

中国房地产税改革的市场约束、 时机抉择与策略设计

郭宏宝¹

【摘要】 本文的目的是探索中国推行房地产税的市场约束和策略选择，在归纳出房地产税改革四个已有约束条件的基础上，提出市场约束观点，并从理论分析与实证研究两方面进行分析。理论分析表明：(1)当住房需求的价格弹性小于1时，房地产税收入与土地出让收入之间存在“租税替代”关系，推行房地产税不会导致地方政府财政减收；(2)住房评估制度效率越高、税率裁量权越合理，地方政府推行房地产税的积极性就会越高；(3)房地产市场的投机（或投资）性行为会降低地方政府推行房地产税的积极性。基于2006~2019年中国35个重点城市房地产市场的数据对模型结论进行实证检验后发现：(1)中国住房市场的需求价格弹性显著为负且绝对值小于1，说明中国总体上具备推行房地产税的市场环境。(2)不同经济发展水平城市推行房地产税的条件成熟度存在差异，经济发达的一、二线城市依靠土地出让制度获取财政收入更具激励效应，经济欠发达的三、四线城市，推行房地产税更具激励效应，产生这种差异的原因是两者在人口流入，投机（或投资）性需求的强度，以及经济增长的潜力方面存在差异。研究结论对策略设计的启示是中国推行房地产税应遵循递进原则，在国家设定基本原则的基础上，由城市政府决定执行时机与征管模式。

【关键词】 房地产税 改革迟滞 收入激励 改革策略

一、引言

中国提出房地产税改革（从2003年提出开征物业税算起）已经历17年之久，试点时间也长达9年。虽然李克强总理在2018年与2019年的《政府工作报告》中连续提出要“推进房地产税立法”的工作任务，但在财政部公布的年度立法工作安排中始终没有关于房地产税立法的身影。房地产税改革这种“只闻楼梯响”的局面对中国房地产市场的发展注入了不确定性，不仅引发人们对房地产税改革推行的广泛疑虑，也与2019年10月31日党的十九届四中全会通过的《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度、推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》要求“特别是要完善直接税制度并逐步提高其比重”的改革思路不相适应。因此，有必要对制约房地产税改革的主要原因进行探讨，这不仅有利于形成房地产税改革的推行逻辑，也可以为住房市场的健康发展提供稳定预期。

二、文献梳理与主因辨析

虽然评价中国房地产税改革存在迟滞具有一定的主观性，但如果从改革开放以来国内各项改革措施雷厉风行的推进来看，认为房地产税改革存在迟滞应该是一个相对客观的判断。那么是什么原因导致房地产税改革的步履维艰呢？没有直接的文献和官方定论回应这一问题，但可以从现有文献中梳理出一些有关推进房地产税改革的制约因素，并借此理解中国房地产税改革何以如此牵丝攀藤的根由。

通过整理现有文献，本文发现有关房地产税改革的制约因素大体可以归纳为四个方面：一是制度衔接约束。房地产税改革

¹作者简介：郭宏宝，浙江工商大学金融学院副教授，硕士生导师。（杭州 310018）

基金项目：浙江省社科规划基金项目“我国城市房地产税制改革方案及其模拟研究”（19NDJC207YB）

最早出现于党的十六届三中全会公报（2003年），当时的具体提法是“研究开征物业税”。由于中国房地产市场实际执行的是土地出让制度，因此，开征物业税的提法立即触动了学界的敏感神经，并展开了一场关于租税并举是否合理的讨论，即土地出让金制度与物业税制度同时并存是否合适。这主要有两类观点：一类观点主张用物业税取代土地出让制度，将当前一次性实现的土地出让金分摊到逐年支付的物业税中；另一类观点主张在保留土地出让制度的前提下，同时开征物业税（胡怡建，2004；钟晓敏，2005；白彦锋，2007；胡洪曙与杨君茹，2008；郭云钊等，2012）。二是目标争议约束。关于推行房地产税的改革目标也是始终存在争议的一个问题。郭宏宝（2011）归纳了相关的研究文献，认为学界对房地产税改革目标的认识可以归纳为三个“主流”观点，也有学者分别从其他角度阐述各自对房地产税改革目标的看法（冯海波和刘勇政，2011；杨志勇，2012；田芳，2015）。三是征管技术约束。推行房地产税是否存在征管方面的技术困难也是学界比较关注的重要课题，这既包括与房地产税相关的税制要素的合理确定问题（李永刚，2015），也包括房地产税征管立法的法律制约与协调问题等（杨小强，2015）。四是收入激励约束。在中国地方政府对土地出让金收入存在依赖性的现实环境中，推行房地产税改革是否会影响到地方政府的财政收入？即房地产税收入与土地出让收入之间是否存在“租税替代”关系？显然，如果两者存在“租税替代”关系并最终导致地方财政增收，则地方政府在收入激励的意义上就有推行房地产税的动机，反之则会对推行房地产税改革采取消极态度。刘会洪和范定祥（2016）注意到两者的替代关系，但没有考察这种替代关系需要的条件，陈平等（2018）虽然论证了房地产税收入的稳定性特征，但却没有回答两者的相互替代问题。

