

【统计应用研究】

# 房产税试点改革对城市扩张的影响

贾雁岭<sup>1</sup>, 杨秋霞<sup>2</sup>, 陈刚<sup>3</sup>

(1. 西藏民族大学 财经学院, 陕西 咸阳 712082; 2. 厦门大学 公共政策研究院, 福建 厦门 361005;  
3. 广州市社会科学院 城市战略研究院, 广东 广州 510080)

**摘要:**以重庆和上海房产税试点改革为自然实验, 在比较两地改革方案异同的基础上, 采用合成控制法对房产税试点改革对城市扩张的影响进行了研究。研究结果显示: 房产税试点改革使重庆的城市扩张与没有试点改革时相比出现了一定程度的下降。这是因为重庆对本市居民新购独栋商品住宅和高档住房给予 100 平方米的免税优惠政策抑制了大户型住房的供给和需求, 进而降低住房的占地面积, 起到了抑制城市扩张的作用。

**关键词:**房产税试点改革; 城市扩张; 合成控制法; 住房结构

**中图分类号:** F812 **文献标志码:** A **文章编号:** 1007-3116(2018)01-0093-08

## 一、引言

城市扩张现象是随着中国城镇化建设步伐不断加快而出现的, 表现为各城市建成区面积增长速度远远高于人口增长速度。据测算, 2000—2012 年, 城市建设用地面积扩大了 106.9%, 而城市人口仅增长 55.3%, 土地城镇化是人口城镇化的 1.93 倍<sup>[1]</sup>。由此导致人均建成区面积不断的扩大, 由 2003 年每人 90 平方米增加到 2012 年的每人 114 平方米。城市占地面积的较快扩张浪费了有限的土地资源, 表现出较为严重的“造城模式”<sup>[2]</sup>。

采取何种措施将城市扩张控制在合理的范围之内成为值得研究的主题。诸如财政转移支付制度和官员某些个体特征等可以起到抑制城市扩张的作用, 但其效果较弱。踪家峰和杨琦认为财政转移支付制度会减小地方政府面临的财政缺口, 进而降低财政分

权对城市扩张的促进作用, 但在目前的体制下财政转移支付制度并不能有效逆转城市扩张的趋势<sup>[3]</sup>。傅利平和李永辉认为官员任期、年龄等个体特征与城市扩张具有显著负相关关系, 政府官员任期太长或者太短都会降低其推进城市扩张的积极性, 而且当官员因年龄增长晋升机会变小时, 往往会倾向于选择不努力, 进而降低了推进城市扩张的积极性<sup>[4]</sup>。

此外, 房地产税也是抑制城市扩张的工具之一, 这在国外理论和实证研究中都得到了充分的印证。Brueckner 和 Kim 在封闭单中心城市模型框架下, 最先从理论上探讨了房地产税对城市扩张的影响, 认为房地产税对城市扩张的影响主要是通过建筑物效应<sup>①</sup>和居住面积效应<sup>②</sup>来发挥作用的, 若消费者对其他商品和住房消费之间的替代弹性较高时(大于 1), 居住面积效应会起主要作用从而有利于抑制城市的扩张<sup>[5]</sup>。Song 和 Zenou 实证分析了美国房地

收稿日期: 2017-09-15; 修复日期: 2018-01-11

基金项目: 西藏自治区哲学社会科学专项资金项目《西藏提高政府公共服务产品供给能力研究》(17CJY002)

作者简介: 贾雁岭, 男, 山西大同人, 经济学博士, 讲师, 研究方向: 税收理论与政策;

杨秋霞, 女, 云南大理人, 博士生, 讲师, 研究方向: 公共政策;

陈刚, 男, 安徽亳州人, 博士后, 研究方向: 宏观经济政策与分析。

① 建筑物效应是指对房地产征税会增加开发商的建筑成本, 进而降低开发商的利润, 使其减少投资规模, 在人均居住面积一定的情况下, 单位面积所投资的建筑物资本会降低, 所建的房子较矮, 这意味着人口密度较低, 为吸纳既定的人口, 就需要不断在城市周边寻找新的土地建设房屋, 进而促进城市扩张。

② 居住面积效应是指部分房地产税会转嫁给消费者, 使房价上升, 消费者会选择较小的房屋, 进而使住房面积降低, 这意味着人口密度较高, 可以较容易容纳既定的人口, 进而抑制城市的扩张。

产税和城市扩张之间的关系,认为房地产税税率每提高1%会使城市扩张降低0.401%<sup>[6]</sup>。这一方向的研究随着中国城市扩张现象日益严重而得到越来越多的重视,通过实证方法来分析中国房地产税与城市扩张之间的关系,但没有较为一致的结论。郭宏宝认为中国的房产税在一定程度上抑制了城市的扩张<sup>[7]</sup>。刘琼等依据30个省级行政区的面板数据采用面板协整的计量方法进行了实证分析,认为房地产税未能发挥遏制城市土地扩张的作用<sup>[8]</sup>。

