

房产税能否抑制实体经济“脱实向虚”

——来自上海和重庆的经验分析

周建军¹ 任娟娟² 鞠方³¹

【摘要】本文利用我国 35 个大中城市 2006—2018 年的平衡面板数据，基于上海和重庆在 2011 年实施的房产税试点政策，运用合成控制法检验房产税政策能否抑制实体经济“脱实向虚”发展的趋势。研究结果显示，房产税政策能够有效地遏制地区房地产业新增产值占 GDP 的比重上升，促使实体企业回归主业，增加实体投资，实现促进实体经济朝着“脱虚返实”方向发展的作用。鉴于此，本文提出应加快推进房产税政策在全国范围内的实施，并在政府补贴、银行贷款等方面采取一系列配套措施鼓励实体企业进行更多的实体投资。

【关键词】房产税 实体经济 脱实向虚 实体投资

【中图分类号】:F293.3 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1000-8306(2021)02-0084-11

一、引言

房地产业作为我国国民经济的重要组成部分，自 20 世纪 90 年代后期的住房制度改革以来，我国房价一直处于持续攀升的态势。国家统计局的数据显示，我国住宅商品房平均销售价格由 2000 年的 1948 元/平方米上涨至 2018 年的 8553 元/平方米，增幅达 339.07%。房地产业的快速发展，使更多资金流向了房地产市场，全国房地产开发投资额在 2000—2019 年的年均增速为 25.97%，^①房地产市场的繁荣景象与居高不下的房价导致实体企业热衷于房地产市场投资。从长远发展的角度来看，实体企业的投资偏离其主业，不利于我国现阶段正在进行的供给侧结构性改革，亦无益于产业结构的转型升级，对我国经济的高质量发展更是带来了严峻挑战。

实体经济是指与商品、资源和服务密切相关的经济活动，通过将各种资源有机结合生产商品和服务来满足人们的日常需求。实体经济的核心部分为制造业，^[1]而制造业是我国国民经济的重要支柱，是驱动经济增长的主导部门。由此可见，实体经济的蓬勃发展对于促进我国经济平稳、健康运行，具有重要意义。然而，近年来，我国经济增长却表现出实体经济对 GDP 的贡献率增长速度显著低于虚拟经济、实体经济发展缓慢而虚拟经济发展迅速的失衡局面。虚拟经济的快速膨胀发展，一方面，是由于以制造业为主体的传统生产性行业的产能过剩，利润率大幅下降；另一方面，是由于在政府以土地财政为依赖以及金融新业态迅速崛起的背景下，抬高了房地产价格，滋生了大量投机行为，社会资金过度集中于以房地产行业为代表的虚拟经济部门。^[2]

房地产市场与我国实体经济具有较为紧密的关系。从宏观层面来看，社会资金大量流向虚拟经济部门，持续过热的房地产市场易引发房地产泡沫的产生，波及经济的平稳运行；从微观层面来看，高房价诱使企业将资金从实体投资部门转向房地产市场，“挤出”了企业的研发、创新等投入。为此，我国决策层高度重视经济脱实向虚的问题，在 2017 年全国金融工作会议上，强调要抑制经济脱实向虚发展，落实虚拟经济服务实体经济的根本要求；在党的十九届五中全会上，明确提出要坚持把发展经

¹**作者简介：**周建军（1974-），湘潭大学商学院，教授。电子邮箱：xtdxjfang@126.com。

任娟娟（1991-），湘潭大学商学院，博士生。电子邮箱：1910158842@qq.com。

鞠方（1975-），湘潭大学商学院，教授（通讯作者）。电子邮箱：xtdxzjj@126.com。

基金项目：国家社会科学基金重点项目“区际差异化视角下的房价波动、贫富差距与房地产税收调控政策优化研究”（18AJY027）。

济着力点放在实体经济上。为遏制房地产市场的过度投机行为、促使实体经济脱虚返实发展，国家有关部门出台了一系列措施，如 2011 年 1 月 28 日在上海和重庆开始实施的房产税试点政策。对于房产税政策的实施，李克强总理在 2019 年政府工作报告中，也明确提出要“健全地方税体系，稳步推进房地产税立法”。房产税的试点政策实施到目前已有 9 年多，焦点问题多集中于探讨房产税是否具有抑制房价上涨的作用以及调节收入分配的作用，鲜有研究关注房产税政策的实施对于地区实体经济发展的影响。

