

自然地理约束、土地利用规制 与中国住房供给弹性^{*}

刘修岩 杜 聪 李松林

内容提要: 住房供给弹性是决定房价水平的关键因素之一。中国城市的住房供给是否缺乏弹性? 影响住房供给弹性大小的关键因素又是什么? 为探究上述问题, 本文构建了一个包含自然地理约束、耕地保护约束和容积率规制的单中心城市模型, 重点考察了三者对住房供给弹性的影响机理, 进而运用数字高程模型数据与微观土地交易数据, 全面测度了中国城市土地开发中的自然地理约束和容积率规制强度, 并基于 2005—2013 年中国城市层面的统计数据, 采用外生冲击引起的需求变动这一识别策略来估计住房供给弹性。研究发现: 中国城市的住房供给整体表现为缺乏弹性, 而自然地理约束及容积率规制是导致住房供给缺乏弹性的重要原因; 人口规模越大的城市, 其住房供给弹性越小, 且受自然地理约束的制约程度越高。这为中国当前房价整体涨幅明显, 尤其是大城市房价居高不下的典型事实提供了一个新的解释视角。因此, 政府应当坚持“因城施政”的思路, 适当降低土地开发中的容积率规制强度, 逐步增加供给弹性偏低的大城市土地供应, 以促进房地产市场的平稳、健康发展。

关键词: 住房供给 自然地理约束 土地利用规制 房价

一、引言

自 1998 年中国实施住房制度改革以来, 房地产行业在国民经济中的比重逐年提升, 而房价也随之“水涨船高”, 尤其从 2003 年开始的上涨趋势引起了全社会的高度关注。党的十八大以来, 党中央牢牢把握城镇化这一经济社会现代化的必由之路, 扎实推进新型城镇化建设, 而新型城镇化战略的实施为房地产业发展提供了庞大的刚性需求。在此背景下, 虽然政府着力推进住房供给侧改革并取得了初步成效, 使得房地产市场过热的局面有所降温, 但房价过快增长仍是困扰当前中国经济的核心问题之一。为了抑制房地产投资过热、稳定房价, 国务院出台了系列政策。然而, 就目前现实情况来看, 政府宏观调控并未从实质上维持房价的相对稳定以及实现房地产市场的供求关系平衡。此外, 房价的过快增长易造成刚需者购房难、产业结构失衡、社会资源配置失效等问题。由此可见, 房价的过快增长不仅是经济问题, 更是关系民生的社会问题(陈斌开等, 2016)。

纵观中国住房市场的相关研究可以发现, 现有研究多聚焦于人口(况伟大, 2010)、人力资本(陈斌开和张川川, 2016)、收入(Man Hui & Gu, 2009)、货币(Kim & Park, 2016)、汇率(杜敏杰和刘霞辉, 2007)等因素来阐释中国房价的过快增长。尽管这些研究为我们理解当下中国房价高企的成因提供了有益的见解, 但多集中于需求因素, 从供给端出发的研究比较匮乏, 可见现代城市增长

^{*} 刘修岩, 东南大学经济管理学院, 邮政编码: 210096, 电子信箱: lxuyan320@seu.edu.cn; 杜聪, 东南大学经济管理学院博士研究生, 邮政编码: 210096, 电子信箱: ducongseu@163.com; 李松林, 南京财经大学江苏产业发展研究院, 邮政编码: 210046, 电子信箱: lslseu@163.com。本文研究得到国家自然科学基金重点项目“中国经济转型中城镇体系规模分析的形成机制与经济影响研究”(18AJL011)资助。作者感谢复旦大学经济学院范剑勇、吴建峰, 上海财经大学财经研究所张学良、山东财经大学经济学院秦蒙等学者的宝贵意见, 感谢匿名评审人给予的建议性建议, 文责自负。

和经济地理文献通常忽视住房供给(Fu et al.,2008) 。为了全面探究房价过快增长问题的根本,供给端的深入考量不可或缺,且相比于需求端而言,供给端对于房价的影响更为关键(Glaeser et al.,2006) 。因为,即便排除了需求的影响,在地方政府实施“住房饥饿供应”的政策下,房价增长将依然强劲;此外,即使控制了需求端因素,房价变动在不同市场常常表现出巨大的差异(Mayer & Somerville,2000) 。因此,本文试图从住房供给的角度来阐释中国高房价的原因。

研究住房供给,一个好的切入点便是研究住房供给弹性(housing supply elasticity) 。住房供给弹性的定义为价格变化百分之一引起的住房供给量变化的百分比(刘洪玉等,2012) ,它代表着一个城市的住房供给响应能力,并对房价增长与住房需求冲击之间的关系构成重要影响(刘学良,2014) 。同时,Glaeser et al. (2006) 也指出,住房供给弹性差异有助于解释生产率增长是使得城市规模变得更大,还是带来更高的工资以及更昂贵的住房价格。城市的住房供给弹性越小,其房价增速往往越快,此时生产率提升带来的结果为房价迅猛增长,这造成集聚的红利大多被房地产开发商所攫取。因此,科学评估中国住房供给弹性的真实水平对调控房价具有深刻意义,这也是本文研究的重点之一。此外,我们还重点关注住房供给弹性存在异质性的根源,基于美国市场进行研究的学者们广泛认同代表人为因素的土地利用规制对住房供给产生重要影响(Saks et al.,2008; Gyourko & Molloy,2014) ,Saiz(2010) 则强调了自然地理约束在影响美国住房供给弹性中的重要作用。因此,自然地理约束与土地利用规制等因素对于中国住房供给弹性存在何种影响也是本文讨论的另一重要问题。

在现有文献中,国外学者对国际、国家及区域层面的住房供给弹性进行了估计,发现土地利用规制、不可开发土地比例、人口密度等因素对供给弹性具有显著影响(Goodman,1998; Malpezzi & Maclellan,2001; Green et al.,2005; Saiz,2010) 。在与本文最为相关的一篇文献中,Saiz(2010) 测度了美国各大都市区的不可开发住宅土地比例,并发现地理约束是美国大都市区住房供给弹性的重要决定因素。然而,关于中国住房供给弹性的深入研究并不多见。Fu et al. (2008) 基于中国 85 个城市的数据,重点考察了住房供给弹性的决定因素,而未对供给弹性本身进行具体估计。邹至庄和牛霖琳(2010) 基于联立方程框架估计发现,中国住房存量总供给的价格弹性约为 0.83,说明我国住房供给比较缺乏弹性。刘洪玉和杨帆(2012) 研究得出,中国 67 个主要城市的住房市场存量弹性均值为 0.41。刘学良(2014) 估计得到,中国 35 个大中城市的住房供给弹性为 2.65,并进一步研究发现城市经济密集度和土地开发管制是中国住房供给弹性两大主要影响因素。Wang et al. (2012) 指出,中国 35 个大中城市层面的供给弹性均值为 2.8—5.6,并发现地理、经济与监管等因素是决定住房供给弹性变动的重要原因。上述文献对反映中国城市的住房供给作出了重要贡献,但他们的研究存在如下不足之处:一是所采用的国家层面或几十个大中城市数据的样本量均不够充足,未能全面反映中国城市的住房供给弹性水平;二是大多未能充分考虑变量的内生性影响,致使弹性估计结果可能有偏;三是供给弹性的影响因素指标选取有待改进,如 Wang et al. (2012) 测度的不可开发土地比例方法不够精确,对政府规制指标的突出不够等。

鉴于此,本文主要基于数字高程模型数据与微观土地交易数据,对城市住房供给弹性进行了全面估计,同时考虑到可能存在的内生性问题,运用工具变量法考察了自然地理约束与土地利用规制对中国住房供给弹性的影响。本文余下部分安排如下:第二部分为理论模型;第三部分为指标与计量模型构建;第四部分为基本的实证结果;第五部分进一步分析了中国容积率规制的内生性机理,并在克服其内生性问题之后再次估计中国城市的住房供给弹性;最后是研究结论。

二、理论模型

本文在 Saiz(2010) 模型的基础之上,通过引入容积率规制强度这一变量,构建了一个包含自然地理约束和土地利用规制的单中心城市模型,以考察二者与住房供给弹性的关系。为了方便分析,

