

中国房地产交易真的是卖方市场吗?

——基于双边随机边界模型的实证研究

林梨奎¹, 江民星²

(1. 暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632; 2. 南京信息工程大学 商学院, 江苏 南京 210044)

[摘要]科学测算房地产市场买卖双方议价能力对市场价格形成的影响作用,是当前政府制定“因地施策”宏观调控机制的重要前提。采用双边随机边界模型,考察房地产交易环节中买卖双方议价能力的差异,结果表明:(1)买卖双方讨价还价因素对商品房销售价格的最终形成存在显著影响;(2)从全国平均水平看,对于整体市场以及住宅、写字楼和商铺等细分市场,卖房者议价能力在双方讨价还价过程中占主导地位,但买方议价能力的影响作用也不容忽视;(3)从一线、新一线、二线和三线城市角度看,除了一线城市商铺市场以及三线城市总体城市、住宅市场和写字楼市场外,其他均处于卖方市场阶段。

[关键词]房地产交易;议价能力;局部均衡;双边随机边界;异质性;交易价格;商品房销售价格

[中图分类号]F293.3 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2019)02-0105-11

一、引言及文献综述

在房地产交易市场中,购房者和卖房者基于自身支付或出售意愿以及各自掌握的市场信息,进行讨价还价,最终达成一致完成交易。基于理性经济人假设^[1],买方总是偏好更低的价格,以获得更多的消费者剩余,同样地,卖方也总是偏好更高的价格,以获得更多的生产者剩余。然而,在中国房地产交易市场中,房价总体呈现持续上涨趋势,统计数据显示2017年中国商品房平均销售价格为7892.25元/平方米,自2005年以来总体保持持续上涨趋势且年均增长7.90%,这样往往很容易让我们产生中国房地产交易是处于卖方市场阶段的主观判断。也有媒体舆论认为中国房地产市场已由卖方市场转为买方市场。总之,关于“中国房地产交易是处于买方市场阶段还是处于卖方市场阶段”的判断,目前是众说纷纭、莫衷一是。本文将从双方议价能力测算角度,回答这一问题。尽管如此,造成商品房销售价格上涨或下滑的因素有很多,比如商品房可出售数量、消费者支付能力、地方政府调控力度等,基于科学论证的角度,有必要在控制上述因素影响的前提下,才能对房地产交易双方的议价能力进行真正意义上的科学测算,据此对“中国商品房销售价格的最终形成究竟是由买方议价能力因素决定还是卖方议价能力因素决定”进行一个更为客观的判断,也为地方政府制定“因地施策”调控措施提供一个科学依据。

关于议价能力的研究,双边随机边界模型已成为国内外学者考察买卖双方议价能力对交易价格

[收稿日期]2018-06-24

[基金项目]国家社会科学基金重大项目(17ZDA047);广东省教育厅特色创新类项目(2015WTSCX007);中央高校基本科研业务费专项资金资助暨南大学“宁静致远”工程项目(15JNQM008);广东省高水平大学建设之应用经济与产业转型升级重点建设学科经费(2017GSP07);暨南大学高水平大学建设经费资助

[作者简介]林梨奎(1987—),男,广东潮州人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,从事区域与城市经济学、国际经济学研究,E-mail:linlikui@stu2017.jnu.edu.cn;江民星(1989—),男,江西九江人,南京信息工程大学商学院讲师,博士,从事宏观经济与博弈论应用研究。

