

国家级新区对区域经济增长的带动效应

——基于 70 大中城市的经验证据

曹清峰

[摘要] 国家级新区对区域经济增长的带动效应是否具有持续性、是否符合区域协调发展与高质量增长要求以及空间布局是否合理,是长期以来困扰国家级新区建设的核心争论。本文利用双重差分方法系统评估了国家级新区对区域经济增长的带动效应,回答了上述争论。研究发现:国家级新区持续带动了区域经济增长,使得所在城市年均 GDP 增长率显著提高了约 1.51 个百分点,且其带动效应可持续 7 年;国家级新区通过空间溢出效应促进了区域协调发展,对其 150 千米内城市的经济增长不存在显著负向虹吸效应的同时,显著带动了其周边 150 千米—200 千米内城市的经济增长;国家级新区通过改变区域经济增长的不利初始条件、制度创新与要素数量扩张带动了区域经济增长,有利于缩小区域经济发展差距,但未能带动区域高质量增长;国家级新区规划面积的合理区间为 500 平方千米—2000 平方千米,区域协同增长效应使得双城布局的国家级新区对区域经济增长的带动效应更强。本文建议应优先支持重要经济带中心城市设立新的国家级新区来应对当前经济下行压力;将经济增长质量约束纳入国家级新区发展规划与管理中;合理控制国家级新区的规划面积,支持城市群内不同城市联合申请设立国家级新区。

[关键词] 国家级新区; 区域经济增长; 双重差分

[中图分类号]F127 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)07-0043-18

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2020.07.014

一、问题提出

2019 年党的十九届四中全会提出“坚持和完善社会主义基本经济制度,推动经济高质量发展”。国家级新区的发展历程正是中国特色社会主义经济体制建设的一个缩影,在中国特色社会主义经济体制建设从建立到完善的阶段发挥了重要作用。国家级新区的建设主要经历了三个阶段:第一个阶段是在中国国内改革面临诸多不确定性、探索建立中国特色社会主义经济体制的关键节点上,于 1992 年设立了首个国家级新区——上海浦东新区,树立起了中国进一步扩大改革开放的一面旗帜;第二个阶段则是在中国特色社会主义市场经济体制初步建立后,为在新形势下特别是加入世界贸易组织后探索改革开放的新经验,于 2006 年设立了第二个国家级新区——天津滨海新区;第三个阶段则是国家级新区的扩容阶段,主要为了应对中国经济进入“新常态”以及改革进入“深水

[收稿日期] 2020-03-17

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“区位导向性政策视角下国家级新区带动区域经济增长动能转换的效应与机理研究”(批准号 19YJC790005)。

[作者简介] 曹清峰,天津财经大学现代经济管理学院讲师,经济学博士,电子邮箱:caoqingfeng1988@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

区”后面面临的新挑战,国家级新区设立不断加速,于2010年后相继设立了重庆两江新区、甘肃兰州新区等一系列国家级新区,基本上覆盖了中国主要经济板块。其中,2017年设立的河北雄安新区是在中国特色社会主义建设进入新时代后,以习近平同志为核心的党中央做出的一项重大历史性战略选择,具有“千年大计、国家大事”的特殊战略地位。

国家级新区作为一个城市所能够获得的国家层面最顶级的配套政策之一,承担着辐射带动区域经济增长的重要战略任务。受新冠肺炎疫情、中美贸易摩擦等不利因素的影响,2020年第一季度中国GDP增速同比下降6.8%,国内经济下行压力加大。因此,发挥好国家级新区这一国家重大区域经济政策对区域经济增长的带动效应,对于稳住经济基本盘、防范化解区域经济运行风险具有重要现实意义。目前针对国家级新区对区域经济增长的带动效应主要存在以下四方面的问题:①国家级新区能否持续带动所在区域经济增长。对这一问题的回答涉及国家级新区数量是否应该继续扩容这一关键问题。随着国家级新区数量不断增加,国家级新区所享受的财政、税收等直接优惠政策逐渐减少,在增量改革方面难度增大,其具备的政策优势与改革红利也不断下降,此时国家级新区能否仍然对区域经济增长产生持续带动效应是一个迫切需要得到回答的问题。②国家级新区在带动区域经济增长时是否符合区域协调发展的要求,这涉及到国家级新区对周边区域的正向溢出效应与负向虹吸效应哪一个起主导作用。国家级新区作为一项针对特定区域实施的区位导向性政策(曹清峰,2019),其对周边区域的溢出效应往往是复杂的。现有研究表明,区位导向性政策往往会导致资源的空间再配置(Ossa,2015)。在这种情况下,国家级新区带动所在区域经济增长是以挤占其他区域的发展资源为代价的,从而导致区域经济发展差距加大,不利于区域协调发展。③国家级新区能否带动区域经济增长由粗放增长向高质量增长转型。目前对国家级新区建设的一个重要担忧在于其可能会导致新一轮的“投资热”与产能过剩等不符合高质量发展要求的问题(刘继华和荀春兵,2017),这在一些设立时间较晚的国家级新区上表现尤为突出。从国际经验看,区位导向性政策也不一定会提高经济增长质量(Crisuolo et al.,2019)。④当前国家级新区的空间布局是否有利于其带动区域经济增长。单城布局的国家级新区由于位于同一城市内,行政管理成本较低,而双城布局的国家级新区则有利于缓解行政边界对资源配置的扭曲,提高资源配置效率。同时,较大的规划面积有利于国家级新区发挥规模优势,利用土地财政筹集建设资金,但其负面影响在于稀释了政策优势。为了最大化国家级新区对区域经济增长的带动效应,国家级新区应采用单城还是双城布局模式,以及国家级新区规划面积的合理区间是什么,这些问题都有待进行针对性的实证检验。

针对国家级新区带动区域经济增长中存在的上述四方面争论,本文的边际贡献主要包括:①将国家级新区的设立视为一项拟自然实验,基于2003—2017年中国70个大中城市的面板数据,利用渐进双重差分方法系统评估了国家级新区对所在城市经济增长带动效应的大小、持续时间及其空间溢出距离。本文发现,国家级新区的设立可以带动所在城市年均GDP增长率提高约1.51个百分点,且在国家级新区设立后持续7年都是显著的;从空间溢出效应看,国家级新区对周边150千米—200千米范围内城市的经济增长产生了显著带动效应,同时对其周边150千米范围内城市经济增长不存在显著负向虹吸效应。这表明国家级新区对区域经济增长的带动效应具有较强持续性,并符合区域协调发展的要求。②检验了国家级新区带动区域经济增长的具体机制。本文研究发现,国家级新区通过改变区域经济增长的不利初始条件、制度创新以及要素数量扩张的途径带动了区域经济增长,这为推动国家级新区发展模式转型提供了直接的经验依据。③估计得到了国家级新区规划面积的合理区间,并检验了单城与双城布局的国家级新区对区域经济增长带动效应的差异,这为优化国家级新区的空间布局提供了决策依据。

