

# 增加土地供给能否有效抑制房价上涨

## ——利用“撤县设区”的准实验研究\*

张清源 苏国灿 梁若冰

**内容提要:**为抑制重点城市房价的过快上涨,近年来我国政府出台了很多调控政策。其中,供给侧的土地调控是近期以来的重点。虽然关于土地供给与房价的关系已有很多学者关注,但由于两者之间存在很强的内生性,导致得到的结论不一,甚至出现完全相反的情况。基于此,本文首先通过建立一个静态局部均衡模型,说明政府的土地供给行为对房价的影响机制;其次创新性地利用“撤县设区”这一准自然实验,并基于2000—2013年中国267个地级市的面板数据,运用PSM-DID方法研究了土地供给对城市房价的影响,很好地规避了两者的内生性问题。研究表明,土地供给规模的扩大的确有助于降低城市的房价水平。这一结论在排除城镇化推动商品房市场需求增长的情况后依然成立。因此,扩大土地供给规模以缓解供需矛盾是调控我国中心城市房价的有效手段。

**关键词:**土地供给 商品房价格 撤县设区

**作者简介:**张清源,厦门大学经济学院博士生,361005;

苏国灿,厦门大学经济学院博士生,361005;

梁若冰(通讯作者),厦门大学经济学院教授,361005。

**中图分类号:**F293.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)04-0020-15

### 一、引言与文献综述

自1998年商品房市场化改革以来,我国重点城市的房价始终保持高速的增长势头。即使是在密集的政策调控下,北上广深四个一线城市的房价近六年的平均涨幅仍高达80.15%,<sup>①</sup>诸多二线重点城市的房价也出现惊人的增长。在这一背景下,许多学者尝试探究导致中国房价过快上涨的因素,包括预期(况伟大,2010)、收入差距(高波等,2013)、城市移民(陆铭等,2014)和垄断性的土地供给制度(宫汝凯,2012;王弟海等,2015)等。其中,垄断性的土地供给制度更是被认为是导致房价泡沫化的根源。比如,邵新建等(2012)的研究发现,在中国特殊的财政分权制度背景下,地方

\* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“交通设施的空间网络特征及异质性产业集聚效应研究”(71573218)。作者感谢匿名审稿人的宝贵修改意见及建议。当然,文责自负。

① 数据来源:国家统计局。

政府对土地市场的行政性垄断不断推高地价,而高地价经由成本传导机制进一步推动了房价的暴涨。

然而,由于土地供给与房价之间存在很强的内生性,因此很难通过实证回归直接识别这两者之间的单向关系(Ooi 和 Lee,2006)。也正是内生性问题,导致现有关于土地供给是否影响房价的研究结论不一,甚至出现截然相反的结论。比如,Peng 和 Wheaton(1994)研究了香港的土地供给制度对房地产市场的影响,实证结果发现香港政府对土地供给的严格控制是推动房价与租金持续上涨的重要原因,土地资源稀缺导致人们对未来形成有限的土地供给预期。Tse(1998)则对 Peng 和 Wheaton(1994)的结论提出质疑,认为香港政府的土地供给制度与高房价之间并不存在因果关系,香港政府基于土地收益最大化的供给行为将促进资源的有效配置。再如,Ihlanfeldt(2007)基于美国佛罗里达州内 100 多个城市的实证研究表明,越严格的土地供给管制将会导致越高的房价;而 Li, Wong 和 Cheung(2016)基于 1997 年香港土地出让制度改革的研究则表明,高房价反过来会对政府部门的土地出让与私人部门的房地产供给行为产生影响。

因此,由于内生性问题的存在,运用传统的实证回归方法往往会导致问题无法得到准确的揭示。幸运的是,作为现阶段我国中央政府进行城市行政区划调整的重要手段,“撤县设区”政策<sup>①</sup>的实施为研究城市土地供给变化与房价波动之间的关系提供了良好的准自然实验。“撤县设区”政策旨在因地制宜地壮大在国家发展规划中具有重要地位的城市的规模,通过强制性的行政手段扩大城市的行政区划面积,近年来这一政策被我国中央政府频繁使用。图 1 显示,在 2000—2004 年我国开始第一波“撤县设区”改革热潮,随后在 2005—2010 年有所放缓,但在 2014 年以后再度频繁实施。

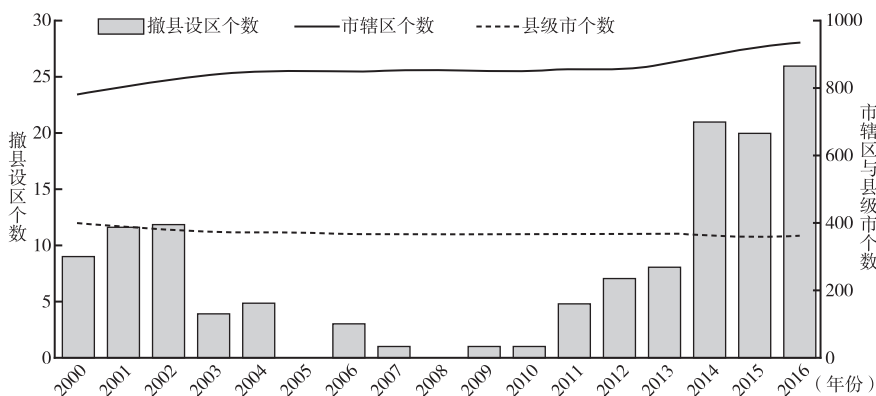


图 1 2000—2016 年我国“撤县设区”政策的实施情况

资料来源:中国行政规划网。

“撤县设区”政策的实施不仅放松了城市发展面临的土地资源约束,也标志着被撤并地区从农村经济向城市经济的转型,并可能基于如下几种内生激励改变地方政府的土地供给行为。(1)城市规模扩张需求。由于集聚效应的存在,大城市对城市规模扩张的需求与能力通常比小城市更强(Au 和 Henderson,2006;魏守华等,2015)。由于地级市的城市规模通常比被撤并的县更大,而土

① “撤县设区”是指直辖市(地级市)通过行政手段将其所辖的县(县级市)调整为直辖市(地级市)的市辖区。

地城镇化又是城市规模扩张的重要选择(张莉等,2011),因此在政策实施后,地方政府可能通过出让更多的土地以推动城市规模扩张。(2)土地财政依赖需求。一些研究表明,发达地区对土地财政的依赖程度远高于欠发达地区(刘守英、蒋省三,2005),由于市辖区的经济发展水平往往比被撤并县更高,而土地出让可以带来预算内、外的双重收益(吴群、李永乐,2010),因此在政策实施后,可以激励地方政府出让更多的土地以扩充财政收入的来源。(3)人口城镇化需求。撤并政策的实施将引发农村人口向城市转移(唐为、王媛,2015),而人口城镇化将带来新的产业发展机会与房地产市场需求,这将同样激励地方政府扩大土地出让规模以适应经济结构的转型。

