

自贸试验区的经济增长与外溢效应

——基于改进的政策效应评估方法

刘一鸣 王艺明 刘志红

摘要: 自贸试验区构建了中国与世界各国交流合作的新平台,研究其政策效应对自贸试验区建设与发展具有重要的理论和实践意义,文章改进了 Hsiao et al. 基于面板数据的政策效应评估方法^①,对上海自贸试验区的政策效应进行评估。实证结果显示,自贸试验区政策对上海经济增长产生了显著的正向效应,使上海 2015Q1 的 GDP 多增长了 5.44%。同时,自贸试验区在对外贸易方面的优势对东部沿海省市的对外贸易和经济增长产生了显著的挤出或替代效应,对中西部其他省市也产生了正向或负向的外溢效应。在政策建议部分,文章提出,在推进自贸试验区探索和创新时应注意其负面效应,加快在全国范围内复制推广其经验的步伐。

关键词: 自贸试验区; 基于面板数据的政策效应评估; 经济增长; 外溢效应

DOI: 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2020.05.012

一、引言

2013 年以来,中国改革开放的一个重要决策就是设立了上海、天津、福建、广东等一系列自贸试验区。自贸试验区的设立是中央政府做出的一项关于中国经济改革、转型、升级的国家战略。“试验”二字则体现了其发展意义,即不断探索能够促进当地经济发展的相关制度创新。自贸区作为以制度改革为核心的“国家试验田”,其意义不仅要推动区域经济发展,更要通过先行先试的模式来探索可在全国范围内推广和复制的经验,以提高国家整体竞争力。自贸区自成立以来,实施了一系列政策措施:在投资体制方面,变正面清单转为负面清单,释放了对外开放的空间,提高了开放度和透明度;在政府管理体制方面,变审核制为备案制,切断了政府官员的“寻租之手”,提升了政府办事效率;在跨境投融资方面,放松外汇管制,解除资金跨境流动限制,探索投融资汇兑便利;在金融开放方面,逐步推进人民币国际化进程,拓展离岸金融业务,降低人民币和外币管制给企业带来的不确定性等。

近几年来,自贸试验区改革措施的稳步推进,进程不断加快。那么设立自贸试验区给地方经济发展带来了多大的成效?这是值得探究的重要问题,这个问题的答案对于我国继续推进自贸试验区建设,以及在全国范围内推广自贸试验区经验有重要意义。本文的研究目的在于对自贸试验区的政策效应进行评估。在研究方法上主要是改进了 Hsiao et al. 提出的基于面板数据的政策效应评估方法,

收稿日期: 2019-08-28

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71803076)、第 67 批中国博士后科学基金面上项目(2020M672030)。

作者简介: 刘一鸣,山东大学经济学院金融系特别资助类博士后(济南 250100; liuyiming@sdu.edu.cn);王艺明,厦门大学王亚南经济研究院教授、博士生导师(厦门 361005; wym@xmu.edu.cn);刘志红(通讯作者),南京财经大学财政与税务学院讲师(南京 210023; insist008@126.com)。感谢编辑部和匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

^① Hsiao, Cheng, Ching, H. Steve and Wan, Shui Ki., “A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China”, *Journal of Applied Econometrics*, 2012(27), pp. 705-740.

同时将自贸试验区政策对上海的经济增长效应,以及对其他省市的外溢效应估计出来。我们以上海自贸区为研究对象的原因有两方面:(1)很多自贸区政策创新是在上海自贸区实施,然后再到其他自贸区或国内其他地区复制推广,因此以上海自贸区为研究对象能够更好地衡量自贸区的政策效应;(2)上海自贸区有很多政策是其他自贸区没有的,例如自贸账户政策,该政策极大促进了上海自贸区的金融改革创新,上海自贸区出台的7批近200项金融创新案例很多都与自贸账户相关,而这项政策是其他自贸区没有的。因此从这两个角度出发,本文主要以上海自贸区为研究对象。

现有文献对政策效应的评估方法主要分两类,参数法和非参数法^①。参数法从理论上分析评估变量的影响因素,如可观测变量、政策的实施以及随机成分的概率分布等,并将评估变量解释为这些因素的函数以实证分析。参数法的优势是可以同时处理可观测变量和不可观测变量的选择,缺点是对数据量的需求较大,并且其结果依赖于模型假设的正确性。应用参数法评估自贸试验区政策效应难度较大,评估的准确性取决于如何构建理论或实证模型,正确地分析自贸试验区设立对上海经济的影响机制,注意到自贸试验区改革涉及投资体制、政府管理体制、跨境投融资、金融开放等各个层面,其影响机制非常复杂,还会通过上海与其他省市的经济往来使得政策效应在全国范围内溢出。这个外溢效应可能是正向的,即通过自贸试验区产生更多的经济机会促进其他地区经济增长,也可以是负向的,即对其他地区的进出口或投资行为产生挤出或替代效应。因此,采用参数法进行自贸试验区政策效应的研究面临着许多困难。

另一种政策效应评估方法是非参数法,非参数法绕开了严格的理论分析,相应地减少了对数据的需求量,缺点是存在样本自选择等问题,常用的方法有倍差法和断点回归法等。Hsiao et al. 发展了一种基于面板数据的政策效应评估方法,近年来该方法在政策效应评估方面获得了很多应用,而且该方法可以克服样本自选择问题,非常适合应用于自贸试验区的政策效应评估。然而,在对自贸试验区政策效应的研究上,非参数法也面临着一些困难,最大的问题是政策效应的外溢性。无论是倍差法、断点回归法还是 Hsiao et al. 方法,都必须假设控制组单位不受政策实施的影响。如果该假设不成立,我们通过对控制组和处理组的表现,对政策效应进行评估所得到的结果就是有偏倚的。然而如前文所述,自贸试验区的政策效应显然会通过上海与其他省市之间的经济往来在全国范围内溢出,因此以其他省市的整体经济或辖内企业作为控制组进行政策效应评估会违反上述方法应用的基本前提。

本文在研究方法上的主要贡献是,放宽控制组单位不受政策实施影响的假设,改进了 Hsiao et al. 基于面板数据的政策效应评估方法,同时将自贸试验区政策对上海的经济增长效应,以及对其他省市的外溢效应估计出来。本文的主要思路是,尽管应用 Hsiao et al. 方法估计得到的政策效应是有偏倚的,而这个偏倚是控制组省市获得的外溢效应的线性组合,如果假设控制组获得的外溢效应与自贸试验区对处理组的政策效应相关,那么我们可以以有偏的政策效应估计值为解释变量,各个控制组省市在政策实施后的经济增长作为被解释变量,将影响各个控制组省市经济增长的不可观测的共同因素放在扰动项中,估计得到自贸试验区政策对各个控制组省市的外溢效应系数。所采用的方法是横截面相关的面板数据回归方法^②。在得到控制组省市的外溢效应系数后,反过来调整之前得到的有偏的政策效应估计值,即可得到无偏的政策效应估计。

本文对 Hsiao et al. 方法的另一个贡献是,在预测反事实时,Hsiao et al. 采用 AIC 准则选择样本内预测最优的单一方程进行预测,而本文则采用模型平均(model averaging)方法,将多个模型预测结果的平均值作为反事实的预测值,这样一方面充分利用了所有的样本信息,另一方面可保证对反事实

① Ching Steve, Hsiao Cheng, Wan Shuiki, "Impact of CEPA on the Labor market of Hong Kong", *China Economic Review*, 2012, 23(4), pp. 975-981.

