
供需错配:解开中国房价分化之谜

韩立彬 陆 铭^{*}

内容提要 2003 年以来,中国的房价经历了快速上涨。本文从土地的空间配置政策视角出发,研究了 2003 年后土地供给倾向中西部的政策转变对城市房价上涨的影响。我们发现,2003 年以后土地供给相对受限制的城市以沿海地区和内地的大城市为主,而这些城市恰恰是人口流入地。2004-2013 年,与土地供给相对放松的城市相比,土地供给相对收紧城市的房价平均要高 10.6%,而且仅仅在土地供给相对收紧的城市出现了房价-工资比率的上升。研究表明,当前不同城市之间房价的分化,根源在于土地供给在空间上与土地需求不匹配。未来房地产市场健康平稳发展的长效机制应该侧重增加住房需求较大地区的土地供给,减少土地供给在空间上的扭曲。

关键词 土地供给 房价 城市发展

一 引言

2000-2014 年中国房价经历了快速的上涨,迫切需要建立房地产市场健康平稳发展的长效机制。根据国家统计局的数据,商品房平均销售价格从 2000 年的 2112 元/

^{*} 韩立彬:复旦大学经济学院经济系 电子信箱:hanlibin@126.com。陆铭(通讯作者):上海交通大学安泰经济与管理学院 中国城市治理研究院 电子信箱:luming1973@sjtu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金重点项目(71834005)的资助。本文也是上海国际金融与经济研究院和复旦大学“当代中国经济与社会工作室”的成果。作者感谢亚洲开发银行和浙江大学研讨会参与者和匿名审稿人的评论。

平方米上涨到 2014 年的 6324 元/平方米,15 年间房价上涨了近 3 倍。特别是北京、上海、广州、深圳 4 个一线城市,房价上涨得更快,在 2003–2013 年,上述 4 个城市的房价年平均上涨超过 13.1% (Fang 等 2016)。2016 年以来一线和二线城市的房价更是经历了快速上涨。与房价快速上涨不同的是,自 2008 年金融危机以后,中国的经济发展速度开始进入中低速增长。一边是快速上涨的房价,一边是经济增长速度的放缓,这引起学者对房价泡沫的担忧。但中国的房价是否存在泡沫,尚未有定论(吕江林, 2010; 陈晨和傅勇 2013; 高波等 2014; Ren 等 2013)。

中国房价在呈现整体快速上涨趋势的同时,不同区域之间也开始出现分化。面对房价的快速上涨,中央和地方政府出台了一系列房地产调控措施,试图遏制房价的快速上涨。自 2003 年来几乎每一年都有调控房地产市场发展的政策出台。从这些政策看,主要从限制需求端入手,以限购限价和限制住房信贷为主。从政策实施的效果看,以控制需求为主的房地产调控措施难以起到抑制城市房价上涨的作用。特别是对一些大城市,在房地产调控的政策下,增量的土地供给进一步减少,更增加了房价上涨预期。

通常在市场经济中,如果房价快速上升,土地供给一定会相应增加,以满足更多的需求,房价上升趋势会在一定程度上得到遏制。即使是在政府严格控制土地供给的中国香港,政府也在房价上涨更快的时候相应增加土地供给^①。相比之下,对中国房价的调控,政府往往侧重从限制需求入手,而忽视增加住房需求较大地区的土地供给。特别是 2003 年以后,中西部等人口流出较多的地区土地供给占比持续上升,而东部沿海吸纳人口流入较多的地区土地供给占比不断下降(陆铭等 2015)。在这一土地供给趋势下,房地产调控的策略仍然以限制需求为主。尽管中央在房地产调控中也强调增加部分房价上涨较快城市的住房土地供给,但实际上高房价地区的土地供给仍然远滞后于需求的增长。2003 年后,总体上土地供给增量的空间分布甚至与人口流动的空间分布方向相反(具体参见后文的证据)。

中国土地供给政策在空间上的转折对房价的上涨产生了什么样的影响?对于不同区域的房价分化造成了多大的影响?这是本文要回答的核心问题。本文利用 2003 年后土地供给在空间上的分布转折作为准自然实验,检验了土地供给政策对于房价上涨的影响。本文的研究发现,2003 年以后倾向内地的土地供给政策是导致城市间房

^① 香港 2017 年《施政报告》中指出香港在 2012–2013 至 2016–2017 这 5 个财政年度,政府卖出的土地可兴建约 51100 个单位,比前 5 个财政年度增加超过一倍。参资料来源: <https://www.policyaddress.gov.hk/2017/index.html>。

价出现分化的重要原因。相比土地供给占全国份额增加的地区而言,一些大城市和沿海地区的城市土地供给占全国份额不断下降,房价上涨得更快。

本文接下来的安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是本文的政策背景和识别策略;第四部分报告主要回归结果;第五部分是稳健性检验;最后是结论和建议。

二 文献综述

近期,对中国房价是否存在泡沫的讨论既热烈又缺乏统一的结论(Wu等,2016)。对泡沫的界定,其背后逻辑是如果房价上涨没有需求的支撑,或者远超于需求,那么房价存在较大的泡沫。针对这一问题的争论,Fang等(2016)利用私人住房抵押贷款的数据,从房价收入比的角度分析了当前中国一线城市的房价是否存在泡沫。其结论认为,如果潜在的收入增长下滑,那么一线城市房价受到的影响最大。Glaeser等(2017)指出,中国的房地产市场从需求端看,有收入因素的支撑。从空置面积上看,住房市场真正的问题是一线城市和三四线城市的分化,一线城市的空置面积大约人均1.5平方米,而三线城市为人均2.8平方米。更为重要的是,中国政府对于房地产市场具有很强的调控能力。如果政府加强对土地供给的控制,那么未来中国的房价上涨还会维持较长时间。

快速上涨的房价是否合理,关键要从需求与供给两个角度去分析。从需求层面看,人口结构、移民、收入等因素是支撑房价上涨的重要因素。徐建炜等(2012)认为老年人口占比和青年人口占比是影响房价的重要因素,其中,青年人口占比与房价正相关。况伟大(2010)的研究认为中国的房价主要由收入和人口因素决定,房价上涨并未脱离基本面。陆铭等(2014)的研究表明一个城市的移民多少是影响当地房价上涨的主要因素,在控制城市经济发展水平和城市人口规模等因素后,外来人口占比更高的城市房价更高。陈斌开和张川川(2016)考察了人力资本因素对于城市住房价格的影响,研究结果表明高等教育人口占比每增加1个百分点,城市住房价格将上涨4.6%–7.9%,人力资本因素可以解释2002–2009年房价涨幅的12%–20%。

持续快速上升的需求及其产生的预期可能推动房价先于收入上升,我们不能仅仅简单地比较不同国家之间房价-收入比来判断一国房价是否存在泡沫(陆铭等,2014)。但几乎没有人正式地提出,泡沫这个词在用于中国城市房价上涨时需要特别谨慎。如果在给定需求的情况下收紧土地和住房供应,房价及其与收入比可能更高,但这样的房价上涨却不是泡沫,因为泡沫都是从需求方是否可持续支撑高房价来定义

的。而中国的实际情况却是,供给因素是决定城市房价水平的重要因素。从供给层面看,土地供给政策的确对房价上涨起到明显的作用(Glaeser等,2005; Glaeser和Ward, 2006)。中国的城市土地为国家所有,建设用地供应被政府控制。分税制改革后,地方财政收入下降导致地区依赖土地出让收入获得城市建设资金。地方财政收支不平衡对城市的房价上涨起到了重要的推动作用(宫汝凯,2015)。地方政府往往通过压低工业用地价格,抬高商住用地价格的方式谋求经济发展,并导致住房价格的上涨(郑思齐和师展,2011)。中国未来房价的走势很大程度上取决于政府对土地供给的控制能力(Glaeser等,2017)。尽管现有文献指出了土地供给制度对房价的影响,但主要集中在土地出让方式和地方政府行为本身(况伟大,2010; 郑思齐和师展,2011)。相比之下,除了陆铭等(2015)、Liang等(2016)及Han和Lu(2017)的研究,其他学者还没有从地区间土地供给的差异出发解释当前房价在城市间的分化,也并未分析在2003年这一土地政策重要拐点前后土地供给对于房价影响的差异。

