

我国经济特区设立的经济增长效应评估^{*}

——基于合成控制法的分析

杨经国 周灵灵 邹恒甫

内容提要:本文基于合成控制法,以反事实分析的方式探讨了我国设立经济特区所带来的经济增长效应。结果表明,经济特区的设立可以显著促进经济增长,但这种效应具有时间上和空间上的双重不对称性。从时间上看,20世纪80年代特区设立伊始,其对经济增长的促进效应最为明显,到了90年代这一效应有所减弱,2000年后进一步下降。后设的经济特区会呈现出某种“后发劣势”。就地区而言,在东部省份设立经济特区带来的经济效益最大,中西部地区收效不明显。因此,不能过于依赖经济特区来拉动经济增长,现阶段应加快转变特区的发展方式,通过动态管理、分类指导强化约束和倒逼机制,优化人力资本、金融等资源配置,走质量效益型发展道路。

关键词:经济特区 经济增长 合成控制法

一、引言

1228年法国马赛港划出特定区域为自由贸易区,规定外国货物可以在不征收任何税收的情况下进出该区域,这应该是世界上最早的经济特区(马春辉、冯宇辉,1996)。1948年,波多黎各成立自由贸易区,爱尔兰香农地区和墨西哥也很快跟进。从20世纪60年代开始,各种开发区、经济特区在世界范围内普遍兴起(Nel & Rogerson, 2013)。一般而言,经济特区通常设立在国际贸易港口附近,优越的地理位置和优惠的经济政策是其发展的基础,其设立的目的主要有促进产品和服务出口、推动国内外投资、创造新的就业机会、发展基础设施、维护国家安全以及同他国保持友好关系等(Sharma, 2009)。尽管经济特区这一称谓是较晚近才出现^①,但就实质而言,自由贸易区、出口加工区、经济技术开发区等都算是不同层面的经济特区。所以,经济特区自发轶到现在,已有近800年的历史。目前有近

3500个经济特区分布在全球130多个国家和地区(Farole, 2011),囊括了不同发展水平的经济体。

经济特区的勃兴引发了学术界的关注。一个共识是,经济特区是我国渐进式改革开放的重要起点(徐现祥、陈小飞, 2008)。一些研究表明,设立经济特区能增加政府收入,从而给基础设施建设或公共物品的生产提供急需的资金(Schweinberger, 2003)。而且,设立经济特区的城市在契约密集型行业上具有比较优势,并拥有更多的平均出口(黄玖立等, 2013)^②。Wang(2013)使用我国城市数据发现经济特区项目总体上对投资有正向影响,并能产生显著的集聚效应。平均而言,引入特区项目能使人均FDI水平增加21.7%,且在设立较早的特区FDI的创造效应(Creation Effect)要远大于转向效应(Diversion Effect)。Alder et al(2016)发现经济特区通过物质资本积累、全要素生产率和人力资本投资等作用渠道带来了显著正向溢出效应。部分学者还探讨了经济特区的减贫作用,发现这种减贫效应

^{*} 杨经国,广州大学经济与统计学院,邮政编码:510006,电子邮箱:jinxingfu2007@163.com;周灵灵,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100028,电子邮箱:zhoulingling1985@163.com;邹恒甫,中央财经大学中国经济与管理研究院,邮政编码:100081,电子邮箱:hzcema@gmail.com。本文受国家自然科学基金青年项目“优化人力资本配置研究”(16CJY015)资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

具有明显的阶段性,随着经济发展水平上升该效应递减(袁易明、张广露,2012)。

当然,经济特区在世界范围内的发展也存在着较大的异质性。在中国、印度和墨西哥等新兴经济体,经济特区的发展总体上是比较成功的。相较而言,基础设施落后、企业家才能不足、政治制度的挑战以及投资者的无知,使得非洲的经济特区未能很好复制亚洲的成功模式(Nel & Rogerson, 2013)。经济特区除了具备促进经济增长、缓解就业压力等积极效应,也存在着不少负面影响,如社会冲突、收入不平等、对土地和水等自然资源的掠夺等(Sharma, 2009)。而且,特区自身的发展也面临着不少挑战。我国经济特区就存在着定位不明、政策不“特”、内部二元经济特征明显、先行地位越来越弱等问题(黄景贵、高莹, 2010)。总的来看,目前关于经济特区的研究大都集中在其对投资、出口、就业、财政收入和减贫的影响等方面,直接从数量上探讨特区经济增长效应的文献比较少。

二、估计方法

本文采取政策评估方法,把设立经济特区看成是政府在不同时期对一些省份实施的政策实验。基于这种视角及合理划分的实验组和对照组,我们使用合成控制法来评估经济特区对经济增长的影响。合成控制法最先由 Abadie & Gardeazabal(2003)提出,Abadie et al(2010)从统计学上给出了严格的理论基础。

简单来说,合成控制法的基本思路是:通过对现有备选的多个控制单元(Control Unit)进行权重加总,合成的一个对照组与实验组的特征就极为相似,因而能较好地作为实验组的对照面来进一步展开反事实分析(Counterfactual Analysis)。目前来看,仍有不少学者使用双重差分法(DID)或基于倾向性得分匹配(PSM)下的双重差分法(DID)来进行政策评估,但这两种实证方法都需要假设实验组和对照组的特征基本相同,要求实验组和对照组有共同趋势(Common Trend),条件非常苛刻。相形之下,合成控制法可以通过合成多个控制单元来得到与实验组基本相同的对照组,在一定程度上改进了双重差分法,有着更为宽广的适用范围。

具体来说,依据本文的研究背景,假设可以收集到 $(J+1)$ 个省份、 T 期的经济增长面板数据,其中,只有省份 i 在第 T_0 ($1 \leq T_0 \leq T$)期被实施设立经济特区的自然实验,另外的 J 个省份在 T 期上都属于

省份 i 的控制单元。那么,设立经济特区对省份 i 经济增长的实验效应可表示为:

$$\tau_{it} = Y_{it}(1) - Y_{it}(0) \quad (1)$$

式(1)中的1表示省份 i 受到自然实验,0则表示没受到自然实验。容易得知,当 $T \geq T_0$ 时括号内取值才为1;另外, $Y_{it}(1)$ 与 $Y_{it}(0)$ 分别表示省份 i 设立经济特区与不设立经济特区的经济增长情况。由于本文将研究重点放在经济特区在设立后对经济增长的影响,所以 τ_{it} ($T_0 \leq t \leq T$)就是要估计的数值。可是,当省份 i 处在时期 $T_0 \leq t \leq T$ 内,只有 $Y_{it}(1)$ 能被观测到,而 $Y_{it}(0)$ 观测不到,只能选择合适的对照组通过反事实分析方法来进行估算。