二、文献综述与研究假说

1. 文献综述

国家级新区作为一项具有中国特色的区域经济政策,是中国长期以来实施的经济技术开发区(简称开发区)、高新技术产业开发区(简称高新区)等特殊经济区政策演化的高级阶段(郝寿义和曹清峰,2016)。国家级新区与其他类型特殊经济区主要存在以下区别:①国家级新区的战略定位要高于其他类型特殊经济区。国家级新区属于国家重大区域政策,比国家级开发区、高新区等其他类型特殊经济区的战略定位要更高,这也使得国家级新区的数量要远少于其他类型特殊经济区。目前中国已设立了19个国家级新区,而国家级开发区、高新区等经过多轮扩容,其数量(截至2017年底)已达219家和156家,要远多于国家级新区。同时,国家级新区设立的门槛要更高,国家级新区一般由国家、区域中心城市单独或者与其周边临近城市联合设立,而国家级开发区、高新区等特殊经济区的设立则是面向所有城市开放的。②国家级新区属于综合型的经济功能区,其规划面积、行政级别与经济规模都要高于其他类型特殊经济区。而国家级开发区、高新区等特殊经济区则属于功能相对单一的产业集聚区,其经济管理权限与行政级别要低于国家级新区。中国已有国家级新区的规划面积最小超过了400平方千米,最大则超过了2000平方千米,而国家级开发区、高新区的规划面积最小只有几十平方千米,这使得国家级新区的经济规模要远大于其他类型特殊经济区。同时,国家级新区的行政级别要高于其他类型特殊经济区,国家级新区都具备了副省级经济管理权限,除了经济管理职能外,部分成立较早的国家级新区(例如上海浦东新区与天津滨海新区),由于已经成立了建制政府,还需要承担一部分社会服务职能。③国家级新区在政策供给方面主要以侧重内生制度创新的改革“先行先试权”为主,更加强调自下而上的制度创新,避免产生区域间恶性竞争的“政策洼地”效应。国家明确赋予了国家级新区承担“改革开放战略任务”的战略定位,因此国家级新区一方面要解决当前中国发展中面临的一些面上问题,另一方面还需要为国内不同区域面临的特殊问题探索改革方案,从而为全国改革提供可复制、可借鉴的经验。因此,国家级新区的内生制度创新能力要强于其他类型特殊经济区。

现有研究表明,国家级新区的设立总体上有利于带动区域经济增长(柳天恩等,2019)。理论上,国家级新区与国际上目前广为采用的区位导向性政策(Place Based Policy)的内涵是一致的(曹清峰,2019)。现有实证研究也发现,中国实施的开发区等区位导向性政策对所在县、城市的经济增长都有显著正向影响(Cheng,2014)。Wang(2013)使用渐进双重差分方法对开发区政策评估结果表明,开发区在没有挤出国内投资情况下促进了FDI增长,并使得工资增长速度超过了生活成本。由于断点差分估计量比单独的双重差分估计量假设更弱(Grembi et al.,2012),Lu et al.(2015)在评估中国特殊经济区的政策效应时,除了使用双重差分方法、空间断点回归方法以外,还使用了断点差分估计量,在选取控制组时,分别将距离特殊经济区边界500米、1000米与2000米范围内的区域作为控制组。研究发现,中国特殊经济区显著提高了区内的就业、产出、资本以及企业数量;新企业成立与原有企业退出相对于原有企业的转移产生了更大影响;此外,特殊经济区对资本密集型行业的影响比劳动密集型行业要更大。Alder et al.(2016)基于1988—2010年中国地级市面板数据,使用双重差分方法评估发现国家级开发区的设立使得所在城市GDP增长11%—15%。Zheng et al.(2016)对中国8个主要城市110个特殊经济区的研究发现,特殊经济区的空间溢出效应随着其人力资本水平、FDI比重以及与周边在位企业协同性的提高而变大。Howell(2019)研究发现,中国特殊经济区政策中高新技术开发区对生产率的提升作用要显著高于经济技术开发区,这是由于这两类

特殊经济区发展策略与目标定位差异导致的。李力行和申广军(2015)发现,当开发区的目标行业与当地比较优势相符时,其对产业升级的积极作用要更显著。刘瑞明和赵仁杰(2015)发现,国家高新区对经济发展的推动作用呈现出边际效应递减。

2. 研究假说

理论上,国家级新区主要通过以下三方面途径带动了区域经济增长:

(1)国家级新区为区域经济增长提供了新的初始条件。由于区域经济发展中规模报酬递增与循环累积因果效应的存在,区域经济增长的初始条件对其长期经济增长路径具有关键作用。对于初始经济增长条件较差的地区,“路径依赖”与“锁定效应”会使得该区域经济增长长期处于低水平均衡状态(Jedwab et al., 2017)。在动态多重均衡情况下,针对初始条件较差的特定区域实施区位导向性政策,改变其不合意的均衡状态,使其由低水平均衡向高水平均衡移动是非常必要的。现有实证研究也表明,区位导向性政策通过改变落后地区不利初始条件有效带动了所在区域长期经济增长。Kline and Moretti(2013)发现,美国针对田纳西河流域这一欠发达区域实施的区位导向性政策在政策补贴中止后仍然对当地制造业就业产生了长期带动效应。Ehrlich and Seidel(2018)发现,原西德政府对临近原东德欠发达地区实施的区位导向性政策在该政策停止后 16 年内仍对收入产生了持续带动效应。因此,国家级新区设立形成的政策优势为所在区域经济增长提供了新的初始条件,这为落后地区打破循环累积效应造成的经济增长长期滞后的不利局面提供了启动点。

(2)国家级新区通过改变区域不利的初始制度环境带动了区域经济增长。国家级新区较高的行政等级使其具备了更强的制度创新能力。目前国家级新区在行政级别上都属于“高配”,都具备了副省级经济管理权限,较高的行政级别使得国家级新区能够调配更多资源进行制度创新。同时,国家级新区通过叠加国家综合配套改革试验区或者中央直接授权方式获得制度创新方面的“先行先试权”,使其具备了更大的制度创新权限(郝寿义和曹清峰, 2016)。因此,国家级新区往往成为所在区域改革的先行试点区域,由此带来的初始制度环境的改善可以促进区域经济增长。

(3)国家级新区通过集聚经济带动了区域经济增长。①要素数量扩张途径。作为一个经济增长极,国家级新区的设立在信贷、建设用地以及户籍等方面的优惠政策能吸引更多要素集聚到所在区域,从而使得短期内国家级新区所在区域要素数量迅速扩张。根据新古典经济增长理论,在经济发展初期阶段要素数量的增加可以带动经济的迅速增长。因此,国家级新区的设立会通过要素投入数量扩张来带动经济增长。②生产率水平提升途径。国家级新区空间集聚所产生的正外部性也会提高企业、行业与整体经济的生产率水平。对单个企业而言,企业集聚在国家级新区这一规模更大的区域可以降低单个企业经营所面临的不确定性,通过获取网络外部性来提高自身企业生产率(Glaeser et al., 2015)。同时,国家级新区会通过劳动力池、中间投入品共享与技术溢出等 Marshall 外部性以及共享、学习与匹配等机制形成行业层面的规模报酬递增(Guiso et al., 2015),提高整个行业的生产率。此外,区别于开发区和高新区等产业类型相对单一的特殊经济区,国家级新区由于经济体量和战略定位更高,其内部往往集聚了多种类型的产业,产业多样化集聚过程中不同产业交互影响形成的 Jacobs 外部性也会带动所在区域所有行业生产率的提高。

根据上述理论分析,本文提出:

假说 1:国家级新区通过改变区域经济增长的不利初始条件、制度创新以及集聚经济三个途径带动了所在区域经济增长。

现有理论研究表明,区位导向性政策的实施效果存在较强异质性。Kline and Moretti(2014)的理论分析表明,当企业或居民可以自由流动时,区位导向性政策的受益者不完全是目标区域的居

民;而且,如果目标区域的房地产市场供给弹性太小,区位导向性政策会导致居民收入与居住成本同时上升,削弱政策效果。同时,Busso et al.(2013)的理论分析表明,区位导向性政策的效果非常依赖居民对自身通勤以及居住模式的偏好,如果居民之间偏好完全相同,区位导向性政策会导致巨大的社会福利净损失。区位导向性政策提供的补贴会部分或者全部被资本化到地租中(Austin et al., 2018),引起地租或房价的提高,此时目标区域的土地或住房所有者是最大的受益者,而低收入群体未必是受益者。此外,地理区位因素也会影响区位导向性政策的实施效果,Briant et al.(2015)研究发现,区位导向性政策效应在更加邻近市场的区位更显著。对国家级新区这一区位导向性政策而言,其对区域经济增长带动效应的异质性主要体现在空间和时间两个维度上:

(1)国家级新区对区域经济增长的带动效应会随着到国家级新区距离的增加呈现出先变小、后变大、再变小的“∩”型变化趋势。由于集聚外部性带来的空间溢出效应受到距离的限制(Zheng and Slaper, 2016),国家级新区所在区域获得的集聚正外部性最强,其获得的经济增长带动效应最强。但是,对于临近国家级新区的周边区域而言,国家级新区对其经济增长的溢出效应要更加复杂:根据空间经济学理论,中心区域会对周边外围区域资源产生“虹吸效应”,从而在中心区域周边形成集聚阴影区(Cuberes et al., 2019),这会导致国家级新区对距离其过近区域的经济增长产生不利影响;只有超过特定距离、摆脱集聚阴影区后,国家级新区对周边区域才能产生正向溢出效应,其对经济增长的带动效应重新变大;随着距离的进一步增加,当超出国家级新区溢出效应的最大空间范围时,国家级新区对经济增长的带动效应又变小。因此,随着到国家级新区距离的增加,国家级新区对周边区域经济增长的带动效应会存在很强空间异质性,呈现出先变小、后变大、再变小的“∩”型变化趋势。

(2)国家级新区对区域经济增长带动效应在设立后的不同时间点上存在较强异质性。在中国渐进式改革过程中,随着整体改革的不断深入,国家级新区相对于其他区域所具备的先行政策优势在时间上也不断下降,形成的“制度租”会不断耗散(郑江淮等, 2008),进而导致国家级新区对区域经济增长的带动效应会随着国家级新区设立时间的增加表现出较强异质性。从现有经验证据看, Lu et al.(2019)发现中国特殊经济区政策对新进入企业在投资、就业、产出、生产率、工资等方面的正向影响相对于已有企业更大。已有研究发现法国企业自由区政策对企业区位选择具有显著影响(Mayer et al., 2012),且该政策仅在短期对就业有正向影响(Gobillon et al., 2011)。因此,同一项区位导向性政策的实际效果在不同时点也会存在较大差异。

在上述理论分析的基础上,本文提出:

假说 2:国家级新区对区域经济增长的带动效应存在显著的时空异质性。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文将国家级新区的设立视为一项拟自然实验,将设立国家级新区的城市视为处理组,而将没有设立国家级新区的城市视为控制组,利用双重差分方法来检验国家级新区设立后对区域经济增长的带动效应。为了满足使用双重差分方法的前提条件,本文在选取样本时进行了如下预处理:①为了保证处理组与控制组的可比性,以中国 70 个大中城市作为基础研究样本。这是因为国家级新区的选址在全国范围内并不是随机的,由于国家级新区具有很高的战略定位、申请难度以及行政级别,因此中国大部分的普通地级城市实际上很难获批国家级新区。而 70 个大中城市样本已经排除了大部分普通地级城市,基本上都属于国家或者区域中心城市,城市间具有较强同质性,因此

本文将研究样本设定为 70 个大中城市。^②为了控制国内外制度环境的异质性,将研究样本的时间段选取为 2002 年以后(2003—2017 年)。这是因为 2002 年之后中国社会主义市场经济体制已经基本建立,国内制度环境已经基本稳定;同时,2001 年底中国正式加入世界贸易组织,因此样本区间内中国面临的外部环境也是一致的,从而有利于识别出国家级新区对经济增长的净效应。^①③为了控制国家级新区自身政策的异质性,剔除了上海浦东新区的样本。国家级新区的设立具有显著阶段性特征,自 1992 年中国设立上海浦东新区首个国家级新区之后,直到 2006 年才设立天津滨海新区第二个国家级新区,在 14 年期间没有设立任何新的国家级新区。最早设立的上海浦东新区与其他后来设立的国家级新区虽然名义上都为国家级新区,但上海浦东新区设立于中国社会主义市场经济体制建设的初期与加入世界贸易组织之前,其设立时在内外制度环境上与其他后来设立的国家级新区存在显著差异;同时,根据 1990 年国务院《关于开发和开放浦东问题的批复》、1990 年国家财政部《关于上海浦东新区鼓励外资投资减征、免征企业所得税和工商统一税的规定》以及 1995 年国务院《关于“九五”期间上海浦东新区开发开放有关政策的通知》,上海浦东新区在设立时被赋予了当时全国经济技术开发区的十项优惠政策、经济特区的九项优惠政策及其独有的五项功能性政策,这是后来设立的国家级新区无法比拟和复制的特殊政策优势,因此本文在基础回归中剔除了上海浦东新区的样本。

本文实证研究中涉及的各城市的全市 GDP 实际增长率、全市 GDP、市辖区 GDP、全市第二产业增加值、城市总人口、全市固定资产投资总额、全市全社会商品零售总额、政府财政支出总额数据来源于历年《中国城市统计年鉴》,城市的出口总额数据根据历年各省市统计年鉴整理得到,城市专利授权总量数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库。缺失数据用插值法补齐,最终得到 70 个大中城市 2003—2017 年的平衡面板数据。^②

2. 模型与变量定义

由于国家级新区是分批次设立的,参考 Beck et al.(2010)以及 Wang(2013),本文采用渐进双重差分方法,具体设定如下计量回归模型:

$$gdpr_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \lambda Z_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 $i(=1, 2, \dots, 69)$ 为城市, $t(=2003, 2004, \dots, 2017)$ 为年份。被解释变量 $gdpr_{it}$ 为城市 i 在 t 年的经济增长率,用全市 GDP 实际增长率来衡量。 did_{it} 为双重差分估计量,如果城市 i 在 t 年设立了国家级新区,那么城市 i 在 t 年及之后的年份中 $did_{it}=1$, 否则为 0。如果 did_{it} 系数 β_1 显著大于 0,那么假说 1 揭示的国家级新区对所在区域经济增长的带动效应就得到了验证。

在界定国家级新区设立的具体年份时,本文按照国务院批复国家级新区设立的时间具体到月份,将上半年批复设立的国家级新区视为在国务院批复时间的前 1 年设立,将在下半年批复设立的国家级新区视为在国务院批复时间的当年设立。这是因为除最早的浦东新区以外,国家级新区的设立都经历了地方政府申请与国务院审批的央地博弈过程(薄文广和殷广卫,2017)。因此,实践中地方政府已经提前知道自身能否设立国家级新区,并提前开展相关建设工作,导致国家级新区实际发挥作用的时间往往要早于国务院公布的时间。

Z_{it} 为其他影响经济增长的因素组成的控制变量,结合现有研究,本文具体选取了以下变量:①投资($invest$),用各城市每年固定资产投资额占 GDP 的比重衡量。投资对中国经济增长产生了

① 使用全国 285 个城市样本不满足平行趋势假定,具体检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 变量描述性统计结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

重要推动作用,可以预期该变量对城市经济增长的影响为正。②国内消费(*consume*),用各城市每年全社会商品零售总额与 GDP 的比值衡量。由于消费水平高的地区一般都属于经济发展水平较高的区域,根据库兹涅茨曲线,经济发展水平较高的区域其经济增长速度要更慢一些,可以预期该变量的符号为负。③净出口(*export*),用各城市每年出口总额与进口总额的比值表示,可以预期该变量符号为正。④政府财政支出(*gov*),用各城市全市财政总支出占 GDP 的比重衡量。政府财政支出是地方政府进行基础设施建设、教育等公共投资的重要来源,可以预期该变量符号为正。⑤经济集聚度(*agg*),用各城市市辖区 GDP 占全市 GDP 的比重衡量。由于集聚经济会带来显著的经济增长效应,可以预期该变量符号为正。⑥二产比重(*second*),用各城市第二产业增加值占 GDP 的比重衡量。由于二产比重较高的工业化阶段经济增长速度往往是最快的,可以预期该变量符号为正。⑦创新水平(*innov*),用各城市每万人拥有的专利授权数量衡量,可以预期该变量符号为正。此外, ν_i 为城市个体固定效应, μ_t 为年份固定效应。在基础模型式(1)的基础上,本文分别设定如下模型来检验假说 2:

(1)参考事件研究方法,设定如下计量模型来检验国家级新区政策效应的时间异质性:

$$gdp_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-8, k \neq -1}^8 \alpha_k D_{it}^k + \lambda Z_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, D_{it}^k 代表国家级新区设立这一事件的虚拟变量。假定城市 i 所拥有的国家级新区设立年份为 y_i ,令 $k=t-y_i$;当 $k \leq -8$ 时, $D_{it}^k=1$,否则为 0;依次类推,当 $k=-7, -6, \dots, 6, 7$ 时,相应的 $D_{it}^k=1$,否则为 0;当 $k \geq 8$ 时, $D_{it}^k=1$,否则为 0。在具体的回归分析中,本文以 $k=-1$ 即国家级新区设立前 1 年作为基准期,因此式(2)中没有包括 D_{it}^{-1} 这个虚拟变量。通过比较式(2)中参数 α_k 的经济和统计显著性就可以检验国家新区政策效应的时间变化。

(2)参考王雄元和卜落凡(2019),设定如下模型来检验国家级新区政策效应的空间异质性:

$$gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum_{s=50}^{400} \delta_s N_{it}^s + \lambda Z_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)在式(1)的基础上引入了一组新的控制变量 N_{it}^s 。其中,参数 s 表示城市间的地理距离(单位为千米, $s \geq 50$),本文用任意两个城市间的球面距离来衡量。具体而言,如果在 t 年距离城市 i ($s-50, s$])的空间范围内存在国家级新区,那么 $N_{it}^s=1$,否则 $N_{it}^s=0$ 。例如, N_{it}^{50} 表示 t 年在距离城市 i 不超过 50 千米的空间范围内是否存在国家级新区。因此,变量 N_{it}^s 的系数 δ_s 衡量了国家级新区设立后对周边邻近城市经济增长率的影响,在具体的回归分析中,本文以 50 千米为单位,分别报告了当 $s=50, 100, \dots, 350, 400$ 时式(3)的回归结果,并通过比较不同阈值下参数 δ_s 的经济与统计显著性来检验国家级新区政策效应的空间异质性。

四、实证结果及分析

1. 基准模型回归结果

表 1 报告了式(1)的估计结果,其中模型(1)仅控制了变量 *did* 以及城市与年份固定效应,而模型(2)则报告了控制所有变量的完整结果。表 1 结果显示,变量 *did* 的系数在 1% 的统计水平上显著为正,这表明国家级新区的设立对所在城市的经济增长具有显著带动效应。其他控制变量估计结果也与理论预期一致。根据表 1 模型(2),国家级新区设立后会导致所在城市年均 GDP 增长率提高约

1.51 个百分点(由于下文表明国家级新区的带动效应可以持续 7 年,这相当于使所在城市 GDP 增加了约 10.57%),这对一个城市的经济增长而言是一个相当明显的增幅。因此,假说 1 揭示的国家级新区对所在区域经济增长的带动效应具有很强的统计与经济显著性。

表 1 基准模型回归结果		
变量	(1)	(2)
<i>did</i>	1.1629* (0.5852)	1.5074*** (0.4751)
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	1035	1035
R ²	0.5589	0.6310

注:括号内是城市层面的聚类稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%与 10%的统计水平上显著。表 1 模型(2)省略了控制变量及常数项的回归结果。以下各表同。完整回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

2. 时空异质性检验

(1)时间异质性检验。为了检验假说 2 中国国家级新区对区域经济增长带动效应的时间异质性,图 1 报告了式(2)变量 D^k 的系数随时间的变化情况(置信区位为 95%)。可以发现,从国家级新区设立后第 1 年开始,直到设立后第 7 年,国家级新区都显著带动了所在城市经济增长,直到设立后第 8 年开始,国家级新区对所在城市经济增长的带动效应开始不显著。总体而言,随着国家级新区设立时间长度的增加,其对所在城市经济增长的带动效应大致经历了一个先变大、后变小的过程,并在设立第 6 年后达到最大、在设立第 8 年后消失,这表明假说 2 中国国家级新区对区域经济增长带动效应的时间异质性得到了验证。

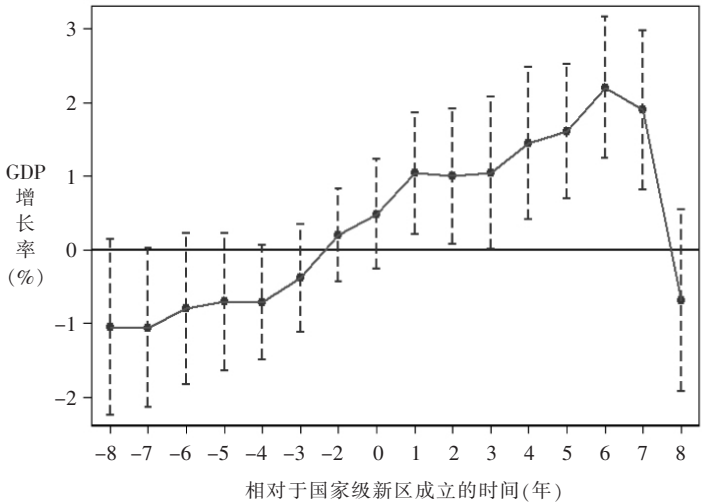


图 1 国家级新区政策效应的时间异质性

(2)空间异质性检验。图 2 根据式(3)的估计结果绘制了变量 N^s 系数随空间距离的变化趋势(置信区位为 95%)^①。具体看,随着到国家级新区距离的增加,国家级新区对周边城市经济增长的带

① 初始距离区间为 0—100 千米、0—150 千米以及最小距离区间为 100 千米的估计结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

动效应会呈现出先变小、后变大、再变小的“∩”型变化趋势。其中,国家级新区的集聚阴影区在自身所在城市 150 千米内,其对周边 150 千米—200 千米范围内城市经济增长会产生显著带动效应,而超过 200 千米后,国家级新区对周边城市经济增长带动效应又变得不显著。这也验证了假说 2 中国国家级新区对区域经济增长带动效应的空间异质性。

国家级新区对周边城市经济增长产生显著带动效应只限于其周边 150 千米—200 千米范围内,这一结果与集聚经济理论的预期是一致的:当距离国家级新区太近时,受国家级新区集聚阴影区的影响,其对周边城市经济增长带动效应不显著;只有超过一定距离摆脱集聚阴影区后才产生显著正向带动效应;而如果距离国家级新区太远,国家级新区的带动效应也会不断衰减,并变得不显著。同时,图 2 结果显示,尽管国家级新区的集聚阴影区在距离自身所在城市 150 千米范围内,但其影响都是不显著的,这表明国家级新区对区域经济增长的带动效应不是通过存量资源的空间再配置产生的,而是具有显著的净增长效应。针对中国其他类型特殊经济区的研究也提供了类似证据。Wang (2013) 针对开发区等中国其他类型特殊经济区的研究也发现,开发区的增长效应要明显大于其再配置效应。Zheng et al.(2016) 也发现中国的工业园区具有显著的净增长效应。