如果土地供给收紧是造成高房价的原因,那么对泡沫的担心就被夸大了。但这并不是说高房价就一定合理,因为即使供给收紧,仍然可能存在偏离基本面的过度需求。更为重要的是,即使供给和实际的需求可以解释高房价,也并不意味着高房价就不需要担心,因为房价快速上涨带给经济的负面影响已经显现。虽然房价上涨也可以带来一些有利的影响,例如可以通过抵押品效应(Gan,2007; Chaney等,2012; Schmalz等,2017),放松居民和企业的融资约束,有利于居民的创业和企业的投资(Adelino等,2015; Chaney等,2012)。但针对中国的研究却发现,从净效应上看房价快速上涨存在显著的不利影响。陆铭等(2015)的研究发现,倾向内地的土地供给政策导致沿海地区的房价上涨过快,房价快速上升推高了城市工资,使工资上涨偏离劳动生产率。从对微观企业的影响看,房价上涨带来的劳动力成本上升挤压了中国企业的出口能力(刘斌和王乃嘉,2016)。陈斌开等(2018)的研究也发现住房价格上涨推高了企业人力成本,降低了工业利润率和资本回报率,进而抑制了经济增长。其研究估算表明,2000-2007年住房价格上涨导致经济增长率下降了2.5个百分点。房价的快速上涨还对非房地产企业的投资产生了“挤出效应”(Han和Lu,2017; Chen等,2015; 罗知和张川川,2015; Chen等,2017)。房价上涨越快的地方,非房地产企业进入房地产行业的概率越大(荣昭和王文春,2014),导致资源向低效率的房地产行业配置,造成资源错配,降低了中国经济的增长率(陈斌开等,2015)。从长期看,房价上涨还会通过抑制企业的创新行为和居民的创业(王文春和荣昭,2014; 吴晓瑜等,2014),对经济增长产生不利影响。

综上所述,由于高房价对实体经济的伤害大于益处,就有必要辨别房价上涨在多大程度上受供给方的影响,从而为缓解房价快速上涨找到出路。与现有文献相比,本文的贡献在于利用2003年中国土地供给政策的转折作为准自然实验,检验这一变化对城市房价的影响,分析空间上的土地资源错配对城市房价分化的影响。更为重要的一点是,本文的结论认为造成大城市和沿海地区房价快速上涨的原因是其土地供给在2003年之后相对收紧。如果忽视土地供给政策的扭曲,既有可能简单错误地将高房价与泡沫画等号,又将在政策上施以限制需求的策略抑制由供给因素导致的房价上涨,结果造成“南辕北辙”。需求最终难以长期被控制,而供给又持续滞后,少数地区的房价将反复出现周期性的快速上涨。

三 政策背景、数据和识别策略

(一) 2003年的土地供给政策转折

在供给端,决定房价的主要因素是土地供给弹性。决定土地供给弹性的因素主要可以分为两类,一类是自然地理条件(坡度、起伏度、河流等因素),另一类则可以归结为土地政策因素。本文研究的核心是基于过去十几年中国的土地政策变化。与自然地理条件对土地供给弹性的影响不同,土地政策如果存在扭曲,则土地政策变化对土地供给弹性的影响是供需错配的结果,由此导致的房价变动则是由于土地政策的扭曲造成的。

上述判断依赖于过去的土地政策是否存在扭曲,特别是在2003年后是否发生了明显转折?因此,本节将重点阐释中国的土地供给管理制度和2003年后土地供给政策的变化。

一直以来,中国实施严格的建设用地指标管理。在宏观层面形成了以土地利用总体规划为约束,以年度土地利用计划、基本农田保护为主要内容的管理体系。这些政策的核心特点是土地供给的计划指标管理。土地利用总体规划对各省在规划期间内的建设用地总规模做了明确分配。同时要求各省和各地区都要编制土地利用总体规划,确定规划期内的土地利用指标分配方案。每一年中央还会发布土地利用年度计划,分配当年的各省建设用地指标,要求土地利用指标不能突破。每一年的新增建设用地指标由中央以计划指标形式分配到省,再由省分配给地方,而且建设用地指标无法跨市进行交易,导致用地指标紧张地区和用地指标富裕地区并存。

在从严的土地管理体系下,从2003年开始,土地资源的配置方向出现了重大转

折。2003 年至今的土地管理政策侧重于以土地资源的配置促进经济发展。以 2003 年清理整顿开发区为起点,中央不断加强对土地的宏观调控。2004 年中央明确提出要加强土地参与宏观调控的能力,建设用地指标成为国家支持经济发展落后地区的重要手段。此后制定了一系列政策加强土地参与宏观调控的职能^①。依从中央平衡区域发展的战略和利用土地参与宏观调控的思想,从 2003 年以后,一些经济发展较快地区的土地资源分配开始收紧。从数据上看,我们将城市分为 2003 年后土地供给收紧的组别(土地供给占全国比重较 2003 年之前下降)和土地供给放松的组别(土地供给占全国比重较 2003 年之前上升)。对比两个组别在 2000–2013 年的土地出让数据可以看出,收紧组别土地供给占比自 2003 年起开始出现快速的下降。土地放松地区土地供给占比在 2003 年以前低于土地收紧地区 6–11 个百分点,自 2003 年后逐渐超越土地收紧地区,到 2013 年土地供给放松地区的土地供给份额已经比土地出让收紧地区高出 43 个百分点(见图 1)。

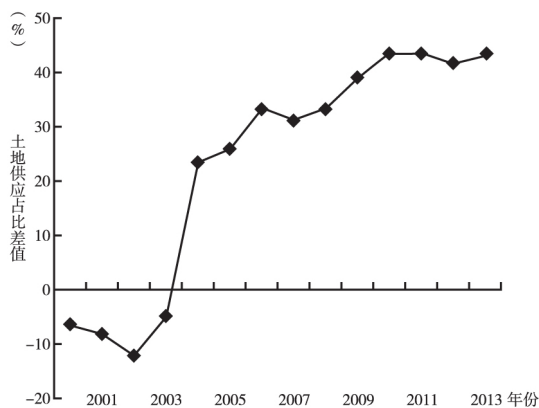


图 1 土地供应占比差值:土地供给收紧地区减土地供给放松地区

数据来源: 2001–2014 年《中国国土资源统计年鉴》及作者计算。

而这些土地供给收紧的城市主要是沿海城市和内地大城市。如果从人口流动情况看,这些城市是近年来不断吸引人口流入的城市。纵观整个 2003 年后的土地配置趋势可以看出,“支持中西部、限制大城市”成为土地资源配置的重要方向。具体地,2003 年至今的土地供给有两个方面的特点:

第一,土地供给由重视沿海到向内地倾斜(陆铭等,2015)。从建设用地供应看,内地的土地供给面积占比从 2003 年的不足 30% 上升到 2014 年的 60%。从政策趋势看,未来这种向

内地增加土地资源配置的趋势不会改变。在 2016 年调整的《全国土地利用总体规划纲要(2006–2020)》中,对部分地区的建设用地指标进行了调整,但是新增的建设用地