借鉴 Abadie et al(2010)的做法,假设对所有省份 j ($1 \leq j \leq J+1$),结果变量 $Y_{jt}(0)$ 和 $Y_{jt}(1)$ 满足式(2)(3):

$$Y_{jt}(0) = \delta_i + \theta_j \mathbf{Z}_j + \lambda_j \boldsymbol{\mu}_j + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

$$Y_{jt}(1) = Y_{jt}(0) + \tau_{jt} D_{jt} \quad (3)$$

式(2)中, δ_i 表示所有省份相同的时间固定效应, \mathbf{Z}_j 是一个 $(r \times 1)$ 维向量,表示省份 j 不受经济特区设立影响且为可观测的协变量, $\boldsymbol{\theta}$ 是一个 $(1 \times r)$ 维的未知参数向量, $\boldsymbol{\mu}_j$ 是一个 $(F \times 1)$ 维向量,表示省份 j 不可观测的地区固定效应, λ_j 是一个 $(1 \times F)$ 维的不可观测的时变的共同效应, ϵ_{jt} 表示省份 j 观测不到的均值为0的短暂扰动。在式(3)中, D_{jt} 是省份 j 是否受到自然实验的虚拟变量,根据定义有:

$$D_{jt} = \begin{cases} 1 & j = i, T \geq T_0 \\ 0 & \text{其他情况} \end{cases} \quad (4)$$

于是,由式(3)(4)有:

$$Y_{jt}(0) = Y_{jt}(1) = Y_{jt}, \text{当 } j \neq i \text{ 时} \quad (5)$$

双重差分法的“共同趋势”条件会要求式(2)中的 λ_j 是 t 的线性函数,且 \mathbf{Z}_j 、 $\boldsymbol{\mu}_j$ 和 ϵ_{jt} 三者相互独立,而合成控制法并没有这些限制条件。另外,虽然 \mathbf{Z}_j 带有下标 j ,但这个协变量向量不受具体省份与特区实验执行前后的限制,只要是与经济特区实验事件无关且能影响经济增长的因素都可以囊括在内。因此, \mathbf{Z}_j 可以是人口增长率、人均受教育年限、投资占GDP比重、通货膨胀率等一系列经济增长解释因素的集合(Barro, 1991)。

为了得到省份 i 在时期 $t \geq T_0$ 不设立经济特区的经济增长结果 $Y_{it}(0)$,本文先利用其他 J 个不设立经济特区的省份作为控制单元,再利用非参数方法选择每个省份的权重,最后通过加权平均 J 个省份来合成一个对照组,使其成为设立经济特区的省份 i 合适的对照。在此基础上, $Y_{it}(0)$ 就可以由合成控制

组的经济增长结果的加权平均来替代,而合成控制组中的每个省份(控制单元)不受自然实验,它们的经济增长情况都是能够观测的,所以可通过这种方式将 Y_{it} (0)合理地估计出来。为此,本文定义权重向量为 $\mathbf{W} = (\omega_1, \dots, \omega_{i-1}, \omega_{i+1}, \dots, \omega_{J+1})'$ 。其中,对所有 $\omega_j \in \mathbf{W}$,都有 $0 \leq \omega_j \leq 1$,并且有 $\sum_j \omega_j = 1$ 。对于任何满足这两个条件的权重向量 \mathbf{W} ,都有一个可行的合成控制组,其结果变量是各个控制单元的加权平均:

$$\sum_{j \neq i} \omega_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j \neq i} \omega_j \mathbf{Z}_j + \lambda_t \sum_{j \neq i} \omega_j \boldsymbol{\mu}_j + \sum_{j \neq i} \omega_j \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

由 Abadie et al(2010)可知,如果存在 $\mathbf{W}^* = (\omega_1^*, \dots, \omega_{i-1}^*, \omega_{i+1}^*, \dots, \omega_{J+1}^*)'$ 使式(7)(8)得到满足:

$$\sum_{j \neq i} \omega_j^* Y_{j1} = Y_{i1}, \sum_{j \neq i} \omega_j^* Y_{j2} = Y_{i2}, \dots \quad (7)$$

$$\sum_{j \neq i} \omega_j^* Y_{jT_0} = Y_{iT_0}, \text{且} \sum_{j \neq i} \omega_j^* \mathbf{Z}_j = \mathbf{Z}_i \quad (8)$$

那么,在给定 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t \lambda_t'$ 非奇异且样本中自然实验发生前的期数较多的条件下,就可以证明 $Y_{it}(0)$ 与 $\sum_{j \neq i} \omega_j^* Y_{jt}$ 的差距充分趋近零。因此, $\sum_{j \neq i} \omega_j^* Y_{jt}$ 可以较好地估计 $Y_{it}(0)$,从而能得到实验效应的无偏估计为:

$$\hat{\tau}_{it} = Y_{it}(1) - \sum_{j \neq i} \omega_j^* Y_{jt}, t \in \{T_0 + 1, \dots, T\} \quad (9)$$

由式(9)可知,要得到 $\hat{\tau}_{it}$,需要事先求解满足式(7)(8)的最优权重向量 \mathbf{W}^* 。具体求解思路是:令 \mathbf{X}_1 表示实验组实施自然实验前可以影响经济增长的预测变量的 $(k \times 1)$ 维向量, \mathbf{X}_0 表示各个控制单元、在自然实验发生前可以影响经济增长的预测变量组成的 $(k \times J)$ 维矩阵,那么,最优的权重向量 $\mathbf{W}^*(\mathbf{V})$ 满足:

$$\mathbf{W}^*(\mathbf{V}) = \arg \min_{(\mathbf{W})} \sqrt{(\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})} \quad (10)$$

其中, \mathbf{V} 是 $(k \times k)$ 维的对称半正定矩阵,表示自然实验发生前各个预测变量对经济增长影响的权重,反映了各个预测变量对于经济增长的预测能力。依据 Abadie & Gardeazabal(2003),最优解 \mathbf{W}^* 能使特区实验执行前的合成控制组预测实验组经济增长情况的均方误差(MSPE)达到最小,即有:

$$\mathbf{V}^* = \arg \min_{(\mathbf{V})} (\mathbf{Y}_i - \mathbf{Y}_{-i} \mathbf{W}^*(\mathbf{V}))' \cdot (\mathbf{Y}_i - \mathbf{Y}_{-i} \mathbf{W}^*(\mathbf{V})) \quad (11)$$