如果把有关房地产税改革的制约因素看作是导致房地产税改革迟滞的原因，那么随着时间的推移，本文认为其中三个原因已经不再是重要影响因素：首先，关于租税并举的可行性问题，始于2011年的沪渝房产税试点已经用事实给出了答案，因为两地的试点实际上都是在原有制度基础上的一个增量改革。其次，关于房地产税改革的目标问题，我们不难发现世界各国房地产税的征收目标都不是单一的和静态的，而是多样的和动态的（Carlson, 2005），因此，尽管有关房地产税改革目标的争议对房地产税的改革推行具有一定的抑制性影响，但这种影响一定不是决定性的。再次，在征管技术问题上，所谓的难点大体集中在住房产权多样性的处理、个人住房数量的可识别度等方面，然而随着2007年10月《物权法》的生效与逐步实施到位，以及国际上现存的先进成熟的征管方法可供借鉴，从征管技术的角度认为中国不具备推广房地产税的条件已然经不起推敲；最后，考虑推行房地产税对地方政府财政收入的影响。作为地方税的房地产税改革会影响到地方政府的收入是不言而喻的，问题是如果这种改革导致了地方政府的减收，就会产生地方公共品供给资金不足、或者中央转移支付压力增加的困境，这又会涉及到财政体制的调整问题，而如果这一改革为地方政府增加了财政收入，则有可能产生居民负担加重的难题，这不仅是地方政府难以面对的事实，也与中国当前减税降费的大环境不协调，因此，基于地方政府收入激励视角去考察房地产税改革必然要面对选择悖论的权衡问题。幸运的是，国内一些学者已经注意到了这个问题，如田发和周琛影（2007）与刘亮亮等（2018）考察了推行房地产税减收效应对地方福利与中国财政体制的影响，而刘甲炎和范子英（2011）与黄少安等（2012）则并不认同推行房地产税存在减收效应，但刘甲炎和范子英（2011）的研究只是基于中国房产税试点城市的估算，而黄少安等（2012）提出的“租税替代”关系的实质是指来源于房地产行业的税费与来源于其他行业的税收收入间的替代关系，考虑到中国居住用地与工业用地的二元状态，本文并不认为这种“租税替代”关系能够从政府收入激励的角度为房地产税改革提供必要的启发。因此，本文的“租税替代”关系将严格限缩在房地产领域，并在进一步引入居民税负诉求的基础上，考察房地产税收入与土地出让收入之间的“租税替代”关系及其成立条件。

文献梳理与原因辨析帮助我们确立了研究方向并提供了研究启发，但还有两个问题需要明确。一是需要明确对政府的认知以确定研究基准。如果按照地方政府只是地方公共产品提供者的传统财政理念（Samuelson, 1954, 1955; Musgrave, 1959），房地产税改革的影响就可能弱化为只是地方政府筹资方式的改变，地方政府也就不存在基于收入激励与居民约束视角的改革动机。因此，本文选择将政府定义为“利维坦”式机构（Brennan and Buchanan 1980）。需要说明的是，这一研究定位不会扭曲地方政府为辖区提供公共产品的基本职能，这在qian(1997)、Joren(2010)和Sas(2017)的研究文献中都有系统性论述。二是需要发现新的观点以实现研究价值。本文已对前三类影响房地产税推进的原因给出了明确判断，而在拓展分析收入激励原因时，本文将在“租税替代”研究基础上，重点转向探讨其背后的现实经济约束，即中国房地产市场的现状是否存在制约统一开征房地产税的客观事实。

在明确了研究目标和研究起点的基础上，本文的研究框架设定如下：首先通过理论分析房地产税收入与土地出让收入之间的替代关系与成立条件，借以判断地方政府对推行房地产税的态度；然后考察税率调整、税基评估及投机（或投资）性因素对地方政府推行房地产税态度的影响；在此基础上，利用全国 35 个重点城市房地产市场的数据来验证上述理论模型的结论，并就不同类型城市的具体情况进行分类检验；在通过理论与经验分析佐证房地产税改革存在市场约束的基础上，文章最后总结出相应的研究结论与政策启发。

三、基本模型

基本模型包括居民与政府两个行为主体。在一定的收入约束下，居民根据特定位置住房能够享受的公共服务和需要支付的居住成本来选择住房，其行为目标是最大化个体效用水平；地方政府是追求自身预算最大化的利维坦式机构，它虽拥有开征房地产税的权利，但又必须遵守居民纳税人经由立法机构制定的税收法规。这样，当他们按照既定目标调整各自的行为时，税制的均衡就体现为政府在规则约束下最大化收入行为、与居民运用规则优化其成本/收益共同作用的结果。

为模型化这一思想，本文首先将居民的住房选择行为刻画如下。

$$\Delta U_{ij} = U_{ij} - U_{ij}^* \geq 0 \quad (i=1, \dots, n; j=1, \dots, k) \quad (1)$$