二、文献简述

实体经济是我国国民经济的根基，重视实体经济的发展并促使实体经济回归主业已成为国家重要规划和战略部署。2008 年爆发的金融危机，是我国经济出现“脱实向虚”的重要诱因和时间起点。^[3]我国经济脱实向虚的表现主要体现在两个方面：一是资金在虚拟经济部门以同业等形式进行内部空转，使实体经济资金使用成本激增；二是资金流入存在较大的行业错配问题，过度流向房地产市场，推升房价持续高涨，对实体经济造成较大负面影响。^[4]学术界对于“脱实向虚”问题的探讨，主要集中于分析“脱实向虚”产生的原因及其影响。彭俞超和黄志刚（2018）通过构建两部门内生融资约束模型，发现在直接融资方式缺乏的情况下，风险异质性企业受到的融资约束差异是造成企业金融化的重要原因之一，并且表明企业的经营风险与其金融化程度呈负相关关系。^[5]郭胤含和朱叶（2020）利用 2007—2019 年非金融上市公司的季度数据实证考察了经济政策不确定性对企业“脱实向虚”的影响，研究发现经济政策的不确定性助推了企业“脱实向虚”，并且在市场化水平越高的地区，其助推作用越大。^[6]王国刚（2018）表明，我国经济近年来表现出的脱实向虚趋势，其直接原因在于 PPI 持续负增长引致的实体企业资产利润率降低，而究其更深层次的原因在于经济结构中的短板产业未能得到有效提升与补足。^[7]刘飞（2017）立足目前我国所处的经济转型期，表明在传统产业向高新技术产业转移的过程中，大量中小企业受创新不足、转型成本高等的限制，其庞大的资金难以被新兴产业吸收，导致资金流出实体经济，流向虚拟经济，造成经济脱实向虚。^[8]张前程（2018）运用面板门槛模型研究得出，虚拟经济适度发展对实体经济具有促进作用，而当虚拟经济过度发展，与实体经济相背离，则会抑制实体经济的发展。^[9]张成思和张步云（2016）通过构建金融化环境下的微观企业投资决策模型，研究发现金融资产的收益率越高，越会压抑企业投资固定资产投资的热情，经济金融化显著降低了企业的实业投资率。^[10]综合来看，现有研究主要是针对经济脱实向虚的成因及其不良影响后果进行分析，较少关注如何缓解经济脱实向虚的问题，尤其是在我国深化经济体制改革的攻坚期，探讨政府如何制定政策抑制经济脱实向虚发展，具有重要意义。

目前，尚未存在专题研究房产税对于经济脱虚返实发展的影响，但现有研究关注到了房地产市场对经济发展产生的影响。房地产经济过热对实体经济会造成“抽血效应”的危害，吸引大量资本进入房地产行业，助推房价的进一步上涨。^[11]张馨月等（2019）通过构建中介效应模型研究得出，房价上涨对实体投资的影响呈倒“U”型，过快上涨的房价会阻碍实体经济的发展。^[12]周建军等（2020）表明，房价上涨对经济增速不存在显著推动作用，并且还会通过经济集聚对经济效率产生负面影响。^[13]郑东雅等（2019）构建包括家庭、房地产部门、房地产相关部门和其他实体经济部门的动态一般均衡模型，研究得出房价上涨 1%，实体经济投资下降 0.219%。^[14]由于我国金融市场的发展欠发达叠加安全性金融资产的匮乏，使得房地产的投资品属性和抵押品属性凸显，当房价上涨使房地产投资回报率高于生产性资本投资时，吸引大量资金涌入房地产市场挤占实体投资，经济呈现出“脱实向虚”特征。^[4]王诗勇等（2020）也表明，高速增长的投资阻碍了贸易强国的建设，对实体经济造成较大的冲击。^[15]较多的研究认为，由于实体企业提高其金融化水平，导致实体经济呈现脱实向虚发展的态势。^{[16][17][18]}为此，刘建丰等（2020）将房价、投资、消费和产出等重要经济指标纳入主流新凯恩斯框架，研究发现房产税的引入对房价存在明显的抑制作用。^[19]刘飞（2017）也表明，有必要加快研究推出房产税，以此缓解房地产市场供求失衡的现象。^[8]显然，以上研究从不同视角探讨了房地产市场的发展对实体经济的影响，但都没有直接触及房产税的实施对实体经济的影响。

针对现有研究的不足，本文拟采用合成控制法，基于 2006—2018 年我国 35 个大中城市的面板数据，分析 2011 年以来上海和重庆实施的房产税政策对于实体经济产生的影响，试图通过探讨“房产税政策是否能起到抑制经济脱实向虚发展的作用”这个关键问题，来为下一步我国房产税政策的设.和实施提供经验证据。