其中, $\mathbf{Y}_{-i} = (\mathbf{Y}_1, \dots, \mathbf{Y}_{i-1}, \mathbf{Y}_{i+1}, \dots, \mathbf{Y}_{J+1})$ 表示所有控制单元在自然实验发生前的结果变量,是一个 $(T_0 \times J)$ 维矩阵。

结合(10)(11)两式,基于使(7)(8)两式尽量成立的条件,我们通过递归优化法就可以求得最优的权重向量 \mathbf{W}^* ,将其代入式(9),就能得到特区设立实验效应的估计值 $\hat{\tau}_{it}$ 。

三、数据与实证结果

(一)数据及变量说明

我们收集了1978—2013年的一个省级面板数据样本开展分析。由于在某个省份设立经济特区或国家级经济技术开发区表示一揽子优惠政策的执行,而直辖市在最初的行政区划时已保证优惠政策的特殊照顾或倾斜,与一般省份有很大的差异,所以我们在样本中剔除了北京、上海、天津、重庆等4个直辖市^①。又因为香港、澳门与台湾的政治经济体制的差异性,且西藏的统计数据缺失较多,因此,也未将其纳入到本文的数据样本中。最终,本文使用的是不包括这些地区的27个省份面板数据,并根据《新中国60年统计资料汇编》《中国城市统计年鉴》《中国人口统计年鉴》《中国统计年鉴》整理计算出相关数据。

本文选取实际人均GDP作为经济增长效应的指标,作为合成控制法模型中的被解释变量。而作为解释变量的控制变量组,我们参考Barro(1991)、Abadie & Gardeazabal(2003)以及王贤彬、聂海峰(2010)等的研究,选取了一系列影响经济增长的预测变量:(1)人均受教育年限,代表人力资本水平,以6岁及以上人口平均受教育年限来衡量;(2)就业人数占人口比重,表征劳动力投入情况;(3)固定资产投资占GDP比重,代表资本投入情况;(4)公路铁路密度,反映基础设施状况,即公路、铁路总里程与地区土地面积的比值;(5)实际人均GDP增长率,表征经济增长绩效,以1977年为基期进行了消胀处理;(6)第一产业增加值占GDP比重,反映当地的产业结构。

(二)样本分组:实验组与对照组

本文的关键解释变量是经济特区设立的虚拟变量,取1表示执行了特区政策实验,属于实验组,否则取0。通过考察改革开放以来特区设立的历史,我们发现政府主要是在地级市、县级市或者专门划

分的区域设立经济特区或开发区。为了构建关键的省份特区虚拟变量,就需要将地级市、县级市的特区设立加总到省级层面。那么,对于长达三十多年的考察期,又该如何判断有哪些省份受到了设立经济特区这个自然实验的作用呢?本文引入积累效应的概念,定义为该省份设立经济特区和国家级经济技术开发区的城市(省会城市除外,但包括县级市)占省内城市总数的比重^⑤。在此基础上,假设在某个时点,当某个省份被设立为经济特区或国家级经济技术开发区的地级市、县级市的积累效应与其他省份相比处于较强地位时,就可以成为实验组的备选项。具体而言,我们在样本中采用三个判别标准甄选出实验组^⑥:

(1)借鉴 Guariglia & Yang(2016)和 Guariglia & Mateut(2010)采用分位数构建虚拟变量的做法,将各省的特区积累效应从小到大进行排列,并基于研究目的,把积累效应处于0.9分位点及以上的一些省份确定为执行特区政策实验的备选项^⑦。

(2)由合成控制法的操作要求可知,在自然实验实施前要预留一些时期来匹配实验组与对照组的特征,在经济特区实验执行后要预留一些时期来评估实验效应。因此,本文选取1980—2010年的特区实验事件作为研究对象。

(3)根据合成控制法的基本思想,我们需要在某个省份被认为执行特区实验时,接着的三年内(或到样本时期末)有足够多的未归入执行特区实验的省份加权平均来构建合成的对照组,因此,我们考虑的

执行特区实验的年份间隔至少是四年。

在数据样本中,任何一个省份只有同时满足这三个判别标准,才可被确定为执行特区政策的实验组。依据甄选条件,本文确定了10个执行经济特区实验的省份,并根据执行时期划分为三组。表1对我国从1980—2010年设立经济特区的实验组及具体事件进行了归纳。

(三)实证结果

按照分组,我们应用 Abadie et al(2010)开发的R程序包 Synth 估计了不同时期每个实验组设立经济特区对经济增长的作用。

1. 20世纪80年代经济特区设立的经济增长效应。表2报告了80年代各个实验省份在设立经济特区之前与其合成控制组在一些关键经济变量上的对比情况。在80年代设立经济特区的6个省份中,除辽宁外,其他省份特征都与其合成省份特征有较为良好的拟合。对广东来说,在6个预测变量中,实际人均GDP、固定资产投资占GDP比重、第一产业增加值占GDP比重以及公路铁路密度的差距都很小,只有实际人均GDP增长率与就业人数占总人口比重的匹配稍欠理想。对福建来说,在设立经济特区之前,真实福建与合成福建实际人均GDP、第一产业增加值占GDP比重和就业人数占总人口比重较为匹配,固定资产投资占GDP比重、实际人均GDP增长率和公路铁路密度稍有差距。对浙江来说,在执行特区实验之前,真实浙江与合成浙江实际人均GDP、第一产业增加值占GDP比重与公路铁路密度相似性很高,固定资产投资占GDP比重、就

表1 执行特区实验的省份及事件概况(1980—2010年)

时期	省份	设立经济特区的事件概况
20世纪80年代 (东部)	广东(1980)	1980年,深圳、珠海与汕头被设立为经济特区。
	福建(1980)	1980年,厦门被设为经济特区。
	浙江(1984)	1984年,宁波与温州被划为沿海港口开放城市,设立宁波经济技术开发区。
	山东(1988)	1984年,设立青岛经济技术开发区、烟台经济技术开发区;1988年,山东半岛全部开放。
	辽宁(1988)	1984年,设立大连经济技术开发区;1988年,辽东半岛全部开放。
	海南(1988)	1988年,海南建省,全省被设立为经济特区。
20世纪90年代 (中西部)	广西(1992)	1984年,北海被划为沿海开放城市;1992年,南宁被划为内陆开放城市,凭祥、东兴被划为沿边开放城市。
	新疆(1992)	1992年,乌鲁木齐被划为内陆开放城市,伊宁、博乐与塔城被划为沿边开放城市。
	云南(1992)	1992年,昆明被划为内陆开放城市,瑞丽、畹町与河口被划为沿边开放城市。
2000年以后 (中西部)	江西(2010)	1992年,九江被划为长江沿岸开放城市,南昌被划为内陆开放城市;2000年,设立南昌经济技术开发区;2010年,设立九江经济技术开发区、赣州经济技术开发区、井冈山经济技术开发区、上饶经济技术开发区以及萍乡经济技术开发区。