其中 i 表示某辖区居民个体的数量， j 表示居民 i 可选的位置（或住房）的个数。 U_{ij} 表示居民 i 选择 j 位置时能够实现的效用， U_{ij}^* 为居民 i 选择 j 位置必需的保留效用。这里有两点需要说明，首先，由于当 $\Delta U_{ij} > 0$ 时意味着地方政府为该居民免费提供提供了额外的公共服务，如果政府是一个追求预算最大化的机构，出现这种情况有悖逻辑，因此在均衡状态时居民个体的效用水平必然等于其保留效用，同时政府也实现了最大化收入目标；其次，由于居民个体是用脚投票的，因此在 Tiebout (1956) 模型条件下的均衡状态必然具有对称性特征，这就意味着任何居民个体与其所选住房都是一个代表性组合，因此也就没必要设置模型变量的限定性下标。为使模型进一步简化，本文假定效用函数可分离、且私人消费满足线性约束，此时，由于私人消费等价地增加了个体效用水平，因此不需要考察其对净效用的影响，于是，模型的均衡状态就可以描述为如下方程组。

$$I - T + [f(H(P)) - P(1+t)H(P)] + g(G) = U \quad (2a)$$

$$P(G)t + N(G)T - G = \bar{R} \quad (2b)$$

其中 I, \bar{R} 分别表示均衡状态时的居民效用水平与政府税收收入； I 和 T 分别为居民收入水平和支付的土地出让金（静态模型中类似于一次总付税）； G, P 与 t 分别代表政府提供的公共服务水平，住房价格与房地产税税率； $H(P)$ 为住房价格为 P 时居民消费的住房面积， $N(G)$ 为政府提供数量为 G 的公共服务时能够吸引到的居民数量； $f(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 是效用函数，具备凹函数特征。

由于在均衡状态时每个居民消费的住房面积是确定的，不同个体之间对住房消费的差异主要就体现为相对面积的不同，因此可以将要考察的居民的住房消费 H 标准化为 1。同理，由于各个居住辖区的面积相对固定，辖区的大小也总是体现为相对值，因此也可以把所考察辖区的面积设定为 1，然后利用住房消费的一阶条件 $P(1+t) = f'(H)$ 和反函数求导法则，求得均衡状态时住房价格、辖区人口及住房需求弹性的决定方程：

$$P'(G) = \frac{g'(G)}{(1+t)H(P)} \quad (3a)$$

$$N'(G) = -\frac{g'(G)N(G)}{f''(H)H^2(P)} \quad (3b)$$

$$\varepsilon_D = -\frac{P(1+t)H'(P)}{H} = -\frac{P(1+t)}{f''(H)H} = -\frac{P(1+t)}{f''(1)} \quad (3c)$$

公式（3a）反映了公共服务水平与住房价格之间的正相关特征，这与 Zodrow&Mieszkowski (1986) 阐释的房地产税受益论观点是一致的。公式（3b）反映的是公共服务水平与居民数量之间的正相关关系，这一结论也符合我们的直觉。公式（3c）正确地反映了价格与数量对弹性的影响，为后续结论的推导提供了技术支撑。

为求得均衡状态时不同收入形式对政府支出的影响，本文先将公式（3a）和公式（3b）代入公式（2b），然后对政府公共支出求导。为使技术上更为简洁，推导过程做如下假定：一是政府公共产品供给函数 $g(G)$ 是规模报酬不变的；二是在设定所考察辖区面积为 1 的情况下，进一步将辖区公共服务的成本及辖区总人口也常数化为 1，这样，辖区各位置公共服务的差异就可以通过各自的成本占比来反映，辖区的人口密度也因为居民数与位置数的相同而简化为 1。最终的计算结果如公式（4）所示。

$$G = g'^{-1} \left[\frac{(1+t)f''(H)H^2(P)}{tH(P)f''(H) - (1+t)TN(G)} \right] \quad (4)$$

将公式（4）分别对 t 和 T 求导，就可以得到公共服务供给对不同收入形式的响应。

$$\frac{\partial G}{\partial t} = -\frac{f''(1)^2}{g''(G)(tf''(1) - (1+t)T)^2} > 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial G}{\partial T} = \frac{(1+t)^2 f''(1)}{g''(G)(tf''(1) - (1+t)T)^2} > 0 \quad (6)$$

当要求租税之间刚好替代，或者说收入中性地在租税之间进行转换时，必有公式（7）成立。

$$dT = -\frac{Pdt}{(1+t)} \quad (7)$$

若要求推行房地产税能够给地方政府带来更多的税收收入，或者说推行房地产税对地方政府存在收入激励，则必须有公式（8）成立。

$$dT \left(\frac{\partial G}{\partial T} \right) + dt \left(\frac{\partial G}{\partial t} \right) > 0$$

或

$$dT \left[\left(\frac{\partial G}{\partial T} \right) - \left(\frac{\partial G}{\partial t} \right) \left(\frac{1+t}{P} \right) \right] > 0 \quad (8)$$

将公式（5）、（6）、（7）代入公式（8），并利用住房需求弹性公式（3c）和 $dT < 0$ 的限制，即可得到推行房地产税对地方政府产生收入激励的条件：

$$\varepsilon_D < 1 \quad (9)$$

这说明对土地出让收入的依赖并不一定是地方政府推行房地产税的负向激励，而真正的约束可能来自于房地产市场本身。当住房市场的需求价格弹性小于 1 时，尽管推行房地产税会引致土地出让收入的减少，但也能带来更多的房地产税收入，因此总的激励作用是正向的。这其中的现实逻辑是房地产税收入的增加更能促使政府提供合意的公共服务，在住房需求价格弹性小于 1 的情况下，这会形成对居民迁入的虹吸效应，而居民的迁入又可以通过住房升值而增加房地产税收入，从而形成地方收入增长的良性循环。