影响作用的主流方法。如 Kumbhakar 等关注雇主和工人谈判能力差异对劳动力市场价格形成的影响作用^[2];罗付岩分析了上市公司和审计事务所双方议价能力差异对审计收费价格的影响^[3];黄顺武等对一级市场折价效应和二级市场溢价效应进行分解,解释了中国股票市场 IPO 高抑价的现象^[4];任燕燕等对出借方和借款方议价能力影响 P2P 网贷市场利率水平的作用进行了比较分析^[5]。关于商品房销售价格影响因素的研究,国内外学者大多从市场供应因素、市场需求因素以及宏观环境因素等方面进行研究。如 Favara 等实证分析了信贷供给影响商品房销售价格的作用机制^[6];Wan 论证了家庭储蓄收入对商品房销售价格的影响作用^[7];Du 等通过反事实检验方法探讨了限购和房地产税改革对商品房销售价格的影响^[8];Han 等通过构建动态理性预期一般均衡研究框架,探讨了居民收入、人口存量、人口迁移和土地供应等因素对商品房销售价格的影响作用^[9];况伟大考察了物业税改革对商品房销售价格的影响^[10];赵春明和陈昊实证证明消费决策变化对商品房销售价格的影响^[11];张德荣和郑晓婷采用双重差分法评估限购政策对住宅销售价格的影响效应^[12];王岳龙实证检验了交通基础设施配套对商品房销售价格的影响^[13];李嘉楠等探讨了外来人口迁入对当地商品房销售价格的影响机制^[14];王频和侯成琪构建动态随机一般均衡模型考察公众预期对商品房销售价格的影响^[15];陈力朋等情景模拟房地产税改革对商品房销售价格的影响^[16]。虽然已有大量的学者关注商品房销售价格影响因素的研究,但是关于买卖双方议价能力差异对商品房销售价格的影响,仍没有得到充分的讨论。本文将采用房地产交易双边随机边界模型进行实证检验,考察整体市场以及住宅、写字楼和商铺等细分市场商品房销售环节中买卖双方议价能力的差异,并进一步按照城市等级划分(一线、新一线、二线和三线城市)考察中国房地产市场买卖双方议价能力差异的异质性特征。

本文的主要贡献在于:第一,将随机双边边界模型引入房地产交易价格影响因素的研究中,对购房者和卖房者双方讨价还价能力的差异进行测度,实现两者之间的直观比较,完善已有研究成果;第二,将极大似然估计法运用于房地产交易买卖双方议价能力的估算中,通过更为科学的方式对商品房销售市场处于买方市场还是卖方市场进行客观判断,为房地产市场调控政策制定提供理论支撑。

本文接下来的结构安排如下:第二部分是计量模型设定;第三部分是数据说明和研究设计;第四部分是实证研究结果;第五部分是结论及政策建议。

二、计量模型设定

(一) 购房者的价格决策行为

考虑到商品之间的替代关系,本文采用常数替代弹性函数形式设定购房者效用函数^[17],基本函数形式为:

$$U_i = (\alpha X_i^\varepsilon + (1 - \alpha) Y_i^\varepsilon)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (1)$$

其中, U_i 表示*i*购房者在*t*时期可获取的效用水平, α 表示偏好系数, X_i 表示*i*购房者在*t*时期购买的商品房数量, Y_i 表示*i*购房者在*t*时期购买的其他消费品数量。为简化计算,本文假设购房者的偏好不随效用函数的单调变化而改变,则式(1)可简化为:

$$U_i = (X_i^\varepsilon + Y_i^\varepsilon)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (2)$$

此时两商品的不变替代弹性可表示为:

$$\rho = \frac{1}{1 - \varepsilon} \quad (3)$$

当 $\varepsilon = 1$ 时,式(2)为完全替代效用函数;当 $\varepsilon = 0$ 时,式(2)退化为柯布-道格拉斯效用函数;当 $\varepsilon \rightarrow -\infty$ 时,式(2)为完全互补效用函数。

购房者在自身劳动收入预算约束下的效用最大化消费决策行为可表示为:

$$\max_{X_{it}, Y_{it}} U_{it} = (X_{it}^\varepsilon + Y_{it}^\varepsilon)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (4)$$

$$\text{s. t. } P_X X_{it} + P_Y Y_{it} = I_{it} \quad (5)$$

其中, P_X 表示 i 购房者在 t 时期购买商品 X 要支付的单位价格水平, P_Y 表示 i 购房者在 t 时期购买商品 Y 要支付的单位价格水平, I_{it} 表示 i 购房者在 t 时期的劳动收入水平。

本文构建拉格朗日函数, 分别对 X_{it} 、 Y_{it} 求偏导, 可以得到购房者效用最大化的均衡解:

$$X_{it}^* = \frac{IP_X^{\frac{1}{\varepsilon-1}}}{P_X^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} + P_Y^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}} \quad (6)$$

$$Y_{it}^* = \frac{IP_Y^{\frac{1}{\varepsilon-1}}}{P_X^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} + P_Y^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}} \quad (7)$$

将式(6)和式(7)代入式(2)中, 此时购房者可获取的最大效用水平为:

$$U_{it}^* = I(P_X^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} + P_Y^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}})^{1-\varepsilon} \quad (8)$$

