

差别化房产交易税的对于二手住宅价格的结构影响：基于政策自然实验的证据

张牧扬* 陈杰† 石薇‡

摘要： 税收是影响房价的重要因素，但交易环节的税负差异如何影响二手房的价格还研究甚少。本文以 2014 年 11 月上海市普通住房认定标准的调整为设定自然实验的契机，运用双重差分模型和特征价格模型结合发现，此次交易环节税负的降低有一部分被资本化到了房价之中，体现为享受税负下调那部分二手房的挂牌价的上涨。但和以前相比，此次税负降低的资本化水平并不高，且不同类型二手房的资本化程度差别很大。我们进一步考察资本化水平的变化趋势，发现一个“跳涨、回落再缓慢上升”的变动过程。这一时间趋势一定程度上反应了当前二手房市场的供求关系，并能看出卖方对于市场的试探性行为。本文所做研究是对于税收资本化理论在我国房地产市场上的较早检验，帮助我们分析经济新常态房地产市场供需的相对关系，为今后房地产市场的调控政策提供新的经验证据。

关键词： 普通住房；差别化交易税；税收归宿

一、引言

房地产市场对税收政策十分敏感，对不同房屋在交易环节课征差别性税收是长久以来各国和各地政府调控房地产市场的通常做法（Benjamin et al., 1993），在我国尤为运用频繁（邓富民、梁学栋, 2012）。自 2005 年 5 月 9 日《国务院办公厅转发建设部等部门关于做好稳定住房价格工作意见的通知》（国办发[2005]26 号）文件以来，各地政府都对“普通住房”和“非普通住房”做了界定区分，并以此在交易环节对两者实施不同的差异性税收政策，在保障基本住房需求的基础上，对高端住房市场进行有针对性的调控，取得稳定的财政收入。

在经历了十年高速增长之后，我国房地产市场从 2013 年下半年起进入了调整期，主要城市的新建商品房和二手房价格纷纷出现滞涨甚至有所下跌。例如，2014 年 12 月 70 个大中城市中有 66 个城市的住宅销售价格出现环比下跌，同比下跌的城市多达 68 个。作为对房地产市场“新常态”的应对，2014 年以来，不少城市纷纷出台政策放宽了“普通住房”的认定标准，视为刺激商品住房需求的重要手段。2015 年 3 月 30 日国家税务总局财税[2015]39 号文件把“普通住房”交易可享受营业税全额免征待遇和“非普通住房”交易可享受按差额征收待遇的最短持有期限，都由 5 年改成 2 年，作为楼市刺激一揽子政策的重要组成部分。这些政策变动使得住房差别化税收问题越发引人注目。交易环节的税负差别与税收政策调整对于房地产市场究竟产生了怎样的效果，对于市场不同参与方的福利产生了怎样的影响，这方面的研究还十分稀缺。

本文从普通住房与非普通住房在交易环节的税率差别入手，利用 2014 年 11 月上海市普通住房标准调整所产生的自然实验环境，对这些问题进行系统分析。本文所做的研究是国内少有的对于税收资本化理论（Oates, 1969; Sirmans, 2008）在我国房地产市场上的检验，不仅可以为这个半个多世纪的经典理论在中国环境下提供了新的经验证据，也在政策制定和产业发展角度都有很

* 上海财经大学中国公共财政研究院讲师、硕士生导师。

† 上海财经大学不动产研究所执行所长，上海财经大学公共政策与治理研究院首席专家，教授、博士生导师。

‡ 上海金融学院浦东研究院副研究员。

大的应用价值。本文建立的分析框架可以帮助我们来研究判断房产税负在买方和卖方之间是如何分配，或说是转嫁性有多大，本文发现的经验证据可以帮助我们认识了解房地产市场的真实供需对比关系，包括需求弹性和供给弹性的相对关系，以及在不同类型住宅子市场中的差别性。这些知识对于相关的政策制定和产业策略都有很大的现实意义。

本文以下的部分由如下组织：首先是税收资本化的相关文献综述，其次是所依据自然实验的制度环境背景，之后是研究设计与数据，在报告实证结果和对结果的讨论之后，本文给出了相应的政策建议。

二、文献综述

2.1. 土地和房产税收资本化

房地产税收资本化是Tiebout税收竞争模型(Tiebout, 1956)的一个变种，指的是将未来预期的税收负担会体现在不动产交易价格的现象。Oates (1969)首先系统提出并检验了这一假说，发现房地产的持有税和当地公共服务价值都被完全贴现在房价之中。在此之后，有不少学者指出了 Oates (1969)在研究方法上的问题与局限，并进行了改进(Hamilton, 1976; King, 1977; Lewis & McNutt, 1979; Pollakowski, 1973; Reinhard, 1981; Rosen & Fullerton, 1977)。Sirmans (2008)对1969-2006年基于美国各个地区各个时期的28项研究结果进行了综述，其中的9项发现资本化是完全的，10项发现资本化确实存在但不完全，7项未发现显著的资本化。

与我国不同，大多数发达国家针对房地产的税收主要是持有环节的房产税，因此国际上这一领域的研究也主要集中于持有环节(Englund, 2003)，对于交易税的研究则相对少很多。Benjamin et al. (1993)利用费城 1988 年不动产交易税从 3.5%上升至 5.07%这一自然实验，使用倍差法(Difference-in-differences, DID)的研究发现，税率的上升确实造成了房产交易价格下降，税收负担几乎全部由卖方承担。这说明，费城的房产供给是缺乏弹性的，而需求则比较有弹性。Madsen (2009)构建理论模型并基于美国实证研究结构提出，房价与交易环节的印花税、营业税和资本利得税正相关，与红利税负相关。Dachis et al. (2012)的研究发现，多伦多不动产交易税上涨 1 个百分点造成房产价格几乎下降了 1%，与税率上升的幅度完全一致。Davidoff & Leigh (2013)针对澳大利亚 8 个州的分析发现，交易税的上升导致了房价下降，说明这一税收负担由卖家承担。Besley et al. (2014)利用税收免除日(Tax holiday)的研究发现，短期的交易税免除会提升短期交易量，但并不会影响长期交易量。该文还讨论了“税收捕获”问题——税收的免除部分有 60%由买方获得，剩余 40%由卖方获得。不动产交易税除了对不动产的价格会有影响外，还会产生“锁入效应”(Lock-in effect)：由于不动产交易会被课征不菲的税负，导致居民搬迁成本增加、减少居住选择的灵活性，从而影响到居民的福利(Dachis, 2012; Dachis, Duranton & Turner, 2012; Davidoff & Leigh, 2013; Van Ommeren & Van Leuvensteijn, 2005)。以上这些研究都表明，不动产交易环节的税收会对居民的福利造成重要影响，相关政策制定需要周全考虑、科学设计。