^① 这些政策文件主要包括:国发【2004】28 号文《关于深化改革严格土地管理的决定》、国发【2006】31 号文《关于加强土地宏观调控有关问题的通知》、国发【2008】3 号文《关于促进节约集约用地的通知》。2004 年、2006 年、2016 年先后三次修改的《土地利用年度计划管理办法》强化土地利用年度指标的管理。

指标中仍然有 65% 被配置到了中西部地区^①。2014 年《国家新型城镇化规划(2014–2020)》、2016 年国土资源部公布的《国土资源“十三五”规划纲要》以及 2017 年国土资源部发布的《全国国土规划纲要(2016–2030)》这些涉及土地利用的主要规划中都明确指出要加大对中西部地区的土地供给支持。

第二, 倾向中小城市和城镇的土地供给政策。一直以来, 在城市发展政策上, 控制大城市规模、合理发展中等城市, 积极发展小城市的方针一直贯穿于国民经济计划的始终。相应地, 在政策上限制对大城市的建设用地供应^②。近年来, 对这一政策实施贯彻越来越严格。从数据上看, 2002 年中小城市建成区面积占全国建成区面积的 49%, 到 2013 年这一占比已经提高到 64%, 年均提高 1.25 个百分点^③。2015 年全国城镇土地利用数据总成果分析报告的数据显示^④, 2009–2014 年, 全国城市土地面积增幅为 17.7%, 低于建制镇增幅 9.1 个百分点。这意味着更多的土地被“星罗棋布”地分配到全国各地, 而没有集中投入到有效率的地区。

2003 年以后, 土地供给政策倾向在上述两方面的转变, 导致土地资源的配置方向并没有完全同吸纳人口的数量相匹配。也就是说土地供给政策的问题突出表现为土地供给和土地需求的不匹配。从图 2 我们可以明显看出土地资源和人口流动之间的错配。2000–2010 年常住人口增长越多的城市, 其 2003–2010 年平均土地出让占比同 2001–2003 年相比, 增加幅度越小, 甚至出现负增长。而且出现负增长的地区主要集中在沿海地区。特别需要指出的是, 在上海仍然有大约 1/3 的土地为农业用地, 土地供给的收紧并不是因为城市扩张遇到了自然和地理条件的限制, 其他城市就更不用说了。

上述的事实说明, 中国的土地政策在 2003 年后发生了明显的转折。这为我们从供给角度理解房价上涨提供了很好的准自然实验。

从理论上, 我们可以通过一个简单的房价决定模型来理解土地供给政策如何影响房价。借鉴 Hsieh 和 Moretti(2018) 的城市空间均衡模型, 我们假定房价决定函数为 $P_h = \theta N^\delta$, 其中 N 表示城市人口规模, δ 表示住房供给逆弹性, δ 越大表示住房供给弹性

① 我们根据 2016 年公布的《全国土地利用总体规划纲要(2006–2020)》调整方案计算得出。

② 2016 年国土资源部公布的《国土资源“十三五”规划纲要》提出, 用地计划向中小城市和特色小城镇倾斜, 向发展潜力大、吸纳人口多的县城和重点镇倾斜, 对超大和特大城市中心城区原则上不再安排新增建设用地计划, 促进大中小城市和小城镇协调发展。

③ 数据来源: 2002–2013《中国城乡建设统计年鉴》, 中国计划出版社。其中, 中小城市指城区户籍人口 50 万以下的设市城市 and 全部的县城。

④ 报告详见国土资源部网站: http://data.mlr.gov.cn/qtsj/201512/t20151229_1393418.htm。

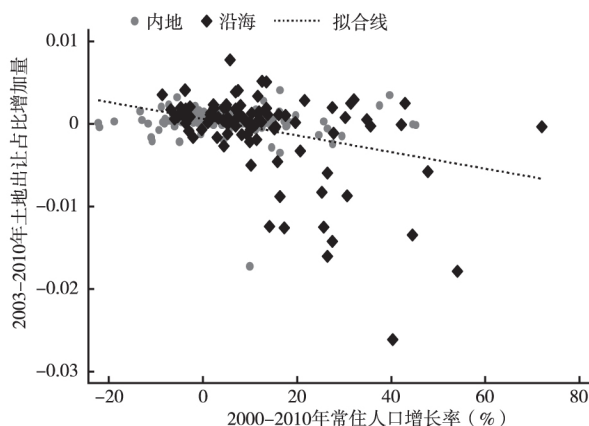


图2 常住人口增长率和土地出让占比增加

数据来源《中国国土资源统计年鉴》(2004–2014), 中国大地出版社及第五、六次全国人口普查。

越小 ρ 表示和人口无关的其他影响房价的因素。房价的变动取决于三方面的因素: 住房供给逆弹性 (δ)、城市人口规模 (N) 和其他因素 θ 。从模型中我们可以得出, 假定一个城市的住房需求增加 (N 变大), 这时如果城市的住房供给弹性很小 (δ 很大), 那么城市的房价上涨就会很快。而城市的住房供给弹性又主要取决于地理和政策两方面。因此土地供给政策变化可以带来土地供给弹性的变化。基于此我们提出本文的研究假说。

研究假说: 当住房需求增加时, 收紧城市的土地供给会导致住房供给弹性变小, 从而相对土地供给放松的城市而言, 房价出现更快上涨。

本文接下来将利用 2003 年土地供给政策的变化, 识别其对区域房价分化的影响, 检验上述研究假说是否成立。

(二) 数据来源

核心被解释变量房价的数据来源于 2001–2014 年《中国区域经济统计年鉴》(中国统计出版社), 通过计算商品房销售额除以销售面积得到地级市层面的平均房价。核心解释变量土地供给面积来源于 2001–2014 年《中国国土资源统计年鉴》(中国大地出版社)。土地供给面积包括通过招拍挂和协议方式出让的土地面积。另外, 我们还控制了地级市层面的人均 GDP、产业结构、固定资产投资、人口密度、财政收入和财政支出等变量, 以缓解可能存在的遗漏变量问题。城市层面控制变量数据来源于 2001–2014 年《中国城市统计年鉴》(中国统计出版社)。所有控制变量都采用市辖区数据。样本量涵盖 2001–2013 年 279 个地级市的数据。文中使用的主要变量定义及描述性统计见表 1。如下:

(三) 识别策略

2003 年以后中国土地供给政策发生的显著转变是土地供给开始倾向中西部地区(陆铭等 2015)。这一土地供给政策在空间和时间上的转折为识别土地供给对城市间房价的影响提供了很好的准自然实验。尽管土地政策在空间上倾向内地, 但

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Lnhp</i>	ln(商品房销售额/销售面积)	3538	7. 7231	0. 6239	5. 3816	10. 1024
<i>Land_rate</i>	当年城市土地出让面积占全国土地出让面积的比重	3538	0. 0034	0. 0045	0. 00001	0. 5783
<i>Lnpergdp</i>	ln 市辖区人均 GDP	3538	10. 0577	0. 7666	7. 1115	13. 0556
<i>Lnind_structure</i>	ln(三产产值/二产产值)	3538	-0. 2380	0. 5020	-2. 4316	1. 6174
<i>Lninv</i>	ln 市辖区固定资产投资	3538	14. 0296	1. 3612	5. 7104	18. 2537
<i>Lnsave</i>	ln 市辖区居民人民币存款余额	3538	14. 8054	1. 4680	9. 5875	20. 5382
<i>Land_finance</i>	土地出让收入/一般预算内收入	3538	1. 4377	1. 6875	0. 0012	20. 2538
<i>Lnpop</i>	ln 市辖区总人口	3498	4. 8431	0. 9406	2. 6526	7. 9963
<i>Lnpopdensity</i>	ln 市辖区人口密度	3538	6. 5169	0. 9700	2. 5649	9. 5505
<i>Lnfinance</i>	ln 财政收入	3538	11. 9185	1. 5548	7. 1929	17. 5214
<i>Lnexp</i>	ln 财政支出	3538	12. 5461	1. 2946	8. 3603	17. 6018
<i>Migrant</i>	(常住人口 - 户籍人口) / 户籍人口	2989	0. 1231	0. 2376	-1. 0165	1. 0849