综上所述,有理由相信在“撤县设区”政策实施前后,城市的土地供给规模将会发生显著的变化。因此,这一政策为研究土地供给与房价之间的关系提供了很好的准自然实验。基于此,本文首先通过构建一个静态局部均衡模型,以探讨“撤县设区”政策对地方政府的土地供给行为以及城市房价的影响作用;其次基于2000—2013年我国267个地级市面板数据,运用PSM-DID方法进行实证检验。本文可能存在的贡献如下。(1)较好地解决内生性问题。本文通过利用“撤县设区”政策引发的行政区划调整,间接研究土地供给对城市房价的影响,可以较好地克服土地供给变化和房价波动之间的内生性问题,使结论更加稳健。(2)有助于为土地政策的调控效应提供经验支持。新一轮房价调控的重点集中于供给侧,其中土地调控最为主要。本文的研究虽然不是直接以当前土地政策为切入点,但所得到的土地供给规模扩大确实有利于降低城市房价的结论,正好可为这一轮的供给侧调控提供经验支持。本文余下的部分安排如下:第二部分为理论模型与研究假设。第三部分为实证设计与数据来源。第四与第五部分分别为实证结果分析与地区异质性分析。第六部分为稳健性检验。第七部分为主要结论与政策启示。

## 二、理论模型与研究假设

现有研究表明,地方政府有激励通过限制土地供给规模以减少商品房供给数量,进而推动地价上升与房价上涨(Glaeser和Gyourko,2002),因此土地供给规模的上升有助于缓解商品房价格的上涨压力(Zabel和Dalton,2011)。本部分首先借鉴邵新建等(2012)建立的静态局部均衡模型,分析地方政府的土地供给行为对商品房市场的内生影响机制;其次在此基础上,进一步分析“撤县设区”政策的实施对政府土地供给与城市房价的影响。

### (一)地方政府垄断下的静态局部均衡模型

假定在一个城市范围内的商品房市场上, $P_H$ 为单位房价, $Q_H$ 为总需求量, $\alpha$ 为反映商品房市场起始状态的参数, $\alpha$ 越大表示城市房价越高,斜率系数 $\beta$ 刻画了需求量与价格之间的线性关系,此时商品房市场的总需求函数为:

$$P_H = \alpha - \beta Q_H \quad (1)$$

假定在该商品房市场中存在 $n$ 个同质的房地产开发商,每个开发商 $i(i=1,2,3,\dots,n)$ 在竞争性的土地市场上拍卖获得 $q_L^i$ 单位的土地。在假定容积率为1的情况下,每个开发商提供的商品房面积为 $q_H^i = q_L^i$ 单位。同时,假定每个开发商 $i$ 的商品房开发成本 $c_i$ 由土地成本和建筑成本构成,单位面积土地价格为 $P_L$ ,单位面积建筑安装成本为 $k$ ,此时成本函数 $c_i$ 为:

$$c_i = q_L^i \times P_L + q_H^i \times k = q_L^i \times (P_L + k) \quad (2)$$

在商品房开发完成后,假定房地产开发商的竞争方式为古诺(Cournot)竞争,并均以单价 $P_H$ 出售,此时每个开发商的利润最大化决策为:

$$\max \pi_i = q_L^i \times P_H - c_i = q_L^i \times (\alpha - \beta \sum_{i=1}^n q_L^i) - q_L^i \times (P_L + k) \quad (3)$$

由于开发商是同质的且符合古诺竞争模式,因此每个开发商的均衡状态是一致的,即 $q_L^i = q^*$ 。此时,对式(3)中的 $q_L^i$ 求偏导,可得最优土地开发量 $q_L^* = \frac{\alpha - (P_L + k)}{\beta(n+1)}$ ,由 $Q_L^* = n q_L^*$ 可得土地市场的需求函数为:

$$P_L^* = \alpha - k - \frac{(n+1)\beta}{n} Q_L^* \quad (4)$$

此时均衡状态下市场上的商品房总供应量 $Q_H^*$ 与商品房价格 $P_H^*$ 为:

$$Q_H^* = n q_H^* = n q_L^* = \frac{n(\alpha - P_L - k)}{\beta(n+1)} \quad (5)$$

$$P_H^* = \alpha - \beta Q_H^* = \alpha - \frac{n(\alpha - P_L - k)}{(n+1)} = \frac{\alpha}{(n+1)} + P_L \frac{n}{(n+1)} + k \frac{n}{(n+1)} \quad (6)$$

假定地方政府是土地市场上唯一的垄断供给者,共出让 $Q_L$ 单位土地,每单位土地的出让成本(包括征地和拆迁补偿等费用)为 $\gamma$ ,此时地方政府的利润最大化决策为:

$$\max \pi = P_L \times Q_L - \gamma \times Q_L = \left( \alpha - k - \frac{(n+1)\beta}{n} Q_L \right) \times Q_L - \gamma \times Q_L \quad (7)$$

可求得均衡状态下最优的土地供给量 $Q_L^*$ 与土地价格 $P_L^*$ :

$$Q_L^* = \frac{(\alpha - k - \gamma)n}{2\beta(n+1)} \quad (8)$$

$$P_L^* = \alpha - k - \frac{(n+1)\beta}{n} Q_L^* = \frac{\alpha - k + \gamma}{2} \quad (9)$$

进一步的,将式(9)的 $P_L^*$ 代入式(6)可求出均衡状态下的商品房价格 $P_H^*$ :

$$P_H^* = \frac{\alpha}{(n+1)} + \frac{n(\alpha - k + \gamma)}{2(n+1)} + k \frac{n}{(n+1)} \quad (10)$$

## (二)“撤县设区”的政策效应

在“撤县设区”政策实施前,由于行政区域划分制度的存在,地级市与被撤并县政府在财政收支上拥有相对独立的支配权,并在各自辖区范围内的土地市场上处于绝对的垄断地位。此外,户籍制度的存在使两个地区的商品房所能享受的公共资源服务存在一定的差异。基于上述考虑,假定在撤并政策实施前两个地区的土地与商品房市场是相对分割的。此时,原地级市辖区与被撤并县各自的商品房市场需求曲线分别为:

$$P_H = \alpha_i - \beta_i Q_H, i = 1, 2 \quad (11)$$

根据前文的推导,在地方政府垄断土地市场的情形下,原地级市辖区与被撤并县最优的土地

供给量分别为:

$$Q_L^i = \frac{(\alpha_i - k - \gamma) n_i}{2\beta_i(n_i + 1)}, i = 1, 2 \quad (12)$$