相比之下，我国在房地产领域的税收以交易环节为主，本文所做研究是对于税收资本化理论在我国房地产市场上的一次检验，为这一理论提供了具有中国特色的新的经验证据，也填补了国内这一领域研究的相对空白。

2.2. 我国房地产交易环节的税收政策演变及其绩效评估

我国房地产市场化尚不足二十年，房地产税收体系本身也是在不断发展变化之中。政府运用税收手段参与房地产市场调控政策始于2005年。根据2005年5月的国发[2005]26号文件，自2005年6月1日起，个人购买住房不足2年转手交易，全都按售房收入全额征收营业税；超过2年转手交易的普通住房可免征营业税，非普通住房则按售房收入减购房屋价款后的差额征收营业税。后根据2006年5月的国办发[2006]13号文件，2006年6月1日起房地产税收政策进一步收紧，将按售房收入全额征收营业税的持有期限从2年延长到5年；超过5年转手交易的，普通住房可免征营业税，非普通住房仍按差额征收营业税。

房地产交易环节的税收政策在2008年应对国际金融危机时出现了放松。根据2008年12月国办发[2008]131号文，二手房交易免征营业税的持有期限从5年恢复到2年；持有不足2年的，普通住房也从原来按售房收入全额征收营业税改为按差额征收，非普通住房仍按售房收入全额征收营业税。这一放松随之而来的是2009年下半年起的全国性城市房价暴涨，一直到2011年1月，房地产交易税收政策又再度收紧，回归到2006年的政策尺度。然而，房价涨势并未见放缓。对此2013年2月进一步出台了更为严厉的紧缩政策（国办[2013]17号文，“国五条”），要求对出售自有住房应依法严格按转让所得的20%计征，一度引起市场恐慌性交易。2015年3月30日，由于房地产市场持续严重低迷，财政部和国税总局紧急出台财税[2015]39号文，将房产交易营业税免征的持有年限再次从5年调低至2年，同时普通住房与非普通住房的差别对待仍然存在。该政策出台后，主要城市二手房交易出现明显反弹。可见，为了达到调节房地产需求和调控房价的目的，房地产交易环节的税收政策工具被频繁使用，且带有明显的差别化特征。房地产交易税收及其政策调整，对房价的影响到底如何，是否达到政策调整的预期目标，曾引起不少学者的研究兴趣。

但要准确地量化评估差别化税收对房价的影响效果存在不少困难。首先，房地产税收政策的制定及调整往往都是内生的，与房价走势存在互动关系（朱国钟、颜色, 2014）；其次，房地产税收政策并不是孤立存在的，往往还与国内外经济环境的变化和其它政策变紧密联系在一起（蔡明超等, 2011）；第三，各地的房地产市场异质性很大，市场环境差异悬殊，税收的效应差异也很大（邓富民、梁学栋, 2012）；最后，房地产周期性强，不同时期房地产供求双方的价格弹性随时可能会发生变化（李永友, 2014; 李东军、潘陈辰, 2012），从而影响到税收在买卖双方之间的分担。以上这些因素意味着，如果仅停留在宏观层面研究交易环节税收对房地产价格的影响，无论是用全国时间序列数据，还是用省级或者市级面板数据，都很难进行准确地评估，更无法深入了解税负的分担与转嫁问题。

相比宏观层面丰富的研究，基于房地产微观数据的研究还很少见。张牧扬、陈杰（2016）利用2010年上海市二手房截面数据，利用小区层面匹配模型对差别化交易税的研究显示，交易税对于房价的资本化程度较高，对于普通住房的税收大多被卖方所捕获。由于小区与小区之间仍然存在着许多不可观察的差异，即使使用了匹配模型，也不能完全解决这一问题。我们认为，宏观层面发现的规律需要微观研究来解释其中的机制，而微观层面研究的缺乏，使得房地产政策的研究不能很好地“接地气”。

本文利用2014年11月份上海市普通住房标准的调整这一政策自然实验进行研究。通过比较受益与非受益住宅在政策实施前后的挂牌价格变化，可以较为准确地估计房地产交易环节税负变化对于房价的影响，即房地产交易环节的税收资本化程度；同时还能有效地估计房地产交易环节税

收的归宿与分担程度，即房地产交易环节的“税收优惠捕获”问题。此外，本文还估计了不同类型的住宅税收资本化程度的异质性。这些研究填补了国内这一领域研究的空白，具有较强的政策与产业运用价值，也为今后相关研究提供启示。

三、制度背景：上海市差别化房地产交易税政策简介

对于何为“普通住房”，上海市的标准为：单套建筑面积在不超过140平方米、低于同级别土地上住房平均交易价格1.44倍以下、住宅小区建筑容积率在1.0以上、总价不超过规定上限的住宅。总价上限按照环路划分。^①2014年11月20日以前，上海实施的是2012年3月颁布的总价上限，即内环线以内的住宅总价不高于330万、内环线与外环线之间的住宅总价200万，外环线以外的住宅总价不高于160万。2014年11月20日，由于房价的上升和交易量的下降，为了促进房地产交易，这三个区域的总价上限分别上调为450万、310万和230万。