这一政策在城市之间也存在一定的差异。为了进一步识别土地供给政策在城市间的差异,本文没有以东部和中西部作为划分标准,而是以 2003 年为拐点根据土地出让占比的变化将城市分为两组。具体分组方法如下:

$$\Delta land_dec_i = \frac{\sum_{2001}^{2003} landsupply_{it}}{\sum_{2001}^{2003} landsupply_t} - \frac{\sum_{2004}^{2013} landsupply_{it}}{\sum_{2004}^{2013} landsupply_t} \quad (1)$$

$landsupply_{it}$ 表示城市 i 在 t 年的土地出让面积, $landsupply_t$ 表示在 t 年全国的土地出让面积。如果城市 i 在 2003 年以后土地出让占全国的比重小于 2003 年以前的比重,即 $\Delta land_dec_i > 0$, 那么将城市 i 视为土地供给收紧的组别;反之,则视为土地供给放松的组别。尽管土地年度管理指标限制了土地供给指标在年度之间的调节,但城市政府本身的土地供给节奏仍可能在年度之间进行调节,分组中采用 2001-2003 和 2004-2013 年两个时段的均值以缓解这一问题。

根据这一分法,本文共识别出 72 个土地供给收紧的城市。从空间分布看,主要以东部沿海和内地一些大城市为主,特别是京津冀和长三角地区的城市^{①②}。

根据上述分组,图 3 描述了两个城市组别在 2003 年前后土地供给的整体趋势变化。从图 3 可以看出,在 2003 年以前,两个城市组别的土地供给趋势基本保持一致,而且收紧城市组别在 2003 年前的土地出让面积大于放松组别。但是 2003 年后,随着土地供给政策对这些城市的收紧,两个组别之间的土地供给差异开始拉大。土地供给放松的城市组别土地供给开始超过土地供给收紧的城市组别,并且土地供给差距逐年扩大。

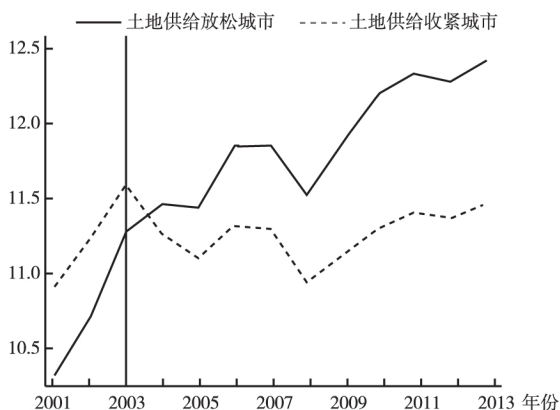


图 3 土地供给趋势

数据来源《中国国土资源统计年鉴》(2001—2014)和作者计算。

一定程度上消除了因土地供给节奏导致的土地供给趋势变化;其次,从土地供给的管理制度上看,对建设用地指标的供应实行年度计划指标管理,计划指标的分配权在中央,这意味着城市地方政府在较长年度间调整土地供给的余地很小。对第二点的担忧,

同按照东部和中西部地理边界分组方法相比,对本文分组方法的一个担心是可能存在自选择效应,即城市的地方政府可能在相邻的年份之间调整土地供给的节奏。另外也可能存在某些地方政府本身的经济、产业发展、产业结构变化等因素导致土地供给占比在 2003 年以后出现下降。如果这两个问题存在,会导致本文的分组存在内生性问题。对于第一点担忧,本文首先在处理上采用平均值而不是每年指标,这在

① 在土地供给减少的地区中,沿海地区城市有 36 个,占土地供给减少地区样本总数的 50%;在土地供给增加的地区,沿海城市有 63 个,占土地供给增加地区样本总数的 30.4%。根据 2010 年常住人口统计,土地供给减少的地区城市平均人口规模为 255 万,而土地供给增加地区的城市平均人口规模为 122 万人。在土地供给减少的地区,内地城市平均人口规模为 157 万,而土地供给增加地区的内地城市平均人口规模为 107 万。从城市特征看,土地供给受到限制的地区主要以沿海地区和内地大城市为主。

② 这 72 个城市包括巴中市、保定市、保山市、北京市、常德市、长沙市、潮州市、成都市、承德市、大庆市、德州市、防城港市、福州市、广州市、海口市、杭州市、合肥市、衡水市、湖州市、怀化市、淮北市、淮南市、济南市、嘉兴市、嘉峪关市、金华市、晋中市、荆州市、酒泉市、克拉玛依市、乐山市、丽水市、茂名市、绵阳市、南充市、南京市、南通市、内江市、宁波市、攀枝花市、青岛市、曲靖市、三亚市、汕头市、商丘市、上海市、上饶市、绍兴市、深圳市、石家庄市、苏州市、泰安市、天水市、台州市、温州市、乌海市、无锡市、武汉市、西安市、厦门市、新乡市、忻州市、鹰潭市、玉溪市、湛江市、镇江市、郑州市、珠海市、资阳市、淄博市、衢州市、濮阳市。

本文利用 Probit 模型考察了导致 2003 年后城市土地供给收紧的原因。表 2 第 (1) – (3) 列被解释变量是二值虚拟变量, 其中 1 表示 2003 年后土地供给收紧 0 表示 2003 年后土地供给放松。如果 2003 年后城市土地供给被收紧的原因不是地方政府可以操控的, 那么我们的分组方法识别的土地政策对城市而言就是外生的。我们使用 2003 年城市层面的变量对 2003 年后城市土地供给占比变化进行回归。从表 2 第 (1) – (3) 列的回归结果看, 沿海地区(*Coast*) 土地收紧的概率更大, 而且在控制了 2003 年土地出让占比(*Land_rate*) 之后, 其他变量都变得不显著。这表明 2003 年土地政策的转变主要基于地理(*Coast*) 和上一年的土地供给(*Land_rate*) , 而这两个因素对于地方政府而言是无法操控的。因而, 我们可以确定 2003 年以后土地政策的转变对城市而言是外生的。表 2 第 (4) – (5) 列将分组的 0–1 变量替换为占比变动差值, 结果仍然一致。对于东部和 2003 年出让占比越大的地区, 其 2004–2013 年土地供给占比减少的幅度也越大。表 2 的回归结果说明 2003 年的政策收紧地区主要以东部地区和 2003 年时土地出让占比大的地区为主。总之, 表 2 的回归可以打消我们对分组内生性问题的担忧。

表 2 土地政策拐点影响因素分析

变量	(1) Probit 模型	(2) 被解释变量: 收紧城市 = 1	(3) 被解释变量: 收紧城市 = 1	(4) OLS 模型	(5) 被解释变量: 土地供给占比变动	(6) 被解释变量: 土地供给占比变动
<i>Coast</i>	0.414 ** (0.190)		0.2650 (0.200)	-0.0112 *** (0.0027)		-0.0051 ** (0.0022)
<i>Land_rate</i>		45.15 *** (10.05)	45.15 *** (10.05)	-0.0112 *** (0.0027)		-0.0051 ** (0.0022)
<i>Lnpergdp</i>	0.112 (0.0702)	0.0848 (0.0654)	0.0848 (0.0654)	-1.93e-05 (0.0004)	0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0003)
<i>Lnind_structure</i>	0.0703 (0.0594)	0.0404 (0.0547)	0.0404 (0.0547)	-0.0004 (0.0004)	-4.48e-05 (0.0003)	-4.48e-05 (0.0003)
<i>Lninv</i>	0.0856 ** (0.0409)	0.0031 (0.0420)	0.0031 (0.0420)	-0.0008 *** (0.0003)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)
<i>Land_finance</i>	0.0133 (0.0124)	0.00378 (0.0121)	0.00378 (0.0121)	-0.0001 (8.83e-05)	4.41e-05 (6.86e-05)	4.41e-05 (6.86e-05)
<i>Lnpopdensity</i>	-0.00319 (0.0386)	0.0053 (0.0363)	0.0053 (0.0363)	1.90e-05 (0.0002)	-4.46e-05 (0.0002)	-4.46e-05 (0.0002)
样本量	245	245	245	278	278	278
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²				0.535	0.728	0.728