我们假设城市内部的居民是无差异的,且具有相同的偏好;开发商所面临的市场结构是完全竞争的,且从地方政府手中获取土地(Jiang et al.,2009)。

(一) 消费者

依据城市经济学的经典设定, i 城市居民的总消费 C_i 等于城市舒适度 A_i 和个人消费的总和,而个人消费则等于工资 w_i 减去租金和通勤成本。因居民是同质的,故均衡状态下城市中每一地点上的消费者效用都相同。为分析简便,假定城市中的每个居民均住在单独的一套房子中,此时城市人口数量 pop_i 等于住房数量 H_i 。消费者效用函数可表示为:

$$U(C_i) = (A_i + w_i - r'/\bar{h}_i - T \cdot d)^{\rho} \quad (1)$$

在此处,借鉴 Gaigné et al. (2012) 的做法,将住房建筑物的宅基地面积(lot size) 标准化为 1, $\bar{h}$ 为法定容积率,^①其代表住房建筑物实际可达的楼层数(也即人口密度),此时每个房屋所分摊的宅基地面积为 $1/\bar{h}_i$; r' 为单位土地的租金成本, T 代表单位距离的通勤成本, d 则指代消费者居住地到城市中心 CBD 的距离。传统的 A-M-M 模型中定义了非套利条件下的租金梯度:所有城市居民通过竞争土地市场来获得效用,土地租金在市中心位置时达到最高,因此单个消费者所支付的土地租金($r = r'/\bar{h}_i$) 可用函数式表示为 $r(d) = r(0) - T \cdot d$ 。

根据经典的 Alonso 模型(1964) 的设定,城市形态可看作半径为 R_i 的圆形。对于在城市开发的住房而言,一方面,房屋地基的选取必然建立在可开发的土地面积之上,换言之,会受到自然地理条件的约束;另一方面,住房建设可以基于固定地基“向上”发展,但其发展程度将受到政府法定容积率(最高) 限值 $\bar{h}_i$ 的规制。对此,本文将城市的可开发土地比例记为 θ_i ,此时城市半径 R_i 可通过住房数量、可开发土地比例和法定容积率的函数来表示:

$$R_i = \sqrt{\frac{H_i}{\pi \theta_i \bar{h}_i}} \quad (2)$$

在此特别说明的是,本文的不可开发土地包含两部分:一是受自然地理约束而难以开发的区域,二是因政府的耕地保护政策而限制开发的地区。

在开放城市系统中,消费者可以自由迁移,从而均衡时不同城市的消费者具有相同的效用。为分析方便,此处将均衡时的效用 $\bar{U}_i$ 归一化为零,则有 $\bar{U}_i = (A_i + w_i - r'/\bar{h}_i - T \cdot d)^{\rho} = 0, \forall i$ 。此外,城市经济学的主流文献认为,舒适度 A_i 和工资 w_i 均与城市人口 pop_i 紧密相关,因此,在此处,我们将舒适度以及工资写成人口规模的函数: $A_i = \bar{A}_i - \alpha \sqrt{pop_i}, w_i = \bar{w}_i - \beta \sqrt{pop_i} (\alpha, \beta \geq 0)$,其中 $\bar{A}_i$ 代表城市的外生舒适度, α 为边际拥堵成本的调节参数,舒适度随着城市人口数量的增加而下降; $\bar{w}_i$ 代表城市的外生工资, β 表示工资对劳动力供给变化的敏感系数,工资随着劳动力供给数量的增加而下降(Rosen,1979; Roback,1982)。由于房价 P 等于租金的资本化,即 $P(d) = r(d)/I$,其中 I 为贴现利率。基于上文中人口数量与住房数量相等的假定,将舒适度和工资函数同时代入空间一般均衡方程,可得居住在城市中心 CBD 的消费者的住房需求方程式为:

$$\sqrt{H_i} = \frac{\bar{A}_i + \bar{w}_i}{\alpha + \beta} - \frac{I}{\alpha + \beta} P(0) \quad (3)$$

(3) 式中 $P(0)$ 表示城市中心 CBD 的房价,该式表明舒适度或工资等外部需求冲击将引起局部均衡模型中的需求曲线发生移动,本文以此来估计住房供给价格弹性。

(二) 开发商

开发商以每单位为 $LV(d)$ 的土地市场价购入开发土地,并对住房进行开发。单位土地上建造

^① $\bar{h}$ 代表住房建筑物的容积率,地块的法定容积率由地方政府设定,并包含上限和下限,其中设定下限的原因可能是地方政府为了限制豪华别墅等低密度住房的建设,但容积率下限通常是非约束条件,因此本文关注的法定容积率特指法定容积率上限。

的住房数量记为 $N(h)$, 且为凹函数 ($N'(h) > 0, N''(h) < 0$), 开发过程中花费的建造成本为 $C(h)$, 且为凸函数 ($C'(h) > 0, C''(h) > 0$), 完工后以价格 $P(d)$ 出售给消费者, 最终开发商在单位土地上收获的经济利润 F 可表示为:

$$F = P(d) \cdot N(h) - C(h) - LV(d) \quad (4)$$

此时, 开发商的最优容积率 h^* 由 (4) 式的一阶条件决定 $P(d) \cdot N'(h) = C'(h)$ 。在市场均衡时, 竞争性开发商的利润为 0, 由此得到均衡时的单位住房价格为 $P(d) = C(h^*)/N(h^*) + LV(d)/N(h^*)$ 。然而, 在现实中的住房开发通常会受到政府所设置的法定容积率 $\bar{h}$ 的规制, 当面临外生的容积率规制时, 开发商的单位住房价格为 $P(d) = C(\bar{h})/N(\bar{h}) + LV(d)/N(\bar{h})$ 。

根据房价与租金的关系, 进一步可得, 消费者支付的单位土地总租金为 $r(d) = I \cdot C(\bar{h})/N(\bar{h}) + I \cdot LV(d)/N(\bar{h})$ 。在圆形城市假定中, 城市的土地租金均值 $\bar{r}$ 等于距离市中心三分之二半径处 ($d = 2/3R$) 的土地租金,^①而城市的房价均值亦如此, 所以房价均值可用函数表示为:

$$\bar{P}_i = C(\bar{h}_i)/N(\bar{h}_i) + \frac{T}{3I} \sqrt{\frac{H_i}{\pi \theta_i \bar{h}}} \quad (5)$$

(5) 式反映了城市平均房价和住房数量的关系, 即为住房供给方程式。

(三) 住房供给弹性及其影响因素

首先考察不可开发土地比例对住房供给弹性的影响。由 (5) 式可得, 住房供给弹性的倒数——住房供给反弹性 (inverse elasticity) 为 $\beta_i = \partial \ln \bar{P}_i / \partial \ln H_i$ 。^② 类似于住房供给弹性的定义, 住房供给反弹性为住房供给量变动的百分之一引起的房价变化百分比。那么, 不可开发土地比例对住房供给弹性的影响可由下式决定:

$$\frac{\partial \beta_i}{\partial \theta_i} = - \frac{C(\bar{h}_i) T \sqrt{\frac{H_i}{\pi \theta_i^3 \bar{h}_i}}}{12 I (\bar{P}_i)^2 N(\bar{h}_i)} < 0 \quad (6)$$

考虑商品的稀缺性, 显而易见, 在同等条件下土地可开发比例下降会致使住房价格的上升 ($\partial \bar{P}_i / \partial \theta_i < 0$)。(6) 式表明, 可开发土地比例与住房供给反弹性成反比例, 即自然地理约束、政府耕地保护约束都与住房供给弹性负相关, 其原因是城市的可开发土地越有限, 其可用于提供住房开发的面积越少, 这一事实会强化地方政府减少住房供给的意愿, 减缓住房市场面临需求冲击时的供给反应速度, 从而降低城市的住房供应弹性。

命题 1: 在中国城市住房市场中, 自然地理约束及政府的耕地保护约束都与住房供给弹性具有负相关关系。

接着考察容积率规制强度高低对住房供给弹性的影响。需要说明的是, 法定容积率 $\bar{h}$ 与容积率规制强度在数值上有所区别, 前者指的是地方政府出于自身净收益最大化的考虑, 而设置的容积率限值; 后者则指的是开发商的最优容积率 h^* 与政府提供的法定容积率 $\bar{h}$ 的比值, 且通常 $\bar{h} < h^*$ (Brueckner et al., 2016)。本文关注的是容积率规制强度, 并将最优容积率与法定容积率的比值设为 a ($a = h^*/\bar{h}$), a 越大, 表示最优容积率 h^* 与法定容积率 $\bar{h}$ 相差得越大, 此时容积率规制强度越高。此外, 由于单位土地面积建造成本为 $C(h)$ 为凸函数, 所建住房数量 $N(h)$ 为凹函数, 为了推导方便, 我们将其分别设为 $C(\bar{h}) = \bar{h}^\lambda, N(\bar{h}) = \bar{h}^\gamma$, 其中 $\lambda > 1, 0 < \gamma < 1$, 此时, 容积率规制强度对住房供给弹性的影响可由 (7) 式决定:

① 限于篇幅, 理论模型推导过程在正文中未作展示, 有兴趣的读者可向作者获取, 下同。

② 需要说明的是, 根据模型设定的需要, 下文实证部分模型的估计结果 β 为住房供给的反弹性, 需要对其取倒数得出住房供给弹性。

$$\partial\beta_i/\partial a = \frac{(2\lambda - 2\gamma + 1) a^{(\gamma-\lambda-1/2)} h_i^{*(\lambda-\gamma)} T \sqrt{\frac{H_i}{\pi\theta_i h_i^*}}}{12I(P_i)^2} > 0 \quad (7)$$

