

城市经济圈对区域经济增长的影响 ——基于中心—外围理论的研究

林细细 张海峰 张铭洪*

摘要 近年来,各种不同层级的经济圈不断出现,其经济效应关系着政府的经济决策。于是,如何评估经济圈的区域经济效应显得尤为重要。本文基于中心—外围理论,以合肥经济圈为例,采用合成控制法等实证方法全面研究其区域经济增长效应。实证结果表明:经济圈的建设给中心城市合肥市带来 6.305% 的增长效应;经济圈建成后圈内各城市经济增长有明显的收敛趋势,经济圈的“外溢效应”大于“虹吸效应”,该“外溢效应”通过产业的集聚和互补效应来实现;合肥经济圈对经济圈外的外围城市具有正向的作用。

关键词 城市经济圈 经济增长 合成控制法 条件收敛检验

一、引言

经济圈一般是从地域的自然资源、技术水平以及政府宏观经济布局出发,形成具有内在经济一体化联系的地域产业配置圈。当前,各地不同层级城市经济圈建设如雨后春笋,有省内地级市形成的经济圈,有跨省的城市经济圈,更有省与省层级形成的经济圈。这些经济圈从地方政府的本意而言,体现的是区域合作的共赢,是地方政府的合作关系。而从当前的政府竞争体系而言,又蕴含着地方政府之间,尤其是不同经济圈的政府之间的竞争关系。因此,全面评估城市经济的效应显得非常重要。但是,其经济效应大小如何?并没有太多较为系统的研究。而已有的评估结果发现其区域经济效应也走向两极:有些经济圈显著地促进区域经济增长,而有一些却加剧了区域不平衡,两极化较为严重。根据 Krugman 的中心—外围理论,城市经济圈由中心城市和外围城市构成,以中心城市为中心,带动外围城市,形成经济一体化发展模式。但现实情况是,中心城市对外围城市同时具有正向的外部影响(外溢效应)和负向的外部影响(虹吸效应),这两股力量共同决定了经济圈是实现共同发展还是加剧区域不平衡(王小鲁, 2010)。经济圈内在于机制主要源于产业集聚和互补效应。日本学者木内心藏提出,大城市圈层由中心地域、周边地域与市郊外缘腹地三部分组成。津川康雄指出,经济圈内的核心区域的核心地位逐渐降低,都市圈逐步走向平衡。新经济地理学强调集聚和离散在决定城市体系中的作用(Overman and Ioannides 2001)。Krugman and Elizondo

* 林细细,厦门大学经济学院, E-mail: linxixi@xmu.edu.cn; 张海峰(通讯作者),厦门大学经济学院, E-mail: seawindzhang@163.com, 通讯地址:福建省厦门市思明区思明南路 422 号, 邮政编码:361005; 张铭洪,厦门大学经济学院, E-mail: mhzhang@xmu.edu.cn。本文感谢福建省社科规划项目(FJ2015B221)和福建省自然科学基金项目(2016J01338)的资助;感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

(1996)认为,经济地理模型需要考虑促进人口和生产集聚的向心力与排斥这种集聚的离心力之间的对立关系。Fujita and Mori (1997)、Fujita *et al.* (1999)发现,在单中心的都市体系中,呈现出到中心城市距离和当地市场潜力之间的“∩型”曲线关系。随着到中心城市距离的增加,集聚的向心力占主导,市场潜力开始下降;随着距离以及运输成本的上升,离心力逐渐发挥主要作用,市场潜力由下降转为上升;随着距离进一步增加,市场潜力再次下降。王小鲁(2010)指出,不同规模城市及小城镇之间存在某些共生和互补关系,处在大城市辐射区内的中小城市和小城镇有更好的发展条件,有利于形成合理的城市群。许政等(2010)考察了到大港口和大城市的距离对城市经济增长的影响,验证了“∩型”关系。

安徽省属于华东地区,经济上属于中国东部经济区,但与多个中部省份地理位置相邻。2006年安徽省第八次党代会初步提出省会经济圈的构想,以合肥为核心,以六安、巢湖为两翼的经济增长极。2008年5月,合淮同城化被列入《省会经济圈规划纲要》,淮南正式成为经济圈成员。2009年11月,安徽省住房和城乡建设厅公示《合肥经济圈城镇体系规划(2008—2020)》,标志着“合肥经济圈”基本框架正式形成。2011年4月,《中国省会经济圈蓝皮书——合肥经济圈经济社会发展报告》指出:未来五年,合肥、六安、巢湖、淮南和桐城五市将打“组合拳”,到十二五末,实现圈内城市交通、通信网络、供水、供电、供气等方面全面接轨,基本形成以合肥为中心、覆盖区域主要城镇、产业集聚区、重要枢纽的“1小时通勤圈”,电话区号统一、无线网络统一、路网建设规划统一等。2013年滁州市加入经济圈,至此,合肥经济圈范围扩展到包括合肥市、淮南市、六安市、滁州市四个地级市和桐城市一个县级市。本文以合肥经济圈为例,基于中心—外围理论,整合采用了合成控制法(用于克服在使用项目评估方法研究区域性政策时所面临的空间依赖性问题)、条件收敛检验和面板回归法,较为全面地评估经济圈带来的区域经济效应。希望本文所构建的政策效应评估体系,对其他区域性政策效应评估起到一定的指导和借鉴意义。

本文余下的结构如下:第二部分为本文的研究假设,作为接下来的实证检验内容;第三部分为经济圈建设对中心城市合肥经济发展的影响;第四部分为经济圈建设对圈内其他城市和省内圈外城市的影响,探讨经济圈建设带来的整合经济效应;最后是文章的总结。

二、研究假设

根据Krugman的中心—外围理论,经济圈的经济效应需要考虑经济集聚的向心力、排斥这种集聚的离心力以及彼此间的对立关系。我们将城市经济圈的向心力称为中心城市对外围城市的“外溢效应”,主要来源于外部经济、生产和市场的规模效应、产业间的互补效应、生产链的成本节约、知识技术外溢等;将城市经济圈的离心力称为中心城市对外围城市的“虹吸效应”,主要来源于对后者造成外部不经济、劳动力资源单向流失、资金投资损失、政策性偏向失衡等。一旦中心城市的“虹吸效应”超过“外溢效应”,将使得外围城市的经济发展受损,加剧区域经济不平衡。只有当“外溢效应”大于“虹吸

效应”后,地区经济才会出现一荣俱荣的局面。正是由于这两股对立作用的不同,导致了不同经济圈产生不同的经济效果。

经济圈的建立使中心城市对外围城市产生一定程度的“虹吸”作用,这是不可避免的。我们只能对产生的“外溢”作用进行深入研究,扩大其影响效应,以实现一荣俱荣。经济圈内机制主要源于集群专业化以及规模经济效应,一方面根据要素禀赋优势,进行专业化分工,通过产业互补实现各自的发展;另一方面根据生产和市场的规模效应,通过生产要素的集中、市场的统一和整合,降低生产成本,提高经济效益。据此,我们将中心城市的“外溢”作用细分为两种效应:一种是集聚效应,即集聚要素禀赋相近的相邻空间城市或地区的产业区,通过产业关联推动要素在区域内聚合,形成“中心—外围”的规模效应,通过其内部要素的高度集中,达到资源使用效率的提升。一种是产业互补效应,即根据不同的要素禀赋进行产业分工和专业化,充分发挥城市的比较优势,提高要素生产效率,达到共同发展。也就是说,城市经济圈建设成功与否受到正向的“集聚效应”、“互补效应”影响和负向的“虹吸效应”影响。

