

# 银行业竞争对房地产价格的影响与作用机制研究<sup>\*</sup>

孟庆斌 宋 烜 李昕宇

**内容提要:**本文通过构建动态随机一般均衡模型考察了银行业竞争对房地产价格的影响与作用机制,并应用 2006—2016 年中国 70 个大中型城市的相关数据进行了实证检验。研究发现,银行业竞争程度的提升会促使房地产价格上涨,并且该影响主要通过银行信贷规模、土地要素价格以及居民收入水平等中介因素发挥作用。外生冲击检验、构造工具变量以及进行一系列稳健性检验进一步验证了研究结论。文章聚焦于房地产价格这一关系国计民生的热点话题,揭示了银行间竞争在房地产价格形成与变动过程中的关键作用,丰富了银行业竞争经济后果与房地产价格影响因素领域的文献,同时对政府部门科学实施房地产市场宏观调控,保障房地产业平稳健康发展都具有一定的指导意义。

**关键词:**银行业竞争 房地产价格 动态随机一般均衡模型

**作者简介:**孟庆斌,中国人民大学财务与金融系教授、博士生导师,100872;

宋 烜(通讯作者),中国人民大学财务与金融系博士研究生,100872;

李昕宇,山东大学经济学院副研究员,250100。

**中图分类号:**F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2021)12-0101-17

## 一、引 言

1998 年住房分配货币化改革的实施开启了中国房地产业蓬勃发展的黄金时代。截至 2020 年,房地产业增加值及其 GDP 占比已经由 2000 年的 4108 亿元及 4.1% 迅速增长为 69632 亿元及 7.3%。<sup>①</sup> 房地产业不仅为中国经济的高速发展做出了重要贡献,而且在当下的经济转型升级阶段发挥了关键的“定海神针”作用,激发了经济增长的内生动力。然而,由于房地产业在经济总量中占比高、牵扯面广,因此房地产价格的过快上涨和大幅波动都会给经济发展造成不利影响。例如,

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金面上项目“卖空机制、私有信息与知情交易”(71773174);国家自然科学基金面上项目“金融监管与企业投资行为”(72072178)。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。宋烜电子邮箱:songxuan2017@ruc.edu.cn。

<sup>①</sup> 房地产业增加值为房地产开发经营活动增加值、房地产管理活动增加值、房地产经纪与代理活动增加值和居民自有住房虚拟折旧之和。其中,房地产业开发经营、管理及经纪与代理活动的增加值等于劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余之和。居民自有住房虚拟折旧等于居民自有住房价值与折旧率的乘积。

房地产价格上涨过快会吸附大量社会资金,挤出居民消费(陈健等,2012);引发实体企业“脱实向虚”(孟宪春等,2018),造成金融系统风险积聚(易宪容,2005;Hirano 和 Yanagawa,2016);甚至加深各级政府对土地财政的依赖(周彬、杜两省,2010),导致中国经济被房地产业深度“绑架”(孙克竞,2014)。由此可见,保持房地产价格的稳定无论对居民、企业,还是对国家金融、经济体系都至关重要。对房地产价格的研究也一直是政策层、实务界和理论界的关注焦点。

已有研究发现,房地产价格在很大程度上受到宏观经济发展(Green,1997;崔光灿,2009)、地方政府土地财政(周彬、杜两省,2010;吕炜、刘晨晖,2012)、收入分配(范子英、刘甲炎,2015)、税收政策(况伟大等,2012)、融资成本(陈诗一、王祥,2016)以及货币政策(戴国强、张建华,2009)等因素的影响。总结来看,尽管影响房地产价格形成与变动的因素错综复杂,但绝大多数因素很难绕过商业银行而独立发挥作用。其原因在于,无论是房产商的项目开发,还是居民的购房行为,都离不开银行的信贷支持。银行信贷与房地产价格之间存在紧密的逻辑内涵与互动关系(况伟大,2011)。近年来,随着金融深化程度的不断提高,股份制银行、城商行、农商行不断发展壮大,银行的分支机构逐渐增加,银行业昔日的“大行垄断”被逐渐打破,其内部产生了深远的结构变化。而这一日趋激烈的竞争态势势必会通过对于房地产信贷、人均收入和土地价格等方面的影响而影响房地产价格。但到目前为止,还鲜有学者对该问题进行深入探讨。

本文的理论贡献主要体现在三个层面。其一,本文的研究是银行业竞争与经济发展研究主线在中观层面的延伸,丰富了银行业竞争经济后果领域的文献体系。其二,现有研究重点考察了银行信贷对房地产价格的影响以及两者间的互动作用(周京奎,2005),但对于银行业竞争的关注有所忽视。本文立足于产业竞争的视角,利用理论建模与实证研究相结合的方法,系统考察了银行业竞争对房地产价格的影响,补充了房地产价格影响因素领域的研究。其三,长期以来,银行业竞争对经济发展的影响究竟是利大于弊还是弊大于利,一直是学术界争论的焦点。本文着眼于房地产价格这一当下社会热点问题,发现银行业竞争促进了房地产价格的上涨,为关于银行业竞争的争论提供了新的经验证据。

## 二、文献综述

### (一)房地产价格影响因素

房地产价格的形成与变动是由多方面因素共同决定的。首先,在宏观经济方面,经济增长(Green,1997;崔光灿,2009)、通货膨胀及通胀预期(段忠东,2012)和房地产投资(周京奎,2005)等均会对房地产价格产生正向影响。同时,学者们还探讨了中国房地产价格的货币政策传导机制(戴国强、张建华,2009),证明了利率与房地产价格的负向关系,以及汇率与房地产价格之间的正向关系(周京奎,2006)。此外,房地产价格还与收入分配(范子英、刘甲炎,2015)、城镇化水平(孟庆斌等,2017)等因素密切相关。其次,财政政策在房地产价格增长的动态决定中也发挥了关键性作用(贾俊雪等,2014)。研究发现,由于土地财政在地方政府收入中占较高比例,因此地方官员在主观上有动机推动房地产价格上涨(周彬、杜两省,2010;吕炜、刘晨晖,2012)。最后,在银行对房地产价格的影响一端,学者们的研究主要集中于考察银行信贷对房价的影响。他们发现,一方面,银行信贷的释放能够拉动房地产价格上涨(周京奎,2005);而另一方面,房地产价格上涨亦会提高房企和购房者对银行贷款的需求(况伟大,2011)。但到目前为止,尚未有学者考察银行业竞争对房地产价格的影响。少量已有文献也仅仅证明了金融业产值在 GDP 中占比上升会促进房价上涨,