说明: *、**和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 下表同。括号内为标准误。

四 基准回归结果

在考察土地供给政策转折对房价的影响之前,我们先分析土地供给同房价之间的关系。从供给角度看,土地供给越多越能起到抑制房价上涨的作用。表3考察了土地供给对房价的影响。由于土地供给同房价之间存在内生性,因此我们采用土地供给占比这一外生变量表示土地供给的多少。表3使用城市土地出让占全国土地出让的比重($Land_rate$)作为核心解释变量。从回归结果看, $Land_rate$ 的系数非常显著。表3中(1)和(2)列给出了OLS的回归结果。由于我们在回归中控制了被解释变量的滞后项(Lag_lnhp),可能导致估计结果不一致,因此第(3)和(4)列我们采用GMM估计方法。

表3 土地供给与房价关系

变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) GMM	(4) GMM
$Land_rate$	-4.0440*** (1.121)	-5.5130*** (1.135)	-3.2140** (1.329)	-1.590* (0.936)
$Lnpergdp$		0.0834*** (0.017)		0.2220*** (0.023)
$Lnind_structure$		0.0081 (0.013)		0.0732*** (0.020)
$Lninv$		0.0262*** (0.009)		0.0545*** (0.010)
$Lnfinance$		0.0111 (0.014)		0.0441*** (0.015)
$Lnexp$		0.0366** (0.017)		0.1250*** (0.018)
$Lnpopdensity$		0.0309** (0.015)		0.00643 (0.013)
$Lnpop$		0.0430*** (0.012)		0.0860*** (0.008)
Lag_lnhp			0.9870*** (0.004)	0.3380*** (0.020)
常数项	7.0690*** (0.011)	5.040*** (0.247)	0.2280*** (0.034)	-0.4030*** (0.135)
样本数	3538	3498	2856	2820
R^2	0.934	0.936		

说明: 标准误差聚类到省级层面。下表同。

从 OLS 和 GMM 回归估计的结果看,土地供给占比的提高会显著降低房价。此外,为了缓解遗漏变量问题,我们还控制了可能影响房价的人均 GDP、人口密度、固定资产投资、财政支出等变量,控制变量回归系数都比较符合预期。综上,表 3 回归结果表明,增加土地供应能够显著降低房价。

既然土地供给的增加能够显著抑制房价上涨,那么自 2003 年以来的土地供给政策转折对城市间的房价产生了怎样的影响? 本文接下来的部分,将通过经验分析回答这一问题。本文使用的基本回归模型如下:

$$\ln hp_{it} = \alpha + \gamma Treat_i \times Post + \beta X_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $Treat$ 和 $Post$ 均为 0、1 变量。如果 2003 年后土地供给占比减少 $Treat$ 则为 1, 反之为 0; $Post$ 在 2003 年以前取 0, 2003 年以后取值为 1。 $Treat \times Post$ 是我们关心的核心解释变量,表示城市土地是否收紧和 2003 年前后的交互项。如果 2003 年以后政策收紧组别因为土地供给受到限制,那么预期交互项的系数为正。交互项为正意味着同 2003 年后土地供给放松的城市相比,土地收紧的城市房价上涨得更快。此外,回归模型中我们还控制了城市层面的变量和年份以及城市双向固定效应。本文使用的基准模型虽然类似 DID,但与严格的 DID 还存在明显的不同。本文的两个组别本身都受到土地政策的影响,差别在于土地政策影响的方向不同。因此,同 DID 方法的不同在于,本文并不存在严格的处理组和对照组。但正如本文前述证明的分组外生性,本文交互项的处理对城市房价变化是外生的。因此,可以使用模型(2)识别土地供给政策变化对房价上涨的影响。此外,本文类似 DID 的回归模型,使得我们可以借鉴 DID 的共同趋势假设和反事实假设,验证估计的准确性。

表 4 报告了主要回归结果。从回归结果看, $Treat \times Post$ 的系数为正且显著,这意味着土地政策收紧组别 2003 年以后的房价上涨更快。平均而言,2003 年以后土地收紧组别地区的房价相对土地放松地区的房价上涨了 10.6%。表中我们还控制了人均 GDP、产业结构、固定资产投资、财政支出和人口密度等变量。另外,比较核心解释变量和控制变量的系数可以发现, $Treat \times Post$ 的系数要大于其他控制变量,其系数大小接近人均 GDP 系数的 2 倍。这表明 2003 年后,相比经济发展等因素,土地政策的转变是影响房价上涨的重要因素。值得注意的是,无论控制不控制其他变量, $Treat \times Post$ 的系数变化并不大。

同时,表 4 的交互项回归意味着土地供给收紧的城市和土地供给增加的城市房价在 2003 年后出现了分化。与 DID 的共同趋势检验类似,我们接下来考察两个组别在 2003 年前后的房价趋势是否发生明显差异。如果在 2003 年以前两组城市的房价趋

势没有显著差异,而2003年以后房价开始出现分化,则表4的回归结果就更说明了土地供给政策的转折效果。为此,我们将 $Treat$ 和年份进行交互,图4报告了 $Treat$ 和年份交互项的系数以及95%的置信区间。从图4的结果可以看出,在土地政策发生拐点以前,即2003年以前,两组城市的房价不存在显著差异。而在2003年以后,两组城市的房价开始出现分化,而且这种分化效果随着时间的推移在变大。尽管2010年后这一效果的系数出现了下降,但相比土地放松地区而言,土地供给收紧城市的土地供给仍然偏紧。所以和土地供给放松城市相比,在2010年以后其房价仍然上升较快。

表4 土地政策与房价:基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
$Treat \times Post$	0.0926* (0.0509)	0.107** (0.0506)	0.106** (0.0506)
$Lnpergdp$		0.0544* (0.0304)	0.0510 (0.0303)
$Lnind_structure$		-0.000665 (0.0244)	-0.00142 (0.0243)
$Lninv$		0.0274 (0.0200)	0.0282 (0.0201)
$Lnfinance$		0.0114 (0.0258)	0.0123 (0.0256)
$Lnexp$		0.0394 (0.0334)	0.0404 (0.0330)
$Lnpopdensity$			0.0278 (0.0229)
常数项	7.057*** (0.0270)	5.636*** (0.532)	5.451*** (0.529)
样本量	3538	3538	3538
R^2	0.934	0.936	0.936
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制