要实现中心城市对外围城市的“外溢”作用大于“虹吸”作用,需要最大化发挥经济圈的产业集聚效应和互补效应。最为合理和有效的方式是,经济圈的构建需要同时考虑集聚和互补效应,而避免一种效应的缺失。根据上述理论机制,城市经济圈的规划应避免完全同质化城市,或完全互补性城市。既要有鱼有肉,也要有蔬菜水果,荤素搭配才能实现饮食健康。根据城市经济圈内机制和中心—外围理论,结合评估经济圈建设对地区经济增长和平衡性影响,本文提出以下几点假设:

假设1:城市经济圈建设对中心城市经济发展有显著促进作用。

中心城市所获得的经济圈红利,不仅包括本身的政策偏向,政府和市场将投入大量资源用于中心城市的发展,力图通过中心城市的发展来带动区域经济的协调进步。另外,投资导向型也会吸引区域外围城市的资源(资本、劳动力等等),实现对外围城市的“虹吸效应”所转嫁的“额外红利”。

假设2:城市经济圈对圈内城市产生异质性影响,外围城市受益的程度要小于中心城市。

但根据中心—外围理论,中心城市对外围城市同时存在向心力和离心力,即正的外部性(外溢效应)和负的外部性(虹吸效应)。当“外溢效应”大于“虹吸效应”,经济圈能够实现共同繁荣;反之,则会加剧地区经济不平衡。由于中心城市对外围城市存在的正负外部性,导致经济圈的建设对两类城市影响效应不同。受“虹吸效应”影响的外围城市,其所获得的红利要小于中心城市。

假设3:经济圈的“辐射效应”会惠及圈外城市,促进区域经济增长。

城市经济圈建设的目的在于促进地区经济增长,促进区域城市发展,缩小经济差距。经济圈主要利用各城市的要素禀赋优势,发挥产业的集聚效应和互补效应,以中心城市发展辐射外围城市,实现共同繁荣。由于各城市要素禀赋不同,专业化分工和规模经济将有效节约成本和提高资源利用率,因而经济圈建设对各城市不同产业的影响有所不同,即促进比较优势产业的发展,而减弱相对劣势的产业。这使得经济圈的经济“辐射效应”不仅仅局限于圈内各城市,对圈外城市和地区的发展也有显著促进作用。

三、经济圈建设对中心城市的影响

(一) 研究对象说明

为了综合考察中心—外围城市的各种效应,经济圈的选择需要满足以下基本条件:中心城市和外围城市发展的要素禀赋需不一样,拥有各自的比较优势,经济发展水平存在一定差距,不易受其他经济因素影响等。我们选取合肥经济圈为研究对象主要基于以下三点:第一,该经济圈的建成时间比较新、市场化改革和对外开放已经完善,较传统的示范圈(长株潭经济圈、武汉经济圈等)效应评价更具时效性。第二,该经济圈地处中部地区,影响范围有限,受其他因素影响较弱(相较于珠三角、京津唐、长三角)。第三,圈内城市满足不同的要素禀赋,中心城市合肥以工业和高新科技为主,六安、滁州、桐城三个外围城市拥有大量廉价劳动力和农业发展资源,淮南则拥有丰富的煤炭等矿产资源。

(二) 实证模型说明

本文以2009年“合肥经济圈”基本框架正式形成作为事件节点,由于同期其他省会城市并没有受到类似政策的影响,我们把合肥经济圈的建设看作是一项自然实验。根据因果效应评估理论,将2009年后的合肥市作为处理组,其他省会城市作为对照组,比较处理组与对照组之间的差距,估计出经济圈的建设对合肥经济发展的影响。常见的方法为双重差分法,即对比2009年之后合肥市经济发展和其他省会城市经济发展的差距与2009年前合肥市和其他省会城市经济发展差距,前后的变化反映了经济圈建设对合肥市经济的影响。但DID方法存在两大缺陷:(1)关于对照组的选择问题上偏主观性(刘甲炎和范子英,2013),即便利用PSM方法进行最优匹配,但两组间是一一对应的关系,存在的误差较大;(2)政策是内生的,处理组与对照组之间存在系统性差别(经济增长的要素贡献、资源禀赋等方面存在显著差异),这使得将其他省会城市作为合肥市的对照组并不适合(王贤彬和聂海峰,2010;余静文和王春超,2011)。所以,直接使用DID方法会产生明显的估计偏差。

基于上述方法的缺陷,Abadie and Gardeazabal(2003),Abadie *et al.* (2010, 2015)对DID方法进行了改进,提出利用合成控制法对政策效果进行估计。其内在的逻辑原理是通过对多个对照组赋予权重,加总拟合成全新的虚拟对照组,这比主观随意选择的对照组更加具有说服力。该方法的基本思路如下:可以根据同期没有进行此项政策变动的其他省会城市的加权组合构造出一个良好的对照组,解决使用DID难以寻找和处理组完全近似的对照组的问题。其基本特征是对照组内每个经济体相关指标的数据具有相似性,并且能够清楚地知道它们各自的权重,即对拟合“反事实”状态(counterfactual state)所做的贡献。关于相似性的衡量,则是利用事件发生之前对照组和处理组的预测变量来实现。同时需要注意的是,为了确保预测效果的准确性和科学性,预测变量在事件发生前至少要有20年左右的数据支持,且越多越好(Abadie *et al.*, 2015)。

总之,合成控制法(SCM)是一个利用数据选择最优的对照组来研究政策效应的方法,实质上是一种“数据游戏”。它具有以下两个突出的特点:(1)在传统DID方法基础

上的改进,是一种非参数方法;(2)通过数据来决定构造对照组的权重分布,减少了主观判断(Abadie *et al.* 2010)。合成控制法通过对照组的指标数据特征,赋予组内经济体各自的权重,进而拟合出处理组的反事实状态,这样能够清晰地展示处理组和合成地区政策实施之前的相似程度。权重的选择为正数且之和等于1,这可以避免过分外推效应的出现(Temple, 1999)。

假设我们观测到 $J+1$ 个地区的经济增长情况,其中第1个地区(合肥市)在 T_0 受到经济圈政策的影响(处理组),其他 J 个地区为不受影响的对照组地区,其中 T_0 表示经济圈正式形成的年份。假设我们可以观测到这些地区 T 期的经济增长情况。 Y_{it}^N 表示城市 i 在时间 t 没有受到经济政策影响的经济增长情况, Y_{it}^I 表示受到经济政策影响的经济增长情况。

接着我们设定模型: $Y_{it} = Y_{it}^N + D_{it}\alpha_{it}$, 其中 $D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } i = 1 \text{ and } t > T_0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$