而对于金融业结构和竞争则尚未涉及(刘颜、邓若冰,2017)。

## (二) 银行业竞争

在银行业竞争领域的研究中,学者们围绕银行业竞争与经济发展这一研究主线进行了广泛讨论,并形成了两种截然不同的观点,即市场力量理论和信息理论。市场力量理论认为,放开银行设立分支机构引发的银行业激烈竞争,不仅有助于改善银行内部治理,降低不良贷款率,还能够缓解金融抑制和信贷不足,有效拉动社会投融资规模,进而促进经济增长(Guzman,2000;贾春新等,2008)。与之对立的信息理论则从信息不对称的角度出发,认为垄断银行对借款方的信息获取能力更强,进而能够对借款方实施严格的贷前审查与贷后监督,对经济增长大有裨益;反之,银行业竞争的加剧将会导致银行丧失对借款方的信息优势和监督优势,从而可能给经济发展带来风险(Petersen 和 Rajan,1995;Hauswald 和 Marquez,2006)。微观企业是宏观经济活动的参与主体,因此宏观层面的银行业竞争与经济发展问题在微观层面将转化为银行业竞争与企业决策的问题,而相应的理论解释同样存在两种对立观点。市场力量理论指出,银行业竞争能够降低银行的存贷利息差,进而有助于缓解企业的融资约束问题(Black 和 Strahan,2012;Love 和 Peria,2014)。而信息理论则认为银行业竞争会加剧借贷双方的信息不对称,进而使企业陷入融资困境(Patti 和 Dellariccia,2004)。国内学者基于这条研究主线,以中国为背景在宏观和微观两个层面展开研究,结果大多支持了市场力量理论,认为银行业竞争能够在宏观层面促进经济增长,在微观层面缓解企业的融资约束(边文龙等,2017),从而促进企业的长远健康发展(方芳、蔡卫星,2016;蔡竞、董艳,2016)。

## (三) 文献评述

现有文献已经取得了较为丰硕的研究成果,但仍有值得挖掘之处。首先,到目前为止,鲜有文献考察银行业竞争对房地产价格的影响。本文立足于银行业竞争视角展开考察,有助于从产业竞争的角度对房地产价格的影响因素进行拓展。其次,现有银行业竞争经济后果领域的文献在中观层面的研究仍然较少,尤其是对近年来关乎国计民生的热点问题——房地产价格的考察有所不足。在这一现状下,本文立足于房地产价格,考察银行业竞争对它的影响,有助于从中观层面揭示银行业竞争在经济发展中的关键作用。

# 三、理论模型与可验证命题

## (一) 基于动态随机一般均衡的理论模型

### 1. 家庭部门

假定经济体为 Robinson Crusoe 型经济体,经济体中行为人的贴现后效用函数最大化为:

$$\max \left[ E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left( C_t, H_t, L_t^H, \frac{M_t}{P_t} \right) \right] \quad (1)$$

其中, $E_0$  为理性预算因子; $\beta$  为家庭部门的贴现因子,取值范围为(0,1); $C_t$  为  $t$  时期家庭部门的非房地产消费; $H_t$  为  $t$  时期家庭部门的劳动力供给; $L_t^H$  为  $t$  时期家庭部门的住房状况; $M_t/P_t$  为  $t$  时期的实际货币余额。 $U$  为效用函数,假设为幂函数,即:

$$U \left( C_t, H_t, L_t^H, \frac{M_t}{P_t} \right) = \theta_c \ln C_t + (1 - \theta_c) \ln L_t^H + B H_t + \ln \left( \frac{M_t}{P_t} \right) \quad (2)$$

其中,  $\theta_c$  为家庭部门对消费和房地产的偏好系数,反映了家庭部门在消费需求与房地产需求之间的相对偏好程度。家庭部门的预算约束为:

$$b_t^H + \omega_t H_t + r_t K_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + (1 - \xi) K_t + \zeta_t = C_t + q_t^H (L_t^H - L_{t-1}^H) + \frac{R_{t-1} b_{t-1}^H}{\pi_t} + K_{t+1} \quad (3)$$

其中,式(3)左侧中  $b_t^H$  为个人按揭贷款,  $\omega_t H_t$  为家庭部门工资收入,  $\omega_t$  为工资率,  $r_t K_t$  为家庭部门资本收入,  $r_t$  为资本租金率,  $K_t$  为家庭部门持有的资本,  $(M_t - M_{t-1})/P_t$  为  $t$  时期的实际货币资金增量,  $\xi$  为资本折旧率,  $\zeta_t$  为房地产中间产品建设部门支付给家庭部门的超额利润。在式(3)右侧中,  $C_t$  为家庭消费水平,  $q_t^H (L_t^H - L_{t-1}^H)$  为家庭部门新购住房的现金流出,  $q_t^H$  为家庭部门住房价格,  $R_{t-1} b_{t-1}^H / \pi_t$  为家庭  $t$  时期偿还上一期贷款的本息额,  $R_{t-1}$  为  $t-1$  期的名义利率,  $\pi_t$  为通胀水平。除预算约束外,家庭部门的按揭贷款规模也存在两层约束。首先,增量房产抵押贷款额度不能超过房产预期价值的一定比例  $m$ ,故抵押房产的借贷约束条件为:

$$b_t^H \leq b^H + m \frac{E_t(q_{t+1}^H \pi_{t+1} L_t^H)}{R_t} \quad (4)$$

其中,  $b^H$  为基准个人按揭贷款额,  $E_t$  为第  $t$  期的期望。其次,银行贷款新增额度会受到银行业竞争程度的约束。银行业竞争程度的提升表现为银行数量增加和单个银行网点个数增加,故约束条件如下:

$$b_t^H \leq b^H + \gamma \text{Comp}_t S_t D r_t \alpha_H \quad (5)$$

其中,  $\text{Comp}_t$  为银行业竞争程度,银行业竞争对房地产领域贷款的影响系数为  $\gamma$ 。当市场力量理论成立时,银行业竞争能削弱银行业的产业垄断,提高信贷可得性 (Love 和 Peria, 2014), 此时  $\gamma > 0$ 。当信息理论成立时,银行业竞争会降低银行的垄断能力,增加银企之间的信息不对称,不利于企业获得融资 (Patti 和 Dellariccia, 2004), 此时,  $\gamma < 0$ 。  $S_t$  为  $t$  时期一单位  $\text{Comp}_t$  的储蓄水平,  $D r_t$  为  $t$  时期的 1 减去存款准备金率,  $\alpha_H$  为银行贷款中个人按揭贷款的比例。

## 2. 房地产开发商的最终产品提供部门

在模型中,本文基于 Calvo 模型 (Calvo, 1983),将房地产开发商分为最终产品提供部门和各中间产品建设部门。其中,各中间产品建设部门是不完全竞争的,负责利用资本、劳动力和土地三要素生产诸如房地产建筑、绿化设施等的中间产品。最终产品提供部门完全竞争,将中间产品的连续统  $[Y_t(k), k \in (0, 1)]$  打包生产成第  $t$  期房地产最终产品  $Y_t$ 。最终产品的生产函数为:

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t(k)^{\frac{\psi-1}{\psi}} dk \right]^{\frac{\psi}{\psi-1}} \quad (6)$$

其中,  $\psi > 1$ , 表示中间产品的替代弹性。最终产品提供部门的利润最大化条件为:

$$\max_{\{Y_t(k)\}} [P_t Y_t - \int_0^1 P_t(k) Y_t(k) dk] \quad (7)$$

其中,  $P_t$  和  $P_t(k)$  分别为最终产品和各中间产品的价格。将式(6)代入式(7),取一阶条件可得:

$$P_t \left[ \int_0^1 Y_t(k)^{\frac{\psi-1}{\psi}} dk \right]^{\frac{\psi}{\psi-1}} = P_t(k) \quad (8)$$