上式表明容积率规制强度与住房供给反弹性成正比例,即容积率规制强度与住房供给弹性负相关。其原因是,容积率规制强度越大,则房地产商在单位土地面积上可进行开发的住宅数量越少,致使住房供给量减小,从而降低城市的住房供给弹性。

命题 2: 容积率规制强度越强的城市,其住房供给弹性越低。

三、指标构建与计量模型

(一) 自然地理约束不可开发土地的测度

部分学者在经济学研究中意识到地理条件与经济发展存在相关性(Burchfield et al.,2006),其中 Saiz(2010) 制定了一项用于衡量美国大都市区中受自然地理约束而不可进行住宅开发的区域面积测量方法,^①这为本文全面测度中国不可开发土地比例提供了科学的依据。然而,中国城市的土地属于国有性质,各地方政府独立负责城市建设用地的供给,即城市土地的开发在中国具有严格的行政区划限制,所以 Saiz(2010) 使用的基于城市中心以 50 公里为半径“圈定”城市范围的做法不适用于中国情形。考虑到以上事实,在 Saiz(2010) 的方法基础上,改用各城市的行政区划界线作为城市边界。^②当然,需要说明的是,本文所研究的城市概念特指地级市的市辖区部分,因为中国城市市辖区在功能定义上更类似于美国的大都市区(Desmet & Rossi-Hansberg,2013)。据此,本文认为中国城市的自然地理约束面积等于城市市辖区行政区划内坡度超过 15% 的坡地区域面积 A_s 以及湖泊、河流、湿地与其他水体等面积 A_w 的总和,其在城市市辖区总面积 A 中的占比即为该城市的受自然地理约束而不可开发的土地比例(nature):

$$nature = \frac{A_s + A_w}{A}$$

本文基于 90 米分辨率的数字高程模型(DEM)数据和 2009 年土地利用类型数据,使用 ArcGIS 软件分别测算得出坡度超过 15% 的土地份额和水体(湖泊、河流、湿地等)面积。各地级市市辖区层面的行政区域面积数据来源于 2011 年《中国城市统计年鉴》。

(二) 住房存量的度量

从住房存量定义出发,某一年份城市的住房存量面积 H_s 等于该年城市人均住房建筑面积 A_p 与人口数 pop 的乘积加上该年住宅竣工量中未售出部分面积 A_{us} 并扣除折旧部分 A_d :

$$H_s = A_p \times pop_t + A_{us} - A_d$$

然而,中国城市住房存量数据难以获得,尤其是住宅竣工量中未售出部分的面积 A_{us} 和折旧部分 A_d 不易获取,这也是现有文献仅选取可得的数十个大中城市数据为样本进行研究的重要原因。在现有学者的研究基础之上,本文以人均住房建筑面积与城市人口的乘积作为当年住房存量的替代指标。诚然,该替代指标存在一定误差,但其显然能在很大程度上代表住房存量,且误差的影响较低,因为一是从数值量级上看,误差部分相较于存量值而言甚微,二是本文的核心变量为样本期内的住房存量增长率,因而误差经两个年份的差分后会进一步降低。上述用以测算住房存量面积

① Saiz(2010) 将美国不可开发住宅土地主要分为三部分:一是根据建筑发展指南认定斜率超过 15% 的坡地将严重制约建筑开发,属于不可开发区域,二是城市中心 50 公里半径内湖泊、河流、湿地与其他水体区域,三是城市中心 50 公里半径内海洋所对应的面积。

② 由于本文只考虑行政区划的陆地面积,所以无须考虑海洋面积的影响。

的相关数据均来自《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》。

(三) 住房价格的选取

严格来说,由于本文的研究对象特指城市的市辖区部分,住房价格指标应选用市辖区的住房均价,但在现有统计数据库中未能获取该数据,因此本文选取地级市总体的房价作为替代。尽管地级市总体与其市辖区部分的房价存在些许误差,但同上文住房存量的衡量,替代指标具有较好的代表性,且存在的误差可忽略不计。城市平均房价通过住宅房屋销售额除以对应销售面积计算获得,数据来源于《中国区域经济统计年鉴》。

本文首先旨在评估自然地理约束与住房供给弹性两者之间的关系,以验证上文提出的研究命题1。依照理论模型推导结果,外部需求冲击会引起局部均衡模型中的需求曲线发生移动,此时房价增长对于住房数量增长的弹性即可反映住房供给的反弹性(inverse elasticity)。需要说明的是,本文在实证部分将建造成本看成常数,不随时间变化而改变,由此设定基本回归模型如下:

$$\Delta \ln \bar{P}_{it} = \alpha + \beta_i \Delta \ln H_{it} + \sum G_i^j + \varepsilon \quad (8)$$

其中,被解释变量 $\Delta \ln \bar{P}$ 与解释变量 $\Delta \ln H$ 分别为城市平均房价(下文统称为房价)对数差分 and 住房数量的对数差分,下标 i 代表城市, t 指代 2005 年与 2013 年。此外,我们控制了反映城市区域特征的东部和中部地区城市虚拟变量 G_i , α 为常数项, ε 为随机误差项。

为表征自然地理约束与供给弹性的联系,以上回归模型可进一步设定为:

$$\Delta \ln \bar{P}_{it} = \alpha + \bar{\beta} \Delta \ln H_{it} + \beta^n \cdot nature_i \cdot \Delta \ln H_{it} + \sum G_i^j + \varepsilon \quad (9)$$

其中,各城市的自然地理约束指标 $nature_i$ 对于房价变动为外生变量,它与住房变化量的交互项系数 β^n 反映了自然地理约束对住房供给弹性的调节效应, $\bar{\beta}$ 为总体平均效应,此时住房供给的反弹性(inverse elasticity)方程可以表示为 $\beta_i = \bar{\beta} + nature_i \cdot \beta^n$ 。

在此基础上,为了进一步探究人口规模在自然地理约束影响供给弹性过程中的调节效应,我们将上述回归模型继续拓展如下:

$$\Delta \ln \bar{P}_{it} = \alpha + \bar{\beta} \Delta \ln H_{it} + \beta^n \cdot nature_i \cdot \Delta \ln H_{it} + \beta^{n,p} \cdot \ln(pop_{t-1}) \cdot nature_i \cdot \Delta \ln H_{it} + \sum G_i^j + \varepsilon \quad (10)$$

上式中, $\ln(pop_{t-1})$ 代表城市人口规模的滞后期变量的对数, $t-1$ 在方程中指代 2000 年,^①选择滞后期而非当期指标的原因为滞后期变量可尽量减少人口规模可能存在的内生性,数据来自中国第五次人口普查数据库,此时供给反弹性方程更新为 $\beta_i = \bar{\beta} + nature_i \cdot \beta^n + \ln(pop_{t-1}) \cdot nature_i \cdot \beta^{n,p}$ 。

四、实证结果

(一) 自然地理约束对住房供给弹性的影响

本文首先基于最小二乘法 OLS 对模型(8)进行回归,得到的结果如表1中第(1)列所示。从该列结果可以发现,本文的核心解释变量——住房变化量的回归系数显著为正,表明房价变动与住房存量变化呈正相关关系。据此推断可得,不考虑内生性问题时的中国城市住房供给弹性(住房供给反弹性的倒数)约为 9.21(=1/0.1086),远大于临界值 1,即住房供给似乎相当富有弹性。显然,上述估计的供给弹性有悖于中国城市的房价快速上涨这一事实,究其原因,这可能源于运用 OLS 估计模型(8)的做法忽视了内生性问题:众所周知,一座城市的住房市场中,住房数量出现增

^① 使用人口普查数据中的市辖区城镇常住人口来反映 2000 年城市人口规模。现有《中国城市统计年鉴》等公开统计资料上公布的市辖区户籍人口难以反映真实的城市人口规模,进而会对住房存量的精确测度带来困难。相对而言,指标选取市辖区城镇常住人口比市辖区户籍人口更优。

长会引起房价变动,同时房价上涨也将通过影响消费者需求的渠道对城市新建住宅建设数量产生影响,可见住房变化量与房价增长存在互为因果联系。此外,实际观测的房价及住房数量数据均体现的是局部均衡模型中供给与需求的均衡值,所以无法直观判定计量模型中的住房变化量究竟是指代需求变动抑或供给变动。

