

购房者的关注度与中国二手房价格
——基于注意力经济学视角的分析

论文提交

清华大学和日内瓦大学

应用金融高级专业研究博士学位

专业方向为财富管理

姚瑶

论文导师： Prof. Martin HOESLI
日内瓦大学

副导师： 廖理
清华大学

2020年9月

免责声明

我声明我已经阅读了清华大学和日内瓦大学发布的抄袭信息和防范文件。

我证明此作品是我个人工作的结果，是独立完成的。本著作系作者责任，与清华大学、日内瓦大学及指导教授无关。本人声明所使用的资料来源，包括互联网上的资料，均以完整及准确的方式引用。对本文所涉及的研究工作做出贡献的其他个人和团体已在该论文中明确确定。

我知道没有引用资料来源或没有正确引用资料来源的事实是抄袭，抄袭被认为是大学内部的严重错误，会受到惩罚。

综上所述，我以我的荣誉声明，我的作品是原创的。

签名： 姚瑶 日期： 2020年9月

摘要

本文将购房者的注意力引入到对中国二手房市场价格的研究当中，发现购房者的注意力对中国二手房市场的价格在统计学上具有显著的负向影响，本文在数据方面的创新性工作包括了，通过网络爬虫技术收集了中国几个重要城市的二手房的挂牌价格，形成了独有的微观数据。通过回归分析，本文得到了新的研究结论：购房者的关注度越高，就越容易消除信息不对称，进而降低该房源的价格，并且通过在回归方程中加入交乘项，发现了购房者的关注度影响二手房价格的传导途径，一般来说，越是好房子，购房者关注度对于房价的负向影响也就越大。另外，本文还专门研究了在执行不同货币政策时期，这种效应的大小，发现货币发行速度越快的时期，购房者关注度对于房价的负向影响也就越大。因此，本文的研究结论不仅在理论上说明了购房者的注意力对于二手房价格具有显著影响，同时还可以为制定二手房的销售策略提供决策咨询。

关键词： 房地产价格 购房者关注度 货币政策

目录

免责声明	Erreur ! Signet non défini.
摘要	Erreur ! Signet non défini.
表格列表	Erreur ! Signet non défini.
数据列表	Erreur ! Signet non défini.
1. 引言及文献综述	5
2. 房地产市场的趋势分析	10
3. 数据及识别方法	12
3.1. 数据	12
3.2. 估计方法	14
4. 结论	33
参考文献:	35
附录:	38
附录 1 近十年房地产调控政策汇总:	38
附录 2 房屋品质对房地产价格的影响	40
附录 3 货币增速对房地产价格的影响	46

表格列表

表 1: 链家数据的统计性描述	13
表 2 房地产关注程度对房地产价格影响的估计结果.....	20
表 3 房屋面积对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果	22
表 4 房屋户型对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果	24
表 5 房屋梯户比对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果.....	26
表 6 货币增速对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果	28
表 7 分城市的货币增速对房地产关注程度作用于房地产价格的调节效应的估计结果	31

数据列表

图 2-1: 全国商品住宅销售均价同比增速	11
图 1 货币增速与百城住宅价格指数关系.....	46

购房者的关注度与中国二手房价格——基于注意力经济学视角的分析

1. 引言及文献综述

注意力经济学是近年来兴起的一个经济学词汇，它是由美国加州大学洛杉矶分校(UCLA)的 Lanham 教授在 1994 年提出的，虽然目前来说它还不是一个严格的经济学概念，在顶级期刊上进行讨论文献也比较少，但它的应用范围却是越来越广泛，特别是在当前高速发展的互联网时代。因为在互联网时代，信息高度传递，网络上的内容异常丰富，购房者不可能关注互联网上的所有信息，因此消费者的注意力或者其关注度就显得非常稀缺了。而在经济学中，稀缺是非常核心的概念，正是因为物品有了稀缺性，它们才具有价格，因此注意力经济学应运而生并且解释力越来越强。而这一点对于中国的房地产市场也是非常关键的，因为通过比对二手房市场的微观价格数据，可以发现，房屋属性基本相同的房子在价格上可能会差异很大，因此必然有一些“隐形因素”影响了二手房的价格，而这些“隐形因素”这是购房者非常想了解的。购房者的注意力往往就是集中在这些“隐形因素”方面，他们实地去看房也是为了弄清楚这些“隐形因素”，另外，对于中国的家庭来说，家庭财产的最主要部分就是房产，其重要性相当于美国家庭的股票。因此，可以判定研究购房者的注意力对于房价的影响是一个非常重要的问题，它不仅在理论上是填补了一项空白，即注意力经济学在中国二手房市场的具体应用，也可以为中国的购房者、卖房者提供决策参考。

本文的具体工作包括三个大部分：本文工作的第一个部分就是数据收集，由于本文需要对于购房者的注意力进行数量描述，这是在宏观的房价指数中没有包含的部分，那么这就需要自己收集数据，而且每个购房者的关注度差异很大，所以必须使用微观数据，宏观数据则无法反映这么多的微观个体信息。具体来说，我们通过网络爬虫技术爬取了链家网在广州、天津以及重庆三地的二手房挂牌数据，所得到的指标主要可以分为两部分，一是关于房屋基本品质的指标，包括小区名称、房屋面积、所处地区、总价、单位面积价格、详细地址、经度、纬度、所处城市、所处区县、房屋户型、所在楼层、建筑面积、户型结构、套内面积、建筑类型、房屋朝向、建筑结构、装修情况、梯户比例、供暖方式、配备电梯、产权年限、挂牌时间、交易权属、上次交易时间、房屋用途、房屋年限、产权所属、核心卖点、交通出行、周边配套、权属抵押、装修描述、小区介绍等，二是关于描述购房者关程序

度的指标，主要是关注人数和带看次数，其中关注人数是在购房者在链家网上浏览该房源时选择关注功能的总人数，实际上就是用户收藏了该房源的相关信息，带看次数就是链家带领购房者去实地看这套房源的次数。另外，还补充了对应时期的货币发行速度，因为对于中国家庭来说，购买房产不仅是解决居住问题，还有投资保值的功能，因此中国家庭购房会考虑通货膨胀、资产收益等金融方面的因素，加入货币发行速度有助于分析货币政策对于中国二手房价格的影响。

本文工作的第二部分就是进行回归分析并且得到主要的结论。在回归分析中，被解释变量就是二手房的挂牌价格，而核心解释变量就是该房源对应的消费者关注程度，即关注次数和带看次数。虽然本文的结论未必具有普遍意义，但是结合中国的情况会显得非常有趣。另外，本文充分考虑了前人的研究成果，并且他们认为能够影响房价的因素都作为解释变量放入到回归当中，也就是本文的控制变量。需要说明的是后面的文献综述也是按照这些控制变量的分类进行展开的。本文的回归结果说明即使在考虑前人研究的影响房价的因素之外，购房者的关注程度仍然是可以显著的影响房价的，那么这就是本文的一个主要贡献，在前人的基础之上提出了一种新的影响中国二手房房价的因素。

本文工作的第三个部分就是整理相关结论。本文不仅研究了购房者的注意力对二手房价格的影响，并且研究了其传到途径，具体来说是通过在回归分析中加入购房者的关注度与某些变量的交乘项实现的。此时在回归方程中，购房者的关注度对房价的影响系数就不是一个具体的数值了，而是对应的回归系数乘以某个变量，那么可以发现某个变量发生变化后，购房者的关注度对房价的影响也就随之变化了，因此这个变量就可以称之为传导机制，这种分析方法在回归分析中称之为“机制分析”或者“调节效应”。本文通过“调节效应”分析发现，房地产的产权年限、房屋面积、房屋户型、交易权属、和梯户比都可以构成关注度影响房价的传导机制，也就是说购房者的关注度是通过这些变量来影响房价的，具体来说房屋面积大、房间数多、梯户比大、房屋交易权属清晰的房子，购房者关注度对于房价的降低作用更明显，一般来说，具备这些特征的房子都是好房子，因此可以简单的概括，越是好房子，购房者注意力对于房价的负向影响也就越显著。另外，本文还使用同样的方法将货币政策作为一个重要的拓展来进行讨论，因为中国家庭购买房产具有金融投资的动机。一般来说，当货币发行速度较高的时候，具有金融属性的资产的价格也会上升，因此房价也会上升，此时购房者的注意力对房价的降低作用就显得更加重

要，本文的回归结果发现，货币发行速度越高，购房者的关注程度对房价的负向作用会越显著。综上所述，本文可能的边际贡献包含如下几个方面：第一、本文首次将注意力经济学运用到中国二手房价格的领域进行研究，并且得到了购房者的关注度越高，那么二手房价格也就越低的结论，也就是说购房者的关注度将会对房价具有显著的负向影响，并且运用微观数据和回归分析的方法将其进行了证明。第二、本文的研究在传导机制上丰富了注意力经济学，一般来说，注意力经济说的是随着消费者的关注度提高，能够消除信息不对称性，进而对经济活动产生影响，而本文的研究具体发现了在购买二手房时，购房者是怎么消除信息不对称的，即购房者关注哪些方面可以对房价产生负向作用，具体来说包括，房地产的产权年限、房屋面积、房屋户型、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比等。一般来说，越是好房子，例如房屋面积大、梯户比大、交易权属清晰的房子，购房者关注程度对于房价的负向影响也就越大，实际上这一点也是符合经济学直觉的，因为越是好房子，越需要仔细查看，认真评估，才能够消除信息不对称，进而辨别它的真正价值，而对于较差的房子来说，相对来说更容易判定其真实的价值。第三、在数据创新上，本文利用网络爬虫获得了二手房网络挂牌交易信息，形成了自己独有的数据库，共计4万多条信息，涵盖了几个非常具有代表性的城市，广州、天津和重庆，并且得到了几十个变量，包括房屋的基本品质信息和购房者的关注情况，因此，本文的工作量是非常大的。横向对比，关于中国房价的数据库非常少，不少数据都是地级市层面的宏观数据，相应的微观数据库非常匮乏。实际上，本文所建立的数据库还能够研究其他和二手房房价相关的问题，例如分析房屋的基本品质对二手房房价的影响，相关的内容都在附录中。另外，本文所构建的数据库还能够继续拓展，例如可以通过同样的技术爬取中国更多城市的二手房数据。

本文的篇章结构如下，第二部分是文献综述，第三部分是趋势介绍，第四部分介绍本文所使用的微观数据和回归方法，第五部分展示回归结果及其解释，第六部分是本文的结论与启示。

除了本文使用购房者的关注度作为影响因素研究其对于房价的影响以外，中国的学者大多从人口、政策、土地以及金融等多种视角探究各种因素与房价之间的因果关系，并提出相应对策等（陆铭，2014；张平等，2011；张铭，2009；潘爱民等，2012），这都为我们理解房价的增长提供了有益参考。总体上来说，形成的共识可以用“长期看人口、中期看土地、短期看金融”来概括，其含义是房价的长期变

化走向取决于该地区的人口变化、房价的中期变化取决于该地区的土地供应情况，房价的短期变化取决于该地区的金融政策。当然也有少数学者也开始从公共服务（HLi, 2019）、基础设施（X Zhang, 2019）等微观属性等方面进行研究。也有研究分析房地产市场的迅速发展对于地区劳动力流动，产业升级都起到明显的促进作用（高波、陈健、邹琳华，2012）。

长期来看，人口是影响房价的重要因素。且这种影响主要集中在人口结构、人口流动、家庭收入（Manning, 1989; Poterba, 1991; 梁云芳和高铁梅，2007）等因素。生命周期投资假说认为，在早期阶段，投资者在住房中分配更多财富，然后在后期转向金融资产，因此房地产市场应该随着平均年龄增加而下降（Gurdip S. Bakshi, 1994）。由于不同年龄阶段对住宅的需求及购买力不同，人口结构会显著影响房价（John Ermisch, 1996）。对于中国而言，根据年龄段划分，20-50岁群体对住房市场影响最大，80年代的婴儿潮是2004年后我国房价上涨的主要原因（陈斌开，徐帆和谭力，2012）。长期来看，人口老龄化对房地产价格起负向作用。谭海鸣等人（2016）推测人口老龄化将导致中国经济增速在2021-2025年下滑，房地产价格也会普遍下降。但另一方面，家庭规模小型化可以抵消人口老龄化的负向影响，未来十年内房价也有可能仍将保持温和上涨，2050年城镇住房需求将开始缩减（陈彦斌和陈小亮 2013）。老龄化对房地产价格的影响也具有区域性差异，中西部地区青年人口占比与房价成正比，而东部地区由于人口流动及投机现象青年人口比例与房价成反比（邹瑾 2014）。由于经济发展不平衡及城市化导致的人口流动在一定程度上也影响着中国房价。促进中国人口流动的主要因素是快速的城市化进程，陆铭等人（2014）认为中国的城市化提高了住房需求，从而推动房价上涨。但这种促进作用存在拐点，白极星、周京奎和佟亮（2016）的结果表明，人口流动能够推动房价上涨，但二者之间存在倒U型关系。但人口流动与房价的影响作用是相互存在的，社区人口增加，住房价值可能会增加，但住房价值增加会导致人口的流失（P. Wilner Jeanty, 2010）。

中期来看，土地是影响房价的关键因素，因为土地价格是房地产市场开发环节的最重要成本之一，它对房价具有重要影响。根据已有研究，普遍的观点是房价与地价相互影响，房价和土地价格具有相互的内生关系（Allen C. Goodman, 2013），且这种影响与时间长短有关：短期房价由地价决定，长期房价与地价相互影响（严金海，2006）。从土地政策上来看，严格的土地研制限制了可制造的供应，将建筑

倾向于较低的密度和更大、更昂贵的房屋。（John M. Quigley,2005）。且中国城市的住房供给整体表现为缺乏弹性，（刘修岩，2019），这都从土地解释了房价的快速增长。与一般国家相比，我国的土地所有制形式为城市土地国有制和农村土地集体所有制，从2003年《土地利用年度计划管理办法》的颁布，中央实行了偏向中西部的土地供给政策，这导致了土地资源在国内存在严重错配（文乐、彭代彦，2016）。人口规模越大的城市住房供给弹性越小（刘修岩，2019），这种土地资源的供需错配导致大小城市间房价不断分化（倪鹏飞，2019）。