② Pesaran, M. Hashem. "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *Econometrica*, Econometric Society, 2006, 74(4), pp. 967-1012.

估计结果的稳健性。

基于 Hsiao et al. 方法及本文的改进,关于自贸试验区的政策效应,我们估计得到以下结论:(1) 自贸试验区政策对上海经济增长产生了显著的正向效应,使上海 2015Q1 的 GDP 多增长了 5.44% (与无自贸试验区政策相比),在 2013Q4-2015Q1 期间使上海名义 GDP 平均每季度多增长 0.91% 或平均每年多增长 3.62%。(2) 从对上海名义季度 GDP 增长率的影响角度来看,政策效应最大的时期是 2014Q1 和 2014Q3,分别使上海的名义季度 GDP 多增长了 2.46% 和 2.33%。到 2014Q4 和 2015Q1,自贸试验区对上海名义季度 GDP 增长率的影响效应趋于平稳,约为 0.5%-0.6%。(3) 由于政策实施期间内 GDP 价格上涨较小,自贸试验区政策对实际 GDP 的影响仅略小于对名义 GDP 的影响。

同时,自贸试验区政策产生了三方面外溢效应:(1) 贸易替代效应,自贸试验区在对外贸易方面的优势对东部沿海省市的对外贸易和经济增长产生了显著的挤出或替代效应;(2) 正向外溢效应,自贸试验区的设立创造了更多经济机会,促进中部地区一些省市的经济增长;(3) 负向外溢效应或虹吸效应,自贸试验区的优惠政策吸引了西部地区一些省市的资源向自贸试验区汇集,对这些省市的经济增长有不显著的负向影响。

二、文献述评

2013 年以来我国新设立的自贸试验区迅速成为学界研究的热点。袁志刚介绍了上海自贸区发展面临的各种问题,并深入研究了政策如何推进、产业如何布局、监管如何更新等战略问题^①。上海对外经贸大学的专家学者从政府职能转变、企业境外投资、金融发展、法治建设、税制创新等方面深入研究了上海自贸区的建设战略、政策实施及实践问题^②。陈霜华等将上海自贸区与其他国内外自贸区进行对比分析,指出了服务贸易存在的主要问题及制约条件,提出提升服务贸易发展的政策建议^③。陈文成则论述了上海自贸区的金融改革,不但对其进行了阶段性总结和前景展望,还结合金融理论与实践提出相关建议^④。从现有关于自贸试验区的研究文献来看,大部分是从制度创新角度对自贸试验区建设进行总结,并提出进一步改革建议,还没有文献对我国自贸试验区的政策效应进行实证评估。

在政策评估计量经济学方面,Hsiao et al. 提出了一种基于面板数据的政策效应评估方法,他们应用该方法考察了中国内地与香港政治经济一体化对香港的影响效应,发现政治一体化对香港经济发展并无影响,而经济一体化则使其 GDP 增长了约 4%。其后,该方法得到广泛应用。Ching et al. 采用该方法研究发现 CEPA 使香港失业率每年下降 9%^⑤。Bai et al. 改进了 Hsiao et al. 方法,评估房产税试点对房价的影响,发现房产税的实施使上海房价少上涨了 15%,却使得重庆房价多上涨了 11%。Bai et al. 从两个城市房产税的征收对象不同、税率不同、减免措施不同等角度进行了解释^⑥。Ouyang & Peng(2015)改进了 Hsiao et al. 方法,对我国 2008 年的四万亿财政刺激政策的效果作出评

① 袁志刚:《中国(上海)自由贸易试验区新战略研究》,上海:格致出版社、上海人民出版社,2013 年。

② 上海对外经贸大学 2011 计划办公室、科研处:《2014 年中国(上海)自由贸易试验区研究蓝皮书》,上海:格林出版社、上海人民出版社,2014 年。

③ 陈霜华、陶凌云、黄菁:《上海自贸区背景下的服务贸易发展研究》,上海:复旦大学出版社,2014 年。

④ 陈文成:《自由贸易账户论——中国(上海)自由贸易试验区金融改革的理论与实践》,上海:格林出版社、上海人民出版社,2015 年。

⑤ Ching Steve, Hsiao Cheng, Wan Shuiki, "Impact of CEPA on the Labor market of Hong Kong", *China Economic Review*, 2012, 23(4), pp. 975-981.

⑥ Bai C. E., Q Li, M Ouyang. "Property Taxes and Home Prices: A Tale of Two Cities", *Journal of Econometrics*, 2014, 180(1), pp. 1-15.

价。发现财政刺激政策在一开始的确刺激了经济,特别是在 2009 年第三季度左右,提高了 5.4% 左右的 GDP,但是这一政策的效果在随后迅速降低,在 2010 年第四季度之后甚至变成了负值。因此四万亿的财政刺激政策只是临时对经济有刺激作用,并无长期影响^①。Du & Zhang 从模型选择准则角度改进了 Hsiao et al. 方法,研究了限购和房产税对房价的影响,发现限购使北京房价少上涨了 7.69%,房产税试点使重庆房价少上涨了 2.52%,同时房产税试点对上海房价无显著影响。Fujiki & Hsiao 应用该方法评估了 1995 年 1 月神户大地震的中长期经济效应,发现日本政府在 1995-1998 年间进行的灾后恢复政策具有很强的刺激作用,使 1999 和 2000 年的灾后负面影响要远小于预期,且不存在持续的负面影响^②。Zhang et al. 采用该方法评估了加拿大—美国自贸协定对加拿大的宏观经济影响,发现 FTA 虽然使加拿大经济产生了短期的调整成本,但却获得了长期收益。在调整期内,FTA 使实际 GDP 增长率和劳动生产率分别下降了 2.56% 和 0.62%,而经过调整期之后,FTA 产生了正向且持续的影响效应,分别使实际 GDP 增长率和劳动生产率上升了 1.86% 和 2.39%^③。Chen et al. 应用该方法评估了融资融券交易对国内股市风险的影响^④。

注意到 Bai et al. 和 Du & Zhang 都评估了房产税试点的政策效应,却得到了不同结论,说明模型选择准则对于政策评估的结果有较大影响。如果仅采用单一模型预测反事实,所得结果可能误差较大。而本文则采用模型平均方法,将多个模型预测结果的平均值作为反事实的预测值,一方面充分利用了所有的样本信息,另一方面可得到稳健的预测结果。

三、基于面板数据的政策效应评估方法

(一) Hsiao et al. 政策效应评估方法

Hsiao et al. 所发展的基于面板数据的政策效应评估方法,其基本思路是利用横截面单元之间的相关性构建“反事实”的对照组样本。所谓“反事实”是指,在其他条件不变的情况下,假设某个地区未实施某项政策时该地区的观测值。Hsiao et al. 假设,产生横截面相关性的原因是存在某些无法观测的共同因素,然而如果要直接界定共同影响因素,估计结果会存在较大误差,因此 Hsiao et al. 应用其他单位的变量值来构造受政策影响单位的“反事实”值。该方法利用面板数据进行估计,不仅能提供政策实施地区在实施前后的表现,还可以和同时期没有实施该政策的地区的表现作为对比,从而得到政策效应,而且所提供的时间序列信息还能进一步研究政策效应的长期表现,如是逐渐消失、趋于稳定或是爆发式增长等。