进而可得出中间产品  $k$  的需求函数和最终产品的定价规则分别为:

$$Y_t(k) = Y_t \left[ \frac{P_t}{P_t(k)} \right]^\psi \quad (9)$$

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_t(k)^{1-\psi} dk \right]^{\frac{1}{\psi-1}} \quad (10)$$

### 3. 房地产开发商的各中间产品建设部门

房地产开发商的中间产品建设部门的生产函数为：

$$Y_t(k) = \lambda_t K_t^u(k) H_t^v(k) L_t^{1-u-v}(k) \quad (11)$$

其中,  $\lambda_t$  代表房地产开发商的中间产品建设部门的技术水平;  $K_t(k)$ 、 $H_t(k)$  和  $L_t(k)$  为中间产品  $k[Y_t(k), k \in (0, 1)]$  所需建设部门的资本要素、劳动力要素和土地要素投入。此外, 土地要素的供给  $L_t$  由政府土地管理部门外生决定,  $u, v$  为常数。

在房地产开发商的各中间产品建设部门获得土地使用权的过程中, 需要借助银行贷款实现, 且贷款额度满足两个预算约束。首先, 贷款额度不能超过抵押物, 即土地使用权预期价值的一定比例。其次, 与家庭部门按揭贷款类似, 其银行贷款与银行业竞争程度等因素相关, 具体如下：

$$b_t^M \leq b^M + m \frac{E_t(q_{t+1}^L \pi_{t+1} L_t)}{R_t} \quad (12)$$

$$b_t^M \leq b^M + \gamma Comp_t S_t Dr_t \alpha_M \quad (13)$$

$$\alpha_M = \delta E_t(q_{t+1}^H) \quad (14)$$

其中,  $b_t^M$  为房地产开发商的中间产品建设部门的土地抵押贷款水平,  $b^M$  为房地产开发商的中间产品建设部门的基准贷款水平;  $q_{t+1}^L$  为土地使用权价格;  $R_t$  由中央银行决定;  $\alpha_M$  为银行贷款中房地产开发商的中间产品建设部门贷款的比例。房地产预期价格  $E_t(q_{t+1}^H)$  的上升会吸引银行贷款更多流入整个房地产业, 势必会提升中间产品建设部门的贷款水平, 因此,  $\delta > 0$ 。

中间产品建设部门的最优化决策过程受其客户, 即最终产品提供部门的需求约束, 得到均衡价格  $P_t^*(k)$ 。具体而言, 定价时遵循 Calvo 规则, 即在每个时期只有随机选中比例为  $0 < 1 - \rho < 1$  的部门具有产品的定价权, 并制定价格为  $P_t^*(k)$ , 而其余部门不能调整价格, 价格维持在上期水平。所以  $P_t^*(k)$  与  $P_t(k)$  存在正相关关系。第  $t$  期制定价格的中间产品  $k$  的价格  $P_t^*(k)$ ①为：

$$P_t^*(k) = \frac{\psi}{\psi - 1} \frac{\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \rho^i P_t^* Y_{t+i}(k) \frac{1}{\lambda_{t+i}} \left( \frac{r_{t+i}}{u} \right)^u \left( \frac{\omega_{t+i}}{v} \right)^v \left[ \frac{q_{t+i}^L}{(1-u-v)} \right]^{1-u-v}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \rho^i Y_{t+i}(k)} \quad (15)$$

其中,  $\psi > 1$ ,  $\psi/(\psi - 1)$  为中间产品部门的总价格加成。根据 Calvo 规则, 得到价格水平的演变表达式为：

$$P_t^{1-\psi} = \rho P_{t-1}^{1-\psi} + (1 - \rho) (P_t^*)^{1-\psi} \quad (16)$$

① 受篇幅限制,  $P_t^*(k)$  的计算过程不予展示, 有兴趣的读者可以联系作者获取。

将式(16)对数线性化可得:

$$\pi_t = (1 - \rho)(P_t^* - P_t) \quad (17)$$

而后,将式(15)对数线性化,并进行准差分可得:

$$[\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1}] \approx \beta[E_t \bar{P}_{t+1} - \bar{P}_t] + \frac{(1 - \beta\rho)(1 - \rho)}{\rho} [\tilde{\omega}_t + u\tilde{r}_t + (1 - u - v)\tilde{q}_t^L - \tilde{\lambda}_t] \quad (18)$$

其中,  $\bar{P}_t$  为稳态时的最终产品价格,  $\rho$  为不具有产品定价权的公司的占比,  $\tilde{\omega}_t$ 、 $\tilde{r}_t$ 、 $\tilde{q}_t^L$ 、 $\tilde{\lambda}_t$  分别为三要素以及技术水平的对数偏离值,进而式(18)也可简化为:

$$\ln \pi_t \approx \beta \ln \pi_{t+1} + \frac{(1 - \beta\rho)(1 - \rho)}{\rho} \ln(\tilde{MC}_t) \quad (19)$$

其中,  $\ln \tilde{MC}_t$  为实际边际成本偏离稳态的对数值。

#### 4. 商业银行

在模型中,商业银行为家庭部门和房地产开发商的各中间产品建设部门提供贷款,分别用于个人按揭贷款与竞拍土地。其在两部门的预算约束条件分别为式(4)、式(5)、式(12)、式(13)和式(14)所示,经整理可得:

$$B_t \leq b^H + b^M + m \frac{E_t(q_{t+1}^H \pi_{t+1} L_t^H + q_{t+1}^L \pi_{t+1} L_t)}{R_t} \quad (20)$$

$$B_t = b_t^H + b_t^M + b^H + b^M \quad (21)$$

$$B_t \leq b^H + b^M + \gamma \text{Comp}_t S_t D r_t (\alpha_H + \alpha_M) \quad (22)$$

其中,  $B_t$  为银行贷款总量。根据前述对家庭部门和房地产开发商的各中间产品建设部门预算约束的推导,一方面,贷款总额与相应的抵押物(土地使用权、房地产)预期价值需要满足一定的抵押率要求;另一方面,银行贷款额度还受银行业竞争程度的影响。

#### 5. 均衡时的银行业竞争程度与房地产价格<sup>①</sup>

借鉴马亚明和刘翠(2014),本文假定经济体以房地产业为主,非房地产业的消费品  $C_t$  和储蓄  $S_t$  外生给定,建立居民与房地产中间产品的建设部门、房地产最终产品部门和银行四部门的动态随机一般均衡模型。本文的模型需要同时满足如下价格和产量的均衡条件:

$$Y_t = I_t + C_t \quad (23)$$

$$q_t^H = P_t \quad (24)$$

$$L_t^H = L_t \quad (25)$$

在家庭部门最优化过程中,式(4)和式(5)的约束条件取等号可得:

$$E_t q_{t+1}^H = \frac{\gamma \text{Comp}_t S_t D r_t \alpha_H R_t}{m L_t^H E_t \pi_{t+1}} \quad (26)$$

① 受篇幅限制,完整模型的求解在正文中不再赘述,有兴趣的读者可向作者索取。

稳态时可得:

$$\bar{q}^H = \frac{\alpha_H \gamma Comp \bar{S} Dr \bar{R}}{m \bar{L}^H \bar{\pi}} \quad (27)$$