四、扩展模型

（一）地方政府的税率调整权问题

基本模型中的税率是外生给定的，这与实践中地方政府一定程度上可以调整税率的客观情况存在偏差。如果允许地方政府调整税率，就需要考虑地方政府借助提高税率来增加税收收入的可能性。然而，这种可能性未必会转化为现实，因为提高税率能够带来增收效应的同时也可能引发减收效应。提高税率一方面会导致居民流出、缩减税基，进而减少税收，另一方面也可能出现黄少安等（2012）提出的非房地产类税收减少的情况。此外，提高税率还可能导致居民不满情绪的上升，进而带来连带成本，所以提高税率产生的负面成本 $C(\cdot)$ 并不是政府所能够控制的。因此，政府是否提高税率通常会在增收效应与减收效应之间进行权衡，或者在增收效应与居民满意度之间进行权衡。为规范化地考察政府的这种权衡行为，我们把增收效应与减收效应分别看作政府提高税率的收益与成本，于是，政府提高税率的决定方程就可以表示为：

$$tP(t, T) + TN(T) - C(t, T) \geq 0 \quad (10)$$

利用公式（10）的临界值分别对 T 和 t 求一阶导数有

$$\frac{\partial C}{\partial t} = \frac{P}{1+t} \quad (11)$$

$$\frac{\partial C}{\partial T} = \frac{1}{1+t} + \frac{T}{f''(1)} \quad (12)$$

上述一阶条件并没有给出成本函数不确定情况下政府收入最大化的确定税率，但可以确定的是房地产税税率越高，土地出让的边际回报就越低，房地产税的成本优势就越明显。在极端的情况下，政府从房地产税中获得所有收入，而土地出让金收入会缩减到零。然而，这种纯粹的经济分析，忽略了提高税率对居民承受力或满意度的影响，如果考虑到这种连带成本，就必须对政府提高税率的决定施加约束。为此，假设政府优先考虑收入方式的选择，而居民更着眼于综合税负的变化，于是在居民满

意度约束下，政府调税行为还须满足：

$$\frac{\partial [tP(t, T(t)) + T(t)]}{\partial t} < 0$$

或

$$P + t \frac{\partial P}{\partial t} + \frac{\partial T}{\partial t} \left(t \frac{\partial P}{\partial T} + 1 \right) < 0 \quad (13)$$

当成本中性地调整时（即 $\frac{\partial C}{\partial T} = 0$ ），上述施政约束条件可以简化为：

$$\varepsilon_D < \frac{1}{1+t} \quad (14)$$

如果住房市场需求的价格弹性更小，赋予地方税率调整权就更容易实现房地产税的正向激励效应，推行房地产税不仅有利于增加政府收入，而且也不会降低居民对政府施政的满意度，这意味着赋予地方政府必要的税率调整权有利于房地产税的改革推行。

（二）地方政府的税基确定权问题

基本模型使用住房的市场价值作为房地产税的计税依据，但住房交易的低频性无法保证税务机关每年准确获得住房的市场价值，这就与房地产税逐年征收的实践产生了矛盾，世界各国解决这一难题的方法是使用住房的评估价值作为计税依据。从中国沪渝房产税试点的实践看，采用评估税基的做法大概率是中国未来房地产税实施的选择。然而，使用评估价值也会产生新的问题：一是评估的不连续性会导致实际价值与评估价值不同步，二是评估的准确性也会导致评估价值与实际价值之间的差异。考虑到这两个普遍性问题的存在及其影响，本文引入法定税率 t_s 与有效税率 t 来进行分析。现假定二者的关系为：

$$t = \frac{t_s \left((1-\sigma)P_0 + \sigma P \right)}{P} \quad (15)$$

其中 P_0 代表上期估值， σ 代表评估率。将其代入公式（2b）并对公共服务水平求导后有：

$$P'(G)\sigma t_s + N'(G)T - 1 = 0 \quad (16)$$

很明显，评估价税基会对房地产税的收入激励效应产生影响。当评估间隔过长且不规范时，房地产税的收入激励效应就会减弱。这就要求在依据评估价征税的制度设计中，必须重视评估频率与评估效率的合理性与有效性，因为评估工作直接影响着政府两种收入方式的相对优势。

（三）住房市场的投机性需求问题

住房本身兼具消费品与投资品特征，因此，住房市场存在投机性（或投资性）需求并不意外，只不过在中国房地产市场上，这种出于投机性的住房需求尤为明显而已（王艺明，2008；吕炜等，2014；高波等，2014）。对于投机性需求而言，住房购买者不仅会考虑资本化到住房价格里的公共服务，更多的是看重住房的升值潜力，这会弱化基本模型中房地产税与公共服务间的宏观对称性假设。为此，本文将住房的投机性购买看作是对房地产税与公共服务宏观对称性的一种冲击，我们用 β 来表示这种冲击，用 α 来表示这种冲击的强度，如果把住房价格对这种冲击的响应函数表示为 $P(\alpha G + (1-\alpha)\beta)$ ，政府收入最大化的一阶条件就转化为

$$P'((1-\alpha)G + \alpha\beta)\alpha t + N'(G)T - 1 = 0 \quad (17)$$

不难发现，投机性冲击的强度越大，公共服务对房价的影响就越弱，房地产税的收入激励效应也就越小。因此，如果住房价格更多地反映了当地公共服务之外的因素，地方政府就会缺乏推行房地产税的收入激励。