短期来看，房价与金融、信贷等宏观经济变量的关系十分深刻。早期的关于房地产市场的研究虽然主要集中在供给、需求角度，但近年来人们也逐渐认识到金融对于房地产市场的深刻影响，在这一领域也积累了不少文献。长期而言、金融信贷对房地产市场价格具有单一的调节作用（Borio, 1994），从短期来看，金融信贷与房地产价格互项推动（Hofmann,2005;Davis & Zhu,2004），金融信贷对房价的推动作用具有金融加速器特征（Aoki, 2004）。在金融政策中，货币政策是非常关键的，因为中国家庭购房的一种重要动机是资产的保值增值，而货币发行速度则可能引起通货膨胀，所以货币发行速度是影响中国房价的重要因素。具体到货币政策上，信贷约束（Stein,1995）、真实利率（Chen&Patel）、M1（Lastrapes, 2002）均会对房价产生影响。具体到中国的货币政策对房价的影响上，总体而言，宽松的货币政策使得房地产价格总体上呈稳步上升态势（刘慧敏，2019），房地产行业作为资金需求量巨大的行业，宽松的货币政策将推动房价上涨，且我国的货币政策能够解释60%的房价波动（王云清、朱启贵和谈正达，2013）。，且加剧了城市间房价的分化（倪鹏飞，2019；刘慧敏，2019）。具体而言，中国房地产市场具有显著的以省份为主体来吸收货币政策影响的特征（涂红、徐春发、余子良，2018）。根据以往的研究，货币政策对房价的影响的区域性差异与两种因素有关，一种是异质区域的聚集，主要是城市产业结构、居民消费水平和金融发展程度的差异。另一种是对初始经济条件的依赖（Michael Fratantoni,2003）。在我国，东西部地区的房价受信贷规模影响较大，中部地区受影响较小（梁云芳和高铁梅，2007；张红和李洋2013）。在货币政策的选择上，在我国货币政策的抉择过程中，相对股价而言，房价波动对产出和通胀率的影响更大（姚云霞，2017），从当前我国货币政策的传导途径来看，货币供应量、利率和汇等货币政策等多种货币政策均能够对房价产生影响（刘传哲和何凌云，2006），在泡沫积聚时期，巨额货币量对房价的推动作用十分显著（李健和邓瑛，2011）。中国房价与实际利率存在负向相关关系，与信贷规

模存在正向相关关系（张涛、龚六堂和卜永祥，2006）。就当下中国的房价波动，数量型货币政策在管控房价更为有效（陈创练、戴明晓，2018），利率通过资金成本影响房价的传导渠道并未顺畅。郭娜、周扬（2019）通过建立 DSGE 模型研究得出：在住房需求冲击或是技术冲击等情况下，盯住房价的货币政策与宏观审慎政策相互配合可以有效抑制房价上涨。徐海霞（2019）在其研究中也得到相同的结论。除此之外，还有许多学者从其他角度对房地产价格的影响因素进行了研究，其中包括建设成本（Balchin & Kieve, 1985）、期望通胀（Fortura & Kushner, 1986）、房价预期（Allen C. Goodman, 2013）等等。

另外本文还对关注度的相关文献进行了综述。虽然当前相关文献较少，但是其主要结论仍然对于本文的写作有非常重要的启发。Kahneman（1954）认为关注是一种稀缺资源，对一种事物的关注的机会成本是对其他事物的忽视，在其他影响公司经营变量不变的情况下，优先关注对投资者的投资决策产生重大影响。Baber & Odean（2008）的研究认为，由于投资者具有有限关注的特征，缺乏对市场上所有可选择的股票分析比较的经历，因此倾向于购买被关注到的少数股票，进而对该股票造成短期的价格上升压力。虽然股票的买卖和房产买卖不同，但是中国家庭购房具有一定的投资动机，因此这些研究也是可以类比的。国内研究者对这一关注度造成股票价格短期上涨的现象进行了更深一步的研究，发现这一短期的价格上涨会在后续形成反转。如饶育蕾（2010）的研究发现，媒体关注程度越高的上市公司，其股票平均收益率在接下来的一个月内会更低。俞庆进和张兵（2012）以百度指数作为有限关注的代理变量，实证检验了百度指数和创业板股票市场表现的相关性，发现投资者的有限关注会在短期内对股票价格形成正向的价格压力，但这一压力在之后会反转，造成价格的下跌。宋双杰等（2011）基于谷歌提供的搜索量数据构建了投资者关注指标，发现 IPO 前投资者对于个股的关注可以解释个股首日超额收益的 23%，长期累积收益率的 10% 以上，投资者关注对资产价格有直接影响。权小锋等（2012）研究了投资者关注对市场异象的影响效应，发现投资者关注显著影响股票的横截面收益，其中价格反转收益与投资者关注显著正相关，而盈余惯性收益与投资者关注显著负相关。

2. 房地产市场的趋势分析

分析近十年的中国房地产市场，可以将其概括为两个特点：一是房价增长速度

快，并且多次受到国家调控。商品住宅销售均价同比增速从 2009 年到 2019 年这十年中基本是大幅度上升趋势，且商品住宅销售均价受到宏观调控政策的直接影响。2009 年受“国四条”规定颁布的影响，房地产市场销量大幅回升，房价上涨，商品住宅销售均价同比增速最高达到 39%。2010 年受“国十一条”以及“新国十条”的影响，房价开始大幅回落，2011 年对二套房贷款首付款比例的增加更是让房价出现负增长。11 年到 13 年房地产市场调控趋紧，房价来回波动。2014 年“014 市房贷新政”的实施，预示着宏观调控的放开，各地楼市迎来成交高峰。随后四年，宏观调控政策逐渐放开，房价进入稳步增长阶段，2017 年房子是用来住的，不是用来炒的的定位，房价的增长趋势减缓。因此，房价对于中国经济来说是一个非常重要的问题，本文使用注意力经济学来分析这个问题，既显得有趣又不失重要性。

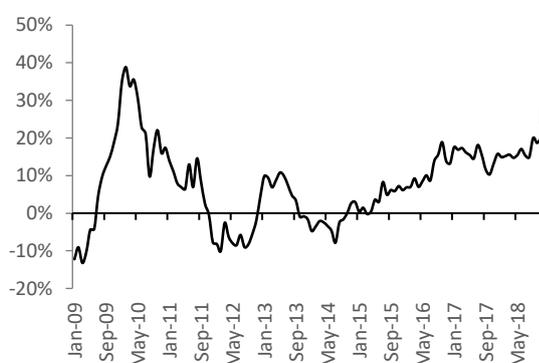


图 2-1：全国商品住宅销售均价同比增速
数据来源：Wind 资讯

二是中国的房价在不同的城市之间差异较大。对于 35 个大中城市 2012 年房地产市场价格数据，除贵阳（4846）、石家庄（4931）、西宁（4718）以及银川（4575）外，全部在 5000 元/平方米之上，且一二线城市房价差异巨大，商品房销售平均价格最高的深圳（19590）是价格最低的银川的 4 倍左右，房价最高的五个城市分别是深圳（19590）、北京（17022）、上海（14061）、杭州（13447）以及广州（13163），除此五个城市外，单价超过 10000 元/平方米的城市还有福州（11188）、南京（10106）、宁波（11240）以及厦门（12280）。即使在一个城市内部，杭州的住宅（包括别墅、高档公寓销）价格甚至高于广州，而杭州的办公楼以及商品营业用房价格却低于海口，广州等城市。因此从房价的数据来看，可以看出杭州的商业发展规模要低于深圳、广州等一线城市。即使只看 35 个大中城市，不同城市之间的房价差异也是比较大的，而且上文援引的是 2012 年的数据，当前这个差异更大，并且尚未有缩小的趋势。因此，研究中国的房价，就需要认真选取样本，本文选取了广州、天津和重庆三个城市作为研究样本，其中广州是一线城市，

代表了中国房价的较高水平，天津和重庆也都是中国主要的具有代表性的城市。

3. 数据及识别方法

3.1. 数据

我们在本文中使用的微观数据来源于网络爬取的链家数据库。链家成立于 2001 年，经过多年发展，目前成为我国最权威的房地产中介网站之一。在多年的经营过程中，链家网积累了丰富的房产数据，建立了国内规模最大的房产信息数据库。中国房地产市场的成交总额超 10 万亿，其中二手房市场成交总额约为 3.5 亿，链家主要以二手房交易为主，成交总额大概在 6000 亿左右，且在中国房地产交易金额前 30 个城市中已布局 25 家城市。随着城市住房建设用地的减少，未来房地产市场交易将呈现出存量房交易逐渐赶超新房交易的特征，链家数据更能够体现出其代表性，以天津为例，截至 2019 年 10 月 7 日，链家天津在售二手房 105653 套，在售新房楼盘 724 个，相比之下，天津全市待售面积 632.42 万平方米，按每户 100 平方米计算，全市待售房屋数量为 6 万户（截至 2018 年 5 月）。可以说，链家数据分布城市广，价格跨度大，样本具有广泛的代表性。

为了便于本文的研究，我们分不同时点分别爬取了广州、天津以及重庆的二手房挂牌爬取数据，构建了不同时点二手房挂牌价格的面板数据，充分反映了房屋价格随时间变化的趋势。在指标选取上我们获得了链家网页中包含的所有文字性信息，包括小区名称、房屋面积、所处地区、带看次数、总价、单位面积价格、详细地址、经度、纬度、所处城市、所处区县、房屋户型、所在楼层、建筑面积、户型结构、套内面积、建筑类型、房屋朝向、建筑结构、装修情况、梯户比例、供暖方式、配备电梯、产权年限、挂牌时间、交易权属、上次交易时间、房屋用途、房屋年限、产权所属、核心卖点、交通出行、周边配套、权属抵押、装修描述、小区介绍等指标，通过对这些指标与其挂牌价格进行因果检验有助于我们了解在存量交易市场中哪一种类型的房屋更受欢迎，有更高的市场溢价，有利于我们了解居民购房的微观决策过程；。同时通过匹配货币增速与链家数据，有助于我们探究不同货币政策对不同类型房屋价格影响的差异性，从微观的角度来论证房地产行业的金融加速器效应是否存在，在政策启示上有助于利用货币政策工具，调节房地产存量市场上不同类型房屋的价格，对房地产市场去库存起到促进作用。

本文的另一关注重点是在房地产市场进入存量市场后，房价在失去快速上涨趋

势后，如何在打开信息黑盒、减少信息不对称过程中进行价格调整。房地产不同于一般商品，其存在着流动性低、异质性高以及单价高等特征，而房地产交易市场也具有高度的信息不完全和不对称性。链家作为二手房交易中介网站，撮合买家和卖家，降低买家与卖家相互搜索的成本。在其网站公布的每一套房源，消费者可以通过点击关注对某一房源进行收藏，带看数据反映了该房源被中介带看的次数。关注以及带看指标反映了消费者对房源的行为数据，关注程度越高，带看次数越多，某一房源的信息透明程度也就越高，在消费者与房主的数次博弈中，该房源的挂牌价会进行调整，最终趋向于该住房价格的均衡价格。通过数据分析以及画散点图可以发现，关注和带看两者具有非常明显的正相关，因而本文使用关注作为信息透明度的核心指标，而用带看次数作为稳健性检验，结果都说明了购房者的关注度能够显著促进房价降低。

表 1：链家数据的统计性描述

变量	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
面积	平方米/套	43,816	100.8079	55.95453	9.19	1000
总价	万元/套	43,816	280.5587	225.0288	15	5388
均价	元/平方米	43,816	28838.5	15791.42	2463	137105
年份	年	13,147	2017.254	.5511271	2016	2018
关注	次/套	43,816	19.87448	33.94816	0	1180
带看	次/套	43,816	6.137028	14.29479	0	433
子样本：广州市						
面积/平方米	平方米/套	17,989	93.63356	43.01839	9.19	706
总价/万元	万元/套	17,989	377.0742	267.1704	30	5388
均价/元	元/平方米	17,989	39971.7	15764.29	7732	137105
关注/次	次/套	17,989	18.87437	35.50875	0	1042
带看/次	次/套	17,989	3.813275	11.01627	0	433

子样本：重庆市

面积/平方米	平方米/套	12,680	125.4511	72.86438	17	850
总价/万元	万元/套	12,680	185.3537	146.488	15	2000
均价/元	元/平方米	12,680	14316.5	5222.461	2463	29993
关注/次	次/套	12,680	18.54677	30.10048	0	591
带看/次	次/套	12,680	6.712066	15.68687	0	378

子样本：天津市

面积/平方米	平方米/套	13,147	86.85679	43.94904	16.3	1000
总价/万元	万元/套	13,147	240.32	165.2193	35	3600
均价/元	元/平方米	13,147	27611.13	9500.161	6127	101280
关注/次	次/套	13,147	22.52347	35.09888	0	1180
带看/次	次/套	13,147	8.761999	16.21932	0	237

上表报告了本文关注的一些核心变量的描述性统计，从上表中可以看到，广州、重庆以及天津三个城市总样本的住房面积均值为 100 平方米，住房的均价在 2.8 万元/平方米，本文的数据年限为 2016 年至 2018 年，可以反映当下房价的变化趋势。本文的核心指标关注次数均值为 19.87 次/套，带看次数为 6.14 次/套。分城市子样本的描述性统计中可以看到，广州住房均价显著高于重庆以及天津，从住房面积上来看，重庆住宅大于天津大于广州。

3.2. 估计方法

我们采用地区、时点双向固定效应模型来研究房地产价格的决定因素，所谓双向固定模型，就是对于不同的截面和不同的时间序列都有不同的截距。在本文中，显然房地产价格在不同地区和不同年份具有较大的差异，故应该采用地区、时点双向固定效应模型。具体的估计模型由下式给出：

$$\ln price_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 dianti_{ijt} + \beta_2 chanquan_{ijt} + \beta_3 chanquan_{ijt} + \beta_4 aera_{ijt} + \beta_5 huxing_{ijt} + \beta_6 lougao_{ijt} + \beta_7 jiaoyiquanshu_{ijt} + \beta_8 chaoxiang_{ijt} + \beta_9 tihuratio_{ijt} + city_j + time_t + \mu_{ijt}$$

我们的被解释变量为单位面积房屋均价，其计算方法是对链家数据库中的房屋总价和总面积作商。由于范围面积房屋均价的量级较大，为了避免异方差的影响，我们对其进行对数化处理，这样做不仅使得估计模型变为同方差，而且这并不会影响到我们的估计系数的显著性以及符号，只是估计系数的解释方法有所变化。未作对数化处理前，单位面积房屋均价将随着估计系数作绝对值变化；而进行对数化处理之后，单位面积房屋均价将随着估计系数作百分比变化。根据描述性统计表给出的统计，我们可以看到在全国样本中，单位面积房屋价格为 28839 元/平方米，而单位面积房屋价格最大值为 137105 元/平方米，单位面积房屋价格最小值为 2463 元/平方米。单位面积房屋价格最大值的房屋地处广州市越秀区的环市东路小区，是一套产权年限为 70 年的独栋别墅，一室一厅。单位面积房屋价格最大值的房屋地处重庆市江津区，是一套高楼层的产权年限 50 年的集资房。可见单位面积房屋价格的差距巨大，这其中既包含地区间房地产价格的差异，也包含了随着时间变化的房地产价格的上升，这再一次说明我们采用地区、时点双向固定模型来估计房地产价格的决定因素很有必要。实际上要计算一个地区的平均房价并不容易，因为地区划分不一样的话，那么所得结果也就不同。得益于链家网微观数据，该数据库中包含单个房屋的挂牌价，很容易可以计算出单位面积房屋均价指标，从而完美地表示个体层面的房屋价格。而房地产关注程度可以用该数据库中的公司中介人员带看房屋次数来表示。我们知道，购买房屋对于任何家庭来说都属于大型消费，不会像网上购物一样直接通过浏览网页就下单，一般都会进行多次看房比对，对房屋有一个真实的感受，最终做出购买与否的决策。