## (二) 可验证命题

如前所述,根据市场力量理论和信息理论,银行业竞争程度对银行贷款的影响( $\gamma$ )方向是不同的。如果市场力量理论成立,则银行业竞争有助于缓解金融抑制和信贷不足,促使银行贷款水平上升,因此 $\gamma$ 为正。由式(27)可知,银行业竞争程度( $Comp$ )对房地产价格( $\bar{q}^H$ )的偏导为正。

命题 1a:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )越高,房地产价格( $\bar{q}^H$ )越高。

反之,如果信息理论成立,即银行业竞争程度提高能够加剧借贷双方的信息不对称,促使银行贷款水平下降,因此 $\gamma$ 为负。由式(27)可知,银行业竞争程度( $Comp$ )对房地产价格( $\bar{q}^H$ )的偏导为负。

命题 1b:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )越高,房地产价格( $\bar{q}^H$ )越低。

关于银行业竞争对房地产价格的影响机制,本文从供给方面着手进行分析。中国房地产住宅用地由政府行政审批,土地要素( $L_t$ )由政府外生决定。根据 Kuhn-Tucker 条件,在模型达到均衡时,同式(26),最优条件满足时的式(12)、式(13)中,房地产开发商的各中间产品建设部门贷款预算约束取等号,即:

$$E_t q_{t+1}^L = \frac{(\gamma Comp_t S_t Dr_t \alpha_M) R_t}{m L_t E_t \pi_{t+1}} \quad (28)$$

在稳态时可得:

$$\bar{q}^L = \frac{(\gamma Comp \bar{S} Dr \alpha_M) \bar{R}}{m \bar{L} \bar{\pi}} \quad (29)$$

其中, $\bar{q}^L$ 、 $\bar{S}$ 、 $\bar{R}$ 、 $\bar{\pi}$ 、 $\bar{L}$ 为相应变量的稳态值。

相应地,式(15)取稳态可得:

$$\bar{P}_i^*(k) = \frac{\psi \bar{P}}{\psi - 1} \frac{1}{\lambda} \left( \frac{\bar{r}}{u} \right)^u \left( \frac{\bar{\omega}}{v} \right)^v \left[ \frac{\bar{q}^L}{(1 - u - v)} \right]^{1-u-v} \quad (30)$$

其中, $\bar{\lambda}$ 、 $\bar{r}$ 、 $\bar{\omega}$ 、 $\bar{q}^L$ 为相应变量的稳态值。由于 $u + v < 1$ ,故土地要素价格( $\bar{q}^L$ )对中间产品( $k$ )价格 $[\bar{P}_i(k)]$ 存在正向影响。

如前所述,根据市场力量理论和信息理论, $\gamma$ 的取值可能不同。由式(30)可得, $\partial \bar{P}_i^*(k) / \partial \bar{q}^L > 0$ 和 $\partial \bar{P}_i^*(k) / \partial \bar{\omega} > 0$ ,根据 $\bar{P}_i^*(k)$ 与 $\bar{P}_i(k)$ 的正相关关系可得, $\partial \bar{P}_i(k) / \partial \bar{q}^L > 0$ 和 $\partial \bar{P}_i(k) / \partial \bar{\omega} > 0$ 。由式(10)的最终产品定价规则取稳态,结合式(24)可得 $\partial \bar{q}^H / \partial \bar{P}_i(k) > 0$ 。

如果市场力量理论成立,则 $\gamma$ 为正。此时,由式(29)可知, $\partial \bar{q}^L / \partial Comp > 0$ ,同时,由于 $\partial \bar{P}_i(k) / \partial \bar{q}^L > 0$ 和 $\partial \bar{q}^H / \partial \bar{P}_i(k) > 0$ ,根据上述偏导关系,可得以下命题。

命题 2a:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )提高,能够推升土地要素价格( $\bar{q}^L$ ),进而促进房地产价格( $\bar{q}^H$ )上涨。

如果信息理论成立,则 $\gamma$ 为负。此时,由式(29)可知, $\partial \bar{q}^L / \partial Comp < 0$ ,由于 $\partial \bar{P}_i(k) / \partial \bar{q}^L > 0$ 和 $\partial \bar{q}^H / \partial \bar{P}_i(k) > 0$ ,可得以下命题。

命题 2b:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )提高,能够降低土地要素价格( $\bar{q}^L$ ),进而

促使房地产价格( $\bar{q}^H$ )下降。

此外,当市场力量理论成立时,银行业竞争导致的信贷规模增加,势必会引发货币总量的上升,进而推动劳动力要素价格的上涨。而当信息理论成立时,银行业竞争程度的提高将会导致银行贷款减少与货币总量下降,势必使得劳动力要素价格下降,进而促使房地产价格下降。因此,银行业竞争( $Comp$ )的提高能影响劳动力要素价格( $\omega$ ),即:

$$\omega_t = \tau Comp_t \quad (31)$$

其中, $\tau$ 表示银行业竞争对要素价格影响的系数,在稳态时可得:

$$\bar{\omega} = \tau Comp \quad (32)$$

如果市场力量理论成立,则 $\tau$ 为正。此时,由式(32)可知, $\partial \bar{\omega} / \partial Comp > 0$ ,同时,由于 $\partial \bar{P}_t(k) / \partial \bar{\omega} > 0$ 和 $\partial \bar{q}^H / \partial \bar{P}_t(k) > 0$ ,可得以下命题。

命题 3a:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )提高,能够推升劳动力要素价格( $\omega$ ),进而促进房地产价格( $\bar{q}^H$ )上涨。

如果信息理论成立,则 $\tau$ 为负。此时,由(32)式可知, $\partial \bar{\omega} / \partial Comp < 0$ ,由于 $\partial \bar{P}_t(k) / \partial \bar{\omega} > 0$ 和 $\partial \bar{q}^H / \partial \bar{P}_t(k) > 0$ ,可得以下命题。

命题 3b:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )提高,能够降低劳动力要素价格( $\omega$ ),进而促使房地产价格( $\bar{q}^H$ )下降。

在稳态时,式(20)、式(22)取等号。如果市场力量理论成立,则 $\gamma$ 为正。此时,由于式(22)的稳态式 $\partial B / \partial Comp > 0$ 以及式(21)的稳态式 $\partial \bar{q}^H / \partial B > 0$ ,可得以下命题。

命题 4a:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )提高,能够提升银行贷款( $B$ )的可得性,进而促进房地产价格( $\bar{q}^H$ )上涨。

如果信息理论成立,则 $\gamma$ 为负。此时,由式(22)的稳态式可知, $\partial B / \partial Comp < 0$ ,由于式(20)的稳态式 $\partial \bar{q}^H / \partial B > 0$ ,可得以下命题。

命题 4b:在其他参数一定时,银行业竞争程度( $Comp$ )提高,能够降低银行贷款( $B$ )的可得性,进而促使房地产价格( $\bar{q}^H$ )下降。