注:省份括号内年份表示该省份执行特区实验的时点。各个省份设立经济特区、国家级经济技术开发区的情况,各个省份的积累效应数据可联系作者索要。

业人数占总人口比重和实际人均 GDP 增长率的差距尚可接受。山东和海南的情形与浙江类似,虽然有个别预测变量的匹配有点差距,但其真实省份特征与合成省份特征在总体上拟合得较好。而辽宁的预测变量匹配情况较其他省份差,真实辽宁特征与合成辽宁特征有几个指标差距较大。因此,对于 20 世纪 80 年代设立经济特区的 6 个省份,通过合成控制法得到的广东、福建、浙江、山东、海南等 5 个省份的经济增长评估效应可靠程度较高,而辽宁省则分

析效果一般。

图 1 刻画了我国 20 世纪 80 年代执行经济特区实验的 6 个省份及其合成省份实际人均 GDP 的演变路径。其中,垂直虚线所对应的年份表示各个省份设立经济特区的时点。设立经济特区前的特征拟合最好的是广东,次之为福建、浙江、山东和海南,拟合最差的是辽宁。自 1980 年开始执行经济特区实验时起,真实广东与合成广东的实际人均 GDP 路径有明显差异。1980 年之后,真实广东的实际人均 GDP

表 2 预测变量真实值与合成值对比(20 世纪 80 年代)

	广东		福建		浙江		山东		辽宁		海南	
	真实值	合成值	真实值	合成值	真实值	合成值	真实值	合成值	真实值	合成值	真实值	合成值
实际人均 GDP(元)	392.8	392.9	294.9	294.6	479.0	478.3	573.6	573.5	955.3	709.0	448.1	447.8
固定资产投资占 GDP 比重(%)	14.50	14.58	20.59	17.53	17.93	20.51	25.59	25.33	22.57	21.49	24.37	24.08
第一产业增加值占 GDP 比重(%)	31.60	32.16	36.83	37.86	35.90	35.33	35.66	34.76	16.44	30.90	54.16	40.71
就业人数占总人口比重(%)	45.02	45.45	38.14	38.36	50.99	44.62	45.27	45.47	44.35	50.45	43.85	43.95
实际人均 GDP 增长率(%)	7.193	8.438	13.63	11.27	13.83	11.73	10.23	10.20	7.08	10.76	6.82	7.39
公路铁路密度(公里/万平方公里)	0.287	0.278	0.267	0.177	0.227	0.227	0.241	0.172	0.246	0.214	0.391	0.172

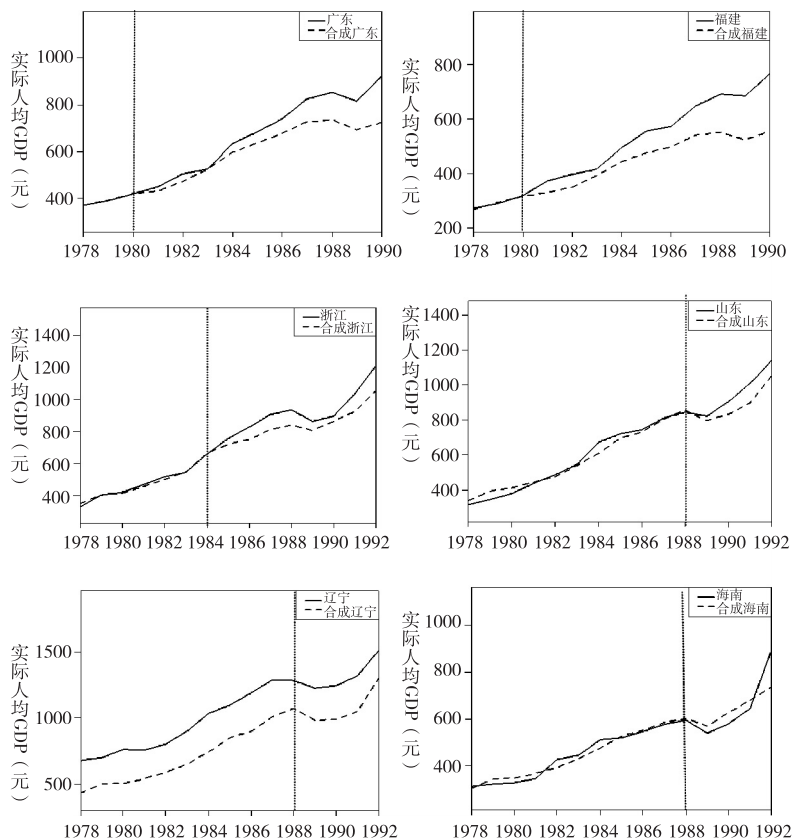


图 1 设立经济特区的经济增长效应(20 世纪 80 年代)

皆高于通过反事实构建的“广东”，并在 1983 年后差距逐步拉大，到 1988 年，设立经济特区可以使广东的实际人均 GDP 增加 200 元左右，比不设立经济特区的情形高了大约 33%。由此可见，执行经济特区的实验对广东的经济增长起到了很大的促进作用。

对于福建来说，执行经济特区实验之后，其实验效应也非常明显，真实福建的实际人均 GDP 路径也高于合成福建的实际人均 GDP，到 1990 年，由于特区设立的作用，其实际人均 GDP 增长了近 400 元。对于浙江、山东这两个省份，图 1 显示设立经济特区之后，真实省份与通过反事实构建的合成省份的实际人均 GDP 路径也出现了分离，且两者的差异也是随时间逐渐扩大。到 1988 年，设立经济特区使得这两个省份的经济都在一定程度上有所增长。其中，由于执行经济特区实验的影响，到 1988 年，浙江的实际人均 GDP 增加了大约 200 元，到 1990 年，山东的实际人均 GDP 增加了大约 200 元。相对而言，真实海南与合成海南的实际人均 GDP 路径差距不明显，真实海南的实际人均 GDP 并没能领先于合成海南，只有在设立经济特区三年后（1991 年后）才比合成海南要高。因此，对于海南来说，设立经济特区对其经济增长的促进效应可能存在滞后性，或者说不显著。