当 $D_{it} = 1$ 时,城市受到政策的影响, $Y_{it} = Y_{it}^I = Y_{it}^N + \alpha_{it}$; 当 $D_{it} = 0$ 时,城市不受政策的影响, $Y_{it} = Y_{it}^N$ 。根据假设我们知道只有 $i = 1$ 城市在 T_0 期之后受到政策影响,其他城市在任意 t 都不受政策影响。 α_{it} 是我们需要估计的目标,在 $t > T_0$ 时, $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N = Y_{it} - Y_{it}^N$, 其中 Y_{it} 是处理组的经济增长情况,是可以直接观测到的。但由于 Y_{it}^N 是无法观测到的,为了得到 α_{it} , 我们需要拟合一个与 Y_{it}^N 相对应的“反事实”结果,具体形式如下:

$$Y_{it}^N = \beta_t + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式为潜在经济增长的决定方程,其中 Z_i 是除受政策影响之外的协变量(在指标选取部分进行详细介绍), β_t 表示对所有城市相同的影响经济增长的时间固定效应, θ_i 是一个 $(1 \times r)$ 维的未知参数向量, λ_i 是一个 $(1 \times F)$ 维观测不到的共同因子, μ_i 是 $(F \times 1)$ 维观测不同的地区固定效应误差项, ε_{it} 是每个城市观测不到的暂时冲击, $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。为了估计出经济圈政策的影响效果,我们需要利用对照组城市的加权来拟合虚拟处理组的特征,即经济圈政策影响下的城市如果没有实行经济圈政策时的 Y_{it}^N 。所以,我们的目标就是求出一个 $(J \times 1)$ 维权重向量 $W = (w_2, \dots, w_{J+1})$, 其中对于任意 J , $w_j \geq 0$ 且有 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ 。

$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{it} = \beta_t + \theta_i \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \lambda_i \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{it}$ 。假设存在一个最优向量组 $W^* = (w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$ 满足:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_0} = Y_{1T_0}, \text{ 并且 } \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1 \quad (2)$$

如果 $\sum_{i=1}^{T_0} \lambda_i \lambda_i'$ 非奇异(non-singular), 我们即可得到:

$$Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_s \left(\sum_{i=1}^{T_0} \lambda_i \lambda_i' \right)^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{is}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{is}) \quad (3)$$

Abadie *et al.* (2010, 2015) 已证明在一般条件下,上述等式的右边会接近于0。所

以,当 $T_0 < t \leq T$ 我们可以用 $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ (可观测的) 来作为 Y_{1t}^N 的无偏估计,近似替代 Y_{1t}^N ,

从而 $\hat{\alpha}_{it} = Y_{it} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ 就可以估计出政策效果。

为了得到我们想要的 $\hat{\alpha}_{it}$, 需要先确定 W^* , 确保方程组(2)成立, 需要第1个城市的特征向量位于其他城市的特征向量组的凸组合之内。但是在实际计算中, 可能数据中不存在使得方程组恰好成立的解, 这就需要通过近似解来确定合成控制向量 W^* 。选择最小 X_1 与 $X_0 W$ 之间的距离 $|X_1 - X_0 W|$ 来确定权重向量 W^* 。函数形式为 $\|X_1 - X_0 W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)}$ 。其中 W 满足: 对任意的 $j=2, \dots, J+1$, 有 $w_j \geq 0$ 并且 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ 。其中 X_1 是政策前处理组城市的 $(k \times 1)$ 维特征向量; X_0 是 $(k \times J)$ 矩阵, X_0 的第 j 列为城市 j 的政策之前的相应特征向量。特征向量为方程组(2)中决定经济增长的因素或者经济增长变量的任意线性组合。 V 是一个 $(k \times k)$ 的对称半正定矩阵, V 的选择要确保合成结果的预测误差均方根 RMSE (root mean square prediction error) 最小化 (Abadie et al. 2014) ①。我们利用 stata 工具, 使用 Abadie 开发的 synth 程序包运行模型的估计结果, 详细内容可参考 Abadie et al. (2010)。

(三) 指标选取及数据来源

本文使用 1990—2016 年中国大陆 26 个省会城市②平衡面板数据分析经济圈的构建对合肥市经济增长的影响。为确保政策前处理组拟合的准确性, 我们以 1990 年为起点, 政策正式实施以 2009 年《合肥经济圈城镇体系规划(2008—2020)》的颁布为准, 分析 2010—2016 年实际合肥市经济增长与合成的合肥市经济增长之间的差距, 即为经济圈政策对中心城市——合肥市经济增长的短期效应。我们以全国各省会城市为分析样本, 一方面各省会城市具有内在共同的制度经济特征(包括政府关系、财政关系等制度安排); 另一方面样本城市与合肥市具有相同的支柱产业和经济发展结构(特别是中部六省, 经济发展模式相似度很高), 这能够使我们很好地拟合出潜在合肥市的发展情况。合成控制法需要注意政策实施后处理组和对照组相互影响和“污染”的外溢效应。我们没有使用安徽省内其他城市作为对照组, 一方面是由于 SCM 方法需要处理组位于对照组凸组合之内(合肥市的经济实力位于省内第一); 另一方面采用省内对照组产生的外溢效应比较大③。采用省会城市样本既满足了经济体的一致性, 也最大限度降低了外溢性的影响。

根据合成控制法的思想, 我们选择权重时要使得在经济圈构建前, 合成合肥市各项决定经济增长的因素和合肥市尽可能一致。我们选取的代理变量为代表一个地区或城市发展水平的实际 GDP 的对数(王贤彬和聂海峰 2010)。选取的预测控制变量包括实际 GDP、第二产业增加值占 GDP 比重、第三产业增加值占 GDP 比重、实际人均 GDP、投

① 政策实施前处理组城市的 RMSPE 被定义为:

$$\left(\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} \left(Y_{it} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \right)^2 \right)^{1/2}$$

其他组内城市或时间段的 RMSPE 都是类似给出的。

② 由于拉萨地区相关数据的缺失, 并且其经济发展受政治影响明显, 我们分析时不包含拉萨。此外, 由于直辖市的特殊地位, 我们选取样本城市时也不包含直辖市。

③ 合肥经济圈的形对省内其他城市有着明显的影响, 例如财政资源分配、竞争机制等。

资率、通货膨胀率^①、劳动从业率、外商直接投资、进出口总额(Abadie *et al.* 2015; 王贤彬和聂海峰 2010)。研究地区经济总体发展水平的经济因素,需要同时考虑经济发展水平的变量和经济结构形态的变量(王贤彬和谢小平 2012)^②。其中投资率用固定资产投资占 GDP 比重表示,这是经济发展的内在引擎,比重越高,经济增长速度往往越快。劳动从业率是一个地区或城市经济发展繁荣与萧条最为直接和显著的指标,相比其他指标能够快速传递市场经济发展的情况,从业率越高反映出经济发展越繁荣。

本文数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》《中国区域经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和各省、省会城市的统计年鉴,以及各省会城市的国民经济和社会发展的统计公报。

(四) 合成控制法的基准结果

首先,我们以全国其他省会城市作为对照组样本,采用简单的对照方法考察经济圈政策对合肥市经济增长的影响。图 1 是合肥市和其他省会城市实际 GDP 对数的平均值的变化的情况。其他省会城市 1990—2016 年实际 GDP 对数的平均值与合肥市存在一定差距,在 2009 年之前其他省会城市均值高于合肥市,但 2009 年后合肥市则明显高于其他省会城市。图 1 比较直观地展示了 2009 年前后处理组和对照组差距的变化,很好地印证了 2009 年合肥经济圈的构建所带来的经济影响力。但鉴于 2009 年之前其他省会城市实际 GDP 对数均值普遍高于合肥市且其差距较大,简单的平均作为一个特殊情形的合成控制组并不能很好地拟合经济事件之前合肥的经济增长情况,也不能准确地揭示 2009 年之后实际与拟合之间的差距。