目前房地产税在中国具有一定的特殊性,其主要在流转环节征收,在持有环节仅对经营性住房征收,对个人拥有的住房免征,并不是真正的财产税,具有商品税的属性。中国的房地产税未能发挥抑制城市扩张的作用可能和这一特殊的税收制度有关,若对个人拥有的住房征税是否会起到抑制城市扩张的作用?2011年,重庆和上海进行房产税试点改革,开始对个人拥有的住房征收房产税,但两地采取了差异化的政策,两地的试点改革为本文提供了研究的切入点。本文采用合成控制法,以重庆<sup>①</sup>为例研究房产税试点改革对城市扩张的影响及作用机制。

## 二、重庆和上海房产税试点改革比较

2011年1月28日起,重庆和上海开始试点对个人住房征收房产税,两地的实施方案除具有一些共同之外,也存在较大的差异,分别形成了“上海模式”和“重庆模式”。

两地房产税试点改革方案的共同之处。第一,在纳税人方面,为限制非本市居民的过渡消费,抑制投机行为,都根据户籍区分了本市居民和非本市居民,分别采取差异化的税收政策。第二,在征税范围方面,均有一定的限制,实际所覆盖的征税对象不多。第三,在税率设置方面,为保障普通居民的正常购房需求,避免加重普通居民的负担,都实行差别化税率,且税率不高。第四,在支出用途方面,都专用于保障性住房建设。

此外,两地房产税试点改革方案也存在较多的差异。第一,在征税范围方面,重庆对存量和流量住房均征税,但限定的范围较小,存量住房只包括独栋商品住宅,而流量住房包括新购的高档住宅<sup>②</sup>和非

本市居民新购的第二套(含)以上的普通住宅;上海对本市和非本市居民的存量住房一律不征税,只对流量住房征税,即对本市居民新购的第二套及以上住房和非本市居民新购的住房征税。第二,在税率设置方面,重庆对独栋商品住宅和高档住房根据建筑面积交易单价的不同采取0.5%、1%和1.2%的三级差别税率<sup>③</sup>,而对非本市居民新购的第二套普通住宅采取0.5%的比例税率;上海采取0.6%的基本税率和0.4%的优惠税率。第三,在计税依据方面,重庆的为应税住房交易价,而上海的为应税住房市场交易价格的70%。第四,在税收优惠方面,重庆以家庭总面积为免税扣除标准,其中,存量独栋商品住宅允许扣除180平方米,新购的独栋商品住宅和高档住房允许扣除100平方米,非本市居民购买的住房不享受免税待遇;上海以家庭人均60平方米为标准,人均不超过60平方米的免征;超过60平方米的,对超出部分征收。

## 三、估计方法与数据

### (一)合成控制法

本文采用合成控制法来估计房产税试点改革对城市扩张的影响。文献中对城市扩张指标的衡量一般以城市建成区面积为基础,本文采取人均建成区面积来表示城市扩张,即用各年度的建成区面积除以非农人口数,这主要是考虑到城市扩张最为鲜明的特征就是过度的人均土地消费,人均建成区面积的变化可以很好的反映这一现象<sup>[9]</sup>。

合成控制法最早由Abadie和Ganleazabal提出,在构造控制组时,根据数据相似程度来确定权重,且所有权重之和等于1,这便可以减少主观判断,避免把差异较大的地区纳入控制组<sup>[10]</sup>。

假设存在 $J+1$ 个样本地区, $j=1$ 为处理组,即房产税试点改革的地区; $j=2$ 到 $j=J+1$ 为控制组,即未进行房产税试点改革的地区。令 $A_i^N$ 表示地区 $i$ 在 $t$ 时期未进行房产税试点改革时的人均建成区面积, $i=1,2,\dots,J+1;t=1,2,\dots,T$ 。令 $T_0$ 表示地区1开始房产税试点改革的年份,满足 $1 \leq T_0 \leq T$ ,令 $A_i^I$ 表示地区 $i$ 在地区1进行房产税试点改革

① 本文的研究未涉及上海房产税改革对城市扩张的影响,主要是因为《中国城市统计年鉴》(2007—2012)中上海的建成区面积一直未出现变化,人均建成区面积的变化不能很好的反映城市扩张的情况。

② 交易单价达到上两年重庆主城九区新建商品住房成交建筑面积均价2倍(含2倍)以上的住房。

③ 独栋商品住宅和高档住房建筑面积交易单价在上两年主城九区新建商品住房成交建筑面积均价3倍以下的税率为0.5%,3倍(含3倍)至4倍的税率为1%,4倍(含4倍)以上的税率为1.2%。