五、基于中国重点城市数据的经验分析

理论分析的两个基本结论是：(1)从住房的消费需求特征来看，如果住房市场的需求价格弹性小于 1，一个设计良好的房地产税制度就有可能实现地方政府收入激励和居民福利诉求的均衡。(2)如果投机性住房需求广泛存在，就可能导致住房需求的市场价格弹性大于 1，此时，房地产税对地方政府的正向收入激励效应就会减弱，或者说开征房地产税存在市场约束。验证这两个结论对中国房地产市场的解释能力，对于判断中国房地产税的推广具有启发意义，因此，本文选择国内房地产市场相对成熟的 35 个重点城市的面板数据进行实证检验。

（一）对住房需求弹性文献的整理与比较

从衣食住行生活必需品的角度看，一般认为住房需求是缺乏价格弹性的，然而这种朴素认知却忽略了住房兼具的资本品属性，因此现实中的住房价格弹性未必总是现实地呈现小于 1 的特征，这可以从本文表 1 有关住房弹性文献的整理中看出来。

表 1 的数据基本印证了住房需求价格弹性小于 1 的直觉，但也展示了投资性需求与结构性需求对实际价格弹性的影响，由于两者作用方向的差异，住房需求的总体价格弹性并不确定。此外，不同文献研究结论的差异也可能来源于数据的差异。在考察住房弹性的时候，表 1 中的文献分别使用了全国性、区域性和地方调研性三种不同类型的数据。尽管各类数据的使用从各自文献的研究目标上看具有一定的合理性，但从推广房地产税的角度看，表 1 文献使用的数据并不具有很强的说服力，这是因为中国的住房市场是随着不同城市的经济发展水平而呈现不同特征的。城市发展水平越高的地方，住房发展的市场化程度就越高，同时城市发展前景看好的预期也意味着投机性购房行为也可能越活跃。如果进一步考虑房地产税基本集中在城市、甚至发达城市的各国房地产税实践（Marco Salm, 2017），本文认为采用全国 35 个重点城市的面板数据对住房需求弹性进行估算更合适。

（二）中国 35 个重点城市数据的经验实证

综合理论分析并参考表 1 文献的估算方法，确定如下回归方程。

$$\ln \text{salarea} = \text{cons} + \varepsilon_p^D \cdot \ln \text{salprice} + \varepsilon_i^D \ln \text{income} + \alpha \cdot \text{base} + \beta \cdot \ln \text{pop} + \gamma \cdot \ln \text{gdp} + u_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中 salarea 为样本城市住宅商品房成交量，为反映成交量变化并增加数据的平稳性，以对数形式的 $\ln \text{salarea}$ 作为本文

的被解释变量。

核心解释变量 $\ln \text{salprice}$ 为商品住宅成交均价的对数，用于反映价格变化对需求量变化的影响，此时，其系数 ε_p^D 就表现为住房需求的价格弹性。

解释变量 $\ln \text{income}$ 为样本城市居民可支配收入的对数，系数 ε_I^D 为住房需求的收入弹性。

解释变量 basei 表示住房贷款基准利率，由于利率的高低对投机性需求起着关键的决定性作用，因此用它来反映市场需求与投机活动的强弱。

控制变量 $\ln \text{pop}$, $\ln \text{gdp}$ 分别表示城市人口增长率和城市 GDP 增长率，用于控制价格、收入与投资之外的住房需求的影响因素。

u_i 表示城市个体差异项， ε_{it} 表示随机误差项。

表 1 中国住房需求弹性相关文献整理

作者	数据构成	数据区间	需求价格弹性				
			方法	状态空间模型			结果
杨东, 赵树宽(2013)	全国季度数据	2004-2012					0-1.4
丛颖(2014)	省际面板数据	1999-2012	全国	东部	中部	西部	
			-0.484	-0.428	-0.642	0.033	
Mengfei Huang, Botao Lu(2016)	省际面板数据	1998-2012	消费	全国	东部	中部	西部
				-0.594	-0.706	-0.066	-0.708
			投资	全国	东部	中部	西部
				0.326	0.511	0.222	0.321
Yong Chen, John M. Clapp, Dogan Tirtiroglu(2011)	深圳福田、龙岗调 研数据	2004-2006	方法：特征模型。结果：福田/龙岗				
			一居	二居	三居	四居	高档
			1/1	0.83/0.96	1.08/0.82	0.40/0.80	0.46/0.80

资料来源：本文整理

数据的选取范围是国家统计局确定的全国 35 个重点城市。时间区间是 2006 年到 2019 年，选择这一时间区间的原因是中国 2004 年开始实行土地招拍挂制度。按照两年的建筑周期算，则滞后两年的住房更能体现市场要素的作用。具体的数据来源包括了 2007 年到 2020 年间的《中国城市统计年鉴》，《中国区域经济统计年鉴》，《中国财政统计年鉴》和《中国房地产统计年鉴》。数据的描述性统计如表 2 所示。

