

行政资源重配、区域市场整合与城市经济增长

——来自巢湖市并入合肥市的经验证据

李宝礼^{1, 2} 邵帅¹¹

(1. 上海财经大学 城市与区域科学学院, 上海 200433;

2. 安徽科技学院 财经学院, 安徽 蚌埠 233000)

【摘要】：行政区划调整推动的区域市场整合会引致城市行政配置资源能力发生变化。以安徽省撤销巢湖市并入合肥市的行政区划调整作为案例，运用合成控制法进行实证分析，研究区域市场整合与城市行政配置资源能力变化对城市经济增长的影响。结果表明巢湖市在经历区域市场整合与城市行政等级降格后的实际经济增长路径低于潜在的合成控制路径；进一步研究发现，行政区划调整引致的区域市场整合对未发生行政等级变动的合肥市和庐江县经济增长产生了显著正向影响，说明中小城市行政配置资源能力弱化对其经济增长不利。研究结果为我国行政区划调整和城市群建设中如何协调区域中心城市与其他中小城市的均衡发展提供了有意义的启示。

【关键词】：行政区划调整 区域市场整合 行政配置资源 合成控制法

【中图分类号】：F290 **【文献标识码】：**A **【文章编号】**1008—2972(2019)05—0022—12

一、引言

经济增长有赖于要素在城市空间的配置效率，任何一个社会都要通过一定方式来实现资源在空间范围内的有效配置，以提高资源的利用效率。市场和行政作为调节资源配置的两种方式，在我国改革开放以来的经济发展中起到了重要的作用。以城市经济发展为例，在经济发展的初期，依靠行政力量能够快速有效地调动资源参与城市经济建设，补齐经济发展的基础设施短板，为城市经济发展打下物质基础。但是，随着市场化改革的不断深入，行政区划造成的区域市场分割、要素流动受阻和重复建设带来的资源浪费等弊端开始显现。

近年来，我国各地区通过行政区划调整进行区域市场整合，以打破行政区对经济发展的制约，推进区域一体化进程，扩大了城市经济空间 and 市场规模。以行政区划调整推动区域市场整合虽然弱化“行政区经济”对经济发展的制约作用，提高了市场在资源配置中的主体作用，但是区域市场整合削弱了城市行政调配资源的能力，这是否会造成在区域经济格局中处于劣势地位城市的经济增长受阻？现有研究没有对此问题进行探讨。本文以安徽省撤销巢湖市并入合肥市的行政区划调整为例，研究区域

基金项目：国家自然科学基金面上项目“资源供给侧的‘环境诅咒’效应：资源产业依赖对中国区域环境绩效的影响机制”

(71773075)；国家自然科学基金面上项目“能源依赖与中国区域经济发展效率的关联机制及其实证研究”(71373153)；安徽省优秀人才支持计划重点项目“城市化、要素禀赋重构与城市产业结构升级研究”(gxyqZD2017071)

作者简介：李宝礼，安徽科技学院副教授，经济学博士，上海财经大学在站博士后，主要从事城市经济学与环境经济研究；邵帅，上海财经大学教授，博士生导师，主要从事环境经济学与能源经济研究，通讯作者联系方式 shaoshuai8188@126.com。

市场整合与城市行政配置资源能力变化对城市经济增长路径的影响，有重要的理论和现实意义。

二、文献综述

中央和地方分权是改革开放最重要的特征之一，地方分权形成的区域竞争是促成中国改革开放以来经济增长的重要因素（Maskin和Qian，2000）。^[1]然而，改革带来的并非是一种完全分权，经济分权和政治转型的非整合性矛盾突出，尤其表现在地方政府对区域内经济运行产生的显著影响方面，并且这种影响与城市行政等级密切相关（刘君德和范今朝，2015）。^[2]我国城市行政等级可划分为直辖市、副省级城市、一般地级市、县（县级市）和镇（乡）五个层级，城市行政等级越高，经济管理权限和制度权限越大，资源调配能力越强，对区域经济运行的影响越大（谢小平和王贤彬，2012）。^[3]有学者在研究城市行政等级与经济增长时发现，首都、直辖市和计划单列市会得到更多的中央资源配置倾斜，省会城市相较一般地级市能够得到更多省级层面的资源配置倾斜（魏后凯，2014）。^[4]在制度安排方面，中央对高行政等级城市的资金和权力投入显著高于低行政等级城市（才国伟等，2011）。^[5]不同行政等级城市在行政审批、立法、税收减免和产业引入等经济权限上有着巨大差异，高行政等级城市有更高的经济权限，可以动用其拥有的政治资源将经济资源不断向高行政等级城市集中（王垚和年猛，2014）。^[6]

已有研究成果表明，不同行政等级城市拥有的行政资源配置能力差异是影响城市经济增长的重要方式。地方政府对市场的强力渗透，使我国区域经济发展中出现了特有的“行政区经济”现象（刘君德，2006）。^[7]在“在行政区经济”模式下，各地方政府官员为了在“晋升锦标赛”中胜出，仅关注本地经济发展，忽视甚至阻碍区域间经济协调，导致生产要素的跨行政区自由流动受阻，造成我国区域市场长期处于分割状态（魏衡等，2009）。^[8]朱希伟等（2005）发现中国的行政区划导致了国内市场的分割，阻碍了统一市场的形成，造成国内企业不得不借助国际市场，以扩大市场规模，无形中影响了我国整体经济效率的实现和经济增长潜力的发挥。^[9]

在全球贸易摩擦不断加剧、中国出口受阻的背景下，加强区域市场整合，扩大国内市场规模对我国经济长期可持续增长具有重要意义。在实践中，近年来我国不断通过行政区划调整对区域市场进行整合。基于“行政区经济”理论所采取的行政区划调整主要包括县改区、区县合并等行政区划的横向调整，其中以地级市撤县设区最为典型。高琳（2011）认为县改区打破了市县之间原有的行政区划分隔，促进了区域经济一体化的形成。^[10]孟延春和谷浩（2017）指出撤县设区提高了我国的城镇化率。^[11]然而，学术界对县改区的经济绩效问题并未达成共识。金中坤和徐伟（2015）对苏州和常州市撤县设区的经济绩效进行了研究，结果表明撤县设区对当地经济增长有显著的提升作用。^[12]韩永辉等（2014）认为撤县设区并未能从根本上解决行政区划壁垒对要素流动的限制，县改区后，被撤县的独立性在短期能依然较强，与中心城市的融合度较差，造成了撤县设区行政区划调整对区域市场整合效果大打折扣，区域经济增长的协同效应不显著。^[13]