本文将应用 Hsiao et al. 的政策评估方法,评估设立自贸试验区对上海以及国内其他省市经济增长的影响。要评估的关键变量以季度 GDP 为例,研究样本包括国内各省和直辖市的季度 GDP。在本文的研究期间内,从 2006Q1 到 2015Q1,设立自贸试验区的仅有上海。假设在 t 期时,第 i 个地区(省或直辖市)的季度 GDP 值为 y_{it} 。用 y_{it}^1 表示 i 地区在 t 期末设立自贸试验区后的季度 GDP 值; y_{it}^0 表示 i 地区在 t 期末设立自贸试验区时的季度 GDP 值。对于各地区,由于不能同时观测到 y_{it}^1 和 y_{it}^0 ,因此引入虚拟变量 d_{it} 。 $d_{it}=1$ 表示 i 地区在 t 期时已设立了自贸试验区, $d_{it}=0$ 表示 i 地区未设立自贸试

① Ouyang M, Y Peng. “The Treatment-effect Estimation: A Case Study of the 2008 Economic Stimulus Package of China”, *Journal of Econometrics*, 2015, 188(2), pp. 545-557.

② Fujiki Hiroshi, Hsiao Cheng. “Disentangling the Effects of Multiple Treatments—Measuring the Net Economic Impact of the 1995 Great Hanshin-Awaji Earthquake”, *Journal of Econometrics*, 2015, 186(1), pp. 66-73.

③ Zhang Lin, Du Zaichao, Hsiao Cheng, Yin Hua, “The Macroeconomic Effects of the Canada-US Free Trade Agreement on Canada: A Counterfactual Analysis”, *The World Economy*, 2015, 38(5), pp. 878-892.

④ Chen, H. Q., Han, Q., Li, Y. X. and Wu, K., “Does the Introduction of Stock Index Futures Reduce Chinese Stock Market Volatility? A Panel Data Evaluation Approach”, *Journal of Futures Markets*, 2013, 33(12), pp. 1167-1190.

验区。因此有:

$$y_{it} = d_{it}y_{it}^1 + (1-d_{it})y_{it}^0 \quad (1)$$

令 y_{it} 的 $N \times 1$ 阶向量形式为 $y_{it} = (y_{1it}, \dots, y_{Nit})'$, 其中 N 为本文研究的所有省和直辖市个数, 有 $N=31$ 。假设在 T_1 期之前并未设立自贸试验区, 则可观测到的 y_{it} 为:

$$y_{it} = y_{it}^0, \quad t=1, \dots, T_1 \quad (2)$$

假设在 T_1+1 期时, 第 1 个地区开始设立自贸试验区。注意到在本文研究期间, 仅有上海自贸试验区在 2013 年 9 月 29 日正式挂牌成立, 因此第 1 个地区即为上海, 而 T_1 为 2013Q3, 在 T_1 期及 T_1 期之前 d_{it} 为 0, 而 T_1 期之后(即 2013Q4 以后) d_{it} 为 1。则有:

$$d_{it} = \begin{cases} 0, & t=1, \dots, T_1 \\ 1, & t=T_1+1, \dots, T \end{cases}, \quad y_{it} = \begin{cases} y_{it}^0, & t=1, \dots, T_1 \\ y_{it}^1, & t=T_1+1, \dots, T \end{cases} \quad (3)$$

在本研究的样本期间, 2006Q1 到 2015Q1, 其他 $N-1$ 个地区并未设立自贸试验区, 则有:

$$d_{it} = 0 \text{ 且 } y_{it} = y_{it}^0, \quad i=2, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (4)$$

如果在 T_1+1, \dots, T 期间, 第 1 个地区即上海的 y_{1t}^1 和 y_{1t}^0 可以同时观测得到, 那么其政策效应为:

$$\Delta_{1t} = y_{1t}^1 - y_{1t}^0, \quad t=T_1+1, \dots, T \quad (5)$$

然而事实上 T_1+1 期之后并无法直接观测得到 y_{1t}^0 , 即所谓的“反事实”, 政策效应评估的关键在于如何估计该反事实值。Hsiao et al. 提出用控制组 $\tilde{y}_t^0 = (y_{2t}^0, y_{3t}^0, \dots, y_{Nt}^0)$ 来预测 y_{1t}^0 , y_{1t}^0 的估计量可定义为: $\hat{y}_{1t}^0 = \hat{\alpha} + \hat{a}'\tilde{y}_t^0$, 其中 $\hat{\alpha}$ 和 \hat{a}' 为系数估计值或向量。实际观测值 y_{1t}^1 与反事实值 \hat{y}_{1t}^0 之差, 即为所希望评估的政策效应值:

$$\hat{\Delta}_{1t} = y_{1t}^1 - \hat{y}_{1t}^0, \quad t=T_1+1, \dots, T \quad (6)$$

Hsiao et al. 提出的方法是用控制组单位 \tilde{y}_t^0 来预测处理组的反事实值 y_{1t}^0 , 可表示为:

$$y_{1t}^0 = \alpha + a'\tilde{y}_t^0 + \epsilon_{1t} - a'\tilde{\epsilon}_t \quad (7)$$

其中 $\tilde{y}_t^0 = (y_{2t}^0, \dots, y_{Nt}^0)'$, $\tilde{\epsilon}_t = (\epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{Nt})'$, a 满足 $(1, -a')B=0$ 。Hsiao et al. 证明, 一般情况下, 应用上述方法可以得到反事实值的一致估计。

(二)对政策效应外溢的检验

在本文所研究的问题中, Hsiao et al. 方法成立需要满足以下假设, 无论在自贸试验区成立之前还是之后, 其他省市的经济增长都不受上海自贸试验区成立的影响。事实上这个假设可能无法满足, 例如, 上海自贸试验区成立后, 因其制度优势, 可能对其他地区的人力和物质资本投资产生“虹吸”或“外溢”效应, 即将其他地区的资源吸引到自贸试验区内, 或者为其他地区创造更多商业机会, 这些情况下 Hsiao et al. 的假设不再成立。

那么如何检验政策效应的外溢是否存在? 本文发展了一个检验方法以鉴别外溢性的存在。假设第 i 个控制组单位在第 t 期获得的外溢效应为 δ_{it} , 其 $i=2, \dots, N, t=T_1+1, \dots, T$ 。那么有:

$$y_{it} = \beta_i' f_t + \alpha_i + \delta_{it} + \epsilon_{it}, \quad i=2, \dots, N, \quad t=T_1+1, \dots, T \quad (8)$$

(8)式中, 控制组省市季度 GDP 的随机误差项中增加了 δ_{it} 部分, 使得 Hsiao et al. 的假设不再成立, 此时, 对反事实的估计产生了一个系统性偏误, 进而对政策效应 Δ_{1t} 的估计也会产生系统性偏误。要检验 Hsiao et al. 的假设是否成立, 我们需要用到以下推论:

推论 1: 如果 Hsiao et al. 假设不成立, 则 $Var(\hat{y}_{1t}^0 | \tilde{y}_t^0) < Var(\hat{y}_{1t}^0 | \tilde{y}_t^0)$, 其中 $t_1=1, \dots, T_1, t_2=T_1+1, \dots, T$ 。