在撤并政策实施之后,地区之间的行政区域分割将打破,且被撤并县的土地经营权将上交由地级市政府统筹,此时原市辖区与被撤并县的土地与商品房市场将被统一整合起来,根据原先各自的商品房市场需求曲线,可推导出新市辖区的商品房市场总需求曲线:

$$P_H = \frac{\alpha_1 \beta_2 + \alpha_2 \beta_1}{\beta_1 + \beta_2} - \frac{\beta_1 \beta_2}{\beta_1 + \beta_2} Q_H \quad (13)$$

进一步可得政策实施后,新地级市辖区的最优土地总供给量为:

$$Q_L^* = \frac{\left( \frac{\alpha_1 \beta_2 + \alpha_2 \beta_1}{\beta_1 + \beta_2} - rk - \gamma \right) (n_1 + n_2)}{2 \frac{\beta_1 \beta_2}{\beta_1 + \beta_2} (n_1 + n_2 + 1)} = \frac{(\alpha_1 \beta_2 + \alpha_2 \beta_1 - (k + \gamma) (\beta_1 + \beta_2)) (n_1 + n_2)}{2 \beta_1 \beta_2 (n_1 + n_2 + 1)} \quad (14)$$

此时,可以比较政策实施前后的土地总供给量 $Q_L^B = Q_L^1 + Q_L^2$ 与 $Q_L^*$ :

$$Q_L^* - Q_L^B = \frac{n_2 \beta_2 (\alpha_1 - k - \gamma)}{2 \beta_1 \beta_2 (n_1 + n_2 + 1) (n_1 + 1)} + \frac{n_1 \beta_1 (\alpha_2 - k - \gamma)}{2 \beta_1 \beta_2 (n_1 + n_2 + 1) (n_2 + 1)} > 0 \quad (15)$$

由式(15)可知,撤县设区后,基于土地出让利益最大化的内生激励,地方政府将扩大土地供给规模,统一市场情况下的土地供给总量将大于原先两地区的土地供给总和。

进一步地,我们将考察在该政策的作用下,土地供给规模扩大对商品房价格产生的影响。在“撤县设区”实施前,原地级市辖区与被撤并县的商品房加权平均价格为:

$$P_H^B = \frac{P_H^1 Q_H^1 + P_H^2 Q_H^2}{Q_H^1 + Q_H^2} = \frac{[2\alpha_1 + n_1(\alpha_1 + k + \gamma)](\alpha_1 - k - \gamma) n_1 (n_2 + 1)^2 \beta_2 + [2\alpha_2 + n_2(\alpha_2 + k + \gamma)](\alpha_2 - k - \gamma) n_2 (n_1 + 1)^2 \beta_1}{2[\beta_2 n_1 (n_1 + 1) (n_2 + 1)^2 (\alpha_1 - k - \gamma) + \beta_1 n_2 (n_2 + 1) (n_1 + 1)^2 (\alpha_2 - k - \gamma)]} \quad (16)$$

在“撤县设区”政策实施后,基于式(15)新的土地供给量 $Q_L^*$ ,可求得均衡房价 $P_H^*$ :

$$P_H^* = \frac{2(\alpha_1 \beta_2 + \alpha_2 \beta_1) + (n_1 + n_2) [\alpha_1 \beta_2 + \alpha_2 \beta_1 + (k + \gamma) (\beta_1 + \beta_2)]}{2(n_1 + n_2 + 1) (\beta_1 + \beta_2)} \quad (17)$$

此时,进一步比较“撤县设区”政策实施前后商品房价格 $P_H^B$ 与 $P_H^*$ 的变化可知,基于新的均衡土地供给规模得到的新的城市商品房价格将明显下降,即:

$$P_H^* - P_H^B = \frac{-(n_2 (\alpha_1 - k - \gamma)^2 n_1 (n_2 + 1)^2 \beta_2^2 + n_1 (\alpha_2 - k - \gamma)^2 n_2 (n_1 + 1)^2 \beta_1^2)}{2(n_1 + n_2 + 1) (\beta_1 + \beta_2) [\beta_2 n_1 (n_1 + 1) (n_2 + 1)^2 (\alpha_1 - k - \gamma) + \beta_1 n_2 (n_2 + 1) (n_1 + 1)^2 (\alpha_2 - k - \gamma)]} < 0 \quad (18)$$



综合式(15)与(18)的推导结果,本文提出如下两个研究假说。

H1:在“撤县设区”政策的影响下,地方政府将扩大土地供给规模。

H2:在“撤县设区”政策的影响下,土地供给规模的增长能够有效抑制城市房价上涨。

### 三、实证设计与数据来源

#### (一)实证设计

接下来,我们将通过实证研究以验证上述两个研究假说,拟采用的模型设计为基于倾向得分匹配的倍差法(Propensity Score Matching Difference-in-Difference Analysis,PSM-DID)。采用这一模型设计的理由主要有如下两点。(1)由于处理组城市可能在经济发展、人口规模及地理因素等方面具有区别对照组城市的特征,这些可观测因素的差异可能促使中央更倾向于在特定地区实施“撤县设区”改革,因此政策的实施可能是非随机的,这种自选择性将导致传统的 DID 模型的估计结果发生偏误并且偏向未知,因此需要先通过倾向得分匹配方法(PSM)为处理组寻找相似的对照组。(2)某些无法观测的因素可能影响处理组与对照组城市相关产出的发展趋势,因此这些不可观测因素的存在同样可能导致估计结果发生偏误,而倍差法(DID)的运用在一定程度上可以减轻这一问题。为此,我们将倾向得分匹配方法(PSM)与倍差法(DID)结合起来,具体设计思路如下。

第一步,采用 PSM 方法在多个可观测的特征维度上为处理组城市寻找尽可能相似的对照组个体,进而构造处理组的反事实状态。由于“撤县设区”政策是逐年在多个城市中推行实施的,因此采用逐年基期匹配的方法(刘晔等,2016),在潜在的对照组城市中为每一年发生政策改革的处理组城市寻找匹配个体,并在最后剔除了所有未能达到匹配要求的对照组城市。最终,样本中仅保留两组城市:第一组是处理组,即实施“撤县设区”政策的处理组城市;第二组是能与单个或多个处理组城市完成匹配的对照组城市。此外,由于在 PSM 匹配的过程中,对照组中的城市个体可能与单个或多个处理组城市完成匹配,因此我们将根据对照组城市得到的总匹配次数,在估计中按其获得的权重进行加总调整。