实际上，非常难以判断注意力对于房价的影响是正还是负。根据理论框架，如果注意力主要代表的是需求，那么回归系数的符号应该是正，而如果注意力主要是纠正信息的不对称性，那么回归系数的符号应该是负。

本文首先从房屋品质的角度探究房地产价格的决定因素中，我们选取了有无电梯、产权年限、房屋面积、房屋户型、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比来作为解释变量，研究这些品质特征对房地产价格的影响方向。其中有无电梯是一个只有 0 和 1 两种取值的虚拟变量，1 代表该套住房所在楼中有电梯，0 代表该套住房所在楼中没有电梯。观察平均值可以发现，有无电梯的平均值为 0.708，这就说明在我们选取的样本中，有将近 71% 的住房所在楼中是配备电梯的。我们用 1、2、3、4 四个数字来指代产权年限，这是一个排序变量，其中 1 代表产权年限为 40 年的房

屋，2代表产权年限为50的房屋，3代表产权年限为70的房屋，4代表产权年限小于40年的房屋。一般来说房屋产权年限大多为40、50或70年，我们怀疑小于40年的样本可能是数据上的疏漏，但由于这一部分的样本量非常少，基本不会对回归结果造成影响。观察平均值可以发现，产权年限的平均值为2.694，表明链家数据库中大部分房屋的产权年限在50到70年这两个点分布。其中50年产权的房屋多建造于工业、文化、卫生、教育及综合用地上，而70年产权的房屋建造于住宅建设用地上，50年产权的水电按商业用途收取，日常生活成本高，且最高可贷款年限进而贷款种类以及购房落户政策均不如70年产权的房屋。同样地，在回归模型中，我们对房屋面积也进行了对数化处理，以消除可能存在的异方差的影响。房屋面积的最大值为1000平方米，最小值为9.19平方米。其中面积最大的房屋是来自天津市塘沽区贻成水木清华小区的一栋八室三厅一厨六卫的联排别墅，面积最小的房屋是来自广州市白云区云苑新村的一个一室一卫的房间。观察平均值可以发现，房屋面积的平均值为100.8。房屋户型同样是一个排序变量，在链家数据库中，房屋户型以几室几厅几厨几卫这一形式呈现，我们分别给室、厅、厨、卫赋予不同的分值，再对每一个房屋计算总分，以得到房屋户型的顺序变量，总的来说，房间越多的房屋户型得分就会越高。得分最高的房屋是一个拥有9室9厅0厨9卫的房屋，而得分最低的房屋是来自广州市越秀区的一个厨房。观察平均值可以发现，房屋户型的平均值为64.3，大致对应3室1厅1厨1卫的户型格局，这与现实中观察到的情况也大致相符。楼层高度同样是一个排序变量，变量范围是1-3，其中1代表低楼层，2代表中楼层，3代表高楼层。观察平均值可以发现，楼层高度的平均值为2.055，说明链家数据库中的房屋楼层高度分布较合理，高、中、低楼层分布较为均匀。楼层高度同样是一个排序变量，变量范围是1-3。原始的交易权属是一个文字型变量，其中包含企业产、公产房、动迁安置房、商品房、房改房、拆迁还建房、私产房、经济适用房、限价商品房和集资房，根据交易活跃性排序，我们将1定义为最不活跃类交易权属房屋，包括公产房和企业产房；我们将2定义为较不活跃类交易权属房屋，包括动迁安置房、房改房、拆迁还建房、经济适用房、限价商品房和集资房；我们将3定义为最活跃类交易权属房屋，包括私产房和商品房。观察平均值可以发现，交易权属的平均值为2.953，可见链家数据库中的房屋大多数为私产房和商品房等交易权属非常活跃的房屋。这其中其实包含了一个选择性偏差，因为只有交易权属活跃的房屋才会把信息放到网上寻求交易，而交易权属不活跃的房屋可能不会发布房屋信息以寻求交易。房屋朝向是一个取值为0或1的虚拟变量，根据中国的地理环

境特点，我们把房屋朝向为南北朝向的房屋取值为 1，其余房屋朝向非南北朝向的房屋取值为 0，这其中包含了住户的光照、通风等需求，所以认为南北朝向的房屋要优于其余朝向的房屋。梯户比是一个用来表示电梯数量与楼宇中住户数量比重的变量，在链家房屋数据库中，梯户比这一变量的最大值为 4，最小值为 0.00877，其中最大值是一套一梯四户的房屋，而最小值是一套一梯一百一十四户的房屋。观察平均值可以发现，梯户比的平均值为 0.335，大致对应一梯三户的水平。

我们除了从房屋品质的角度考察房地产价格的决定因素之外，还探讨了货币增速与房地产关注度对房地产价格的影响，并一并研究了货币增速和房地产关注度对房地产价格影响的传导机制。回归方程由以下式子给出：

$$\begin{aligned} \ln price_{ijt} = & \alpha_0 + \beta_0 \cdot m2ratio_t + \beta_1 \cdot dianti_ijt + \beta_2 \cdot chanquan_ijt + \beta_3 \cdot chanquan_ijt \\ & + \beta_4 \cdot aera_ijt + \beta_5 \cdot huxing_ijt + \beta_6 \cdot lougao_ijt + \beta_7 \cdot jiaoyiquanshu_ijt \\ & + \beta_8 \cdot chaoxiang_ijt + \beta_9 \cdot tihuratio_ijt + city_j + time_t + \mu_{ijt} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln price_{ijt} = & \alpha_0 + \beta_0 \cdot m2ratio_t * X_{ijt} + \beta_1 \cdot dianti_ijt + \beta_2 \cdot chanquan_ijt \\ & + \beta_3 \cdot chanquan_ijt + \beta_4 \cdot aera_ijt + \beta_5 \cdot huxing_ijt + \beta_6 \cdot lougao_ijt \\ & + \beta_7 \cdot jiaoyiquanshu_ijt + \beta_8 \cdot chaoxiang_ijt + \beta_9 \cdot tihuratio_ijt + city_j \\ & + time_t + \mu_{ijt} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln price_{ijt} = & \alpha_0 + \beta_0 \cdot guanzhu_ijt + \beta_1 \cdot dianti_ijt + \beta_2 \cdot chanquan_ijt \\ & + \beta_3 \cdot chanquan_ijt + \beta_4 \cdot aera_ijt + \beta_5 \cdot huxing_ijt + \beta_6 \cdot lougao_ijt \\ & + \beta_7 \cdot jiaoyiquanshu_ijt + \beta_8 \cdot chaoxiang_ijt + \beta_9 \cdot tihuratio_ijt + city_j \\ & + time_t + \mu_{ijt} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln price_{ijt} = & \alpha_0 + \beta_0 \cdot guanzhu_ijt * X_{ijt} + \beta_1 \cdot dianti_ijt + \beta_2 \cdot chanquan_ijt \\ & + \beta_3 \cdot chanquan_ijt + \beta_4 \cdot aera_ijt + \beta_5 \cdot huxing_ijt + \beta_6 \cdot lougao_ijt \\ & + \beta_7 \cdot jiaoyiquanshu_ijt + \beta_8 \cdot chaoxiang_ijt + \beta_9 \cdot tihuratio_ijt + city_j \\ & + time_t + \mu_{ijt} \end{aligned}$$

上面四个式子分别是货币增速对房地产价格影响的回归模型，货币增速与房屋品质交叉项对房地产价格影响的回归模型，房地产关注程度对房地产价格影响的回归模型和房地产关注程度与房屋品质交叉项对房地产价格影响的回归模型。回归模型中的 $m2ratio_t$ 表示货币增速，它是一个季度指标，用以指当季度相比上季度 $m2$ 的增长速度，我们依次衡量金融环境对房地产价格的影响。 $m2ratio_t * X_{ijt}$ 是货币

增速和房地产品质的交叉项，其中 X_{ijt} 表示房地产品质，具体来说， X_{ijt} 包括产权年限、房屋面积、房屋户型、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比等，在统计意义上， $m2ratio_t * X_{ijt}$ 表示房屋品质对货币增速作用于房地产价格的调节效应，即当货币增速恒定的情况下，房地产的产权年限、房屋面积、房屋户型、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比等品质对货币增速作用于房地产价格的效应是放大还是缩小的。回归模型中的 $guanzhu_ijt$ 表示房地产关注程度，在链家房地产数据库中，原始数据是某套房屋的带看次数。我们知道，购买房屋对于任何家庭来说都属于大型消费，不会像网上购物一样直接通过浏览网页就下单，一般都会进行多次看房比对，对房屋有一个真实的感受，最终做出购买与否的决策。如果购房者的关注度可以降低信息不对称性，我们做出合理的预测，认为房地产关注程度的升高，会导致房地产价格的降低。 $guanzhu_ijt * X_{ijt}$ 是房地产关注程度和房屋品质的交叉项，其中 X_{ijt} 表示房地产品质，具体来说， X_{ijt} 包括产权年限、房屋面积、房屋户型、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比等，在统计意义上， $guanzhu_ijt * X_{ijt}$ 表示房屋品质对房地产关注程度作用于房地产价格的调节效应，即当房地产价格恒定的情况下，房地产的产权年限、房屋面积、房屋户型、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比等品质对房地产关注程度作用于房地产价格的效应是放大的还是缩小的。

四、实证结果

按照上文的回归方程式，本文跑了三组回归，分别是房屋的基本品质对于房价的回归，货币发行速度对于房价的回归以及购房者的关注程度对于房价的回归。实际上，在分析购房者的关注程度对于房价的回归时将另外两组回归中的大部分变量都作为控制变量加入到了回归当中。由于房屋的基本品质对于房价的回归和货币发行速度对于房价的回归离本文的主题相对较远，本文将这部分回归结果放入到附录当中。附录当中的回归结果说明既有文献的结果在本文使用的数据库当中也是基本成立的，因此所使用的数据库的可信程度是非常高的。那么，在下文中，我们基于链家网微观数据，从个体层面上，以单位面积房地产均价为被解释变量，以公司中介人员带看房屋次数，并加入相应的影响单位面积房地产均价的控制变量，以准确估计房地产关注程度对房地产价格的影响。除此之外，我们还将房地产关注程度和各类其他变量构造交叉项，以期探寻关注度影响房地产价格的作用机制，具体结果见下文。

表 2 房地产关注程度对房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
房地产关	-	-	-	-	-	-	-
注程度	0.00193 *** (3.78e-05)	0.00179 *** (4.26e-05)	0.00175 *** (4.20e-05)	0.00175 *** (4.22e-05)	0.00174 *** (4.22e-05)	0.00175 *** (4.22e-05)	0.00170 *** (4.89e-05)
是否有电							
梯		0.169*** (0.00320)	0.177*** (0.00316)	0.182*** (0.00321)	0.180*** (0.00321)	0.180*** (0.00321)	0.206*** (0.00388)
产权年限			0.199*** (0.00615)	0.196*** (0.00618)	0.196*** (0.00617)	0.199*** (0.00618)	0.178*** (0.00802)
房屋面积				0.0534* ** (0.00504)	0.0541* ** (0.00503)	0.0600* ** (0.00510)	- 0.117*** (0.00628)
房屋户型				0.00094 0*** (6.02e-05)	0.00094 8*** (6.02e-05)	0.00098 9*** (6.04e-05)	0.00114 *** (7.23e-05)
楼层高度					0.0138* ** (0.00160)	0.0137* ** (0.00160)	0.0211* ** (0.00199)
交易权属						0.0426* ** (0.00612)	0.0117* (0.00683)
房屋朝向							- 0.00871

							** (0.0034 4)
房屋梯户 比							0.287*** (0.0098 2)
常数项	9.532*** (0.181)	9.561*** (0.167)	8.976*** (0.165)	9.183*** (0.166)	9.213*** (0.165)	9.111*** (0.166)	9.479*** (0.164)
地区固定 效应	YES						
时点固定 效应	YES						
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.804	0.830	0.835	0.836	0.837	0.837	0.841

在表 2 中，我们给出了房地产关注度如何影响房地产价格的回归结果。首先看表 2 第 1 列，我们将房地产价格对房地产关注程度单独回归，发现估计系数为-0.00193，且在 1%的水平上显著。这说明房地产关注度对房地产价格存在显著的负向关系，即房地产关注程度越高，房地产价格越低。换句话说，在其他条件不变的情况下，被带看次数越多的房屋，其均价要显著低于被带看次数月底的房屋。虽然回归系数为负，但是这只是针对本样本的结果，如果在其他样本中，注意力主要意味着需求的增加，那么结果可能为正。总之，这个回归系数有可能是正向的，也有可能是负向的，它取决于注意力的功能。在中国的样本中，这个系数为负向意味着在中国二手房市场中，注意力的主要功能是帮助购买者降低了信息不对称性。可能在其他样本中，这个系数就变成正向的了，这意味着在其他样本中，注意力可能意味着更多的需求。我们知道，一对一回归会存在严重的遗漏解释变量的问题，而且会造成未被纳入的解释变量对模型中解释变量的干扰，使得估计结果不准确。为了解决此类问题，我们在第 2-7 列依次加入有无电梯、房屋产权年限、房屋面积、房屋户型情况、楼层高度、房屋交易权属和梯户比等控制变量，进行逐步回归。观察房屋关注程度的回归系数，可以看到，其在第 2 列到第 7 列稳定保持负向，且均在 1%的水平下显著。再比较回归系数的大小可以看出，在依次加入其他控制变量

后，房屋关注度的回归系数有所降低，这说明通过加入其他控制变量，房地产关注程度中的噪声被逐步剥离，最终的回归结果比较接近真实影响水平。通过房地产价格和房地产关注程度回归，我们可以发现在其他条件不变的情况下，被带看次数越多的房屋，其均价要显著低于被带看次数月底的房屋，在加入其他控制变量的情况下，这一房地产关注程度和房地产价格的负向关系依旧稳定且保持显著性。

为什么在其他条件不变的情况下，被带看次数越多的房屋，其均价要显著低于被带看次数越低的房屋呢？理论方面的解释就是关注度降低了信息不确定程度，购房者通过对于房屋的关注，无论是在网上关注并且查找资料，还是通过实地考察，都会获得对于房屋更多的信息，而这些信息中可能就存在一些对于购房者有利的信息，他们可以通过这些信息和卖房者进行议价，最后的结果就是以更低的价格成交。当然，回归分析本质上是一种相关性的分析，而不是单向的因果分析，也就是说存在着反向因果关系的可能性。那就是说可能存在由于房价较低才带来更多关注或者带看的可能性，不过本文通过工具变量法等方法排除了这种可能性，因此本文的主要结论还是可信的，即购房者的关注度越高，其所购买的二手房价格就会显著降低。接下来本文还要研究购房者的关注度通过哪些传导机制对二手房价格具有显著的下降效应，具体来说，本文将房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比、房屋交易权属等因素作为交乘项加入到回归当中，结果发现这些因素都显著的放大了购房者的关注度对二手房价格的显著下降作用。

