



地价、信贷与房价的关联性研究

邓宏乾 贾傅麟

摘要: 运用动态面板广义矩估计法对房价的影响因素进行测度,结果表明:在 1999 年到 2009 年间,住房用地价格对住房价格有很强的推动作用;住房信贷中开发信贷对住房价格的抑制作用较小,消费信贷对住房价格的拉动作用较大,住房信贷扩张对住房价格上涨有促进作用。因此,改革目前普通住房用地出让方式、增加普通住房用地供给、以住房需求为导向制定住房开发信贷政策、调整住房消费金融政策应成为当前平抑房价的重要措施。

关键词: 住房价格; 土地价格; 住房信贷; 动态面板广义矩估计

引言

始于 20 世纪七八十年代的住房制度改革,持续了 30 多年,大致经历了“住房商品化——住房市场化——住房分配货币化与社会化”等阶段,确立了通过市场配置住房资源的机制。然而,过分地依赖市场机制,期望通过市场解决住房的所有问题,结果导致住房价格上涨过快,价格远远超出居民的支付能力。始于 2005 年的宏观调控,历经了近七年的时间,采取了“实名制购房、禁止期房再转让、90/70 政策、紧缩银根、提高贷款利率、限购令、年度房价控制目标责任制、一房一价、明码实价制”等严厉的调控措施,但房价反而越调越高,调控结果与其预期目标相去甚远,于是房价问题成为社会的热点难点问题。究竟哪些因素推动了我国房价上涨已成为当前学术界研究的热点,部分国内学者已从不同角度进行过研究。在地价与房价的关系研究中,宋勃、高波(2007)认为地价是房价的重要影响因素,两者之间存在双向因果关系^①。关于住房信贷与房价的关系研究,学者们利用银行贷款利率研究住房信贷对房价的影响,但结论存在差异。余华义、陈东(2009)用实证表明银行贷款利率对房价有着抑制作用^②;梁云芳、高铁梅(2007)认为银行贷款利率对房价影响较小,并没有起到预期的抑制作用^③。住房信贷按信贷需求主体可分为住房开发信贷和住房消费信贷,两者的变动会影响住房市场的供给和需求。以往学者们用银行贷款利率研究住房信贷对房价的影响,只是得到了住房信贷对房价的综合影响,不能反映出住房信贷对住房供需两端的影响大小,对住房信贷政策的指导意义不大。

为此,本文用住房信贷规模替代银行贷款利率,将住房信贷规模分为住房开发信贷规模和住房消费信贷规模,从住房供需两端分别估计出住房信贷对房价的影响大小;考虑到土地价格等变量与房价的联立内生性问题,本文采用动态面板广义矩估计方法估计住房价格模型;利用 35 个大中城市数据测度各因素对房价的影响大小,基于实证结论,提出了

① 宋勃、高波:《房价与地价关系的因果检验:1998—2006》,载《当代经济科学》2007 年第 1 期。

② 余华义、陈东:《中国地价、利率与房价的关联性研究》,载《经济评论》2009 年第 4 期。

③ 梁云芳、高铁梅:《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》,载《经济研究》2007 年第 8 期。

未来平抑房价的具体对策。

一、模型设定与估计方法选择

有关住房价格理论模型有很多,其中以住房消费的资产定价模型的应用较为常见。本文基于该模型,建立一个包含地价、住房开发信贷规模和住房消费信贷规模等变量的住房价格决定模型。

(一) 模型设定

住房消费的资产定价模型(Meen,1990^①)认为在预算约束下,理性购房者在住房消费和其他消费之间进行选择。最优化选择下,两者之间的边际替代率等于住房的使用成本,即:

$$\frac{MU_{ht}}{MU_{at}} = \left[(1 - t_t)i_t - \pi_t + \delta - \frac{HP_t^e - HP_{t-1}}{HP_{t-1}} \right] HP_t \tag{1}$$

其中, MU_{ht}/MU_{at} 代表 t 时期住房消费与其他消费的边际替代率, $(1 - t_t)i_t$ 代表 t 时期的税后住房消费贷款利率, π_t 代表 t 时期的通货膨胀率, δ 代表住房折旧率, HP_t 代表 t 时期的住房价格, HP_t^e 代表购房者对 t 时期的住房价格预期, $(HP_t^e - HP_{t-1})/HP_{t-1}$ 代表 t 时期购房者的预期收益率。