后的人均建成区面积。

地区  $i$  在  $t$  期的人均建成区面积为:  $A_{it} = A_{it}^N + \alpha_{it} D_{it}$ 。  $D_{it}$  表示地区  $i$  在  $t$  期是否开始房产税试点改革的虚拟变量,若未进行房产税试点改革则为 0,即  $t \in [1, T_0]$  时,  $D_{it} = 0$ ;若进行房产税试点改革则为 1,即  $t \in (T_0 + 1, T]$  时,  $D_{it} = 1$ 。对未进行房产税试点改革的城市,  $A_{it} = A_{it}^N$ ;在进行房产税试点改革的城市,即  $t > T_0$  时,地区  $i$  人均建成区面积的变化值为:  $\alpha_{it} = A_{it}^I - A_{it}^N = A_{it} - A_{it}^N$ 。  $A_{it}$  是房产税试点改革后地区  $i$  的人均建成区面积,可以直接观测得出。所以,为得出  $\alpha_{it}$ ,需要对  $A_{it}^N$  进行估计,即构造一个“反事实”的变量,具体表达式为:

$$A_{it}^N = \delta_i + \theta_i Z_i + \lambda_i u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\delta_i$  表示样本地区时间固定公共因子,  $Z_i$  是  $(r \times 1)$  向量,为不受房产税试点改革影响的可观测变量,  $\theta_i$  为这些可观测变量的  $(1 \times r)$  维未知参数向量,  $\lambda_i$  为  $(1 \times F)$  维不可观测因子系数,  $u_i$  为  $(F \times 1)$  维不可观测的固定效应误差因子,误差项  $\varepsilon_{it}$  为各地区不可观测的瞬时冲击,且满足地区均值为 0 的假设。为计算出房产税试点改革对处理组的影响,应估计出处理组未进行试点改革时的人均建成区面积  $A_{it}^N$ ,合成控制法对此提供了一个解决方案,即通过控制组地区的加权来近似拟合处理组没有实施房产税试点改革的状况。

具体方法是,先考虑一个  $(J \times 1)$  一维权重  $W = (\omega_2, \omega_3, \dots, \omega_{J+1})'$ ,对任意  $j = 2, 3, \dots, J + 1$ ,满足  $\omega_j \geq 0$ ,且存在  $\omega_2 + \omega_3 + \dots + \omega_{J+1} = 1$ 。人均建成区面积可由每个潜在的合成控制组通过不同的权重组合  $W$  进行表示:

$$\sum_{j=2}^{J+1} \omega_j A_{it} = \delta_i + \theta_i \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j Z_j + \lambda_i \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

假设存在权重组合  $W^* = (\omega_2^*, \omega_3^*, \dots, \omega_{J+1}^*)'$ ,且满足:

$$\sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* A_{it} = A_{it}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* A_{i T_0} = A_{i T_0}$$

$$\text{且} \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* Z_j = Z_i \quad (3)$$

假设  $\sum_{s=1}^{T_0} \lambda_s \lambda_s'$  为非奇异矩阵(non-singular),则可进一步得到:

$$A_{it}^N - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* A_{it} = \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_s (\lambda_s \lambda_s')^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{is}) - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

Abadie 和 Gardeazabal 人证明,在一般条件下,式(4)右边将趋近于 0。因此,当  $T_0$  足够大,在  $t \in [T_0 + 1, T]$  时,可用  $\sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* A_{jt}$  作为  $A_{it}^N$  的无偏估计值来代替  $A_{it}^N$ ,进而可得  $\alpha_{it}$  近似估计值  $\hat{\alpha}_{it} = A_{it} - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* A_{jt}$ 。为求  $\hat{\alpha}_{it}$ ,需求出最优权重组合  $W^* = (\omega_2^*, \omega_3^*, \dots, \omega_{J+1}^*)'$ ,而  $W^*$  的选择应满足  $X_1$  和  $X_0 W$  之间的距离最小,  $X_1$  为表示处理组的经济特征向量,而  $X_0$  为  $(k \times J)$  矩阵,  $X_0$  的第  $j$  列为地区  $j$  在房产税试点改革实施前的相应特征向量。可将采用如下函数表达式来求解  $W^*$ :  $\min_{W^*} || X_1 - X_0 W ||_0 = \sqrt{(X_1 - X_0 W) V (X_1 - X_0 W)}$ ,  $V$  为  $(k \times k)$  对称正半定矩阵。本文使用 Abadie 等人开发的 Synth 程序包运行模型的估计。

## (二) 样本数据

本文选取 2004—2013 年 31 省市的数据(不包含香港、澳门和台湾地区)实证分析房产税试点改革对重庆城市扩张的影响,用其他地区的加权平均来近似未进行房产税试点改革时重庆的城市扩张情况,以此和重庆的实际数据比较来估计房产税试点改革对重庆城市扩张的影响<sup>[11]</sup>。之所以未包含 2014 年之后的数据是因为重庆从 2014 年开始重新定义了应税住房,对于新购的成品住宅,以建筑面积交易单价扣除 20% 的装修费后来判断其是否属于应税住房,这一政策可能导致估计结果出现偏误。

根据合成控制法,权重的选择要使试点改革前,合成重庆决定城市扩张的各项因素和实际重庆尽可能一致。参考现有文献,选择的预测变量包括人均道路面积、人均实际 GDP、固定资产投资占 GDP 的比重、第二、三产业增加值占 GDP 的比重、非农人口占总人口的比重和土地成交均价。人均道路面积越高,表明交通成本较低,人们可以居住在离市区较远的地方,进而有利于促进城市扩张;人均实际 GDP 越高,人们的富裕程度越高,越有能力购买住房,也会促进城市的扩张;城市扩张和经济发展水平存在着密切的关系,第二、三产业增加值占 GDP 比重越高的地区城市扩张程度也较高;固定资产投资水平的提高也与城市扩张正相关;非农人口占总人口的比重越高城市化水平越高,所需要的土地面积也较多;土地成交均价较高的地方,地方政府可以通过出售土地获得较多的可支配收入,进而增加出售土地的动力。