三、研究设计

（一）合成控制法

为了准确测度房产税对实体经济脱虚返实发展的影响，其关键在于寻找合适的政策评价方法。在传统的政策效果评估方法中，双重差分法（DID）是最常用的一种方法。该方法具有较为严格的使用前提，即要求处理组与对照组在政策实施之前具有可比性。但是，对政策而言，试点城市的选取，往往有其特殊性，传统的 DID 方法的适用性将大大降低。此外，试点城市在实施房产税政策的同时，还采取了其他多种调控措施，如限购、限贷等，这些政策的效果和房产税政策的效果叠加在一起，难以将其剥离出来。为此，Abadie 和 Gardeazabal（2003）提出了一种新的政策效果评估方法——合成控制法。^[20]该方法弥补了上述 DID 方法的缺陷，充分考虑到了处理组的特殊性，通过控制组城市的加权平均构造了一个“反事实”的参照组，可将试点城市在实施房产税政策和不实施房产税政策两种情况下的虚拟经济发展情况进行比较。

在运用合成控制法构造合成控制对象时，重点在于控制组的选取以及指标权重的确定。假设有 N 个地区，其中第一个地区为房产税政策实施的地区，其余 $N-1$ 个地区为控制组，即未实施房产税政策。 W_{lit} 为地区 i 在 t 时期实施房产税的虚拟经济发展情况， W_{0it} 为地区 i 在 t 时期未实施房产税的虚拟经济发展情况，因此，实施房产税的政策效果可以表示为 $dit = W_{lit} - W_{0it}$ 。 T_0 为房产税实施的年份，令 y_{it} 为虚拟变量，即当 $t \geq T_0$ 时， $y_{it} = 1$ ；当 $t < T_0$ 时， $y_{it} = 0$ ，其中， $1 \leq i \leq N$ ， $1 \leq t \leq T$ 。地区 i 在 t 时期的虚拟经济发展情况可用 $W_{it} = W_{lit} \times y_{it} + W_{0it} \times (1 - y_{it})$ 表示。对地区 1 而言， W_{lit} 可直接观测到，而无法观测其没有受房产税政策干预下的虚拟经济发展情况 W_{0it} 。为此，构建如下数理模型估计地区 1 的反事实结果：

$$W_{0it} = \delta_t + \theta_t \times Z_t + \gamma_t \times \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中， δ_t 为时间固定效应， θ_t 为一系类除房产税政策以外控制变量 Z_t 的系数，表示各控制变量对地区虚拟经济发展情况的影响， γ_t 为无法观测的公共因子变量 μ_t 的系数， ε_{it} 为误差项。为了估测 W_{0it} ，考虑其相应的权重向量 $F = (F_2, F_3, \dots, F_N)$ ，是一维度 $N-1$ 行向量，并且满足 $F_m \geq 0$ ， $F_2 + F_3 + \dots + F_N = 1$ 。则 W_{0it} 的拟合值可以由各参照组地区的变量值进行加权求得：

$$\sum_{m=2}^{N-1} F_m W_{mt} = \delta_t + \theta_t \sum_{m=2}^{N-1} F_m Z_{mt} + \gamma_t \sum_{m=2}^{N-1} F_m \mu_{mt} + \sum_{m=2}^{N-1} F_m \varepsilon_{mt} \quad (2)$$

假设存在这样一组权重向量 $F = (F_2, F_3, \dots, F_N)$ ，使得：

$$\begin{aligned} \sum_{m=2}^{N-1} F_m^* W_{m1} &= W_{11}, & \sum_{m=2}^{N-1} F_m^* W_{m2} &= W_{12}, \\ \sum_{m=2}^{N-1} F_m^* W_{mT_0} &= W_{1T_0}, & \sum_{m=2}^{N-1} F_m^* Z_{mt} &= Z_{1t} \end{aligned} \quad (3)$$

Abadie 和 Gardeazabal（2003）^[20]证明若存在非奇异矩阵 M ，使得：

$$W_{0it} - \sum_{m=2}^{N-1} F_m^* W_{mt} = \sum_{m=2}^{N-1} F_m^* \sum_{s=1}^{T_0} \gamma_s \left(\sum_{n=1}^{T_0} \gamma_n' \gamma_n \right)^{-1} \gamma_s' (\varepsilon_{ms} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{m=1}^{N-1} F_m^* (\varepsilon_{mt} - \varepsilon_{1t}) \quad (4)$$