由式(3)可知, 商品房和其他商品之间的替代关系通过 $1/(1-\varepsilon)$ 衡量, 由于在现实生活中, 购房支出对购房者其他消费支出存在一定程度上的“挤出效应”^[18], 因此这里假设 $\varepsilon \in (0, 1)$ 。统计数据也显示, 2017 年全国居民购房支出(通过商品房销售额来衡量)同比增长 13.7%, 全国居民人均可支配收入同比增长 9.0%, 然而全国居民用于医疗保健、教育文化娱乐、交通通信、生活用品及服务、衣着、食品烟酒、其他用品和服务等方面的人均消费支出分别增长 11.0%、8.9%、6.9%、7.4%、2.9%、4.3%、10.1%, 大多低于人均可支配收入的平均增速。此时, 小于 0, 即商品房销售价格越低, 购房者最终可获得的最大效用水平越高, 两者之间存在负相关关系。因此, 理性购房者为了获取更多的效用水平, 总是倾向于通过各种讨价还价的方式压低商品房销售的成交价格。

(二) 卖房者的价格决策行为

同时, 参考已有研究成果^[19-20], 本文采用格布-道格拉斯函数形式设定卖房者生产函数, 基本函数形式为:

$$Y_{it} = A_t K_{it}^a L_{it}^b I_{it}^c \quad (9)$$

其中, Y_{it} 表示 i 卖房者在 t 时期可用于出售的商品房面积, A_t 表示 t 时期的房屋建造技术水平, K_{it} 表示 i 卖房者在 t 时期用于商品房开发建设的货币资本, L_{it} 表示 i 卖房者在 t 时期用于商品房开发建设的土地资本, I_{it} 表示 i 卖房者在 t 时期用于商品房开发建设的中间产品投入。

在市场出清的均衡条件下, 商品房市场需求量等于供给量, 即市场需求总量等于 Y_{it} , 此时卖房者利润函数可表示为:

$$\begin{aligned} \pi_{it} &= p_t Y_{it} - r_t K_{it} - \tau_t L_{it} - \mu_t I_{it} \\ &= p_t A_t K_{it}^a L_{it}^b I_{it}^c - r_t K_{it} - \tau_t L_{it} - \mu_t I_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, π_{it} 表示 i 卖房者在 t 时期可获取的利润水平, P_t 表示商品房在 t 时期的销售价格, r_t 表示卖房者投入货币资本在 t 时期的利率水平, τ_t 表示卖房者投入土地资本在 t 时期的单位价格, μ_t 表示卖房者投入建筑材料等中间投入产品在 t 时期的市场价格, 这里假设卖房者在信贷市场、土地交易市场和中间投入产品市场里是价格接受者。

分别对 K_{it} 、 L_{it} 和 I_{it} 求偏导, 可以得到卖房者利润最大化的均衡解:

$$K_{it}^* = (p_t A_t)^{\frac{1}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{a}{r_t}\right)^{\frac{1-(b+c)}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{b}{\tau_t}\right)^{\frac{b}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{c}{\mu_t}\right)^{\frac{c}{1-(a+b+c)}} \quad (11)$$

$$L_{it}^* = (p_t A_t)^{\frac{1}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{a}{r_t}\right)^{\frac{a}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{b}{\tau_t}\right)^{\frac{1-(a+c)}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{c}{\mu_t}\right)^{\frac{c}{1-(a+b+c)}} \quad (12)$$

$$I_{it}^* = (p_t A_t)^{\frac{1}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{a}{r_t}\right)^{\frac{a}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{b}{\tau_t}\right)^{\frac{b}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{c}{\mu_t}\right)^{\frac{1-(a+b)}{1-(a+b+c)}} \quad (13)$$

将式(11)、式(12)和式(13)代入式(10)中,此时卖房者可获取的最大利润水平为:

$$\pi_{it}^* = (p_t A_t)^{\frac{1}{1-(a+b+c)}} [X^a Y^b Z^c - r_t X - \tau_t Y - \mu_t Z] \quad (14)$$