本文假定购房者、开发商对住房价格的预期为理性预期,即购房者和开发商能够根据历史价格信息对未来房价做出正确的预测。那么(1)式可变为:

$$\frac{MU_{ht}}{MU_{at}} = \left[(1 - t_t)i_t - \pi_t + \delta - \frac{HP_t - HP_{t-1}}{HP_{t-1}} \right] HP_t \tag{2}$$

住房市场在无套利均衡状态下,住房租金与住房使用成本相等,即:

$$\frac{MU_{ht}}{MU_{at}} = R_t = \left[(1 - t_t)i_t - \pi_t + \delta - \frac{HP_t - HP_{t-1}}{HP_{t-1}} \right] HP_t \tag{3}$$

而住房租金取决于现有住房存量(HS_t)、城市人口数量(Peo_t)和居民收入(I_t)等因素,即:

$$R_t = R(HS_t, Peo_t, I_t) \tag{4}$$

况伟大(2010)认为住房存量由两部分构成:上一期住房存量(HS_{t-1})的存留量和本期新增住房供给(ΔHS_t)^②。即:

$$HS_t = (1 - \delta)HS_{t-1} + \Delta HS_t \tag{5}$$

本期新增住房供给取决于开发商对本期住房价格的预期(HP_t^e),以及上一期的土地价格(LP_{t-1})、住房开发贷款利率(i_{t-1})和住房建造成本(C_{t-1})^③。

$$\Delta HS_t = H(HP_t, LP_{t-1}, C_{t-1}, i_{t-1}) \tag{6}$$

银行贷款利率既是购房者的购房成本又是开发商的开发成本,其变动会影响购房者和开发商从银行获取资金的规模,从而影响住房市场的需求和供给,进而对房价形成产生影响。由于需求和供给对房价形成的作用相反,用银行贷款利率不能分别反映出购房者、开发商这两个信贷需求主体对房价的影响大小。为了厘清住房信贷政策变化对房价的影响,我们用住房信贷规模替代银行贷款利率。具体而言,用住房消费信贷规模(HL_t)替代住房消费贷款利率(i_t),用住房开发信贷规模(DL_{t-1})替代住房开发贷款利率(i_{t-1})。另外,住房是一种特殊商品,具有异质性,住房市场并不是完全竞争市场,住房价格的制定权在很大程度上是由开发商掌控的。开发商为了获得更大利润,往往会根据本期土地价格水平衡量已获得土地的成本,估算本期售房价格。因此,我们使用本期的土地价格(LP_t)。

在西方国家,购房者还房贷是在税前,住房消费贷款有着抵税功能;而在我国是税后还贷,故可认为 $t_t=0$ 。 δ 在样本期内变化不大,我们假定其为固定常数,不随样本个体、时间变动,有无 δ 对我们估计的结果不影响,故不考虑此项。

①Geoffrey P. Meen. "The Removal of Mortgage Market Constrains and the Implications for Econometric Modeling of UK House Price", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 1990, 52(1), pp. 1~23.

②况伟大,《预期、投机与中国城市房价波动》,载《经济研究》2010年第9期。

③住房开发从购地、开发到形成供给,会滞后一段时间,滞后期是1~2年;由于本文采用动态面板估计方法,使用模型内部变量的滞后项作为工具变量,为了减少样本信息的损失,我们取这些变量的滞后一期值。

综上所述,我们可以得到下面的住房价格决定的函数式子:

$$HP_t = P(HP_{t-1}, LP_t, C_{t-1}, DL_{t-1}, Peo_t, I_t, HS_{t-1}, HL_t, \pi_t) \quad (7)$$

将(7)式化为简约的线性形式,可以得到面板计量模型:

$$HP_{it} = \alpha HP_{it-1} + \beta X_{it} + \epsilon_{it}, \text{其中 } \epsilon_{it} = \eta_i + \mu_{it} \quad (8)$$

其中, HP_{it} 为住房价格,向量 X_{it} 为包含当期和滞后期的其他解释变量, η_i 为不可观测的各城市的固定效应(如地理位置、城市级别等), μ_{it} 为独立同分布的误差项。 X_{it} 包括每个城市的土地价格、住房建造成本、住房开发信贷规模、居民收入、城市人口、住房存量、住房消费信贷规模和通货膨胀率。受选取的样本数量所限,本文模型中没有加入反映时间效应的年份虚拟变量^①。