综上，针对政府行政配置资源能力、区域市场整合与城市经济增长关系的研究并不缺乏，但已有成果往往将二者对经济发展的影响分割开来，忽视了区域市场整合与伴生的城市行政配置资源能力变化对城市经济增长的聚合影响。区域市场整合虽然为城市经济发展创造了更大的市场空间，但是，也约束了政府行政配置资源的能力，在行政与市场配置资源能力此消彼长的过程中，城市（尤其是中小城市）的经济增长路径会如何变动？已有文献并没有给出适当的证据加以论证。

为了验证区域市场整合及由此带来的行政配置资源能力变化对城市经济增长的影响，需要寻找已经进行行政区划调整的城市作为研究样本。相对于全国其他地区的撤县设区的行政区划调整而言，安徽省巢湖市并入合肥市最具有研究价值。已有的撤县设区行政区划调整都是某个地级市对下辖的个别县进行调整，调整范围没有扩大至原属行政区以外，被撤县原有的行政等级名义上并没有改变，经济独立性在很大程度上得以保持。2011年地级巢湖市撤销并入合肥市的行政区划调整，一方面，将调整范围扩大至原属行政区以外，区域市场整合力度更大。另一方面，原地级巢湖市降格为县级市后，虽然获得了更大市场空间，但行政配置资源的能力随之减弱。因此，“撤巢并合”行政区划调整为我们提供了研究区域市场整合及其相伴生的行政配置资源能力变化对城市经济增长影响的良好案例。基于此，本文通过借助政策效应识别的前沿方法——合成控制法，估计“撤巢并合”的行政区划调整对实现区域市场整合与城市行政配置资源能力变化所带来的经济影响。

三、实证策略

1. 政策背景与模型构建

2011年8月安徽省撤销地级巢湖市、并入合肥市的区域市场行政整合可以看作是区域市场整合与城市行政配置资源能力变化对经济增长影响的一次自然实验。按照合成控制法的思想，将行政区划调整之后的县级巢湖市作为处理组，以安徽省内没有进行行政区划调整的其他地级市市辖区作为控制组，比较处理组与控制组之间的差异，可以提供区域市场整合与行政配置资源能力变化对经济增长影响的估计。

根据传统的双重差分法（DID）思想，可以对比行政区划调整之后的巢湖市实际GDP水平和其他地级市市辖区的实际GDP水平，二者差距可视为区域整合与城市等级变动对巢湖市经济增长的影响。但是双重差分法忽视了行政区划调整以外的其他因素对安徽省其他城市与巢湖市经济增长差异的影响。从而造成双重差分法不能精确识别“撤巢并合”行政区划调整引致的区域市场整合与城市行政等级变动对巢湖市的经济增长路径的影响。

借助合成控制法可以较好克服混淆因素对研究政策效应识别造成的影响。可以根据安徽省内没有行政区划调整的其他地级市市辖区的组合来构造一个控制组，将其视为不受区域市场整合与行政等级变动影响的“合成巢湖”。进一步，对比行政区划调整后的真实巢湖经济增长水平与“合成巢湖”的经济增长水平，若二者的差距在统计上显著，说明区域市场整合与行政配置资源能力变化对巢湖经济增长存在实际影响。

Abadie和Gardeazabal（2003）最早提出合成控制法，研究西班牙巴斯克地区的恐怖活动对当地经济增长的影响。^[14]近年来合成控制法开始在国内流行，并用于评估政策效果，如王贤彬和聂海峰（2010）通过合成控制法研究了重庆市直辖对四川地区经济增长的影响。^[15]刘甲炎和范子英（2013）利用合成控制法研究了重庆房产税试点政策效果。^[16]黄启才（2018）运用合成控制法研究了自贸区设立对外商直接投资的政策效应。^[17]黄先明和肖挺（2018）运用合成控制法分析了交通基础设施对沿线城市消费的影响。^[18]

合成控制法是基于“鲁宾的反事实框架”，假想某地区如果未受政策干预会怎样，并与事实上受到干预的实际数据进行对比，二者之差即为“处理效应”。该方法的关键是构造合适的控制组，就本文而言，需要寻找与巢湖市情况相似，但并未进行行政区划调整的地区，作为受行政区划调整影响的巢湖市的反事实替身。本文基于合成控制法思想，通过对安徽省未进行行政区划调整的地级市市辖区（控制组）进行适当的线性组合，以构造一个优秀的“合成控制地区”作为巢湖市（处理组）的“替身”，并将“实际巢湖”与“合成的巢湖”进行对比，评估“撤巢并合”行政区划调整政策对巢湖市经济增长的影响。具体做法如下：

假设观测到安徽省 $K+1$ 个城市的实际GDP水平，其中第1个城市（巢湖）代表受到行政区划调整的影响，其他 K 个城市的实际GDP没有受到行政区划调整的影响。记 y_{it} 为地区 i 在第 t 期实际观测到的实际GDP水平情况（结果变量），其中 $i=1, \dots, K+1$ ， $t=1, \dots, T$ 。 y_{Nit} 为地区 i 在第 t 期如果未受行政区划调整干预的经济增长情况。记 T_0 为政策干预开始之前的期数，且 $1 \leq T_0 \leq T$ 。如果城市 i 在第 (T_0+1) 至 T 期受到行政区划调整政策的持续干预，记 y_{Iit} 为城市 i 在第 t 期的受行政区域调整干预的实际GDP水平。假设行政区划调整政策在 T_0 期对于实际GDP没有影响，也就是说，对安徽省所有城市 i 与 $t \leq T_0$ ，都有 $y_{it}=y_{Nit}=y_{Iit}$ 。如果行政区划调整政策在实施之前就对城市实际GDP水平产生影响，那么，可以将 T_0 期重新定义为行政区划调整实际对城市GDP水平产生影响的时期。假定安徽省各城市之间不会相互产生影响，即控制组地区的实际GDP变量不受处理组地区行政区划调整的影响。我们关心当 $i=1$ 而 $t > T_0$ 时的处理效应： $\alpha_t = y_{1t} - y_{N1t}$ 就表示“撤巢并合”行政区划调整政策所引致的经济效应。在上式中，只要估计 y_{N1t} 即可。假设 y_{N1t} 由以下因子模型所决定：