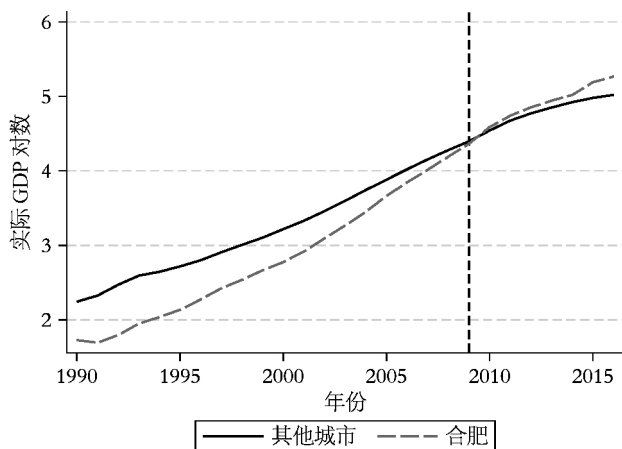


图 1 合肥市实际和其他省会城市平均增长路径对比

因此,我们通过加入预测变量进行控制,再利用合成控制方法进行拟合,表 1 展示

① 以 1989 年为基期计算得出,单位为%。

② 根据新古典经济增长理论,人均产出水平往往意味着一个地区偏离其长期稳态的程度,进而影响其一段时间内的增长路径。投资率和通货膨胀率则是衡量一个地区经济稳态水平和转型期内经济增长路径的重要影响因素。

了对照组城市构成合成的合肥的权重组合,共选取了 6 个城市,其中呼和浩特、郑州和长春权重占比较大。现实经济中,我们也基本上发现了这一情况。

表 1 合成合肥的城市权重

	呼和浩特	郑州	长春	银川	南昌	广州
权重	0.493	0.26	0.103	0.078	0.037	0.029

表 2 给出了在 2009 年前实际合肥市、合成的合肥市以及 25 个省会城市的一些重要经济变量的对比,合成的合肥市与实际合肥市非常相似。合肥市与其他省会城市均值具有一定的接近,说明合肥市各项经济指标处于全国省会城市的中间地位,这满足了合成控制法的凸组合要求。其中,实际 GDP 对数值、第二产业增加值比重、实际 GDP 增长率、劳动从业率以及外商直接投资,实际的与拟合的几乎相等,其他变量也有非常强的相似度。通过三组经济指标的对比,我们可以印证利用不同权重合成的效果比对照组均值合成的效果要好,即相比省会城市均值,合成的合肥市更加接近实际合肥市。此外,RMSPE 仅为 0.0346,充分满足 Abadie *et al.* (2015) 给出的标准。总之,从表 2 指标及 RMSE 可以看到,SCM 方法很好地拟合了经济圈构建前的合肥。

表 2 预测变量的均值

	合肥	合成的合肥	其他省会城市
实际 GDP 对数	2.759	2.759	3.184
实际人均 GDP 对数	8.406	8.74	8.57
第二产业比重	0.452	0.428	0.437
第三产业比重	0.379	0.434	0.449
实际 GDP 增长率	0.204	0.203	0.185
投资率	0.484	0.404	0.393
通货膨胀率	234.695	237.184	205.868
劳动从业率	0.568	0.569	0.552
外商直接投资	386.921	385.684	612.0277
进出口总额	4 672.798	3 654.526	6 586.601

图 2 描绘了实际合肥市和使用 SCM 得到的合成的合肥市经济发展的增长路径。从图中我们可以看到,在经济圈正式形成之前,两者实际 GDP 对数增长路径几乎能够完全重合,说明合成控制法非常好地复制了经济圈事件前合肥的经济发展情况。在 2008—2009 年之间两条增长路径开始出现明显的分异,实际的合肥市实际 GDP 对数逐渐高于虚拟合肥市,且差距逐渐拉大。之所以在经济圈正式形成(2009 年)之前就开始出现分异,主要是经济圈内各地政府已经进行了一系列准备工作,政策效果产生了一定的前置性。2009 年之后两条增长路径之间的差距等于合肥经济圈的建设对合肥经济发展的影响程度。以 2016 年为例,如果没有构建合肥经济圈,2016 年合成的合肥市实际 GDP 对数是 4.825,与合肥市实际 GDP 对数相差 0.443,增长幅度为 9.181%。2010—2015 年增长幅度分别为 4.437%、4.981%、5.429%、5.642%、6.029%、8.438%。

为了更为直观地观察经济圈的建设后各年的增长效应,我们计算出 2009 年之后实际

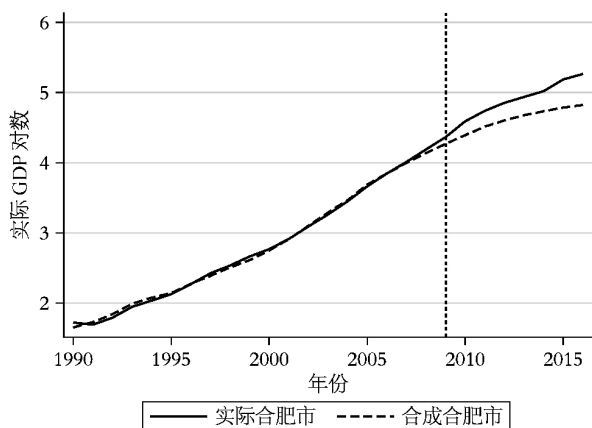


图2 实际合肥市与合成合肥市增长路径对比

合肥市与合成的合肥市实际 GDP 的差距。图3描绘出,1990—2008年期间,两条增长路径对数值差距在正负0.05范围内波动;2009年之后,二者差距持续为正,且逐渐拉开距离。2008年,实际合肥市与合成的合肥市实际 GDP 之比为1.0489,2009年以后持续扩大,2016年达到1.443^①,远远高于经济圈正式建设前任何一年的比值。通过具体计算,经济圈的建設在2010—2016年期内给合肥实际经济带来6.305%的增长,而且从长期来看,经济的推动作用逐渐增大。此外,从图3我们可以观察到经济圈建设对合肥市增长影响的边际效用呈波动趋势(2010—2011年增长快速,2011年增长速率放缓,2014年增长速率再度加快)。需要注意的是,2011年以后,经济效应存在低估的可能,这是因为合肥市吸纳人均 GDP 远低于其本身的地区^②,这无疑占用原合肥地区的经济资源,拉低整体合肥经济的发展。这表明经济圈的建设至少给合肥经济带来6.305%的增长效应。

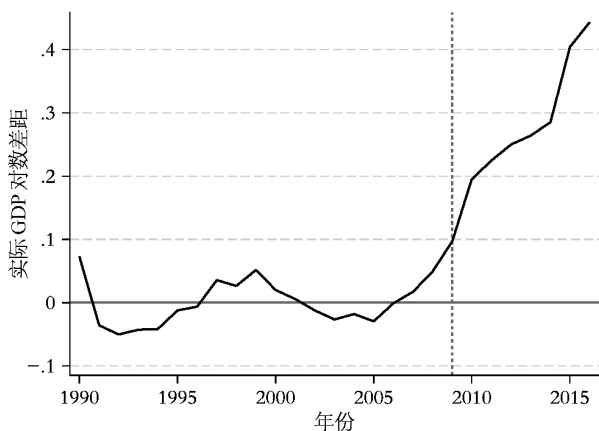


图3 实际合肥市与合成合肥市实际 GDP 对数差距

① 2009—2015年二者之比分别为1.097、1.195、1.225、1.25、1.264、1.286、1.404。

② 并入的居巢区和庐江县经济发展水平远低于合肥市经济水平。

(五) 稳健性检验

虽然我们发现实际合肥市 GDP 与拟合合肥 GDP 存在显著差异,但这种差异是由经济圈建设所致,抑或只是一个偶然?出现这种结果有可能是一些我们忽略的外在因素所致,也有可能是合成法系统本身主观操作政策时间所致(在其他时点同样出现分异)。为此,我们通过双重差分(DID)方法、二个安慰剂检验(in-time 和 in-space)进行稳健性检验。