鉴于此,本文遵照 Glaeser et al. (2006)、Saks(2008)、Saiz(2010) 以及 Brueckner et al. (2016) 的研究,选取冬季平均气温和 Bartik 指数作为住房存量变动的工具变量,以克服显著的内生性问题。选取冬季平均气温作为住房存量变动的外生需求冲击来源的机理在于:冬季平均气温比较高的城市,其舒适度较高,从而有利于吸引人口的流入,而人口流入所引发的需求冲击会直接影响该城市住房存量的变动。例如,基于美国城市的研究表明,冬季比较温暖的地区,其人口增长更快 (Rappaport,2007)。而对中国的研究也发现,人们更愿意选择到具有更温和的冬季气温的宜居城市中居住 (Zheng et al.,2009),因此冬季气温比较高的城市更有利于吸引移民 (陆铭等,2014)。此外,陆铭等 (2014) 的研究还表明,冬季平均气温只会通过影响移民进入这一渠道来影响房价。由此可见,在中国的制度背景下,运用冬季平均气温作为住房存量变动的工具变量是合适的。而 Bartik 指数也是城市经济学文献中用来反映外部需求冲击来源的经典工具变量 (Glaeser et al.,2006; Saks,2008),它作为住房存量变动的工具变量的合理性在于,该指数从每个城市的产业组成出发来预测劳动力需求的变动,因此与住房存量变动具有较强的相关性,同时它反映的又是本地城市之外的产业就业增长,具有良好的外生性。冬季平均气温数据根据国家气候中心提供的 743 个常规站点 1970—2010 年间气候数据计算而得。各城市 Bartik 指数是借鉴 Saks (2008)、Brueckner et al. (2016) 的构建方法,使用 2005—2013 年《中国城市统计年鉴》中市辖区层面分行业就业数据计算得到。

表 1 自然地理约束与住房供给弹性的关系的回归结果

变量	OLS	IV_LIML		
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \ln H$	0.1086 ** (0.0533)	1.9760 *** (0.7095)	1.2016 *** (0.4595)	
$nature \times \Delta \ln H$			0.8672 ** (0.3540)	0.3138 (0.3647)
$\ln(pop_{-2000}) \times$ $nature \times \Delta \ln H$				0.2379 ** (0.1208)
<i>East</i>	-0.1094 *** (0.0330)	-0.0337 (0.0829)	0.0317 (0.0748)	-0.0201 (0.0495)
<i>Middle</i>	-0.0569 * (0.0327)	0.0113 (0.0813)	0.0756 (0.0731)	0.0519 (0.0500)
<i>_cons</i>	1.0336 *** (0.0418)	-0.1483 (0.4528)	0.1356 (0.3020)	0.8347 *** (0.0744)
第一阶段 F 统计值	—	5.710	4.530	27.120
Stock-Yogo weak ID F test 15% maximal LIML size		5.330	3.870	3.870
样本量	269	269	264	264
R^2	0.0572	—	—	—

注:表中括号内为标准误差值;*、**和***分别代表估计系数在10%、5%和1%置信水平上显著,下表同。

需要说明的是,为了克服潜在的弱工具变量问题,本文借鉴 Combes et al. (2019) 的做法,基于 LIML 估计该工具变量回归结果。因为相对于 2SLS, LIML 对于弱工具变量更不敏感,假使存在弱工具变量, LIML 估计值通常所受影响较少(方颖和赵扬, 2011; Combes et al., 2019)。表 1 的第(2)列汇报了基于 LIML 的工具变量回归结果。从该列可以看出,住房变化量的系数为 1.9760,且在 1% 水平下显著。这表明在考虑内生性后,中国城市的平均住房供给弹性为 0.5061 ($= 1/1.9760$),该结果与刘洪玉等(2012)所估计的住房供给弹性结果较为一致,且与中国当下房价高企的事实相符。这意味着,中国城市的住房供给在整体上呈现相对缺乏弹性的特征(平均供给弹性小于 1)。而美国的供给弹性估值范围约为 1—8 (DiPasquale & Wheaton, 1994; Green et al., 2005; Saiz, 2010),相比之下,中国城市的住房供给更加缺乏弹性。

表 1 的第(3)列控制了自然地理约束比例与住房变化量的交互项,以考察自然地理约束对住房供给弹性的影响。从第(3)列的结果可以看出,自然地理约束不可开发土地比例与住房变化量的交互项回归系数为正,且在 5% 水平下显著。这一结果表明,在中国,自然地理约束是影响住房供给弹性的重要原因,且自然地理约束越强的城市,其住房供给弹性越小,即本文的命题 1 成立。究其原因,对于中国当下的城市而言,自然地理约束在决定该地区可开发土地面积的同时,也决定了当地政府在行政区划内可用于开发土地资源的上限。这种因自然地理约束所导致的城市土地稀缺性,会直接迫使政府采取提高土地价格或减少土地供给的措施,前者会通过抬高地价门槛,从而抑制房地产开发商对于住宅开发的意愿,进而降低城市的新建住房数量;而后者则是直接降低房地产开发的土地指标,致使房地产商处于无地可开发的局面,从而降低城市的住房供给弹性。将该结果与 Saiz (2010) 的研究对比后发现,自然地理约束对中国和美国城市的住房供给均产生了显著的抑制作用,虽然中国城市和美国大都市区的不可开发土地比例差异较小(分别为 0.2756 和 0.2610),但中国城市的住房供给弹性却远低于美国大都市区。因此,仅仅分析自然地理约束还不能完全厘清中国当下低供给弹性以及高房价背后的原因。后文将基于中国土地市场中特有的制度本身,来剖析决定中国住房供给弹性的其他根源。在此之前,我们先探讨城市规模对住房供给弹性的影响,以观察大小城市之间住房供给弹性是否存在显著差异。

表 1 的第(4)列是考察人口规模调节效应的回归结果。^① 为了消除可能的内生性影响,我们选取 2000 年各个城市市辖区城镇人口,作为城市人口规模的替代指标。从第(4)列的结果可以看出,城市人口规模、自然地理约束比例与住房变化量三者的交互项回归系数为正,且在 5% 水平下显著,这表明人口规模越大的城市,其住房供给越受自然地理约束的制约。造成这一结果的可能原因是,在城市的发展初期,其人口规模较小,从而市场上住房需求冲击力度较低。与此同时,在房地产市场尚未“饱和”的情境下,当地政府受自然地理约束影响较为微弱,可以保证足够的住房供给数量,此时自然地理约束效力暂未凸显。而随着人口规模的不断扩大,该城市的住房需求冲击也逐步增强,使得政府供地受限于自然地理约束的压力日趋加大,决策风向转为压缩住房供地指标,最终造成住房供给对于需求冲击反应的“失敏”现象。由此可见,自然地理约束对住房供给弹性的影响,在不同规模的城市之间存在显著的异质性,且在同等自然地理约束水平下,大城市的住房供给弹性要比小城市的更低,这同样与当下大城市具有高房价的事实是一致的。

(二) 耕地保护约束对住房供给弹性的影响

中国城市的住宅土地供给,除受到自然地理约束外,政府的耕地保护政策也是重要的刚性约束

^① 本文不能拒绝总体平均效应系数 β 等于 0, 因为我们尝试了在考察人口规模调节效应的模型中加入住房变化量时,发现其回归系数不显著。基于此,对表 1 的第(4)列模型进行估计时,设定 $\beta = 0$, 仅关注自然地理约束以及人口规模对住房供给弹性的调节影响,该做法基本不影响模型所要估计的系数,下同。

来源。^① 囿于人口众多、人均耕地稀缺的国情,中国承受的耕地保护压力显著高于大多数国家,因而耕地被称为中国最为宝贵的资源。为了坚守耕地红线,中央政府制定并颁布了堪称世界上最为严格的耕地保护政策。现行耕地保护政策以《全国土地利用总体规划纲要》为总体框架,包含规定区域最低耕地保有量、基本农田保护面积与新增建设用地年度供应计划的土地配额制度,严格对农用地转化行为进行审批的土地用途管制制度以及确保耕地总量动态平衡的耕地占用补偿制度等重要组成部分,由中央政府垂直领导并经地方政府统一实施。具体而言,中央政府负责统筹全国耕地保护活动,包括规划地方土地配额、审批耕地转化以及督查耕地占补是否完成;地方政府凭借对耕地的数量及质量具有信息优势,作为中央政府的“委托代理人”执行中央政府耕地保护的权责,同时,中央政府将 18 亿亩耕地红线作为政治任务贯穿而下,实行各级政府负责人问责制(谭明智, 2014),耕地保护绩效也是地方政府绩效的一部分。

对于耕地保护政策的指标选取,最为本质的衡量指标应当是市辖区范围内的耕地红线面积占比,占比越高代表因受政府保护而不可开发的耕地约束越严,此时可待开发的耕地越为稀缺。然而,现实中无法获取市辖区层面固定不变的耕地红线指标,因此采取了替代性的衡量方式,以样本基期 2005 年的市辖区人均耕地面积来反映耕地保护约束。本文基于 2005 年中国 $1\text{km} \times 1\text{km}$ 栅格的土地利用现状遥感监测数据,^②利用 ArcGIS 软件测算出各市辖区层面的耕地面积。此外,为增强研究的稳健性,作者还通过手工收集中国各城市市政府或其所属国土资源局网站上公示的《土地利用总体规划(2006—2020)》文本,整理出城市市辖区层面的规划期末“耕地保有量”与“基本农田保护面积”约束指标作为受保护约束的耕地面积,从而计算得到市辖区范围内耕地保有量比例与基本农田保护面积比例,该比例越高,表示耕地保护约束程度越强。