表4的回归结果和图4的平行趋势检验表明2003年以后土地政策的偏向导致了城市之间的房价分化。从土地供给占比减少的城市特征看,这些城市主要集中在沿海

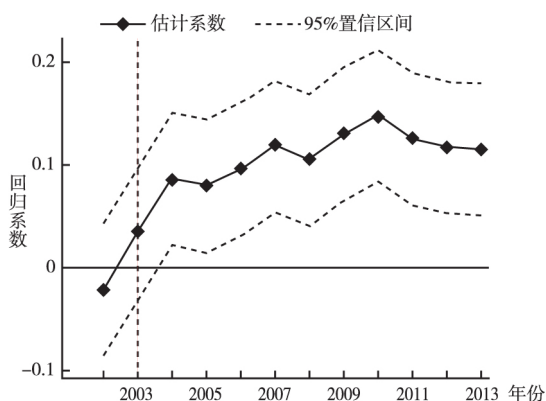


图4 土地政策与房价: 趋势检验

工资比则相对稳定(见图5)。这不利于沿海地区和大城市进一步吸纳人口的流入,从而影响城市发挥更大的集聚效应。

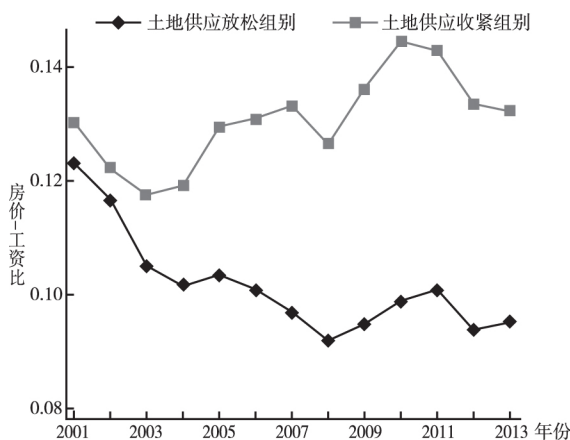


图5 房价-工资比的变动趋势

数据来源《中国城市统计年鉴》(2002-2014)。

五 稳健性检验

前文我们分析了2003年土地政策转变对城市房价上涨的影响,并通过验证分组方法的外生性和加入控制变量的方法保证了回归结果的可靠性。为了进一步加强回归结果的稳健性,我们还增加了几组检验。第一组通过加入更多控制变量和变换分组方法进一步缓解可能存在的遗漏变量和测量误差问题。第二组删除部分房价异常样本以剔除

可能存在的极端值的影响。第三组借鉴反事实检验,进一步验证2003年政策拐点的准确性。

(一) 子样本回归

尽管在第四部分回归中我们控制了一些变量,采用固定效应回归剔除了城市不随时间变化因素的影响,但仍然可能有一些不可观测的城市特征对回归结果造成影响。为进

一步控制遗漏变量导致的偏误,我们通过选择可比性较强的城市作为子样本进行回归。一种方法是将城市样本限定为相邻城市样本,这样做的一个好处是相邻城市的特征具有相似性,这在一定程度上能够缓解随时间变化的不可观测的城市变量的影响。具体而言,我们先确定土地供给收紧的城市,然后选取与其边界相邻且土地供给放松的地区作为对照组。表5第(1)列报告了采用相邻城市样本进行回归的结果。从回归结果看,土地政策的转变对两个城市之间的房价分化影响在边际上是显著的(t 值为1.46)。平均而言,2003年后土地供给减少地区的房价要比土地供给增加地区的房价高出6.5%。

表5 土地政策与房价:城市子样本回归

变量	(1)	(2)	(3)
	相邻城市样本	70个大中城市	35个大中城市
<i>Treat × Post</i>	0.0650 (0.0445)	0.1620 ** (0.0717)	0.1790 *** (0.0519)
<i>Lnpergdp</i>	0.0704 * (0.0344)	0.0281 (0.0756)	-0.0095 (0.0438)
<i>Lnind_structure</i>	-0.0144 (0.0303)	0.0228 (0.0381)	0.00587 (0.0459)
<i>Lninv</i>	0.0197 (0.0217)	0.0250 (0.0499)	-0.0338 (0.0431)
<i>Lnfinance</i>	0.00132 (0.0189)	0.0109 (0.0552)	0.0384 (0.0421)
<i>Lnexp</i>	0.0496 * (0.0247)	0.0953 (0.0684)	-0.0102 (0.0368)
<i>Lnpopdensity</i>	0.0202 (0.0230)	0.0004 (0.0331)	0.0206 (0.0371)
<i>Lnsave</i>	0.0347 (0.0270)	0.0380 (0.0361)	0.0587 (0.0466)
常数项	4.980 *** (0.635)	4.8970 *** (1.359)	6.8780 *** (0.850)
样本量	2609	867	442
R^2	0.947	0.951	0.965
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制

另外一种缓解由城市特征差异造成的遗漏变量问题的方式是按照城市规模区分子样本回归。表 5 第(2)和(3)列我们分别选取 70 个大中型城市和 35 个大中型城市的样本做分样本回归。这里的 70 和 35 个大城市的划分采取的是国家统计局的标准^①。表 5 第(2)和(3)列回归结果表明,即使对照组是土地供给增加的大城市,限制其他大城市的土地供给仍然会导致这些城市房价的快速上涨,而且反映上涨程度的系数变大且更为显著。另外表 5 还控制了存款因素(*Lnsave*)来代表城市的储蓄,储蓄因素会可能通过增加住房需求影响房价。在加入 *Lnsave* 后我们发现 $Treat \times Post$ 交互项的系数显著性并没有改变。

(二) 控制移民因素

本文存在一个可能的遗漏变量是忽视了移民的影响。中国正处在城市化快速发展阶段,移民大量涌入城市。因此,移民增加可能促进房价的上涨,又可能会导致城市土地供给紧张。为了排除这一机制,我们在回归中加入移民率。我们通过常住人口减去户籍人口,然后除以常住人口得到移民率。由于数据的限制,其中常住人口数据由 GDP 除以人均 GDP 推算得出。表 6 的回归结果表明加入移民变量(*Migrant*)后可以发现移民占比越高的城市房价上涨越快。但是在控制了移民因素以后, $Treat \times Post$ 的系数仍然显著为正。这意味着在控制了移民这一重要的需求因素之后,土地供给政策的转折仍然对房价的上涨造成了显著的影响。

(三) 改变分组方法

上述回归中分组采用的是加总之后再平均来度量城市的土地供给占比,这可能存在一定的测量误差。接下来本文使用土地供给占比的平均值作为稳健性检验。具体分组方法如下:

$$\Delta land_dec_i = \frac{\sum_{2001}^{2003} \frac{landsupply_{it}}{landsupply_t}}{3} - \frac{\sum_{2004}^{2013} \frac{landsupply_{it}}{landsupply_t}}{10} \quad (3)$$

如果 $\Delta land_dec_i > 0$, 那么将城市 i 视为土地供给收紧组别; 反之, 则视为土地放松组别。表 7 第(1)列报告了改变分组方法后的回归结果。从回归结果看, 改变分组方法并没有改变交互项系数的显著性。这主要是因为, 在计算 2003 年之前和之后的土地

^① 35 个大中城市指: 北京、天津、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、大连、长春、哈尔滨、上海、南京、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、南昌、济南、青岛、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、南宁、海口、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐。70 个大中城市名单除上述 35 个城市外, 还包括唐山、秦皇岛、包头、丹东、锦州、吉林、牡丹江、无锡、扬州、徐州、温州、金华、蚌埠、安庆、泉州、九江、赣州、烟台、济宁、洛阳、平顶山、宜昌、襄阳、岳阳、常德、惠州、湛江、韶关、桂林、北海、三亚、泸州、南充、遵义、大理。

出让占比时,采取先加总土地供给面积再平均和直接平均每年的土地出让占比,两种分组方法识别的城市分组差异不大。

表 6 移民与房价

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat × Post</i>	0.0949 [*] (0.0510)	0.110 ^{**} (0.0506)	0.1090 ^{**} (0.0506)	0.1030 ^{**} (0.0463)
<i>Lnpergdp</i>		0.0499 (0.0319)	0.0464 (0.0317)	0.0530 (0.0347)
<i>Lnind_structure</i>		0.0038 (0.0282)	0.0031 (0.0280)	-0.0002 (0.0289)
<i>Lninv</i>		0.0327 (0.0226)	0.0339 (0.0225)	0.0246 (0.0253)
<i>Lnfinance</i>		0.0121 (0.0285)	0.0132 (0.0283)	0.0149 (0.0267)
<i>Lnexp</i>		0.0504 (0.0349)	0.0516 (0.0344)	0.0812 ^{**} (0.0333)
<i>Lnpopdensity</i>			0.0284 (0.0231)	0.0098 (0.0226)
<i>Migrant</i>				0.0269 [*] (0.0155)
常数项	7.075 ^{***} (0.0269)	5.487 ^{***} (0.5810)	5.291 ^{***} (0.5730)	6.100 ^{***} (0.6430)
样本量	3351	3351	3351	2989
R ²	0.937	0.939	0.939	0.943
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制