1. DID 稳健性检验

合成控制法相对于 DID 更有效,因为前者在选取参照组时更加科学(刘甲炎和范子英 2013)。Gobillon and Magenac(2014)利用蒙特卡罗法验证了合成控制法估计结果的标准误和平均估计偏差都要小于 DID。为了证实这一点,我们利用 DID 方法估计合肥经济圈政策的影响,并与合成控制法的结果进行对比。DID 模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \beta_2 T_t + \beta_3 D_{it} \times T_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中, Y_{it} 是 i 城市在 t 期实际 GDP 的对数。 D_{it} 为政策虚拟变量,处理组的城市赋值为 1,控制组的城市赋值为 0; T_t 为实验期虚拟变量,在 2009 年之前赋值为 0,之后赋值为 1。 X_{it} 为一系列控制变量,分别包括实际 GDP 增长率、产业结构(第三产业值/第二产业值)、投资率、通货膨胀率、进出口总额对数、外商直接投资对数、常住人口。 δ_i 为个体固定效应, λ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为误差项。数据选取为 1990—2016 年,样本为上节所选取的 26 个省会城市。

从表 3 我们可以看出,控制地区和年份效应后,经济圈政策使合肥经济增长 20.5%。DID 估计的结果与合成控制法估计的结果一致,进一步说明上述方法的稳健性,但影响效应显著高于合成控制法的 6.305%。通过合成控制法与 DID 方法的对比,DID 方法对经济圈政策的效果高估 14.2%,这与刘甲炎和范子英(2013)以及 Gobillon and Magenac(2014)估计的结果相吻合。前者认为,高估的原因可能是当共同冲击出现时,如国家紧缩银根,处理组和对照组的反应幅度不同,特别是处理组的幅度大于对照组时,DID 就会出现高估问题。后者认为可能是 DID 基线期估计的偏误大于合成控制法合成的偏误,导致前者政策估计效果偏差较大。此外,我们替换经济增长的代理变量,用人均 GDP 反映各城市经济发展情况,结果如表 3 第六列所示,交互项依然显著为正,肯定基本结论。

表 3 经济圈政策效果评估(DID 方法)

	GDP 对数				人均 GDP 对数
交互项	0.525* (0.218)	0.231* (0.138)	0.210* (0.119)	0.205*** (0.0576)	0.276*** (0.0657)
是否是处理组	1.588*** (0.0727)	0.599*** (0.0474)	1.607*** (0.0872)	1.465*** (0.103)	1.526*** (0.107)
是否在实验期	-0.424** (0.186)	-0.122 (0.126)	-0.106 (0.108)	-0.354*** (0.079)	-0.274*** (0.0945)
GDP 增长率		-0.45 (0.323)	0.693** (0.282)	0.178 (0.13)	0.229* (0.133)

续表					
	GDP 对数			人均 GDP 对数	
产业结构	0.0768 (0.0716)	0.257 *** (0.0596)	0.390 *** (0.0491)	0.416 *** (0.0501)	
投资率	-0.578 *** (0.101)	-0.966 *** (0.0806)	-0.106 * (0.0585)	-0.0939 (0.0628)	
通货膨胀率	-0.00118 ** (0.00054)	-0.00405 *** (0.00049)	-0.00122 (0.00095)	-0.00193 ** (0.00095)	
进出口总额对数	0.0572 *** (0.0109)	0.0299 *** (0.00851)	0.00517 * (0.0027)	0.00216 (0.00281)	
外商直接投资对数	0.196 *** (0.0196)	0.156 *** (0.0161)	0.0308 *** (0.00852)	0.0268 *** (0.0092)	
常住人口	0.754 *** (0.0546)	0.806 *** (0.0468)	0.150 ** (0.0754)	-0.689 *** (0.102)	
_cons	3.184 *** (0.0457)	-1.730 *** (0.353)	-1.350 *** (0.294)	2.609 *** (0.55)	13.21 *** (0.704)
年份效应	no	no	yes	yes	yes
地区效应	no	no	no	yes	yes
Obs	702	311	311	311	311
R-squared	0.386	0.887	0.935	0.995	0.985
Root MSE	0.933	0.289	0.223	0.0637	0.067

注：括号内为稳健性标准误，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

2. 处置组变换(in-space placebos) 稳健性检验

借鉴 Abadie and Gardeazabal(2003) 、Abadie *et al.* (2010 2015) 在稳健性检验中使用的安慰剂检验方法(placebo test) ,该方法来源于医药实验 ,类似于虚假实验(falsification test) ,主要是为了安抚被实验对象 ,保证其行为的一致性。该方面基本思想如下: 选择一个同期没有类似于经济圈构建经济事件的城市进行同样的分析 ,如果发现实际城市 GDP 与合成城市 GDP 之间也有很显著的差距 ,并且与合肥市的情况一样 ,那就说明合成控制法并没有提供一个有力的证据。反之 ,如果实际与合成没有出现类似合肥市的分异 ,则说明之前结论较为可信。

in-space 安慰剂对象的合理选择是构成合成合肥市权重较大的城市(Abadie *et al.* , 2010 2015) ,因为权重较大能够反映经济特征的相似性。根据表 1 我们选择构成合成合肥权重递减的四个城市: 呼和浩特、长春、郑州、南昌来进行 in-space 安慰剂检验 ,具体结果如图 4 所示。从图 4 中能够清楚地看到 ,在 2009 年前后 4 个城市的实际 GDP 对数路径始终与虚拟 GDP 对数路径保持一致 ,即使有所波动也是围绕着虚拟对象上下波动 ,而且波动的幅度远远低于图 2 所示。说明 SCM 拟合后 ,呼和浩特、长春、郑州、南昌发展情况在 2009 年之后并没有出现如合肥似的突变。因此 ,能够在一定程度上证明经济圈的建设影响了合肥经济的发展 ,而非其他共同的偶然或遗漏的因素所致。

3. 时间节点变换(in-time placebos) 稳健性检验

我们并不能确定是 2009 年合肥经济圈形成导致两条增长路径的分异 ,为了排除我们选择 2009 年为经济事件的节点的偶然性和人为可操作性 ,需要进一步通过 in-time 安

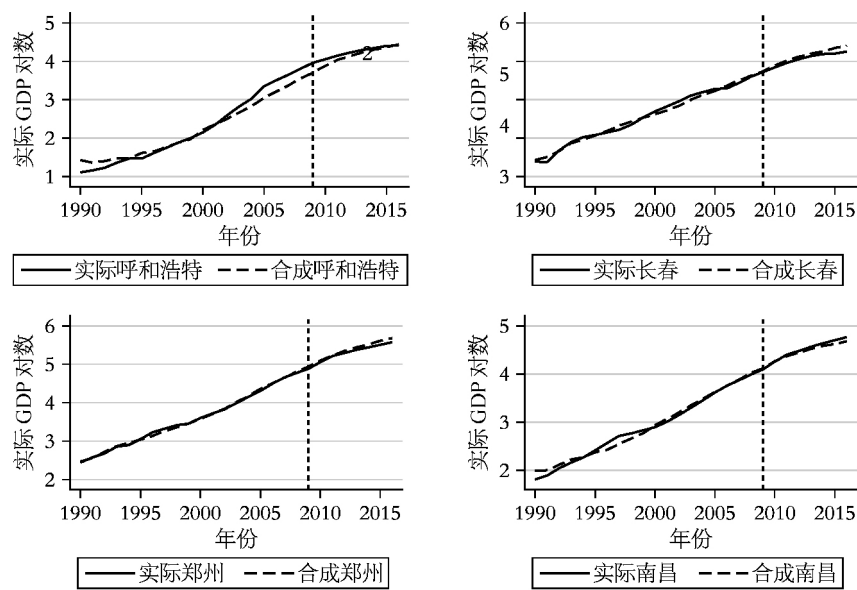


图4 处置组变换安慰剂检验

安慰剂进行稳健性检验。in-time 安慰剂检验其基本思路与 in-space 安慰剂检验类似: 选取一个其他年份作为假设经济事件的节点进行同样的分析,如果发现在该年份之前实际和合成的增长路径一致,而在之后两条路径出现显著的分异,那就说明合成控制法在节点的选择上存在偶然和人为可操作的问题。所以,并不能提供有力的证据来证明2009年合肥经济圈形成的经济事件对合肥经济发展的影响。