普通住房在交易时享受相关的税收优惠政策。与全国其它城市类似，上海二手房交易环节的税收主要包括营业税、个人所得税、契税和土地增值税4项。^②本文所研究的时期为2014年9月至2015年1月，各项税收的适用税率如表1所示。鉴于住房的高昂成本，对任何住宅来说，总价的5.55%和差价的5.55%显然存在很大的差异。个人所得税方面，普通住房和非普通住房的税率相差1个百分点，而契税则相差1-1.5个百分点，加上土地增值税的差别，三项税金的差额在2.5-3个百分点。因此，两套相仿房屋，认定为普通住房相比于被认定为非普通住房，在交易税率上至少要低2.5个百分点，最高则可能相差8.55个百分点。

表1 普通住房与非普通住房适用的不同交易税率（2014年9月~2015年1月期间适用）

	普通住房	非普通住房
营业税	持有不满5年：差价×5.55% 持有满5年：免征	持有不满5年：总价×5.55% 持有满5年：差价×5.55%
个人所得税	买卖差价×20%或者总价×1% 持有满5年且系唯一住房的免征	买卖差价×20%或者总价×2% 持有满5年且系唯一住房的免征
契税	总价×1.5% 首次购房且90m ² 以下：总价×1%	总价×3%
土地增值税	免征	总价×0.5%

来源：笔者根据上海市住房保障和房屋管理局网站资料归纳整理。

四、研究设计与数据

4.1 基于普通住房标准调整的双重差分模型

2014年11月13日，上海市住房保障和房屋管理局、上海市规划和国土资源管理局、上海市财政

^① 有关上海市普通住房标准的演变，可参见上海市住房保障和房屋管理局网站：<http://www.shfg.gov.cn/>。

^② 实际中二手房交易中的税收应还有印花税以及相当多种类的杂费，但总额很小，可以基本忽略不计。各地二手房交易的详尽税费信息可见本地地税局的官网说明。

局和上海市地方税务局联合出台《关于调整本市普通住房标准的通知》（沪房管规范市〔2014〕6号），要求自11月20日起，位于内环线以内、内环线与外环线之间以及外环线以外的普通住宅总价上限由原先的330万元、220万元和160万元分别上调为450万元、330万元和230万元，上调幅度分别为36%、50%和44%。此次政策调整，使得部分原先因为总价超标而被认定为非普通住房的住宅被认定为普通住宅，从而享受到较低的交易税政策。

在目前二手房交易中，绝大多数挂牌价格是卖方的“到手价”，也就是卖方最终收到的价格。在这一价格的基础上，交易中产生所有税费，无论是买方缴纳还是卖方缴纳，都由买方承担。尽管从理论上说，如果交易税是确定的，标价是卖方收到的价格还是买方付出的价格并不会产生实质性的影响，但使用到手价的标价方式会使得价格显得较低，从而吸引买家看房和洽谈。当交易税出现调整时（例如此次普通住房标准调整所引致的部分住房交易税的下降），如果“到手价”不发生调整，交易税的下调全部由买方纳入囊中。卖方想要捕获交易税的下调，就应该将挂牌价格调高相应的幅度。如果卖方调高挂牌价格的幅度没有达到交易税降低的程度，就说明减少的交易税的降低被买卖双方分摊。从基本的微观经济学理论上分析，价格弹性较高的一方，所分摊到的交易税的比例越低。

基于上述事实与分析，我们构建一个双重差分（Difference-in-differences）模型。具体而言，我们将政策调整前为非普通住房、调整后变为普通住房的住宅作为处理组，而将政策调整前和调整后均为普通住房和政策调整前和调整后均为非普通住房的住宅作为控制组进行分析。根据住宅所在区位、挂牌总价和面积，处理组和控制组的划分如表2所示。

考虑140平方米是普通住房面积的上限，面积超过140平方米的住宅，无论总价高低都不可能享受普通住房的优惠税率；另一方面，不超过90平方米的住宅在存在更大的税收优惠，也是市场上较为青睐的“刚需”型产品，其供求关系与大户型的住宅可能存在较大的差异。本文也尝试只将不超过140平方米和90平方米的住宅包括进处理组 and 对照组，以更好地识别税率下调的处理效应。

表2 处理组和控制组的划分

	处理组	控制组		
	政策调整前为非普通住房，调整后为普通住房	政策调整前和调整后为普通住房	政策调整前和调整后为非普通住房	
内环内	面积不超过140平方米，总价在330-450万间	面积不超过140平方米，总价低于330万	面积不超过140平方米，总价高于450万	面积超过140平方米
内外环间	面积不超过140平方米，总价在220-310万间	面积不超过140平方米，总价低于220万	面积不超过140平方米，总价高于330万	
外环外	面积不超过140平方米，总价在160-230万间	面积不超过140平方米，总价低于160万	面积不超过140平方米，总价高于230万	

4.2 数据来源与描述

鉴于普通住房标准的调整于2014年11月13日宣布并在7天后正式实施，本文选取政策前后各2个月，即2014年9月~2015年1月的二手房挂牌数据进行研究。其中，住宅层面的变量包括住宅挂牌总价、住宅的建筑面积、住宅所在的楼层、总楼层、户型（卧室和厅的数量），小区层面的变量包括楼盘的总建筑面积、竣工时间、绿化率、容积率，此外，尽管上海实施私车牌照额度管理已有

十余年的时间，但高峰时段道路拥堵仍然日益严重，使得地铁可及性对房价的影响日益凸显（王岳龙, 2015; 董藩等, 2009; 郝前进、陈杰, 2007; Bowes & Ihlanfeldt, 2001）。我们参照李会平等(2014)根据小区的中心位置利用地理信息系统（GIS）计算了小区的周边地铁可及性指数，以分析税收资本化在这一方面的异质性。所有数据均来自上海财经大学王洪卫工作室。

表3是本文所用数据的描述性统计。大约四分之一的挂牌住宅属于处理组，即在普通住房标准调整之前属于非普通住房，标准调整之后则属于普通住房。这些住宅在政策出台前后适用不同的交易税率。