在表 3 中，我们将房屋面积与房屋关注度的交乘项加入到回归当中，结果发现是显著为负的。这个结果是复合经济学直觉的，因为一般来说，在同等条件下，房屋面积越大，房子也就越好，所以房屋面积放大了购房者的关注度对二手房价格的显著下降作用。另外，对于大部分中国的购房者来说，房屋面积是他们首选的关注因素。

表 3 房屋面积对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	-	-	-	-	-	-	-
	0.00044	0.00041	0.00040	0.00040	0.00039	0.00039	0.00039
房屋面积*	7***	3***	6***	0***	7***	8***	0***
房地产关	(8.92e-	(9.94e-	(9.78e-	(9.77e-	(9.76e-	(9.76e-	(1.16e-

注程度	06)	06)	06)	06)	06)	06)	05)
是否有电							
梯		0.171*** (0.0032 0)	0.178*** (0.0031 6)	0.177*** (0.0031 5)	0.175*** (0.0031 6)	0.174*** (0.0031 6)	0.196*** (0.0038 6)
产权年限			0.201*** (0.0061 5)	0.192*** (0.0061 7)	0.192*** (0.0061 6)	0.194*** (0.0061 6)	0.172*** (0.0080 7)
房屋户型				0.00051 4*** (3.81e- 05)	0.00051 6*** (3.81e- 05)	0.00050 5*** (3.81e- 05)	0.00018 7*** (4.84e- 05)
楼层高度					0.0135* ** (0.0016 0)	0.0135* ** (0.0016 0)	0.0209* ** (0.0020 0)
交易权属						0.0317* ** (0.0060 5)	- 0.0112* (0.0067 5)
房屋朝向							- 0.00996 *** (0.0034 6)
房屋梯户							0.236*** (0.0094 2)
常数项	9.537*** (0.181)	9.565*** (0.167)	8.974*** (0.165)	8.978*** (0.165)	9.005*** (0.165)	8.912*** (0.165)	9.103*** (0.164)
地区固定							
效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

时点固定							
效应	YES						
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.804	0.830	0.835	0.836	0.836	0.836	0.838

在表 4 中，我们将房屋户型与房屋关注度的交乘项加入到回归当中，结果发现是显著为负的。在中国的二手房市场上，一般都用几室几厅来表示房子户型，我们对房子的客厅和卧室进行赋值，那么房间数目越多的房子得分也就越高，这些房子往往被认为是好房子，回归的结果也是显著为负的，这说明好房子放大了购房者关注度对房价的负向作用，因此表 5 的分析结果和之前的结果也是吻合的。

表 4 房屋户型对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
房屋户型*	-2.10e-05***	-1.89e-05***	-2.03e-05***	-2.03e-05***	-2.01e-05***	-2.01e-05***	-2.09e-05***
房地产关注度	(6.07e-07)	(6.71e-07)	(6.75e-07)	(6.65e-07)	(6.64e-07)	(6.64e-07)	(8.04e-07)
是否有电梯		0.175** *	0.167** *	0.176** *	0.174** *	0.174** *	0.199** *
		(0.00325)	(0.00327)	(0.00323)	(0.00324)	(0.00324)	(0.00393)
房屋面积			0.0519**	0.0381**	0.0377**	0.0358**	0.0124**
			(0.00326)	(0.00324)	(0.00323)	(0.00327)	(0.00425)
产权年限				0.200** *	0.200** *	0.201** *	0.181** *
				(0.00627)	(0.00626)	(0.00627)	(0.00816)
楼层高度					0.0139**	0.0139**	0.0220**
					(0.00627)	(0.00627)	(0.00816)

					(0.0016 2)	(0.0016 2)	(0.0020 2)
交易权属						0.0254*	-
						**	0.00909
						(0.0061 9)	(0.0068 9)
							-
房屋朝向							0.00919

							(0.0035 0)
房屋梯户 比							0.283**
							*
							(0.0099 8)
常数项	9.461** *	9.494** *	9.266** *	8.743** *	8.773** *	8.705** *	9.061** *
	(0.184)	(0.169)	(0.169)	(0.167)	(0.167)	(0.168)	(0.166)
地区固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时点固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.798	0.825	0.826	0.831	0.832	0.832	0.835

在表 5 中，我们将房屋梯户比与房屋关注度的交乘项加入到回归当中，结果发现是显著为负的。在中国的二手房市场上，梯户比也是一个重要的指标，它反映了每户房屋分享多少个楼梯，如果这个指标越大，一般来说这个房子也就越好，因为它自己享有的楼梯多，同行便利，空间大，这些房子往往被认为是好房子，显著为负的回归的结果，再次证明了好房子放大了购房者关注度对房价的负向作用，因此表 6 的分析结果和之前的结果也是吻合的。

表 5 房屋梯户比对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	-	-	-	-	-	-	-
房屋梯户比*	0.0030 6***	0.0026 4***	0.0026 7***	0.0026 8***	0.00273 ***	0.00268 ***	0.00268 ***
房地产关注程度	(0.0001 19)	(0.0001 38)	(0.0001 37)	(0.0001 37)	(0.0001 35)	(0.0001 35)	(0.0001 35)
是否有电梯		0.204** *	0.200** *	0.207** *	0.216***	0.212***	0.212***
		(0.0040 0)	(0.0040 1)	(0.0040 2)	(0.0039 9)	(0.0039 9)	(0.0040 3)
				-	-	-	-
房屋面积			0.0342* **	0.0300* **	0.0385* **	0.0398* **	0.0399* **
			(0.0039 3)	(0.0061 6)	(0.0060 9)	(0.0060 7)	(0.0061 8)
房屋户型			0.0010 2***	0.00098 (7.58e- 05)	0.00098 9***	0.00099 4***	0.00099 8***
					(7.48e- 05)	(7.46e- 05)	(7.51e- 05)
产权年限					0.194*** (0.0083 4)	0.193*** (0.0083 1)	0.193*** (0.0083 3)
						-	-
楼层高度						0.0248* **	0.0248* **
						(0.0020 7)	(0.0020 7)
交易权属							0.00215 (0.0070 9)
							-
房屋朝向							0.00438

						(0.00357)	
常数项	9.485** *	9.556** *	9.404** *	9.648** *	9.119***	9.176***	9.172***
	(0.186)	(0.170)	(0.171)	(0.171)	(0.170)	(0.170)	(0.170)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时点固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	30,380	20,792	20,792	20,792	20,792	20,792	20,792
R ²	0.795	0.820	0.821	0.822	0.827	0.828	0.828

总之，表 3 到表 5 都说明了一个结论，越是好房子，越可以放大购买者关注度对于房价的负向效应。具体来说，我们分别构造了房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比、房屋交易权属与房地产关注程度的交叉项，而这些指标都似乎从购买者关注到房价的传到机子好。首先观察各表中的第一列，发现这些交叉项的估计系数显著为负，且均在 1% 的水平上保持显著。这说明房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比、房屋交易权属这些因素会放大房地产关注程度对房地产平均价格的负向影响。为了增加估计结果的准确性，避免一对一回归系数中产生的其他未被观测的遗漏变量引发的噪声干扰估计结果的问题，我们采用逐步回归的方法，在之后回归列中依次加入了与房地产平均价格相关的控制变量，发现尽可能控制了遗漏变量之后，各交叉项的估计系数依然保持为负数，且在 1% 的水平上显著，说明房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比、房屋交易权属这些因素会放大房地产关注程度对房地产平均价格的负向影响是稳健存在的。即在同样的房地产关注程度下，房屋面积更大的房屋比房屋面积更小的房屋均价下降更多；房屋产权年限更长的房屋比房屋产权年限更低的房屋均价下降更多；房屋户型更好的房屋比房屋户型更差的房屋均价下降更多；房屋梯户比更大的房屋比房屋梯户比更小的房屋均价下降更多；房屋交易权属更活跃的房屋比房屋交易权属不活跃的房屋均价下降更多。观察上面的估计结果，我们可以发现，其实我们前述的各种变量与房地产关注度的交叉项都是房屋品质方面的变量与房地产关注度的交叉项，而上述各表的估计结果也具有 consistency，即在同样的房地产关注程度下，房屋品质更好的房屋会比房屋品质更差的房屋均价下降更多。

仅仅是从数据回归得出以上结果还是不够的，我们有必要对以上结果做出分析和解释。为什么同样的房地产关注程度下，房屋品质更好的房屋会比房屋品质更差的房屋均价下降更多呢？我们知道，关注程度这一话题最常用于针对股票超额收益的研究，我们不妨把房地产投资市场和股票投资市场做个类比。我们可以把房地产投资市场中的品质较好的房屋类比为股票市场中基本面表现较好的个股，即该股票所代表的公司的经营状况良好。相比于同行业股票而言，基本面较好的个股价格较高。当这类优质股票的关注度升高时，有两种原因可能会导致其价格下跌。首先是持有者因为识别出了这类股票中包含的关注度溢价，引发抛售进而造成股票价格下跌；第二，优质股票的价格通常也较高，资本市场的具有风险厌恶特征的投资者具有再平衡的倾向，会认为优质股票的价格过高，有跌价回归平衡的趋势，从而愿意较早出手，进而造成卖盘多于买盘，使得价格下跌。我们认为，在房地产市场中，房屋面积大、房屋产权年限长、房屋户型好、房屋梯户比高、房屋交易权属活跃的房屋，通常价格会比房屋面积小、房屋产权年限短、房屋户型差、房屋梯户比低和房屋交易权属不活跃的房屋高。虽然这些房屋在房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比和房屋交易权属方面确实具有优势，但作为买方的购房者会认为这些优势不足以支撑其高昂的价格。此时，购房者的一个压价的策略便是通过发现房屋潜在的缺点与房地产卖家协商。而当房屋品质越好，即房屋价格越高时，购房者去实施这一压价策略的冬季就越强。因此，我们认为，由于购房者积极地实施这一压价策略，导致在同样的房地产关注程度下，房屋品质更好的房屋会比房屋品质更差的房屋均价下降更多。

根据前文的分析可以知道，在中国的房地产市场上，购买房屋不仅是解决居住问题，还是一种投资行为，特别是在房产价格上升较快的时期。因此，本文将货币的发行速度纳入分析，因为这样可以反映以投资为动机的购房行为。具体来说，本文以 M2 作为衡量货币数量的口径，计算了它们的增长速度，并与房地产的关注程度的交乘项放入到回归当中，结果发现货币发行速度越高的时候，购房者的关注程度对房价的负向作用会越显著。因此，政府越是采取宽松的货币政策，那么购房者关注度对于房价的负向影响也就越重要。

表 6 货币增速对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
--	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

	-1.19e-09***	-1.10e-09***	-1.07e-09***	-1.07e-09***	-1.06e-09***	-1.07e-09***	-1.03e-09***
货币增速*							
房地产关							
注程度	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
是否有电		0.169**	0.177**	0.182**	0.180**	0.180**	0.206**
梯		*	*	*	*	*	*
		(0.00320)	(0.00316)	(0.00320)	(0.00321)	(0.00321)	(0.00388)
产权年限			0.199**	0.196**	0.196**	0.199**	0.178**
			*	*	*	*	*
			(0.00614)	(0.00617)	(0.00617)	(0.00617)	(0.00802)
				-	-	-	-
房屋面积				0.0541**	0.0547**	0.0607**	0.118**
				(0.00503)	(0.00503)	(0.00510)	(0.00628)
房屋户型				0.000940***	0.000949***	0.000989***	0.00114***
				(6.02e-05)	(6.02e-05)	(6.04e-05)	(7.23e-05)
					-	-	-
楼层高度					0.0137**	0.0137**	0.0210**
					(0.00160)	(0.00160)	(0.00199)
交易权属						0.0426**	0.0117**
						(0.00612)	(0.00682)
							-
房屋朝向							0.00866**
							(0.0034

							4)
房屋梯户比							0.287** * (0.0098 2)
常数项	9.430** *	9.466** *	8.884** *	9.094** *	9.124** *	9.021** *	9.392** *
	(0.181)	(0.167)	(0.165)	(0.165)	(0.165)	(0.166)	(0.164)
地区固定效应	YES						
时点固定效应	YES						
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.804	0.830	0.835	0.837	0.837	0.837	0.841

上文中我们将房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比和房屋交易权属分别与货币增速和房地产关注程度构造交叉项，考察房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比和房屋交易权属对货币增速和房地产关注的调节效应。事实上，我们不仅关注房地产本身品质与货币增速和房地产关注度的关系，我们还关心货币增速和房地产关注度是怎样互相影响以最终作用于房地产价格的。因此，在上表中我们构造了货币增速和房地产关注程度的交叉项，以考察货币增速和房地产关注度的相互影响，最终作用到房地产价格上的表现。在上表中的第 1 列，我们只对货币增速和房地产关注度的交叉项与单位面积房屋价格回归，发现回归系数为负，且在 1% 的水平下显著。说明货币增速会放大房地产关注度对单位面积房屋价格的负向影响。即在同样的房地产关注度水平下，货币增速大的时期相比于货币增速小的时期，单位面积房屋价格下跌幅度越大。为了控制未被观测的遗漏变量的影响，我们采用逐步回归的计量方法，尽可能地加入了影响单位面积房屋价格的其余控制变量，发现在加入了房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比、房屋交易权属、楼层高度、房屋朝向之后，货币增速和房地产关注程度的交叉项估计系数仍然稳定为负，且保持着 1% 上水平上的显著性。

我们尝试对在同样的房地产关注度水平下，货币增速大的时期相比于货币增速小的时期，单位面积房屋价格下跌幅度越大这一现象做出数据实证之外的解释。房

地产具有住房属性和投资属性两类截然不同的属性，一般来说人们对于房屋住房属性的需求来自于人口的上升，城市中人口增多必然带来住房需求。但应该注意到，虽然我国城镇化进程一直在推进，农村人口向城镇人口不断转移，新增城镇人口带来了相应的住房需求。考虑房地产需求应该从增量的角度上考虑，事实上人口增速和城镇化增速的变化不足以近年来房地产需求的飞速上升，而这些新增的房地产需求主要是来自于对房地产投资属性的需求，即购房者购买房产并非用以居住，而是将其作为保值增值的工具。此时，货币增速便在一定程度上影响了购房者的投资热情。因目前房地产市场中的房地产交易全款交易只占很少部分，贷款加杠杆购买房地产资产才是主流。而货币增速决定了购房者从商业银行获得住房商业贷款的难易程度，当货币增速较高时，商业银行会降低购房者的贷款难度，比如降低住房商业贷款的贷款利率、降低抵押品资质认定等；而当货币增速较低时，商业银行便会相应地提高购房者的贷款难度。显然地，购房者从商业银行获得住房贷款的难易程度影响购房者的投资热情。我们认为，造成在同样的房地产关注度水平下，货币增速大的时期相比于货币增速小的时期，单位面积房屋价格下跌幅度越大这一现象的原因主要有两点。首先，在货币增速较大的时期，房地产价格会有一个价格调整，以包含货币增速带来的影响，从而抬升房地产价格。同样的关注水平可能意味着不同的关注质量，高昂的价格带来关注质量的提升，从而提升购房者与作为卖方的房地产公司的协商质量，从而达到自身期望的压低房地产价格的目的。第二，作为获得房地产保值增值价值的购房者，此时身份更像是投资者。投资者具有风险厌恶的特性，当货币增速大的时候，房地产价格较高。此时投资者在做出购买决策时考虑的一个主要问题是如何实现房地产这项资产在自己持有期间内的增值，只有房地产实现了增值，最终出售房屋才有意义。货币增速越高的时期房地产当期价格就越高，在高位购进资产的投资者显然会更谨慎，因为一般预期价格会回归均值，高位买入的风险更大，所以其有更强的动机和房地产公司协商，以降低房地产价格。