第二步,采用 DID 方法进行政策评估。由于单独使用 PSM 方法仅能保证处理组与对照组在一系列可观测变量上获得匹配,但事实上一些无法观测变量也可能对产出产生潜在影响,即可能存在遗漏变量导致的内生性问题。为此,参考 Heckman 等(1997)、Chen 和 Jin(2012)的做法,在运用 PSM 方法匹配处理后,使用 DID 模型进行政策评估。尽管在 PSM 匹配之后,实验组与对照组已具备较为相似的初始条件,但对于地理位置等不随时间变化的个体特征而言,在 DID 模型中将被差分处理而无法体现其对潜在产出影响的时变影响。因此,我们借鉴了 Li, Lu 和 Wang(2016)的研究,控制了一系列固定特征变量与不同时间趋势的交叉项,此时 DID 模型变为增广的 DID 模型(Augmented Difference-in-Difference),具体设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Reform_{it} + \rho Treat_i \times t + (S \times f(t))' \theta + \gamma X + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, $Y_{it}$ 代表城市  $i$  在第  $t$  期的潜在产出(Outcome)。 $Reform_{it} = Treatment_i \times Post_t$ ,估计系数  $\beta$  为我们关注的政策处理效应。其中, $Treatment_i$ 表示是否为处理组的虚拟变量,当为处理组时则取 1,为对照组时则取 0; $Post_t$ 表示城市在第  $t$  期是否实施“撤县设区”政策,若实施则为 1,否则为 0。此外, $X$ 表示一系列可能影响潜在产出的可观测变量, $\mu_i$ 为个体不可观测的固定效应, $\gamma_t$ 为随时间变化的固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为干扰项。

在式(19)中,首先加入交叉项  $Treat_i \times t$  以控制处理组与对照组线性的时间变化趋势的差异,

其中  $t$  代表样本期间的不同年份,  $\rho$  为该交叉项的系数。其次, 加入固定特征变量与三种不同时间趋势项设定的交叉项  $S \times f(t)$ , 其中  $S$  表示一系列城市固定特征的向量,  $f(t)$  为三种不同的时间趋势设定, 其含义如下: 第一个是年份变量  $t$  的三阶多项式与  $S$  的交叉项  $S \times t$ 、 $S \times t^2$ 、 $S \times t^3$ , 主要用于满足  $S$  对产出的影响, 服从非线性时间趋势的假定; 第二个是  $Post_t$  与  $S$  的交叉项  $S \times Post_t$ , 该项假定允许在政策实施前后, 固定特征变量对产出的影响存在差异; 第三个是年份的虚拟变量  $\gamma_t$  与  $S$  的交叉项  $S \times \gamma_t$ , 该项假定固定特征变量对产出的影响是随时间的推移而发生动态变化的。

## (二) 变量度量与数据来源

### 1. 被解释变量

商品房用地供给规模。本文利用商品房用地出让总面积度量商品房用地供给规模, 数据主要基于网络爬虫技术从中国土地市场网上<sup>①</sup>抓取, 经处理后保留 2002—2013 年 285 个地级市商品房用地出让面积的年度数据。

城市商品房销售价格。数据来源于《中国区域经济统计年鉴》。我们对数据进行了以下处理: 首先剔除缺失值样本, 接着对城市商品销售价格进行 1% 的截尾处理, 最后得到 2000—2013 年中国 285 个地级市的房价数据。

此外, 我们还对样本进行了如下处理: (1) 剔除 2000 年以前实施“撤县设区”的城市, 避免过去发生“撤县设区”改革对当期产出的影响; (2) 剔除 2013 年以后实施“撤县设区”的城市, 避免未来发生“撤县设区”改革产生的预期作用。最终我们获得了 267 个地级市 2000—2013 年的 3738 个样本。其中, 在 2000—2013 年发生过“撤县设区”改革的城市, 即处理组, 共计 56 个城市 784 个样本; 在 2000—2013 年从未发生过“撤县设区”改革的城市, 即对照组, 共计 211 个城市 2954 个样本。

### 2. 控制变量

在控制变量的选择上, 我们分别从四个角度对实证进行了控制: 一是影响城市“撤县设区”申请的变量, 主要包括产业结构、人口规模、财政收入、城市 GDP 四个指标; ②二是影响土地与房价关系的其他变量, 具体包括工资水平、房地产开发投资额、小学生数量、医院总数; 三是城市的个体固定效应特征, 主要包括城市初始的人口就业结构、城市初始财政收支平衡情况以及控制因素, 分别用 2000 年非农业人口比例、1999 年财政支出/财政收入和省会城市虚拟变量进行衡量; 四是地理因素, 用于控制城市建设用地规划等因素, 包括地理位置和地形。其中, 地理位置用控制城市地理质心所在的经纬度衡量, 地形则用城市的平均海拔与坡度衡量。上述控制变量中, 城市层面的经济变量的数据来源于《中国城市统计年鉴》, 地理信息变量中的城市经纬度、海拔与坡度变量的数据则基于谷歌地球提供的中国高程地形图 (DEM), 借助 Arcgis 软件提取所得。

## 四、实证结果分析

### (一) PSM 匹配分析

在完成 PSM 匹配后, 我们对一系列控制变量  $X$  在匹配前后的差异进行检验。<sup>③</sup> 从结果来看,

① 具体参见中国土地市场网 (<http://www.landchina.com/>), 基于 Python 网络爬虫技术可获得该网站提供的不同城市的年度土地成交信息, 本文进一步将其整理为年度数据。

② 衡量依据主要来自我国民政部在 2003 年制定的《市辖区设置标准》与 2014 年 10 月新出台的《市辖区设置标准》(征求意见稿), 上述文件均对城市的产业结构、人口规模、财政收入、经济总量等方面做出相关规定。