其中, $X = \left(\frac{a}{r_t}\right)^{\frac{1-(b+c)}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{b}{\tau_t}\right)^{\frac{b}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{c}{\mu_t}\right)^{\frac{c}{1-(a+b+c)}}$, $Y = \left(\frac{a}{r_t}\right)^{\frac{a}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{b}{\tau_t}\right)^{\frac{1-(a+c)}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{c}{\mu_t}\right)^{\frac{c}{1-(a+b+c)}}$, $Z = \left(\frac{a}{r_t}\right)^{\frac{a}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{b}{\tau_t}\right)^{\frac{b}{1-(a+b+c)}} \left(\frac{c}{\mu_t}\right)^{\frac{1-(a+b)}{1-(a+b+c)}}$ 。依据模型假设, X 、 Y 和 Z 相对于卖房者而言是外生给定的。

由式(9)可知,房地产业所属规模报酬类型通过 $a+b+c$ 的取值范围来衡量。由于在短期内受到建筑技术的限制,商品房供应量增加的比例低于货币资本、土地资本以及中间产品投入增加的比例,即房地产业属于规模报酬递减行业,此时有 $a+b+c < 1$ 。统计数据也显示,2017年中国房地产开发投资同比增长7.0%,房屋施工面积同比增长3.2%。当 $a+b+c < 1$ 时,假设其他影响因素外生给定,商品房销售价格越高,卖房者可获取的最大利润水平则越高,两者之间存在正相关关系。因此,理性卖房者为了获取更多的利润水平,总是倾向于通过各种讨价还价的方式提升商品房销售的成交价格。

(三) 房地产交易双边随机边界模型的基本原理

如图1所示,边界线表示最终达成的商品房销售价格水平。基于购房者追求效用最大化的公式推导结果显示,购房者总是倾向于更低的销售价格水平,因此,购房者期望价格水平位于边界线的下方;基于卖房者追求利润最大化的公式推导结果显示,卖房者总是倾向于更高的销售价格水平,因此,卖房者期望价格水平位于边界线的上方。此时购房者或卖房者议价能力对最终交易价格的影响作用越大,边界线与其期望价格水平之间的偏离程度就越小,双边随机边界模型的基本思想就在于力图对上述偏离程度进行测度,以此实现买卖双方议价能力的直观比较。

(四) 房地产交易双边随机边界模型的构建

本文将进一步构建双边随机边界模型对双方的议价能力进行科学测算,考察买卖双方议价能力对商品房销售价格形成所存在的影响作用差异。参考已有研究成果^[21-22],最终形成的商品房销售价格可表示为:

$$P_{it} = \mu(X_{it}) - \gamma[\mu(X_{it}) - \underline{P}_{it}] + (1 - \gamma)[\bar{P}_{it} - \mu(X_{it})] \quad (15)$$

其中, P_{it} 表示 i 地区在 t 时期观测到的商品房销售价格, $\mu(X_{it})$ 表示 i 地区在 t 时期商品房相对于购房者和卖房者的公允价值; \underline{P}_{it} 表示 i 地区卖房者在 t 时期所愿意接受的最低价格, $[\mu(X_{it}) - \underline{P}_{it}]$ 表示 i 地区卖房者在 t 时期出售商品房可获取的剩余价值, γ 表示卖房者在讨价还价过程中愿意让利给购房者的剩余价值比重, $\gamma[\mu(X_{it}) - \underline{P}_{it}]$ 表示 i 地区购房者 t 时期议价能力的商品房销售价格表现形式; \bar{P}_{it} 表示 i 地区购房者在 t 时期所愿意支付的最高价格, $[\bar{P}_{it} - \mu(X_{it})]$ 表示 i 地区购房者在 t 时期采取购房决策可获取的剩余价值, $1 - \gamma$ 表示购房者在讨价还价过程中愿意让利给卖房者的剩余价值比重, $(1 - \gamma)[\bar{P}_{it} - \mu(X_{it})]$ 表示 i 地区卖房者 t 时期议价能力的商品房销售价格表现形式。

基于上述讨论,商品房销售价格双边随机边界回归模型可设定为^[2]:

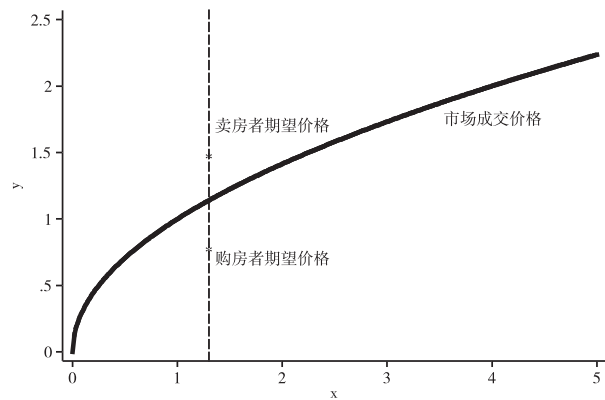


图1 房地产交易双边随机边界模型的基本原理

$$P_{it} = X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} + w_{it} \quad (16)$$