通过证明，上式右边在一般情况下趋于 0，即 $\hat{W}_{0it} = \sum_{m=2}^N F_m W_{mt}$ ，从而可以得到实施房产税政策效果的估计值为：

$$\hat{d}_{it} = W_{it} - \sum_{m=2}^N F_m^* W_{mt}, \quad t \in [T_0 + 1, \dots, T] \quad (5)$$

（二）数据来源与变量设定

1. 数据来源。使用 2006—2018 年我国 35 个大中城市的面板数据实证分析房产税对经济脱虚返实发展的影响，数据来源于《中国区域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和 EPS 数据库。^②由于本文主要考察的是房产税的实施对虚拟经济发展的影响，故在进行实证分析时，通过构造上海和重庆的反事实参照组来反映房产税政策实施的效果，因此，选取国家统计局确定的 35 个大中城市作为研究样本。

2. 变量设定。科学测度房产税对经济脱虚返实发展的影响，有必要对虚拟经济的定义进行合理界定，现有学者多根据“宽实体、窄虚拟”的区分标准，回归产业视角来对虚拟经济进行划分，将房地产市场和金融市场统称为虚拟经济部门。^[1]为了更好地探明房产税政策的实施如何通过影响我国房地产市场的发展进而对实体经济产生积极作用，本文采用更为狭义的虚拟经济界定方式，即利用房地产业新增产值/GDP 来表示。^[21]

为了尽可能地排除其他因素对地区虚拟经济发展情况的影响，本文参照刘甲炎和范子英（2013）、刘友金和曾小明（2018）的做法，^{[25][26]}尽可能地加入一些影响地区虚拟经济发展的重要因素作为控制变量，包括工业化水平、产业结构、人均 GDP、人口密度、财政分权、年末金融机构存款余额。其中，工业化水平用工业增加值/GDP 增加值来表示；产业结构用各地区第二、第三产业增加值之比来表示；人均 GDP 代表城市经济发展程度；人口密度表示城市发展规模；财政分权用地方一般预算收入/地方一般预算支出来表示；年末金融机构存款表示地区金融发展情况。

四、实证检验

（一）实证结果

表 1 列示了重庆和上海分别作为处理组情况下的合成控制对象的拟合值与对比值，采用虚拟经济部门在 2006 年、2008 年和 2010 年的数值作为预测变量。实证结果表明，对重庆地区来说，地区经济发展情况影响因素工业化水平、产业结构、人均 GDP、人口密度、财政分权、年末金融机构存款余额的拟合值与其实际值之间的差异较小；对上海地区来说，地区经济发展情况影响因素人口密度、财政分权的拟合值与其实际值之间的差异较大，表明运用合成控制法对 33 个控制组城市构造反事实处理结果时，合成重庆较好地反映了 2011 年房产税政策实施之前重庆的实际情况，而合成上海在 2011 年之前与实际上海的差异较大，故认为无法找到合适的权重对其他城市进行加权平均拟合房产税政策实施之前的地区虚拟经济发展情况。尽管如此，Li 等人（2020）的研究表明，一些特殊地区由于地理位置及发展状况导致其无法找到合适的合成控制对象，但只要证明政策对其他一些区域是有效的，也能说明该项政策的有效性。^[27]由于上海地区运用合成控制法拟合房产税政策实施的影响效果不理想，下面仅针对重庆地区运用合成控制法得到的结果进行分析。

表 1 预测变量的拟合与对比表

变量	实际重庆	合成重庆	差异率	实际上海	合成上海	差异率
----	------	------	-----	------	------	-----

工业化水平	0.46	0.47	2.17%	0.43	0.40	6.98%
产业结构	1.03	0.96	6.79%	0.78	0.78	0.00%
人均 GDP	9.90	10.59	6.97%	65813.80	62942.48	4.36%
人口密度	7.38	6.64	10.02%	3369.40	1295.90	61.54%
财政分权	3.28	3.56	8.54%	0.061	0.44	621.31%
年末金融机构存款余额	5.06	5.33	5.34%	249.00	234.90	5.66%
房地产业新增产值比重 (2006)	0.10	0.09	10.00%	0.14	0.15	7.14%
房地产业新增产值比重 (2008)	0.09	0.09	0.00%	0.17	0.17	0.00%
房地产业新增产值比重 (2010)	0.11	0.11	0.00%	0.17	0.18	5.88%