## 四、研究设计

### (一)数据来源与样本选择

本文以 2006—2016 年中国 70 个大中型城市为研究样本,考察银行业竞争对房地产价格的影响。本文之所以选择 2006 年为样本起点,是因为 2005 年以前样本数据的可得性和缺失情况较为严重。计算银行业竞争所需的各城市银行分支机构数据来源于中国银保监会许可证信息查询系统;其他的城市年度数据均来自国家信息中心国信房地产信息网。此外,为了消除极端值的影响,本文对所有连续变量按 1% 和 99% 水平进行了缩尾处理。

### (二)模型与变量

根据银行业竞争问题的一般研究框架(王立平,2013;蔡竞、董艳,2016;方芳、蔡卫星,2016),本文的实证模型如下:

$$\ln \bar{q}_{i,t}^H = \beta_0 + \beta_1 Comp_{i,t} + \beta_c Controls_{i,t} + u_{i,t} \quad (33)$$



在模型(33)中,被解释变量为房地产价格( $\bar{q}^H$ )的自然对数,应用商品房平均销售价格的自然对数( $\ln HP\_R$ )和商品住宅销售价格的自然对数( $\ln HP\_H$ )衡量。主要解释变量为银行业竞争程度( $Comp$ ),应用银行业赫芬达尔-赫希曼指数( $HHI$ )衡量,计算方法(Chong 等,2013;蔡竞、董艳,2016)具体如下:

$$HHI = \sum_p^{N_q} (branch_{p,q} / \sum_p^{N_q} branch_{p,q})^2$$
(34)

其中, $branch_{p,q}$ 为银行  $p$  在城市  $q$  内的分支机构数量, $N_q$  为城市  $q$  内所有类型银行的数量。 $HHI$  的取值在 0 和 1 之间,越接近 0 表示银行业竞争程度越强,越接近 1 表示银行业竞争程度越弱。由式(34)可见, $HHI$  由各银行在城市内分支机构的数量信息刻画。在后文的实证研究中,本文还将根据是否包括政策性银行、农村信用社等银行类金融机构,分别定义全部银行业赫芬达尔-赫希曼指数( $HHI\_A$ )和只包括商业银行的赫芬达尔-赫希曼指数( $HHI\_C$ )。本文重点关注银行业竞争程度( $Comp$ )的回归系数 $\beta_1$ 。如果 $\beta_1$ 为负,说明银行业竞争程度的提升对房地产价格存在促进作用,从而支持市场力量理论;反之,如果 $\beta_1$ 为正,则说明银行业竞争程度的提升会抑制房地产价格上升,从而支持信息理论。 $Controls_{i,t}$ 为实证模型的控制变量,本文参考前人(崔光灿,2009;王立平,2013)的研究,并结合本文的研究背景,选取如表 1 所示的控制变量。为了缓解可能存在的序列相关问题,本文所有回归均在城市层面对所有回归系数的标准误进行了聚类处理。此外,为了探究银行业竞争对房地产价格的影响机制,本文还选取了如表 1 所示的中介变量。需要指出的是,本文对涉及金额的变量( $\ln REDI$ 、 $\ln CRS$ 、 $\ln FI$ 、 $\ln LFE$ 、 $\ln Loan$ 、 $\ln PCDI$  和  $\ln LASP$ )均进行了价格平减处理,即在相关变量中,均除以 2005 年的定基消费者价格指数(CPI)。具体的变量定义见表 1。

表 1
 变量定义

变量性质	变量标识	变量名称	变量定义	数据来源
被解释变量	商品房平均销售价格(全市)	$\ln HP\_R$	商品房平均销售价格(全市)的对数	国家信息中心国信房地产信息网
	商品住宅销售价格(全市)	$\ln HP\_H$	商品住宅销售价格(全市)的对数	
解释变量	银行业竞争指标	$HHI\_A$	全部银行赫芬达尔-赫希曼指数	中国银保监会许可证信息查询系统
	商业银行业竞争指标	$HHI\_C$	商业银行赫芬达尔-赫希曼指数	
	六大行比重	$CR6$	工、农、中、建、交、邮储六大行分支机构数占该市全部商业银行分支机构数的比重	
控制变量	房地产开发投资额	$\ln REDI$	房地产开发投资额的对数	国家信息中心国信房地产信息网
	城镇化率	$UPR$	市区人口与总人口之比	
	商品住宅销售额	$\ln CRS$	商品住宅销售额的对数	
	固定资产投资	$\ln FI$	固定资产投资额的对数	
	地方财政一般预算内支出	$\ln LFE$	地方财政一般预算内支出额的对数	
	城市 GDP 排名	$\ln GDP$	城市 GDP 排名的对数	
中介变量	银行贷款	$\ln Loan$	银行贷款的对数	国家信息中心国信房地产信息网
	人均可支配收入	$\ln PCDI$	人均可支配收入的对数	
	城市土地招拍挂出让成交单价	$\ln LASP$	城市土地招拍挂出让成交价款除以土地出让金的对数	
工具变量	山西票号数量	$Shanxibanks$	清代山西票号在各城市的分支机构数量	穆雯瑛(2001)

五、实证检验

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计的结果见表 2。由表 2 可知,*HHI\_A* 和 *HHI\_C* 的均值分别为 0.109 和 0.129。其中,最小值分别为 0.056 和 0.065,最大值分别为 0.224 和 0.255,说明样本城市之间的银行业竞争程度差距较大,保证了样本间的异质性。

表 2 描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>HHI_A</i>	759	0.109	0.034	0.056	0.103	0.224
<i>HHI_C</i>	759	0.129	0.042	0.065	0.120	0.255
<i>lnHP_H</i>	719	8.314	0.528	7.176	8.232	9.764
<i>lnHP_R</i>	759	8.338	0.515	7.268	8.273	9.772
<i>lnREDI</i>	756	14.368	1.304	11.594	14.406	17.095
<i>lnCRS</i>	719	14.614	1.221	12.003	14.544	17.264
<i>lnLoan</i>	757	16.781	1.229	14.233	16.763	19.537
<i>lnLFE</i>	759	14.752	0.927	12.627	14.717	17.327
<i>lnGDP</i>	759	3.278	0.903	0.000	3.555	4.234
<i>lnPCDI</i>	696	9.782	0.342	8.816	9.788	10.556
<i>lnLASP</i>	608	7.844	0.885	6.208	7.703	10.222
<i>lnFI</i>	757	15.701	1.141	13.213	15.744	17.935
<i>UPR</i>	759	0.467	0.258	0.072	0.418	1.000
<i>CR6</i>	759	0.589	0.111	0.364	0.570	0.963
<i>Shanxibanks</i>	759	5.073	8.468	0.000	1.000	40.000

(二)回归分析

本文以房地产价格(*lnHP\_R* 和 *lnHP\_H*) 为被解释变量,分别以银行业竞争程度(*HHI\_A* 和 *HHI\_C*) 为解释变量,利用模型(33)进行回归分析,结果见表 3。由表 3 的列(1)、列(3)、列(5)、列(7)可知,在单变量回归中,房地产价格(*lnHP\_H* 和 *lnHP\_R*) 与银行业竞争程度(*HHI\_A* 和 *HHI\_C*) 的回归系数均在 1% 的水平下显著为负;由列(2)、列(4)、列(6)、列(8)可知,在加入控制变量后,房地产价格(*lnHP\_H* 和 *lnHP\_R*) 与银行业竞争程度(*HHI\_A* 和 *HHI\_C*) 的回归系数均在 5% 的水平下显著为负。以上结果说明,银行业竞争程度越高的地区,房地产价格越高,支持了市场力量理论,即命题 1a,同时拒绝了信息理论,即命题 1b。