在估计模型前,我们先对模型进行分析。(1)模型中的解释变量包含因变量的滞后项 HP_{it-1} , HP_{it-1} 显然与代表城市固定效应的 η_i 存在相关关系,是个内生变量。(2)向量 X_{it} 中的一些解释变量可能与因变量 HP_{it} 存在双向因果关系,存在联立内生性问题。为了处理上述两种内生性问题,我们在估计模型过程中使用动态面板广义矩估计(Generalized Method of Moments, GMM)方法。

(二) 估计方法选择

动态面板 GMM 估计可以分为差分 GMM(Difference-GMM)和系统 GMM(System-GMM)两种。差分 GMM 由 Arellano 和 Bond 在 AH(Anderson-Hsiao)基础上提出的,其估计思路是:假定误差项 μ_{it} 不存在自相关,先使用一阶差分方法消除模型中的个体固定效应 η_i ,然后利用模型中 HP_{it-1} 的滞后项和 X_{it} 的差分项作为差分方程中差分项的工具变量,会得到一个矩条件,最后通过广义矩估计方式对差分方程进行估计^②。系统 GMM 由 Arellano 和 Bover 提出的,是在差分方程的基础上增加了水平方程,假定 $E(\mu_{it}\eta_i) = 0$ 和 $E(\Delta HP_{it}\eta_i) = 0$,那么可以将模型中 HP_{it-1} 的一阶差分项作为水平方程中水平变量的工具变量,得到一个水平方程的矩条件,然后通过差分方程和水平方程的矩条件联立进行估计^③。相对于差分 GMM,系统 GMM 通过引入一个水平方程,充分利用了样本信息,但增加了额外工具变量。一般情况下,系统 GMM 估计比差分 GMM 更有效,但这种有效性有一个前提,即所增加的工具变量与个体固定效应不相关。正如上文所说,住房价格的变动有很强的区域性,住房价格的变动与城市个体固定效应之间存在相关关系,其差分滞后项并不是很好的工具变量,故本文采用差分 GMM 估计方法。差分 GMM 估计又有一步和两步估计之分。一步 GMM 估计量是一个一致的,但是非有效的;两步 GMM 估计可以增加估计量的有效性,但估计的标准差存在向下偏倚,估计不可靠,可以对两步估计的标准差进行了小样本的修正,避免标准差向下偏倚,从而使估计比一步 GMM 估计有效^④。

二、指标和数据

(一) 指标设计

根据式(7),本文使用的变量包括住房价格、土地价格、住房建造成本、住房开发信贷规模、城市人口、居民收入、住房存量、住房消费信贷规模和通货膨胀率。住房价格(HP)由住宅平均销售价格(住宅销售额/住宅销售面积)代替,土地价格(LP)由各城市地价水平来代替,住房建造成本(C)由住宅竣工价值除以住宅竣工面积得到的,住房开发信贷规模(DL)由房地产开发资金中的国内贷款和其他资金来表示^⑤,城市人口(Peo)由各城市的非农业人口来代替,居民收入(I)由各城市的居民可支配收入代替,住

①本文只选取具有代表性的全国 35 个大中城市作为研究样本,在进行动态面板广义矩估计时,加入时间虚拟变量后,即使控制内生变量滞后项的滞后期为两期,模型中工具变量数也大于样本个体数,削弱了模型检验的有效性。

②M. Arellano, S. Bond. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* 1991, 58(2), pp. 277~297.

③M. Arellano, Bover. "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics* 1995, 68(1), pp. 29~51.

④F. Windmeijer. "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators", *Journal of Econometrics* 2005, 126(1), pp. 25~51.

⑤我国房地产开发主要以住房的形式,资金由国内贷款、自筹资金、利用外资和其他资金构成,而其他资金中绝大部分也来源于银行贷款,因此本文用国内贷款和其他资金来描述住房开发信贷规模变量。

房存量(HS)由人均住房面积与城市非农业人口的乘积得到的,对于住房消费信贷规模(HL),本文采用周京奎的方法^①,用住宅销售额与(1-首付款比例)的乘积来表示。我们用各城市的城市居民消费价格指数(1998=100),对模型中所有价值型变量进行了消除通货膨胀处理。