该推论的成立是显然的, 因为对反事实的预测采用控制组单位, 即 $\hat{y}_{1t}^0 = \hat{\alpha} + \hat{a}'\tilde{y}_t^0$ 。在 $t=1, \dots, T_1$ 部分, 控制组单位的随机扰动项为 ϵ_{it} ; 而在 $t=T_1+1, \dots, T$ 部分, 控制组单位的随机扰动项变为 $\delta_{it} + \epsilon_{it}$, 即增加了政策的外溢效应, 而 δ_{it} 和 ϵ_{it} 不相关, 增加的外溢效应扩大了控制组单位的方差, 从而扩大了反事实预测值的方差。

根据推论 1,我们可以采用以下步骤来检验 Hsiao et al. 的假设是否成立:选择不同的控制组单位,分别应用 Hsiao et al. 方法估计 α 和 a^* ,并代入 $\hat{y}_{it}^0 = \hat{a} + \hat{a}^{*'} \tilde{y}_t$ 得到反事实的估计或预测值。假设我们得到的一系列反事实估计值为 $(\hat{y}_{1t}^0)_1, \dots, (\hat{y}_{1t}^0)_2, \dots, (\hat{y}_{1t}^0)_n$,分别计算这些估计在 $t_1 = 1, \dots, T_1$ 和 $t_2 = T_1 + 1, \dots, T$ 阶段各期末的样本方差 STD_t 。如果 STD_t 在 $t_1 = 1, \dots, T_1$ 阶段的均值显著小于在 $t_2 = T_1 + 1, \dots, T$ 阶段的均值,则意味着 Hsiao et al. 的假设不成立,即存在政策外溢效应;如果 STD_t 在 $t_1 = 1, \dots, T_1$ 阶段的均值与在 $t_2 = T_1 + 1, \dots, T$ 阶段的均值无显著差异,则意味着 Hsiao et al. 的假设成立,即不存在政策外溢效应。

(三)一个新的控制组单位选择策略——基于模型平均(model averaging)方法

在不存在政策外溢性的假设下,Hsiao et al. 给出了一个控制组单位选择策略,即结合 R^2 和 AIC 或 AICC 选择拟合度最好的反事实预测模型。本文将提出一个新的控制组单位选择策略,即模型平均(model averaging)方法,把拟合度高的模型按相等的权重平均起来,在控制组单位较多的情况下,本文所提出的方法可以利用所有的控制组样本信息,同时又避免估计误差较大的问题^①。这个方法可以视为对于 Hsiao et al. 方法的进一步发展。Hsiao et al. 仅选择拟合度最高的单一模型,目的是避免估计误差过大,但实际上浪费了控制组样本信息。与 Hsiao et al. 的方法相比,本文的方法的优点是,同时使用了所有的样本信息,还可以将政策效应和外溢效应同时估计出来。

(四)对政策效应与外溢效应的估计

如果发现存在外溢效应,如何将政策效应和外溢效应估计出来?由(8)式,在 $t = T_1, \dots, T$ 阶段,每个控制组单位的季度 GDP,包括共同因素 $\beta'_i f_t$ 、地区效应 α_i 、扰动项 ϵ_{it} 和外溢效应 δ_{it} 部分。显然,外溢效应和自贸试验区的政策效应相关,假设有:

$$\delta_{it} = \lambda_i \Delta_{1t}, \text{ 其中 } i = 2, \dots, N, t = T_1, \dots, T \quad (9)$$

(9)式的假设意味着,控制组省市 i 在 t 期获得的外溢效应为 λ_i 乘以自贸试验区对上海的政策效应。这个外溢效应是假设自贸试验区对其他地区有虹吸或促进效应,而外溢效应与自贸试验区对上海的政策效应相关:如果自贸试验区政策效应较大,它对其他地区的影响效应也较大;如果自贸试验区政策效应较小,它对其他地区的影响效应也较小。因此(8)式可以写成:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_i \Delta_{1t} + \beta'_i f_t + \epsilon_{it}, \quad i = 2, \dots, N, t = T_1, \dots, T \quad (10)$$

定义 $u_{it} = \beta'_i f_t + \epsilon_{it}$,则(9)可以写成

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_i \Delta_{1t} + u_{it}, \quad i = 2, \dots, N, t = T_1, \dots, T \quad (11)$$

在 Hsiao et al. 的假设不成立的条件下,前文已经分析指出,我们得到的 Δ_{1t} 估计量存在系统性偏误,如果用 Hsiao et al. 方法或本文提出的基于模型平均方法得到的政策效应估计量为 $\hat{\Delta}_{1t}$,而真实政策效应为 Δ_{1t} ,根据 Hsiao et al. 只要政策实施前样本足够长,前文估计得到的政策效应估计量尽管存在系统性偏误,但等于真实的 Δ_{1t} 的某个固定比例,因此我们用估计得到的政策效应代替真实的政策效应来估计(11)式,即有:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda'_i \hat{\Delta}_{1t} + u_{it} \quad (12)$$

其中 $\lambda'_i = [1 - \hat{a}^{*'} (\lambda_2, \dots, \lambda_n)]^{-1} \lambda_i$,估计该方程存在的难点是,(1) $u_{it} = \beta'_i f_t + \epsilon_{it}$ 中包含了无法观测的共同因素,这些因素可能是平稳或非平稳的;(2) Δ_{1t} 可能和 u_{it} 相关;(3)对于每个 $i = 2, \dots, N, \lambda'_i$ 是不同的。我们采用 Pesaran 给出的方法估计(12)式中的 λ'_i 。

四、实证结果与分析

本部分采用基于面板数据的政策效应评估方法从经济增长的角度评估设立自贸试验区对上海经

^① 限于论文篇幅,这里未具体列出该方法的步骤,有兴趣的读者可以向作者索取。

济发展的政策效应,以及对其他省市的外溢效应。上海自贸试验区在 2013 年 9 月 29 日成立,我们选取 2006Q1—2015Q1 的季度数据为样本,其中 2006Q1—2013Q3 为事件前窗口期,2013Q4—2015Q1 为事件后窗口期。所用数据均来源于 CEIC(中国经济数据库)。研究中采用各省市的名义季度 GDP 作为研究变量。试验组为上海,将全国其余 30 个省市作为控制组。为了消除季节因素的影响,所有数据均采用 X-12 方法进行季节调整,然后进行对数处理。

Hsiao et al. 建议采用 R^2 、AIC 和 AICC 等准则来选择预测模型。但注意到可选择的模型空间非常大,严格说理论上并无法明确指导应该用那个模型, R^2 、AIC 和 AICC 等准则仅仅提供了一个选择的参考。事实上,不同预测模型下对反事实和政策效应的估计差异非常大。不同模型的估计结果产生较大差异的原因有两方面,一方面来源于对 a^* 的估计误差,由于 Hsiao et al. 方法下不同反事实模型只使用了部分样本信息,因此对 a^* 的估计会存在误差。另一方面,更主要的原因是,如果自贸区政策实施以后对控制组省市产生了外溢效应,根据本文的推论 1,这些外溢效应会进入反事实的预测值中,使得不同模型下对反事实的预测产生偏倚,从而不同模型的预测结果之间的差异会显著扩大。而在自贸区政策实施之后,不同反事实模型对政策效应的估计差异明显扩大,原因是外溢效应会进入每个模型对反事实的预测值中,使得不同模型下对反事实的预测差异扩大,也即,不同模型的预测差异,既包括对 a^* 的估计误差部分,也包括外溢效应部分。