表 7 分城市的货币增速对房地产关注程度作用于房地产价格的调节效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	天津	广州	重庆
货币增速*	-1.03e-09***	-1.13e-09***	-8.82e-10***	-1.02e-09***
房地产关注程度	(0)	(6.54e-11)	(0)	(6.59e-11)
是否有电梯	0.206***	0.0386***	0.253***	0.200***

	(0.00388)	(0.00877)	(0.00480)	(0.00941)
产权年限	0.178***	0.215***	0.325***	0.0522***
	(0.00802)	(0.0151)	(0.0134)	(0.0130)
房屋面积	-0.118***	-0.184***	-0.0470***	-0.139***
	(0.00628)	(0.0132)	(0.00968)	(0.0106)
房屋户型	0.00114***	0.00229***	0.000381***	0.00127***
	(7.23e-05)	(0.000180)	(0.000106)	(0.000116)
楼层高度	-0.0210***	-0.0693***	-0.0132***	0.00122
	(0.00199)	(0.00397)	(0.00276)	(0.00372)
交易权属	0.0117*	0.00257	-0.0270	0.301***
	(0.00682)	(0.00728)	(0.148)	(0.0291)
房屋朝向	-0.00866**	0.0289***	-0.0127***	-0.00661
	(0.00344)	(0.00792)	(0.00446)	(0.00657)
房屋梯户比	0.287***	0.274***	0.249***	0.321***
	(0.00982)	(0.0281)	(0.0133)	(0.0160)
常数项	9.392***	10.02***	8.368***	8.905***
	(0.164)	(0.0627)	(0.486)	(0.148)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时点固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	20,792	5,011	9,614	6,167
R ²	0.841	0.613	0.689	0.687

我们还分地区考察了货币增速对房地产关注程度的调节效应。具体回归结果见上表，表中第1列到第4列分别给出了全样本、天津样本、广州样本和重庆样本的回归结果，在每列中我们均加入了相应的控制变量，以尽可能地避免产生遗漏变量的问题，从而提高估计系数的可信程度。我们具体观察货币增速和房地产关注度的交叉项，发现在全样本、天津样本、广州样本和重庆样本中，货币增速和房地产关注度的交叉项的估计系数均为负数，且在1%的水平上显著。这与我们之前的估计结果一致，说明不论是在全国，或者是如天津、广州、天津等单个地区，货币增速对房地产关注程度对房地产均价的放大的调节效应都存在，即在同样的房地产关注度水平下，货币增速大的时期相比于货币增速小的时期，单位面积房屋价格下跌幅度越大。具体地来关注估计系数的大小，可以发现全样本、天津样本和重庆样本的估计系数要大于广州样本的估计系数，说明在广州，这一货币增速对房地产关注程度

对房地产均价的调节效应要小于其他城市样本和全国平均水平。我们认为一个可能的解释是，货币增速对购房者投资热情的影响并不仅仅是来自于商业银行对住房商业贷款难度的调整，也来源于新增的货币传导到购房者手中的时滞。商业银行的住房商业贷款政策在不同城市间虽有差别，但并不大。而新增货币的传导却在不同城市间有所差异，广州中小型民营企业较多，处于货币传导机制的末端，相比于天津和重庆等城市居民更晚获得新增货币，从而降低了货币增速对房地产关注程度的调节效应。

从以上分析中可以看出，信息不对称的下降会显著降低房地产价格，这一抑制作用对不同属性的房屋的抑制作用也具有差异性，房屋面积越大，产权年限越长，自身品质越高，信息不对称对降低对房价的抑制作用更为显著，这也说明了在房地产市场投机需求减少过程中，以投机属性为标的的住房在信息透明度增加的情况下住房价格下降更快。

4. 结论

总体来说，本文的工作就是将注意力经济学引入到对于中国二手房房价的分析当中，这是本文最重要的贡献，也是本文的创新之处。为了能够量化分析购房者的关注，本文通过网络爬虫的方式自己构建数据库，并且通过回归的方法来进行研究。因此本文另外一个贡献或者创新之处就是建立了一个自己独有的数据库。然后，本文通过回归分析的结果，得到了本文的基本研究结论。

本文的基本结论包括购房者关注度对于房价具有统计学意义上显著的负向影响。原因是购房者越关注，就越容易消除信息不对称性，因此卖房者就无法凭借信息优势提高房价，进而降低该房源的价格。当然，这不意味着这个结论在所有情况下都正确，可能在一些样本中这个回归系数可能变为正向，不过在本文研究的中国的这几个城市中，这个回归系数的符号是为负的。并且本文发现越是好房子，这种效应也就越强，越是货币发行速度较高的时候，这种效应也就越强。具体来说，本文在回归中加入房屋面积、房屋产权年限、房屋户型、房屋梯户比、房屋交易权属等因素与购房者关注度的交乘项，结果发现它们会放大房地产关注程度对房地产平均价格的负向影响。具体来说，在同样的房地产关注程度下，房屋面积更大的房屋比房屋面积更小的房屋均价下降更多；房屋产权年限更长的房屋比房屋产权年限更低的房屋均价下降更多；房屋户型更好的房屋比房屋户型更差的房屋均价下降更

多；房屋梯户比更大的房屋比房屋梯户比更小的房屋均价下降更多；房屋交易权属更活跃的房屋比房屋交易权属不活跃的房屋均价下降更多。因此可以将其概括为，在同样的房地产关注程度下，房屋品质更好的房屋会比房屋品质更差的房屋均价下降更多。另外，本文也发现在货币发行速度越大的时候，这种效应也就越强。本文发现的这些结论具有较强的实践意义，可以为购房者、卖房者以及相关中介的网站经营者提供相应的决策咨询。

参考文献：

- 白极星、周京奎、佟亮，2016，《人口流动、城市开放度与住房价格——基于 2005-2014 年 35 个大中城市面板数据经验研究》，《经济问题探索》第 8 期。
- 陈斌开、徐帆、谭力，2012，《人口结构转变与中国住房需求:1999~2025——基于人口普查数据的微观实证研究》，《金融研究》第 1 期。
- 陈创练、戴明晓，2018，《货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动》，《经济研究》第 9 期。
- 陈彦斌、陈小亮，2013，《人口老龄化对中国城镇住房需求的影响》，《经济理论与经济管理》第 5 期。
- 崔光灿，2009，《流动性影响资产价格与消费价格的传导机制》，《财经科学》第 11 期。
- 郭娜、周扬，2019，《房价波动、宏观审慎监管与最优货币政策选择》，《南开经济研究》第 2 期。
- 况伟大、李涛，2012，《土地出让方式、地价与房价》，《金融研究》第 8 期。
- 李健、邓瑛，2011，《推动房价上涨的货币因素研究——基于美国、日本、中国泡沫积聚时期的实证比较分析》，《金融研究》第 6 期。
- 李宏瑾，2005，《房地产市场、银行信贷与经济增长——基于面板数据的经验研究》，《国际金融研究》第 7 期。
- 梁云芳、高铁梅，2007，《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》，《经济研究》第 8 期。
- 刘琳、刘洪玉，2003，《地价与房价关系的经济学分析》，《数量经济技术经济研究》第 7 期。
- 刘民权、孙波，2009，《商业地价形成机制、房地产泡沫及其治理》《金融研究》第 10 期。
- 刘修岩、杜聪、李松林，2019，《自然地理约束、土地利用规制与中国住房供给弹性》，《经济研究》第 4 期。
- 陆铭、欧海军、陈斌开，2014，《理性还是泡沫:对城市化、移民和房价的经验研究》，《世界经济》第 1 期。
- 倪鹏飞，2019，《货币政策宽松、供需空间错配与房价持续分化》，《经济研究》第 8 期。
- 潘爱民、韩正龙，2012，《经济适用房、土地价格与住宅价格——基于我国 29 个省级面板数据的实证研究》，《财贸经济》第 2 期。

- 权小锋、洪涛、吴世农, 2012, 《选择性关注、鸵鸟效应与市场异象》, 《金融研究》第3期。
- 饶育蕾、彭叠峰、成大超, 2010, 《媒体注意力会引起股票的异常收益吗?----来自中国股票市场的经验证据》, 《系统工程理论与实践》第2期。
- 宋双杰、曹晖、杨坤, 2011, 《投资者关注与 IPO 异象——来自网络搜索量的经验证据》, 《经济研究》第 S1 期。
- 谭海鸣、姚余栋、郭树强、宁辰, 2016, 《老龄化、人口迁移、金融杠杆与经济长周期》, 《经济研究》第2期。
- 涂红、徐春发、余子良, 2018, 《货币政策对房价影响的区域差异:来自多层混合效应模型的新证据》, 《南开经济研究》第5期。
- 王云清、朱启贵、谈正达, 2013, 《中国房地产市场波动研究——基于贝叶斯估计的两部门 DSGE 模型》, 《金融研究》第3期。
- 魏玮, 2011, 《货币政策对房价波动的区域异质性研究》, 复旦大学出版社。
- 谢嘉润、曾剑秋、王梓翰, 2017 《公众关注度与货币政策对房价的调控效果研究》, 《当代经济》第19期。
- 姚云霞、章贵桥, 2017, 《关注房价还是关注股价——基于货币政策对资产价格反应的模拟分析》, 《管理世界》第11期。
- 严金海, 2006, 《中国的房价与地价:理论、实证和政策分析》, 《数量经济技术经济研究》第1期。
- 俞庆进、张兵, 2012, 《投资者有限关注与股票收益——以百度指数作为关注度的一项实证研究》, 《金融研究》第8期。
- 张红、李洋, 2013, 《房地产市场对货币政策传导效应的区域差异研究——基于 GVAR 模型的实证分析》, 《金融研究》第2期。
- 张泓铭, 1998, 《住宅经济学》, 上海财经大学出版社。
- 张铭, 2009, 《银行信贷与房地产市场的非理性》, 《国际金融研究》第4期。
- 张涛、龚六堂、卜永祥, 2006, 《资产回报、住房按揭贷款与房地产均衡价格》, 《金融研究》第2期。
- 周京奎, 2005, 《货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国4个直辖市的实证研究》, 《财贸经济》, 第5期。
- 邹瑾, 2014 《人口老龄化与房价波动——来自中国的经验证据》, 《财经科学》第6期。
- Aoki Kosuke, Proudman James & Vlieghe Gertjan, 2004, House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach. *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), 414-435.

- Bakshi Gurdip S., & Chen Zhiwu, 1994, Baby Boom, Population Aging, and Capital Markets. *The Journal of Business*, 60(2), 165-202.
- Barber Brad M., & Odean Terrance, 2008, All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors. *Review of Financial Studies*, 21(2), 785-818.
- Benjamin John D., Jud Donald G., Roth Kevin A., et al., 2002, Technology and Realtor Income. *Journal of Real Estate Finance & Economics*, 25(1), 51-65.
- Calza Alessandro, Monacelli Tommaso & Stracca Livio, 2013, Housing Finance and Monetary Policy. *Journal of the European Economic Association*, 11(1), 101-122.
- Fratantoni Michael, & Schuh Scott, 2003, Monetary Policy, Housing, and Heterogeneous Regional Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(4), 557-589.
- Gerlach Stefan, & Peng Wensheng, 2005, Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking & Finance*, 29(2), 461-481.
- Grimes Arthur, & Aitken Andrew, 2010, Housing Supply, Land Costs and Price Adjustment. *Real Estate Economics*, 38(2).
- Hofmann Boris, 2005, The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter? *Social Science Electronic Publishing*, 7(3), 1-18.
- Jeanty P. Wilner, Partridge Mark, & Irwin Elena, 2010, Estimation of a Spatial Simultaneous Equation Model of Population Migration and Housing Price Dynamics. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 343-352.
- John M. Quigley, Larry A. Rosenthal, 2005, "The Effects of Land Use Regulation on the Price of Housing: What Do We Know? What Can We Learn?", US Department of Housing and Urban Development, 8(1), 69-137
- Lanham Richard A., 1994, *The Economics of Attention: Style and Substance in the Age of Information*, University of Chicago Press.
- Lastrapes William D., 2002, The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations. *Journal of Housing Economics*, 11(1).
- Ooi Joseph, & Lee Sze-Teck, 2004, Price Discovery between Residential Land & Housing Markets. *Journal of Housing Research*, 15(2), 95-112.
- Quigley John M., & Rosenthal Larry A., 2005, The Effects of Land Use Regulation on the Price of Housing: What Do We Know? What Can We Learn? *US Department of Housing and Urban Development*, 8(1), 69-137.
- Tsatsaronis Kostas, & Zhu Haibin, 2004, What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence. *BIS Quarterly Review*.
- Taylor John B., 2007, Housing and Monetary Policy. *NBER Working Paper*.
- Wen Haizhen, & Goodman Allen C., 2013, Relationship Between Urban Land Price and Housing Price: Evidence From 21 Provincial Capitals in China. *Haibitat International*, 40, 9-17.