(二) 数据来源

本文使用中国 35 个大中城市 1999—2009 年住房市场数据。各城市的住宅销售额、住宅销售面积、住宅竣工价值、住宅竣工面积、房地产开发资金来源中的国内贷款和其他资金均来自《中国房地产年鉴(2000—2010)》。各城市的居民可支配收入、非农业人口和居民人均住房面积均来自《中国城市统计年鉴(1999—2010)》。各城市的地价水平来自中国城市地价动态监测网站(<http://www.landvalue.com.cn/>)。各城市的城市居民消费价格指数来自国研网。

(三) 数据处理与描述

在《中国城市统计年鉴》中,相关年份的人均住房面积涉及到人均住房使用面积和人均住房建筑面积,我们根据两者之间的比例关系,将指标统一为人均住房使用面积。少数指标存在部分年度数据缺失情况,我们采用插值法进行填充。为了消除异方差问题对估计的影响,以上各变量都以对数形式进入模型。经过对数处理后的各变量描述性分析结果见表 1。

表 1 各变量描述性分析结果

| 变量 | 观测值 | 平均值 | 标准误 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|-----|----------|----------|----------|----------|
| $LnHP_{it}$ | 385 | 7.886335 | 0.484316 | 6.991741 | 9.422031 |
| $LnLP_{it}$ | 385 | 7.662325 | 0.823851 | 5.785756 | 9.865536 |
| LnC_{it} | 385 | 7.184161 | 0.372013 | 6.388629 | 8.290542 |
| $LnDL_{it}$ | 385 | 4.643692 | 1.374154 | 0.416171 | 8.384827 |
| LnI_{it} | 385 | 9.265552 | 0.382728 | 8.474034 | 10.31408 |
| $LnPeo_{it}$ | 385 | 5.341186 | 0.687927 | 3.816173 | 7.095334 |
| $LnHS_{it}$ | 385 | 8.240020 | 0.751607 | 6.355013 | 10.37587 |
| $LnHL_{it}$ | 385 | 4.195715 | 1.351145 | 0.780562 | 7.664538 |

三、实证分析

在使用差分 GMM 对模型估计过程中,GMM 的设置会对估计结果产生较大影响,为了得到可靠的估计量,我们有必要对 GMM 估计进行准确的设置。差分 GMM 设置涉及到内生变量的判定和选取、工具变量的个数控制等问题。对于内生变量的判定,我们先经验判断,然后进行实证验证。正如文章第二部分所说,解释变量中可能包含有与住房价格存在双向因果关系的内生变量。我们认为,住房价格上涨会增加开发商对住房用地的需求,在土地供给一定的情况下,会使得土地价格攀升;土地价格作为住房成本的重要部分,土地价格上升也会推动住房价格上涨。另外,在国内投资品种缺乏的情况下,住房是一种很好的投资品,住房价格上涨会刺激住房投资者增加对住房的投资需求,增大住房消费信贷规模;住房消费信贷规模的扩张,会加大购房者对住房的需求,由于住房供给短期内缺乏弹性,会拉动住房价格的上涨。因此,土地价格、住房消费信贷规模可能是内生变量。对于上述判断,我们采用差分 GMM 估计,依据 Hansen 检验,对这两个解释变量内生性进行验证。

Hansen 过度识别约束检验的拇指法则是 GMM 估计中工具变量个数不大于模型中的个体数。对于本文模型,也即是进行差分 GMM 估计时工具变量个数不能超过 35。对于传统的差分 GMM 估计,用因变量的滞后两期和更高期作为工具变量。由于本文样本属于小样本,即使模型解释变量 X_{it} 中没有内生变量,工具变量个数也超过 35。因此,我们在做 GMM 估计时,必须对工具变量个数进行控制。对

①周京奎:《货币政策、银行贷款与住房价格——对中国 4 个直辖市的实证研究》,载《财贸经济》2005 年第 5 期。

于工具变量个数控制有两种方法,一种是对工具变量矩阵进行“压缩”处理;另一种是控制内生变量滞后期^①。我们采用第一种方法。首先,假定模型中的 X_{it} 中所有变量是外生,进行一步 GMM 估计,估计结果见表 2 的第(3)列。我们发现 Hansen 检验的 P 值为 0.032,拒绝了矩条件有效的假设,说明 X_{it} 的差分项与 μ_{it} 的差分项相关, X_{it} 中有些变量并不是外生。然后,我们假定土地价格、住房消费信贷规模为内生变量,分别进行一步和两步 GMM 估计,估计结果见表 2 的第(4)和(5)列。我们发现 Hansen 检验的 P 值有很大提高,为 0.458,不拒绝矩条件有效的假设,说明以土地价格、住房消费信贷规模为内生变量是合理的。Bond 认为,由于因变量的滞后项与个体固定效应相关,会导致混合 OLS 估计系数有向上偏误,固定效应估计系数有向下偏误^②。因此,我们可以通过比较因变量滞后项的系数值来判断差分 GMM 估计结果是否合理。混合 OLS 估计和固定效应估计,见表 2 的第(1)和(2)列。