另外,主回归中我们使用的是城市层面的平均房价。为了减少部分城市房价统计可能存在的异常值对回归结果的影响,我们删除了房价样本两端 5% 和 10% 的样本。表 7 第(2)和(3)列报告了删除部分样本后的回归结果。从回归结果看,样本两端的数值对结果影响不大。

表 7 改变分组方法与删除极端值

变量	(1) 分组方法 2	(2) 去掉 5% 样本	(3) 去掉 10% 样本
$Treat \times Post$	0.0910* (0.0484)	0.0895* (0.0473)	0.0837* (0.0481)
$Lnpergdp$	0.0417 (0.0300)	0.0335 (0.0328)	0.0324 (0.0328)
$Lnind_structure$	-0.0102 (0.0255)	-0.0124 (0.0244)	-0.00457 (0.0253)
$Lninv$	0.0230 (0.0198)	0.0252 (0.0170)	0.0258 (0.0166)
$Lnfinance$	0.00428 (0.0266)	0.0241 (0.0257)	0.0242 (0.0268)
$Lnexp$	0.0364 (0.0320)	0.0333 (0.0320)	0.0292 (0.0328)
$Lnpopdensity$	0.0306 (0.0231)	0.0181 (0.0222)	0.0154 (0.0226)
常数项	4.870*** (0.580)	5.710*** (0.472)	5.791*** (0.506)
样本量	3538	3185	3017
R^2	0.936	0.938	0.932
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制

(四) 控制人口规模和经济发展水平

我们考虑到房价的分化可能是因为人口规模和经济发展水平在 2003 年后也同样发生“突变”导致的。如果交互项对经济发展和人口规模也有显著正的影响,那么会高估土地供给变动对房价的影响。对此,表 8 第(1)和(2)列我们用交互项分别对经济发展水平(人均 GDP)和人口规模进行回归。结果发现,交互项对经济发展水平有显著负向的影响,但对人口规模没有显著影响。第(3)列在同时控制经济发展水平和人口规模后,交互项系数仍然显著,因此排除了交互项通过经济发展水平和人口规模对房价的正向影响从而可能对回归结果造成的高估。

表 8 对经济发展水平和人口规模的影响			
变量	(1) <i>Lnpergdp</i>	(2) <i>Lnpop</i>	(3) <i>Lnhp</i>
<i>Treat × Post</i>	-0.0777 ** (0.0305)	-0.0315 (0.0329)	0.105 ** (0.0501)
<i>Lnpergdp</i>		-0.775 *** (0.0819)	0.0837 *** (0.0265)
<i>Lnind_structure</i>	-0.144 *** (0.0353)	-0.306 *** (0.0533)	
<i>Lninv</i>	0.0792 *** (0.0252)	0.0148 (0.0232)	0.0239 (0.0191)
<i>Lnfinance</i>	0.0636 ** (0.0291)	0.0991 ** (0.0398)	0.0105 (0.0247)
<i>Lnexp</i>	0.0690 * (0.0388)	0.0602 (0.0523)	0.0373 (0.0329)
<i>Lnpopdensity</i>	0.131 *** (0.0468)	-0.124 * (0.0663)	0.0290 (0.0220)
<i>Lnpop</i>			0.0377 * (0.0203)
常数项	6.000 *** (0.499)	10.45 *** (1.067)	5.082 *** (0.557)
样本量	3538	3498	3498
R ²	0.931	0.936	0.936
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制

(五) 反事实检验

本文在政策拐点上的判断可能存在的问题是土地政策转折不是发生在 2003 年。尽管图 4 证明了土地供给政策对房价影响的趋势是从 2003 年开始的,但是为了进一步验证结果的稳健性,我们借鉴 DID 方法中的反事实假设,验证 2003 年时间拐点的准确性。表 9 假设土地政策的变化不是发生在 2003 年,而是发生在其他年份,以此检验这一政策效果是否仍符合趋势检验。这一检验的逻辑是:如果政策的拐点不是发生在 2003 年,而是发生在其他年份,那么发生在其他年份也应该符合共同趋势的假设。反之,如果不符合共同趋势假设,可以认为这一假定的时间拐点并不存在。为此,我们按

表 9
政策时间拐点反事实检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	2002	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
$Treat \times 2002$	-0.0403	-0.0403	-0.0404	-0.0336	-0.0252	-0.0119	-0.00430	-0.00307	-0.0188	-0.0246
$Treat \times 2003$	-0.0362	-0.0362	-0.0438	-0.0447	-0.0364	-0.00539	0.00745	0.0193	0.0138	0.00222
$Treat \times 2004$	0.0337	0.0337	0.0382	-0.00792	-0.0112	0.0302	0.0369	0.0423	0.0141	0.0108
$Treat \times 2005$	0.0251	0.0251	0.0223	0.00510	0.0255	0.0474	0.0716	0.0717	0.0281	0.0384
$Treat \times 2006$	0.0351	0.0351	0.0328	0.00623	0.0287	0.0690	0.0927*	0.0855	0.0549	0.0493
$Treat \times 2007$	0.0511	0.0511	0.0547	0.0342	0.0499	0.0712	0.0975*	0.0891	0.0625	0.0559
$Treat \times 2008$	0.0357	0.0357	0.0366	0.0132	0.0238	0.0477	0.0779	0.0786	0.0359	0.0419
$Treat \times 2009$	0.0780	0.0780	0.0585	0.0587	0.0272	0.0759	0.0852	0.109	0.0547	0.0607
$Treat \times 2010$	0.0741	0.0741	0.0621	0.0532	0.0683	0.0803	0.106	0.105	0.0528	0.0724
$Treat \times 2011$	0.0739	0.0739	0.0544	0.0464	0.0386	0.0593	0.0789	0.0796	0.0371	0.0220
$Treat \times 2012$	0.0613	0.0613	0.0482	0.0291	0.0341	0.0522	0.0584	0.0491	0.00137	-0.00843
$Treat \times 2013$	0.0372	0.0372	0.0227	0.00485	0.0167	0.0286	0.0396	0.0273	-0.0183	-0.0277
样本量	3527	3527	3527	3527	3527	3527	3527	3527	3527	3527
R ²	0.936	0.936	0.936	0.936	0.936	0.936	0.936	0.936	0.936	0.936
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

说明: 限于篇幅, 表 9 只报告了交互项的系数。此外, 我们在回归中控制了人均 GDP、产业结构、固定资产投资、财政支出、存款及人口密度。

照政策发生在不同的年份对城市重新进行分组。表9第(1)–(10)列分别假设政策发生在除2003年外的其他年份。表9的回归结果表明,如果假设政策变化发生在其他年份,那么政策变化时间拐点并不符合共同趋势的假设。表9的回归结果可以进一步增强土地政策变化发生在2003年这一判断。以表9第(1)列为例,如果土地政策的转折不是发生在2003年,而是发生在之前的2002年, $Treat \times 2003$ 的系数应该为正,且其后同年份的交互应该为正。但第(1)列的交互项系数均不显著。这说明政策的时间拐点并不是发生在2002年。按照同样的逻辑,第(2)–(6)列在假设的政策拐点之后1年的交互项系数均不显著。而且第(7)列在假定的政策拐点之前交互项系数就显著了,恰恰说明假设的其他时间拐点实际并不存在。总之,表9的回归结果表明,土地政策拐点的确发生在2003年,而不是2003年之前或之后的某一年。