表 3
 银行业竞争对房地产价格的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnHP_H	lnHP_H	lnHP_H	lnHP_H	lnHP_R	lnHP_R	lnHP_R	lnHP_R
HHI_A	-5.713 *** (1.42)	-2.353 ** (1.03)			-5.318 *** (1.37)	-1.917 ** (0.97)		
HHI_C			-6.308 *** (1.04)	-1.935 ** (0.93)			-5.982 *** (0.98)	-1.678 ** (0.85)
lnREDI		-0.041 (0.06)		-0.008 (0.06)		-0.0436 (0.05)		-0.017 (0.05)
UPR		0.821 *** (0.19)		0.789 *** (0.20)		0.806 *** (0.19)		0.778 *** (0.19)
lnCRS		0.433 *** (0.07)		0.398 *** (0.06)		0.418 *** (0.06)		0.390 *** (0.06)
lnFI		-0.212 *** (0.07)		-0.237 *** (0.08)		-0.190 *** (0.06)		-0.210 *** (0.07)
lnLFE		-0.005 (0.08)		0.007 (0.08)		-0.011 (0.08)		-0.002 (0.08)
lnGDP		-0.034 (0.02)		-0.039 (0.02)		-0.033 (0.02)		-0.036 (0.02)
常数项	8.930 *** (0.17)	4.917 *** (0.96)	9.120 *** (0.16)	5.212 *** (1.07)	8.917 *** (0.16)	5.195 *** (0.97)	9.107 *** (0.15)	5.471 *** (1.08)
年份	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
省份	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
样本量	719	678	719	678	759	709	759	709
Adj. R <sup>2</sup>	0.127	0.739	0.246	0.738	0.124	0.759	0.239	0.760

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示统计检验在10%、5%和1%的水平下显著；括号内为标准误，在城市层面进行了聚类处理。下同。

（三）内生性检验

上述研究结果表明，银行间竞争程度的提升促进了房地产价格的提高，但也可能是因为房地产价格高的城市银行间竞争本身就比较激烈，因此本文的结论可能受到内生性问题的干扰。为此，本文分别利用外生事件冲击和工具变量法来缓解这一问题。

首先，本文以2009年中国金融业监管层调整城商行分支机构市场准入政策、放宽和简化机构设立这一事件作为外生冲击，进一步检验银行业竞争对房地产价格的影响。由于政策的滞后性，本文将全样本划分为2006—2009年和2011—2014年两段对主回归进行比较，回归结果见表4。由表4可知，在2006—2009年的子样本中，房地产价格(lnHP\_H和lnHP\_R)与银行业竞争程度(HHI\_A和HHI\_C)的回归系数均不显著；而在2011—2014年的子样本中，房地产价格(lnHP\_H和lnHP\_R)与银行业竞争程度(HHI\_A和HHI\_C)的回归系数在5%或1%的水平下显著为负。此外，组间系数差异性检验( $\chi^2$  Test)的卡方统计量在10%或5%的水平下显著。以上结果说明，在2009

年监管政策调整之后,银行业竞争对房地产价格的影响更加明显,从而缓解了可能存在的内生性问题。

表 4 2006—2009 年和 2011—2014 年两个子样本多变量回归比较

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnHP_H 2006 – 2009	lnHP_H 2011 – 2014	lnHP_H 2006 – 2009	lnHP_H 2011 – 2014	lnHP_R 2006 – 2009	lnHP_R 2011 – 2014	lnHP_R 2006 – 2009	lnHP_R 2011 – 2014
HHI_A	– 1. 352 (1. 04)	– 3. 407 *** (1. 14)			– 1. 002 (0. 94)	– 3. 032 *** (1. 10)		
$\chi^2$	5. 46 **				6. 57 **			
HHI_C			– 1. 292 (0. 93)	– 2. 493 ** (1. 04)			– 1. 021 (0. 84)	– 2. 350 ** (0. 98)
$\chi^2$			2. 96 *				4. 29 **	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	248	268	248	268	274	271	274	271
Adj. R <sup>2</sup>	0. 733	0. 662	0. 734	0. 657	0. 740	0. 667	0. 742	0. 666

其次,本文选取清代山西票号在各城市的分支机构数量 (*Shanxibanks*) 作为该城市银行业竞争程度的工具变量。随着清朝末期经济的迅速发展和商品流通的逐步加快,票号逐渐兴起,并在全 国范围内开设分号。由于清代山西票号在各城市的分支机构分布与样本期内银行业竞争程度指 标具有相似性,因此该工具变量与解释变量具有相关性;但清代山西票号在各城市的分支机构分 布与现代房地产价格之间不存在直接的相关性。因此,从经济意义上来看,该工具变量的选取是 合理的。而后,本文利用两阶段最小二乘法进行回归分析,结果见表 5。由表 5 可知,在第一阶段

表 5 两阶段最小二乘法回归结果——清代山西票号在各城市的分支机构数量 (*Shanxibanks*)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	HHI_A	lnHP_H	HHI_C	lnHP_H	HHI_A	lnHP_R	HHI_C	lnHP_R
HHI_A		– 11. 229 ** (4. 76)				– 10. 351 ** (4. 25)		
HHI_C				– 11. 034 ** (4. 84)				– 10. 621 ** (4. 70)
Shanxibanks	0. 001 ** (0. 00)		0. 001 * (0. 00)		0. 001 ** (0. 00)		0. 001 * (0. 00)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	683	683	683	683	714	714	714	714
Adj. R <sup>2</sup>	0. 242	0. 499	0. 313	0. 387	0. 259	0. 522	0. 317	0. 398

中,银行业竞争程度( $HHI\_A$  和  $HHI\_C$ )与清代山西票号在各城市的分支机构数量( $Shanxibanks$ )显著正相关,工具变量与内生解释变量的相关性条件得到满足。在第二阶段中,主要解释变量的回归系数依然显著为负,与前文结果保持一致。这就说明,本文的结果在控制内生性问题后依然是可靠的。

(四) 机制研究

本文进一步考察银行业竞争对房地产价格的影响机制,分别对土地要素价格、劳动力要素价格和银行信贷的中介效应进行检验。

1. 银行业竞争对房地产价格的影响机理:基于土地价格的中介效应分析

本文选取城市土地招拍挂出让成交单价( $\ln LASP$ )作为土地价格( $\bar{q}^L$ )的代理变量进行中介效应检验,以验证命题 2。检验结果见表 6。由表 6 的 Panel A 可知,城市土地招拍挂出让成交单价( $\ln LASP$ )与银行业竞争程度( $HHI\_A$  和  $HHI\_C$ )显著负相关,说明银行业竞争程度越高的城市土地招拍挂出让成交单价( $\ln LASP$ )越高。而后,在控制城市土地招拍挂出让成交单价( $\ln LASP$ )的情况下,房地产价格( $\ln HP\_H$  和  $\ln HP\_R$ )与银行业竞争程度( $HHI\_A$  和  $HHI\_C$ )的回归系数的绝对值及其显著性水平均有所下降,初步证明了土地价格中介效应的成立。接下来,本文对以上中介效应结果进行 Sobel 检验(见表 6 的 Panel B),结果均在 1% 的水平下显著。以上结果说明,土地价格的确是房地产价格与银行业竞争之间的中介影响因素,由此证明了命题 2a。