表 2 1999—2009 年中国 35 个大中城市房价方程的回归结果

| | (1) POLS | (2) FE | (3) DIF1 | (4) DIF1 | (5) DIF2 |
|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $LnHP_{it-1}$ | 0.848*** (34.12) | 0.640*** (17.97) | 0.662*** (8.13) | 0.752*** (7.93) | 0.742*** (7.35) |
| $LnLP_{it}$ | 0.027*** (2.62) | 0.261*** (7.21) | 0.271*** (4.26) | 0.435*** (2.72) | 0.397** (2.24) |
| LnC_{it} | 0.013 (0.61) | 0.015 (-0.55) | -0.013 (-0.29) | -0.029 (-0.59) | -0.057 (-1.14) |
| $LnDL_{it-1}$ | -0.057*** (-4.28) | -0.076*** (-4.48) | -0.064*** (-2.95) | -0.074*** (-3.08) | -0.075*** (-3.04) |
| LnI_{it} | 0.164*** (4.63) | 0.188*** (3.77) | 0.174* (1.93) | 0.023 (0.18) | 0.060 (0.14) |
| $LnPeo_{it}$ | 0.007 (0.22) | 0.081 (1.38) | -0.148 (-1.44) | -0.140 (-1.34) | 0.139 (-1.01) |
| $LnHS_{it-1}$ | -0.012 (-0.37) | 0.002 (0.05) | -0.035 (-0.74) | -0.063 (-1.24) | -0.061 (-0.95) |
| $LnHL_{it}$ | 0.071*** (5.23) | 0.089*** (5.15) | 0.132*** (5.47) | 0.137*** (3.76) | 0.144*** (3.50) |
| 常数项 | -0.535** (-2.18) | -1.232*** (-2.96) | — | — | — |
| Adj R ² | 0.967 | 0.974 | — | — | — |
| F-statistic | 1259 | 310 | 242 | 203 | 190 |
| Hansen test | — | — | 0.032 | 0.458 | 0.458 |
| AR(1) | — | — | 0.005 | 0.000 | 0.000 |
| AR(2) | — | — | 0.857 | 0.921 | 0.964 |
| 工具变量数 | | | 16 | 32 | 32 |
| 观测值 | 350 | 350 | 315 | 315 | 315 |

注:(1)括号内为 t 统计量;上标***,** 和* 分别表示 1%,5% 和 10% 置信水平。(2)POLS 和 FE 表示混合最小二乘估计和固定效应估计;DIF1 表示一步 Differenced-GMM 估计;DIF2 表示两步 Differenced-GMM 估计。(3)Hansen test 为工具变量过度识别约束检验的 P 值,该检验的原假设为工具变量是有效的。(4)AR(1)和 AR(2)分别为残差的 Arellano-Bond 一阶和二阶序列相关检验的 P 值。

表 2 给出了 5 种估计的结果,可以看出考虑土地价格、住房消费信贷规模内生性的两种差分 GMM 估计都通过了 Arellano-Bond 二阶序列相关检验和 Hansen 检验,并且两种估计的系数值基本相同;这两种差分 GMM 估计的因变量滞后项的系数均在混合 OLS 估计和固定效应估计的系数区间里,说明我们的差分 GMM 估计结果是合理的。从两种差分 GMM 估计的 Arellano-Bond 二阶序列相关检验看,我们认为两步差分 GMM 估计结果优于一步差分 GMM。因此,我们将以两步差分 GMM 估计结果分析各变量对住房价格的影响。

①D. Roodman. “How to Do Xtabond2: An Introduction to ‘Difference’ and ‘System’ GMM in Stata”, Center for Global Development Working Paper, 2006, No. 103.

②S Bond. “Dynamic Panel Data Models: A guide to Micro Data Methods and Practice”, CeMMAP working Paper 2002, No. 09/02.