(一) 自贸试验区政策的经济增长与外溢效应:基于改进的政策效应评估方法

1. 初步估计与外溢效应的存在

本部分我们应用本文提出的控制组单位选择策略及反事实估计和预测方法,研究设立自贸试验区对上海经济增长的影响,主要研究变量为季度 GDP。

首先要选择用于预测反事实的控制组样本个数,考虑 $m=4, 5, 6, 8, 10$ 等 5 种不同情况。以 $m=5$ 为例,控制组样本(上海以外省市)有 $N-1=30$,从 30 个控制组样本中选择 5 个用于反事实的估计和预测,共有 $C_{30}^5=142506$ 种选择方法或组合。我们从中随机抽取 10000 个拟合度较高的($R^2 > 0.9$)组合进行反事实的估计和预测。在 2006Q1—2013Q3 期间以上海市季度 GDP 为被解释变量,以其他省市的季度 GDP 为解释变量,回归得到反事实的估计方程,然后应用该方程对 2006Q1—2013Q3 和 2013Q4—2015Q1 期间的反事实进行样本内和样本外预测,由此可以得到 10000 个估计方程和 10000 个样本内、样本外预测序列。将所得到的 10000 个样本内、样本外预测序列求平均,即可得到反事实在自贸试验区设立前(2006Q1—2013Q3)的估计值和自贸试验区设立后(2013Q4—2015Q1)的预测值。分别对不同的 m 值进行反事实的估计和预测,并将结果在图 1 中表示。

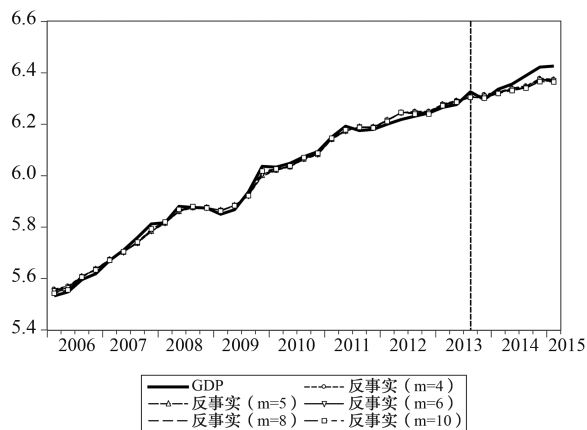


图 1 上海季度 GDP 与反事实的估计、预测值

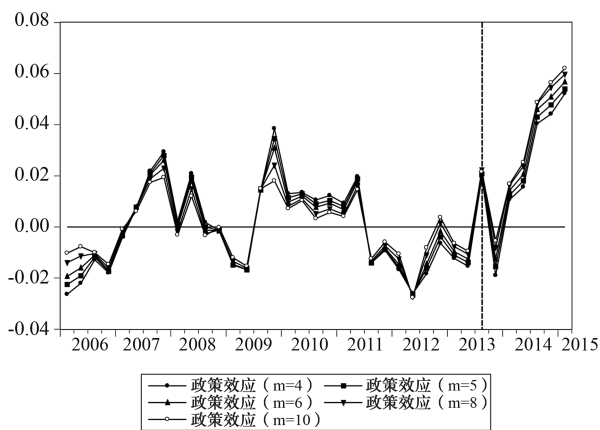


图 2 自贸试验区对上海季度 GDP 的政策效应

图 1 中报告了不同控制组样本个数下对反事实的样本内(自贸试验区设立前,2006Q1—2013Q3)估计和样本外(自贸试验区设立后,2013Q4—2015Q1)预测,并与上海市的季度 GDP 作比较。图中的

垂直虚线表示设立自贸试验区的时点。从图 1 所示结果来看,在自贸试验区设立后,上海市的季度 GDP(用粗实线表示)要显著高于各种反事实预测值(用细虚线表示),两者之间的差额即为设立自贸试验区对上海市季度 GDP 带来的增长效应。从 2013Q4 到 2015Q1 期间,根据不同控制组样本个数设定下的估计,设立自贸试验区使上海市 2015Q1 的 GDP 多增长了 5.22%($m=4$)、5.40%($m=5$)、5.67%($m=6$)、5.98%($m=8$)和 6.21%($m=10$),或使得上海市的 GDP 平均每年多增长了 3.48%($m=4$)、3.62%($m=5$)、3.75%($m=6$)、4.03%($m=8$)和 4.20%($m=10$)。说明在不同控制组样本个数设定下,对反事实的预测有一定差异,从而导致对自贸试验区设立对上海市 GDP 的政策效应评估也存在差异。

从图 2 结果来看,对应于不同 m 值的预测模型,到 2015Q1,政策效应的估计值在 5.22%($m=4$)到 6.21%($m=10$)之间,和前文应用 Hsiao et al. 方法所得到的政策效应在 4.533%($m=6$)到 12.938%($m=10$)之间相比,改进的政策效应评估方法所得到的估计值的离散程度明显较小。该估计值为不同预测模型的样本外预测值,如前文所述,不同模型的预测值差异主要来源于参数估计误差和政策外溢效应,而改进的政策效应评估方法所得到的差异较小,说明应用该方法得到的反事实和政策效应估计结果更为稳健^①。为了更清晰地看到不同控制组样本个数设定下的政策效应估计结果,我们在图 2 中将改进方法得到的政策效应估计结果表示出来。

图 2 所示的指标为上海的人均实际 GDP 减去反事实估计值,左边的垂直虚线表示设立自贸试验区的时点。从图 2 来看,从 2014Q1 开始,自贸试验区政策的实施整体对上海的人均实际 GDP 产生了持续的正向影响。从 2013Q4 到 2015Q1,不同控制组样本个数设定下的政策效应估计结果的差异逐渐扩大,说明自贸试验区政策的外溢性逐渐增强。

注意到图 2 中,即使在自贸试验区政策实施前,不同控制组样本个数设定下,对反事实和政策效应的估计也是有差异的,其原因是在估计反事实方程时,估计得到的参数本身存在误差,特别是我们均采用不同省市的季度 GDP 作为解释变量,其中存在较为严重的近似多重共线性问题,使得参数估计存在较大误差。正如前文的分析,如果自贸试验区政策存在外溢效应,不同控制组样本个数设定下对反事实和政策效应会有不同估计。因此,如果外溢效应存在,不同控制组样本个数设定下对反事实以及政策效应估计的差异会扩大。我们用不同控制组样本设定下所得到的反事实以及政策效应估计的样本标准差来代表其差异。从 2006Q1 到 2015Q1,我们计算不同控制组

样本个数设定下($m=4,5,6,8,10$)所得到的反事实或政策效应估计或预测值的样本标准差,即有

$$STD_{1,t} = \sqrt{\frac{\sum_m (\hat{y}_{1t}^0(m) - \overline{\hat{y}_{1t}^0(m)})^2}{4}}, \text{其中 } \hat{y}_{1t}^0(m) \text{ 为控制组样本个数为 } m \text{ 时的反事实估计或预测值,}$$