本文所选取的变量中,城市建成区面积、人均道路面积数据来自《中国城市统计年鉴》;名义人均

GDP、GDP 平减指数、人口总数、固定资产投资、GDP、第二产业增加值、第三产业增加值等相关数据来自《中国统计年鉴》及各省的统计年鉴,人均实际 GDP 由名义人均 GDP 除以 2003 年为基年的 GDP 平减指数得到;非农业人口数据来自《中国人口与就业统计年鉴》;土地成交均价由经过价格调整的土地成交价款除以出让面积计算得出,土地成交价款和出让面积数据来自《中国国土资源统计年鉴》。

#### 四、实证结果与分析

##### (一)合成控制结果及分析

通过合成控制法,构成合成重庆的权重组合如表 1 所示,共选取北京、上海、浙江、河南、贵州和陕西 6 个省市。其中权重最大的是河南省,为 0.383。说明这 6 个省市的加权平均可以很好地拟合 2011 年之前重庆城市扩张的情况,其加权平均可以作为重庆的对照组。

表 1 合成重庆的省市权重表

地区	权重	地区	权重	地区	权重
北京	0.008	浙江	0.071	贵州	0.262
上海	0.138	河南	0.383	陕西	0.138

由于各省市存在一定的相同与差异,通过选择与处理组最相似的 6 个省市,并根据经济变量对不同省市赋予不同的权重,进而加权得到处理组最优的对照组,这种拟合的效果要高于基于全国的平均值。如表 2 所示,合成重庆和实际重庆非常相似,人均建成区面积对数值的差异度为 0.35%。随机选取了试点前 3 年度的人均建成区面积对数值来检验该方法的拟合效果,其差异度为 0.19%,可以说合成重庆很好的拟合了房产税试点改革前重庆的真实情况,而以全国平均水平作为拟合值则存在较大的差异,人均建成区面积对数值的差异度高达 3.16%。

表 2 预测变量的拟合和对比表

预测变量	实际重庆	合成重庆	全国平均	差异度	
				合成	全国
人均建成区面积对数值	4.331	4.346	4.468	0.35%	3.16%
人均道路面积对数值	2.114	2.148	2.462	1.65%	16.49%
人均实际 GDP 对数值	9.607	9.633	9.934	0.27%	3.40%
非农人口比重	0.317	0.278	0.346	12.07%	9.14%
固定资产投资占 GDP 比重	0.668	0.519	0.598	22.22%	10.44%
第二产业比重	0.499	0.484	0.469	2.91%	5.95%
第三产业比重	0.392	0.392	0.410	0.01%	4.54%
土地成交均价对数值	6.370	6.146	6.060	3.53%	4.88%
2004 年人均建成区面积对数值	4.181	4.195	4.356	0.35%	4.20%
2007 年人均建成区面积对数值	4.318	4.309	4.418	0.22%	2.30%
2010 年人均建成区面积对数值	4.364	4.364	4.506	0.00%	3.26%

在影响城市扩张的因素中,人均道路面积、人均实际 GDP、非农业人口比重、固定资产投资占 GDP 比重、第二产业比重、第三产业比重与土地成交均价真实值和合成值的差异度也较小,这种差异度远低于真实重庆与全国平均值之间的比较。其中,人均道路面积、人均实际 GDP、第二产业比重、第三产业比重和土地成交均价真实重庆与全国平均值之间的差异对比为  $1.65\% < 16.49\%$ ,  $0.27\% < 3.40\%$ ,  $2.91\% < 5.95\%$ ,  $0.01\% < 4.54\%$  和  $3.53\% < 4.88\%$ ,可见其他地区的平均并不能很好的拟合房产税试点改革前重庆城市扩张的状况,而合成重庆较好的拟合了房产税改革试点之前的实际重庆,该方法较适合用来估计房产税试点改的影响。

图 1 是在表 2 的基础上扩展到所有年度,描述了实际重庆和合成重庆人均建成区面积对数值变化的路径。2011 年房产税试点改革之前,两者的拟合度较高,合成重庆较好的拟合了房产税试点改革之前重庆的城市扩张。房产税试点改革后,人均建成区面积开始出现了明显的下降,2012 年虽有所升高,但仍远低于合成的路径,两者的差距意味着试点改革在一定程度上缓解了城市扩张。

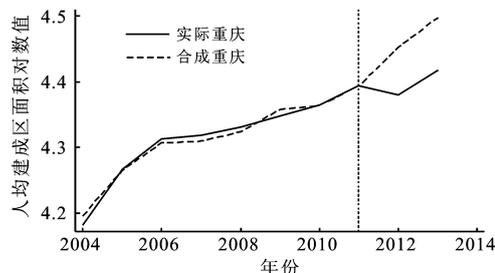


图 1 实际重庆和合成重庆城市扩张对比图

为更加直观地反映房产税试点改革对重庆城市扩张的影响,本文计算了 2011 年前后实际重庆和合成重庆人均建成区面积对数值的差距。图 2 显示,2004—2010 年,两者对数差值在正负 0.02 范围内波动,2011 年开始两者的差距为负,并呈扩大的趋势。