$$y_{it}^N = \delta_t + \theta_t z_i + \lambda_t u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中 δ_t 为时间固定效应， z_i 为不受行政区划调整影响的控制变量， λ_t 为不可观测的共同因子， u_i 为个体固定效应， ε_{it} 为随机冲击。为了估计“撤巢合并”行政区划调整对巢湖市实际GDP水平的影响，我们必须估计假定巢湖市（第1个地区）如果没有发生“撤巢合并”行政区划调整时的实际GDP结果 y_{1t} 。我们可以通过构造安徽省没有受行政区划调整影响的城市（控制组）的线性组合，来近似假定没有受行政区划调整影响的巢湖。基于此，我们建立一个 $(K \times 1)$ 维权重向量 $w = (w_2, \dots, w_{K+1})'$ ，满足对任意的 K ， $w_K \geq 0$ ，并且权重之和为1。

$$\sum_{K=2}^{K+1} w_K y_{it} = \delta_t + \theta_t \sum_{K=2}^{K+1} w_K z_K + \lambda_t \sum_{K=2}^{K+1} w_K u_i + \sum_{K=2}^{K+1} w_K \varepsilon_{it} \quad (2)$$

假设存在向量组 $w^* = (w_2^*, \dots, w_{K+1}^*)'$ 满足：

$$\sum_{K=2}^{K+1} w_K^* y_{K1} = y_{11}, \dots, \sum_{K=2}^{K+1} w_K^* y_{KT_0} = y_{1T_0}, \text{ 并且 } \sum_{K=2}^{K+1} w_K^* z_K = z_1 \quad (3)$$

如果 $\sum_{i=1}^{T_0} \lambda_i \lambda_i'$ 非奇异，就有：

$$\hat{a}_{1t} = y_{1t} - \sum_{K=2}^{K+1} w_K^* y_{Kt} \quad (4)$$

式（4）中 $\hat{a}_{1t}$ 为 a_{1t} 的估计。Abadie等（2010）证明，在一定的正则条件下，如果合成控制 w^* 能完全复制处理地区的经济特征与干预前的结果变量，则当干预前期数 T_0 趋于无穷大时，合成控制估计量是渐近无偏的。^[19]

2. 估计方法

为了求解 $\hat{a}_{1t}$ ，必须知道 w^* 。权重向量 w^* ，可以通过近似解法，选择最小化 x_1 和 $x_0 w$ 之间的距离 $|x_1 - x_0 w|$ 来确定。其中，

$|x_1 - x_0 w| = \sqrt{(x_1 - x_0 w)' v (x_1 - x_0 w)}$ 为距离函数公式。在距离函数公式中， x_1 是行政区划调整之前巢湖市的 $(k \times 1)$ 维特征向量； x_0 是 $(k \times K)$ 维矩阵， x_0 的第 i 列表示安徽省第 i 个城市在“撤巢合并”行政区划调整政策发生之前的特征向量。其中，特征向量可以通过方程组（3）来确定，表示为决定实际GDP水平的影响因素的线性组合。 v 是距离函数公式中 $(k \times k)$ 的半正定对称矩阵。巢湖市在行政区划调整之前的实际GDP估计均方误差受的选择影响。借鉴Abadie和Gardeazabal（2003）实证分析方法，^[14] 本文选择半正定对角矩阵，以使得巢湖市在行政区划调整之前的实际GDP估计均方误差最小，从而保证我们估计的合成巢湖的实际GDP变动路径与巢湖市在行政区划调整之前的实际GDP变动路径尽可能接近。

四、实证结果及讨论

本文使用2000—2016年的安徽16个地级市市辖区数据作为控制组，以巢湖市在行政区划调整之前的市辖区数据及之后的县级巢湖市数据为处理组，构造17个地区平衡面板数据来分析区域市场整合与行政配置资源能力变化对巢湖市经济增长的影响。

以2000年为分析起点，是基于安徽省最后一批地级市池州市和宣城市的设立时间是在2000年6月。2011年5月安徽省政府正式提出撤销地级巢湖市并入合肥市的调整方案，2011年7月国务院正式批复。我们认为如此重大的行政区划调整，从规划到实施必然会经历较长时间，对区域经济的实际影响要早于行政区划调整的颁布之日。2010年1月《皖江城市带承接产业转移示范区规划》获得国务院正式批复，以及2010年合肥市提出要在“十二五”期间建设“区域性特大城市”，地区生产总值突破6000亿元，人均GDP达到15000美元，并进入全国省会城市前十名的战略目标，可以看作“撤巢并合”由动议转向实质性操作的转折点。由于我们的研究采用的是年度数据，因此认为2010年作为行政区划调整前后阶段的分隔时间点更具合理性。文中的实证数据来源于《中国城市统计年鉴2001—2017》《安徽统计年鉴2001—2017》和《巢湖统计公报》。

1. “撤巢并合”行政区划调整对巢湖市经济增长的影响

本文将控制组样本设定为安徽省其他16个地级市市辖区，首先通过对比分析，观察“撤巢并合”行政区划调整政策对巢湖市实际GDP变动路径的影响。图1是巢湖市的实际GDP对数与其他市辖区实际GDP对数平均值的变化情况。如图1所示，在整个样本期间内，巢湖市实际GDP一直处于安徽省其他16个地级市市辖区平均值的下方，二者之间的差距逐步扩大。从图1中可以看出，在2010年之前，巢湖市实际GDP与安徽省其他16个地级市市辖区实际GDP均值的变动路径显著不同。因此，不能以安徽省其他16个地级市市辖区的简单平均作为一个合成控制组来近似“撤巢并合”行政区划调整之前的巢湖实际GDP变动情况。