$\overline{\hat{y}_{1t}^0(m)}$ 为不同 m 值下($m=4,5,6,8,10$)的反事实的平均估计或预测值。为检验反事实或政策效应的估计差异在自贸试验区政策实施后是否显著扩大,我们进行了以下回归(括号中为 t 统计量,*** 表示在 1%水平上显著,** 表示在 5%水平上显著,* 表示在 10%水平上显著):

$$STD_{1,t} = 0.0024 + 0.0017 \cdot time_t + e_t, \quad t = 2006Q1, \dots, 2015Q1 \quad (13)$$

(7.56)*** (2.19)**

$R^2 = 0.13$ 。其中 $time$ 为时间虚拟变量,在自贸试验区政策实施以前(2006Q1—2013Q3)取值为 0,在自贸试验区政策实施以后(2013Q4—2015Q1)取值为 1。根据(8)式的回归结果,在世贸试验区政策实施以后,不同控制组样本设定下对反事实和政策效应的估计差异有显著上升。如图 3 所示:

① 改进的政策效应评估方法所得到的预测值差异较小,说明要么该方法得到的参数估计误差较小,要么该方法减少了政策外溢效应。然而,在该部分这两种估计方法都没有处理政策外溢效应(后文会进行处理),说明改进的政策效应评估方法得到的参数估计误差较小,所得到的反事实和政策效应估计结果更为稳健。

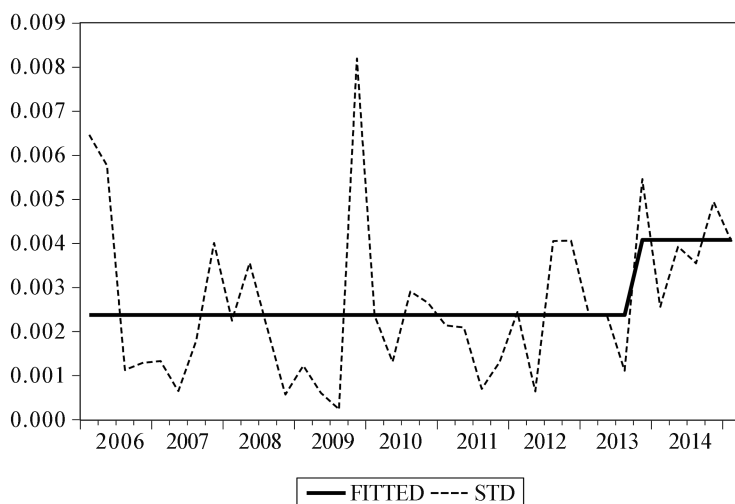


图3 不同控制组单位个数设定下对反事实和政策效应的估计差异

从(13)式以及图3结果来看,在自贸试验区政策实施以后,不同控制组样本设定下对反事实和政策效应的估计差异显著上升。说明自贸试验区政策已经对控制组(上海以外其他省市)产生影响,导致不同控制组样本个数设定下对政策效应的估计产生了较大差异。因此可以认为自贸试验区政策的外溢效应在2014Q4和2015Q1阶段开始体现出来。因此,要准确评估自贸试验区的经济发展效应,必须将其外溢效应估计出来。

2. 对外溢效应的估计

根据前文所提出的方法,我们可以估计出自贸试验区政策的外溢效应,计算得到 $\hat{\lambda}'_t$ 的无偏和一致估计量 $\hat{\lambda}'_t$,按从大到小排列,列于表1中(***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著)。

如表1所示,自贸试验区的外溢效应,约在一半的省市表现为正向,在另一半的省市表现为负向。但其中显著只有湖南、四川、福建、浙江、辽宁等省市。从表1来看,自贸试验区政策的外溢效应呈现明显的地理特征。东部沿海省市,包括福建、浙江、江苏、山东和辽宁,获得了较大的负向外溢效应, $\hat{\lambda}'_t$ 均小于-0.5;向西部推进,中部和南部沿海省市,包括黑龙江、吉林、河北、北京、天津、河南、湖北、安徽、重庆、贵州、湖南、广东和海南,都获得了正向的外溢效应, $\hat{\lambda}'_t$ 均大于0;再向西部推进,其他中西部省市都获得了负向外溢效应,多数 $\hat{\lambda}'_t$ 介于-0.5到0之间。但有两个例外,西藏和青海,对西藏的外溢效应高达0.6957,而对青海的外溢效应虽为正但值较小(为0.1242)且不显著。西藏外溢效应较大的原因可能是,西藏经济增长模式主要为外援型,在2013Q4—2015Q1期间受惠于政策扶持,与其他地区相比实现了较高速的增长,因此在估计结果上显示出较高的外溢效应,但不显著。

表1 自贸试验区政策对各省市的外溢效应($\hat{\lambda}'_t, t=2, \dots, N$)

省市	外溢效应	省市	外溢效应	省市	外溢效应
贵州	0.7704	北京	0.1180	四川	-0.3514**
湖南	0.7230**	青海	0.1242	山西	-0.4088
西藏	0.6957	河南	0.0310	新疆	-0.4578
黑龙江	0.6336	湖北	0.0298	江西	-0.4700
广东	0.6317	河北	0.0263	江苏	-0.5680
重庆	0.5874	云南	-0.0872	宁夏	-0.5730

续表 1

省市	外溢效应	省市	外溢效应	省市	外溢效应
天津	0.4671	甘肃	-0.1770	福建	-0.7088***
安徽	0.2484	内蒙古	-0.3102	浙江	-0.8969*
吉林	0.1885	广西	-0.3204	山东	-0.9422
海南	0.1811	陕西	-0.3291	辽宁	-1.0509*

自贸试验区政策的外溢效应表现出三方面特征:(1)首先是贸易替代效应,福建、浙江、江苏、山东和辽宁等东部沿海省市受到了显著负向影响,说明上海自贸试验区在对外贸易方面的优势对这些省市的对外贸易和经济增长产生了挤出或替代效应;(2)其次是经济增长的外溢效应,上海自贸试验区的设立创造了更多经济机会,促进中部地区一些省市的经济增长。(3)最后是经济增长的虹吸效应,上海自贸试验区带来的优惠政策,吸引了西部地区一些省市的资源向自贸试验区汇集,对这些省市的经济增长有较小的负向影响。

我们实证地检验上述自贸试验区外溢效应的三方面特征,在解释变量方面引入三个变量:(1)各省市是否为东部地区出海口 $East_i$,如果是则取值为 1,否则为 0。(2)这些省市与上海的经济距离 $Geogd_i$,该变量等于上海与第 i 个省的省会城市或直辖市之间的距离的对数。(3)这些省市与上海的经济距离 $Econd_i$,该变量等于 2013 年第 i 个省或直辖市人均 GDP 的对数值与上海人均 GDP 的对数值之差。外溢效应对上述三变量的回归结果为(括号中为 t 统计量,***表示在 1%水平上显著,**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著):

$$Spillover_i = -4.6727 - 0.5918 \cdot East_i + 1.4657 \cdot Geogd_i - 0.1061 \cdot Geogd_i^2 + 1.1919 \cdot Econd_i + 0.8985 \cdot Econd_i^2 + e_i \quad (14)$$

(-0.73) (-2.19)** (0.80) (-0.81)
 (1.57) (1.67)