③ 限于篇幅, 控制变量的平行性检验结果与核密度函数图未予以展示, 若有需要可向作者索取。

匹配后的偏差 (Bias) 大部分均小于 5%。在匹配完成后,城市中心所在的经纬度及所在省份在匹配前后并未体现出明显的差异,表明处理组与对照组在空间位置上具有高度的相似性。一方面,地理上的相似性可避免一些无法观测的地理因素对潜在产出的影响,如自然资源、气候条件与人文环境等。另一方面,省份的虚拟变量未存在明显差异,可避免省级政府在经济发展政策等方面的影响。LR 检验的结果显示,匹配后已经无法根据一系列控制变量 X 的特征区分是否进行政策处理。一系列检验结果均表明平行性假设 (Balancing) 得到较好的满足。在完成上述匹配后,保留了 56 个处理组城市与 114 个对照组城市。

### (二)“撤县设区”政策效应的初步判断

为对“撤县设区”这一政策的影响效应做初步的判断,我们首先选取了 2000—2001 年 19 个实施该政策的城市<sup>①</sup>为研究对象。具体的处理过程如下:第一步,暂时剔除 2001 年以后实施“撤县设区”政策的其他处理组城市的样本;第二步,针对 2000 年与 2001 年实施“撤县设区”的城市进行 PSM 匹配,并将所有未获得匹配的对照组城市暂时剔除;第三步,将上一步中获得匹配的对照组城市按其在 PSM 匹配中所获得的权重大小,就土地供给与房价求加权平均数,进而构造出与处理组可比性较强的对照组。具体如图 2 与图 3 所示。

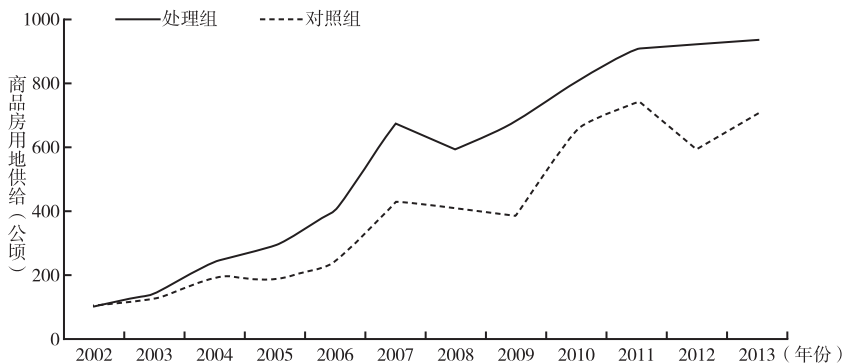


图 2 2002—2013 年处理组与对照组商品房用地供给的变化趋势

资料来源:Stata 统计所得。

由图 2 中可直观看出,处理组城市的商品房土地供给规模相对于对照组明显扩大,并且在长期内这一扩张效应的表现尤为明显;统计结果显示,在 2002—2013 年,这 19 个处理组城市商品房供给总量比对照组高出 40.63%。进一步的,由图 3 同样可以观察到,在政策实施后,处理组的房价水平逐渐低于对照组;在样本期间内,处理组城市的年度平均房价比对照组低 8.95%。上述分析给予我们一个直观的判断,即“撤县设区”政策的实施可能确实有助于刺激地方政府扩大土地供给规模,进而在长期内抑制城市房价的上涨。为确定政策实施的真实影响效应,接下来我们将运用增广的 DID 模型对所有样本进行实证分析。

### (三)基准回归结果

表 1 给出了不同时间趋势设定情形下的基准回归结果,其中列(1)仅控制了城市个体固定效应 $\mu_i$ 与时间固定效应 $\gamma_t$ ,此时政策实施 $Reform_{it}$ 的系数显著为正,说明“撤县设区”政策的实施能够

① 这 19 个城市分别为宜昌市、金华市、无锡市、苏州市、天津市、衢州市、济南市、北京市、重庆市、武汉市、上海市、扬州市、成都市、珠海市、南京市、淮安市、广州市、杭州市、襄阳市。



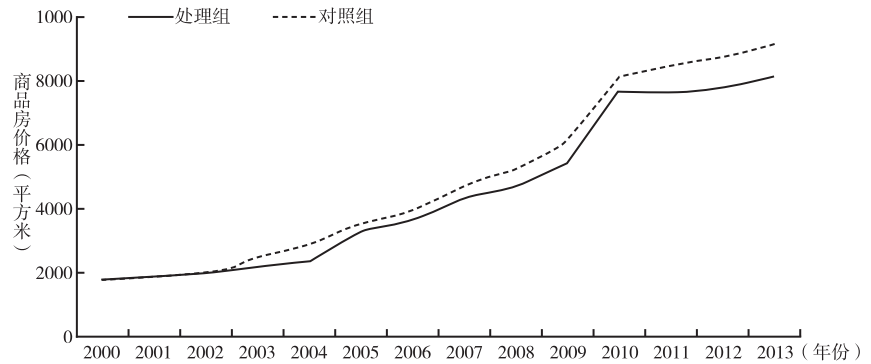


图3 2000—2013 年处理组与对照组商品房价格的变化趋势

资料来源:Stata 统计所得。

刺激地方政府扩大土地供给规模;列(2)进一步控制了处理效应的线性时间趋势 $Treatment_i \times t$ ,此时 $Reform_{it}$ 的系数有所变化,但结论仍保持不变;列(3)、列(4)、列(5)在列(2)的基础上进一步控制了固定特征变量的不同时间趋势项,列(6)控制了所有的时间趋势项。可以看到,在控制固定特征变量不同的时间趋势效应之后,模型结论并未发生显著变化,并且 $R^2$ 高达0.723,表明模型解释力度较强。从第6列的回归结果来看,“撤县设区”政策将促使城市的商品房用地出让规模扩大27.0%。这一结果表明,“撤县设区”政策在引起行政管辖区域扩张的情况下,的确刺激了地方政府出让更多的商品房用地,由此验证研究假说H1。在确定政策产生的土地供给效应后,随之而来的一个问题是,土地供给规模的扩张是否能够有效抑制城市房价上涨?