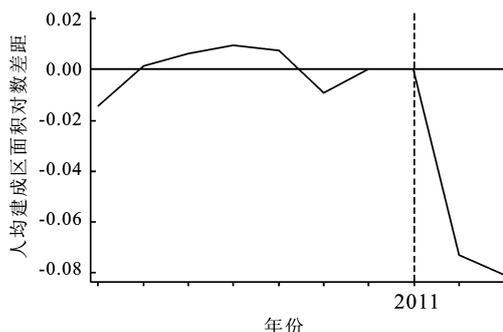


图 2 实际重庆和合成重庆人均建成区面积对数值差距图

##### (二)稳健性检验及分析

1. DID 与合成控制法的对比。合成控制法在选

择参照组时较为科学,较之 DID 法更加有效,为证实这种方法的科学性,本文借鉴刘甲炎的方法,以 DID 法估计房产税试点改革的影响作为合成控制法的稳健性检验<sup>[12]</sup>。

DID 法是评价政策实施效果的有效工具之一,但其准确性依赖于政策变量的随机性。若实施的政策与因变量存在相关性,就会存在内生性问题,估计的政策效果是有偏的。城市扩张与房产税试点改革城市的选择相关性较弱,其不是影响选择试点城市的重要因素,具有一定的随机性。为降低异方差的影响,对所有非虚拟变量都取对数处理。设定如下模型:

$$\ln(\text{abdave}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{city} + \beta_2 \text{year} + \beta_3 \text{city} \times \text{year} + \beta X + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,  $i$  代表城市,  $t$  代表时间,  $\text{abdave}_{it}$  表示城市  $i$  在  $t$  时的人均建成区面积,如果城市进行了房产税试点改革,则其属于处理组赋值  $\text{city} = 1$ ,若没有进行试点改革则赋值  $\text{city} = 0$ ;类似地,如果城市在 2011 年开始进行房产税试点改革,则在 2011 年及以后赋值  $\text{year} = 1$ ,2011 年之前赋值  $\text{year} = 0$ ;  $\mu_i$  为不随时间变化影响城市扩张的因素,  $\eta_t$  为随时间变化的政策变量,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。  $X$  为控制变量具体包括人均实际 GDP、第二产业增加值占 GDP 的比重、第三产业增加值占 GDP 的比重和土地成交均价。系数  $\beta_3$  反映了房产税试点改革对城市扩张的影响,如果  $\beta_3$  显著为负,则表明房产税试点改革能够起到抑制城市扩张的作用。

表 3 可见,房产税试点改革的平均效应使人均建成区面积增长率下降了 0.063,其中重庆房产税试点改革使人均建成区面积增长率下降了 0.085,DID 法估计结果的符号与合成控制法一致,表明合成控制法估计的结果具有稳健性。

表 3 房产税试点效果表(DID 法)

变量	重庆和上海	重庆
交乘项	-0.063* (-0.036)	-0.085* (-0.051)
人均实际 GDP	0.182*** (-0.069)	0.166*** (-0.062)
土地成交均价	0.003 (-0.014)	-0.007 (-0.015)
第二产业增加值占 GDP 的比重	1.494*** (-0.439)	1.356*** (-0.412)
第三产业增加值占 GDP 的比重	1.856*** (-0.516)	1.766*** (-0.465)
时间变量	-0.022 (-0.076)	0.011 (-0.063)
区域变量		-0.128 (-0.206)
常数项	1.209* (-0.67)	1.538*** (-0.518)
时间	控制	控制
with-in R <sup>2</sup>	0.621	0.621
城市数量	31	30
观测值	310	300

注:括号中为  $t$  值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的水平上显著。

2. 处置组变换。合成控制法不能保证所求得的最优合成控制组能够通过不同权重拟合出处理组的实际演化路径,因此,所得到的估计参数依然具有一定的不确定性<sup>[13]</sup>。

为了检验结果的稳健性,本文借鉴 Abadie 和 Gardeazabal 的方法,对其他地区进行安慰剂检验<sup>[10]</sup>。基本思路为,选择一个没有进行房产税试点改革的省市,用其他省市(不含重庆)构成该省市的合成状态,比较其实际状态和合成状态的差异,因为该地区没有进行房产税试点改革,如果重庆的估计是真实的,那么该省市不会出现和重庆一样的规模效应,若该省市的实际状态和合成状态表现出很大的差异性且和重庆下降的情况相同,则说明合成控制法不能有力的估计房产税试点改革对城市扩张的影响。本文以合成重庆权重较大的省市进行安慰剂进行检验,即河南省和贵州省。

图 3 显示了对河南省和贵州省进行安慰剂检验的结果。河南省在 2011 年之前合成的人均建成区面积对数值很好的拟合了其实际值,2011 年后没有出现和重庆一样较大幅度的下降,虽然真实值比合成值有所下降,但下降的幅度远低于重庆。而贵州省在 2011 年之后人均建成区面积呈现与重庆相反的变化状态。这说明合成控制法较好的拟合了两省的城市扩张状态,并且两省均未呈现出与重庆相同的变化状态,这在一定程度上证明了房产税试点改革是影响重庆城市扩张的因素。