表 2 耕地保护约束与住房供给弹性的关系的回归结果

变量	IV_LIML					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta \ln H$	1.9800 *** (0.7029)	3.5064 (2.1896)	14.6938 (59.8564)			
$protection \times \Delta \ln H$	-0.0391 * (0.0219)	0.9385 (0.7381)	5.7756 (25.1506)	-0.1083 (0.0837)	-1.3821 ** (0.6607)	-0.9428 *** (0.3643)
$\ln(pop_{-2000}) \times$ $protection \times \Delta \ln H$				0.0459 (0.0328)	0.1895 ** (0.0923)	0.1276 ** (0.0515)
<i>East</i>	-0.1128 (0.0825)	0.0486 (0.1707)	0.8742 (4.1193)	-0.0564 (0.0460)	0.1104 (0.1334)	0.0134 (0.0817)
<i>Middle</i>	-0.0356 (0.0777)	-0.1098 (0.1521)	-0.1613 (0.9451)	-0.0389 (0.0357)	0.0940 (0.1038)	0.0142 (0.0671)
<i>_cons</i>	-0.0479 (0.4077)	-0.1519 (0.7720)	-1.4861 (9.1459)	0.9956 *** (0.0668)	0.4061 (0.3413)	0.5637 *** (0.2141)
第一阶段 F 统计量	5.210	4.320	4.210	14.420	5.590	7.300
Stock-Yogo weak ID F test 15% maximal LIML size	3.870	3.870	3.870	3.870	3.870	3.870
样本量	266	241	245	266	241	245

① 这里要感谢审稿人提供的建议和研究思路。

② 土地利用现状遥感监测数据来源于中国科学院资源环境科学数据中心: <http://www.resdc.cn/Default.aspx>。

表 2 的第 (1) 列在上文的基础上控制了以人均耕地面积为指标的耕地保护约束 (*protection*) 与住房变化量的交互项, 以进一步考究耕地保护约束对住房供给弹性的影响。从该列的结果可知, 人均耕地面积与住房变动量的交互项系数为负, 且在 10% 的水平下显著。这表明, 耕地保护约束也是影响中国住房供给一个重要因素, 并且人均耕地面积越少即耕地保护约束越强的城市, 相应的住房供给弹性越低。其影响机制在于, 一座城市在受到自然地理约束的前提下, 人均耕地面积越少, 意味着耕地红线外的可开发耕地越为稀缺, 此时城市区域内可待开发的土地资源上限被进一步限定, 这促使地方政府降低征用耕地的行为意愿。表 2 的第 (2)、(3) 两列则分别控制了以耕地保有量比例、基本农田保护面积比例为指标的耕地保护约束与住房变化量的交互项, 同样用以考量耕地保护约束对住房供给弹性的作用。由两列回归结果可以看出, 基本农田保护面积比例、耕地保有量面积比例与住房变化量的交互项的回归系数均为正, 这表示理论上两项耕地保护约束指标越大, 城市的住房供给弹性越小, 与第 (1) 列中得出的耕地保护约束会对住房供给弹性产生抑制作用的结论相符。表 2 的后三列主要考察人口规模对于耕地保护约束对住房供给弹性所起影响的调节效应。从结果可以发现, 城市人口规模、住房变化量与耕地保有量的交互项, 以及二者与基本农田比例的交互项的回归系数均为正, 且均在 5% 水平下显著。这表明, 总体而言, 城市的人口规模越大时, 其住房供给受到耕地保护的制约越强, 即与自然地理约束一样, 耕地保护约束对住房供给弹性的作用, 也在不同规模的城市间存在差异。

(三) 容积率规制强度对住房供给弹性的影响

中国的住房供给弹性不仅受到住宅用地供给约束——不可开发土地比例的影响, 而且还受到中国特色的土地利用规制的制约。在中国, 土地利用规制是政府部门依照法规对土地利用所进行的相关规划与限定, 目前尚不存在类似于美国反映土地利用规制的 WRI 指数的衡量指标, 一些研究指出, 容积率 (*FAR*) 规制是中国最为重要的土地利用规制形式之一 (Cai et al., 2017; Brueckner et al., 2016)。本文主要以 *FAR* 规制视角反映中国的土地利用规制政策, 重点关注地方政府在城市建设用地开发管理中的 *FAR* 规制对房地产市场产生的影响。

容积率 (*FAR*) 是表述土地利用强度的一项重要指标, 在《城市规划基本术语标准》中被定义为项目规划建设地块范围内总建筑面积与总用地面积的比率, 相对应地, 土地利用强度控制政策中的核心约束指标是法定 *FAR* 上限, 这个数值实际上可看作对建筑物高度的限制 (Bertaud & Brueckner, 2005)。自 20 世纪 80 年代末起, 法定 *FAR* 一直被中国政府作为城市控制性详细规划中规定性指标的核心, 中国现有的 *FAR* 规制政策可概括为以控制性详细规划为载体、以行政审批为特点的管制体系。第一步, 每年根据城市土地储备机构制定的土地利用规划指导方针, 规划部门负责完成编制控规的组织工作, 待控规草案得到上一级政府部门批准通过后, 每一块土地的法定 *FAR* 标准也随之生效; 第二步, 在承认法定 *FAR* 等规划条件的前提下, 土地得以通过挂牌、协议出让、招标和拍卖等方式许可出让, *FAR* 规制也从控规文件上的数值转为现实管制; 第三步, 城乡规划主管部门根据《建设用地容积率管理办法》的要求, 在核实建设工程时将严格审查 *FAR* 指标是否超标, 并将其作为工程竣工验收的前置条件, 如果开发项目违反规制要求, 将受到停工改正甚至拆除没收的责任追究。若开发商想要超越法定 *FAR* 标准进行开发建筑, 则必须首先向当地政府提交 *FAR* 调整应用程序, 而该行政审批程序相当复杂和耗时, 超过一年的时间极为常见, 这对寻求 *FAR* 大幅调整的开发商而言成本巨大 (Cai et al., 2017)。

需要说明的是, 本文以 *FAR* 规制强度这一指标表征中国的 *FAR* 规制, 城市的规制强度越高, 则表明其 *FAR* 规制实施越严格。由上文理论部分可知, *FAR* 规制强度即为开发商的最优容积率 h^* 与政府提供的法定容积率 $\bar{h}$ 的比值 a , 因此, *FAR* 规制强度越高, 则法定 *FAR* 越低, 单位土地上允许开发商建造的住宅数量越少。然而, 由于现实中无法观测最优容积率 h^* , 因此我们不能直接测度 *FAR* 规制强度值 a 。而 Brueckner et al. (2016) 通过理论证明发现, 地价 *LV* 对法定容积率 $\bar{h}$ 的弹性

系数与最优容积率 h^* 与法定容积率 $\bar{h}$ 的比值正相关,由此该弹性系数可以大体上反映一个城市的 FAR 规制强度。^① 本文借鉴他们的思想,并在其基础之上构建了变系数模型(11)对中国城市的地价对法定容积率的弹性进行估计,并依据所得的弹性系数甄别各城市的 FAR 规制强度。将法定 FAR 视为城市特征,使用所有城市的土地交易数据对地价进行回归。

$$\ln LV_{jdt} = \alpha_{idt} + \bar{\lambda} \ln \bar{h}_{jct} + \lambda_i' D_i \cdot \ln \bar{h}_{jdt} + D_i + D_d + D_t + \varepsilon_{jct} \quad (11)$$

其中,被解释变量 $\ln LV$ 为地价的对数,解释变量 $\ln \bar{h}$ 为法定容积率的对数, $\bar{\lambda}$ 为地块对于法定容积率的平均弹性, λ_i' 为地块对于各个城市法定容积率的弹性,下标 j, i, d, t 分别指代地块、城市、城市辖区及年份, D 为虚拟变量,模型内还加入了城市固定效应 D_i 、区固定效应 D_d 及年份固定效应 D_t , ε_{jct} 为随机扰动项,反映 FAR 规制强度的弹性系数的计算公式为 $FARS_i = \bar{\lambda} + \lambda_i' D_i$ 。本文选取的数据集为 2004—2013 年中国 280 余个城市的商品住房用地的土地交易信息,数据来源于中国指数研究院的土地交易数据库。^② 由于缺失数据等因素的存在,对总样本进行排除处理,最终得到的可观测样本数量为 84707 个。基于此,本文对中国各城市的 FAR 规制强度进行全面衡量。