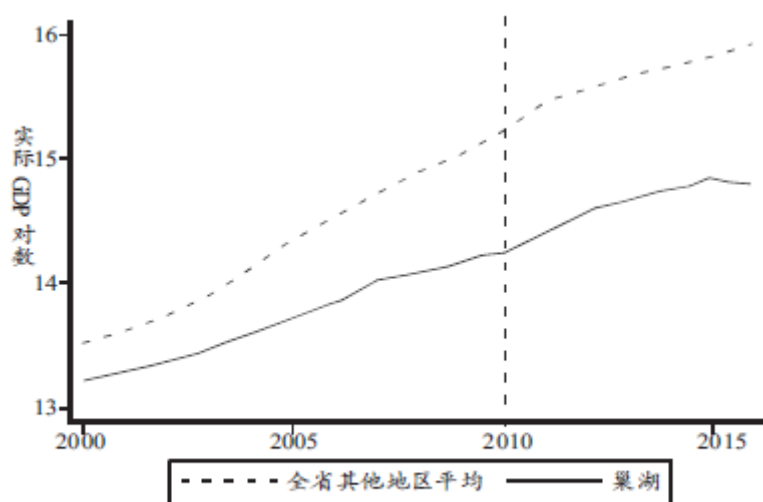


图1 巢湖和安徽省其他地区平均增长路径对比

为了识别“撤巢并合”行政区划调整引致的行政等级变动与区域市场整合对巢湖市实际GDP变动的影响，需要构建一个和巢湖具有可比性的控制组样本。根据合成控制法的思想，本文以安徽省其他16个地级市市辖区实际GDP的加权平均作为没有发生“撤巢并合”行政区划调整时巢湖的实际GDP情况，并将其与真实巢湖的实际GDP数据进行对比，以此估计“撤巢并合”行政区划调整引致的区域市场整合与行政等级变动对巢湖市实际GDP的影响。按照合成控制法的原理，为了构造一个作为可比控制组的“合成巢湖”，需要对作为潜在控制组的所有安徽省16个地级市市辖区样本设定合理的权重。权重变量的选取要使得在“撤巢并合”行政区划调整之前，影响合成巢湖实际GDP水平的各项因素（预测变量）与真实巢湖相同。本文选取的预测变量主要有：人均实

际GDP对数、GDP增长率、固定资产投资占GDP比重、第二产业总产值占GDP比重、社会消费品零售总额占GDP比重、外商直接投资。目标变量为实际GDP对数。

表1给出了行政区划调整之前真实巢湖与合成巢湖的目标变量与预测变量结果的对比，我们从表1中可以看出，真实巢湖与合成巢湖的这些主要经济指标数值非常接近。其中，真实巢湖的实际GDP对数值和实际GDP增长率两个指标与合成巢湖几乎相等；另外，真实巢湖在其他几个经济指标数值上与合成巢湖也十分近接。因此，由表1可知，本文运用合成控制法构建的合成巢湖很好拟合了“撤巢并合”行政区划调整之前的真实巢湖。

表1 预测变量的拟合与对比

	真实巢湖	合成巢湖
实际 GDP 对数值	13.723	13.727
实际 GDP 增长率	12.181	12.182
实际人均实际 GDP 对数值	9.256	9.284
固定资产投资占 GDP 比重	52.734	52.788
第二产业增加值占 GDP 比重	46.805	42.151
社会消费品零售总额占 GDP 比重	25.151	25.582
外商直接投资（万美元）	3022.727	3042.032
人口（万人）	86.655	86.678

注：所有指标的统计口径均为市辖区，行政区划调整后，巢湖市统计口径为县级巢湖市。

图2显示了真实巢湖与合成巢湖的实际GDP对数变动路径的对比图。从中可以看出，在“撤巢并合”行政区划调整之前，真实巢湖的实际GDP对数变动路径与通过合成控制法得到的合成巢湖的实际GDP对数变动路径接近重合，合成巢湖完美地拟合了“撤巢并合”行政区划调整之前的巢湖的真实GDP对数变动路径。2010年以后，真实巢湖与合成巢湖的实际GDP变动路径开始出现明显的分化，合成巢湖的实际GDP对数开始高于真实巢湖的实际GDP对数，并且二者之间的差异随时间推移呈逐步扩大趋势。

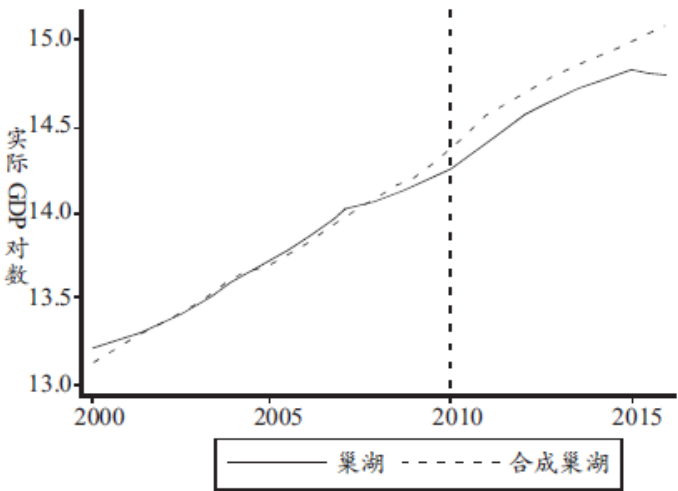


图2 巢湖与合成巢湖增长路径对比

如图3所示，本文计算了2010年之后真实巢湖与合成巢湖的实际GDP对数之间的差距，以直观反映“撤巢并合”行政区划调整对巢湖实际GDP变动的影响。如图3所示，2000—2009年，真实巢湖与合成巢湖的实际GDP对数差距大致在正负0.05区间内波动；2010年后，真实巢湖与合成巢湖的实际GDP对数差距持续为负，并且随时间推移呈逐步扩大趋势。2010—2016年，合成巢湖的实际GDP分别比真实巢湖的实际GDP高出19、31、28、34、39、50、86亿元。2009年，合成巢湖与真实巢湖的实际GDP之比为1.03，并且该比值自2010年“撤巢并合”行政区划调整以来呈逐步扩大趋势，2016年达到1.32，远大于2000—2009年内任何一年的比值。从上述计算结果可以看出，“撤巢并合”行政区划调整后，巢湖的实际产出水平在一定程度上受到了改变，并且改变程度随时间推移逐步加大。