六 结论和建议

本文研究结果表明2003年后倾向内地的土地供给是中国房价上涨在城市间分化的重要原因。经验研究发现,2003年以来,相比于土地供给放松的城市,土地供给收紧城市的房价上涨更快。从城市特征看,土地供给受到限制的城市大部分是沿海地区城市 and 内地的大城市。限制这些人口流入地区的土地供给,导致城市增加住房供给满足住房需求的能力不足,造成城市房价较快增长。土地供应收紧地区房价的上涨体现的是供需错配,而不是存在泡沫。

房价的过快上涨不仅会导致劳动力成本的上升,损害城市竞争力(陆铭等, 2015),还会进一步影响企业创新、投资等行为(王文春和荣昭, 2014),进而影响经济增长(陈斌开等, 2018)。因此,在政策上要减少房价对经济的负面影响,就需要先减少土地供给在空间上的扭曲,通过增加对吸纳人口较多的大城市的土地供给,缓解城市的房价上涨。未来中国的城市化将吸引更多的人流向大城市,改变当前对大城市土地供给的限制是满足城市化居民的住房需求,推动供给侧改革的应有之意。2017年全国国土资源工作会议上国土资源部部长姜大明提出房价上涨较快的城市适当增加土地供给,住房库存较大的三四线城市减少土地供给,这是对过去土地供给扭曲的纠正。2018年,国务院发布《城乡建设用地增减挂钩结余指标跨省域调剂管理办法》,开始允许进行建设用地指标的跨地区交易。只有进一步优化土地供给在空间上的配置,让土地要素的配置同人口流动方向一致,才能实现土地资源在空间上的供给和需求匹配。

参考文献:

- 陈斌开、黄少安、欧阳滢非(2019):《房地产价格上涨能推动经济增长吗》,《经济学(季刊)》第3期。
- 陈斌开、金箫、欧阳滢非(2019):《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》,《世界经济》第4期。
- 陈斌开、张川川(2016):《人力资本和中国城市住房价格》,《中国社会科学》第5期。
- 陈晨、傅勇(2013):《中国高房价的决定:基本面对泡沫分解—基于面板数据的实证研究(1999–2009)》,《世界经济文汇》第2期。
- 高波、王辉龙、李伟军(2014):《预期、投机与中国城市房价泡沫》,《金融研究》第2期。
- 宫汝凯(2019):《财政不平衡和房价上涨:中国的证据》,《金融研究》第4期。
- 况伟大(2010):《预期与中国城市房价波动》,《经济研究》第9期。
- 刘斌、王乃嘉(2016):《房价上涨挤出了我国企业的出口能量吗》,《财经研究》第5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。
- 陆铭、张航、梁文泉(2019):《偏向中西部的土地供给如何推升了东部的工资》,《中国社会科学》第5期。
- 罗知、张川川(2019):《信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率》,《金融研究》第7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6期。
- 荣昭、王文春(2014):《房价上涨和企业进入房地产—基于我国非房地产上市公司数据的研究》,《金融研究》第4期。
- 王文春、荣昭(2014):《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 吴晓瑜、王敏、李力行(2014):《中国的高房价是否阻碍了创业》,《经济研究》第9期。
- 徐建炜、徐奇渊、何帆(2013):《房价上涨背后的人口结构因素:国际经验与中国证据》,《世界经济》第1期。
- 郑思齐、师展(2011):《“土地财政”下的土地和住宅市场:对地方政府行为的分析》,《广东社会科学》第2期。
- Adelino, M.; Schoar, A. and Severino, F. “House Prices, Collateral and Self-Employment.” *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(2), pp. 288–306.
- Chaney, T.; Sraer, D. and Thesmar, D. “The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment.” *The American Economic Review*, 2012, 102(6), pp. 2381–2409.
- Chen, K. J. and Wen, Y. “The Great Housing Boom of China.” FRB of St. Louis Working Paper No. 2014–022A, 2014, <https://ssrn.com/abstract=2485543>.
- Chen, T.; Liu, L.; Xiong, W. and Zhou, L. A. “The Crowding-Out Effects of Real Estate Shocks – Evidence from China.” SSRN working paper, 2015, <https://ssrn.com/abstract=2584302>.
- Chen, T.; Liu, L.; Xiong, W. and Zhou, L. A. “The Speculation Channel and Crowding Out Channel: Real Estate Shocks and Corporate Investment in China.” Hong Kong University of Science and Technology working paper, 2017.
- Fang, H.; Gu, Q.; Xiong, W. and Zhou, L. A. “Demystifying the Chinese Housing Boom.” *NBER Macroeconomics Annual*, 2016, 30(1), pp. 105–166.
- Gan, J. “Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment.” *Journal of Financial Economics*, 2007, 8(53), pp. 709–734.
- Glaeser, E. L.; Huang, W.; Ma, Y. and Shleifer, A. “A Real Estate Boom with Chinese Characteristics.” *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(1), pp. 93–116.

Glaeser, E. L. and Ward, B. "The Causes and Consequences of Land Use Regulation: Evidence from Greater Boston." *Journal of Urban Economics*, 2006, 65(3), pp. 265–278.

Glaeser, E. L.; Gyourko, J. and Saks, R. E. "Urban Growth and Housing Supply." *Journal of Economic Geography*, 2005, 6(1), pp. 71–89.

Han, Libin and Lu, Ming. "Housing Prices and Investment: An Assessment of China's Inland-Favoring Land Supply Policies." *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22(1), pp. 106–121.

Hsieh, Chang Tai and Moretti, E. "Housing Constraints and Spatial Misallocation." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2018, forthcoming.

Liang, W.; Lu, M. and Zhang, H. "Housing Prices Raise Wages: Estimating the Unexpected Effects of Land Supply Regulation in China." *Journal of Housing Economics*, 2016, 33(9), pp. 70–81.

Ren Y.; Xiong, C. and Yuan, Y. "House Price Bubbles in China." *China Economic Review*, 2013, 23(4), pp. 786–800.

Schmalz, M. C.; Sraer, D. A. and Thesmar, D. "Housing Collateral and Entrepreneurship." *The Journal of Finance*, 2017, 72(1), pp. 99–132.

Wu, J.; Gyourko, J. and Deng, Y. "Evaluating the Risk of Chinese Housing Markets: What We Know and What We Need to Know." *China Economic Review*, 2016, 39, pp. 91–114.

Supply-Demand Mismatch: Solving the Puzzle of China's Housing Price Divergence

Han Libin; Lu Ming

Abstract: Since 2003, housing prices in China have been experiencing rapid growth. From the perspective of land allocation policies, the present study examines the impact of these changes on land supply trends in the central and western regions on rising urban housing prices since 2003. In principle, we find that the cities where land supply generally has been restricted after 2003 are basically coastal cities and large inland metropolises, and that these cities are attracting population inflow. Between 2004 and 2013, the average housing prices in cities with a relatively low land supply was about 10.6% higher than in those where land supply was not restricted. Moreover, the price-wage ratio only increased in the cities where land supply was restricted. Research findings in this paper show that the inter-city divergence of housing prices is due to supply-demand mismatch for land. In the future, the long-term mechanism for a healthy and stable development of the real estate market should focus on increasing land supply in areas with a large housing demand, thereby reducing the spatial distortion of land supply.

Key words: land supply, housing prices, urban development

JEL codes: R10, R30, R52

(截稿: 2018 年 8 月 责任编辑: 宋志刚)