我们选择两个位于原时间节点前后的年份进行安慰剂检验,图5反映了时间节点在推前和延后两种不同情况下,实际合肥与合成的合肥的经济发展情况。从图中可以看到,在2005年和2012年前后并没有出现与图2相似的突变结果,其两条增长路径均在2008—2009年之间产生分异,之后一直保持不断扩大的趋势,与2009年分析的分异节点相吻合。因此,能够在一定程度上说明是2009年经济圈的建立对合肥经济发展产生的影响。

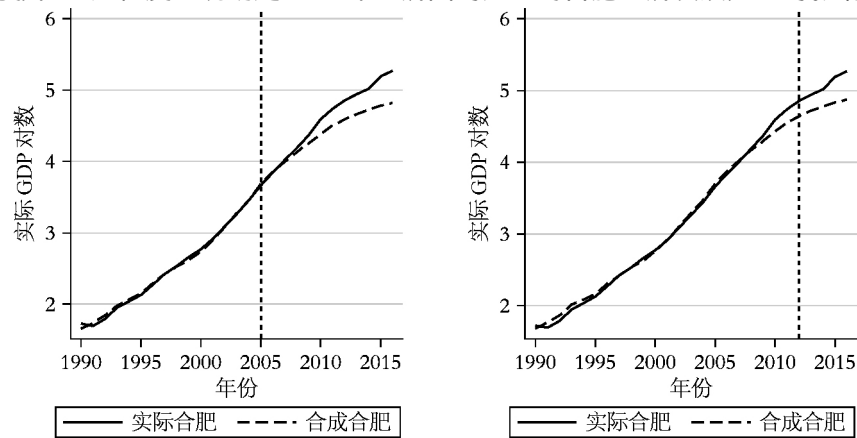


图5 时间节点变换安慰剂检验(时间节点为2005、2012年)

四、经济圈建设对外围城市的影响

(一) 对经济圈内非中心城市的影响

前面实证分析表明,合肥经济圈建设促进了作为中心城市的合肥市经济增长。现有理论研究中认为,中心城市的发展将会通过两种外部效应影响外围城市。首先为“虹吸效应”(负的外部性),中心城市会“汲取”外围城市的资源,减缓其发展。其次为外溢效应(正的外部性)。在这两股作用力下,经济发展呈现何种态势,受阻还是促进?或者说圈内城市经济经济效果呈现趋同还是趋异?本部分将研究经济圈建设对圈内其他4市的影响。

1. 条件 β 收敛

关于检验经济增长的收敛问题,大致可分为三种假说: σ 收敛、 β 收敛与俱乐部收敛。而 β 收敛又包含条件收敛与绝对收敛两种情况:条件 β 收敛指当控制了一系列其他影响因素后,不同地区间呈现收敛现象;而绝对 β 收敛指即使不控制这些条件因素,地区间也呈现出收敛的现象。鉴于条件 β 收敛更为强力,而且 β 收敛是 σ 收敛的必要条件(潘文卿,2010),我们使用条件 β 收敛对合肥经济圈内城市进行趋同检验。经典条件 β 趋同检验的经典工具是所谓的Barro初始计量模型(Barro and Sala-i-Martin,1992):

$$\frac{1}{t} \ln(Y_{i,T}/Y_{i,T-t}) = \alpha + \beta \ln Y_{i,T-t} + \varphi X_{i,T-t} + \varepsilon_{i,T-t} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (5)$$

其中: $Y_{i,T}$ 为第*i*个地区在*T*时期的人均GDP, $Y_{i,T-t}$ 为初始时期的该指标。如果估计的 β 为负且在统计上显著,则说明不同地区人均GDP的平均增长率在0—*t*时段与初始时期的人均GDP水平呈现负相关,落后地区的经济增长比发达地区要快,因而存在 β 收敛。 $X_{i,T-t}$ 为一系列控制变量。同时,根据收敛系数 β 的估计值,还可计算收敛所达到的稳态值 γ_0 、收敛速度 θ 以及用收敛的半生命周期 τ 表示的落后地区追赶上发达地区所需的时间:

$$\gamma_0 = \alpha / (1 - \beta), \theta = -\ln(1 + \beta) / t, \tau = \ln(2) / \theta \quad (6)$$

控制变量包括:各城市的投资率,即固定资产投资占当年GDP比重;城市化水平,即非农户口占总人口比重;政府规模,即政府财政支出占当年GDP的比重;劳动就业率,即就业人数占总人数比重;受教育水平,即每十万人中高中以上学历人数比重;对外开放程度,即进出口总额占当年GDP比重。上述指标均来自2003—2017年《安徽统计年鉴》,同时以2002年为基期对名义人均GDP进行了去通胀化,得到各市实际人均GDP。我们使用条件收敛,对5市在经济圈建成前后的收敛情况进行研究,检验结果如表4所示。

表4 2003—2016年5市条件 β 收敛检验

	2003—2008年	2009—2016年
α	0.686 *** (0.114)	0.891 *** (0.158)
β	-0.093 *** (0.012)	-0.077 *** (0.2)
投资率	0.094 *** (0.035)	0.027 (0.031)

续表

	2003—2008 年	2009—2016 年
城镇化水平	0.158 *** (0.042)	-0.5 (0.0123)
政府规模	0.0107 (0.15)	-0.286 ** (0.107)
劳动就业率	0.0285 *** (0.081)	-0.028 (0.0249)
受教育水平	0.176 (0.155)	-0.113 (0.162)
对外开放度	1.25 *** (0.244)	3.621 *** (0.444)
稳态值	0.628	0.826
收敛速度(%)	1.627	1.335
半生命周期(年)	42.606	51.904
t 值	-7.67	-3.82
R ² 值	0.894	0.877
F 值	26.39	22.35
Obs.	30	40

注: 括号内为稳健性标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

我们分别检验了 2003—2009 年和 2009—2016 年两个阶段的合肥经济圈 5 市的实际人均产出的条件收敛状况。从表 4 可以看出 5 市在经济圈建设前后均出现有条件收敛,且都在 1% 的置信水平上显著。系数从 -0.093 增加到 -0.077,收敛速度从 1.627% 下降到 1.335%,半生命周期也从 42.6 年增加到 51.9 年。出现这种现象,主要是经济圈的建设给中心城市合肥带来的经济效益要大于外围 4 市,从而使得地区经济趋同减缓。我们利用合成控制法估计出经济圈的建设给合肥经济带来 6.305% 的增长,而通过条件收敛检验发现收敛系数只增加了 1.6%,说明经济圈对外围 4 市经济发展是有促进作用的,只是促进作用没有中心城市合肥大,没能使得系数进一步缩小。总体来看,合肥经济圈的“外溢效应”大于“虹吸效应”,不论中心城市还是外围城市都是赢家,促进了地区经济平衡发展,但中心城市的受益要大于外围城市,使得地区经济发展趋同减缓。这点需要政策制定者予以考虑和重视,并能够做出相应的政策调整。