附录：

附录 1

近十年房地产调控政策汇总：

表 1 房地产政策汇总表

时间	政策名称	政策明细
2008 年	“国十三条”	对个人购二套普通自主房贷款予以放宽，并对住房转让环节营业税进行大幅减免。
2009 年	“国四条”	增加普通商品住房的有效供给；要继续支持居民自主和改善型消费，抑制投资投机性购房，加大差别化信贷政策执行力度，要加强市场监管；要继续大规模推进保障性安居工程建设。
2010 年	“国十一条”“新国十条”	严格管理二套房贷款，首付不得低于 40%，加大房地产贷款窗口指导。对二套房不再区分改善型和非改善型，一概执行 40% 首付。
2011 年	“新国八条”《国务院关于进一步做好房地产市场调控工作有关问题的通知》	把二套房贷款首付比例提至 60%，贷款利率提至基准利率的 1.1 倍。第三套及以上住房不发放商业贷款。2012 年，第三套房或以上不能贷款，首套房首付比例不低于 30%。
2012 年		第三套房或以上不能贷款，首套房首付比例不低于 30%。
2013 年	“新国五条”	再次重申坚持执行以限购、限贷为核心的调控政策，坚决打击投资投机性购房。
2014 年	“930”	对拥有 1 套住房并已结清相应购房贷款的家庭，贷款购买第二套住房时，可按照首套房贷政策执行；对于贷款购买首套普通自主房的家庭，贷款最低首付比例为 30%，贷款利率下限为贷款基准利率的 0.7 倍等。

2015 年	全国二套房首付降至 40%，对拥有一套住房并结清相应购房贷款的居户家庭，为改善居住条件再次申请住房公积金委托贷款购买住房的，最低首付款比例由 30%降至 20%，不限购城市首套房贷款比例降至 25%。
2016 年	首套房首付比例最低降至 20%，二套房首付比例降至 30%。
2017 年	坚持房子是用来住的，不是用来炒的定位，加快建立多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度。

附录 2 房屋品质对房地产价格的影响

表 1 房地产品质对房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否有电梯	0.180*** (0.00328)	0.187*** (0.00324)	0.190*** (0.00328)	0.187*** (0.00329)	0.187*** (0.00329)	0.214*** (0.00398)
产权年限		0.207*** (0.00631)	0.199*** (0.00634)	0.199*** (0.00633)	0.201*** (0.00634)	0.179*** (0.00825)
房屋面积			- 0.0323*** (0.00514)	- 0.0332*** (0.00513)	- 0.0379*** (0.00520)	- 0.0959*** (0.00643)
户型情况			0.000890 *** (6.18e-05)	0.000900 *** (6.17e-05)	0.000932 *** (6.20e-05)	0.00108* ** (7.44e-05)
楼层高度				- 0.0160*** (0.00164)	- 0.0160*** (0.00164)	- 0.0240*** (0.00205)
交易权属					0.0340*** (0.00628)	0.00174 (0.00702)
房屋朝向						- 0.0122*** (0.00354)
梯户比						0.290*** (0.0101)
常数项	9.452*** (0.171)	8.847*** (0.169)	8.976*** (0.170)	9.013*** (0.170)	8.930*** (0.170)	9.327*** (0.169)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时点固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.821	0.826	0.828	0.828	0.828	0.831

影响房地产价格的因素纷繁复杂，总的来看可以分为房地产自身因素和非房地产自身因素。房地产自身因素主要包括房地产区位因素，户型因素、产权属性因素等；非房地产自身因素主要包括房地产调控政策、金融因素、居民收入因素、人口因素等。我们首先观察房地产自身因素对二手房价格的影响。

在表 1 中，我们在回归中依次加入了是否有电梯、产权年限、房屋面积、户型情况、楼层高度、交易权属、房屋朝向、梯户比等自变量，并添加了年份和区县的固定效应，从而控制二手房价格在随年份和区位的变化。事实上，控制年份和区位是很重要的，首先是年份，我国城市的二手房价格受当年的金融条件和房地产调控因素影响较大，故而在不同年份之间的变化有较大差异；其次是区位，一般而言，受交通因素、商业因素、生活便捷程度因素等的影响，城市二手房价格由中心城区向周边城区呈同心圆式递减。控制了年份和区位因素之后，更容易关注到房地产自身因素的影响。我们具体来看每一项因素对二手房价格的回归结果，表 1 中第 1 列只加入了是否有电梯这一项来解释电梯对房地产价格的影响，回归结果显示，是否有电梯变量的系数为 0.18，且在 1% 的水平上显著，这表明与没有电梯的二手房相比，装备电梯的二手房价格要高 18%，能显著提高二手房的价格，电梯对城市二手房的价格具有显著的带动作用。在依次加入其他自变量之后，是否有电梯这一变量的系数仍然显著，且稳定保持在 0.2 左右的水平。或许是否装有电梯的二手房之间的差价令人震惊，但这一差价在现实中是真的存在的。据相关新闻报道，某二手房加装电梯后，面积为 60 平的两房的单价为 4.62 万每平，而没有电梯的楼梯房仅售 3.5 万每平。

表 1 的第 2 列我们接着加入了产权年限变量，用以解释不同产权年限和交易权属的二手房对其价格的影响。回归结果显示，产权年限的系数为 0.207，且在 1% 的水平上显著，这表明产权年限越长的二手房的价格越高，产权年限同样对二手房价格具有显著的带动作用。之后依次加入其他自变量之后，产权年限这一变量的系数仍然显著。在链家网数据中，3 个样本城市历年来二手房的产权年限分别为 40、50 和 70 年，我们分别用虚拟变量 1、2、3 来定义，即每一更长产权年限的二手房分别比起上一层级的二手房的价格要高大约 17.9% 左右。具体到我国，按建筑用途类型不同，房屋建筑可以分为民用住宅建筑、商用建筑和工业用建筑，不同建筑类型的产权不同。其中商业、旅游、娱乐用地产权年限为 40 年；综合、工业或其他用地产权年限为 50 年；居住用地产权年限为 70 年。由于水电暖使用费用、相关税费、贷

款条件、建设标准等的不同，更长产权年限的普通居住用地所建造的二手房相对于具有更短年限的其他用地的产权年限有一个溢价。

在表 1 中的第 3 和第 4 列我们依次加入了房屋面积和户型情况的自变量，用以解释房屋面积和户型情况对二手房价格的影响。回归结果显示，房屋面积的系数显著为负，且在加入其他控制变量之后稳定保持负向显著；户型情况的系数显著为正，且在加入其他控制变量之后稳定保持正向显著。这表明，房屋面积和户型情况分别对二手房价格存在负向和正向的影响，即房屋面积越大，二手房平均价格越低，而户型越好，二手房平均价格越高。对于房屋面积而言，面积越小的房屋墙体所占面积更大，建筑成本更高，且公摊面积占比也高，导致平均价格较高。对于户型，购房者的心理偏好等主观因素影响更多，难有量化好坏的标准。结合链家网的数据状况，我们把房间内部结构分为卧室、客厅、厨房和卫生间，并为每种结构赋分，将户型定义为加总得分，得分越高的户型越好。结合回归结果可以看出，户型越好，即房间内部结构划分越好，二手房价格越高。

在表 1 中的第 5 列我们加入了楼层高度的自变量，以解释楼层高度对二手房价格的影响。由于链家网数据中并没有具体的楼层数据，只标注了“低楼层”、“中楼层”和“高楼层”，并给出了相对应的住宅楼总层数数据。我们将低楼层定义为较低的 1/3 楼层，中楼层定义为中间 1/3 楼层，高楼层定义为较高的 1/3 楼层，大致估算出了其楼层所对应的实际层数。接着，我们基于之前估算的实际楼层数，定义 1-8 层为低楼层、9-15 层为中楼层、16 层以上为高楼层，这样就把相对的楼层数转化为绝对数，避免了不同住宅楼高度相对表示所带来的误差。观察楼层高度的系数可以发现，其系数为-0.016，且在 1% 的水平上显著，表明二手房价格会随着楼层高度的升高而降低，这与我们现实生活中的生活感受是一致的。楼层高的二手房出行不方便，公摊面积更大，也更容易受电波的干扰，这些因素都对二手房的价格造成了负向的影响。

在表 1 中的第 6 列，我们加入了交易权属的自变量，以解释交易权属对二手房价格的影响。链家网数据中交易权属分为私产、商品房、动迁安置房、房改房、拆迁还建房、经济适用房、限价商品房、集资房、企业产和公产权房等 10 种，我们根据交易权属的活跃程度分为 1、2、3 三个等级，其中企业产和公产权房定义为 1，为最不活跃的一类房产，动迁安置房、房改房、拆迁还建房、经济适用房、限价商品房

定义为 2，为相对不活跃的一类房产，私产、商品房定义为 3，为最活跃的一类房产。具体来看交易权属这一变量的回归系数，可以发现，回归系数为 0.034，且在 1%的水平上显著，表明交易权属越活跃，二手房均价越高，加入其他控制变量之后，显著性虽然有所降低，但符号方向不变。这一正向影响说明居民在购房过程中是否容易交易也是一个重要的考虑因素，显示了居民并不仅仅只看重二手房的居住属性，同样也看重二手房的投资属性，更容易交易的二手房相对于不容易交易的二手房存在一定的溢价。

在表 1 中的最后 1 列，我们加入了房屋朝向和梯户比这两个变量，以解释房屋朝向和交易权属对二手房价格的影响。其中我们把房屋朝向为南北朝向的定义为 1，其他非南北朝向的定义为 0；梯户比由该住宅楼的电梯数量和家户数量的比例给出。房屋朝向的回归为-0.0122，且在 1%的水平上显著，梯户比的回归系数为 0.290，且在 1%的水平上显著。我国地处北半球，大部分地区位于北回归线以北地区，一般来说，出于房屋采光的需求，南北朝向的房屋会更受购房者的青睐，会享受一定的溢价。但此处回归的系数显示的与常理相悖，具体原因我们将在分城市的回归中给予进一步的解答。接着来看梯户比，梯户比高的二手房相比于梯户比低的二手房的价格更高，这与前文中购房者对电梯的重视的道理一致。

表 2 分城市的房地产品质对房地产价格影响的估计结果

	(1) 全样本	(2) 天津	(3) 广州	(4) 重庆
是否有电梯	0.214*** (0.00398)	0.0291*** (0.00901)	0.261*** (0.00494)	0.206*** (0.00959)
产权年限	0.179*** (0.00825)	0.216*** (0.0156)	0.326*** (0.0138)	0.0530*** (0.0132)
房屋面积	-0.0959*** (0.00643)	-0.179*** (0.0136)	-0.00603 (0.00982)	-0.128*** (0.0108)
户型情况	0.00108*** (7.44e-05)	0.00218*** (0.000185)	0.000234** (0.000109)	0.00129*** (0.000118)
楼层高度	-0.0240*** (0.00205)	-0.0722*** (0.00408)	-0.0181*** (0.00284)	0.000929 (0.00379)
交易权属	0.00174	-0.00405	-0.0270	0.315***

	(0.00702)	(0.00748)	(0.152)	(0.0296)
房屋朝向	-0.0122***	0.0250***	-0.0174***	-0.00476
	(0.00354)	(0.00815)	(0.00459)	(0.00669)
梯户比	0.290***	0.296***	0.249***	0.323***
	(0.0101)	(0.0289)	(0.0137)	(0.0163)
常数项	9.327***	9.954***	8.173***	8.730***
	(0.169)	(0.0644)	(0.501)	(0.151)
观测值	20,792	5,011	9,614	6,167
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
时点固定效应	YES	YES	YES	YES
R ²	0.831	0.590	0.669	0.675

我们根据城市把样本进行了划分，探究在不同城市中房地产自身因素对二手房价格的影响。表 2 中的 4 列从左到右依次是全样本、天津、广州、重庆样本的回归结果。将各城市回归结果和全样本的回归结果相比较，可以发现，总的来说各城市房地产自身属性对二手房价格的影响是基本一致的，但是在房屋面积、楼层高度、交易权属、房屋朝向等变量上也表现出了一些细微的差异，体现了各城市本身的特点。

具体来说，首先是房屋面积对二手房价格的影响，在全样本、天津、重庆样本中，房屋面积这一变量的回归系数都为负，且在 1% 的水平上显著。而在广州样本中，房屋面积对二手房价格的影响为负，但并不显著，表明广州二手房的房屋面积对价格没有明显影响。在全样本、天津、广州样本中，楼层高度的系数均为负，且在 1% 的水平上显著。而在重庆样本中，楼层高度对二手房价格的影响为正，但并不显著。这可能跟重庆独特的地理环境有关，重庆是山城，城市构造较为立体，山峦走势对楼层进行了垂直的分割。这就导致有可能虽然楼层绝对高度较高，但与道路处于同一平面并没有普通高层面临的最大的交通不便的问题，从而楼层高度这一变量也就不成为重庆地区影响二手房价格的因素。在全样本呢、天津、广州样本中，交易权属的系数都不显著，而在重庆样本中，交易权属对二手房价格的影响为正，且在 1% 的水平上显著，表明交易权属越活跃的二手房价格越高，这在一定程度上表明重庆地区的二手房交易市场更活跃，购房者相对于其他地区的购房者更看重二手房的投资属性，而交易权属越活跃的二手房显然投资价值会更高。在全样本、天

津、广州样本中，房屋朝向的系数都在 1%的水平上显著，但系数正负方向不统一。而在重庆样本中，房屋朝向的系数为负，但不显著，表明在重庆地区，房屋朝向不成为影响二手房价格的显著因素。一般来说，基于我国处于北半球的地理事实，出于采光、保暖等需求，居民在购房过程中通常会青睐坐北朝南的房屋，这一朝向的二手房理应享受一定的溢价。但在链家网数据中，对于房屋朝向并没有具体给出朝向方位和背向方位。举例而言，对于数据中给出的“南北朝向”的二手房，我们并不能判断出其具体是朝向南方还是朝向北方，这就导致数据在回归过程中混淆了朝向和北向两类房子。

附录 3 货币增速对房地产价格的影响

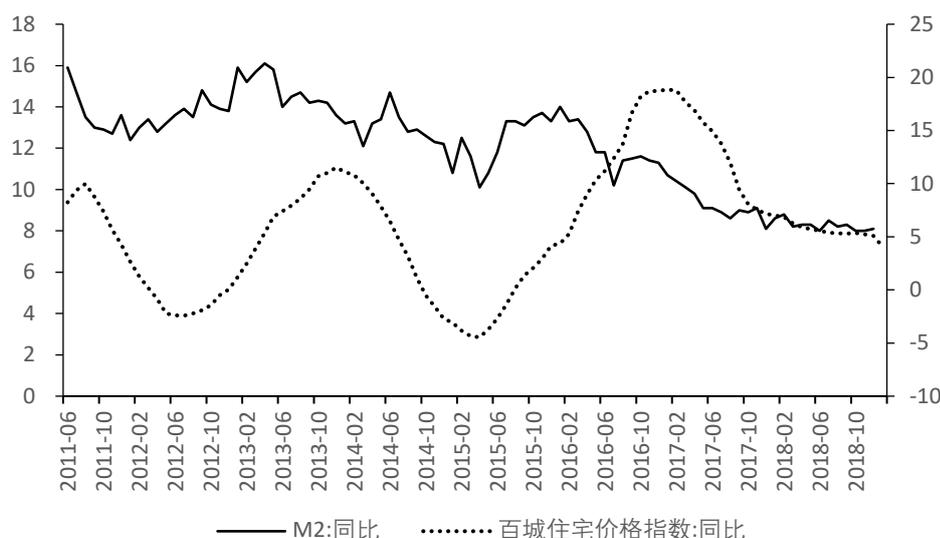


图1 货币增速与百城住宅价格指数关系

在讨论货币增速对房价影响之前我们可以对房地产市场的金融政策做一个简单的回顾。早在 1984 年，国务院发布《关于改革建筑业和基本建设管理体制若干问题的规定》，根据规定精神，具体由建设银行支持城市开发和商品房专项贷款，也是在此时，国内的个人消费性贷款得到推广。1991 年，以上海为试点在全国率先实行住房公积金制度。1994 年，国务院颁布《住房公积金管理条例》，宣告住房公积金制度上升为全国性的制度。1998 年中国人民银行颁布《个人住房贷款管理办法》，允许除建设银行外的其他银行发放个人住房贷款，这有效地促进了个人住房贷款领域的市场化竞争，也实质上促进了房地产市场的繁荣。正是在政策领域有了突破，从此我国的房地产市场和货币因素，尤其是银行的信贷政策有了密切的联系。宽松的信贷能够促进房地产市场的繁荣发展，同时也应该意识到，银行信贷政策的制定的初衷是发展实体经济，故在放松信贷政策以刺激实体经济的同时，也会加剧房地产泡沫的产生，而房地产泡沫的破灭正式当年 2007 年美国经济危机的主要成因，因此值得引起我们的重视。