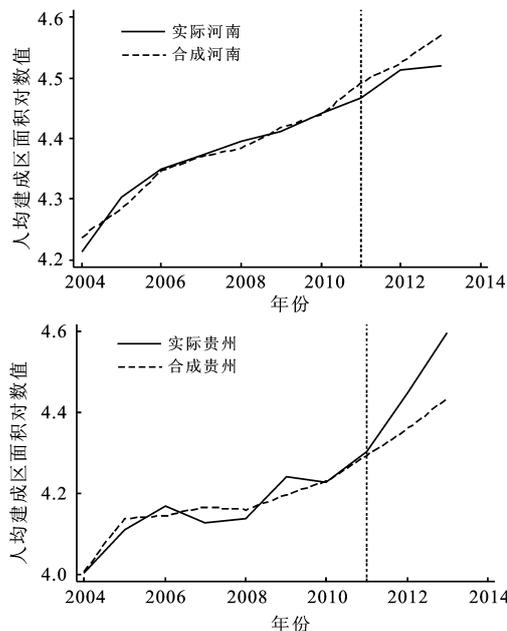


图 3 河南、贵州的实际和合成人均建成区面积对数值对比图

3. 排序检验。房产税试点改革后,重庆的实际人均建成区面积与潜在人均建成区面积相比有所下降,

但不知道这种下降的效应在统计上是否显著的异于零。本文利用 Abadie 和 Gardeazabal 提出方法,来检验估计的政策效果是否在统计上显著<sup>[14]</sup>。其基本思想是,在控制组内随机选择一个省市,假设其在 2011 年也进行了房产税试点改革,使用合成控制估计其若进行房产税试点改革所产生的效果,然后与重庆的实际政策效果相比较,如果两者的差异足够大,则说明重庆房产税试点改革对城市扩张的抑制作用是显著的。由于是通过近似 2011 年之前影响人均建成区面积的因素来构造合成状态的,如果一个省市的平均预测标准差(实际人均建成区面积对数值和预测人均建成区面积对数值差距平方值的平方根)比较大,这在一定程度上说明模型对该省市合成的较差,用该省市 2011 年以后的差距作为对比的效果也较弱。重庆的平均预测标准差是 0.008,在对照组中去掉平均预测标准差大于 0.02 的 22<sup>①</sup>个城市,这些城市在 2011 年之前的平均标准差变动程度比较大,都是重庆的 2 倍以上。在这 22 省市中,与重庆平均标准差变动程度相差最大的是湖北省,该省的平均预测标准差为 0.137,是重庆的 16 倍,其次是福建省和云南省,分别是重庆的和 11.67 倍和 11.01 倍。

图 4 显示了去掉这 22 个城市之后的平均标准差分布情况,可见 2011 年之前重庆的平均预测标准差较小,重庆的平均标准误差曲线分布在其他省市曲线之内,但在 2011 年之后平均预测标准差位于其他省市预测误差分布下方的最外部,这也表明随机选择一个地区进行估计,要得到和重庆一样显著的人均建成区面积变化的概率也相对较小,这表明房产税试点改革对重庆城市扩张有一定的抑制作用。

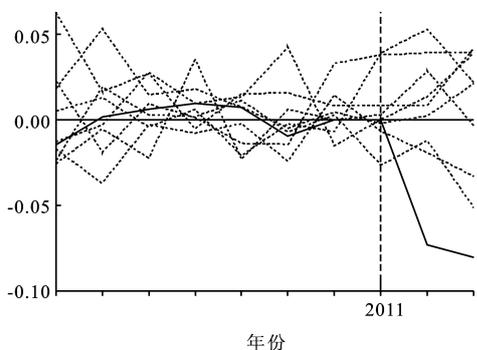


图 4 重庆和其他省市预测误差分布图

此外,本文还计算了各省市以 2011 年为界前后两个时期的平均预测误差程度的比值<sup>②</sup>,并考察了这一比值的分布情况。2011 年前重庆的平均预测

标准差值越小,则说明重庆人均建成区面积的合成值与其实际值之间的拟合程度越好,而 2011 年以后重庆的合成值与其实际值之间的差距越大,则表示房产税试点改革对其影响越大。如果房产税试点改革后重庆城市扩张水平确实产生了显著性差异,则重庆人均建成区面积的平均预测标准差在 2011 年前后两个时期的比值则会较大。

图 5 所示,大多数地区平均预测标准差 2011 年前后的比值都在 10 以内,比值最高的省为北京市,高达 9.58,其次为重庆,比值为 7.33。可以看出,要获取至少和重庆情况一样的概率仅有 2/30,约为 6.67%,这则说明可以在 90% 的显著性水平下接受房产税试点改革对重庆人均建成区面积产生了显著性差异的结论并不是偶然因素引起的,即房产税试点改革后,重庆的城市扩张现象确实发生了显著的下降。