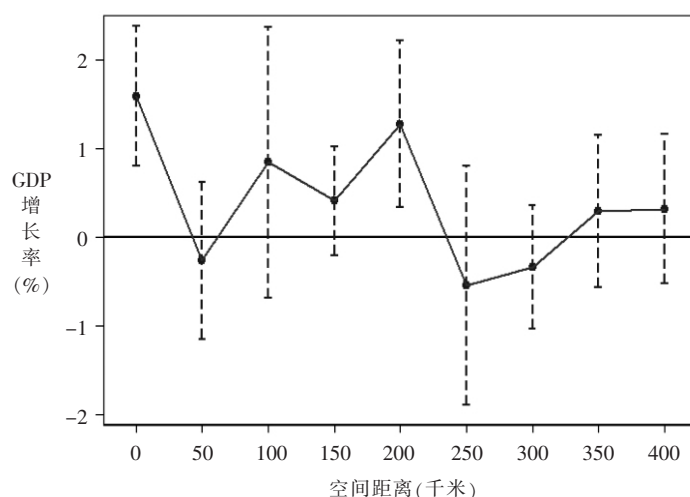


图 2 国家级新区政策效应的空间异质性

3. 稳健性检验

(1) 国家级新区设立是否受所在城市经济增长率的逆向影响。为了检验使用双重差分方法的这一前提条件是否成立,本文参考 Beck et al.(2010), 设定如下风险回归模型:

$$\ln(T_{it}) = \theta_0 + \theta_1 gdp_{it} + \eta X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

式(4)中, T_{it} 为城市 i 在 t 年的生存时间, gdp_{it} 为城市 i 在 t 年的 GDP 增长率; X 为其他影响城市 i 能否设立国家级新区的控制变量组成的向量, 本文控制了城市经济发展水平 $pgdp$ (用城市人均 GDP 的对数值来衡量)、城市经济总量 gdp (用城市 GDP 总量的对数值来衡量) 以及式(1)中所有控制变量。在回归中本文假定生存时间 T_{it} 服从 Weibul 分布, 使用加速失效时间模型来估计式(4)。式(4)的估计结果显示^①, 变量 gdp 的系数是不显著的, 表明某一城市在国家级新区设立之前的经济增长率对其是否能够设立国家级新区不存在显著影响。

① 估计结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

(2)共同趋势假设检验。使用渐进双重差分方法的另一重要前提条件是设立国家级新区的城市(处理组)与没有设立国家级新区的城市(对照组)在政策实施之前的经济增长率不存在显著差异或者具有共同的增长趋势,本文利用式(3)对共同趋势假设进行了检验。根据图1的结果可以发现,国家级新区设立之前的变量在统计上都是不显著的,这表明样本中处理组与对照组城市在国家级新区设立之前的经济增长率不存在显著差异,满足了共同趋势假设。

(3)利用PSM—DID方法修正样本选择性偏误。由于国家级新区是分阶段设立的,本文利用样本期内设立过国家级新区的17个城市作为处理组,利用PSM方法,按照1:1近邻匹配有放回抽样的方法,对处理组进行逐年匹配。经过重新匹配后,不同变量处理组与对照组样本均值差异的P值在10%的水平上都是不显著的,处理组与对照组样本具有平衡性;同时,基于PSM方法匹配后新样本的回归结果显示,变量 did 的系数在5%的水平上仍然是统计显著的。^①

(4)安慰剂检验。本文从以下两方面进行了安慰剂检验:^①随机化处理组与控制组。将原来处理组中设立国家级新区的城市视为新的控制组;保持国家级新区设立的时间不变,如果在 t 年有 n 个城市设立了国家级新区,那么,从当年以及之前从来没有设立过国家级新区的城市中随机抽取 n 个城市作为新的处理组,在此基础上利用新的样本重新估计表1模型(2),由此可以完成1次安慰剂检验。将上述过程重复1000次,由此可以估计得到1000个 did 的估计系数。估计结果显示,变量 did 系数的均值为-0.29,远小于表1模型(2)估计出来的1.51,这表明国家级新区的政策效应表现出了明显的区位导向性,对设立国家级新区城市经济增长的带动效应最显著。^②随机提前国家级新区设立的时间。假定设立国家级新区的城市不变,如果现实中城市 i 在 t 年设立了国家级新区,那么从 $[2003, t-1]$ 的时间范围内随机抽取任意1年作为城市 i 设立国家级新区的时间,据此利用新的样本来重新估计表1模型(2)便可以得到变量 did 的估计系数。同样,将上述过程重复1000次,估计结果显示,变量 did 系数均值为1.04,比表1模型(2)的估计结果下降了约31%。因此,随机提前国家级新区的设立时间会导致国家新区对所在城市经济增长的带动效应出现明显下降,这也从事实角度证实了国家级新区设立后确实提高了所在城市的经济增长率。

(5)是否受其他区位导向性政策的影响。设立国家新区的城市作为国家或者区域中心城市,往往受到多项国家层面区位导向性政策的影响。为了排除其他区位导向性政策的影响,本文重点考虑以下两类国家层面的重大区位导向性政策:^①国家综合配套改革试验区政策。本文样本中设立了国家级新区的17个城市中,有8个城市也受到国家综合配套改革试验区政策的影响,且这8个城市在国家新区设立之前都已经受到国家综合配套改革试验区政策的影响,因此有必要排除国家综合配套改革试验区政策的影响。^②自由贸易试验区政策的影响。在样本期内设立了国家级新区的17个城市中,有7个城市也成立了自由贸易试验区(都成立于国家级新区设立之后),因此自由贸易试验区政策可能会干扰国家级新区设立后对所在城市经济增长的带动效应。为了排除上述政策对国家级新区政策效应的干扰,本文在式(1)的基础上估计如下方程:

$$gdpr_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 did01_{it} + \beta_3 did02_{it} + \lambda Z_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中 $did01_{it}$ 与 $did02_{it}$ 分别为国家综合配套改革试验区与自由贸易试验区的双重差分估计量,如果城市 i 在 t 年成立了国家综合配套改革试验区,那么城市 i 在 t 年及之后的年份中 $did01_{it} = 1$,否则为0;同样,如果城市 i 在 t 年成立了自由贸易试验区,那么城市 i 在 t 年及之后的年份中

① 平衡性检验与回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 安慰剂检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

$did02_u=1$, 否则为 0。表 2 报告了相应估计结果。可以发现, 国家级新区对所在城市经济增长仍然存在显著带动效应。因此, 国家级新区对所在城市经济增长的带动效应确实是由国家级新区导致的, 而非其他政策的影响。

表 2 其他区位导向性政策影响的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	1.4425*** (0.4839)	1.5428*** (0.4769)	1.4783*** (0.4854)
<i>did01</i>	0.5021 (0.4613)		0.5202 (0.4617)
<i>did02</i>		-0.4858 (0.5007)	-0.5243 (0.5099)
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	1035	1035	1035
R ²	0.6932	0.6926	0.6938

(6) 变换样本与离群值检验。表 3 从以下四方面进行了稳健性检验: ①按照国务院批复国家级新区设立的年份作为国家级新区设立时间, 模型(1)报告了相应检验结果; ②调整回归样本, 模型(2)报告了包括所有设立国家级新区城市的 75 城市样本(70 大中城市以及舟山、咸阳、安顺、眉山和保定)回归结果; ③修正 GDP 增长率的离群值, 将 GDP 增长率最大与最小 1% 的样本进行缩尾处理, 模型(3)报告了相应检验结果; ④控制其他形式固定效应, 模型(4)控制了省份固定效应和年份固定效应, 模型(5)则同时控制了省份固定效应、年份固定效应、省份与年份交互固定效应以及城市固定效应。总体而言, 变量 *did* 的系数仍是统计显著的。