接下来讨论 FAR 规制对中国住房供给弹性的影响,在此将上文的回归模型继续调整为:

$$\Delta \ln \bar{P}_i = \alpha + \beta^n \cdot nature_i \cdot \Delta \ln H_u + \beta^{pro} \cdot protection_i \cdot \Delta \ln H_u + \beta^{fars} \cdot \ln FARS_i \cdot \Delta \ln H_u + \sum G_i^j + \varepsilon \quad (12)$$

其中, $\ln FARS_i$ 表示 i 城市的 FAR 规制强度的对数, β^{fars} 表示容积率规制对住房供给弹性的调节效应。

表 3 容积率规制与住房供给弹性关系的回归结果

变量	IV_LIML							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$nature \times \Delta \ln H$	1.0882 *** (0.3571)		1.2372 *** (0.3805)	0.9782 (0.6257)		2.4683 ** (1.1681)	1.2534 *** (0.3934)	3.8546 ** (1.5239)
$protection \times \Delta \ln H$		-0.0394 * (0.0223)	-0.0356 ** (0.0162)		0.0307 (0.1196)	-0.0472 * (0.0250)	0.0113 (0.0892)	-0.2896 * (0.1608)
$\ln FARS \times \Delta \ln H$	0.8420 *** (0.3002)	1.4988 *** (0.5322)	0.7962 *** (0.2838)	0.9537 ** (0.4058)	1.5874 *** (0.5831)	1.3749 ** (0.5642)	0.8346 *** (0.3092)	1.4075 ** (0.6038)
$\ln(pop_{-2000}) \times nature \times \Delta \ln H$				0.0348 (0.1973)		-0.5100 (0.3244)		-0.9417 ** (0.4080)
$\ln(pop_{-2000}) \times protection \times \Delta \ln H$					-0.0267 (0.0464)		-0.0174 (0.0343)	0.0900 (0.0557)
<i>East</i>	0.0314 (0.0748)	-0.1486 * (0.0869)	-0.0328 (0.0708)	0.0316 (0.0823)	-0.1624 * (0.0961)	-0.0416 (0.0907)	-0.0373 (0.0761)	0.0344 (0.1085)
<i>Middle</i>	0.0793 (0.0734)	-0.0626 (0.0803)	0.0453 (0.0688)	0.0821 (0.0810)	-0.0620 (0.0835)	0.0012 (0.0872)	0.0487 (0.0709)	-0.0037 (0.0932)
<i>_cons</i>	0.1510 (0.2814)	-0.0302 (0.4023)	0.2540 (0.2457)	0.0570 (0.3612)	-0.0622 (0.4286)	-0.0612 (0.4327)	0.2412 (0.2600)	-0.1782 (0.4922)

① 具体模型推导过程可参见 Brueckner et al. (2016), 本文不作具体展开。

② 中国指数研究院(China Index Academy) 网址: <http://industry.fang.com/data/service>。

续表 3

变量	IV_LIML							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
第一阶段 F 统计量	5.120	4.920	5.070	4.950	3.760	4.300	4.230	3.340
Stock-Yogo weak ID F test 15% maximal LIML size	3.870	3.870	3.340	3.340	3.340	3.040	3.340	2.840
样本量	267	266	265	267	266	265	265	265

表 3 的第 (1) — (8) 列均控制了 FAR 规制强度与住房变化量的交互项,以考察 FAR 规制对住房供给弹性的影响。由结果可得, FAR 规制强度与住房变化量的交互项回归系数为正,且在 5% 的水平下显著。该结果表明,容积率规制同样是中国住房供给的重要决定因素,且 FAR 规制越强的城市,其住房供给弹性越低,这充分验证了本文的命题 2。根据 FAR 规制政策的实施过程, FAR 规制影响住房供给弹性的机理主要通过以下三个方面:住房开发数量、开发成本及开发进度。在不违背容积率规制的前提下,其一,法定 FAR 的高低直接决定了地块上房地产项目可开发面积的上限,即新增住房数量将受到约束;其二, FAR 越高时,开发的房屋面积越大,折算到每平方米建筑面积的土地成本越低,反之,建筑的边际土地成本就越高 (Saks, 2008),而成本是影响开发商进行住房项目开发活动的主要影响因素;其三,住房开发过程中需涉及多个与容积率规制相关的规划设计方案和评审,在土地开发完成后,城市规划局必须在该住宅项目挂牌出售前对其进行正式检查,以确保其符合原定容积率规制的标准 (Cai et al., 2017),这也会一定程度上影响住房开发进度。上述三点均关乎一个城市的住房供给响应能力,即对住房供给弹性产生影响。

五、进一步分析

(一) 考虑容积率规制强度为内生变量的分析

上文研究中发现, FAR 规制强度是影响中国住房供给弹性的重要因素。然而,值得注意的是,以上分析结果是在默认 FAR 规制强度为外生变量的前提下所得的,假若 FAR 规制在模型中为内生变量,则即使具备了住房存量变动的合适的工具变量,所得的估计结果依旧是有偏的。为了探究 FAR 规制强度对房价增长是否为内生变量,本文将进一步验证 FAR 规制对房价增长是否存在反向因果联系。法定 FAR 由地方政府决定,因此我们聚焦于政府出让土地时的考虑:通过向开发商出让土地,从而收取土地出让金,且地价越高,土地出让金越多。由于政府同开发商一样,了解地价与容积率 FAR 之间的关系,所以在设置法定 FAR 时会考虑自身获得的净收益最大化。从收益角度来看,在未达到最优容积率 h^* 之前,设置的法定 FAR 越高,则地价越高,这表示政府可收获的土地收益越高。按此逻辑,如果不存在其他约束,政府通常会尽可能降低 FAR 规制强度,并以接近最优容积率的标准设定地块的法定 FAR ,这既可保证自身收益最大化,也能够满足开发商的需求。然而,房地产兼有市场和民生两重属性,其中第二重属性决定了地方政府的经济行为势必受到约束:出于民生保障、城市安全等角度的考虑,政府需要提供额外配套基础设施所需的建设费用。由此,我们可以将地方政府获得的土地净收入 V 表示为:

$$V = LV(\bar{h}) - K(\bar{h}) = PN(\bar{h}) - C(\bar{h}) - K(\bar{h}) \quad (1)$$

其中, $C(\bar{h})$ 为单位土地建造成本, $K(\bar{h})$ 为基础设施建设成本。此时,政府所期望的容积率 $\bar{h}$ 由 (13) 式的一阶条件决定,可见决定法定容积率 $\bar{h}$ 的函数中包含房价 P 、单位土地上的房屋建造边际成本 $C'(\bar{h})$ 、基础设施建设边际成本 $K'(\bar{h})$ 以及住房边际供给量 $N'(\bar{h})$,因此,法定容积率可构建为包含以上四者的函数,由此判断房价增长会影响政府对于法定容积率 $\bar{h}$ 的设定。此外,基于城市间空间

均衡的原则,高住房成本必然会被高名义工资所抵消,所以任一城市房价上涨会伴随着工资提升(Rosen,1979; Roback,1982)。而具有高工资特征的城市会吸引更多的净流入人口(Glaeser & Mare,2001; 张莉等,2017),使得城市人口密度上升。为了减少因高人口密度而引起的交通拥堵、空气污浊、垃圾围城等一系列“城市病”问题,地方政府会通过下调法定容积率,以减少人口密度。降低法定容积率,即,加强容积率规制强度,可见房价增长将促使容积率规制强度上升。^①

上文的分析表明,容积率规制本身为内生变量。为了重新评估 FAR 规制对住房供给弹性的影响,本文选取地理经纬度数组(即地理经度、地理纬度)作为 FAR 规制强度的工具变量,以克服潜在的内生性问题。而选取经纬度数组作为工具变量的理由在于:在城市规划中,为了保证室内环境的卫生条件,需要制定严格的住宅建筑日照标准。地理纬度决定了冬至日和大寒日的太阳高度角与正午影长率,是决定城市居住区住宅建筑日照标准的主要因素之一。纬度越高的城市,冬季太阳高度角越小,为保证建筑物最低日照标准所需的日照间距越大,从而需要更加严格的法定容积率限定标准,以控制住宅建筑高度。在现实中,由于受到日照标准的限制,高纬度的北方城市建成区建筑高度和容积率一般低于低纬度的南方城市。同时,基于中国西高东低的海拔走势,太阳光照亦与地理经度紧密相关,整体来看,海拔更高的西部地区较东部地区具备更优的光照条件。因此,高经度的东部地区城市理论上对住宅容积率的限制要求更为严格。中国地域广阔,南北方纵跨约 50 度纬度,东西部横跨逾 60 度经度,在此地理背景下,运用经纬度数组作为 FAR 规制强度的工具变量是恰当的。从表 4 的第一阶段 F 统计量结果来看,工具变量经纬度数组对内生变量具有较好的解释力。

