 汤铎铎. 高质量发展背景下的现代化经济体系建设: 一个逻辑框架[J]. 经济研究, 2019, 54(4): 4~17.

[10]郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数

字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401~1418.

[11]韩剑, 郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济, 2014, (11): 69~81.

[12]侯永志, 何建武, 贾坤. 缩小中国南北差距须加速改革开放创新[J]. 中国经济报告, 2021, (3): 105~108.

[13]黄速建, 肖红军, 王欣. 竞争中性视域下的国有企业改革[J]. 中国工业经济, 2019, (6): 22~40.

[14]冀朝鼎. 中国历史上的基本经济区[M]. 浙江人民出版社, 2016.

[15]简泽, 段永瑞. 企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J]. 管理世界, 2012, (8): 15~29.

[16]李嘉楠, 代谦, 庄嘉霖. 开放、市场整合与经济空间变迁: 基于近代中国开埠的证据[J]. 世界经济, 2019, (9): 27~51.

[17]李培鑫, 张学良. 城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价[J]. 管理世界, 2021, 37(11): 121~136+183+9.

[18]李志军. 2020·中国城市营商环境评价[M]. 中国发展出版社, 2021.

[19]梁平汉, 赵玉兰. 激励相容视角下亲清政商关系的全面构建: 一个集体行动分析框架[J]. 广东财经大学学报, 2023, 38(2): 75~87.

[20]刘斌, 潘彤. 地方政府创新驱动与中国南北经济差距——基于企业生产率视角的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(2): 18~32.

[21]刘小鲁, 李泓霖. 产品质量监管中的所有制偏向[J]. 经济研究, 2015, (7): 146~159.

[22]刘修岩. 集聚经济与劳动生产率: 基于中国城市面板数据的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26(7): 109~119.

[23]卢现祥, 王素素. 中国要素市场化配置水平的南北差异及形成机理[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(11): 21~42.

[24]鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541~558.

[25]吕承超, 索琪, 杨欢. “南北”还是“东西”地区经济差距大? ——中国地区经济差距及其影响因素的比较研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(9): 80~97.

[26]戚聿东, 张任之. 新时代国有企业改革如何再出发? ——基于整体设计与路径协调的视角[J]. 管理世界, 2019, 35(3): 17~30.

[27]邱康权, 陈静, 吕雁琴. 中国营商环境综合发展水平的测度、地区差异与动态演变研究[J]. 数量经济技术经济研究,

2022, 39(2): 121 ~ 143.

[28]盛来运,郑鑫,周平,李拓.我国经济发展南北差距扩大的原因分析[J].管理世界,2018,34(9):16~24.

[29]苏红键.自然禀赋与地区发展:兼论南北经济差距扩大现象[J].中国软科学,2022,(10):61~71.

[30]孙浦阳,韩帅,许启钦.产业集聚对劳动生产率的动态影响[J].世界经济,2013,36(3):33~53.

[31]田秀娟,李睿.数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J].管理世界,2022,38(5):56~74.

[32]涂正革,程煌,张沐.中国营商环境地区差异及时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(7):3~25.

[33]吴晗,段文斌.银行业市场结构、融资依赖与中国制造业企业进入——最优金融结构理论视角下的经验分析[J].财贸经济,2015,(5):72~83.

[34]夏后学,谭清美,白俊红.营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J].经济研究,2019,(4):84~98.

[35]徐士英.竞争政策研究——国际比较与中国选择[M].法律出版社,2013.

[36]杨天宏.清季东北“自开商埠”述论[J].长白学刊,1998,(1):92~96.

[37]殷德生.中国式经济赶超与结构转型:规律及原创性理论[J].学术月刊,2021,(12):45~59+73.

[38]于文超,梁平汉.不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J].中国工业经济,2019,(11):136~154.

[39]余菁.竞争中性原则的政策应用[J].求是学刊,2020,(2):85~94.

[40]袁志刚,邵挺.国有企业的历史地位、功能及其进一步改革[J].学术月刊,2010,(1):55~66.

[41]张川川,张文杰,李楠,杨汝岱.清末开埠通商的长期影响:外商投资与进出口贸易[J].世界经济,2021,(11):27~48.

[42]张建武,高聪,赵菁.中国人口、经济、产业重心空间分布演变轨迹——基于1978~2019年省级数据的分析[J].中国人口科学,2021,(1):64~78+127.

[43]张柳钦,李建生,孙伟增.制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据[J/OL].数量经济技术经济研究,2023,40(10):93~114.

[44]张文魁.数字经济的内生特性与产业组织[J].管理世界,2022,38(7):79~90.

[45]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65~76.

[46]周黎安.“官场+市场”与中国增长故事[J].社会,2018,(2):1~45.

[47]周其仁.体制成本与中国经济[J].经济学(季刊),2017,16(3):859~876.

[48]Acemoglu D., Johnson S., Robinson J. A., 2001, The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation[J]. American Economic Review, 91(5), 1369 ~ 1401.

[49]Altonji J. G., Elder T. E., Taber C. R., 2005, Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools[J]. Journal of Political Economy, 113(1), 151 ~ 184.

[50]Jia R., 2014, The Legacies of Forced Freedom: China's Treaty Ports[J]. Review of Economics and Statistics, 96(4), 596 ~ 608.

[51]Jones C. I., Tonetti C., 2020, Nonrivalry and the Economics of Data[J]. American Economic Review, 110(9), 2819 ~ 2858.

[52]Prajogo D. I., 2016, The Strategic Fit between Innovation Strategies and Business Environment in Delivering Business Performance[J]. International Journal of Production Economics, 171, 241 ~ 249.

[53]Prantl S., 2012, The Impact of Firm Entry Regulation on Long-living Entrants[J]. Small Business Economics, 39, 61 ~ 76.

[54]Qian Y., Roland G., 1998, Federalism and the Soft Budget Constraint[J]. American Economic Review, 88(5), 1143 ~ 1162.

[55]Zhang Q., Yang L. T., Chen Z., Li P., 2018, A Survey on Deep Learning for Big Data[J]. Information Fusion, 42, 146 ~ 157.