2. 银行业竞争对房地产价格的影响机理:基于人均可支配收入( $\ln PCDI$ )的中介效应

本文选取人均可支配收入( $\ln PCDI$ )作为劳动力要素价格( $\omega$ )的代理变量进行中介效应检验,以验证命题 3。检验结果见表 7。表 7 的结果说明,劳动力要素价格是房地产价格与银行业竞争之间的中介影响因素,由此证明了命题 3a。

3. 银行业竞争对房地产价格的影响机理:基于银行贷款( $\ln Loan$ )的中介效应分析

本文选取银行贷款( $\ln Loan$ )作为银行信贷( $B$ )的代理变量进行中介效应检验,以验证命题 4。检验结果见表 8。表 8 的结果说明,银行贷款是房地产价格与银行业竞争之间的中介影响因素,由此证明了命题 4a。

表 6 银行业竞争、城市土地招拍挂出让成交单价( $\ln LASP$ )与房地产价格

Panel A: 中介效应回归						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln LASP$	$\ln HP\_H$	$\ln HP\_R$	$\ln LASP$	$\ln HP\_H$	$\ln HP\_R$
$\ln LASP$		0.305 *** (0.04)	0.276 *** (0.04)		0.305 *** (0.04)	0.275 *** (0.04)
$HHI\_A$	-2.922 ** (1.46)	-1.688 ** (0.72)	-1.308 * (0.75)			
$HHI\_C$				-2.761 ** (1.33)	-1.307 * (0.67)	-1.129 * (0.65)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

续表 6

Panel A:中介效应回归						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnLASP	lnHP_H	lnHP_R	lnLASP	lnHP_H	lnHP_R
样本量	708	677	708	708	677	708
Adj. R <sup>2</sup>	0. 580	0. 833	0. 840	0. 582	0. 832	0. 840
Panel B:Sobel 检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)		
检验结果	lnHP_H - HHI_A	lnHP_H - HHI_C	lnHP_R - HHI_A	lnHP_R - HHI_C		
Sobel 检验 Z 值	- 3. 962 ***	- 4. 464 ***	- 4. 069 ***	- 4. 454 ***		

表 7

银行业竞争、人均可支配收入 (lnPCDI) 与房地产价格

Panel A:中介效应回归						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnPCDI	lnHP_H	lnHP_R	lnPCDI	lnHP_H	lnHP_R
lnPCDI		0. 845 *** (0. 20)	0. 781 *** (0. 18)		0. 846 *** (0. 19)	0. 778 *** (0. 18)
HHI_A	- 1. 780 *** (0. 53)	- 1. 046 (0. 70)	- 0. 684 (0. 70)			
HHI_C				- 1. 142 *** (0. 51)	- 0. 982 (0. 67)	- 0. 717 (0. 64)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	661	635	661	661	635	661
Adj. R <sup>2</sup>	0. 786	0. 803	0. 819	0. 782	0. 804	0. 820
Panel B:Sobel 检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)		
检验结果	lnHP_H - HHI_A	lnHP_H - HHI_C	lnHP_R - HHI_A	lnHP_R - HHI_C		
Sobel 检验 Z 值	- 7. 125 ***	- 6. 587 ***	- 7. 380 ***	- 6. 834 ***		

表 8

银行业竞争、银行贷款 (lnLoan) 与房地产价格

Panel A:中介效应回归						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnLoan	lnHP_H	lnHP_R	lnLoan	lnHP_H	lnHP_R
lnLoan		0. 106 (0. 08)	0. 101 (0. 07)		0. 110 (0. 08)	0. 103 (0. 08)

续表 8

Panel A:中介效应回归						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnLoan	lnHP_H	lnHP_R	lnLoan	lnHP_H	lnHP_R
HHI_A	- 4. 964 *** (0. 86)	- 1. 870 * (0. 95)	- 1. 433 (0. 88)			
HHI_C				- 3. 813 *** (0. 80)	- 1. 532 * (0. 86)	- 1. 311 * (0. 77)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	712	681	712	712	681	712
Adj. R <sup>2</sup>	0. 898	0. 740	0. 761	0. 895	0. 739	0. 762
Panel B:Sobel 检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)		
检验结果	lnHP_H - HHI_A	lnHP_H - HHI_C	lnHP_R - HHI_A	lnHP_R - HHI_C		
Sobel 检验 Z 值	- 3. 686 ***	- 3. 763 ***	- 3. 833 ***	- 3. 842 ***		

(五)稳健性检验<sup>①</sup>

为了弥补前文实证研究可能存在的不足,本文从如下几个方面进行了稳健性检验。

(1)变换银行业竞争的度量方法与引入被解释变量滞后项。为进一步增加本文结果的可靠性,本文借鉴方芳和蔡卫星(2016)的思路,将工、农、中、建、交、邮储六大银行分支机构数占该市全部商业银行分支机构数的比重作为银行业竞争的代理变量;此外,本文在回归中加入其滞后项,用以排除房地产价格的自相关。

(2)替换中介变量。本文选取城市建设用地地面均价替换城市土地招拍挂出让成交单价作为土地价格的代理变量,使用职工平均工资替换人均可支配收入作为劳动力要素价格的代理变量,进行稳健性检验。

(3)排除经济发达程度的影响。银行业竞争和房地产价格之间的关系可能同时受到“经济发达程度”这一第三变量的影响。为此,首先,本文应用城市 GDP 的对数值对银行业赫芬达尔 - 赫希曼指数进行回归,得到残差项;其次,使用该残差值作为解释变量,对房地产价格进行回归。

六、结 论

本文采用理论建模与实证研究相结合的方法,考察了银行业竞争对房地产价格的影响。研究发现,银行业竞争程度的提高促进了房地产价格的上涨,且在城市规模大、经济发展程度高的地区影响更强。该结果在经过一系列内生性检验和回归模型敏感性测试之后依然稳健。机制研究表明,银行业竞争通过增加银行信贷供给、推动土地价格和收入水平的提高,进而促进了房地产价格上涨。本文的研究是银行业竞争与经济发展研究主线在中观层面的延伸,丰富了银行业竞争和房

① 受篇幅所限,稳健性结果在文中不予汇报,有兴趣的读者可向作者索取。

地产价格影响因素领域的文献体系。

此外,从本文的研究中还可以得到如下的政策启示。首先,本文的研究结果表明,银行业竞争能够推动房地产价格上涨。而银行业竞争是金融发展、金融深化的表现。因此,合理引导银行业适度竞争,促进金融深化与金融发展是引导房地产价格温和和上涨的重要抓手。其次,本文的研究发现,土地价格是银行业竞争促进房地产价格的重要传导因素。因此,未来中国应进一步完善以市场为主体的土地供给制度,根据房地产价格的变化实时调控土地市场供应量,通过科学的土地价格调控政策实现稳定房地产价格的经济目标。最后,从本文的研究结果可以看到,银行贷款是银行业竞争推动房地产价格的因素、桥梁。为保持房地产市场健康平稳发展,在支持银行业合理竞争的同时,也应注重对房地产领域贷款规模的总体宏观调控,有效落实“房住不炒”的国家战略,从源头上防止房地产价格的过度波动。