考虑到数据平稳性对回归真实性的影响，本文首先对各变量数据进行了平稳性检验，结果验证了所选变量的水平平稳性特征；在检验确定样本存在组内自相关与组间同期相关的基础上，本文选择面板 FGLS 来克服这一影响；由于市场化的住房价格总是表现为需求与供给共同作用的结果，因此，模型将难以避免地存在内生性问题，对此，本文参照杨继军等（2019）以价格变量的一阶滞后作为工具变量的方法，利用面板 GMM 来处理内生性等的的影响，全样本的回归结果如表 3 所示。

在控制 GDP 增长与人口增长率的情况下，不同回归方法的 $\ln\text{salprice}$ 系数都在 1%的水平上显著，说明住房需求的价格弹性为负且小于 1，这预示着从收入激励的角度讲，中国总体上已经具备了开征房地产税的现实条件；此外，收入弹性为正且小于 1 的结果也与住房消费的直觉相符。住房贷款基准利率的高低直接决定了购房成本的高低，因此其系数显著为负的结果也符合经济逻辑。

考虑到中国疆域辽阔且城市间房地产市场发展差距相对较大的实际，本文进一步验证不同类型城市是否全部具备开征房地产税的条件。为此，根据《2017 中国城市商业魅力排行榜》的研究结论，将所有样本城市分为经济发达城市与经济欠发达城市两大类，其中经济发达城市大体上包括一线城市与新一线城市，具体是北京，上海，广州，深圳，成都、杭州、重庆、武汉、西安、天津、南京、郑州、长沙、沈阳、青岛、宁波等 16 个城市，其余的 19 个城市则归入经济欠发达类，同样利用上述方法得到的回归结果如表 4 所示。

表 2 数据的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln\text{salarea}$	490	15.827	0.752	13.800	17.748
$\ln\text{salprice}$	490	8.710	0.548	7.570	10.725
$\ln\text{income}$	490	10.065	0.406	9.142	10.963
basei	490	6.371	0.664	4.900	7.485
$\ln\text{pop}$	490	5.829	0.676	4.455	7.803
$\ln\text{gdp}$	490	17.144	0.976	14.449	19.457

资料来源：本文整理

表 3 全样本回归结果

	混合 OLS 模型	双向固定效应模型	FGLS 模型	GMM 模型
$\ln\text{salprice}$	-0.796***(-3.985)	-0.271*(-1.755)	-0.343***(-3.574)	-0.917***(-3.957)
$\ln\text{income}$	0.520**(2.644)	0.228(0.687)	0.277**(2.147)	0.509**(2.096)
basei	-0.064*(-1.966)	-0.176***(-2.912)	-0.059**(-2.484)	-0.083**(-2.100)
$\ln\text{pop}$	0.455*** (2.762)	-0.268(-1.361)	0.535*** (5.885)	0.426** (2.536)
$\ln\text{gdp}$	0.472*** (2.868)	0.763*** (3.033)	0.325*** (3.573)	0.514*** (3.033)
_cons	7.198*** (5.222)	5.205(0.821)	7.697*** (10.843)	7.936*** (4.504)
个体固定效应	Yes	Yes		Yes
时间固定效应	No	Yes		
固定效应模型	No	Yes		
AR			AR(1)	
N	490	490	490	445
Adjusted R ²	0.695	0.711	0.534	0.691

括号中为 t 值, *p<0. 1, **p<0. 05, ***p<0. 01

表 4 分样本回归结果

	经济发达城市			经济欠发达城市		
	混合 OLS 模型	FGLS 模型	GMM 模型	混合 OLS 模型	FGLS 模型	GMM 模型
Insalprice	-0. 924*** (-8. 388)	-0. 740*** (-7. 114)	-1. 071*** (-11. 156)	-0. 408 (-1. 259)	-0. 252* (-1. 689)	-0. 465*** (-3. 300)
Inincome	0. 387** (2. 729)	0. 459*** (3. 542)	0. 277** (2. 059)	0. 198 (0. 424)	0. 190 (0. 769)	0. 213 (0. 876)
basei	-0. 167*6* (-3. 489)	-0. 154*** (-4. 480)	-0. 205*** (-4. 637)	-0. 038 (-0. 876)	-0. 036 (-1. 060)	-0. 049 (-0. 857)
lnpop	0. 400*** (4. 904)	0. 502*** (6. 378)	0. 335*** (5. 318)	0. 087 (0. 217)	0. 146 (0. 762)	0. 110 (0. 694)
lngdp	0. 378** (2. 858)	0. 222** (2. 205)	0. 471*** (5. 263)	0. 630* (1. 794)	0. 543*** (3. 073)	0. 619*** (4. 372)
_cons	12. 384*** (9. 183)	12. 093*** (12. 509)	13. 914*** (11. 829)	6. 241*** (3. 795)	6. 102*** (5. 027)	6. 728*** (4. 661)
个体固定效应	Yes		Yes	Yes		Yes
AR		AR (1)			AR (1)	
N	224	224	204	266	266	242
Adjusted R ²	0. 709		0. 719	0. 461		0. 447