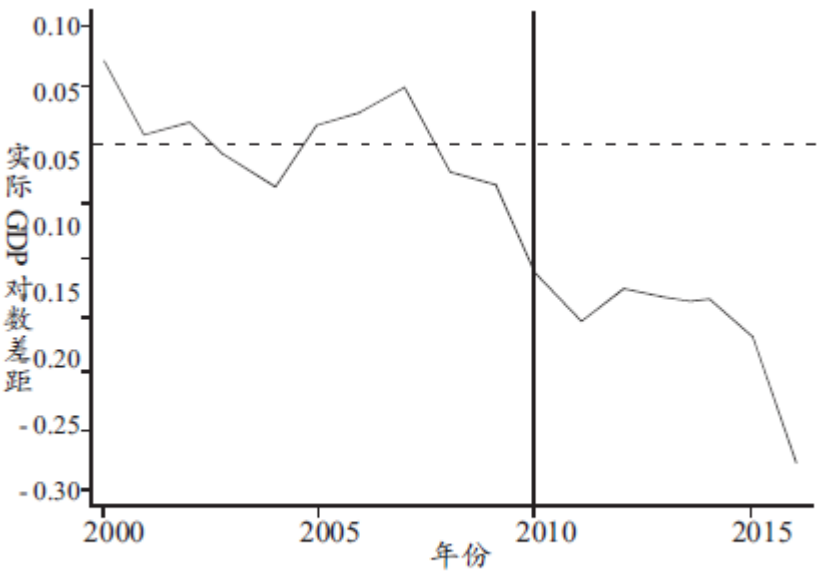


图3 巢湖与合成巢湖实际产出对数差

2. 稳健性检验

首先，借鉴Abadie等（2010）使用的“安慰剂检验”法来进行统计检验，^[19]我们想知道，使用上述合成控制法所估计的行政区划调整的经济增长效应，是否完全由偶然因素驱动？换言之，如果从控制组中随机抽取一个地区进行合成控制估计，能否得到类似的效应，如果发现该地区的合成控制估计结果与巢湖市的情况一致，那就说明合成控制法没有提供一个有力证据来证明“撤巢并合”行政区划调整对巢湖市实际GDP变动存在影响。安慰剂检验对象应当选取在合成巢湖构建中所占权重较大的地区。由表2可知，宣城市辖区和滁州市辖区在所有构成合成巢湖的5个权重为正的地级市市辖区中所占权重最大。

表2 控制组权重

城市	亳州	滁州	淮北	六安	宣城
权重	0.124	0.352	0.09	0.054	0.38

图4显示了对滁州和宣城进行安慰剂试验的结果。可以看到，对于权重最大的宣城，真实宣城的实际GDP对数在2004年之前略高于合成宣城，2004年之后合成宣城始终高于实际宣城，在2010年之前合成宣城并未能很好地复制真实宣城实际GDP。对于权重第二大的滁州市，情况与宣城类似，2005年之前真实滁州实际GDP显著高于合成滁州，2005年之后合成滁州一直高于真实滁州

实际GDP，在行政区划调整之前合成滁州与真实滁州之间的差距同样明显，合成滁州也未能很好地复制真实滁州实际GDP。安慰剂试验结果表明“撤巢合并”行政区划调整对巢湖市实际GDP变动路径的影响并非是偶然的。

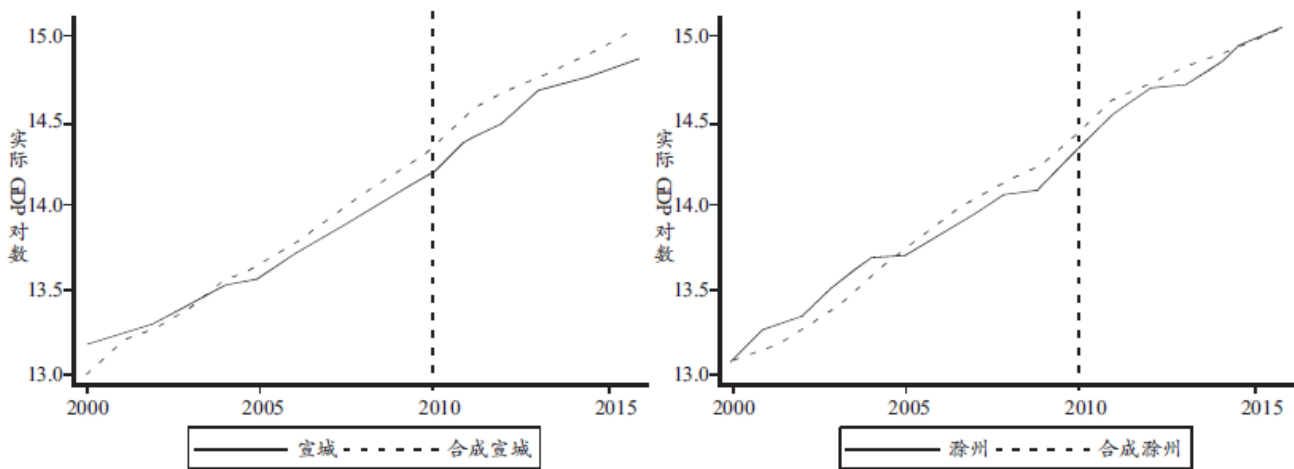


图4 安慰剂检验

其次，利用Abadie等（2010）提出的排序检验方法来检验我们对巢湖估计的政策效果是否在统计上显著。^[19]其思想是假定作为控制组内的安徽省其他16个地级市市辖区在2010都实施了行政区划调整政策，运用合成控制法构造分别构建他们的合成控制组，估计控制组在假定实施行政区划调整情况下的政策效果。将巢湖市实际发生的行政区划调政的政策效果与随机选择的控制组在假定实施行政区划调整政策下产生的政策效果与进行对比，如果两者的政策效果差异明显，那么可以认为“撤巢合并”行政区划调整引致的区域市场整合与行政等级变动对巢湖市实际GDP变动的作用是显著的。