与式(15)相对应, $X'_{it}\beta + v_{it} = \mu(X_{it})$ 、 $u_{it} = \gamma[\mu(X_{it}) - P_{it}]$ 和 $w_{it} = (1 - \gamma)[\bar{P}_{it} - \mu(X_{it})]$ 。其中, X_{it} 表示 i 地区在 t 时期影响商品房销售价格的一系列解释变量, v_{it} 表示随机误差项且服从期望为 0、方差为 σ_v^2 的正态分布, μ_{it} 表示购房者议价能力干扰项且服从期望为 σ_u 、方差为 σ_u^2 的指数分布, w_{it} 表示卖房者议价能力干扰项且服从 σ_w 、方差为 σ_w^2 的指数分布。假设购房者和买房者的议价能力均不受个体特征影响, 且 $u_{it} > 0$ 、 $w_{it} > 0$ 。 i 地区购房者在 t 时期的议价能力用 μ_{it} 的条件期望来衡量且 $E(u_{it} | \varepsilon_{it}) = \sigma_u$, i 地区卖房者在 t 时期的议价能力用 W_{it} 的条件期望来衡量且 $E(w_{it} | \varepsilon_{it}) = \sigma_w$ 。

相对应的对数似然函数为:

$$\ln L(X; \theta) = -n \ln(\sigma_u + \sigma_w) + \sum_{i=1}^n \ln \left[e^{\frac{\varepsilon_i + \sigma_u^2}{2\sigma_u^2}} \Phi \left(-\frac{\varepsilon_i}{\sigma_u} - \frac{\sigma_w}{\sigma_u} \right) + e^{\frac{\sigma_u^2 - \varepsilon_i}{2\sigma_u^2}} \Phi \left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_u} - \frac{\sigma_w}{\sigma_u} \right) \right] \quad (17)$$

其中, $\theta = \{\beta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_w\}$ 。

三、数据说明和研究设计

(一) 数据说明及描述性统计

本文选取北京、天津、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、大连、长春、哈尔滨、上海、南京、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、南昌、济南、青岛、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、南宁、海口、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川和乌鲁木齐等 35 个房地产交易活动较为活跃的大中城市作为研究样本。原始数据来源于《中国房地产统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及上述 35 个大中城市历年统计年鉴和统计公报。部分缺失的数据使用插值法补充。参照第一财经媒体通过多个指标权重赋值评定划分并于 2017 年 6 月公布的城市等级名单, 对上述 35 个大中城市进行一线城市、新一线城市、二线城市和三线城市的归类划分。

本文选取的被解释变量为商品房销售价格, 按照研究需要分别为商品房总体平均销售价格、住宅平均销售价格、写字楼平均销售价格和商铺平均销售价格。基于已有研究成果^[23-25], 影响商品房销售价格的控制变量包括: 地方房地产企业规模指标, 用房地产开发企业年末从业总人数来衡量; 商品房存量指标, 分别用商品房总体竣工面积、住宅竣工面积、写字楼竣工面积和商铺竣工面积来衡量; 商品房开发强度指标, 用房地产开发投资额占当地国内生产总值比重来衡量; 地方经济发展指标, 用年末户籍总人口计算得到的人均国内生产总值来衡量; 政府干预强度指标, 用地方公共财政支出占国内生产总值比重来衡量; 购房需求水平指标, 用年末户籍总人口计算得到的人口密度来衡量; 购房者支付能力指标, 用在岗职工平均工资来衡量; 金融机构信贷支持指标, 用年末金融机构各项贷款余额占国内生产总值比重来衡量; 通信基础设施配套指标, 用互联网宽带接入用户数来衡量; 教育基础设施配套指标, 用中小学数量来衡量; 医疗基础设施配套指标, 用医疗机构床位数来衡量; 交通基础设施配套指标, 用每万人拥有公共汽车数量来衡量; 生活环境质量指标, 用工业烟(粉)尘排放量来衡量。