#### 参考文献:

1. 边文龙、沈艳、沈明高:《银行业竞争度、政策激励与中小企业贷款——来自 14 省 90 县金融机构的证据》,《金融研究》2017 年第 1 期。
2. 蔡竞、董艳:《银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据》,《金融研究》2016 年第 11 期。
3. 陈健、陈杰、高波:《信贷约束、房价与居民消费率——基于面板门槛模型的研究》,《金融研究》2012 年第 4 期。
4. 陈诗一、王祥:《融资成本、房地产价格波动与货币政策传导》,《金融研究》2016 年第 3 期。
5. 崔光灿:《房地产价格与宏观经济互动关系实证研究——基于我国 31 个省份面板数据分析》,《经济理论与经济管理》2009 年第 1 期。
6. 戴国强、张建华:《货币政策的房地产价格传导机制研究》,《财贸经济》2009 年第 12 期。
7. 段忠东:《房地产价格与通货膨胀、产出的非线性关系——基于门限模型的实证研究》,《金融研究》2012 年第 8 期。
8. 范子英、刘甲炎:《为买房而储蓄——兼论房产税改革的收入分配效应》,《管理世界》2015 年第 5 期。
9. 方芳、蔡卫星:《银行业竞争与企业成长:来自工业企业的经验证据》,《管理世界》2016 年第 7 期。
10. 贾春新、夏武勇、黄张凯:《银行分支机构、国有银行竞争与经济增长》,《管理世界》2008 年第 2 期。
11. 贾俊雪、秦聪、张静:《财政政策、货币政策与资产价格稳定》,《世界经济》2014 年第 12 期。
12. 况伟大:《房地产投资、房地产信贷与中国经济增长》,《经济理论与经济管理》2011 年第 1 期。
13. 况伟大、朱勇、刘江涛:《房产税对房价的影响:来自 OECD 国家的证据》,《财贸经济》2012 年第 5 期。
14. 刘颜、邓若冰:《金融集聚对房地产价格的影响——基于静态与动态面板数据的估计》,《经济问题探索》2017 年第 9 期。
15. 吕炜、刘晨晖:《财政支出、土地财政与房地产投机泡沫——基于省际面板数据的测算与实证》,《财贸经济》2012 年第 12 期。
16. 马亚明、刘翠:《房地产价格波动与我国货币政策工具规则的选择——基于 DSGE 模型的模拟分析》,《国际金融研究》2014 年第 8 期。
17. 孟庆斌、黄清华、张能鲲、张永冀:《城镇化、区域发展不均衡与房地产价格》,《经济理论与经济管理》2017 年第 9 期。
18. 孟宪春、张屹山、李天宇:《有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”》,《中国工业经济》2018 年第 6 期。
19. 穆雯瑛:《晋商史料研究》,山西人民出版社 2001 年版。
20. 平新乔、陈敏彦:《融资、地价与楼盘价格趋势》,《世界经济》2004 年第 7 期。
21. 孙克竞:《地方土地财政转型、产业结构优化与土地出让制度变革》,《经济管理》2014 年第 2 期。
22. 王立平:《我国房地产价格“稳健性”影响因素实证研究》,《管理世界》2013 年第 10 期。
23. 易宪容:《中国房地产市场过热与风险预警》,《财贸经济》2005 年第 5 期。
24. 周彬、杜两省:《“土地财政”与房地产价格上涨:理论分析和实证研究》,《财贸经济》2010 年第 8 期。
25. 周京奎:《房地产泡沫生成与演化——基于金融支持过度假说的一种解释》,《财贸经济》2006 年第 5 期。
26. 周京奎:《货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国 4 个直辖市的实证研究》,《财贸经济》2005 年第 5 期。
27. 周利、廖婧琳、张浩:《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据》,《经济科学》2021



年第 1 期。

28. Black, S. E. , & Strahan, P. E. , Entrepreneurship and Bank Credit Availability. *The Journal of Finance* , Vol. 57 , No. 6 , 2012 , pp. 2807 – 2833.
29. Calvo, G. A. , Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics* , Vol. 12 , No. 3 , 1983 , pp. 383 – 398.
30. Chong, T. L. , Lu, L. , & Ongena, S. , Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-sized Enterprises? Evidence from China. *Journal of Banking and Finance* , Vol. 37 , No. 9 , 2013 , pp. 3412 – 3424.
31. Green, R. K. , Follow the Leader: How Changes in Residential and Non-Residential Investment Predict Changes in GDP. *Real Estate Economics* , Vol. 25 , No. 2 , 1997 , pp. 253 – 270.
32. Guzman, M. G. , Bank Structure, Capital Accumulation and Growth: A Simple Macroeconomic Model. *Economic Theory* , Vol. 25 , No. 2 , 2000 , pp. 421 – 455.
33. Hauswald, R. , & Marquez, R. , Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets. *Review of Financial Studies* , Vol. 19 , No. 3 , 2006 , pp. 967 – 1000.
34. Hirano, T. , & Yanagawa, N. , Asset Bubbles, Endogenous Growth, and Financial Frictions. *Review of Economic Studies* , Vol. 84 , No. 1 , 2016 , pp. 406 – 443.
35. Love, I. , & Peria, M. , How Bank Competition Affects Firm's Access to Finance. *The World Bank Economic Review* , Vol. 29 , No. 3 , 2014 , pp. 413 – 448.
36. Patti, E. B. , & Dellariccia, G. , Bank Competition and Firm Creation. *Journal of Money, Credit and Banking* , Vol. 36 , No. 2 , 2004 , pp. 225 – 252.
37. Petersen, M. A. , & Rajan, R. G. , The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. *The Quarterly Journal of Economics* , Vol. 49 , No. 3 , 1995 , pp. 407 – 443.

## Research on the Influence of Banking Competition on Real Estate Prices and Its Mechanism

MENG Qingbin, SONG Xuan (Renmin University of China, 100872)

LI Xinyu (Shandong University, 250100)

**Abstract:** The paper examines the impact of banking competition on real estate prices and its mechanism by constructing a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model, and uses the data of 70 large and medium-sized cities in China from 2006 to 2016 for empirical test. The paper finds that the increase in the banking competition will cause the real estate price to rise, and the impact is mainly through intermediary factors such as the scale of bank credit, the price of land element, and the household income. The paper further validates its conclusions by conducting an exogenous shock test, constructing an instrumental variable and conducting a series of robustness tests. The paper adds to the literature on the economic consequences of banking competition and the factors affecting real estate prices. It also has certain guiding significance for the science-based macro-control of the real estate market by the government and for supporting the stable and healthy development of the real estate industry.

**Keywords:** Banking Competition, Real Estate Price, DSGE Model

**JEL:** G21, R21

责任编辑:诗 华