表1 土地供给效应回归结果

	被解释变量:商品房用地出让面积对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Reform_{it}$	0.189 * (1.785)	0.256 ** (2.335)	0.281 ** (2.424)	0.252 ** (2.269)	0.271 *** (3.270)	0.270 *** (2.911)
城市固定效应 $\mu_i$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应 $\gamma_t$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Treatment_i \times t$		控制	控制	控制	控制	控制
$S \times t$			控制			控制
$S \times t^2$			控制			控制
$S \times t^3$			控制			控制
$S \times Post_t$				控制		控制
$S \times f_t$					控制	控制
样本数	2040	2040	2040	2040	2040	2040
组内 $R^2$	0.518	0.622	0.632	0.619	0.741	0.723
F	25.830	24.934	19.232	22.103	9.642	8.203

注:括号中为t值,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。下同。

资料来源:Stata 估计所得。

表 2 以商品房价格对数作为被解释变量进行回归,在控制不同时间趋势项的情况下,结果均表明在地方政府土地供给规模扩大的情形下,城市的商品房价格的确下降了。以控制了所有时间趋势项的第(3)列的回归结果为例,处理组城市的房价水平比对照组平均下降了 10.8%,由此验证研究假设 H2,即在“撤县设区”政策的影响下,土地供给规模的增长能够有效抑制城市房价上涨。

上述结果表明,“撤县设区”政策在扩张城市行政面积的同时也重新统一了可利用的土地资源,这将刺激地方政府扩大土地供给规模,进而有效地降低整体的房价水平,这一结论与静态局部均衡模型的推导结果是一致的。

表 2
 房价效应回归结果

	被解释变量:商品房价格对数		
	(1)	(2)	(3)
$Reform_{it}$	-0.109 *** ( -5.644 )	-0.135 *** ( -6.533 )	-0.108 *** ( -4.586 )
城市固定效应 $\mu_i$	控制	控制	控制
时间固定效应 $\gamma_t$	控制	控制	控制
$Treatment_i \times t$		控制	控制
多种不同时间趋势			控制
样本数	2380	2380	2380
组内 $R^2$	0.897	0.898	0.908
F	824.695	795.074	176.295

资料来源:Stata 估计所得。

五、地区异质性分析

在我国,不同地区在资源禀赋与政策倾向等方面存在很大差异,区域经济发展的不平衡长期存在。整体而言,我国东、中、西部地区呈现明显的阶梯式发展格局:东部城市不仅拥有天然的优势地理位置,同时在国家经济发展战略中处于重要的地位,改革开放以来涌现出一批经济实力强、城镇化水平高的中心城市,其房价水平通常较高;中部与西部城市经济发展与城镇化水平通常较为落后,房价也通常较低。可见,尽管“撤县设区”改变了地方政府的土地供给行为,但由于不同地区的城市可能处于不同的城镇化发展阶段,该政策产生的效应可能存在很强的地区异质性。

为简单刻画不同地区城市的发展差异,表 3 比较了东部、中部及西部对照组城市与处理组城市的行政区域面积、人口规模、GDP 及财政收入四个指标。从比较结果来看:(1)对于所有地区的城市而言,处理组城市在主要考察的 4 个指标方面均明显高于对照组城市,说明规模更大、经济发展水平更高的中心城市可能更容易通过中央审批实施“撤县设区”政策,这也从侧面表明 PSM 匹配的必要;(2)东部城市经济总量与财政收入均大于中西部城市;西部处理组城市的行政区域面积及人口规模明显高于东部与中部地区,但 GDP 与财政收入水平较低。上述结果说明我国不同地区城市的经济发展与资源禀赋存在明显差异。

表 3 不同地区城市主要指标的均值对比

变量	东部		中部		西部	
	对照组	处理组	对照组	处理组	对照组	处理组
行政区域面积	1274. 54	2406. 83	1889. 01	2584. 12	2470. 39	4641. 08
人口规模	112. 23	267. 47	95. 58	223. 35	89. 92	311. 89
GDP	650. 99	1905. 84	283. 28	1165. 21	240. 61	1159. 69
财政收入	58. 06	218. 24	22. 50	104. 77	15. 57	95. 99

资料来源:Stata 统计所得。

为进一步研究“撤县设区”政策的土地供给效应与房价效应的区域异质性,本文进一步将所有城市按所在地区设置东部、中部、西部设置三个虚拟变量 $Region_j$ ,并将其与处理变量交乘,此时式(19)扩展为:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j Reform_{it} \times Region_j + \rho Treat_i \times t + (S \times f(t))' \theta + \gamma X + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it}$$

(20)

其中, $\beta_j(j=1,2,3)$ 为主要关注的系数,分别代表政策对东、中、西部的影响效应。表 4 分别以商品房用地出让面积对数和商品房价格对数为被解释变量分别进行回归,结果表明“撤县设区”政策确实存在明显的区域异质性效应。

就土地供给效应而言,从表 4 中的列(1)~列(3)的回归结果可知,该政策对东部地区的影响效应远大于中部地区,而中部地区的土地供给效应大于西部地区。以第(3)列中的回归结果为例,结果表明该政策使东部处理组城市的土地供给规模相对于对照组显著提高 25.8%,而在中部和西部地区下降为 17.7% 和 11.1%。对于这一结果的可能性解释如下。(1)土地财政依存度的差异,我国不同地区的土地财政规模存在明显的区域性差异,东部城市的公共支出对土地财政的依存度较高,而中西部地区相对较小(杨圆圆,2010),因此东部城市有更强的激励通过土地出让以创造更多的预算外收入(陈志勇、陈莉莉,2011)。(2)东部城市的行政面积小于中西部地区,但人口规模却远大于中西部地区,土地资源的利用情况更为紧张,因此在政策实施之后,东部城市的地方政府更倾向于扩张土地供给规模以满足商品房需求。(3)西部城市的行政面积远大于中部地区,土地供给较为充足;并且西部城市多以第二产业作为支柱产业,商品房市场需求较低,西部城市的土地出让规模扩张效应相对较弱。

在分析了土地供给效应的区域异质性后,我们将进一步考察房价的异质性效应。从表 4 中的列(4)~列(6)中的回归结果可知,该政策对东部城市房价的影响远低于中西部地区,以第(6)列的回归结果为例,该政策使东部处理组城市的房价水平相对于对照组显著降低 5.4%,但这一效应在中部与西部城市扩大为 -18.1% 和 -10.9%。出现上述现象的可能原因如下。(1)东部城市的城市化水平与人口集聚能力远高于中西部地区,这在一定程度上缓解了土地供给扩张对房价产生的负向影响;(2)在政策实施之后,中部城市的土地供给扩张效应显著高于西部城市,进而导致该政策对中部城市商品房价格的负向影响远大于西部城市。尽管有如上猜测,但我们仍无法确定该政策的实施是否确实会对商品房市场的需求侧因素产生影响,因此在下一部分中我们将对这一问题进行深入探讨。