表 3 变换样本与离群值检验结果

变量	(1) 调整设立时间	(2) 包括所有国家级 新区	(3) 修正 GDP 增长 率离群值	(4) 控制省份固定 效应	(5) 控制省份与年份 交互固定效应
<i>did</i>	1.3756*** (0.4144)	1.3192** (0.5118)	1.2737*** (0.4249)	1.4268*** (0.4563)	1.0464** (0.5002)
城市固定效应	控制	控制	控制	无	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	无	无	无	控制	控制
省份×年份固定效应	无	无	无	无	控制
样本量	1035	1125	1035	1035	1035
R ²	0.6908	0.6773	0.7219	0.6863	0.9161

五、作用机制检验

1. 经济增长初始条件途径: 扩大还是缩小区域经济差距

如果国家级新区通过改变经济增长不利的初始条件来带动区域经济增长这一途径成立, 那么

在国家级新区设立之前初始经济增长速度较慢的城市，在国家级新区设立后其经济增长速度会提升更快。据此，参考 Beck et al.(2010)，本文构建如下回归模型来检验这一机制：

$$gdpr_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 did_{it} + \gamma_2 did_{it} \times gdpr0_i + \lambda Z_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)在式(1)的基础上引入了一个新的变量 $gdpr0_i$ ，该变量衡量了城市在国家级新区设立之前的初始经济增长速度。由于先设立的国家级新区可能会对后设立国家新区城市的经济增长速度产生影响，因此本文用城市在所有国家级新区设立之前的 GDP 增长率来衡量其初始经济增长速度(样本中天津滨海新区最早设立于 2005 年，批复时间为 2006 年 5 月)。为了避免使用单一年份 GDP 增长率可能存在波动较大的问题，本文分别使用了所有城市 2003 年的 GDP 增长率、2003—2004 年平均 GDP 增长率以及 2003—2005 年平均 GDP 增长率分别作为初始经济增长速度的衡量指标。表 4 显示，交互项 $did \times gdpr0$ 始终显著为负，在初始经济增长速度 $gdpr0$ 不同分位数水平上，随着初始经济增长速度的变大，变量 did 对经济增长的总带动效应不断下降。因此，国家级新区的设立对于初始经济增长速度较慢城市的带动效应更大，即改变了所在区域较慢的初始经济增长速度这一不利条件，这也意味着国家级新区的设立有利于缩小区域经济差距。

表 4 改变经济增长初始条件途径检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	7.1488*** (2.3252)	7.0948*** (2.3035)	6.1967** (2.3729)
<i>did</i> × <i>gdpr0</i>	-0.4139** (0.1707)	-0.4012** (0.1643)	-0.3415** (0.1696)
$\gamma_1 did + \gamma_2 did \times gdpr0$			
<i>gdpr0</i> 25%分位数处结果	2.3890*** (0.5506)	2.1002*** (0.4973)	2.2796*** (0.5965)
<i>gdpr0</i> 50%分位数处结果	1.6025*** (0.4488)	1.5385*** (0.4492)	1.4941*** (0.4569)
<i>gdpr0</i> 75%分位数处结果	0.9403* (0.5281)	0.9769* (0.5118)	0.9955* (0.5228)
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	1035	1050	1035
R ²	0.6937	0.6936	0.6932

2. 制度创新途径：是否改善了区域不利的初始制度环境

国家级新区通过改变不利的初始制度环境来带动区域经济增长意味着初始制度环境较差的区域，在设立国家级新区后其经济会得到更快增长。因此，基于与式(6)相同的思路，本文设定如下回归模型来对制度创新途径进行检验：

$$gdpr_{it} = \delta_0 + \delta_1 did_{it} + \delta_2 did_{it} \times instu0_i + \lambda Z_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)在式(1)的基础上引入了一个新的变量 $instu0_i$ ，该变量衡量了城市在国家级新区设立之前的制度环境。本文用世界银行 2004 年“投资环境调查”的微观企业数据构建了不同城市的制度环

境指数。^①表 5 模型(1)与模型(2)分别报告了不包括与包括控制变量的回归结果。可以发现,交互项 $did \times instu0$ 的系数显著为负,这表明初始制度环境越差的城市,在设立国家级新区后其经济增长速度的提升幅度要更大。以表 5 模型(2)为例,制度环境得分位于 25%分位数处的城市在设立国家级新区后经济增长率提高了 2.01 个百分点,而制度环境得分位于 50%与 75%分位数处的城市在设立国家级新区后经济增长率仅提高了 1.43 与 0.85 个百分点,呈现出下降的趋势。这意味着初始制度环境越差的城市,国家级新区对其经济增长的带动效应要越大。因此,国家级新区的设立通过改善区域制度环境这一途径带动了所在城市经济增长。

3. 集聚经济途径:要素数量驱动还是效率驱动

为了检验国家级新区空间集聚过程中是通过要素数量扩张还是全要素生产率改善带动区域经济增长:^①本文利用 C—D 形式的生产函数,在规模报酬不变的假定下,利用索罗余值法计算各城市的全要素生产率(同时控制了城市与年份固定效应)。其中,各城市基期资本存量的计算方法参考柯善咨和赵曜(2014),并利用永续盘存法计算得到历年各城市资本存量。^②计算不同年份全要素生产率与劳动、资本要素对各城市经济增长的贡献度,在此基础上将城市 i 在 t 年的 GDP 增长率分解为全要素生产率、资本要素、劳动力要素以及资本和劳动力要素共同拉动部分。表 6 的估计结果显示,变量 did 对经济增长中全要素生产率拉动部分影响不显著,但对资本和劳动力要素共同拉动部分影响显著为正。其中,国家级新区成立仅对经济增长中劳动力要素拉动部分显著,对资本要素拉动部分不显著,这主要是因为国家级新区设立后引发的“投资热”往往会导致产能过剩(刘继华和苟春兵,2017)。总体而言,国家级新区设立主要通过要素数量扩张途径带动了所在城市经济增长,并没有实现带动所在区域经济高质量增长的目标。

六、进一步讨论:国家级新区的空间布局

1. 国家级新区规划面积的合理区间

根据空间经济学理论,集聚经济的最优规模是由集聚过程中外部经济与外部不经济之间权衡的结果。因此,过小或者过大的规划面积对国家级新区带动区域经济增长而言都是不利的,理论上国家级新区的规划面积应存在一个合理区间。在本文样本中,规划面积(仅考虑陆地规划面积)最小的国家级新区为 465 平方千米,最大的为 2451 平方千米。本文以 500 平方千米为基本分类单位,将全部国家级新区按规划面积分为 500 平方千米以下、500 平方千米—1000 平方千米、1000 平方千米—1500 平方千米、1500 平方千米—2000 平方千米以及 2000 平方千米以上 5 类,然后分别利用双重差分方法来检验不同子样本中国国家级新区对所在城市经济增长带动效应的大小。表 7 的检验结果显示,当国家级新区规划面积小于 500 平方千米时,其对所在城市经济增长的带动效应不显著;当国家级新区规划面积位于 500 平方千米—2000 平方千米范围时,其对所在城市经济增长具有显著带动效应;而当规划面积超过 2000 平方千米时,国家级新区对所在城市经济增长的带动效应又变得不显著。因此,就带动区域经济增长而言,国家级新区规划面积的合理区间为 500 平方千米—2000 平方千米,小于 500 平方千米或者大于 2000 平方千米的国家级新区积极作用不明显。

2. 单城还是双城布局

本文样本包括的 16 个国家级新区中,有 4 个国家级新区采用了双城布局模式,本文将处理组样本分为单城与双城布局两个子样本,表 8 模型(1)与模型(2)报告了相应结果。同时,为了考察单城与双城布局的国家级新区对其周边区域经济增长带动效应的强度是否存在差异,表 8 在解释变