图 1 是我国 2011 年 6 月-2019 年 1 月 M2 增速和百城住宅价格指数增速走势图，可以看出二者走势基本一致，且百城住宅价格指数走势略滞后于 M2 增速，表明 M2 代表的热钱流入是房地产价格上升的重要原因，即 M2 增速越大，房地产价格越高。

货币因素能够通过通货膨胀和金融杠杆两个方面来影响房地产价格。首先是通

货膨胀，货币发行量的超额增长带来通货膨胀，通货膨胀带来货币购买力的下降，引起货币贬值。而房地产的价值是以货币进行标价的，故必然也带来房地产价格的上涨。其次，通货膨胀也刺激了人们的避险保值需求，房地产作为良好的避险资产受到居民的追捧，需求上升，进而抬高房价。第二是金融杠杆的影响，金融杠杆在房地产市场的应用便是贷款买房。通过利用金融杠杆，购房者只需支付大概三成的首付即可买房，其他款项通过分期付款完成。这一金融杠杆把未来购房者的消费在时间上提前配置，导致现时的购房者的数量增加，从而增加了房地产的需求，需求上升导致房地产价格的上升。

也有较多的学术研究关注货币对房地产价格的影响。如张涛、龚六堂和卜永祥（2006）通过构造一个单一资产按揭贷款模型，认为消费者之所以借贷款购房消费，是因为消费者的时间偏好率高于贷款的实际利率，购房假按揭贷款成数越大，推动房地产价格水平越高。之后基于 2002 年以来相关经济数据的实证分析，也得出了房地产价格与房地产贷款有较强的正相关关系的结论。陈诗一、王祥（2016）通过构造一个带有房地产市场的多部门 DSGE 模型，同时引入带有金融摩擦的银行部门，发现当社会融资成本较高时。降低利率的货币政策冲击使得房地产价格显著上升。刘晓欣、雷霆（2017）基于我国 2000 年 1 月-2016 年 12 月的相关经济数据，构建了金融按揭、房地产价格与金融稳定性变量的 SVAR 模型，研究了金融杠杆与房地产价格的相互关系，认为金融杠杆和房地产价格存在相互促进的关系。

表 3 房地产面积对货币增速作用于房地产价格的调节效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
房地产面	0.00633	0.00358	0.00233	0.00208	0.00216	0.00253	0.00724
积*	***	***	***	***	***	***	***
货币增速	(0.0002	(0.0003	(0.0003	(0.0004	(0.0004	(0.0004	(0.0005
是否有电	90)	30)	28)	53)	52)	58)	67)
梯		0.176***	0.184***	0.188***	0.185***	0.185***	0.211***
		(0.0033	(0.0032	(0.0032	(0.0032	(0.0032	(0.0039
		0)	6)	6)	7)	6)	7)
产权年限			0.201***	0.198***	0.198***	0.199***	0.177***

			(0.0063 5)	(0.0063 3)	(0.0063 2)	(0.0063 3)	(0.0082 6)
房屋户型			0.00076 1*** (5.40e- 05)	0.00076 9*** (5.40e- 05)	0.00076 9*** (5.40e- 05)	0.00078 9*** (5.41e- 05)	0.00080 6*** (6.58e- 05)
楼层高度					- 0.0160* **	- 0.0160* **	- 0.0240* **
交易权属					(0.0016 4)	(0.0016 4) 0.0320* **	(0.0020 5) - 0.00159
房屋朝向							(0.0062 7) - 0.0126* **
梯户比							(0.0035 4) 0.275*** (0.0099 4)
常数项	8.917*** (0.187)	9.172*** (0.173)	8.680*** (0.171)	9.005*** (0.172)	9.043*** (0.172)	8.976*** (0.172)	9.497*** (0.172)
地区固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时点固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.795	0.821	0.827	0.828	0.828	0.828	0.831

表 3 中我们构造房屋面积和货币增速的交乘项，以解释对于不同房屋面积的二手房，货币增速对二手房平均价格推动作用的差异。首先看表 3 第 1 列，发现房屋

面积和货币增速的交乘项的系数为正，且在 1%的水平上显著。接着我们依次加入是否有电梯、产权年限、户型情况等房地产自身因素的控制变量，最终房屋面积和货币增速的交乘项的系数为-0.00724，且在 1%的水平上显著。这表明，房屋面积越大，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小。接着观察其他控制变量，发现是否有电梯、户型情况、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比等变量的符号基本与前文保持一致，不再赘述。

要考察为什么房屋面积越大，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小这个问题，我们不妨先讨论为什么房屋面积越大，房屋均价越低。对于这个问题的解答我们需要回到房价的定价，一般来说，房价由地价、建设成本、财税管理费用、预期利润和融资、管理和营销等费用组成。一个通用的公式是，各自的成本比例依次是地价占 30%左右，建设成本占 40%左右，财税管理费用（含企业所得税）占 10%左右，预期利润占 12%左右，融资、管理和营销费用占 8%左右。就各细分项来看，地价由楼面价、土地契税和市政配套费构成，其中楼面价即是我们通常意义上所说的土地出让价格。建设成本涵盖人工、规划设计、材料、基础设施搭建和管理等一切费用，即建设过程中所发生的一切成本。预期利润即项目规划中预期将要取得的利润，在房地产景气时期，房地产净利率能高达 25%左右，而目前来讲房地产企业的净利率难以越过 10%。融资、管理和营销费用受房地产周期影响较大，房地产行业景气时，融资、管理和营销费用较低；房地产行业不景气时，融资、管理和营销费用较高。这一点比较容易理解，信贷具有顺周期特性，当房地产行业处于景气阶段时，商品房销售火爆，现金流充裕，金融机构预期房地产企业将来偿还贷款能力较强，故愿意向房地产企业发放贷款，且由于房地产行业现金流强劲、抵押品价值高，这一贷款利率通常低于其他行业，反映到房地产企业身上，就是融资费用较低。管理费用和营销费用同样具有顺周期特性，当房地产行业景气时，购房者为了尽快入手房产，或以相对较低的价格入手房产，通常会牺牲对房产管理尤其是物业管理的要求，客观上造成管理费用的下降；另一方面，房地产行业景气时期，商品房销售周期快，以存货形式留存在房地产企业名下的待售商品房较少，缩短了房地产企业对于待售商品房的管理时间，造成管理费用的下降。在房地产景气时期，商品房处于供不应求阶段，是一个典型的卖方市场，故房地产企业无需进行耗资巨大的营销就能实现商品房的销售，从而节省营销费用。具体到房屋面积和房屋均价的关系，其中的影响因素主要在于房价构成中的建设成本。因为我们在模型中采用房屋均价来衡量房价，即商品房总价/总面积，所以不同面积的房屋在平均地价层面

差别不大，而融资、管理、营销费用和预期利润由于占比较低，在平均意义上差别也不大。可能存在较大差别的在于建设成本，首先建设成本在房价中占比高达40%，是影响房地产价格的重要因素。从实际建设情况来看，面积越小的房屋墙体所占面积更大，建筑成本更高，且公摊面积占比也高，导致平均价格较高。

为什么房屋面积越大，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小呢？我们知道，房地产除了具有消费属性之外，还具有投资属性。虽然政府层面一直不鼓励炒房，在前不久更是提出了“房住不炒”的定调，旨在从宏观角度做好房地产的长效调控，但相当长的一段时期以来，在相对宽松的货币政策条件和居民收入水平不断提升的大背景下，我国房地产投资市场十分活跃。站在投资的角度上考虑的话，我们的实证结果与现实中的房地产投资表现较为一致，实证结果认为房屋面积越大，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小，即投资者更偏好小面积商品房，而现实中的房地产投资也表现为投资“老破小”。我们认为，人们偏向于投资小面积房地产主要有以下几点原因：首先是小面积商品房总价较低，这大大降低了房地产投资门槛，与动辄大几百万甚至上千万的房价相比，小面积商品房总价较低，使得更多投资者能够参与到房地产投资中来，享受到房地产升值带来的红利，如现实房地产市场中的单身族过渡房和学位房等就是很好的例子；其次，小面积商品房更容易交易，这其实也与这一类型的商品房总价较低有关，不妨假设小面积商品房和大面积商品房投资市场是两个分割的投资市场，小面积商品房投资市场由于投资门槛大大低于大面积商品房投资市场，所以这一市场上的投资者数量要大于大面积商品房市场，投资者数量即潜在的买家与卖家，则小面积商品房投资市场的潜在的买家和卖家数量要大于大面积商品房市场，意味着小面积商品房的流动性更强，更容易交易；第三，从投资房产自住的角度考虑的话，小面积商品房迎合了家庭小型化的人口学大趋势，当今中国社会与上几代相比，少子化显现普遍，家庭成员数量减少，对居住面积要求也随之降低；第四，当一个家庭拥有多套住房的时候，除了自住之外，出租也是一个较为普遍的选择，市场上的租房主力为刚从大学毕业的白领，这一类型的群体对个人隐私较为重视，小面积商品房可以整租，避免陷入与多人合租大面积商品房的窘境，所以小面积商品房在租赁市场上也较为紧俏，容易获得较高的溢价。

表 4 产权年限对货币增速作用于房地产价格的调节效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
产权年限	7.95e-08***	1.17e-07***	1.14e-07***	1.13e-07***	1.13e-07***	1.14e-07***	1.03e-07***
*	(3.08e-09)	(3.66e-09)	(3.68e-09)	(3.67e-09)	(3.67e-09)	(3.67e-09)	(4.78e-09)
货币增速							
是否有电梯		0.187*** (0.00324)	0.184*** (0.00327)	0.189*** (0.00329)	0.187*** (0.00329)	0.187*** (0.00329)	0.214*** (0.00398)
			0.0264**	0.0311**	0.0321**	0.0369**	0.0953**
房屋面积			(0.00325)	(0.00514)	(0.00513)	(0.00520)	(0.00643)
			0.00089	0.00090	0.00093	0.00108	
房屋户型			1*** (6.18e-05)	2*** (6.18e-05)	5*** (6.20e-05)	*** (7.44e-05)	
				0.0161** (0.00164)	0.0160** (0.00164)	0.0240** (0.00205)	
楼层高度					0.0357**		
交易权属					**	0.00351 (0.00629)	
							-
房屋朝向							0.0123** (0.00354)
梯户比							0.290*** (0.0101)

常数项	9.318*** (0.185)	9.309*** (0.169)	9.197*** (0.169)	9.417*** (0.169)	9.453*** (0.169)	9.371*** (0.169)	9.717*** (0.167)
地区固定效应	YES						
时点固定效应	YES						
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.795	0.826	0.826	0.828	0.828	0.828	0.831

表 5 房屋户型对货币增速作用于房地产价格的调节效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
房屋户型	5.68e-10***	4.25e-10***	5.32e-10***	5.24e-10***	5.30e-10***	5.49e-10***	6.53e-10***
货币增速	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
是否有电梯		0.178*** (0.00326)	0.181*** (0.00332)	0.190*** (0.00328)	0.187*** (0.00329)	0.187*** (0.00329)	0.214*** (0.00398)
房屋面积			0.0194** (0.00519)	0.0322** (0.00513)	0.0332** (0.00513)	0.0378** (0.00520)	0.0977** (0.00643)
产权年限				0.199*** (0.00634)	0.199*** (0.00633)	0.201*** (0.00634)	0.179*** (0.00825)
楼层高度					0.0160** (0.00164)	0.0160** (0.00164)	0.0240** (0.00204)

						0.0341*	
交易权属						**	0.00214
						(0.00628)	(0.00701)
							-
房屋朝向							0.0122*
							**
							(0.00353)
梯户比							0.290***
							(0.0101)
常数项	9.409***	9.451***	9.537***	9.010***	9.047***	8.966***	9.375***
	(0.185)	(0.170)	(0.172)	(0.170)	(0.170)	(0.170)	(0.169)
地区固定							
效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时点固定							
效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.796	0.823	0.823	0.828	0.828	0.828	0.831

表 6 房屋梯户比对货币增速作用于房地产价格的调节效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
梯户比*	1.68e-07***	1.62e-07***	1.73e-07***	1.77e-07***	1.71e-07***	1.68e-07***	1.70e-07***
货币增速	(4.96e-09)	(5.48e-09)	(6.02e-09)	(5.99e-09)	(5.94e-09)	(5.92e-09)	(5.93e-09)
是否有电梯		0.202***	0.204***	0.211***	0.220***	0.216***	0.214***
		(0.00395)	(0.00396)	(0.00397)	(0.00395)	(0.00395)	(0.00398)
房屋面积			-	-	-	-	-

			0.0187*	0.0895*	0.0951*	0.0957*	0.0956*
			**	**	**	**	**
			(0.0042	(0.0064	(0.0063	(0.0063	(0.0064
			7)	0)	3)	1)	3)
房屋户型				0.00111	0.00107	0.00108	0.00108
				***	***	***	***
				(7.50e-	(7.42e-	(7.39e-	(7.44e-
				05)	05)	05)	05)
产权年限					0.179***	0.178***	0.179***
					(0.0082	(0.0082	(0.0082
					7)	4)	5)
					-	-	-
楼层高度						0.0240*	0.0240*
						**	**
						(0.0020	(0.0020
						5)	5)
交易权属							0.00208
							(0.0070
							2)
							-
房屋朝向							0.0122*
							**
							(0.0035
							4)
常数项	9.400***	9.476***	9.556***	9.825***	9.328***	9.381***	9.378***
	(0.184)	(0.168)	(0.169)	(0.169)	(0.169)	(0.168)	(0.169)
地区固定							
效应	YES						
时点固定							
效应	YES						
观测值	30,380	20,792	20,792	20,792	20,792	20,792	20,792
R ²	0.798	0.824	0.824	0.826	0.830	0.831	0.831