表 4 “撤县设区”政策的地区异质性效应

	商品房用地出让面积对数			商品房价格对数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Reform_{it} \times \text{东部}$	0.310 ** (2.322)	0.257 ** (2.045)	0.258 ** (2.049)	-0.056 ** (-2.164)	-0.063 ** (-2.449)	-0.054 ** (-2.061)
$Reform_{it} \times \text{中部}$	0.179 ** (2.090)	0.151 ** (2.379)	0.177 ** (2.475)	-0.180 *** (-7.348)	-0.174 *** (-6.551)	-0.181 *** (-7.271)
$Reform_{it} \times \text{西部}$	0.125 * (1.815)	0.109 ** (2.297)	0.111 * (1.763)	-0.109 *** (-3.247)	-0.101 *** (-4.134)	-0.109 *** (-3.789)
城市与时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Treatment_t \times t$		控制	控制		控制	控制
多种不同时间趋势			控制			控制
样本数	2040	2040	2040	2380	2380	2380
组内 R <sup>2</sup>	0.642	0.651	0.637	0.899	0.906	0.905
F	234.441	95.158	327.365	177.823	667.016	124.863

资料来源:Stata 估计所得。

六、稳健性检验

由上述实证结果可知,“撤县设区”政策对东部地区土地供给产生的扩张效应远大于中西部地区,但该政策对东部城市商品房价格水平的负向影响效应却远低于中西部城市。因此,伴随着供给端的土地供给规模的增长,该政策是否也会对商品房市场的需求端产生影响?我们猜测这种影响可能源于两个方面的因素:一方面,在该政策刺激地方政府土地出让规模增长的情况下,地级市政府可能增加对被撤并地区的公共支出并改善其基础设施条件,以此吸引更多的产业与人口向城市聚集,这将产生新的商品房需求;另一方面,撤并政策在推动被撤并地区经济转型的同时,也打破了城市内部的行政区划分割,亦可能引发跨地区的人口和资本等要素向城市中心聚集,促进产业集聚与经济发展,进而推动商品房市场需求的增长。

现有的文献研究支持上述猜测,城市规模的扩张将有利于推动人口流入与促进经济发展,这主要来源于产业聚集、生产率提高与就业机会增加等因素。一些基于中国的经验研究也证实了“撤县设区”政策改革能够有效提高企业生产率(TFP)并促进城镇人口的增长(唐为、王媛,2015)。因此,若忽略需求端的变化对城市房价存在的潜在影响,不仅无法解释东、中、西部出现的房价效应差异,同时也可能低估或高估土地供给增长产生的房价效应。为此,我们将在稳健性分析中进一步考察该政策对需求端的影响情况。

表 5 考察了该政策对商品房市场需求端的地区异质性效应,其中用城市人口规模衡量人口集聚程度,用城市 GDP 衡量经济发展的变化情况,并以人均道路面积作为政府公共基础设施投资增长的代理变量。从表 5 中的回归结果来看,一方面,该政策对东部地区的人口集聚、经济发展以及基础设施投资的正向影响效应显著高于中西部地区。由此说明,该政策可能极大地促进了东部城市商品房市场需求的有效增长,这也解释了为何东部城市在土地供给大规模增长情况下,商品房

价格未出现大幅度的下降。另一方面,该政策对中、西部城市人口规模与经济总量的影响并未存在明显的差异,但对西部城市基础设施投资的刺激效应却显著高于中部城市,这一结果解释了中、西部城市房价效应的异质性来源:中部城市的土地供给增长效应远大于西部城市,在需求端变化差异不大的情况下,土地供给增长将对中部城市房价产生更强的负向影响。

上述结果提供了另一重要的启发,该政策对所有地区的市场需求侧均产生明显的正向影响效应,说明增加土地供给对城市房价上涨的抑制作用应该比我们所观察到的更强,由此证明前文的结论是稳健的。换言之,即使是在该政策推动各个地区的商品房市场需求增长的情况下,土地供给的增长依然能够有效抑制城市房价上涨。

表 5 需求侧变化的地区异质性效应

	人口规模对数	GDP 对数	人均道路面积对数
$Reform_{it} \times \text{东部}$	0.364 *** (32.091)	0.334 *** (19.182)	0.224 *** (8.258)
$Reform_{it} \times \text{中部}$	0.110 *** (12.956)	0.133 *** (11.922)	-0.050 (-1.194)
$Reform_{it} \times \text{西部}$	0.125 *** (7.581)	0.127 ** (2.269)	0.239 *** (5.567)
城市与时间固定效应	控制	控制	控制
$Treatment_i \times t$	控制	控制	控制
所有时间趋势项	控制	控制	控制
样本数	2380	2380	2380
组内 R <sup>2</sup>	0.731	0.970	0.808
F	50.298	608.175	331.128

资料来源:Stata 估计所得。

七、结论与政策启示

本文通过借助我国“撤县设区”改革提供的准自然实验,克服了传统研究中普遍存在的内生性问题,间接探讨土地供给对城市房价调控的影响作用。首先,借鉴邵兴建等(2012)的研究,本文通过建立一个静态局部均衡模型以解释在垄断市场情形下,地方政府的土地供给行为对城市房价影响的内生激励机制,并在此基础上讨论了“撤县设区”政策对地方政府土地供给与城市房价的潜在影响。接着,本文基于 2000—2013 年我国 267 个城市的面板数据,运用 PSM-DID 方法对一系列研究假设进行实证检验。研究表明,撤并政策的实施有效刺激了地方政府扩大商品房用地的供给规模并显著降低了城市的房价水平。地区异质性效应分析则表明,该政策对东部城市土地供给规模的正向刺激效应明显强于中西部城市,但最终产生的房价负效应低于中西部城市,这一结果主要是由于该政策对商品房市场需求侧的影响不同导致的。上述研究结论背后的重要经济含义是,在我国长期的城镇化进程与城市扩张中,即使是在人口集聚和经济发展等因素刺激商品房市场需求不断增长的情况下,土地供给规模的扩张仍是缓解城市房价上涨压力的有效方式。

本文的一系列研究结论对于我国房地产市场调控具有重要的政策启示。近年来,我国政府在



针对重点城市的房价进行调控时,更多的是采用“限贷”或“限购”等抑制市场投机性需求的措施。然而,这些需求侧的调控政策在长期内的效果十分有限,重点城市房价依然在密集的政策调控中持续上涨。这一现象背后的根本原因是垄断性的土地供给制度造就了土地资源的稀缺性,这种人为创造的稀缺性为投机性需求创造了机会,也使房地产超越了消费品的基本属性。因此,破除当前重点城市房地产市场调控困局的核心不仅在于需求侧调控,供给侧的土地市场改革亦是关键一环。(1)应建立多元化的土地市场供给结构,例如通过积极推动农村集体用地入市、提高商品房用地占城市建设用地的比重、增加保障性住房建设用地等措施推动商品房供给的增长,弱化房地产企业与个人对未来土地供给稀缺性的预期。(2)应改变地方政府以土地出让利益最大化的内生激励,将稳定经济发展与保障民生纳入政府土地供给的决策体系当中,以保证土地供给能够与人口城镇化带来的商品房需求相匹配为目标,以缓解重点城市商品房市场上的供求矛盾为导向,坚决遏制土地市场高溢价现象频发、杜绝商品房市场炒作投机行为的出现,通过推动土地市场与商品房市场的供给侧结构性改革,建立市场治理的长效机制。(3)“撤县设区”政策的实施不仅有利于推动城市的人口集聚与经济发展,也有助于缓解中心城市日渐增长的房价压力,这对我国政府的城市扩张策略与路径选择而言亦有一定的参考价值。