括号中为 t 值, *p<0. 1, **p<0. 05, ***p<0. 01

表 4 的分样本回归表明住房需求价格弹性仍然为负值, 这符合经济预期, 但也存在两个明显的不同之处: 一是新一线以上城市住房价格弹性的 GMM 回归结果大于 1 且统计上显著, 二是其他欠发达城市住房价格弹性的混合回归结果不具有统计上的显著性, 其他解释变量也不具有统计上的显著性。这说明发达城市房地产市场的差异性相对显著, 且对价格的敏感程度较高, 出现这种情况的原因可以从住房贷款基准利率在两类城市间的回归结果中窥得一斑, 新一线以上城市对利率的敏感程度普遍较高且统计上显著, 其他欠发达城市的情况则刚好相反。由于投机性需求的利率敏感程度直觉上要高于消费性需求的敏感程度, 因此, 分样本回归的结论直接展示了新一线以上城市投资性需求占比较高的可能, 这也预示着欠发达城市开征房地产税相对于发达城市更具有收入激励方面的现实基础, 而发达城市的政府则更倾向于当前的土地出让制度。此外, 表 4 还可以传递的其他信息包括, 一是经济增长对住房需求存在显著正向影响。二是住房需求的收入弹性在发达城市比欠发达城市要强, 这同样与发达城市存在较高水平的投资性需求有直接联系。三是人口增长对发达城市的影响要大于对欠发达城市的影响, 这与中国人才或人口流动的客观现实是一致的。

综合表 3 与表 4 的回归结果可以发现, 从地方政府收入激励的角度讲, 尽管中国总体上具备了开征房地产税的经济条件, 但不同经济发展程度的城市对开征房地产税的态度存在差异, 因此, 要在全中国范围内推行房地产税必须注意顶层设计与因地制宜的有机结合。

(三) 对回归结果的稳健性检验

为确保上述研究结论的稳健可靠，提高研究结论的确定性，本文采用不同解释变量替代的方法考察表 3 中回归结果的稳健性。通常而言，居民购买住房时大多会涉及到按揭贷款问题，因此，购房决策往往是综合当前收入水平和未来收入稳定性的结果。考虑到工作在城市居民中的基础性地位，将居民工资性收入作为未来稳定性收入对购房行为的影响是具有一定合理性的，因此本文采用工资性收入的对数来替换上述模型中的收入对数来进行检验。变量替换后的具体回归结果如表 5 所示。

从表 5 不难发现，各模型主要变量系数的估计值与显著性均无较大变化，说明本文的研究结论基本稳健，可以借助模型结果来分析中国房地产税的推广问题。

表 5 稳健性检验结果

	混合 OLS 模型	双向固定效应模型	FGLS 模型	GMM 模型
Insalprice	-0.726***(-3.921)	-0.232(-1.556)	-0.291***(-3.095)	-0.813***(-4.046)
Insalary	0.274(1.678)	0.706*** (3.409)	0.283*** (2.692)	0.157(0.877)
basei	-0.081**(-2.281)	-0.124***(-2.860)	-0.049**(-2.100)	-0.122***(-3.036)
lnpop	0.348*(1.999)	0.254(1.376)	0.534*** (6.245)	0.315*(1.753)
lngdp	0.580*** (3.208)	0.667** (2.548)	0.311*** (3.658)	0.632*** (3.338)
_cons	7.762*** (5.879)	0.690(0.155)	7.184*** (9.605)	9.353*** (6.063)
个体固定效应	Yes	Yes		Yes
时间固定效应	No	Yes		
固定效应模型	No	Yes		
AR			AR(1)	
N	490	490	490	445
Adjusted R ²	0.688	0.553		0.685

括号中为 t 值，*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

六、结论与政策建议

目前，中国经济面临结构调整与增长乏力的双重约束，财政政策被赋予协调两个经济目标的重要职责，一个适应市场经济需要的现代财政制度被认为是有效发挥财政政策功能的制度基础，而房地产税改革则是构建现代财政制度的一个关键环节，也是中国完善直接税制度的一个突破口。然而，在历经十几年的探索之后，中国房地产税改革的全国推行依然没有明确的路线图，造成这种情况的原因虽然纷繁复杂，但地方收入激励与房地产市场本身存在的问题无疑是其中的瓶颈与核心所在。基于这样的考虑，本文从理论上考察了推行房地产税的市场约束条件，并利用 35 个重点城市的数据对模型结论进行了经验验证，结论是：（1）房地产税收入与土地出让收入之间存在跷跷板效应，当住房市场的需求价格弹性小于 1 时，推行房地产税不会造成地方财政减收；（2）构建完善的房地产税评估制度，提高住房评估的科学性、合理性，并赋予地方政府一定程度的税率决定权，有助于房地产税的改革推行；（3）抑制房地产市场的投机性需求有助于实现地方政府推行房地产税的市场条件；（4）基于 35 个重点城市的经验分析表明中国总体上具备了开征房地产税的市场环境，但经济发展程度不同的城市表现各异。根据上述研究结论，本文认为应择机采取如下策略推进房地产税改革。

待本轮经济复苏并稳定运行后，应适时推出房地产税改革的路线图，为市场提供明确预期。经过二十多年的培育与发展，中国的房地产市场规模已经能够承担起为地方政府筹措必要财政收入的职能，这为房地产税改革提供了坚实的经济基础；改革路线图的提出既能够保障财政服务于国家治理体系和国家治理能力的定位，也有利于实现“房子是用来住的、不是用来炒的”