土地价格和住房开发信贷规模是从住房供给方面影响住房价格,前者对住房价格有推动作用,后者对住房价格有抑制作用;住房消费信贷规模是从住房需求方面影响住房价格,对住房价格有着拉动作用。通过对两步差分 GMM 估计结果分析,我们可以发现,三者都显著且符号符合预期。在其他变量保持不变的情况下,土地价格对住房价格影响最大(0.397),其次是住房消费信贷规模(0.144),对住房价格影响最小的是住房开发信贷规模(0.075)。这说明,土地价格对住房价格的影响程度强于住房信贷,对房价上涨有着主要的推动作用。住房开发信贷规模在一定程度上对房价有抑制作用,但效果并不大。开发信贷政策宽松所带来的住房供给量增加对房价的抑制作用很小,可能是由于我国住房供给结构与住房需求结构不匹配,导致住房供给量的增加对房价的抑制作用较小。住房消费信贷规模是银行对购房者的资金支持和购房者自住需求、投资需求的体现,其对住房价格的影响大于住房开发信贷规模。这意味着住房信贷扩张对住房价格上涨有着促进作用。住房价格滞后项的系数高达 0.742,表明上期房价上涨一个百分点,本期房价就会上涨 0.742 个百分点,这说明我国住房价格受购房者的预期和心理因素影响很大。另外,住房价格存在高度的序列相关,往往投资性资产会表现出这种价格变化特征,说明我国的住房有着很强的投资属性。住房建造成本、收入、人口和住房存量对住房价格的影响不显著,说明我国宏观经济基本面对住房价格的解释力较弱,住房价格上涨已经偏离了其经济基本面。

四、结论与建议

本文使用中国 35 个大中城市 1999—2009 年住房市场数据,采用动态面板广义矩估计方法从宏观角度衡量了各因素对住房价格的影响程度。研究发现,住房建造成本、收入、人口等经济基本面对我国住房价格的解释力较弱;我国住房有很强的投资属性,住房价格受购房者的预期和心理因素影响很大;住房用地价格对住房价格有很强的推动作用,用地价格上涨 1%,会导致住房价格上涨 0.397%;住房信贷中住房开发信贷对住房价格的抑制作用较小,而消费信贷对住房价格的拉动作用较大,住房信贷扩张对住房价格上涨有着促进作用。基于结论,我们认为应从以下方面加以改革和创新:

第一,改革普通住房用地出让方式,增加普通住房用地供给。土地因其自然特性,决定了其公益性特征,它的利用必须满足全体国民利益的基本需要和增进社会的公共利益,保障国民的居住权是政府的基本职责,也是和谐社会的内在要求。因此,应改变目前住房用地出让方式,对普通住房用地应采用“协议”方式出让,以降低普通住房用地的价格,抑制居住用地出让价格的非理性上涨。同时,应积极探索集体建设用地流转改革,适时废止禁止集体建设用地流转的相关制度,推进集体建设用地上市流转,实行集体建设用地与国有建设用地“同产权、同市场、同价格”,这有利于平抑土地价格和增加住房用地的供给。

第二,以住房需求为导向制定住房开发信贷政策。目前,住房需求主要以中小户型的普通住房和保障性住房为主。因此,对普通住房特别是对中小型普通住房、保障性住房的开发建设,则实行宽松的信贷政策;紧缩高档住房、别墅类项目的开发贷款。

第三,调整住房消费金融政策,引导理性的住房消费,抑制投资性、投机性购房需求。对于购买别墅、高档公寓、购买第二套及以上住房的购房者,提高其贷款首付比例和贷款利率;对于改善性住房需求者、首次购买中小户型普通住房以及保障性住房的购房者,继续实行 20% 的贷款首付和优惠贷款利率政策。同时,应放开住房分积金用于租房的限制,将租房消费纳入住房公积金支出范围,以提高中低收入家庭和“夹心层”的租房消费能力,合理引导居民的住房消费理念。此外,通过征收房产税、土地增值税等税收抑制投资性、投机性住房需求,还住房“居住为本”功能。

■作者简介:邓宏乾,华中师范大学经济管理学院教授,博士生导师;湖北 武汉 430079。

贾傅麟,华中师范大学经济管理学院硕士生。

■基金项目:国家社会科学基金重大招标项目(11&·ZD039);教育部人文社会科学研究规划项目(10YJA790038)

■责任编辑:于华东