其中, 名义变量如商品房销售价格、用年末户籍总人口计算得到的人均国内生产总值、在岗职工平均工资等, 用居民消费价格指数进行平减。此外, 为降低异方差水平, 本文对商品房总体平均销售价格、住宅平均销售价格、写字楼平均销售价格、商铺平均销售价格、房地产开发企业年末从业总人数、商品房总体竣工面积、住宅竣工面积、写字楼竣工面积和商铺竣工面积、用年末户籍总人口计算得到的人均国内生产总值、用年末户籍总人口计算得到的人口密度、在岗职工平均工资、互联网宽带接入用户数、中小学数量、医疗机构床位数、每万人拥有公共汽车数量和工业烟(粉)尘排放量等变量取自然对数形式。主要变量描述性分析如表 1 所示。

(二) 研究设计

本文在面板回归估计前进行豪斯曼检验, 由于本次回归使用聚类稳健标准误, 传统的豪斯曼检验

不适用,因此采用辅助回归法手工检验原假设“ $H_0: \gamma = 0$ ”^[26]。检验结果在1%显著性水平上拒绝原假设,使用固定效应模型进行回归更为合适。进一步检验所有年份虚拟变量的联合显著性^[27],结果在1%显著性水平上拒绝“不存在时间效应”的原假设,因此本文采用双向固定效应模型进行回归估计。

本文首先使用上述城市样本2005—2016年的面板数据,分别选取商品房总体平均销售价格、住宅平均销售价格、写字楼平均销售价格和商铺平均销售价格作为被解释变量,测算中国房地产交易市场买卖双方议价能力的总体差异,并分别选取2005—2013年、2008—2016年对回

归结果进行稳健性检验。在此基础上,对商品房整体市场以及住宅、写字楼和商铺等细分市场进行方差分解,检验“在买卖双方讨价还价过程中是卖方议价能力占据主导地位还是买方议价能力占据主导地位”。进一步,对整体市场以及住宅、写字楼和商铺等细分市场中,与买卖双方讨价还价因素相关的购房者议价能力、卖房者议价能力和买卖双方净剩余价值进行描述性统计分析并分别绘制概率密度分布直方图以及根据城市等级划分(一线、新一线、二线和三线城市)进行分组描述性统计分析。本文通过最大化对数似然函数,求解得到式(17)系数的参数估计值。

四、实证研究结果

(一) 参数估计结果

整体市场和细分市场的回归结果如表2所示。

整体市场的回归结果表明,在控制与商品房销售价格指标相关的主要影响因素的前提下,分别用于测度购房者议价能力因素和卖房者议价能力因素对商品房最终价格的影响作用的参数和均通过显著性检验,且显著性水平均小于1%,这说明,买卖双方讨价还价因素对商品房销售价格的最终形成存在显著影响。

表1 主要变量描述性统计分析

变量	变量说明	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
lnRPT	商品房总体平均实际销售价格	420	8.534	0.502	8.491	7.534	10.405
lnRPH	住宅平均实际销售价格	420	8.486	0.526	8.431	7.340	10.413
lnRPO	写字楼平均实际销售价格	420	8.893	0.527	8.852	7.295	11.314
lnRPC	商铺平均实际销售价格	420	9.048	0.423	9.018	7.442	10.207
lnWK	房地产企业从业人数	420	9.909	0.684	9.824	7.966	11.509
lnRWA	在岗职工平均工资	420	10.464	0.364	10.488	9.467	11.460
lnRPG	人均实际国内生产总值	420	10.835	0.651	10.825	9.179	12.822
RI	房地产投资占GDP比重	420	0.168	0.073	0.156	0.048	0.534
RG	财政支出占GDP比重	420	0.129	0.040	0.122	0.061	0.267
RF	年末贷款余额占GDP比重	420	1.650	0.603	1.571	0.457	3.712
lnPP	人口密度	420	6.298	0.636	6.378	4.820	7.735
lnMD	医疗机构床位数	420	10.352	0.665	10.359	8.748	12.366
lnIN	互联网宽带接入用户数	420	4.857	0.975	4.889	1.690	8.551
lnEV	工业烟(粉)尘排放量	420	10.117	1.230	10.334	4.533	12.297
lnED	中小学数量	420	6.943	0.657	7.019	5.587	9.303
lnBS	每万人拥有公共汽车数	420	2.081	0.619	2.038	0.657	4.705
lnAT	商品房总体竣工面积	420	15.744	0.802	15.734	13.320	17.651
lnAH	住宅竣工面积	420	15.474	0.776	15.470	13.030	17.338
lnAO	写字楼竣工面积	416	12.245	1.313	12.310	6.648	15.170
lnAC	商铺竣工面积	420	13.326	0.880	13.301	10.964	15.663