表 3 描述性统计

	观察值数	均值	标准差
挂牌总价（万元）	16,079,370	413.6234	604.3238
挂牌单价（元）	16,079,370	32169.98	13914.66
面积（平方米）	16,079,370	117.0405	84.69338
处理组占比	16,079,370	24.5%	

需要注意的是，本文所采用的数据是二手房挂牌出售的价格，而不是实际成交的价格。一个理想的数据，应该是二手房的实际成交价格，而挂牌只反映了卖家单方面的交易意愿，而没有将挂牌价格是否能够实际成交反映在内。然而，由于市场上存在避税行为，不少交易在房地产交易中心备案的“成交价格”明显低于实际成交价，真实的成交价格只有交易双方知晓，无法通过数据反映出来。另外，出于隐私保护的考虑，数据中隐去了住宅的具体门牌号码。也就是说，我们无法知道一套挂牌的住宅的精确信息，只知道它位于哪个小区，以及其面积、楼层等属性。因此，如果从住宅层面考虑，这一数据属于重复的截面数据，而不是面板数据。但是，由于小区的信息可得，外加小区的位置并不会发生变化，因此我们可以控制小区层面的固定效应，将其作为一个“准面板”数据进行分析。

4.3 实证模型

具体而言，本文的实证模型如下：

$$\log p_{ijt} = X_i \beta_1 + \beta_2 Treated_i + \beta_3 Post_t + \beta_4 Treated_i \times Post_t + \gamma_j + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中下标*i*代表住宅，下标*j*代表小区，下标*t*代表时间。 $\log p_{ijt}$ 代表小区*j*中的住宅*i*在时间*t*的挂牌价格的对数， $Treated_i$ 表示该住宅属于处理组的虚拟变量， $Post_t$ 表示挂牌日期在政策实施之后的虚拟变量。在双重差分法的模型中，我们关心的是 $Treated_i \times Post_t$ 这一交叉项的系数。此外，我们控制了小区固定效应 γ_j ，回归中不再控制小区层面的变量，而只控制同一小区内不同住宅之间的差异（例如面积）即可。

此外，考虑到业主对于政策的反应可能存在滞后，我们除了使用 $Post_t$ 这一虚拟变量，也考虑使用更加丰富的时间虚拟变量。在后边的分析中，我们使用了月度和旬度虚拟变量来捕捉政策对于市场的影响的滞后和波动效应。如(2)式所示， D_t 表示*t*时期（如1个月、1个旬）的虚拟变量。

$$\log p_{ijt} = X_i \beta_1 + \beta_2 Treated_i + \beta_3^t D_t + \beta_4^t Treated_i \times D_t + \gamma_j + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

此时，我们需要考察 $Treated_i \times D_t$ 这一交叉项在普通住房标准调整前后是否存在显著差异。

五、实证结果与分析

5.1 基准回归结果

表4列出了(1)式的回归结果。其中，第(1)列使用所有挂牌数据进行回归的结果，其中Post*Treated的系数为0.00257，并在1%水平下显著。这说明普通住房标准的调整之后，得益于这一标准的调整使得交易税降低的住宅的挂牌价格相对于其它住宅平均上升0.257%。应该说，相比此前房地产市场比较火热的时期较高的资本化水平（张牧扬、陈杰, 2016），这一数值是相当小的。第(2)列使用不超过90平方米的住宅进行分析，由于这些住宅的需求价格弹性相对较小，也就是所谓的“刚需”型住宅，我们判断其挂牌价格的提升幅度会更高一些。结果发现，Post*Treated的系数为0.00820，并在1%水平下显著，即政策使得不超过90平方米的受益住宅的均价提升0.82%。这一数值尽管比第(1)列高了两倍多，但相对于2.5%的税率差异的下限，仍然属于较低水平。如果这一系数代表了真实的税收分担，那说明当时的房地产市场相对而言处于买方市场，即大部分的税金节约都到了买方手中。当我们把样本扩大到不超过140平方米的住宅时（第(3)列），处理效应介于前两列之间。

表 4： 基准回归结果：标准模型

	(1)	(2)	(3)
	所有挂牌	不超过 90 平方米	不超过 140 平方米
	挂牌单价对数		
面积	4.31e-05*** (5.90e-07)	-0.00123*** (3.51e-06)	-0.000604*** (1.49e-06)
Post	0.00556*** (6.35e-05)	-0.000194** (8.88e-05)	0.00437*** (6.45e-05)
Treated	0.000844*** (9.47e-05)	0.0429*** (0.000140)	-0.00137*** (8.49e-05)
Post*Treated	0.00257*** (0.000128)	0.00820*** (0.000165)	0.00374*** (0.000115)
常数项	10.29*** (8.31e-05)	10.25*** (0.000228)	10.30*** (0.000136)
小区固定效应	控制	控制	控制
样本容量	16,079,370	7,014,155	12,685,881
R 平方	0.930	0.933	0.939

一些因素可能会影响到这一估计。首先，部分卖方的价格调整也许并不及时。其次，卖家可能还需要观察市场在政策出台后的情况以确定价格调整的幅度，甚至可以根据情况反复调整挂牌价格。我们在此使用方程(2)考察政策宣布前后受益与未受益住宅的价格变动趋势。方程(2)中， D_t 使用月度虚拟变量的结果列于表5，基准组为2014年9月。交叉项的系数显示，2014年10月政策尚

未发布时，处理组和控制组的住宅之间并没出现明显的价格差异。11月政策宣布并且实施以后，一直到2015年1月为止，处理组和控制组的住宅之间的差异出现一个不断上升的趋势：如果使用所有挂牌住宅进行分析（第1列），到2015年1月份这一处理效应大约为0.38个百分点，而只使用不超过90平方米的住宅进行分析（第2列），2015年1月份这一处理效应大约为1.16个百分点。如果把样本扩大到不超过140平方米的住宅，其效应介于之前的两者之间（第3列）。