利用STATA15调用synth_runner程序对安徽所有其他16个地级市市辖区都进行了安慰剂试验，得到了每个地区实际GDP对数与各自合成版本GDP对数之间的差距。根据排序检验，假如我们发现巢湖的差距与其他16个地级市市辖区的差距分布呈显著的差异，由此可以认为行政区划调整对巢湖市实际GDP变动的影响是显著的。考虑到合成版本是通过近似“撤巢合并”行政区划调整之前的影响经济增长的因素构造的，如果作为控制组的安徽其他16个地级市市辖区中某个城市在行政区划调整之前的平均预测标准差较大，表示合成变量对该城市实际GDP的近似程度较差，不宜将该城市在行政区划调整之后的差距作为参照对象。通过计算，巢湖的平均预测标准差是0.0483，本文在控制组中去掉了7个平均预测标准差是巢湖2倍以上的城市。图5显示了去掉7个2倍以上平均预测标准差城市后的误差分布图。从图5中可以看出，在2010年“撤巢合并”行政区划调整之前，巢湖市与安徽省余下地区在真实的实际GDP与合成的实际GDP差距表现上没有明显差异，但是，在“撤巢合并”行政区划调整之后，巢湖市与安徽省余下地区的差异随时间推移逐步变大。从图5中可以明显看出，巢湖市真实的实际GDP与合成的实际GDP的差距位于其他城市该指标差距分布的下方外部，这表明如果随机从安徽省选择一个没有实施行政区划调整的城市进行估计，能够得到和巢湖市一样显著的行政区划调整与城市行政等级变动的经济影响的概率为1/10，因而恰好在10%水平上显著。上述稳健性检验结果表明，“撤巢合并”行政区划调整带来的区域市场整合与行政配置资源能力的变化对巢湖市（行政区划调整前的市辖区，之后的县级巢湖市）的实际GDP变动路径产生了影响。行政区划调整后，真实巢湖的实际GDP与合成巢湖的实际GDP相比有一定程度的下降，并且二者间的差距在2010年至2016年间呈现持续扩大的趋势。

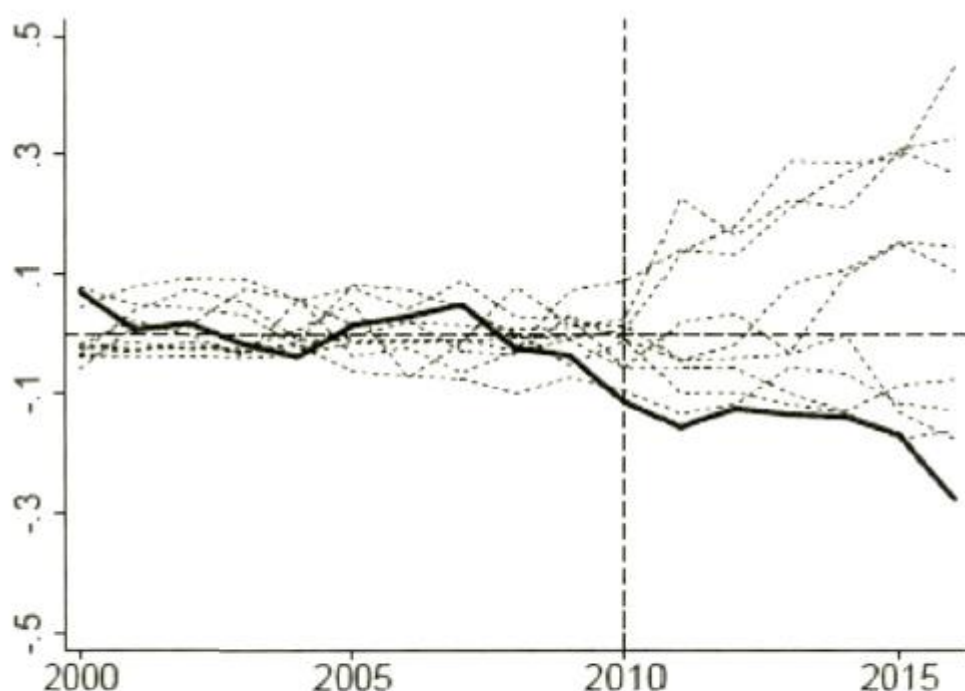


图5 巢湖和其他地区预测变动的程度

注：粗线代表巢湖市的差距，虚线代表其他9个比较对象的差距。

3. 进一步考察

可以认为，区域市场整合与城市行政配置资源能力降低的聚合性是导致行政区划调整后巢湖市的实际产出增长路径低于假设未发生行政区划调整的合成增长路径的重要原因。为了进一步识别行政区划调整带来的区域市场整合对城市经济增长的影响，将上述研究思路用于同样受“撤巢并合”行政区划调整影响，但未发生城市行政等级变动的合肥市和庐江县的研究。

首先，仍然以合肥市市辖区为研究的范围和处理组，以除西藏、台湾、香港和澳门以外的其他省会城市和直辖市的市辖区为控制组，构建样本范围为2000—2015年的平衡面板数据。图6给出了实际合肥与使用合成控制法得到的合成合肥的实际GDP对数路径。在行政区划调整之前，合成合肥很好地复制了实际合肥的增长路径，行政区划调整后，二者的增长路径出现了明显的差异，实际合肥的增长路径开始高于合成合肥，这一差异刚好与巢湖相反。2009年实际合肥与合成合肥的实际GDP之比为1.036，2010年即达到1.133，此后持续增大，2015年达到1.147，大于2000—2009年间任何一年的比值。安慰剂检验和排列检验证实了合成控制结果的稳健性^①。这表明通过行政区划调整进行区域市场整合，确实促进了合肥市的经济增长。