表 4-表 6 中我们构造产权年限、房屋户型和房屋梯户比和货币增速的交乘项，

以解释对于不同产权年限、不同房屋户型和不同房屋梯户比的二手房，货币增速对二手房平均价格推动作用的差异。首先看表 5，第 1 列中产权年限和货币增速的交乘项的系数为正，且在 1% 的水平上显著。接着我们依次加入是否有电梯、房屋面积、户型情况等房地产自身因素的控制变量，发现该交乘项系数的符号始终保持为正向，最终产权年限和货币增速的交乘项的系数为 $1.03e-07$ ，且在 1% 的水平上显著。这表明，产权年限越大，货币增速对二手房平均价格的推动作用越大。接着观察其他控制变量，发现是否有电梯、房屋面积、户型情况、楼层高度、交易权属、房屋朝向和梯户比等变量的符号基本与前文保持一致，不再赘述。接着看表 6，第 1 列中房屋户型和货币增速的交叉项系数为正，且在 1% 的水平上显著，接着我们依次加入是否有电梯、房屋面积、户型情况等房地产自身因素的控制变量，发现该交乘项系数的符号始终保持为正向，最终房屋户型和货币增速的交叉项的估计系数为 $6.53e-10$ ，且在 1% 的水平上显著。这表明，房屋户型越好，货币增速对二手房平均价格的推动作用越大。控制变量的符号也基本与前文中的估计保持一致。最后看表 7，第 1 列中房屋梯户比和货币增速的交叉项系数为正，且在 1% 的水平上显著，接着我们依次加入是否有电梯、房屋面积、户型情况等房地产自身因素的控制变量，发现该交乘项系数的符号始终保持为正向，最终房屋户型和货币增速的交叉项的估计系数为 $1.70e-07$ ，且在 1% 的水平上显著。这表明，房屋梯户比越高，货币增速对二手房平均价格的推动作用越大。控制变量的符号也基本与前文中的估计保持一致。事实上，无论是购房者出于购房自住还是购房投资的角度考虑，房屋产权年限高、房屋户型好和房屋梯户比高的房屋通常都意味着该套房屋的品质较高，所以，上述的估计结果表明，在同等货币增速情况下，品质越高的房屋对于房地产价格上涨的推动作用越大。

表 7 房屋交易权属对货币增速作用于房地产价格的调节效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
交易权属	-1.27e-	-1.35e-	-1.43e-	-1.33e-	-1.44e-	-1.44e-	-1.44e-
*	08***	08***	08***	08***	08***	08***	08***
货币增速	(7.70e-	(9.52e-	(9.51e-	(9.51e-	(9.37e-	(9.36e-	(9.36e-
是否有电	10)	10)	10)	10)	10)	10)	10)
梯		0.180***	0.174***	0.180***	0.189***	0.187***	0.187***

		(0.0032 7)	(0.0032 9)	(0.0033 1)	(0.0032 7)	(0.0032 8)	(0.0033 1)
				-	-	-	-
房屋面积			0.0418* **	0.0127* *	0.0252* **	0.0262* **	0.0265* **
		(0.0032 7)	(0.0052 1)	(0.0051 4)	(0.0051 4)	(0.0051 4)	(0.0051 4)
房屋户型			0.00084 2*** (6.27e- 05)	0.00082 1*** (6.17e- 05)	0.00083 2*** (6.17e- 05)	0.00083 0*** (6.17e- 05)	
产权年限					0.203*** (0.0063 2)	0.203*** (0.0063 1)	0.202*** (0.0063 1)
					-	-	
楼层高度					0.0160* **	0.0160* **	
					(0.0016 4)	(0.0016 4)	
房屋朝向							0.00449 (0.0028 6)
常数项	9.483*** (0.186)	9.528*** (0.171)	9.346*** (0.171)	9.549*** (0.171)	9.018*** (0.169)	9.055*** (0.169)	9.055*** (0.169)
地区固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时点固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791
R ²	0.794	0.822	0.823	0.824	0.829	0.830	0.830

表 7 中我们构造交易权属和货币增速的交乘项，以解释对于不同交易权属的二手房，货币增速对二手房平均价格推动作用的差异。首先看表 7 第 1 列，发现交易权属和货币增速的交乘项的系数为负，且在 1% 的水平上显著。接着我们依次加入是

否有电梯、房屋面积、户型情况等房地产自身因素的控制变量，发现该交乘项系数的符号始终保持为负向，最终产权年限和货币增速的交乘项的系数为 $-1.44e-08$ ，且在 1%的水平上显著。这表明，交易权属活跃度越高，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小。接着观察其他控制变量，发现是否有电梯、房屋面积、户型情况、楼层高度、房屋朝向和梯户比等变量的符号基本与前文保持一致，不再赘述。

回到我们最初关于交易权属的定义，链家网站中交易权属变量分为企业产、公产房、动迁安置房、商品房、房改房、拆迁还建房、私产、经济适用房、限价商品房和集资房等十种形式。出于实证回归的考虑，我们根据交易的活跃程度把上述十种交易权属进一步划分为三类。其中把私产和商品房定义为 3，即最容易交易的房产。把动迁安置房、商品房、房改房、拆迁还建房、私产、经济适用房、限价商品房和集资房定义为 2，即相对容易交易的房产。把企业产和公产房定义为 1，即几乎不能交易的房产。按照我们之前的分析框架，如果把不同交易活跃程度的房地产投资市场看作绝对分割的市场，容易得到，私产和商品房投资市场中的交易者最多，因为私产和商品房交易一般不需要身份限制。其余两种交易活跃程度的房产对交易者有一定的身份限制，尤其是企业产和公产房，基本上只能由本单位的员工购买，所以动迁安置房、房改房、拆迁还建房、私产、经济适用房、限价商品房和集资房中的交易者次之，企业产和公产房的交易者最少。一般来说，在房产数量固定的情况下，房地产投资市场上的交易者数量决定了这一市场是买方市场还是卖方市场。但对于这三类交易活跃程度的房产而言，房产数量并不是固定的，且房产数量分布与交易者数量分布一致，即私产和商品房数量最多；动迁安置房、房改房、拆迁还建房、经济适用房、限价商品房和集资房较少；企业产和公产房数量最少。似乎如果仅从供求分析来看，并不能得出为什么交易权属活跃度越高，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小的答案。而且随着国家住房改革的推进，允许家庭以低于市场价格的价格购买租住的企业房或公产房。似乎从投资角度而言，动迁安置房、房改房、拆迁还建房、经济适用房、限价商品房、集资房、企业产和公产房的均价要低于私产和商品房。我们认为产生交易权属活跃度越高，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小这一现象的原因在于两点，首先是由单位兴建的这类交易活跃程度较低的房产，往往处于较好的地理位置、拥有较为优越的交通条件，所以虽然交易范围受限，但区位条件等房屋本身的优势能够让其取得较高的溢价；第二，私产和商品房这类房产，在房屋定价过程中就已经包含了较高的产权价格，即易交易的产权优势已被包含在价格中了，所以在货币条件宽松推动房地产投资的情况下，

并没有进一步推升此类房产的价格。

上文中我们分析了为什么交易权属活跃度越高，货币增速对二手房平均价格的推动作用越小。交易权属属于产权问题，既然涉及到房地产市场上的产权，那么现今城镇化发展，城市向周边农村地区扩张带来的小产权房问题就是绕不开的话题。然而，遗憾的是我们的链家微观数据难以识别出这类城镇化过程中形成的小产权房，所以我们没有实证分析这一问题的数据基础，因此我们将使用定性的方法来分析城镇化中小产权房的问题。

对这一问题的分析基础是厘清何为城镇化中的小产权房。根据张有恒（2010）的总结，目前我国市场上存在三种小产权房现象：其一是由由开发商开发的整块大产权房分割而来的个人购买的小块房产，称为小产权房；其二是在房地产转让市场中进行转让时需要补缴土地出让金的房产，称为小产权房，这类房产包括没有国土使用证书的经济适用房和单位集资房等；其三没有相关政策和法律保护的由农村地区集体组织发放房屋产权证书的房屋，称为小产权房，这类房产只有使用权和继承权，而不具备所有权，不能再商品房转让市场进行售卖。我们所说的城镇化进程中的小产权房与最后一种小产权房类似，城镇化进程中的小产权房由村集体或联合房地产开发商建设，向购房者发放村集体制作的房屋权属证书，并没有受政策和法律保护的法管部门发放的产权证书，属于非法房产关系。城乡二元土地制度和城市发展带来的人口增加引发的对于房地产的刚需是这类城市周边迅猛发展的小产权房的主要原因。

我们接着来探讨此类城镇化过程中的小产权房与房价之间的关系。很显然，低廉的价格是城镇化过程中的小产权房受到追捧的主要原因之一。我们在前文中给出了商品房价格的构成公式，即商品房由地价、建设成本、财税管理费用、预期利润和融资、管理和营销等费用组成。一个通用的公式是，各自的成本比例依次是地价占 30%左右，建设成本占 40%左右，财税管理费用（含企业所得税）占 10%左右，预期利润占 12%左右，融资、管理和营销费用占 8%左右。容易看出，其中低价和税费所占比例较高，是商品房价格的主要构成因素。事实上，出让土地是我国地方政府收入的主要来源，土地财政是地方经济的重要支撑。而城镇化进程中的小产权房所用土地是村集体土地，不存在高额的土地出让金，也没有其他相关税费，因此这类房产价格大大低于城市商品房。事实上，从房地产的住房属性而言，低廉的

价格满足了城市中低收入者以及周边农村地区的住房需求，故城镇化进程中产生的此类小产权房受到了广大的追捧。那么，在货币超发的环境下，货币增速能对此类小产权房的房屋均价起到推动作用吗？我们认为，答案是否定的。因为货币超发背景下产生的房地产需求是针对房地产的投资属性而言的，热钱的流入促进了房地产市场的投资。但是，我们知道人们进行任何投资的都是为了实现财富的增值，居民投资房地产的目的同样是为了实现房地产的增值。但房地产的增值不是最终目的，房地产的出售以最终实现财富货币化才是目的。而城镇化进程的小产权房显然不能实现购房者的这一目的，这类小产权房不具备升值的基础，因为只有处在市场中的能被交易的商品才具有价格，而城镇化进程中的小产权房只拥有使用权和继承权，并不具备所有权，所以只能在村集体内部进行流通，不能经由私人进行交易。因此，我们认为在货币超发的背景下，货币增速并不能推动城镇化进程中的小产权房的房屋均价的提升。

综合之上货币因素的考虑，我们发现宽松的货币政策对二手房价格由显著的推动作用，这与之前学者的普遍研究结论相同，但通过构造货币增速与房屋自身属性的交乘项，我们发现货币增速对不同住宅房价的推动作用具有差异性，当实行宽松的货币政策时，面积越小，产权年限越长，品质越好，交易属性越强的商品房价格上涨更快。从刚需的角度来看，这类商品房在市场中往往具有更好的投资属性，具有更高的投机性，因而在稳定房地产市场价格，减少投机性购房的过程中需要尽可能控制货币增速，让房地产市场回到“住房”定位。

在表 8 中，我们将产权年限与房屋关注度的交乘项加入到回归当中，结果发现是显著为负的。在中国的房地产市场上，产权年限是一个非常重要的变量，一般来说，对于普通住宅产权年限是 70 年，而对于商用住宅的产权年限是 40 年。在同等条件下，购房者往往偏好产权年限更长的房子，例如购房者非常担心将产权年限为 40 年的房子当作产权年限 70 年房子买了，所以他们必然更加关注产权年限更长的房子，购房者的关注度进而也降低房价。另外，一般来说，产权年限更长的房子被市场认为是好房子，因此表 4 的分析结果与之前的结果保持吻合。

表 8 产权年限对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
产权年限*	-	-	-	-	-	-	-

	0.00065 4***	0.00060 5***	0.00059 0***	0.00059 6***	0.00059 1***	0.00059 4***	0.00057 1***
房地产关 注程度	(1.36e- 05)	(1.55e- 05)	(1.56e- 05)	(1.55e- 05)	(1.55e- 05)	(1.55e- 05)	(1.77e- 05)
是否有电 梯		0.169*** (0.0032 2)	0.166*** (0.0032 4)	0.173*** (0.0032 6)	0.170*** (0.0032 6)	0.170*** (0.0032 6)	0.197*** (0.0039 2)
房屋面积			0.0231* ** (0.0032 3)	0.0389* ** (0.0051 1)	0.0396* ** (0.0051 1)	0.0439* ** (0.0051 8)	- 0.109*** (0.0063 6)
房屋户型				0.00095 9*** (6.14e- 05)	0.00096 8*** (6.13e- 05)	0.00099 8*** (6.16e- 05)	0.00116 *** (7.34e- 05)
楼层高度					0.0140* ** (0.0016 3)	0.0140* ** (0.0016 3)	0.0214* ** (0.0020 2)
交易权属						0.0317* ** (0.0062 3)	0.00305 (0.0069 2)
房屋朝向							- 0.00707 ** (0.0034 9)
房屋梯户 比							0.299*** (0.0099)

							6)
常数项	9.534*** (0.182)	9.562*** (0.167)	9.457*** (0.168)	9.695*** (0.168)	9.725*** (0.168)	9.654*** (0.168)	9.984*** (0.165)
地区固定							
效应	YES						
时点固定							
效应	YES						
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	20,792
R ²	0.803	0.829	0.829	0.830	0.831	0.831	0.836

在表 7 中，我们将房屋交易权属与房屋关注度的交乘项加入到回归当中。在中国的二手房市场上，交易权属是一个重要的指标，因为有的房子是完全属于个人的，但是有的房子是部分属于工作单位的，一般来说，交易权属完全属于个人的房子往往被认为是好房子，或者更有市场价值，因为它的交易完全不受工作单位的限制，本文认为其交易更为活跃，因此赋值也就更高，其回归系数也是显著为负的，这再次证明了好房子放大了购房者关注度对房价的负向作用，因此表 7 的分析结果和之前的结果也是吻合的。

表 9 交易权属对房地产关注程度作用于房地产价格影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	-	-	-	-	-	-	-
	0.00044	0.00042	0.00041	0.00041	0.00041	0.00041	0.00041
交易权属*	9***	4***	6***	7***	5***	2***	3***
房地产关	(8.51e-	(9.63e-	(9.70e-	(9.66e-	(9.52e-	(9.51e-	(9.51e-
注程度	06)	06)	06)	06)	06)	06)	06)
是否有电							
梯		0.171*** (0.0031 9)	0.168*** (0.0032 2)	0.174*** (0.0032 3)	0.183*** (0.0032 0)	0.181*** (0.0032 0)	0.182*** (0.0032 3)
				-	-	-	-
房屋面积			0.0222* **	0.0385* **	0.0510* **	0.0517* **	0.0523* **
			(0.0032 1)	(0.0050 8)	(0.0050 2)	(0.0050 1)	(0.0050 2)
房屋户型				0.00093	0.00092	0.00093	0.00092

				8*** (6.10e- 05)	3*** (6.01e- 05)	2*** (6.00e- 05)	9*** (6.00e- 05)
产权年限					0.197*** (0.0061 6)	0.197*** (0.0061 6)	0.197*** (0.0061 6)
楼层高度						- 0.0137* **	- 0.0137* **
房屋朝向						(0.0016 0)	(0.0016 0) 0.00760 *** (0.0027 9)
常数项	9.538*** (0.181)	9.569*** (0.166)	9.468*** (0.167)	9.701*** (0.167)	9.179*** (0.165)	9.209*** (0.165)	9.209*** (0.165)
地区固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时点固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	43,816	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791	32,791
R ²	0.805	0.831	0.831	0.832	0.837	0.838	0.838