2. 产业集聚效应与互补效应

研究发现经济圈对合肥经济发展有显著的促进作用,且所产生的“外溢”作用要大于“虹吸”作用,基本实现了共同繁荣。下一步我们将分析带来共荣局面的“外溢”作用是通过何种途径实现的。从产业经济学的角度而言,一般经济圈的建设是通过产业的集聚效应(规模经济)和互补效应(专业化分工)实现共同发展的。我们将 GDP 按产业划分,分别研究圈内 5 市在经济圈建成前后三大产业的收敛状况,面板条件收敛检验的实证结果如表 5 所示。

我们分别检验了 2003—2008 年和 2009—2016 年两个阶段的 5 市三大产业实际人均产出的收敛状况。从表 5 可以看出,第一产业在 2009 年之前存在显著的条件收敛趋势,而在之后这种收敛趋势消失,肯定了产业互补效应的作用。合肥市在农业方面发展的比较优势较弱,经济圈建设以后,合肥市可以从外围 4 市获得更为便宜的农产品资

表5 两阶段三大产业条件 β 收敛检验

	2003—2008 年			2009—2016 年		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
α	0.829 (0.368)	0.183 (0.176)	0.806 *** (0.123)	0.684 *** (0.138)	0.909 *** (0.203)	0.333 *** (0.081)
β	-0.082 ** (0.039)	-0.053 ** (0.022)	-0.114 *** (0.015)	-0.032 (0.02)	-0.088 *** (0.02)	-0.023 ** (0.1)
投资率	0.141 (0.112)	0.056 (0.066)	0.073 (0.044)	0.027 (0.028)	0.022 (0.046)	0.015 (0.015)
城镇化水平	-0.112 (0.147)	0.09 (0.084)	0.26 *** (0.059)	-0.202 ** (0.098)	-0.101 (0.185)	0.073 (0.059)
政府规模	-0.167 (0.477)	0.555 * (0.324)	0.178 (0.188)	0.038 (0.102)	-0.66 *** (0.176)	0.099 * (0.055)
劳动从业率	-0.188 (0.295)	0.424 ** (0.158)	0.221 * (0.111)	-0.496 ** (0.217)	0.173 (0.389)	-0.111 (0.115)
受教育水平	-0.486 (0.586)	0.659 ** (0.296)	-0.571 ** (0.213)	-0.08 (0.145)	-0.244 (0.246)	-0.065 (0.083)
对外开放度	1.897 (0.878)	-0.384 (0.463)	3.921 *** (0.345)	0.368 (0.399)	4.823 *** (0.692)	1.517 ** (0.32)
稳态值	0.766	0.174	0.724	—	0.835	0.326
收敛速度(%)	1.426	0.908	2.017	—	1.535	0.388
半生命周期(年)	48.609	76.371	34.36	—	45.149	178.33
t 值	-2.1	-2.47	-7.78	-1.6	-4.35	-2.34
R^2 值	0.517	0.763	0.917	0.667	0.892	0.691
F 值	3.36	10.1	34.53	6.29	25.96	7.02
Obs.	30	30	30	40	40	40

注: 括号内为稳健性标准误, ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

源, 所以会进一步减少本市的农业生产, 更多地去利用外围 4 市的廉价资源, 这促进了其他 4 市农业经济的快速发展, 进而使得圈内农业经济增长差距扩大。在经济圈建成前第二产业的条件收敛检验通过, 经济圈的建成使第二产业收敛速度从 0.908% 上升到 1.535%, 半生命周期从 76.371 年缩短到 45.149 年, 外围 4 市第二产业经济增长速度快于中心城市合肥, 反映了产业集聚效应的作用。第三产业的条件收敛检验显示两阶段都呈现条件趋同, 经济圈的建成使第三产业收敛速度从 2.017% 下降到 0.388%, 半生命周期由 34.36 年扩大到 178.733 年, 即中心城市第三产业增速与外围城市差距不断扩大。这实际上是产业互补效应的体现, 中心城市在第三产业上具有禀赋优势, 经济圈的建成推动了禀赋优势外溢。诸如在金融、交通、信息技术等方面, 外围城市拥有的资源相对较弱, 经济圈的建成促成其充分利用中心城市优势资源发展本地经济, 形成中心城市第三产业发展快于外围城市。总之, 通过 5 市三大产业的趋同检验, 可以得出经济圈对经济收敛的作用通过产业的互补效应和聚集效应实现。

(二) 对省内其他外围城市的影响

作为省会中心城市, 合肥经济圈的建设, 不仅对经济圈的城增长发生影响, 也可对安徽省内其他非经济圈内城市产生影响。为此, 我们选择 2001—2016 年安徽各市

经济发展数据,以 2000 年为基期对名义变量进行去通胀化处理。根据 2009 年经济圈的建成构建解释变量(2009 年后为 1,否则为 0),被解释变量选取各城市实际 GDP 的增长率,控制变量包括:政府规模(政府财政支出占 GDP 比重)、教育水平(高中及以上劳动力占比)、城镇化水平(非农业人口比重)、就业率、投资率、进出口总额。各项指标的数据均来自 2001—2017 年《安徽统计年鉴》,具体回归结果如表 6 所示。

表 6 经济圈建设对省内其他城市影响

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
经济圈建成	0.284 ** (0.114)	0.284 ** (0.101)	0.210 ** (0.0903)	0.191 ** (0.0973)	0.285 ** (0.113)	0.271 ** (0.107)
经济圈* 圈内城市					0.00207 (0.0245)	
经济圈* 距中心城市距离						-6.18E-05 (0.00015)
政府规模	-0.857 ** (0.362)	-0.857 ** (0.318)	-0.676 ** (0.33)	-0.556 (0.342)	-0.863 ** (0.358)	-0.870 ** (0.372)
教育水平	0.00277 (0.0202)	0.00277 (0.0139)	0.00225 (0.0209)	0.00873 (0.0222)	0.00281 (0.0203)	0.00379 (0.0203)
城镇化	-0.00215 ** (0.00099)	-0.00215 *** (0.00072)	-0.00195 ** (0.00096)	-0.00200 ** (0.00099)	-0.00216 ** (0.00101)	-0.00210 ** (0.00098)
就业率	0.524 ** (0.242)	0.524 (0.321)	0.635 ** (0.251)	0.873 *** (0.306)	0.522 ** (0.249)	0.541 ** (0.254)
投资率	-0.0778 (0.0524)	-0.0778 * (0.0412)	-0.0552 (0.0422)	-0.0597 (0.0449)	-0.078 (0.0521)	-0.0767 (0.0515)
进出口额	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 ** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
_Cons	-0.268 (0.237)	-0.372 (0.32)	-0.441 * (0.247)	-0.676 ** (0.294)	-0.265 (0.239)	-0.283 (0.239)
地区效应	yes		yes	yes	yes	yes
年份效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Obs	256	256	240	192	256	256
R-squared	0.438	0.413	0.448	0.529	0.438	0.438
Root MSE	0.079		0.0693	0.0678	0.079	0.079