这一定位。

推行房地产税必须做好顶层设计与基层实践的有机结合。首先，一项税收的开征绝不仅仅是收上来多少钱的问题，其对投资、消费和生产等经济生活都必将产生直接或间接的影响，因此，有必要在房地产税推出之际做好顶层设计，尤其是要明确住房产权接续等涉及房地产市场发展的根基性问题。其次，中国各个城市的经济发展存在巨大差异，因此在具体执行层面必须给地方政府留出适当的政策空间，既要遵循改革的总体原则，也要允许地方政府根据当地居民承受能力、政府财政需求和经济发展状况适时确定改革时机，以做到减税降费大环境与当地经济社会需要的有机融合。

总之，房地产税改革推行是牵动社会方方面面利益的重大举措，不仅会对中国房地产市场的发展产生长远而持续的影响，还会影响中国未来现代财政制度体系的构成和提高国家治理能力的实现方式，因此，尽管中国房地产市场的发展总体上为房地产税的改革推行提供了经济条件，但在一些具体的城市仍然存在推行房地产税的市场约束，这就要求中国房地产税改革必须有一个审慎且利于预期的改革方案。

参考文献：

- [1]. 白彦锋：《土地出让金与中国的物业税改革》，《财贸经济》2007年第4期。
- [2]. 陈平、李建英、庄海玲：《房地产税改革对地方财政收入的影响预测——基于广州市数据的模拟测算》，《税务研究》2018年第9期。
- [3]. 冯海波、刘勇政：《多重目标制约下的中国房产税改革》，《财贸经济》2011年第6期。
- [4]. 高波、王辉龙、李伟军：《预期、投机与中国城市房价泡沫》，《金融研究》2014年第2期。
- [5]. 郭宏宝：《房产税改革目标三种主流观点的评述——以沪渝试点为例》，《经济理论与经济管理》2011年第8期。
- [6]. 郭云钊、巴曙松、尚航飞：《物业税改革对房地产价格的影响研究——基于土地出让金视角的面板分析》，《经济体制改革》2012年第6期。
- [7]. 胡洪曙、杨君茹：《财产税替代土地出让金的必要性及可行性研究》，《财贸经济》2008年第9期。
- [8]. 胡怡建：《物业税模式选择及政策制度设计》，《税务研究》2004年第9期。
- [9]. 黄少安、陈斌开、刘姿彤：《“租税替代”、财政收入与政府的房地产政策》，《经济研究》2012年第8期。
- [10]. 李永刚：《中国房产税制度设计研究——基于沪渝试点及国际经验借鉴视角》，《经济体制改革》2015年第1期。
- [11]. 刘会洪、范定祥：《土地财政依赖、房地产税替代及模式选择》，《经济经纬》2016年第6期。
- [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》，《世界经济》2013年第11期。
- [13]. 刘亮亮、贺俊、毕功兵：《财政分权对地方公共福利的影响——基于非线性和异质性的考量》，《系统工程理论与实践》2018年第9期。

-
- [14]. 吕炜、刘晨晖、陈长石：《游资变化、财政投资与房地产投机》，《经济学动态》2014年第1期。
- [15]. 田发、周琛影：《基层财政解困：一个财政体制变迁的分析框架》，《经济学家》2007年第1期。
- [16]. 田芳：《房地产税改革目标及其路径》，《财经问题研究》2015年第5期。
- [17]. 王艺明：《房租资本化、模型误设与房地产投机泡沫：基于北京、上海和广州住房二级市场的研究》，《世界经济》2008年第6期。
- [18]. 杨继军、孙冬、范兆娟：《养老金体系改革的地区分割及其对经济动态效率的影响》，《财政研究》2019年第4期。
- [19]. 杨小强：《房地产税征管的法律制约与协调》，《广东社会科学》2015年第5期。
- [20]. 杨志勇：《公共政策视角下的房产税改革目标》，《税务研究》2012年第3期。
- [21]. 钟晓敏、叶宁：《关于物业税几个问题的探讨》，《财经论丛》2005年第2期。
- [22]. Brennan B. J. Power to tax: analytical foundation of a fiscal constitution[M]. New York, Cambridge University Press, 1980.
- [23]. Carlson R H. A brief history of property tax[J]. Fair&Equitable, 2005, (2): 3~10.
- [24]. Marco Salm. Property Taxes Within the BRICS States: Local Government Financing and Financial Sustainability [M]. Cham, Switzerland, Springer International Publishing, 2017.
- [25]. Musgrave R. A. The Theory of Public Finance[M]. New York, Mc Graw-Hill, 1959.
- [26]. Qian Y. & Weingast B. R. Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives[J]. Journal of Economic Perspectives, 1997, 11(4): 83~92.
- [27]. Samuelson P. A. Diagrammatic Exposition of a Theory of Public Expenditure[J]. Review of Economics & Statistics, 1955, 37(4): 350~356.
- [28]. Samuelson P. A. The Pure Theory of Public Expenditure[J]. Review of Economics & Statistics, 1954, 36(4): 387~389.
- [29]. Tiebout C. M. A Pure Theory of Local Expenditures[J]. Journal of Political Economy, 1956, 64(5): 416~424.
- [30]. Zodrow G. R. & Mieszkowski P. Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods[J]. Journal of Urban Economics, 1986, 19(3): 356~370.