为了考察二手房市场的波动，我们进一步将时间虚拟变量细化到旬。这样一来，政策宣布于11月中旬，而11月下旬政策实施。图1展示了处理效应的旬度趋势。一个很有意思的现象是，对于不超过90平方米的住宅，在政策刚开始实施的11月下旬，处理效应接近2%，出现了“跳涨”的现象。也就是说，卖方在政策实施初期试图捕获税金下调的大部分。但是，到了12月上旬，这一效应就下降到很低的水平，然后再逐渐上升，并在2015年1月份在1%水平波动。这一发现表明，卖方在政策实施之初试图占有较大比例的税金节省，但这一行为并未获得市场的认可。

表 5： 基准回归结果：按月度的分析结果

	(1)	(2)	(3)
	所有挂牌	不超过90平方米	不超过 140 平方米
	挂牌单价对数		
面积	4.34e-05*** (5.90e-07)	-0.00123*** (3.51e-06)	-0.000604*** (1.49e-06)
2014年10月	-0.00217*** (9.90e-05)	-0.00286*** (0.000135)	-0.00214*** (0.000100)
2014年11月	-0.000350*** (9.85e-05)	-0.00434*** (0.000136)	-0.00177*** (0.000101)
2014年12月	0.00353*** (9.72e-05)	-0.000815*** (0.000133)	0.00236*** (9.77e-05)
2015年1月	0.00710*** (9.66e-05)	-0.00162*** (0.000135)	0.00530*** (9.83e-05)
Treated	0.000934*** (0.000143)	0.0420*** (0.000196)	-0.00159*** (0.000129)
2014年10月*Treated	-0.000102 (0.000200)	0.000800*** (0.000256)	-0.000212 (0.000180)
2014年11月*Treated	0.000500** (0.000200)	0.00446*** (0.000257)	0.00186*** (0.000180)
2014年12月*Treated	0.000988*** (0.000195)	0.00509*** (0.000250)	0.00229*** (0.000175)
2015年1月*Treated	0.00377*** (0.000196)	0.0116*** (0.000253)	0.00538*** (0.000176)
常数项	10.29*** (9.84e-05)	10.25*** (0.000239)	10.30*** (0.000146)
小区固定效应	控制	控制	控制

样本容量	16,079,370	7,014,155	12,685,881
R 平方	0.930	0.933	0.940

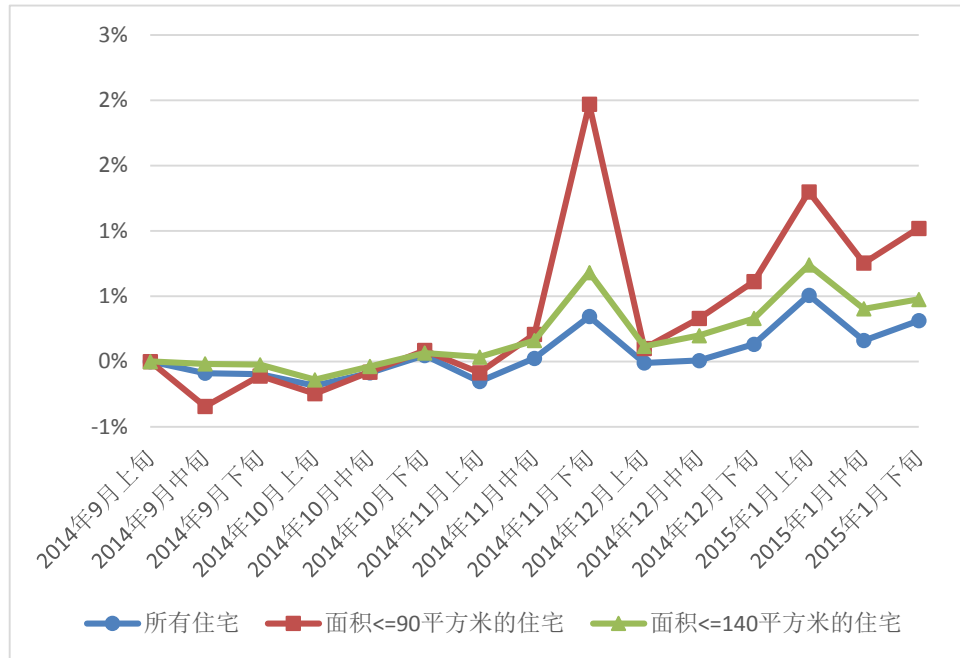


图1: 双重差分效应: 按旬的分析结果

5.2 稳健性检验

在二手房交易实务中有两个需要注意的问题可能影响模型的估计：其一是挂牌价格只代表了卖方的意向，实际成交价格还需要通过买卖双方的协商确定，因此最终的成交价格和挂牌价格之间还可能存在一定的差异。在许多情况下，卖方会挂出价格稍高的价格，然后允许买方有一定程度的还价，以促进二手房的成交。其二是交易税的征税依据是买卖双方的合同到交易中心备案的价格，出于避税的考虑，许多交易都存在合同价格低于实际支付的价格，即“阴阳合同”的现象。在这两个因素的共同作用下，挂牌总价高于普通住房标准的住宅，只要高出的程度不太大，仍然可能适用普通住房的税率。从这一意义上说，普通住房的总价标准对于二手房挂牌价格而言并不是十分严格的。

为此，我们在此做一稳健性检验：将普通住房总价标准提高20万（普通住房标准调整前后，都作统一的提高），重新考察普通住房标准变动的政策处理效应。图2展示了不超过90平方米住房在不同的普通住房标准下的处理效应。可以看出，将普通住房标准提升20万之后的政策处理效应与真实的政策处理效应并无差异，部分时期的效应甚至稍大。这说明的确有部分挂牌总价稍高于普通住房标准中的总价上限的二手房最后按照普通住房缴税，这部分住房的处理效应通过略微提高总价上限而被识别。作为对比，如果我们也尝试把标准降低20万元，发现政策的处理效应就明显降低，这是因为很少有二手房的挂牌价格低于在交易中心备案的合同价格，这一假想的政策使得处理组中混入了本应属于控制组的部分的二手房，导致估计出的处理效应的下降。