注:海口市2009年和2013年、西宁市2008年以及乌鲁木齐市2015年写字楼竣工面积数据缺失。

表2 基于极大似然估计法的回归结果

	整体市场	细分市场		
		住宅市场	写字楼市场	商铺市场
	lnRPT	lnRPH	lnRPO	lnRPC
	05-16	05-16	05-16	05-16
ln σ_v	-7.072*** (1.364)	-7.894*** (1.689)	-2.346*** (0.528)	-2.312*** (0.455)
ln σ_u	-2.228*** (0.063)	-2.133*** (0.064)	-1.877*** (0.214)	-1.986*** (0.129)
ln σ_w	-1.911*** (0.061)	-1.854*** (0.058)	-1.630*** (0.130)	-1.760*** (0.230)
控制变量	包括	包括	包括	包括
截距项	-1.771*** (0.488)	-1.748*** (0.305)	-1.188 (0.922)	1.241 (1.065)
年份虚拟变量	包括	包括	包括	包括
对数似然值	150.670	121.728	-21.498	17.112
样本量	420	420	420	420

注:(1)***、**和*分别表示数据样本通过显著性检验,其显著性水平小于1%、5%和10%;(2)括号内的值为聚类稳健标准误。

住宅、写字楼和商铺等细分市场的回归结果表明,在控制与商品房销售价格指标相关的主要影响因素的前提下,住宅、写字楼和商铺各细分市场分别用于测度购房者议价能力因素和卖房者议价能力因素对商品房最终价格的影响作用的参数和均通过显著性检验,且显著性水平均小于1%,这说明,在住宅、写字楼和商铺交易市场中,买卖双方讨价还价因素对住宅、写字楼和商铺销售价格的最终形成均存在显著影响。

(二) 稳健性检验

本文分别使用2005—2013年、2008—2016年等不同时间区间重新回归,得到的结果如表3所示,与表2的结果基本一致。上述结果通过稳健性检验。

表3 基于极大似然估计法的稳健性检验结果

	整体市场		细分市场					
	lnRPT		住宅市场		写字楼市场		商铺市场	
	05-13	08-16	lnRPH		lnRPO		lnRPC	
	05-13	08-16	05-13	08-16	05-13	08-16	05-13	08-16
lnσ _v	-2.210*** (0.261)	-7.608*** (1.592)	-2.301*** (0.192)	-8.184*** (1.668)	-1.912*** (0.202)	-2.620 (1.620)	-2.270*** (0.384)	-2.588*** (0.849)
lnσ _u	-3.781** (1.834)	-2.300*** (0.099)	-4.381*** (1.314)	-2.337*** (0.074)	-2.151*** (0.179)	-1.777*** (0.262)	-1.900*** (0.148)	-2.101*** (0.162)
lnσ _w	-2.092*** (0.226)	-1.867*** (0.091)	-1.871*** (0.151)	-1.728*** (0.060)	-1.861*** (0.152)	-1.539*** (0.172)	-1.784*** (0.225)	-1.751*** (0.277)
控制变量	包括	包括	包括	包括	包括	包括	包括	包括
截距项	-2.295** (1.111)	-2.459* (1.273)	-1.931** (0.873)	-3.645*** (0.183)	-1.652 (1.012)	-0.547 (1.232)	1.523 (1.196)	1.361 (1.261)
年份虚拟变量	包括	包括	包括	包括	包括	包括	包括	包括
对数伪似然值	130.642	115.46	112.255	91.960	-3.551	-30.730	3.664	39.403
样本量	315	315	315	315	315	315	315	315