注:括号内为稳健性标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

模型 1 使用面板数据的一般回归,控制地区效应和年份效应,发现经济圈建成显著提高了安徽各市的经济发展水平。为确保结果的稳健性,模型 2 使用面板回归的固定效应模型,同时控制年份效应,得出与模型 1 一致的结果。模型 1 和模型 2 再次肯定前文回归分析结果的可信性。接着,剔除中心城市合肥,模型 3 回归结果显示经济圈建成依然对外围各市经济发展有显著正向影响。进一步剔除圈内其他 3 市,模型 4 回归结果表明经济圈建成不仅对圈内城市发展有促进作用,同时对省内其他非经济圈城市也产生显著的正向影响。为了研究经济圈的辐射效应是否存在异质性,对圈内和圈外城

市是否有显著差异,以及经济圈的辐射范围是否能够普惠到各市,本文加入经济圈建设与是否是圈内城市的交互项、经济圈建设与距离中心城市距离的交互项,具体结果如模型5和模型6所示。我们发现解释变量依然在5%置信水平上显著,且影响系数与之前基本一致,但两个交互项均不显著。也就是说,合肥经济圈对圈内外各城市经济发展的促进作用没有显著差异,圈外城市经济发展依然显著;经济圈对省内经济发展的辐射作用并没有出现随空间距离上升显著减弱的现象,促进作用惠及省内各市。总之,通过表6的回归分析,得出经济圈的建立不仅对圈内城市发展有促进作用,同时促使省内其他非经济圈城市经济增长,经济圈的辐射效应惠及全省。

六、结 论

本文基于中心—外围城市理论,探讨经济圈建立对区域经济产生的经济效应,用于较为全面地评估经济圈的政策效应。以合肥经济圈为例,首先利用合成控制法,将合肥市作为处理组,其他25个省会城市作为对照组,利用对照组样本构建一个合成的合肥市,通过比较实际合肥市与合成的合肥市经济发展状况来估计出经济圈建设对合肥经济发展的影响,研究结果显示给合肥经济带来6.305%的增长效应。使用双重差分检验、处理组变换和时间节点变换安慰剂检验,均验证了研究结论的稳健性。针对外围城市经济效应的研究,使用面板数据条件收敛检验,得出经济圈内城市发展呈现条件收敛趋势,但条件收敛速度有所放缓。这表明中心城市的受益大于外围城市,地区经济发展趋同减缓。同时,通过考察三大产业的收敛情况研究外溢效应的内在机制,发现在经济圈建成后第一产业收敛趋势消失,产业互补效应明显;第二产业收敛速度加快,产业集聚效应明显;第三产业收敛速度有所下降,产业互补效应较为明显。最后分析对省内非圈内城市发展的影响,发现经济圈的辐射效应惠及省内其他城市,经济圈的建成对全省各城市发展具有显著的促进作用。

总之,结合中心—外围理论,针对城市经济圈建设对区域经济影响进行全面的分析,从中心城市、圈内城市以及其他外围城市三方面深层次考察,本文所构建的政策效应评估体系,对其他区域性政策效应评估起到一定的指导和借鉴意义。同时,本文也发现了一些发展上的隐患,比如中心城市促进效应显著大于外围其他城市,使得经济发展收敛速度有所减缓,这对经济圈后续建设提出了公平和平衡的要求。最后,本文为后续城市经济圈的建设提出了一些可行的政策建议,即需充分考虑产业的“集聚效应”和“互补效应”,在利用规模经济的同时,注重发挥各城市的要素禀赋优势,形成产业互补、互助,促进圈内城市经济的共同发展。

参 考 文 献

- Abadie, A. and J. Gardeazabal, 2003, "The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country," *American Economic Review*, 93(1): 112-132.
- Abadie, A., A. Diamond and J. Hainmueller, 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. and S. Dermisi 2008, "Is Terrorism Eroding Agglomeration Economies in Central Business Districts? Lessons from the Office Real Estate Market in Downtown Chicago," *Journal of Urban Economics* 64(2):451-463.
- Abadie A., A. Diamond and J. Hainmueller, 2015, "Comparative Politics and the Synthetic Control Method," *American Journal of Political Science* 59(2):495-510.
- Anselin, L. and S. Rey, 1991, "Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models," *Geographical Analysis* 23(2):112-131.
- Barro, R. J., 1991, "Economic Growth in a Across-section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106(2):407-443.
- Barro R. J. and X. Sala-i-Martin, 1992, "Convergence," *Journal of Political Economy*, 100(2):223-251.
- Duranton, G. and D. Puga, 2005, "From Sectoral to Functional Urban Specialisation," *Journal of Urban Economics* 57(2):343-370.
- Fujita, M., P. Krugman and T. Mori, 1999, "On the Evolution of Hierarchical Urban Systems," *European Economic Review* 43(2):209-251.
- Fischer M. M. and C. Stirböck, 2006, "Pan-European Regional Income Growth and Club Convergence," *The Annals of Regional Science* 40(4):693-721.
- Gobillon, L. and T. Magnac, 2016, "Regional Policy Evaluation: Interactive Fixed Effects and Synthetic Controls," *The Review of Economics and Statistics* 98(3):535-551.
- Hanson, G. H., 1998, "Regional Adjustment to Trade Liberalization," *Regional Science and Urban Economics*, 28(4):419-444.
- Henderson, J. V. and Y. Ono, 2008, "Where Do Manufacturing Firms Locate Their Headquarters," *Journal of Urban Economics* 63(2):431-450.
- Krugman, P., 1991, "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, 99(3):483-499.
- Papalia, R. B. and S. Bertarelli, 2013, "Identification and Estimation of Club Convergence Models with Spatial Dependence," *International Journal of Urban and Regional Research*, 37(6):2094-2115.
- Rey S. J. and B. Dev, 2006, "Sigma Convergence in the Presence of Spatial Effects," *Papers in Regional Science* 85(2):217-234.
- Young, A., 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in The People's Republic of China," *Quarterly Journal of Economics*, 115(4):1091-1135.
- 刘甲炎和范子英 2013,《中国房产税试点的效果评估:基于合成控制法的研究》,《世界经济》第11期117—135页。
- 林光平、龙志和和吴梅 2005,《我国地区经济收敛的空间计量实证分析:1978—2002年》,《经济学(季刊)》第4卷增刊71—86页。
- 潘文卿 2010,《中国区域经济差异与收敛》,《中国社会科学》第1期72—84页。
- 苏治和胡迪 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74—88页。
- 唐为和王媛 2015,《行政区划调整与人口城市:来自撤县设区的经验证据》,《经济研究》第9期72—85页。
- 王贤彬和聂海峰 2010,《行政区划调整与经济增长》,《管理世界》第4期42—53页。
- 王贤彬和谢小平 2012,《区域市场的行政整合与经济增长》,《南方经济》第3期23—36页。
- 王小鲁 2010,《中国城市化路径与城市规模的经济学分析》,《经济研究》第10期20—32页。
- 许政、陈钊和陆铭 2010,《中国城市体系的“中心—外围模式”》,《世界经济》第7期144—160页。
- 徐大丰 2009,《我国城市的经济增长趋同吗》,《数量经济技术经济研究》第5期30—41页。
- 周业安和章泉 2008,《参数异质性、经济趋同与中国区域经济发展》,《经济研究》第1期60—75页。
- 张晓旭和冯宗宪 2008,《中国人均 GDP 的空间相关与地方收敛:1978—2003》,《经济学(季刊)》第7卷第2期399—414页。
- 张可云和王裕瑾 2016,《区域经济 β 趋同的空间计量检验》,《南开学报(哲学社会科学版)》第1期89—96页。