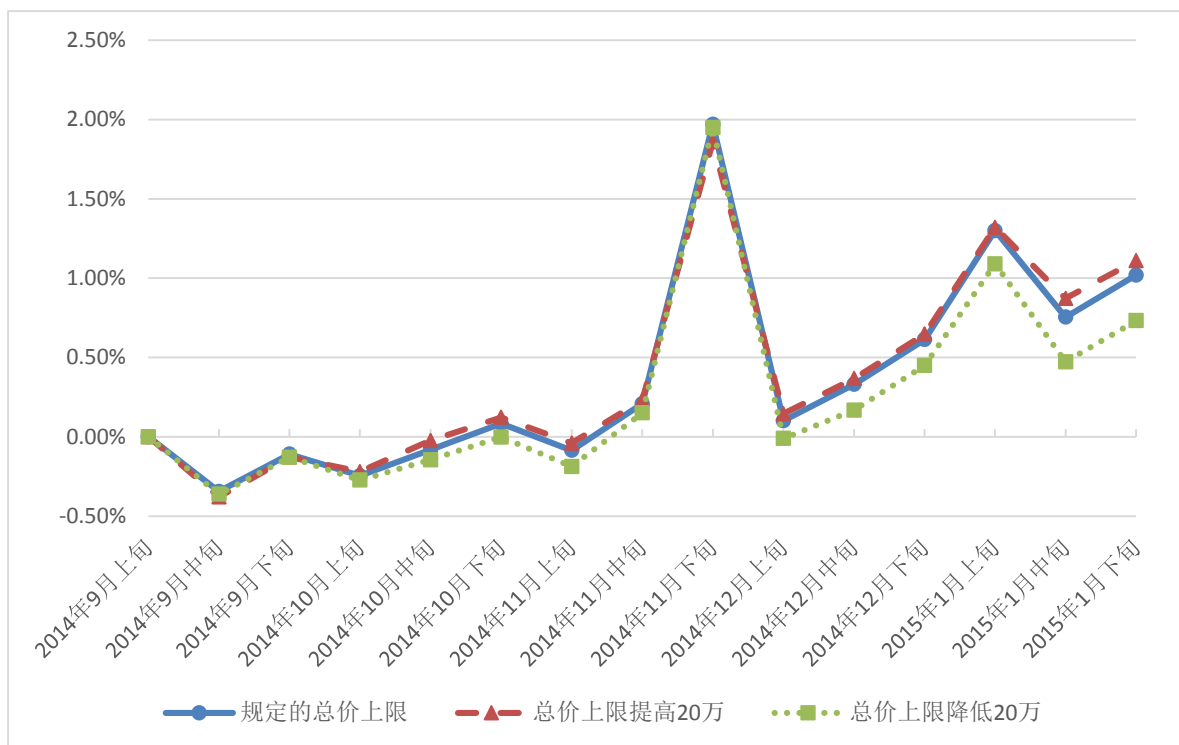


图2：稳健性检验——假象的普通住房标准变动下不超过90平方米二手房的政策处理效应

5.3 交易税分摊的异质性分析

从经济学理论上分析，交易税降低之后的税金节约的分摊，实质上反映的是住宅供给和需求双方的价格弹性的相对大小。住宅是一种高度异质性的商品，不同区位的住宅，其居住和投资价值的高低差异很大，从而影响供给和需求双方的价格弹性的相对大小。为此，我们选取两个影响居住和投资价格的区位因素，分析不同供求价格弹性下交易税分摊是否存在差异。

按环路区位的分析

我们首先分析处于不同环路位置的住宅。之所以采取这一划分，主要考虑到普通住房的认定标准也以环路划分，内环线以内、内环线与外环线之间和外环线以外三个区域受益于最近一次普通住房标准调整的住宅的总价并不相同，而总价不同的住宅，其供给和需求的价格弹性也会存在一定的差异，这一差异应该能够体现在交易税节省的分摊之上。表6的(1)-(2)列分别是使用内环线以内所有住宅和面积小于90平方米的住宅对(1)式回归的结果，两者的平均处理效应大约都在0.7%。这主要是因为内环线以内的住宅单价较高，即便普通住房的总价上限提升至450万，较大户型的住宅仍然无法被认定为普通住房，而能被认定为普通住房的住宅的户型大多小于90平方米。相比之下，当只使用内环线和外环线之间的住宅以及外环线以外的住宅对(1)式进行回归时，面积小于90平方米的住宅的处理效应（第3、5列）就远大于使用所有住宅进行回归的处理效应（第4、6列）。尤其是外环线以外不超过90平方米的住宅，卖方提价的效应达到1.2%，远高于其他区域的住宅的提价水平。

表 6 按照环路的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	内环内 所有面积	内环内 面积≤90	内外环间 所有面积	内外环间 面积≤90	外环外 所有面积	外环外 面积≤90
面积	0.000114*** (1.16e-06)	-0.00183*** (8.12e-06)	-5.60e-05*** (9.78e-07)	-0.00101*** (4.36e-06)	6.07e-05*** (9.93e-07)	-0.00118*** (6.94e-06)
post	0.00812*** (0.000124)	0.00613*** (0.000196)	0.00708*** (8.60e-05)	0.00217*** (0.000111)	0.00152*** (0.000128)	-0.00682*** (0.000178)
treated	0.00179*** (0.000204)	0.0543*** (0.000388)	0.000977*** (0.000123)	0.0364*** (0.000160)	-0.000260 (0.000187)	0.0462*** (0.000294)
post*treated	0.00694*** (0.000275)	0.00699*** (0.000453)	0.000859*** (0.000165)	0.00626*** (0.000188)	0.00228*** (0.000254)	0.0119*** (0.000354)
常数项	10.66*** (0.000172)	10.70*** (0.000503)	10.36*** (0.000120)	10.32*** (0.000274)	9.898*** (0.000155)	9.899*** (0.000485)
小区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	4,129,734	1,275,965	6,750,172	3,351,876	5,199,287	2,386,176
R 平方	0.828	0.835	0.854	0.835	0.858	0.857