2. 20 世纪 90 年代设立经济特区的经济增长效应。表 3 报告了 20 世纪 90 年代设立经济特区的省份实验之前的各个指标真实值与合成值的情况。广西、新疆、云南与其合成省份的前期特征拟合程度有所差异，而对于各个省份，既存在拟合得理想的指标，也有拟合不太理想的指标。例如，对于广西来说，真实广西与合成广西的 1978—1992 年平均实际人均 GDP 分别为 348.72 与 351.25 元，相差仅为 2.53 元；同时其就业人数占总人口比重、实际人均 GDP 增长率、公路铁路密度及第一产业增加值占 GDP 比重的真实值与合成值的差距都很小，不过固定资产投资占 GDP 比重与人均受教育年限的差异不小，但是总体上拟合较好。相对而言，新疆与云南这两个省份执行经济特区实验之前的实际人均 GDP、固定资产投资占 GDP 比重、第一产业增加值占 GDP 比重等特征拟合得略为欠佳。因此，对新疆和云南两省应用合成控制法得到的经济增长评估效应的显著程度不高。

图 2 刻画了 20 世纪 90 年代设立经济特区对实际人均 GDP 演变路径的影响。广西执行经济特区实验之后，实际人均 GDP 的真实路径明显在其构造反事实得到的合成路径之上，意味着特区实验使经

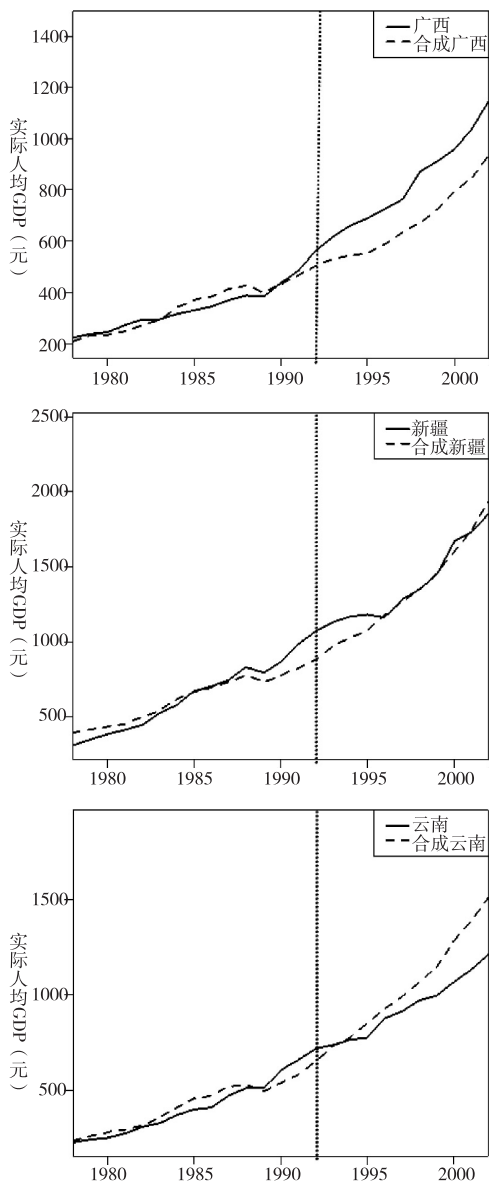


图 2 设立经济特区的经济增长效应(20 世纪 90 年代)

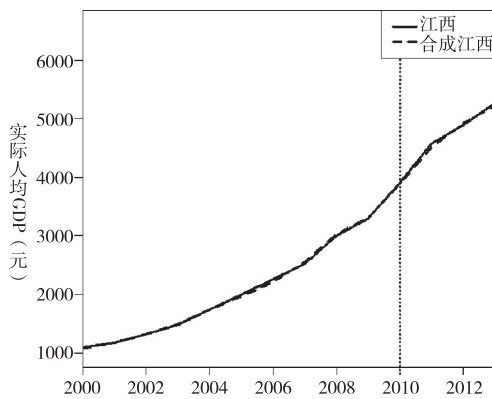


图 3 设立经济特区的经济增长效应
(2000 年之后)

济有明显的增长。到2000年,真实广西的实际人均GDP比合成广西要高200元左右,增长了大约25%。相形之下,新疆和云南在执行经济特区实验之后的经济效果不明显,到2000年新疆与合成新疆的实际人均GDP路径基本重合,而合成云南的实际人均GDP甚至要比真实云南要高。但是,新疆和云南在特区设立前的预测变量匹配欠佳,因而对经济增长的评估效应可靠程度不理想。因此,这两个省份的特区实验的经济增长效应可能在统计上是不显著的,不能很好地说明经济特区实验对经济增长影响的方向和幅度。

3. 2000年之后设立经济特区的经济增长效应。表4报告了2010年执行经济特区实验的江西2000—2010年期间7个预测变量的真实值和合成值的对比情况。一方面,真实江西与合成江西的实际人均GDP、实际人均GDP增长率、公路铁路密度和人均受教育年限的匹配较好。比如,真实江西2000—2010年平均的实际人均GDP是2159.03元,而合成江西这段时期的平均实际人均GDP是2159.51元,真实江西和合成江西的平均实际人均GDP增长率都为13.38%。另一方面,江西的固定

资产投资占GDP比重、第一产业增加值占GDP比重和就业人数占总人口比重等几个预测变量的真实值和合成值的差距也不大。因此,从总体上来看,江西在执行经济特区实验前,合成江西的路径可以较好地拟合真实的江西,能够作为江西设立经济特区实验后合适的反事实情形。

图3给出了对江西实施经济特区实验应用合成控制法进行非参数估计的结果。2010年之前,真实江西和合成江西在设立经济特区前的特征较为匹配,实线和虚线基本上重合。执行经济特区实验的2010年之后,真实江西实际人均GDP路径也与合成江西的相应路径几乎重合。这说明对江西而言,执行经济特区实验对其经济增长带来的促进作用很小。

四、稳健性检验

接下来,我们考察经济特区实验效应的统计显著性,以进一步验证估计结果的稳健性。由Abadie et al(2010)可知,应用合成控制法得到的非参数估计结果不能利用大样本的统计推断技术来检验显著性,但可以借助类似秩检验的排列检验法(Permutation Test)来对评估效应进行显著性分析,其具体思

表3 预测变量真实值与合成值对比(20世纪90年代)