重庆地区房产税政策的实施对地区虚拟经济发展的影响如图 1 所示，在 2011 年之前重庆与合成重庆具有高度的一致性，且二者的偏差较小。而在 2011 年之后，重庆地区房地产业新增产值占 GDP 的比重呈下降趋势，合成重庆却呈上升趋势，两者之间的差值表现为房产税政策对地区虚拟经济发展的影响，由重庆与合成重庆之间逐渐扩大的房地产业新增产值比重差值可知，房产税政策的实施有效地遏制了地区房地产业新增产值比重的上升，促进了实体企业回归主营业务，对于促进实体经济“脱虚返实”发展具有一定的促进作用。首先，已有研究表明房产税政策对试点城市的房价有显著的抑制作用，^{[28][25][29]} 房地产市场预期收益下降，大大降低了房地产市场对实体企业的吸引力，促使企业将资金转向实体部门；其次，房地产市场的降温使更多的信贷资金流向实体经济，降低了实体经济部门的资金使用成本，引导企业进行更多的实体投资，提升对自身主营业务的重视程度；最后，房产税政策的实施降低了企业的用地成本、投资厂房成本，也降低了企业投资实体产业的机会成本，进而鼓励企业将更多的资金投向非房地产行业。

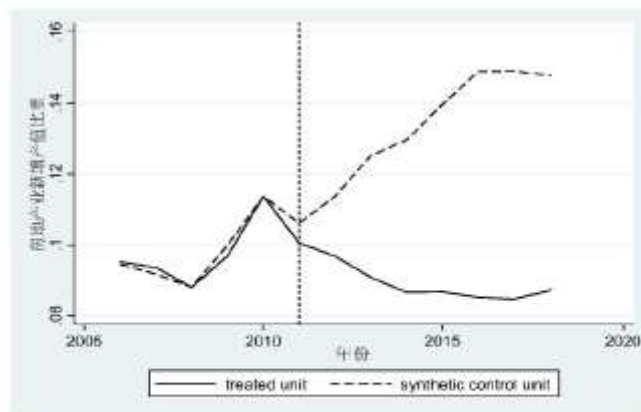


图1 重庆地区房产税政策效应

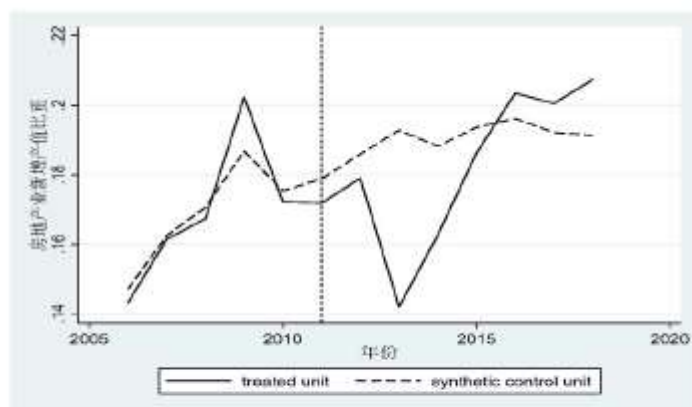


图2 上海地区房产税政策效应

（二）稳健性检验

1. 重庆结果的稳健性检验。在利用合成控制法对重庆和上海虚拟经济部门发展情况进行分析时，上海由于经济较为发达，各项指标数据均处于全国前列，未能找到合适的合成控制对象，因此下面仅对重庆进行排序检验，而针对上海无法找到控制组这一情况，后续利用双重差分法展开研究。

为了验证重庆与合成重庆之间房地产业新增产值占 GDP 的比重差异是由房产税政策导致的，而非其他外在因素，这里借鉴 Abadie 等人（2010）提出的排序检验法（Permutation Test）进行检验，^[30]该方法可用来判断控制组城市是否会出现和实际重庆同样的房地产业新增产值比重减少的情况。排序检验方法的核心思想是，通过假设所有城市在 2011 年均实施了房产税政策，运用合成控制法构造相应城市的合成控制对象，并在假设情况下估计实际重庆和相应城市房地产业新增产值比重的差异，若二者之间的差异显著，则说明房产税政策具有调控地区房地产市场、促进经济“脱虚返实”发展的作用。由于该方法在实际运用中，要求相应城市与实际重庆在政策实施之前具有较好的拟合性，这是由于若相应城市与实际重庆在 2011 年之前差异较大，即 RMSPE（Root Mean Square Prediction Error）值较大，那么即便得出在 2011 年之后二者差距较大也不能说明这是由于房产税政策导致的，因此，我们删除了 RMSPE 值大于实际重庆 1.5 倍的 12 个样本城市。^⑤由图 3 可知，在 2011 年之前，重庆与其他城市房地产业新增产值比重的差距不大，具有较好的拟合性，而在 2011 年之后，重庆与其他城市房地产业新增产值比重的差距