^① 制度环境指数的计算过程详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

表 5 改变制度环境初始条件途径检验结果

变量	(1)	(2)
<i>did</i>	2.7006*** (0.9693)	3.9898*** (0.8992)
<i>did</i> × <i>instu0</i>	-2.9982** (1.3926)	-4.8320*** (1.2234)
$\delta_1 did + \delta_2 did \times instu0$ <i>instu0</i> 25%分位数处结果	1.4713** (0.5992)	2.0087*** (0.4916)
<i>instu0</i> 50%分位数处结果	1.1115* (0.5990)	1.4289*** (0.4134)
<i>instu0</i> 75%分位数处结果	0.7518 (0.5673)	0.8490** (0.3785)
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	1035	1035
R ²	0.5862	0.6950

表 6 集聚经济途径检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全要素生产率 拉动部分	劳动力要素 拉动部分	资本要素 拉动部分	资本和劳动力要素共同 拉动部分
<i>did</i>	-0.8362 (1.1711)	2.2442** (0.8935)	0.7379 (0.6920)	3.0789** (1.3448)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	966	966	966	966
R ²	0.6154	0.8254	0.5582	0.7864

表 7 国家级新区规划面积合理区间检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	小于 500 平方千米	500—1000 平方千米	1000—1500 平方千米	1500—2000 平方千米	大于 2000 平方千米
<i>did</i>	0.7032 (0.5890)	2.1272** (0.8232)	1.0424* (0.5794)	2.7588*** (0.8715)	0.6978 (0.7161)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	870	810	795	840	840
R ²	0.6877	0.6872	0.6868	0.6803	0.6955

量中增加了 N^{200} 这一虚拟变量,定义见式(3)。表 8 模型(1)与模型(2)的结果显示,尽管单城与双城布局的国家级新区对周边区域经济增长的带动效应基本相同,但是双城布局的国家级新区对所在城市经济增长的带动效应比单城布局的国家级新区要高约 0.14 个百分点。导致上述差异的原因在

于双城布局的国家级新区加速了区域经济一体化进程,获得了更强的区域协同增长效应。在双城布局国家级新区的实际建设中,一般是由省级政府牵头进行协调,通过出台相关政策来推动国家级新区所属的两个城市间在产业布局、要素配置、城市规划建设、社会管理等领域的协同发展。因此,双城布局的国家级新区有利于削弱不同城市间行政边界对区域经济增长的不利影响,客观上起到了加强城市间协同发展的作用。为了检验双城布局国家级新区的区域协同增长效应,在表 8 模型(2)基础上,本文对双城布局国家级新区所在城市的 GDP 增长率进行如下处理:如果两个城市属于同一个国家级新区,那么用这两个城市的平均 GDP 增长率来代替城市自身的 GDP 增长率,然后重新估计表 8 模型(2)。基于稳健性考虑,在计算平均 GDP 增长率时,本文采用了简单算术平均与城市 GDP 总量作为权重的加权算术平均两种算法,表 8 模型(3)与模型(4)分别报告了简单算术平均与加权算术平均的回归结果。可以发现,模型(3)与模型(4)中变量 *did* 的系数要明显大于模型(2),这表明双城布局的国家级新区对所在两个城市平均 GDP 增长率的带动效应要大于对单个城市 GDP 增长率的带动效应,具有“1+1>2”的效果,产生了显著的区域协同增长效应。

表 8 单城与双城布局模式的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	单城布局	双城布局	双城布局新区的区域协同增长效应	
<i>did</i>	1.6099*** (0.5034)	1.7481* (0.9992)	2.3456* (1.2364)	1.9646* (1.0904)
N^{200}	1.2048* (0.6515)	1.1695* (0.6609)	1.1690* (0.6586)	1.1797* (0.6599)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	960	855	855	855
R^2	0.6948	0.6878	0.6831	0.6861

七、结论与政策建议

1. 主要结论

本文基于 2003—2017 年中国 70 个大中城市的面板数据,利用渐进双重差分方法估计了国家级新区对经济增长的带动效应,主要得到了四方面的结论:①国家级新区的设立显著带动了所在城市经济增长,使得所在城市年均 GDP 增长率提高了约 1.51 个百分点;且国家级新区对所在城市经济增长的带动效应在其设立后 7 年内都是显著的。因此,国家级新区实现了国家对其成为辐射带动区域发展重要增长极的战略定位。②国家级新区的设立对其周边城市经济增长而言是一个帕累托改进,主要体现在国家级新区在对其 150 千米范围内城市经济增长不存在显著虹吸效应的同时,对周边 150 千米—200 千米范围内城市的经济增长产生了显著带动效应,这表明国家级新区的设立是有利于区域协调发展的。③国家级新区的设立通过改变区域经济增长的不利初始条件、制度创新以及要素数量扩张途径带动了区域经济增长,因此国家级新区对于缩小区域发展差距是有利的,但仍属于要素驱动的粗放型经济增长模式,未能实现高质量发展。④国家级新区规划面积的合理区间为 500 平方千米—2000 平方千米,低于或者高于这一区间都会导致国家级新区对所在区域经济增长的带动效应不显著;同时,双城布局的国家级新区对所在区域经济增长的带动效应要更大,这是

因为双城布局的国家级新区产生了显著的区域协同增长效应。

2. 政策建议

(1)当前应优先支持重要经济带的中心城市申请设立新的国家级新区来应对经济下行压力。鉴于国家级新区能对区域经济增长产生持续带动效应,并能辐射带动周边区域经济增长,因此,通过设立新的国家级新区来对冲当前经济下行压力是目前中国区域经济政策的可行选项。考虑到中国已有的19个国家级新区在空间分布上仍然不均衡,特别是对“胡焕庸线”以东的安徽、河南和湖北等中部地区这一人口密集带的重要经济区覆盖不足。本文建议国家可优先支持武汉城市圈的中心城市武汉、中原经济带的中心城市郑州以及合肥都市圈的中心城市合肥申报设立国家级新区。同时,由于国家级新区可以改变区域经济增长的不利初始条件,国家也应积极支持中西部地区的区域性中心城市在现有发展比较成熟的城市新区基础上申请设立国家级新区,充分利用国家级新区对经济增长的带动效应来抵消内外部不利因素的影响,保持区域经济的平稳健康发展。

(2)将经济增长质量约束纳入国家级新区发展规划与管理。目前国家级新区仍然主要依赖要素驱动的粗放发展模式,已经不能满足新时代区域经济高质量发展的要求。本文建议将经济增长质量作为国家级新区发展规划中明确的约束性指标,并作为国家批复设立国家级新区以及后期政策支持的硬性参考指标。同时,健全以经济增长质量为核心的国家级新区常态化管理考核体系,目前国家级新区建设在中央层面主要是由中华人民共和国国家发展和改革委员会牵头,但对国家级新区的管理仍然过于宏观,难以有效引导其战略发展方向,存在较为明显的“重建设、轻管理”现象。本文建议进一步健全国家级新区的高质量发展评价体系;借鉴国外区位导向性政策经验,通过对国家级新区后期资助政策建立起动态的进入与退出机制,形成对国家级新区发展方向的有效约束,积极引导国家级新区向高质量发展方向转型。

(3)合理控制国家级新区规划面积,支持城市群内不同城市联合申请设立国家级新区。本文研究表明,国家级新区规划面积的合理区间为500平方千米—2000平方千米,因此,未来在审批500平方千米以下与2000平方千米以上规划面积的国家级新区时要更加慎重。同时,鉴于目前城市群已成为中国城市化发展的重要空间形态,属于同一城市群的城市间联系要更为紧密。而双城布局的国家级新区可以通过加强区域协同发展而产生更大带动效应,因此,本文建议在国家级新区批复设立时应重点支持同一城市群内不同城市将现有分散的经济技术开发区、高新技术开发区等进行整合,联合申请设立国家级新区;进一步完善跨城市国家级新区的区域协同发展机制,以形成对区域经济增长更大的带动效应;通过赋予国家级新区更多改革自主权的方式来代替传统的税收、土地等优惠政策,激励国家级新区通过内生制度创新途径来带动区域经济增长。

本文主要利用城市层面样本从相对宏观角度回答了国家级新区带动区域经济增长的相关争论,在未来研究中,利用企业、居民等微观数据对国家级新区带动区域经济增长的微观机制与福利效应进行更加深入的研究是重要的改进方向。同时,随着制度创新在塑造国家级新区比较优势中的地位更加重要,通过文本量化分析技术对国家级新区制度创新水平进行定量评估、深入研究国家级新区通过制度创新带动区域经济增长的内在机制也是未来研究需要突破的重要方向。

〔参考文献〕

- [1]薄文广,殷广卫. 国家级新区发展困境分析与可持续发展思考[J]. 南京社会科学, 2017, (11): 9-16.
- [2]曹清峰. 国外区位导向性政策研究最新进展及对雄安新区建设的启示[J]. 科技进步与对策, 2019, (2): 36-43.
- [3]郝寿义,曹清峰. 论国家级新区[J]. 贵州社会科学, 2016, (2): 26-33.
- [4]柯善咨,赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率[J]. 经济研究, 2014, (4): 76-88.