$R^2=0.33$ 。其中 $East_i$ 系数估计量在 5%的水平上显著为负,说明东部出海口省市的经济增长受到显著负面影响,从表 1 结果来看,福建、浙江、江苏、山东和辽宁等省市受到的负面影响是比较大的,因此在评估自贸试验区政策对上海的影响时,必须将其对控制组单位的负向外溢效应考虑进去。 $Geogd_i$ 的系数估计为正,而其平方项系数估计为负,该结果显示,离上海地理距离较远的省市,自贸试验区政策对其有负向的外溢效应;而离上海地理距离较近的省市,自贸试验区政策对其有正向的外溢效应。但 $Geogd_i$ 及其平方项的系数估计量不显著,如果从样本中剔除西藏,则 $Geogd_i$ 及其平方项的显著性^①会提高到 15%左右。 $Econd_i$ 系数估计量的显著性水平为 13%,而其平方项系数估计量的显著性水平为 11%,该结果显示,人均 GDP 比上海低较多的省市,自贸试验区政策对其会产生负向的外溢效应,而人均 GDP 接近或高于上海的省市,自贸试验区对其会产生正向的外溢效应。

整体看,地理距离上海比较近以及人均 GDP 接近或高于上海的省市,自贸试验区政策对其有正向外溢效应;地理距离上海比较远以及人均 GDP 比上海低较多的省市,自贸试验区政策对其有负向外溢效应。同时,上海对东部沿海省市有较大的挤出或替代效应。

(二)自贸试验区政策对上海的经济增长效应:调整后的结果

利用表 1 估计得到的自贸试验区对各个省市经济增长的外溢效应,我们可以对前文所得到的自贸试验区对上海市季度 GDP 的政策效应估计值进行调整。首先,计算 θ 值为 1.0271;接着,注意到 $\hat{\lambda}_i = \theta^{-1} \hat{\lambda}_i$,应用表 1 中的 $\hat{\lambda}_i$ 值计算 λ_i ;再次,对于不同的控制组单位个数 m ,以及不同 $t = T_1, \dots, T$,用

① 用估计系数的 t 统计量的 p 值表示。

之前估计得到的政策效应 $\hat{\Delta}_{1t}$ 乘以 $\left[1 - \hat{\alpha}^{*'}(\lambda_2, \dots, \lambda_n)\right]$, 即可得到政策效应 Δ_{1t} 的无偏估计。

图 4A 是调整后的政策效应。在图 4A 中垂直虚线右侧部分, 是对图 1 中估计得到的政策效应进行调整, 剔除了控制组外溢效应影响后所得到的政策效应。从图 4A 来看, 不同控制组样本数 ($m=4, 5, 6, 8, 10$) 设定下所得到的政策效应估计之间的差异有所收敛。更重要的是, 与图 3 相比, 所估计得到的政策效应有所下降, 以 2015Q1 为例, 大约下降了 0.5%。

类似(13)式, 为检验经过调整后, 反事实或政策效应的估计差异在自贸试验区政策实施后是否有所收敛, 我们进行了以下回归, 其中 $STD_{1,t}$ 为不同控制组单位个数下政策效应估计值(调整后)的样本标准差(括号中 t 为统计量, *** 表示在 1% 水平上显著, ** 表示在 5% 水平上显著, * 表示在 10% 水平上显著):

$$STD_{1,t} = 0.0024 + 0.0010 \cdot time_t + e_t, \quad t = 2006Q1, \dots, 2015Q1 \quad (15)$$

(7.56)*** (1.19)

$R^2 = 0.005$ 。从回归结果可以看到, 调整后的不同控制组单位个数下政策效应估计值(调整后)的差异, 在政策实施后和实施前没有变化。在图 4B 中我们将 $STD_{1,t}$ 绘制出来, 可以看到, 在政策实施后, $STD_{1,t}$ 值并无显著扩大。

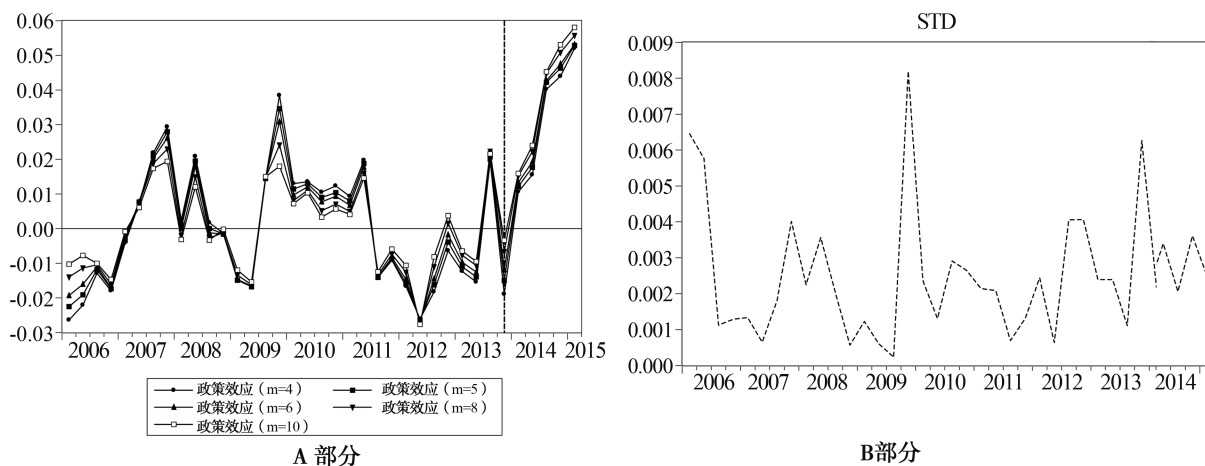


图 4 自贸试验区对上海季度 GDP 的政策效应: 调整后的估计

从图 4A 的结果看, 自贸试验区对上海的经济增长效应为, 使 2015Q1 的 GDP 多增长了 5.44% (取平均值), 或平均使上海名义 GDP 每季度多增长 0.91% 或平均每年多增长 3.62%。

前文的分析都是自贸试验区政策对上海名义季度 GDP 的影响效应, 如果从自贸试验区政策对上海名义季度 GDP 增长率的影响效应角度来看, 可以将政策效应(外溢效应调整后)表示在图 5 中。由图 5 可以看出, 政策效应最大的时期是 2014Q1 和 2014Q3, 分别使上海的名义季度 GDP 多增长了 2.46% 和 2.33%。在 2014Q4 和 2015Q1, 自贸试验区政策对名义季度 GDP 增长率的影响效应趋于平稳, 平均为 0.5% - 0.6% 每季度。

如果考虑到物价上涨因素, 应用同期的全国 GDP 平减指数大体可以估算出, 2013 年全国 GDP 价格上涨了 2.21%, 2014 年全国 GDP 价格上涨了 0.85%, 而 2015 年全国 GDP 价格已经呈现通缩迹象, 从前三季度名义 GDP 与实际 GDP 增长率的比较来看, GDP 价格下降了 0.28%。应用上述数据进行平减后, 上海自贸试验区对上海的经济增长效应为, 使 2015Q1 的实际 GDP 多增长了约 5%, 或平均使上海实际 GDP 每季度多增长 0.83% 或平均每年多增长 3.33%。由于政策实施期间内 GDP 价格上涨较小, 自贸试验区政策对实际 GDP 的影响仅略小于对名义 GDP 的影响。