逐渐扩大，并处于其他城市的下方，说明房产税政策降低了地区房地产业新增产值比重，并得出有 1/22 的概率出现此结果，其统计意义相当于在 5%的显著性水平上显著。

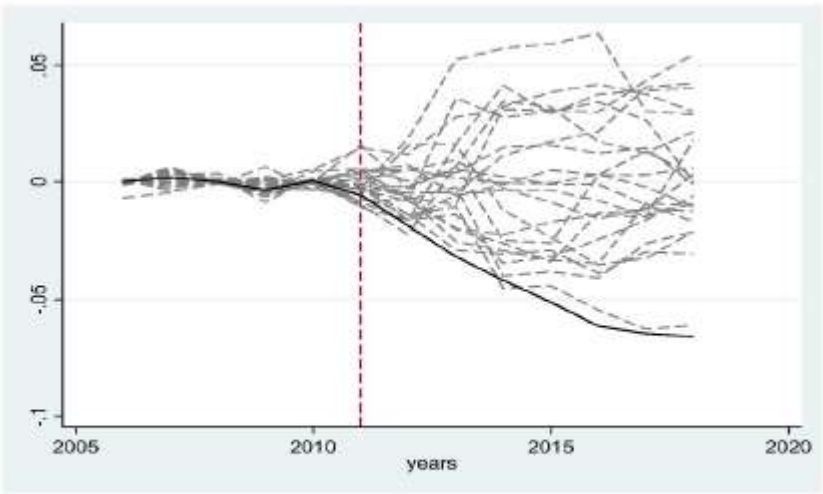


图 3 重庆和其他城市预测误差分布

2. 上海房产税政策的效应检验。在运用合成控制法为上海寻找参照城市时，由于上海的经济地位比较特殊，经济环境也较为独特，其经济发展水平位居全国前列，无法为其找到合适的参照城市，因此在检验房产税政策对上海地区房地产业新增产值占 GDP 的比重的影响时，采用双重差分法（DID 倍差估计法）进行研究。^{[26][25]}其计量模型如下所示：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Tax_i + \alpha_2 Year + \alpha_3 Tax \times Year + \beta X + \delta_i + \gamma_i + \varepsilon$$

(6)

其中， Y_{it} 表示 i 城市 t 时期的房地产业新增产值比重， Tax_i 表示是否实施房产税政策的变量，上海取值为 1，其他城市取值为 0， X 为控制变量的集合。 $Year$ 是年份虚拟变量，在 2011 年之前取值为 1，2011 年后取值为 0，交互项 $Tax_i \times Year$ 的系数 α_3 表示房产税政策对地区房地产业新增产值比重的影响，若房产税政策存在抑制房地产业新增产值比重上升、促进实体经济“脱虚返实”发展的作用，则 α_3 显著为负。为了降低双重差分法在参照组选择上的主观随意性，本文首先考虑选取与上海在房产税政策实施前具有相同趋势的城市，经过分析，选取北京、天津、深圳、广州以及杭州作为参照组，由于这 5 个城市在政策实施前与上海的各指标数据具有一定的拟合性，能有效减少双重差分法的误差，其结果如表 2 第（1）列所示，由交互项的系数可知，房产税政策对地区虚拟经济的发展具有一定的抑制作用，并且在 10%的显著性水平上显著。其次，本文选取除上海和重庆以外的其余 33 个城市作为参照组，并对控制变量进行控制，其结果如表 2 第（2）列所示，交互项的系数在 5%的显著性水平上显著，两种情况均表明房产税政策在一定程度上有利于降低地区房地产业新增产值比重，能起到抑制经济“脱实向虚”发展的作用。

表 2 上海房产税对房地产业新增产值比重的影响（双重差分法）

解释变量	被解释变量房地产业新增产值比重	
	(1)	(2)

交互项	-0.022* (0.012)	-0.020** (0.008)
工业化水平	0.081 (0.052)	0.007 (0.031)
产业结构	-0.112*** (0.016)	-0.081*** (0.009)
人均 GDP	0.030** (0.014)	0.030*** (0.004)
财政分权	0.049*** (0.015)	-0.000 (0.000)
人口密度	0.035*** (0.003)	0.019*** (0.002)
年末金融机构 存款余额	0.004 (0.002)	-0.001 (0.002)
常数项	-0.384*** (0.141)	-0.243*** (0.051)
N	78	455
R ²	0.790	0.559