	广西		新疆		云南	
	真实值	合成值	真实值	合成值	真实值	合成值
实际人均GDP(元)	348.72	351.25	646.20	630.88	419.52	427.75
固定资产投资占GDP比重(%)	17.92	20.86	35.94	24.61	22.23	20.93
第一产业增加值占GDP比重(%)	42.19	40.92	37.79	28.77	38.62	38.81
就业人数占总人口比重(%)	49.15	49.21	41.24	42.06	51.07	49.25
实际人均GDP增长率(%)	6.91	6.62	9.37	6.27	8.73	7.67
公路铁路密度(公里/万平方公里)	0.151	0.181	0.015	0.062	0.131	0.223
人均受教育年限(年)	6.05	5.08	6.27	6.50	4.58	5.82

表4 江西省预测变量真实值与合成值对比

	真实值	合成值
实际人均GDP(元)	2159.03	2159.51
固定资产投资占GDP比重(%)	54.64	51.09
第一产业增加值占GDP比重(%)	18.58	15.24
就业人数占总人口比重(%)	51.90	52.58
实际人均GDP增长率(%)	13.38	13.38
公路铁路密度(公里/万平方公里)	0.568	0.565
人均受教育年限(年)	7.84	7.60

想是:通过对实际上没有执行实验的合成对照组内的所有控制单元假定为实验组,对其逐一进行安慰剂检验(Placebo Test)[®],并把所有处理效应全部排列出来,如果所有安慰剂的效果都不及实验组的效果大的话,就能认为实验组的评估效应在统计上是显著的,可以判断估计结果是稳健的。

(一)20世纪80年代设立经济特区的增长效应稳健性分析

图4报告了广东、福建、浙江、山东及海南等设立经济特区的省份的稳健性检验,由于辽宁在执行经济特区实验前跟合成的对照组的拟合效果不太好,其估计结果可靠程度不高,故未纳入稳健性的分析。

与各自对照组中所有控制单元的安慰剂检验效果相比,广东、福建、浙江、山东的实际人均GDP真实值减去合成值的差值(Gap)要更大,说明图1对

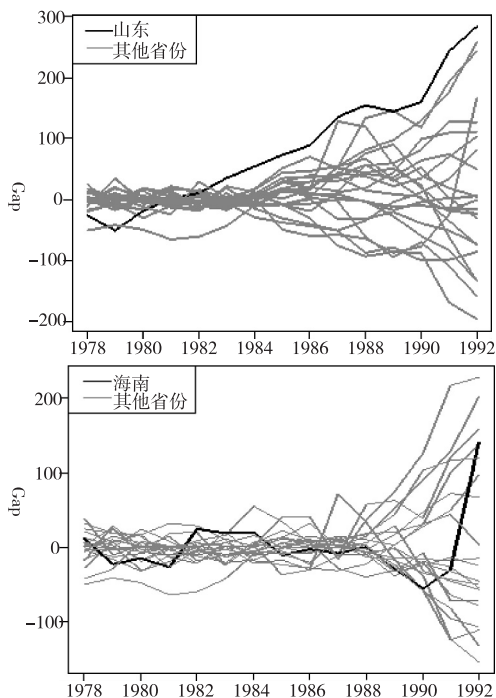
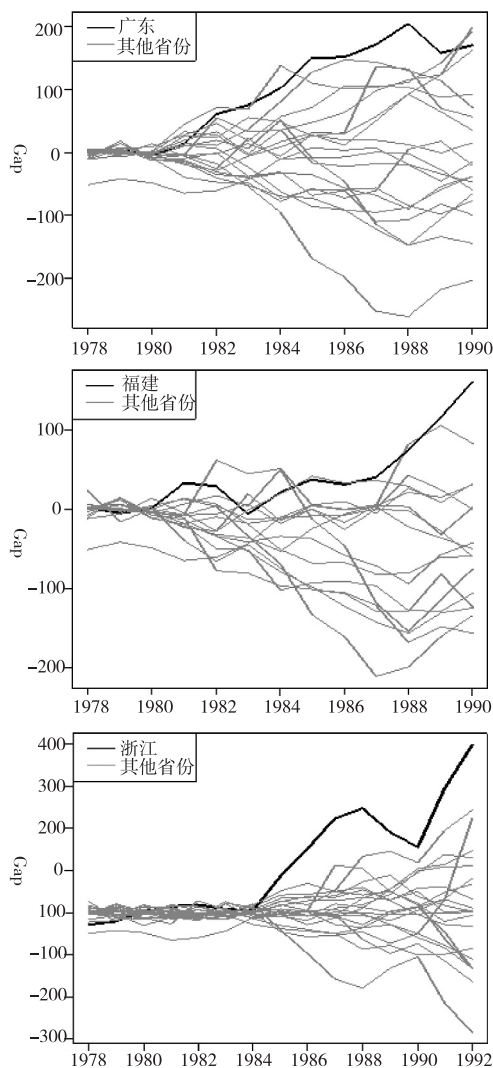


图4 特区实验增长效应的稳健性检验
(20世纪80年代)

注:黑色实线表示执行经济特区实验的实验组省份的实际人均GDP与合成的对照组的相应数值的差距,而每条灰色实线则表示应用合成控制法针对对照组内的控制单元作安慰剂检验所得到的实际人均GDP真实值与合成值差距。

这4个省份经济增长效应的评估是显著的,结合预测变量的匹配情况可以认为估计结果是稳健的。相对而言,海南在1988年实施经济特区实验后,并没有比其合成的对照组的控制单元有增长优势,因此,海南的特区实验对经济增长的估计结果不稳健。

(二)20世纪90年代设立经济特区的增长效应的稳健性分析

图5报告了广西、新疆、云南执行经济特区实验的增长效应稳健性检验。广西在设立经济特区后,其实际人均GDP的真实值与合成值差距(Gap)比对照组中其他控制单元的差距要大,故而广西设立经济特区对经济增长的促进效应在统计上是显著的,非参数估计结果是稳健的。相较而言,新疆和云南设立经济特区后并没有比其对照组的控制单元表现出更大的经济增长优势,执行经济特区实验对新疆和云南经济增长的影响效应不显著,估计结果没有稳健性。