其次，同样运用合成控制法估计“撤巢并合”行政区划调整对庐江经济增长的影响。以全省其他59个县级地区为控制组，样本范围为2000—2014年。如图7所示，合成控制估计结果与合肥类似，与巢湖相反。从图7中可以看出，2011年以前合成庐江的增长路径与真实庐江高度一致，合成庐江很好地复制了真实庐江的增长路径，从2011年开始，真实庐江的实际GDP对数显著高于合成庐江。2010年真实庐江与合成庐江的实际GDP之比为0.96，2011年扩大至1.01，此后持续增大，2014年已达到1.15，大于2000—2009年间任何一年的比值。合成控制估计结果同样表明区域市场整合显著提升了庐江市的经济增长，并且影响强度高于合肥市。

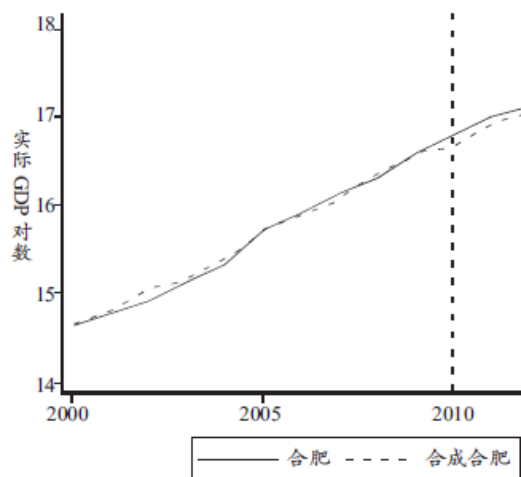


图6 合肥与合成合肥增长路径对比

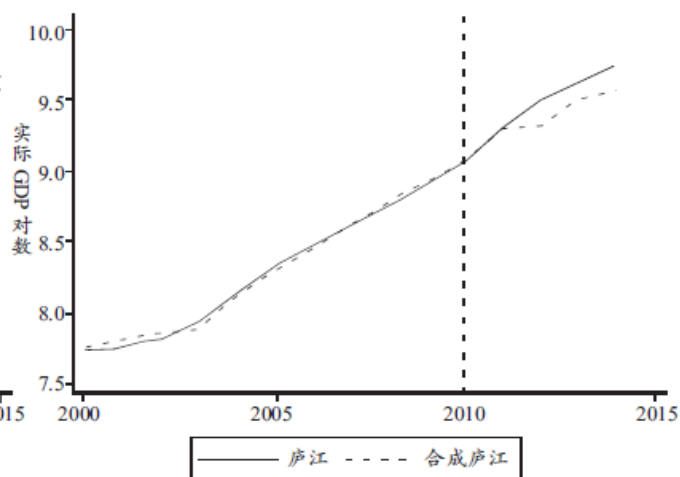


图7 庐江与合成庐江增长路径对比

通过对合肥市和庐江县的分析，可以看出行政区划调整推进区域市场整合，扩大了城市经济活动空间，促进了合肥市和庐江县城市经济增长。进一步，为了在逻辑层面更加清楚地识别“撤巢并合”行政区划调整的市场整合效应，通过简单的趋同检验方法考察合肥市下辖各区在行政区划调整后是否出现经济发展的趋同态势。根据数据的可得性，将合肥市辖区、长丰县、肥东县、肥西县、庐江县和巢湖市2000—2016年间的经济增长作为实证检验对象。分别检验了2000—2009年和2010—2016年两个阶段的实际产出趋同状况。基于 $g_i = \alpha + \beta \ln y_{i,t_0} + \varepsilon_i$ ，进行绝对趋同检验，其中 g_i 表示两阶段内实际产出的年均增长率， y_{i,t_0} 为期初实际GDP，若系数 β 的回归结果小于0且通过检验，则认为存在绝对趋同。考虑到巢湖市在行政区划调整后城市行政等级降格对经济增长有较大影响，在回归中分别考察了包含巢湖和不包含巢湖两种情形。回归结果如表3所示。

包含巢湖的样本回归结果显示，两个阶段的回归系数小于0，但回归系数的t统计量值和拟合优度均未通过检验，回归结果不显著。从样本中剔除巢湖后，2000—2009年的回归结果仍然不显著，但在行政区划调整后的2010—2016年，系数回归结果为负，并且在10%的水平上显著，拟合优度也达到了0.68，表明行政区划调整后带来的区域市场整合使得庐江县经济增长水平与原合肥地区趋同。

表3 趋同实证检验结果

阶段	期初 GDP 回归系数	t 统计量值	R ²	样本范围
2000—2009	-0.0181	-0.49	0.056	包含巢湖
2010—2016	-0.0032	-0.41	0.046	
2000—2009	-0.0095	-0.29	0.37	不包含巢湖
2010—2016	-0.0064*	-1.97	0.68	

注：*表示在10%的显著性水平下显著。

实证检验结果表明，巢湖市的经济发展滞后是造成行政区划调整后大合肥地区经济增长偏离趋同的首要原因，从实际数据来看，2010—2016年间巢湖市GDP的年均增长率为9.6%，大大低于同期合肥地区其他城市年均增长率均值15%。

通过对合肥市和庐江县的合成控制分析，以及区域市场趋同检验结果，可以认为，行政区划调整后巢湖市实际经济增长低于合成巢湖的主要原因在于巢湖市城市行政等级降格引致的行政配置资源能力的弱化，区域市场整合的溢出效应尚未能弥补城

市等级降格导致的资源漏出效应。在“撤巢并合”行政区划调整之前，作为地级市辖区的巢湖市，可以通过行政力量将辖区内的经济资源向市区集中，形成中心城区对所辖地区要素资源的汲取。但是，在“撤巢并合”行政区划调整之后，巢湖市的城市行政等级降格，导致巢湖市政府的行政调动资源能力大为减弱。在失去区域行政中心地位后，巢湖市对要素流入的吸引力显著下降。从图8的人口变动趋势图可以看出，行政区划调整后巢湖市的总人口出现了明显的下降趋势。反观城市行政等级没有改变的合肥市和庐江县，在“撤巢并合”行政区划调整后，庐江县人口变动趋势平稳，合肥市的市辖区总人口则出现了跳跃式增长，这与区域市场整合、打破行政区划壁垒对人口流动限制有直接关联。