本文的研究仍存在一些不足,其中尤为重要的一点是,“撤县设区”这一政策的实施可能导致城市内部的房地产供给与需求的区位结构发生变化,这种区位变化是影响本文研究结论的重要因素,同时也是房地产市场相关问题研究的重要难点之一。然而,鉴于城市内部区位数据的缺乏,我们尚未能对这一问题做出妥善解决,这也是未来进一步研究的重要改进方向。

#### 参考文献:

1. 陈志勇、陈莉莉:《财税体制变迁、“土地财政”与经济增长》,《财贸经济》2011 年第 12 期。
2. 高波、王文莉、李祥:《预期、收入差距与中国城市房价租金“剪刀差”之谜》,《经济研究》2013 年第 6 期。
3. 况伟大:《预期、投机与中国城市房价波动》,《经济研究》2010 年第 9 期。
4. 宫汝凯:《分税制改革与中国城镇房价水平——基于省级面板的经验证据》,《金融研究》2012 年第 8 期。
5. 陆铭、欧海军、陈斌开:《理性还是泡沫:对城市化、移民和房价的经验研究》,《世界经济》2014 年第 1 期。
6. 刘守英、蒋省三:《土地融资与财政和金融风险——来自东部一个发达地区的个案》,《中国土地科学》2005 年第 5 期。
7. 刘哗、张训常、蓝晓燕:《国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于 PSM-DID 方法的实证研究》,《财政研究》2016 年第 10 期。
8. 邵新建、巫和懋、江萍、薛熠、王勇:《中国城市房价的“坚硬泡沫”——基于垄断性土地市场的研究》,《金融研究》2012 年第 12 期。
9. 唐为、王媛:《行政区划调整与人口城市化:来自撤县设区的经验证据》,《经济研究》2015 年第 9 期。
10. 王弟海、管文杰、赵占波:《土地和住房供给对房价变动和经济增长的影响——兼论我国房价居高不下持续上涨的原因》,《金融研究》2015 年第 1 期。
11. 魏守华、周山人、千慧雄:《中国城市规模偏差研究》,《中国工业经济》2015 年第 4 期。
12. 吴群、李永乐:《财政分权、地方政府竞争与土地财政》,《财贸经济》2010 年第 7 期。
13. 杨圆圆:《“土地财政”规模估算及影响因素研究》,《财贸经济》2010 年第 10 期。
14. 张莉、王贤彬、徐现祥:《财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为》,《中国工业经济》2011 年第 4 期。
15. Au, C. C., & Henderson, J. V., Are Chinese Cities Too Small? *Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 3, 2006, pp. 549 – 576.
16. Chen, Y., & Jin, G. Z., Does Health Insurance Coverage Lead to Better Health and Educational Outcomes? Evidence from Rural China. *Journal of Health Economics*, Vol. 31, No. 1, 2012, pp. 1 – 14.
17. Glaeser, E. L., & Gyourko, J., The Impact of Zoning on Housing Affordability. *Social Science Electronic Publishing*, Vol. 9,

2002, pp. 21 – 39.

18. Heckman, J. J. , Ichimura, H. , & Todd, P. E. , Matching as An Economic Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program. *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, 1997, pp. 605 – 654.
19. Ihlanfeldt, K. R. , The Effect of Land Use Regulation on Housing and Land Prices. *Journal of Urban Economics*, Vol. 61, No. 3, 2007, pp. 420 – 435.
20. Li, L. H. , Wong, S. K. K. , & Cheung, K. S. , Land Supply and Housing Prices in Hong Kong: The Political Economy of Urban Land Policy. *Environment and Planning C: Government and Policy*, Vol. 34, No. 5, 2016, pp. 981 – 998.
21. Li, P. , Lu, Y. , & Wang, J. , Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol. 123, 2016, pp. 18 – 37.
22. Ooi, J. T. L. , & Lee, S. T. , Price Discovery between Residential Land & Housing Markets. *Journal of Housing Research*, Vol. 15, No. 2, 2006, pp. 95 – 112.
23. Peng, R. , & Wheaton, W. C. , Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis. *Journal of Housing Research*, Vol. 5, No. 2, 1994, pp. 263 – 291.
24. Tse, R. Y. C. , Housing Price, Land Supply and Revenue from Land Sales. *Urban Studies*, Vol. 35, No. 8, 1998, pp. 1377 – 1392.
25. Zabel, J. , & Dalton, M. , The Impact of Minimum Lot Size Regulations on House Prices in Eastern Massachusetts. *Regional Science & Urban Economics*, Vol. 41, No. 6, 2011, pp. 571 – 583.

## Can Land Supply Growth Restrain the Housing Price Effectively ——Quasi-experimental Research on “Turning Counties into Districts”

ZHANG Qingyuan, SU Guocan & LIANG Ruobing (Xiamen University, 361005)

**Abstract:** China has introduced a lot of control policies to curb the excessively rapid rises of house prices in key cities in recent years. The land regulation on the supply side has been the focus recently. Although many scholars care about the relationship between land supply and housing price, the results are always inconsistent or even opposite due to the existence of strong endogeneity. This paper firstly establishes a static partial equilibrium model to explore the influence mechanism of land regulation on housing price. To avoid endogeneity, we utilize the policy experiment of “turning counties into districts” in 2000—2013 in China and apply the PSM-DID method to study the effect of land supply on housing prices. The results show that the expansion of land supply has helped to bring down the housing prices, and it is still applicable even though we take into account that urbanization could lead to a rise in housing demand. Therefore, expanding the land supply scale to alleviate the contradiction between supply and demand is an effective means to regulate the housing price in core cities of China.

**Keywords:** Land Supply, Housing Price, Turning Counties into Districts

**JEL:** O20, P41, R31

责任编辑: 汀 兰