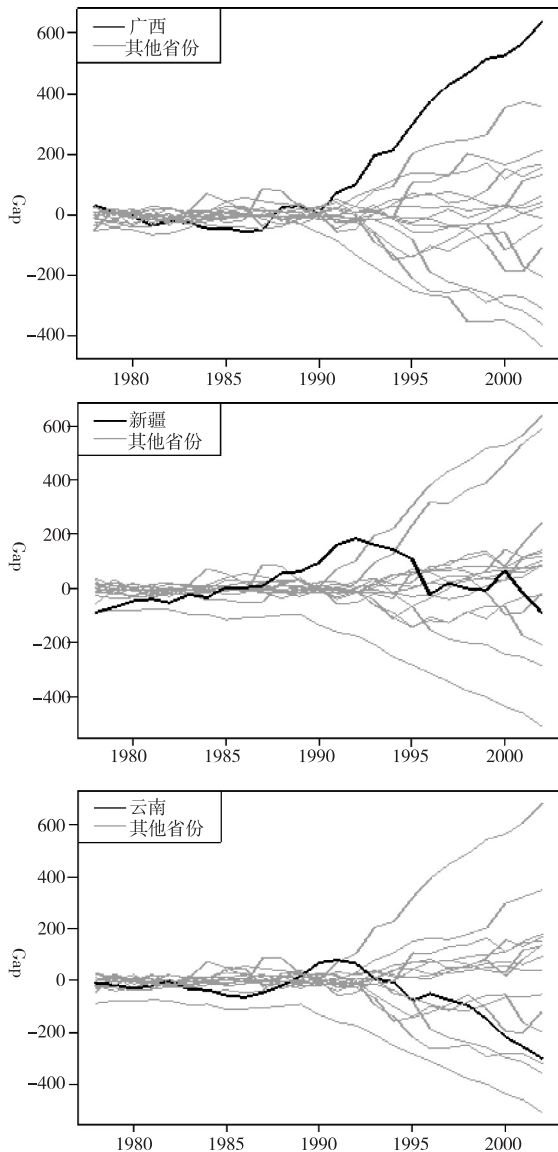


图5 特区实验的增长效应稳健性检验

(20世纪90年代)

注:同图4。

(三)2000年之后设立经济特区的增长效应稳健性分析

图6给出了2000年之后江西设立经济特区的增长效应显著性检验。江西设立经济特区后的实际人均GDP真实值与合成值的差距在0附近,没有领先于其他控制单元的经济增长的效果。因此,江西的非参数估计是不显著的。这在一定程度上表明,我国2000年之后所设立的经济特区实验事件没有体现出显著优势,估计结果也不稳健。

五、结论与解释

设立经济特区是我国对外开放和制度试验的重

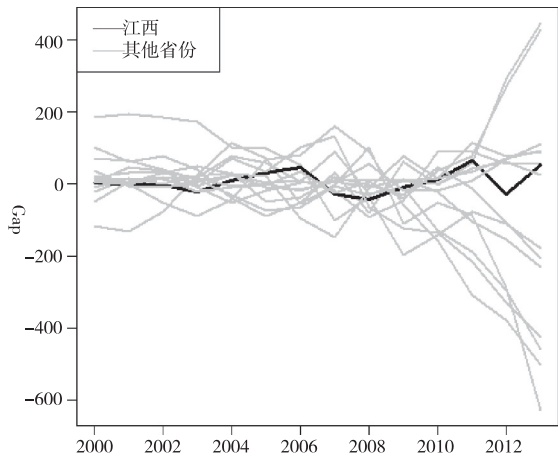


图6 特区实验的增长效应稳健性检验

(2000年之后)

注:同图4。

要战略步骤,经济特区总体上是能促进地区经济发展的。但也应当看到,既存在增长绩效良好的经济特区,也存在效益一般的特区。从区域来看,在东部省份设立经济特区所带来的经济效益最大,中西部地区收效不明显。这与况伟大(2009)的发现较为一致。分时段来看,20世纪80年代经济特区设立伊始,其促进效应最为明显,到了90年代该效应有所减弱,2000年后则渐渐表现不明显。概言之,经济特区所带来的增长促进效应具有时间上和空间上的双重不对称性。这里所说的经济效益并不仅仅局限于特区自身,更看重其带来的扩散效应(或者说“涓滴效应”)。

一个随之而来的问题是,为什么经济特区的增长促进效应具有时间和空间上的不对称性?本文只是揭示了这一特征事实,严谨的回答还有待专文探讨,我们在这里做一些尝试性解释。1978年改革开放大幕开启后,鉴于对外开放经验的缺乏,政府采取政策试点和逐步推广的方法,陆续在沿海地区设立了经济特区,广东、福建等省市便是这场“大试验”的重要基地。1992年,邓小平同志在“南方谈话”中肯定了经济特区的发展成绩。此后,中央政府进一步推广经济特区,逐步形成了沿海、沿江、沿边,多层次、多领域的开放格局。不难看出,我国经济特区的设立和发展在时间上是逐步推进、在空间上是逐渐铺开的。这样的发展特点一定程度上决定了日后的特区经济格局。

具体而言,先设的经济特区占据了政策制高点,对周边地区及日后设立的经济特区会产生极化效应(或者说“回波效应”)。如果先设特区所带来的经济

增长扩散效应弱于其极化效应,其对经济均衡化发展是不利的,这应该是后设特区呈现出“后发劣势”的一大诱因。就空间来看,我国东部地区的经济异质性程度要远低于中西部地区。中西部地区由于地形等特征,各个经济单元之间存在着不少“经济断裂带”,这使得当地经济特区扩散效应的发挥大打折扣。相形之下,东部省份各经济单元之间异质性程度较低,经济特区所带来的扩散效应容易发挥,其收效也更为明显。而且,东部地区在技术条件、基础设施、人力资本和集聚经济等方面的优势也是中西部难以比拟的。由此或能理解各地经济特区增长促进效应差异化的产生机制。

六、政策含义

2008年金融危机爆发后,政府为了使经济保持平稳增长,采取了一系列应对措施,并加快了国家级经济技术开发区的批复和升格。目前,此类开发区也在不断扩容。商务部数据显示,截至2015年底,我国仅国家级经济技术开发区就已多达219个,省市级经济技术开发区则数以千计,其中大部分是近几年批复设立的。但是,根据本文的研究结论,现阶段若过于依赖经济特区来拉动经济增长,收效也许不会特别明显,国民经济的健康持续发展还需借助系统性改革和配套措施的跟进。

退而言之,如果要升格、扩容经济特区,最好是在原有特区的基础上进行改造升级,尽量避免新设。即便是新设特区,也应尽可能地设在技术条件扎实、集聚经济明显、基础设施完备、人力资本优良的东部地区。而且,应通过动态管理、分类指导强化约束和倒逼机制,转变经济特区发展方式,优化人力资本、金融等资源配置,走质量效益型发展道路。具体来说,东部经济特区要率先实现转型发展,继续提升开放水平,在更高层次参与国际经济合作和竞争,提高在全球价值链及国际分工中的地位;中西部经济特区则应依托当地比较优势,着力打造地方特色和优势主导产业,提高承接产业转移的能力,防止低水平重复建设,促进现代化产业集群健康发展;面临资源环境严峻压力、发展长期滞后的特区可通过限期整改、退出等方式实施动态管理。就进一步研究而言,下一步可着重探讨我国经济特区增长促进效应呈现出时间上和空间上双重不对称性的原因,以及供给侧结构性改革背景下新老特区应该如何定位、如何协调发展。