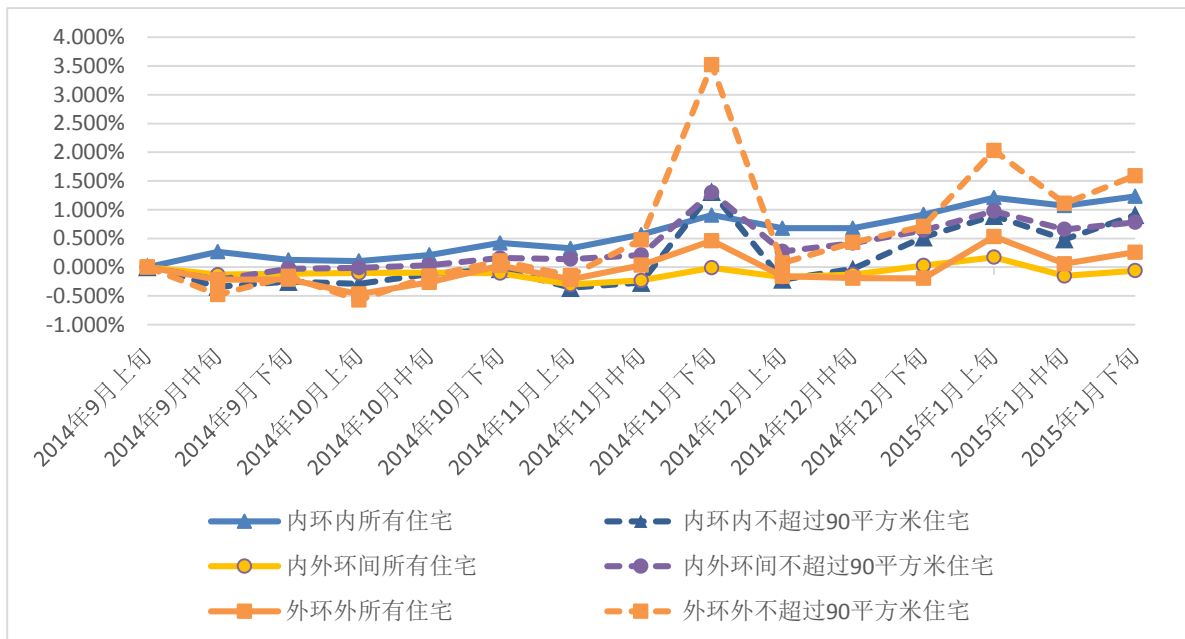


图3 普通住房标准调整前后处理效应的按旬走势

进一步的按旬分析表明（图3），外环线以外不超过90平方米的住宅，一旦受益于普通住房标准的调整而适用更低的交易税率，其挂牌价格提升幅度最大。尤其是在政策实施之初的2014年11月下旬，挂牌价格平均上涨3.5%，随后一度跌落至零附近，然后逐渐上升并于2015年1月达到1.5%上下。内环线以内和内外环之间的住宅，如果受益于普通住房标准的调整而适用更低的交易税率，

其挂牌价格提升幅度约为外环线以外住宅价格提升幅度的一半，其中2014年11月下旬时大约为1.3%，然后也呈现先下落后缓慢回升的趋势，到了2015年1月，其资本化率在0.7%左右。

按地铁可及性的分析

是否靠近地铁往往是影响住房价值的一个重要因素（王岳龙, 2015; 郝前进、陈杰, 2007; 董藩等, 2009; Bowes & Ihlanfeldt, 2001）。我们利用李会平等（2014）计算得出的上海市小区层面的地铁可及性，并以地铁可及性的高低将小区划分为两个不同的子样本进行分析。表7的前两列分别列出使用地铁可及性 >0.3 和地铁可及性 ≤ 0.3 的小区中所有面积的住宅的分析结果，很明显地看出，地铁便利的小区，普通住房标准提升带来的部分住宅交易税的下降带来的挂牌价格的提升比地铁不便利的小区的提升幅度大了一倍有余，这说明地铁便利的小区的住宅相对抢手，卖方有更大的提价空间。然而，地铁的影响只存在于大户型的住宅，小户型的住宅的税收资本化水平对于地铁方便与否并不敏感（见表7第3、4列结果）。

表 7 按照地铁可及性的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	地铁可及性 >0.3		地铁可及性 ≤ 0.3	
	所有面积	所有面积	面积 ≤ 90	面积 ≤ 90
面积	0.000128*** (2.31e-06)	3.76e-05*** (6.11e-07)	-0.00126*** (1.25e-05)	-0.00123*** (3.66e-06)
post	0.00728*** (0.000203)	0.00540*** (6.68e-05)	0.00486*** (0.000310)	-0.000630*** (9.27e-05)
treated	-0.00207*** (0.000335)	0.00111*** (9.88e-05)	0.0415*** (0.000557)	0.0429*** (0.000145)
post*treated	0.00648*** (0.000450)	0.00230*** (0.000133)	0.00872*** (0.000652)	0.00831*** (0.000171)
常数项	10.62*** (0.000305)	10.26*** (8.65e-05)	10.60*** (0.000770)	10.22*** (0.000239)
小区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本容量	1,391,555	14,687,815	505,653	6,508,502
R 平方	0.884	0.927	0.869	0.930

六、结论与政策建议

本文以2014年11月上海市普通住房标准调整所带来的部分住宅的交易税率下降作为自然实验，估计了房地产交易环节税收的税收资本化程度。通过双重差分方法分析，我们发现税收资本化的程度总体不高，但在小户型住房如不超过90平方米的住宅的税收资本化程度较高。进一步的分析表明，卖方在政策刚开始实施时曾经大幅度提高挂牌价格，以将大部分税金节省纳入囊中，税负优惠捕获程度较大，但卖方挂牌价的提升只是昙花一现，很快就回落到与政策实施前相当的水平，