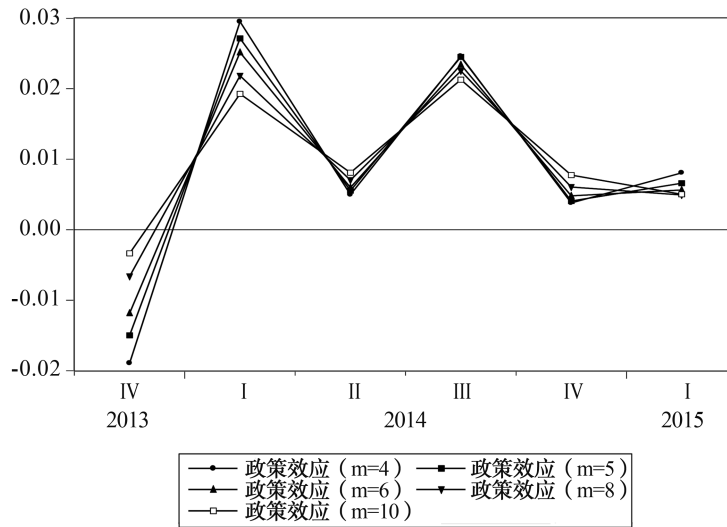


图 5 自贸试验区对上海名义季度 GDP 增长率的政策效应:外溢效应调整后

五、结论

自贸试验区构建了中国与世界各国交流合作的新平台,研究其政策效应对自贸试验区建设与发展具有重要的理论和实践意义,本文改进了 Hsiao et al. 基于面板数据的政策效应评估方法,在研究方法上的主要贡献有:放宽控制组单位不受政策实施影响的假设,提出了判断该假设是否成立的检验;在该假设不成立时提出一个新的估计方法,应用该方法可同时 will 自贸试验区政策对上海的经济增长效应以及对其他省市的外溢效应估计出来。本文对 Hsiao et al. 方法的另一个贡献是,在预测反事实时,Hsiao et al. 采用单一方程进行预测,而本文则采用模型平均方法,将多个模型预测结果的平均值作为反事实的预测值,这样一方面充分利用了所有的样本信息,另一方面可获得稳健的反事实估计结果。

对上海自贸试验区的政策效应进行评估的实证结果显示,自贸试验区政策对上海经济增长产生了显著的正向效应,使上海 2015Q1 的 GDP 多增长了 5.44%。政策效应最大的时期是 2014Q1 和 2014Q3,分别使上海的名义季度 GDP 多增长了 2.46% 和 2.33%。而到 2014Q4 和 2015Q1,自贸试验区政策对名义季度 GDP 增长率的影响效应趋于平稳,平均为 0.5%—0.6% 每季度。由于政策实施期间内 GDP 价格上涨较小,自贸试验区政策对实际 GDP 的影响仅略小于对名义 GDP 的影响。另外,自贸试验区在对外贸易方面的优势对东部沿海省市的对外贸易和经济增长产生了显著的挤出或替代效应,对中西部其他省市也产生了正向或负向的外溢效应。整体看,地理距离离上海比较近或人均 GDP 高于上海的省市,自贸试验区政策对其有正向外溢效应;地理距离离上海比较远或人均 GDP 低于上海的省市,自贸试验区政策对其有负向外溢效应。

从本文所得到的实证结果来看,自贸试验区在运行过程中,政府职能转变、扩大投资领域开放、贸易功能转型升级和金融领域开放创新等政策都对地方经济产生了显著的正面影响,直接体现在 GDP 增长率的提高上。但在推进过程中,要注意其产生的外溢效应,特别是对东部沿海省市产生了显著的挤出或替代效应,因此在未来的试验过程中,应该加快在全国范围内复制推广其经验的步伐,尤其是在政府职能转变、对外商投资实行准入前国民待遇加“负面清单”管理模式、金融创新等方面,需要大胆试验,对于取得的经验在全国范围大力推广复制,在最大限度上发挥自贸试验区的政策红利。

另外,本文的研究也发现,自贸试验区政策效应最大的时期是 2014Q1 和 2014Q3,而到 2014Q4 和 2015Q1,自贸试验区的增长效应显著下降。张军指出,现阶段中国经济增长的瓶颈在于,1999 年国有经济的战略性重组后,国有部门和大企业逐步垄断了高生产率的行业,使得非公有制部门和中小企

业集中在竞争性行业^①。当竞争性行业的劳动工资在 2004 年开始持续上升以后,非国有企业和中小企业的盈利开始恶化;由于难以向高生产率行业流动和进入,结果竞争性行业的劳动生产率的增长难以为继。竞争性行业越发达,利润越转移到上游,被国有企业所垄断。2018 年设立的海南自贸区是全国唯一将一个省整体纳入自贸试验区范围的自贸区,2020 年 6 月,中共中央、国务院印发《海南自由贸易港建设总体方案》,包含总体要求、制度设计方案和分阶段方案等方面,是推进高水平开放,建立开放型经济新体制的新探索。但受限于空间和时间的制约,这对于起点相对较低的海南自贸区也是一个不小的挑战。目前自贸试验区的改革主要还是在行政效率的提高上,如在各个自贸区大力推进贸易便利化政策,尽管放开了部分服务业的准入,但整体上对于上游和高生产率行业的保护与管制并未放松,因此并未从根本上解决中国经济增长的瓶颈问题。未来改革红利的取得,可在自贸区试验垄断行业的边界竞争和市场准入,在上游和垄断性行业更多鼓励和发展混合所有制以及非政府控股的企业形式;消除负面清单以外的领域不同投资主体、不同资金来源企业在投资准入和投资待遇等方面的差异。未来,应在自贸区进行广泛试验,推进重点领域改革,特别是生产要素市场化、国企改革、金融体制开放以及政府职能转型等领域,再造中国经济增长的红利。

The Economic Growth and Spillover Effects of Pilot Free Trade Zone ——Based on the Modified Policy Evaluation Approach

Liu Yiming Wang Yiming Liu Zhihong

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, P. R. China;

The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, P. R. China;

School of Public Finance and Taxation, Nanjing University of Finance and Economics,
Nanjing 210023, P. R. China)

Abstract: Pilot Free Trade Zone builds a new platform for exchanges and cooperation between China and the rest of the world. It is of great theoretical and practical significance to study the policy effect on the construction and development of the Pilot Free Trade Zone. This paper uses the adjusted panel-data policy evaluation approach by Hsiao et al. to assess the policy effect of Shanghai Pilot Free Trade Zone. The empirical results show that the Pilot Free Trade Zone policy has a significant positive effect on Shanghai's economic growth, which makes Shanghai's GDP increase by 5.44% in the first quarter of 2015. The policy effects of Free Trade Zone are positive, which has a greater influence on the GDP. The advantages of the Free Trade Zone in foreign trade have significantly impressed or replaced effects on the foreign trade and economic growth of the eastern coastal provinces and cities, and have also had positive or negative spillover effects on other provinces and municipalities in the central and western regions. This paper puts forward some policy implications that we should pay attention to the negative effects in the exploration and innovation of Pilot Free Trade Zone, and speed up the replication of its experience nationwide.

Keywords: Pilot Free Trade Zone; Panel-data policy evaluation; Economic growth; Spillover effects

[责任编辑:邵世友]

^① 张军:《中国经济潜在增长率:新动因与新趋势》,载周振华等:《新改革·新开放·新红利——中国经济分析(2013-2014)》第 2 部分,上海:格致出版社、上海人民出版社,2014 年。