- [5]李力行,申广军. 经济开发区、地区比较优势与产业结构调整[J]. 经济学(季刊), 2015,(3):885-910.
- [6]刘继华,荀春兵. 国家级新区:实践与目标的偏差及政策反思[J]. 城市发展研究, 2017,(1):18-25.
- [7]刘瑞明,赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证[J]. 管理世界, 2015,(8):30-38.
- [8]柳天恩,田学斌,曹洋. 国家级新区影响地区经济发展的政策效果评估——基于双重差分法的实证研究[J]. 财贸研究, 2019,(6):24-35.
- [9]王雄元,卜落凡. 国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究[J]. 中国工业经济, 2019,(10):80-98.
- [10]郑江淮,高彦彦,胡小文. 企业“扎堆”、技术升级与经济绩效——开发区集聚效应的实证分析[J]. 经济研究, 2008,(5):33-46.
- [11]Alder, S., L. Shao, and F. Zilibotti. Economic Reforms and Industrial Policy in a Panel of Chinese Cities[J]. Journal of Economic Growth, 2016,21(4):305-349.
- [12]Austin, B. A., E. L. Glaeser, and L. H. Summers. Jobs for the Heartland: Place-based Policies in 21st Century America[R]. NBER Working Paper, 2018.
- [13]Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010,65(5):1637-1667.
- [14]Briant, A., M. Lafourcade, and B. Schmutz. Can Tax Breaks Beat Geography? Lessons from the French Enterprise Zone Experience[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2015,7(2):88-124.
- [15]Busso, M., J. Gregory, and P. Kline. Assessing the Incidence and Efficiency of a Prominent Place Based Policy[J]. American Economic Review, 2013,103(2):897-947.
- [16]Cheng, Y. Place-Based Policies in a Development Context—Evidence from China [R]. University of California Working Paper, 2014.
- [17]Crisuolo, C., R. Martin, H. G. Overman, and J. Van Reenen. Some Causal Effects of an Industrial Policy[J]. American Economic Review, 2019,109(1):48-85.
- [18]Cuberes, D., K. Desmet, and J. Rappaport. Urban Growth Shadows [R]. Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper, 2019.
- [19]Ehrlich, M., and T. Seidel. The Persistent Effects of Place-based Policy: Evidence from the West-German Zonenrandgebiet[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2018,10(4):344-374.
- [20]Glaeser, E., G. Ponzetto, and Y. Zou. Urban Networks: Spreading the Flow of Goods, People, and Ideas[R]. CEPR Discussion Paper, 2015.
- [21]Gobillon, L., T. Magnac, and H. Selod. The Effect of Location on Finding a Job in the Paris Region[J]. Journal of Applied Econometrics, 2011,26(7):1079-1112.
- [22]Grembi, V., T. Nannicini, and U. Troiano. Policy Responses to Fiscal Restraints: A Difference-in-Discontinuities Design[R]. Institute for the Study of Labor Discussion Paper, 2012.
- [23]Guiso, L., L. Pistaferri, and F. Schivardi. Learning Entrepreneurship from Other Entrepreneurs [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [24]Howell, A. Heterogeneous Impacts of China's Economic and Development Zone Program[J]. Journal of Regional Science, 2019,59(5):797-818.
- [25]Jedwab, R., E. Kerby, and A. Moradi. History, Path Dependence and Development: Evidence from Colonial Railways, Settlers and Cities in Kenya[J]. Economic Journal, 2017,127(603):1467-1494.
- [26]Kline, P., and E. Moretti. Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority [J]. Quarterly Journal of Economics, 2013,129(1):275-331.

- [27]Kline, P., and E. Moretti. People, Places, and Public Policy: Some Simple Welfare Economics of Local Economic Development Programs[J]. *Annual Review of Economics*, 2014,6(1):629–662.
- [28]Lu, Y., J. Wang, and L. Zhu. Do Place-based Policies Work? Micro-level Evidence from China's Economic Zone Program[R]. SSRN Working Paper, 2015.
- [29]Lu, Y., J. Wang, and L. Zhu. Place-based Policies, Creation, and Agglomeration Economies: Evidence from China's Economic Zone Program[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019,11(3):325–360.
- [30]Mayer, T., F. Mayneris, and L. Py. The Impact of Urban Enterprise Zones on Establishments' Location Decisions: Evidence from French ZFUs[R]. CEPR Discussion Paper, 2012.
- [31]Ossa, R. A. Quantitative Analysis of Subsidy Competition in the US[R]. NBER Working Paper, 2015.
- [32]Wang, J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. *Journal of Development Economics*, 2013,(101):133–147.
- [33]Zheng P., and T. Slaper. University Knowledge Spillovers, Geographic Proximity and Innovation: An Analysis of Patent Filings across US Counties[R]. Kelley School of Business Research Paper, 2016.
- [34]Zheng, S., W. Sun, J. Wu, and M. E. Kahn. Urban Agglomeration and Local Economic Growth in China: The Role of New Industrial Parks[R]. USC-INET Research Paper, 2016.

Driving Effects of National New Zone on Regional Economic Growth ——Evidence from 70 Cities of China

CAO Qing-feng

(Institute of Modern Economic and Management TUFE, Tianjin 300222, China)

Abstract: The core arguments that whether national new zone's driving effects on regional economic growth is sustainable, or meet the requirements for regional coordinated development and high-quality growth, and whether its spatial layout is reasonable have puzzled the construction of national new zone for a long time. This paper answers above arguments by using the difference in difference method to systematically estimate the driving effects of national new zone on regional economic growth. The main findings include: The national new area promotes regional economic growth constantly, and increases the annual average GDP growth rate of cities where it locates by about 1.51 percentage points and the effects can last for 7 years. The national new zone promotes regional coordinated development through spatial spillover effects. Specifically, there are no significant negative polarization effects on economic growth within 150 km around the national new zone, while there exists significant positive effects on economic growth within 150 km–200 km around the national new zone. The national new zone promotes regional economic growth by changing the unfavorable initial conditions of regional economic growth, institutional innovation and the increase of the number of factors, which is conducive to narrowing the regional economic development gap, but fails to promote the regional high-quality growth. The proper range of planned area for national new area is 500 km²–2000 km². The regional coordinated growth effects make national new zones that cross two cities have stronger driving effects on regional economic growth. This paper suggests that government should give priority to supporting central cities in important economic regions to set up new national new zones in order to cope with current downward pressures on economies, integrate the economic growth quality constraints into the development planning and management of national new zones, reasonably control the planning area of national new zones, and support cities in the same urban cluster to set up national new zones jointly.

Key Words: national new zone; regional economic growth; difference in difference

JEL Classification: O47 O18 R10

[责任编辑:崔志新]