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

（三）进一步的讨论

房产税政策的实施有利于降低地区房地产业新增产值比重，这意味着流向房地产业的社会资金减少，但这也并不能说明流出房地产业资金一定流向了实体经济。由于本文在实证研究部分，为更准确测度房产税通过影响地区房地产业的发展从而对实体经济产生作用，采用的是狭义的虚拟经济界定方式，即将房地产业囊括在虚拟经济部门范畴内。由于虚拟经济部门包含房地产业和金融业，房产税通过降低房价，从而削弱房地产市场对实体企业投资的吸引力。与此同时，实体企业很可能将资金从房地产业转投金融业，而并未将资金投向实体经济。因此，为了验证房产税政策的实施有利于增加地区实体投资、促进经济

脱虚返实发展，本文对重庆和上海在房产税政策实施下地区实体投资的变化情况做了进一步的探讨。利用 2006 年、2008 年和 2010 年作为控制参数，实证检验结果如图 4 和图 5 所示。从图 4 可知，实际重庆与合成重庆在 2011 年之前基本处于重合状态，表明拟合情况较好；而在 2011 年之后，实际重庆的实体投资高于合成重庆，二者之间出现了较大差异，并且这种差异随着时间的推移逐渐扩大。由图 5 可以看出，实际上海与合成上海在 2011 年之前具有一定的拟合性；而在 2011 年之后，实际上海的实体投资开始高于合成上海，并且差异逐渐明显。重庆和上海的合成控制法的结果表明，房产税政策有利于拉动地区实体投资的增加，促进经济朝着脱虚返实的方向发展，也进一步验证了前文得出的结论。

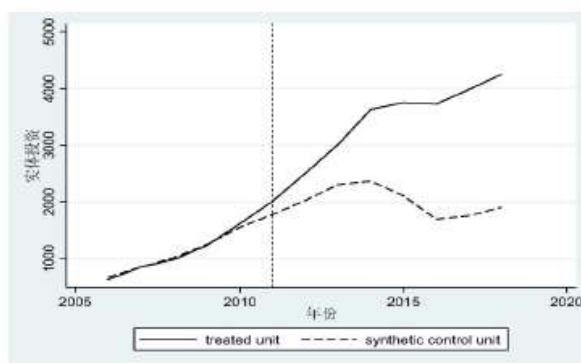


图 4 实际重庆与合成重庆的实体投资

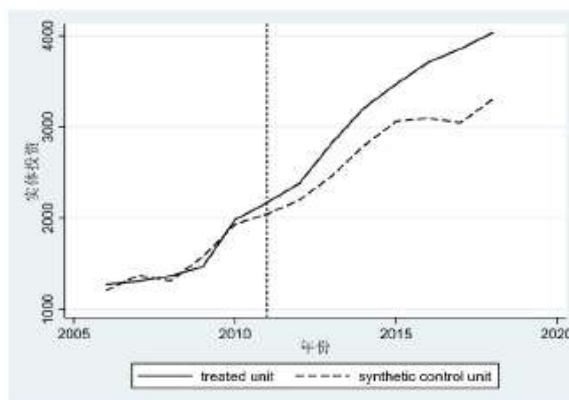


图 5 实际上海与合成上海的实体投资

五、结论与政策建议

本文利用我国 35 个大中城市 2006—2018 年的平衡面板数据，基于上海和重庆 2011 年进行的房产税试点政策，运用目前项目评估中新近发展的合成控制法，实证检验了房产税政策对上海和重庆实体经济发展的影响。由于上海的区位特殊，无法为其构造合适的合成控制对象，后续也采用了双重差分法进行补充分析。实证研究和稳健性检验的结果表明，房产税政策的实施有效地遏制了地区房地产业新增产值占 GDP 的比重上升，而进一步的讨论研究表明，房产税降低了房地产业对实体企业投资的吸引力，有利于实体企业增加非房地产业投资，回归主营业务，将更多的资金投向实体部门，促进实体经济朝着“脱虚返实”的方向发展。

据此，本文提出以下几点政策建议：第一，应加快推进房产税政策在全国范围内的实施落地，发挥其支持实体经济“脱虚返实”发展的作用。鉴于房产税政策存在通过影响房价进而影响实体经济发展的路径，应坚持适时稳妥地推出房产税政策，一

方面要选择合适的出台窗口；另一方面要根据地区的经济发展情况，把握好征收力度，最大限度地发挥房产税政策在促进实体经济发展方面的作用。第二，在推进落实房产税政策的同时，应采取一系列辅助政策鼓励实体企业进行更多的实体投资。政府应在财政补贴、公共服务、银行贷款等方面出台配套措施，给予实体企业一定的支持力度，引导其增加对主营业务的投资。

注释：

①数据来源：根据全国年度统计公报，由作者整理。

②指国家统计局公布的 35 个大中城市，也是全国 35 个主要城市。

③12 个城市为北京、大连、长春、上海、南京、南昌、武汉、深圳、南宁、海口、西安、银川。

参考文献：

[1]黄群慧.论新时期中国实体经济的发展[J].中国工业经济,2017(9):5-24.