表 4 汇报了基于 LIML 的第二阶段回归结果。基于经纬度数组工具变量,第(1)列控制了自然地理约束不可开发土地比例、耕地保护约束指标、FAR 规制强度分别与住房变化量的交互项,以观察三者对中国住房供给弹性的影响。聚焦于第(1)列的结果可以发现,自然地理约束、FAR 规制强度与住房变化量的交互项系数均为正,人均耕地面积与住房变化量的交互项系数为负,且至少在 5% 的水平下显著。该列结果表明,在中国住房市场中,自然地理约束、耕地保护约束、FAR 规制三者都是住房供给弹性的重要影响因素,且自然地理约束、耕地保护约束和 FAR 规制越强的城市,其住房供给弹性越小。可见,在考虑 FAR 规制的内生性后,本文的假说 1 和 2 依旧成立。为了增强研究的稳健性,我们还分别使用地理纬度、地理经度作为工具变量进行验证。表 4 中第(2)列与第(3)列展示了两者的回归结果,可以发现估计结果与第(1)列无显著差异。

表 4 自然地理约束、土地利用规制与住房供给弹性关系的回归结果

变量	IV_LIML		
	(1)	(2)	(3)
$nature \times \Delta \ln H$	1.3232 *** (0.4082)	1.2071 *** (0.3411)	1.2411 *** (0.3791)
$protection \times \Delta \ln H$	-0.0351 ** (0.0169)	-0.0297 ** (0.0141)	-0.0348 ** (0.0161)
$\ln FAR S \times \Delta \ln H$	0.7932 ** (0.3115)	0.6191 *** (0.2383)	0.7625 *** (0.2816)
<i>East</i>	-0.0225 (0.0736)	-0.0295 (0.0637)	-0.0317 (0.0699)
<i>Middle</i>	0.0548 (0.0714)	0.0444 (0.0616)	0.0458 (0.0678)

① 本文在理论分析的基础上,通过实证分析发现房价增长是影响 FAR 规制的重要因素,且房价增长越快的城市,其 FAR 规制强度越高,进一步验证了 FAR 规制对房价增长是内生变量。受篇幅所限,实证结果未在文中列出,感兴趣的读者可向作者获取。

续表 4

变量	IV_LIML		
	(1)	(2)	(3)
<i>_cons</i>	0.2349 (0.2687)	0.3910* (0.2034)	0.2785 (0.2415)
第一阶段 F 统计量	4.400	5.670	5.080
Stock-Yogo weak ID F test 15% maximal LIML size	3.340	3.340	3.340
样本量	265	265	265

根据表 4 第 (1) 列的回归结果,可以估算出中国各城市的住房供给弹性,此估计是有关自然地理约束、耕地保护约束与 *FAR* 规制的可用数据的简单非线性组合。统计发现,中国各城市的住房供给弹性分布范围在 0.460 – 1.799 之间,均值为 0.805,标准差为 0.204,这表明中国城市的住房供给总体上处于缺乏弹性的局面,不同城市的住房供给弹性存在显著的异质性。住房供给弹性排在前五位的城市依次为绥化、来宾、榆林、张掖、鄂尔多斯,其弹性值分别为 1.799、1.572、1.452、1.443、1.338,从城市规模上看,它们大多数属于小城市;而北京、广州、深圳等大城市的弹性分别为 0.593、0.792、0.529,这表明其住房供给基本表现出缺乏弹性的特征。值得一提的是,上海的住房供给弹性达到 1.087,这可能与当地较为宽松的土地利用规制和平坦的地形有关。图 1 也显示,城市住房供给弹性与其房价增长率之间拟合曲线的斜率总体为负,说明住房供给弹性越小的城市,房价增长越快。中国城市的住房供给整体上缺乏弹性,且不同城市之间存在显著的异质性,这在很大程度上解释了中国城市房价“整体上涨、个体异质”现象出现的原因。

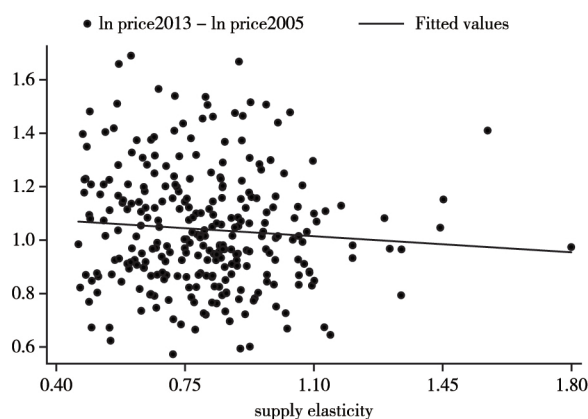


图 1 住房供给弹性与房价增长的关系

(二) 稳健性检验

尽管在上文中发现了中国城市的住房供给整体缺乏弹性,以及自然地理约束和容积率规制是导致住房供给缺乏弹性的重要因素,但本文依然需要考虑如下问题:一是由于中国正处于快速城镇化进程期,在本文的样本期内,中国的地级行政单元出现了若干“撤(市)县社区”、“撤地设市”等形式的行政区划调整,使得调整前后的同一城市在不同年份的数据不可比,而这种由于行政区划的调整所造成的数据不可比,可能会导致估计结果的不精确;二是本文的样本内包含了北京、上海等四个直辖市的数据,而直辖市的城市体量和人口规模与其他地级市之间存在非常大的差异。基于以上考虑,本文分别从剔除 2005—2013 年间内辖区面积变化较大的城市样本,以及删去直辖市的

样本等方面,对回归结果进行稳健性检验。^① 检验结果显示,关键解释变量的符号、大小与显著性水平均未出现明显差异,这进一步验证了本文命题1和2的稳健性。

六、结 论

党的十九大报告再次重申了“房子是用来住的,不是用来炒的”这一观点,着重强调了下一步建立的住房制度需要加快多主体供给,这阐释了供给端改革对于调控房价起到关键作用的机理已经得到政府的高度重视。本文从学理角度出发,对观测当前中国城市的住房供给现实做了基础研究工作。同时,估计得到的中国各城市供给弹性基于与自然和人为土地约束相关的经济基础,这有助于预测住房市场对未来需求冲击如何做出反应。本文通过构建空间均衡模型推导出舒适度或工资等外部需求冲击会使局部均衡模型中城市住房的需求曲线发生移动,并以此衡量住房供给弹性。理论分析表明,自然地理约束、政府耕地指标约束与容积率规制均与住房供给弹性负相关。本文创新性地运用数字高程模型数据与微观土地交易数据全面测度了中国城市的自然地理约束不可开发土地比例和容积率规制强度,并基于2005—2013年中国城市层面的数据对理论推断进行了验证估计。回归结果显示,自然地理约束与土地利用规制的确降低了中国城市的住房供给弹性;同时,人口规模越大的城市,其住房供给越受自然地理约束的制约。进一步的研究则发现,中国的容积率规制对房价增长存在内生性,但校正后的估计结果仍然支持本文的核心观点;考虑到自然地理约束和土地利用规制的调节效应后,中国各城市的住房供给弹性在0.460—1.799之间,均值为0.805,住房供应整体上表现为缺乏弹性。此外,本文还通过剔除辖区面积变动较大的城市样本以及删去直辖市样本的方式,对回归结果进行了稳健性检验,所得结果同样支持以上结论。

本文为住房供给理论领域的研究提供了一个基于发展中人口大国的经验证据,同时也给出了一个从供给端剖析和解释中国当前房价存在“整体上涨、个体异质”现象的全新视角。其背后的政策启示在于:在地方政府较为严厉的土地利用规制下,城市建筑容积率总体偏低,从而导致中国城市住房供给缺乏弹性。例如,据国土资源部对2002年全国城市建设数据的测算,我国城市的总体毛容积率仅为0.33,而国外城市的容积率一般都在2.0以上(樊志全,2006)。因此,地方政府应坚持紧凑式城市发展理念,适度放松对城市建设用地容积率方面的规制,提升住宅建筑高度,提高城市土地利用效率。同时,较低的住房供给弹性也会进一步诱发地方政府在土地市场上的“饥饿供给”,进而导致房价高企城市的土地供给不足,这也会进一步推动房价的上涨。所以,中央政府应坚持“因城施策”的思路,结合各城市住房市场实际情况,设计有效的激励和约束机制,科学制定和扎实落实住宅用地供应计划,灵活把控土地闸门,有序释放土地供应,增加多主体供给渠道,并搭配需求端政策和金融手段,促进房地产市场的健康、有序和可持续发展。

参考文献

- 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。
 杜敏杰、刘霞辉,2007《人民币升值预期与房地产价格变动》,《世界经济》第1期。
 方颖、赵扬,2011《寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献》,《经济研究》第5期。
 樊志全,2006《全国土地利用变更调查报告》,中国大地出版社。
 况伟大,2010《预期、投机与中国城市房价波动》,《经济研究》第9期。
 刘洪玉、杨帆,2012《中国主要城市住房供给价格弹性估计与比较研究》,《社会科学辑刊》第6期。