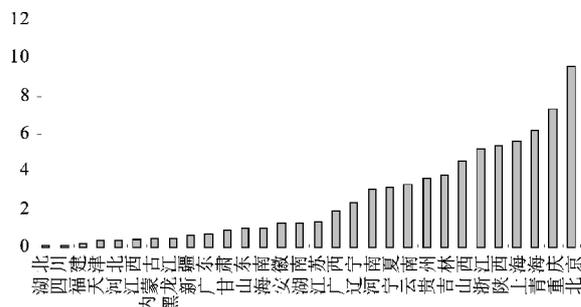


图 5 2011 年前后两个时期各省市平均预测误差值的比值分布图

最后,考虑到 2011 年上海也进行了房产税试点改革,作为稳健性检验,本文借鉴王贤彬的方法<sup>[15]</sup>。在对照组中去掉了上海,用其他 29 个省市的数据重新进行估计,结果如图 6 所示,在 2011 年之后,实际重庆的人均建成区对数值仍显著低于合成重庆的状态。

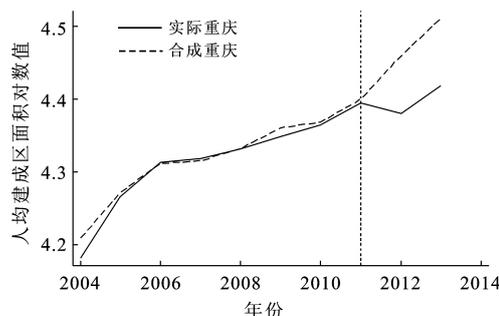


图 6 实际重庆与合成重庆(不含上海)城市扩张对比图  
通过以上稳健性检验,可以发现房产税试点改革

① 北京、天津、河北、内蒙古、吉林、上海、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广西、海南、四川、贵州、云南、西藏、陕西、青海、宁夏和新疆。

② 本文用 2011—2013 年间的平均预测误差值除以 2004—2010 年间的平均误差标准值表示这一比值。

确实对重庆的人均建成区面积产生了影响,与重庆潜在的人均建成区面积相比有一定程度的下降。

### 五、作用机制分析

房产税试点改革使得重庆人均建成区面积与没有改革时相比出现了下降。房产税的税收负担虽较轻,但由于其具有明显的显性特征,在所有的税种中是纳税人较为厌恶的税种,极易引起纳税人行为的变化。重庆对新购的独栋商品住宅和高档住房给予100平方米免税优惠,这会对消费者和房地产企业的行为产生较大的影响,而住房投资对城市扩张具有重要的影响。

首先,免税的优惠政策会对住房购买者产生较大的影响,为减轻税收负担,消费者在购房时会选择面积较小的住宅。2011年重庆90平米以下住宅销售套数下降了0.13%,但别墅和高档公寓的销售套数下降的速度更快,降低了22.63%。2012年后重庆90平米以下住宅销售套数均出现了较快的增长,增长率高于全国平均水平;而别墅和高档公寓的销售套数的下降速度远高于全国平均水平,重庆下降了17.96%,而全国仅下降4.11%<sup>①</sup>。

其次,免税的优惠政策也会对房地产企业的供给行为产生影响,促使房地产企业减少大面积住房的供给。图7所示,2011年房产税改革试点后重庆的别墅和非别墅住宅的新开工面积都出现明显的下降,特别是在2012年别墅新开工面积下降的幅度更大。据重庆房管局的公告显示,2013年主城区建筑面积在200平米以上的住房新开工面积下降了4.5%,而建筑面积在100平米以下的住房上市量增加了17.8%<sup>[16]</sup>。这在一定程度上有利于增加城市土地的利用率,提高单位土地容纳的人口,从而有利于抑制城市的扩张。

图7反映的这一变化是否和房产税试点改革有关呢?因为除房产税改革之外的一些共同因素也会导致其他城市出现类似的现象,为了评估房产税试点改革对住房结构的影响,本文采取双重差分法进行估计。模型设定参见式(5),因变量分别为人均别墅开工面积和人均非别墅住宅开工面积。表4分别显示了人均别墅开工面积和人均非别墅住宅开工面积的估计结果,模型(1)仅考虑房产税试点改革的效应,其显著为负,说明房产税试点改革使得重庆的人均别墅面积相对与其他城市下降的更多,模型(2)加

入了其他的控制变量,此时房产税试点改革变量仍显著为负,平均来说,重庆房产税试点改革使得人均别墅面积相对与全国其他城市下降了3.3%。模型(3)和(4)考察了房产税试点改革对非别墅住宅的影响,虽然房产税试点改革的效应为负但在统计上不显著,说明房产税试点改革并未有效的降低人均非别墅住宅的开工面积。由此可见,正是由于房产税试点改革使得占地面积较大的人均别墅开工面积出现了下降进而使人均建成区面积下降,这在一定程度上解释了房产税对城市扩张的抑制作用。但从图7来看,2012年之后人均别墅开工面积和人均非别墅住宅开工面积都出现了增长的趋势,这在一定程度上说明房产税的影响仅具有短期效应。