[2]Iacoviello,Matteo.House Prices,Borrowing Constraints,and Monetary Policy in the Business Cycle[J].2005,95(3):739-764.

[3]刘晓欣,张艺鹏.中国经济“脱实向虚”倾向的理论与实证研究——基于虚拟经济与实体经济产业关联的视角[J].上海经济研究,2019(2):33-45.

[4]孟宪春,张屹山,李天宇.中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究[J].世界经济,2019,42(5):27-48.

[5]彭俞超,黄志刚.经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革[J].世界经济,2018,41(9):3-25.

[6]郭胤含,朱叶.有意之为还是无奈之举——经济政策不确定性下的企业“脱实向虚”[J].经济管理,2020,42(7):40-55.

[7]王国刚.金融脱实向虚的内在机理和供给侧结构性改革的深化[J].中国工业经济,2018(7):5-23.

[8]刘飞.打好“三大攻坚战”/“‘脱实向虚’风险防范”系列笔谈之三“脱实向虚”风险防范与抑制资产泡沫[J].改革,2017(10):42-44.

[9]张前程.虚拟经济对实体经济的非线性影响:“相生”抑或“相克”[J].上海经济研究,2018(7):86-97.

[10]张成思,张步昙.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].经济研究,2016,51(12):32-46.

[11]许宪春,贾海,李皎,等.房地产经济对中国国民经济增长的作用研究[J].中国社会科学,2015(1):84-101,204.

[12]张馨月,滕越洋.房地产增长有利于实体经济增长吗?——基于企业利润的中介效应研究[J].山东社会科学,2019, No. 291(11):148-154.

[13]周建军,倩倩,鞠方.产业结构变迁,房价波动及其经济增长效应[J].中国软科学,2020(7):157-168.

-
- [14]郑东雅,皮建才,刘志彪. 中国的房价上涨与实体经济投资:拉动效应还是挤出效应?[J]. 金融评论, 2019(4):1-13, 124.
- [15]王诗勇,董敏凯,王洪卫. 高速增长的房地产投资阻碍了贸易强国建设吗?——来自中国高端制造业出口数据的经验判断[J]. 上海财经大学学报, 2020(5):3-17, 48.
- [16]Boissay, Frédéric, Collard F, Smets F. Booms and Banking Crises[J]. Journal of Political Economy, 2016, 124(2):489-538.
- [17]Chang C, Liu Z, Spiegel M M. Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 74:1-15.
- [18]Demir F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real sectors in Emerging Markets[J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(2):314-324.
- [19]刘建丰, 于雪, 彭俞超. 等房产税对宏观经济的影响效应研究[J]. 金融研究, 2020(8):34-53.
- [20]Abadie A, Gardeazabal J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country[J]. American Economic Review, 2003, 93(1):113-132.
- [21]张林, 温涛. 中国实体经济增长的时空特征与动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(3):47-66.
- [22]解维敏. “脱虚向实”与建设创新型国家: 践行十九大报告精神[J]. 世界经济, 2018, 41(8):3-25.
- [23]王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 2017, 20(1):155-166.
- [24]何怡瑶. 实体经济低迷与房地产繁荣之“困”[J]. 经济理论与经济管理, 2017(9):19-27.
- [25]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):117-135.
- [26]刘友金, 曾小明. 房产税对产业转移的影响: 来自重庆和上海的经验证据[J]. 中国工业经济, 2018(11):98-116.
- [27]Li X, Wu Z, Zhao X. Economic Effect and its Disparity of High Speed Rail in China: A Study of mechanism Based on Synthesis Control Method[J]. Transport Policy, 2020, 99:262-274.
- [28]Elinder M, Persson L. House Price Responses to a National Property tax Reform[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2017, 144(dec.):18-39.
- [29]骆永民, 伍文中. 房产税改革与房价变动的宏观经济效应——基于 DSGE 模型的数值模拟分析[J]. 金融研究, 2012, (5):1-14.
- [30]Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. 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.