^① 为保证样本的一致性,此处剔除了市辖区面积变化超过50%以上的城市样本。但限于篇幅,此处未汇报具体的回归结果,欢迎感兴趣的读者来信索取。

- 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。
- 刘学良,2014《中国城市的住房供给弹性、影响因素和房价表现》,《财贸经济》第4期。
- 谭明智,2014《严控与激励并存:土地增减挂钩的政策脉络及地方实施》,《中国社会科学》第7期。
- 张莉、何晶、马润泓,2017《房价如何影响劳动力流动》,《经济研究》第8期。
- 邹至庄、牛霖琳,2010《中国城镇居民住房的需求与供给》,《金融研究》第1期。
- Alonso,W.,1964,“Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent”,*Economic Geography*,42,11—26.
- Bertaud,A.,and J. K. Brueckner,2005,“Analyzing Building-height Restrictions: Predicted Impacts and Welfare Costs”,*Regional Science and Urban Economics*,35(2),109—125.
- Brueckner,J. K.,S. Fu,Y. Gu,and J. Zhang,2016,“Measuring the Stringency of Land-use Regulation: The Case of China’s Building-height Limits”,*Review of Economics and Statistics*,99(4),663—677.
- Burchfield,M.,H. G. Overman,D. Puga,and M. A. Turner,2006,“Causes of Sprawl: A Portrait from Space”,*Quarterly Journal of Economics*,121(2),587—633.
- Cai,H.,Z. Wang,and Q. Zhang,2017,“To Build above the Limit? Implementation of Land Use Regulations in Urban China”,*Journal of Urban Economics*,98,223—233.
- Combes,P. P.,G. Duranton,and L. Gobillon,2019,“The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities”,*Review of Economic Studies*,forthcoming.
- Desmet,K.,and E. Rossi-Hansberg,2013,“Urban Accounting and Welfare”,*American Economic Review*,103(6),2296—2327.
- DiPasquale,D.,and W. C. Wheaton,1994,“Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices”,*Journal of Urban Economics*,35(1),1—27.
- Fu,Y.,S. Zheng,and H. Liu,2008,“Population Growth across Chinese Cities: Demand Shocks,Housing Supply Elasticity and Supply shifts”,SSRN Working Paper,No. 1153002.
- Gaigné,C.,S. Riou,and J. F. Thisse,2012,“Are Compact Cities Environmentally Friendly?”,*Journal of Urban Economics*,72(2—3),123—136.
- Glaeser,E. L.,and D. C. Mare,2001,“Cities and Skills”,*Journal of Labor Economics*,19(2),316—342.
- Glaeser,E. L.,J. Gyourko,and R. E. Saks,2006,“Urban Growth and Housing Supply”,*Journal of Economic Geography*,6(1),71—89.
- Goodman,J. L.,1998,“Aggregation of Local Housing Markets”,*Journal of Real Estate Finance and Economics*,16(1),43—53.
- Green,R. K.,S. Malpezzi,and S. K. Mayo,2005,“Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing,and Their Sources”,*American Economic Review*,95(2),334—339.
- Gyourko,J.,and R. Molloy,2014,“Regulation and Housing Supply”,*Handbook of Regional & Urban Economics*,5,1289—1337.
- Jiang,X. U.,A. Yeh,and W. U. Fulong,2009,“Land Commodification: New Land Development and Politics in China since the Late 1990s”,*International Journal of Urban & Regional Research*,33(4),890—913.
- Kim,K. H.,and Y. J. Park,2016,“International Co-movement of Housing Price Cycles in East Asia and Greater China”,*Asian Economic Papers*,15(1),78—98.
- Mayer,C. J.,and C. T. Somerville,2000,“Residential Construction: Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply”,*Journal of Urban Economics*,48(1),85—109.
- Malpezzi,S.,and D. Maclennan,2001,“The Long-run Price Elasticity of Supply of New Residential Construction in the United States and the United Kingdom”,*Journal of Housing Economics*,10(3),278—306.
- Man Hui,E. C.,and Q. Gu,2009,“Study of Guangzhou House Price Bubble Based on State-space Model”,*International Journal of Strategic Property Management*,13(4),287—298.
- Rappaport,J.,2007,“Moving to Nice Weather”,*Regional Science and Urban Economics*,37(3),375—398.
- Rosen,S.,1979,“Wage-based Indexes of Urban Quality of Life”,*Current Issues in Urban Economics*,3,324—345.
- Roback,J.,1982,“Wages,Rents,and the Quality of Life”,*Journal of Political Economy*,90(6),1257—1278.
- Saks,R. E.,2008,“Job Creation and Housing Construction: Constraints on Metropolitan Area Employment Growth”,*Journal of Urban Economics*,64(1),178—195.
- Saiz,A.,2010,“The Geographic Determinants of Housing Supply”,*Quarterly Journal of Economics*,125(3),1253—1296.
- Wang,S.,S. H. Chan,and B. Xu,2012,“The Estimation and Determinants of the Price Elasticity of Housing Supply: Evidence from China”,*Journal of Real Estate Research*,34(3),311—344.
- Zheng,S.,Y. Fu,and H. Liu,2009,“Demand for Urban Quality of Living in China: Evolution in Compensating Land-rent and Wage-rate Differentials”,*Journal of Real Estate Finance & Economics*,38(3),194—213.

Natural Geographical Constraints, Land Use Regulations and China's Housing Supply Elasticity

LIU Xiuyan^a, DU Cong^a and LI Songlin^b

(^a: School of Economics and Management, Southeast University;

^b: Jiangsu Industrial Development Institute, Nanjing University of Finance and Economics)

Summary: The excessive growth in housing prices is one of the core problems that plagues China's economy, and it is a social issue that affects people's livelihoods. Research on China's housing market focuses on demand factors; research on the supply side is relatively scarce. To fully explore the fundamental problem of the rapid growth in housing prices, one must consider the supply-side in-depth as the supply side is more influential for housing prices than the demand side (Glaeser et al., 2006). We explain the reasons behind the high housing prices in China from the perspective of housing supply and provide a theoretical reference for the state to regulate the real estate market and stabilize housing prices.

Because housing supply elasticity represents a city's housing supply responsiveness, we look at housing supply flexibility to study China's housing supply. Housing supply flexibility is one of the key determinants of housing prices (Liu, 2014; Glaeser et al., 2006). Is China's urban housing supply inelastic? What is the key factor affecting the elasticity of housing supply? To explore these questions, we construct a single-center city model that includes natural geographical constraints, cultivated land protection constraints and floor area ratio regulations to focus on the impact of these three factors on housing supply elasticity. Using digital elevation data and land use data, we comprehensively measure the natural geography constraints and the stringency of floor area ratio regulations in China's urban land development. Looking at China's urban areas between 2005 and 2013, we estimate the supply elasticity using an identification strategy based demand changes caused by exogenous shocks to examine the impact of natural geographical constraints and floor area ratio regulations on housing supply elasticity in China. We take into account possible endogeneity problems using the instrument variable method to empirically test the theoretical predictions. In addition, we restrict the sample by removing urban areas whose areas change greatly and by deleting municipalities to test the robustness of the regression results.

Our empirical results show that the overall urban housing supply in China is characterized by a lack of elasticity and that natural geographical constraints and floor area ratio regulations are both important reasons for the lack of elasticity in housing supply. Further analysis shows that the housing supply of more populous cities is more inelastic and the more restricted by natural geographical constraints.

Our paper provides empirical evidence for developing countries to the literature on housing supply. It also provides a new perspective for explaining the current overall price increases in China, especially for the fact that housing prices in large metropolitan areas remain high. Local governments should adhere to the concept of compact urban development, appropriately lower regulations on floor area ratios in land development and improve the efficiency of their urban land use. The central government should insist on the idea of "governance by the city", scientifically formulate and implement a residential land supply plan, gradually increase the supply of land in metropolitan areas with low elasticity and accelerate the establishment of a housing system with multi-agent supply to promote the steady and healthy development of the real estate market.

We make three contributions. First, we comprehensively measure the proportion of non-developable land and the regulation stringency of floor area ratios in China. Second, we address the endogeneity problem in estimating the impact of China's floor area ratio regulations on housing prices. Third, we investigate the direction and intensity of the impact of natural geographical constraints and land use regulations on China's housing supply elasticity. Ours is the first study of the impact of cultivated land protection restrictions on the flexibility of housing supply in China.

Keywords: Housing Supply; Natural Geographical Constraints; Floor Area Ratio Regulation; Housing Prices

JEL Classification: O18, R28, R31

(责任编辑: 林 一)(校对: 晓 鸥)