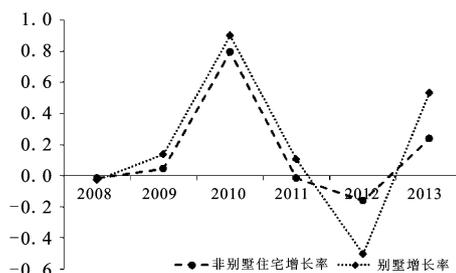


图7 别墅和非别墅住宅新开工面积增长率图

表4 房产税改革的住房结构效应表

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	人均别墅 开工面积	人均别墅 开工面积	人均非别墅 住宅开工面积	人均非别墅 住宅开工面积
房产税	-0.037* (-0.019)	-0.033* (-0.018)	-0.409 (-0.249)	-0.172 (-0.175)
人均实际GDP		0.059* (-0.035)		3.117*** (-0.336)
土地成交均价		-0.002 (-0.007)		0.123* (-0.069)
第二产业增加值占GDP的比重		0.913*** (-0.219)		-4.109* (-2.125)
第三产业增加值占GDP的比重		1.260*** (-0.257)		-3.266 (-2.494)
时间		控制		控制
within R <sup>2</sup>	0.018	0.186	0.336	0.702
FE	YES	YES	YES	YES
城市数量	31	31	31	31
观测值	310	310	310	310

注:括号中为标准误,\*、\*\*\*、\*\*\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

### 六、结论

本文利用重庆房产税试点改革为自然实验,通过合成控制法,分析了房产税与城市扩张之间的关

① 数据来源于《中国房地产统计年鉴》,2009—2014年。

系,研究表明房产税试点改革使得重庆的人均建成区面积与没有试点改革时相比出现了一定的下降。这与重庆特殊的房产税优惠政策相关,即重庆对100平方米以下的新购独栋商品住宅和高档住房采取免税的政策,居民个人为少缴纳税款而选择较小面积的住房,进而使房地产商开发面积较小的住宅,这在一定程度上提高了居住的密度,有利于抑制城市的扩张。

#### 参考文献:

- [1] 雷潇雨,龚六堂.基于土地出让的工业化与城镇化[J].管理世界,2014(9).
- [2] 王媛.中国地方政府经营城市的战略转变——基于地级市面板数据的经验证据[J].经济学家,2013(11).
- [3] 踪家峰,杨琦.中国城市扩张的财政激励:基于1998—2009年中国省级面板数据的实证分析[J].城市发展研究,2012(8).
- [4] 傅利平,李永辉.地方政府官员晋升竞争、个人特征对城市扩张的影响——基于全国地级市面板数据的实证分析[J].城市问题,2015(1).
- [5] Brueckner J K, Kim H A. Urban Sprawl and the Property Tax [J]. International Tax and Public Finance, 2003 (1) .
- [6] Song Y, Zenou Y. Property Tax and Urban Sprawl: Theory and Implications for U. S Cities [J]. Journal of Urban Economics, 2006 (3) .
- [7] 郭宏宝. 房产税、城市扩张与住房价格:基于12个城市面板的经验分析[J]. 财贸经济, 2011(3).
- [8] 刘琼,欧名豪,盛业旭,郭杰. 不同类型土地财政收入与城市扩张关系分析——基于省际面板数据的协整分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2014 (12).
- [9] Hortas-Rico M. Urban Sprawl and Municipal Budgets in Spain: A Dynamic Panel Data Analysis[J]. Paper in Regional Science, 2014(4).
- [10] Abadie A, Gardeazabal J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. American Economic Review, 2003(1).
- [11] 吕凯波,刘小兵. 城市化进程中地方行政区划变革的经济增长绩效——基于江苏省“县改区”的个案分析[J]. 统计与信息论坛, 2014(7).
- [12] 刘甲炎,范子英. 中国房产税试点的效果评估:基于合成控制法的研究[J]. 世界经济, 2013(11).
- [13] 王贤彬,聂海峰. 行政区划调整与经济增长[J]. 管理世界, 2010(4).
- [14] Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. Journal of the American Statistical Association, 2010, 105(490).
- [15] 王贤彬,谢小平. 区域市场的行政整合与经济增长[J]. 南方经济, 2012(3).
- [16] 范子英,刘甲炎. 为买房而储蓄——兼论房产税改革的收入分配效应[J]. 管理世界, 2015(5).

### The Impact of Real Estate Tax Reform on Urban Sprawl

JIA Yan-ling<sup>1</sup>, YANG Qiu-xia<sup>2</sup>, CHEN Gang<sup>3</sup>

(1. School of Finance and Economics, Xizang Minzu University, Xianyang 712082, China;

2. School of Public Policy, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

3. Urban Strategy Institute, Guangzhou Academy of Social Sciences, Guangzhou 510080, China)

**Abstract:** Taking the real estate tax reform in Shanghai and Chongqing as a natural experiment, comparing the similarities and differences between them, this paper studies the impact of real estate tax reform on urban sprawl by adopting the synthetic control method. The research shows that the real estate tax reform makes the per capita built-up area declining compared to without reform in Chongqing, which mainly due to the reform guarantees 100 square meters tax relief for the city residents to buy single-family commercial houses and high-end houses, which reduces the large house, thereby reducing the per capita built-up area and retarding the urban sprawl.

**Key words:** real estate tax; urban sprawl; synthetic control method; house structure

(责任编辑:于茜)