并在此之后持续缓慢上升的现象。这说明，这一阶段的二手房市场呈现了买卖双方相互焦灼的状态，卖方仍然按照过去的经验试图将大部分税金的下降纳入囊中的行为，已经不再被市场所接受。在这一大环境之下，地理位置好、交通方便的小区，卖方的提价能力相对更高一些，这也符合税收归宿与供求双方的价格弹性相对大小之间的关系。从这一意义上说，本文的研究也对于上海市二手房市场的供需价格弹性的相对大小作了估计。

从整体指标来看，目前上海市的住宅市场价格仍然处于高位运行，房价-收入比和房价-租金比均处于较高的水平（吕江林, 2010）。也正是由于房价“高处不胜寒”，导致了居住性和投资性需求的萎缩以及供给的增加。2015年的“330政策”以来，由于营业税的进一步降低以及贷款政策的放松，再加上央行基准利率几度下调，使得购房成本和交易费用下降，促进了房地产交易量的回升。尽管如此，相比前几年房地产市场高速成长的时期几乎完全的卖方市场，目前的二手房市场已经进入了一个“新常态”，这既是我国房地产市场十多年来高速增长的一个必然结果，也给今后政府对于房地产市场的政策制定和实施带来了新的挑战。制定符合市场规律的房地产税收政策，给市场的各个主体营造稳定的政策预期，并利用“互联网+”的技术发展努力降低二手房的交易成本，使得房地产交易市场在新常态下得以长期可持续发展。

参考文献

Benjamin, J. D., Coulson, N. E. and Yang, S. X., 1993, "Real Estate Transfer Taxes and Property Values: The Philadelphia Story", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 7(2): 151-157.

Besley, T., Meads, N. and Surico, P., 2014, "The Incidence of Transaction Taxes: Evidence From a Stamp Duty Holiday", *Journal of Public Economics*.

Bowes, D. R. and Ihlanfeldt, K. R., 2001, "Identifying the Impacts of Rail Transit Stations On Residential Property Values", *Journal of Urban Economics*, 1(50): 1-25.

Dachis, B., 2012, "Stuck in Place: The Effect of Land Transfer Taxes On Housing Transactions", *Commentary - C.D. Howe Institute*, (364): 1.

Dachis, B., Duranton, G. and Turner, M. A., 2012, "The Effects of Land Transfer Taxes On Real Estate Markets: Evidence From a Natural Experiment in Toronto", *Journal of Economic Geography*, 12(2): 327-354.

Davidoff, I. and Leigh, A., 2013, "How Do Stamp Duties Affect the Housing Market?", *Economic Record*, 89(286): 396-410.

Englund, P., 2003, "Taxing Residential Housing Capital", *Urban Studies*, 40(5-6): 937-952.

Hamilton, B. W., 1976, "Capitalization of Intra-jurisdictional Differences in Local Tax Prices", *The American Economic Review*, 5(66): 743-753.

King, A. T., 1977, "Estimating Property Tax Capitalization: A Critical Comment", *Journal of Political Economy*, 2(85): 425-431.

Lewis, W. C. and McNutt, P. J., 1979, "The Incidence of Property Taxes On Single-Family Housing", *Real Estate Economics*, 3(7): 344-361.

Madsen, J. B., 2009, "Taxes and the Fundamental Value of Houses", *Regional Science and Urban Economics*, 39(3): 365-376.

Oates, W. E., 1969, "The Effects of Property Taxes and Local Public Spending On Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis", *Journal of Political Economy*, 6(77): 957-

971.

Pollakowski, H. O., 1973, "The Effects of Property Taxes and Local Public Spending On Property Values: A Comment and Further Results", *Journal of Political Economy*, 4(81): 994-1003.

Reinhard, R. M., 1981, "Estimating Property Tax Capitalization: A Further Comment", *Journal of Political Economy*, 6(89): 1251-1260.

Rosen, H. S. and Fullerton, D. J., 1977, "A Note On Local Tax Rates, Public Benefit Levels, and Property Values", *The Journal of Political Economy*, 2(85): 433-440.

Sirmans, G. S. □. G., 2008, "The History of Property Tax Capitalization in Real Estate", *Journal of Real Estate Literature*, 16(3): 327-343.

Tiebout, C. M., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 5(64): 416-424.

Van Ommeren, J. and Van Leuvensteijn, M., 2005, "New Evidence of the Effect of Transaction Costs On Residential Mobility", *Journal of Regional Science*, 4(45): 681-702.

蔡明超、黄徐星、赵戴怡, 2011: 《房地产市场反周期宏观调控政策绩效的微观分析》, 《经济研究》, 第 S1 期。

邓富民、梁学栋, 2012: 《宏观经济、政府规制与房地产市场发展——政策调控与中国房地产市场发展研究论坛综述》, 《经济研究》, 第 12 期。

董藩、丁宏、赵安平, 2009: 《通勤成本与轨道交通周边房价的空间分布——以北京地铁五号线周边住宅市场为例的实证分析》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》, 第 04 期。

郝前进、陈杰, 2007: 《到Cbd距离、交通可达性与上海住宅价格的地理空间差异》, 《世界经济文汇》, 第 01 期。

李东军、潘陈辰, 2012: 《第二届“宏观经济与房地产市场”研讨会综述》, 《经济学动态》, 第 02 期。

李会平、王清芳、王洪卫、邓中伟、石薇, 2014: 《论上海地区住宅集群及公共设施的空间可及性》, 《复旦公共行政评论》, 第 01 期。

李永友, 2014: 《房价上涨的需求驱动和涟漪效应——兼论我国房价问题的应对策略》, 《经济学(季刊)》, 第 02 期。

吕江林, 2010: 《我国城市住房市场泡沫水平的度量》, 《经济研究》, 第 06 期。

王岳龙, 2015: 《地铁开通对房价影响的实证研究》, 《经济评论》, 第 03 期。

张牧扬、陈杰, 2016: 《差别化房产交易税的价格结构性影响效应: 来自上海自然实验的证据》, 《不动产研究》, 已接收。

朱国钟、颜色, 2014: 《住房市场调控新政能够实现“居者有其屋”吗?——一个动态一般均衡的理论分析》, 《经济学(季刊)》, 第 01 期。