注:

- ①据学者考证,习仲勋最早定名“经济特区”(熊金武,2015),时间为1980年3月。
- ②Nunn(2007)对契约密集型行业(Contract Intensive Industry)的定义进行了界定。简单来说,在现实经济中,由于契约的不完全,较多使用关系特定型或专用性资产生产商品的行业更容易事后被买家“敲竹杠”,故对契约环境有较高的要求。因此,关系特定型或专用性资产占全部中间投入比重较高的行业就被称为契约密集型行业。
- ③递归优化法的详细实施过程可以参考 Abadie et al(2010, 2015)。
- ④1997年,重庆被中央政府设为直辖市,所以本文将1997年之后的重庆剔除出数据样本。
- ⑤根据国家发展和改革委员会、国土资源部和建设部联合发布的《中国开发区审核公告目录(2006年版)》,特区可以分为国家级经济开发区和省级经济开发区。本文不考虑省级开发区的设立,只着眼于城市被设立为经济特区或在城市里设立国家级经济技术开发区这类事件的积累效应。理由是:省政府设立的经济开发区对自身经济增长虽有帮助,但相比国家级经济特区的经济促进效应来说较小,所以忽略其不会使分析结果有太大偏误。而且,本文分析的是中央政府对省级单位执行的特区实验,重点考察由中央划分的经济特区和国家级经济技术开发区也是合理的。
- ⑥将合成控制法应用于多个实验组的分析可参考 Billmeier & Nannicini(2013)、Miller et al(2012)以及苏治、胡迪(2015)等的文献。在这里,本文借鉴 Billmeier & Nannicini(2013)甄选实验组的判别标准。
- ⑦现有文献大多定义中位数以上的个体的政策虚拟变量为1,而本文并非应用传统的回归方法,而是应用针对各个体的合成控制法,重点研究不同时期一些实施特区自然实验的省份增长效应的非对称性,因此基于样本中的27个省份,将特区虚拟变量为1的标准提高到0.9分位点,甄选3个最具代表性的省份,并要求备选省份的特区积累效应不低于省份的平均值,已被定为实验组的省份要剔除,由此确定出执行特区实验的省份。
- ⑧安慰剂检验来自于医学术语,但已经广泛用于一些政策评估的计量方法中,如双重差分法(DID)和断点回归方法(RD)。对于合成控制法(SCM),Abadie & Gardeazabal(2003)最先利用安慰剂检验考察评估效应的可靠性,其操作思路是:假设对对照组执行实验,对其实验效果进行评估,由于对照组在现实中并没有真的发生实验,因此如果实验前后的真实值和反事实情形差距很小,则说明实验组的处理效应的确是显著的,对照组本质上是安慰剂。

参考文献:

黄景贵 高莹,2010:《经济特区的发展成就、主要挑战与改革

- 新使命》，《中共党史研究》第11期。
- 黄玖立 吴敏 包群，2013：《经济特区、契约制度与比较优势》，《管理世界》第11期。
- 况伟大，2009：《开发区与中国区域经济增长》，《财贸经济》第10期。
- 马春辉 冯宇辉，1996：《发达国家与发展中国家经济特区的比较研究》，《特区经济》第2期。
- 苏治 胡迪，2015：《通货膨胀目标制是否有效——来自合成控制法的新证据》，《经济研究》第6期。
- 王贤彬 聂海峰，2010：《行政区划调整与经济增长》，《管理世界》第4期。
- 熊金武，2015：《习仲勋经济特区思想研究》，《河北经贸大学学报》第2期。
- 徐现祥 陈小飞，2008：《经济特区：中国渐进改革开放的起点》，《世界经济文汇》第1期。
- 袁易明 张广露，2012：《中国经济特区的减贫贡献：机制与效应》，《深圳大学学报》（人文社会科学版）第2期。
- Abadie, A. & J. Gardeazabal (2003), "The economic costs of conflict; A case study of the Basque country", *American Economic Review* 93(1):113-132.
- Abadie, A. et al (2010), "Synthetic control methods for comparative case studies; Estimating the effect of California's tobacco control program", *Journal of the American Statistical Association* 105(490):493-505.
- Abadie, A. et al (2015), "Comparative politics and the synthetic control method", *American Journal of Political Science* 59(2):495-510.
- Alder, S. et al (2016), "Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities", *Journal of Economic Growth* 21(4):305-349.
- Barro, R. J. (1991), "A cross-country study of growth, saving, and government", in: B. D. Bernheim & J. B. Shoven(eds), *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press.
- Billmeier, A. & T. Nannicini (2013), "Assessing economic liberalization episodes: A synthetic control approach", *Review of Economics and Statistics* 95(3):983-1001.
- Farole, T. (2011), *Special Economic Zones in Africa: Comparing Performance and Learning from the Global Experience*, The World Bank Press.
- Guariglia, A. & S. Mateut (2010), "Inventory investment, global engagement, and financial constraints in the UK: Evidence from micro data", *Journal of Macroeconomics* 32(1):239-250.
- Guariglia, A. & J. Yang (2016), "A balancing act: Managing financial constraints and agency costs to minimize investment inefficiency in the Chinese market", *Journal of Corporate Finance* 36:111-130.
- Miller, S. M. et al (2012), "Inflation targeting: Does it improve economic performance", University of Nevada Working Paper.
- Nel, E. L. & C. M. Rogerson (2013), "Special economic zones in South Africa: Reflections from international debates", *Urban Forum* 24(2):205-217.
- Nunn, N. (2007), "Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade", *The Quarterly Journal of Economics* 122(2):569-600.
- Schweinberger, A. G. (2003), "Special economic zones in developing and/or transition economies: A policy proposal", *Review of International Economics* 11(4):619-629.
- Sharma, N. K. (2009), "Special economic zones: Socio-economic implications", *Economic and Political Weekly* 44(20):18-21.
- Wang, J. (2013), "The economic impact of special economic zones: Evidence from Chinese municipalities", *Journal of Development Economics* 101(1):133-147.

(责任编辑:何伟)

(校对:孙志超)