五、结论与启示

本文以“撤巢并合”行政区划调整作为研究区域市场整合与城市行政配置资源能力变化的经济效应的一次自然实验，运用合成控制法对此进行实证分析。实证研究结果表明，巢湖市在经历了区域市场整合与行政等级降格后，真实经济增长路径低于合成巢湖；城市行政等级未发生变动的合肥市和庐江县在区域市场整合后，实际经济增长路径均高于潜在的增长路径。区域经济增长的协同检验结果表明，行政区划调整后庐江县经济增长与原合肥地区趋同，巢湖市经济增长偏离了区域整体的增长趋势。

可以认为区域市场整合能够优化内部资源配置，降低要素流动壁垒，提高资源的空间配置效率，加快地方经济增长（以合肥、庐江为代表）。然而，与区域市场整合伴生的城市行政配置资源能力的弱化使巢湖市经济增长低于潜在增长路径。尽管本文的研究结论是基于“撤巢并合”案例得出的，但是从中可以窥探出地方政府行政配置资源能力对处于地理区位优势、经济基础薄弱的中小城市而言，仍是保障其经济增长的一道防火墙，一旦失去行政力量对要素流动的干预，那么，在市场力量的作用下，资源将加速从这些城市流出，从而造成区域市场整合过程中处于弱势地位的城市经济增长受损。

将本文的研究结论进一步推广，认为随着以城市群建设为代表的区域市场一体化进程的加快，城市群内部的区域市场一体化程度将不断加深。这意味着在城市群内部处于从属地位的城市通过行政手段配置资源的能力将不断减弱，这类城市的名义行政等级虽未发生变化，但是以行政力量对经济资源的控制力相对于区域中心城市而言实则降低了，容易造成资源过度向城市群内的中心城市集聚，导致集聚阴影效应。在我国依靠市场和行政两种力量进行资源配置的转型经济体制背景下，在城市经济发展的早期阶段，高行政等级的中心城市依靠行政力量吸纳了区域内的优质资源，形成对其他城市的“一次汲取”。中心城市在依靠行政等级取得先发优势后，通过行政区划调整推动区域市场整合，弱化行政区经济，极易造成资源在市场力量的作用下进一步向中心城市集聚，形成中心城市对区域内其他城市的“二次汲取”，造成区域内不同等级城市之间的发展失衡。因此，本文认为，在区域市场整合过程中，既要发挥市场配置资源的主体作用，提高资源利用效率，政府也应当做好区域内各城市的基础设施的互联互通和产业协同，协调中心城市与其他城市的功能定位，增强中心城市对区域其他城市的幅射带动作用，以达到市场整合过程中大城市与中小城市之间的均衡、协调发展。

参考文献:

- [1]Maskin E., Qian Y., Xu C.. Incentive, Infomiation, and Organization Form[J]. Review of Economic Studies, 2000, (2): 359- 378.
- [2]刘君德, 范今朝. 中国市制的历史演变与当代改革[M]. 南京: 东南大学出版社, 2015.
- [3]谢小平, 王贤彬. 城市规模分布演进与经济增长[J]. 南方经济, 2012, (6): 58- 72.
- [4]魏后凯. 中国城市行政等级与规模增长[J]. 城市与环境研究, 2014, (1): 4- 17.
- [5]才国伟, 张学志, 邓卫广. “省直管县”改革会损害地级市利益吗[J]. 经济研究, 2011, (7): 65- 76.

-
- [6]王焱, 年猛. 政府“偏爱”与城市发展: 文献综述及其引申[J]. 改革, 2014, (8): 141- 147.
- [7]刘君德. 中国转型期“行政区经济”现象透视——兼论中国特色人文—经济地理学的发展[J]. 经济地理, 2006, (6): 897- 971.
- [8]魏衡, 魏清泉, 曹天艳, 赵静. 城市化进程中行政区划调整的类型、问题与发展[J]. 人文地理, 2009, (6): 55- 58.
- [9]朱希伟, 金祥荣, 罗德明. 国内市场分割与中国的出口贸易扩张[J]. 经济研究, 2005, (12): 68- 76.
- [10]高琳. 快速城市化进程中的“撤县设区”: 主动适应与被动调整[J]. 经济地理, 2011, (4): 573- 577.
- [11]孟延春, 谷浩. 中国四大板块区域城镇化路径分析: 以县(市) 行政区划调整为例[J]. 城市发展研究, 2017, (10): 54- 60.
- [12]金中坤, 徐 伟. 行政区划调整与区域服务业发展——基于拟合实验法的苏州、常州两市比较研究[J]. 经济地理, 2015, (12): 63- 69.
- [13]韩永辉, 黄亮雄, 舒 元. 县域行政区划改革的绩效分析——以“撤市设区”为切入点[J]. 经济学报, 2014, (4): 49- 67.
- [14]Abadie Alberto, Gardeazabal Javier. The Economic Costs of Conflict: A Case of the Basque Country[J]. American Economic Review, 2003, 93(1): 113- 132.
- [15]王贤彬, 聂海峰. 行政区划调整与经济增长[J]. 管理世界, 2010, (4): 42- 53.
- [16]刘甲炎, 范子英. 中国房产税试点的产果评估: 基于合成控制法的研究[J]. 世界经济, 2013, (11): 117- 135.
- [17]黄启才. 自贸试验区设立促进外商直接投资增加了吗? ——基于合成控制法的研究[J]. 宏观经济研究, 2018, (4): 85- 96.
- [18]黄先明, 肖 挺. 交通设施建设完善与消费转移——来自杭州湾跨海大桥周边城市的经验证据[J]. 当代财经, 2018, (7): 14- 24.
- [19]Abadie Alberto, Diamond Alexis, Hainmueller Jens. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’ s Tobacco Control Program[J]. Journal of the American Statistical Association, 2010, 105(490): 493- 505.