注:(1)***、**和*分别表示数据样本通过显著性检验,其显著性水平小于1%、5%和10%;(2)括号内的值为聚类稳健标准。

(三) 买卖双方议价能力测算结果及方差分解

基于上述回归结果,本文将通过测算购房者议价能力系数和卖房者议价能力系数,尝试捕捉买卖双方影响商品房销售价格最终形成的作用强度特征。系数取值越大,则在商品房销售价格最终形成过程中的所起作用越强。并对双方议价能力进行方差分解,尝试捕捉买卖双方议价能力对商品房销售价格最终形成的主导权特征,结果如表4所示。其中,卖房者议价能力系数减去购房者议价能力系数就可以得到买卖双方讨价还价过程对最终形成市场价格的净影响,参考已有研究成果^[2],称之为买卖双方净剩余价值。

表4 买卖双方议价能力

		整体市场	住宅市场	写字楼市场	商铺市场
议价机制	σ _v	0.001	0.0004	0.096	0.099
	σ _u	0.108	0.119	0.153	0.137
	σ _w	0.148	0.157	0.196	0.172
	σ _w - σ _u	0.040	0.038	0.043	0.035
方差分解	σ _v ² + σ _u ² + σ _w ²	0.034	0.039	0.071	0.058
	(σ _v ² + σ _w ²) / (σ _v ² + σ _u ² + σ _w ²)	99.998%	99.9996%	87.10%	83.16%
	σ _u ² / (σ _u ² + σ _w ²)	34.65%	36.30%	37.88%	38.90%
	σ _w ² / (σ _u ² + σ _w ²)	65.35%	63.62%	62.12%	61.10%

注:表示随机误差项的期望值,和分别用于衡量买方和卖方议价能力,为随机项的总方差,(σ_u² + σ_w²) / (σ_v² + σ_u² + σ_w²)表示买卖双方讨价还价因素在总方差中所占比重,表示买方因素在双方议价能力随机项方差中所占比重,表示卖方因素在双方议价能力随机项方差中所占比重。

测算结果表明:(1)从全国平均水平来看,无论是整体市场,还是住宅、写字楼和商铺等细分市场,卖方议价能力均大于买方议价能力(σ_w - σ_u > 0),说明相较于购房者,卖房者在买卖双方讨价还价过程中占据有利地位。(2)从双方议价能力因素对式(16)中X'_{it}β无法解释的残差项的主导作用来看,σ_u² + σ_w² 占总方差(σ_v² + σ_u² + σ_w²)比重均超过80.00%,进一步证实了买卖双方议价能力对商品

房销售价格最终形成存在显著影响,表2和表3回归结果可信,且这种影响作用依照“商铺→写字楼→住宅”次序逐步增强。(3)从买卖双方议价能力主导权比较来看,卖方议价能力方差占双方议价能力方差加总($\sigma_u^2 + \sigma_w^2$)比重均超过60.00%,再次证实卖方在买卖双方讨价还价过程中占据主导地位,且这种主导地位依照“商铺→写字楼→住宅”次序逐步增强。

(四) 买卖双方议价能力描述性统计分析

由上所述,卖方议价能力是商品房销售价格形成的主要影响因素。接下来,对与买卖双方讨价还价因素相关的购房者议价能力、卖房者议价能力和买卖双方净剩余价值进行描述性统计分析,如表5所示。

描述性统计分析结果表明:(1)从全国平均水平来看,无论是整体市场,还是住宅、写字楼或商铺等细分市场, $\sigma_w - \sigma_u$ 的均值、50百分位数、75百分位数均大于0,这说明,从总体来看,卖房者在商品房交易价格形成过程,相较于购房者均占主导地位。(2) $\sigma_w - \sigma_u$ 的25百分位数均小于0,这说明,虽然卖方议价能力对最终价格的形成占据主导作用,但是也不能忽视买方议价能力的作用。

通过图2和图3,可以更为直观地看到 $\sigma_w - \sigma_u$ 的分布特征。如图2和图3所示,无论是整体市场,还是住宅、写字楼或商铺等细分市场, $\sigma_w - \sigma_u$ 均显示明显的右偏态分布特征,再次证实在买卖双方讨价还价过程中,卖房者占据更为有利的主导地位。

(五) 买卖双方议价能力分组描述性统计分析

本文对照第一财经媒体于2017年6月公布的城市等级名单,对所选取的35个城市样本进行等级划分,据此进行分组描述性统计,分析结果如表6所示。

分析结果表明:(1)从各城市等级平均水平来看,无论是整体市场,还是住宅、写字楼或商铺等细分市场,对于不同等级的城市样本,绝大部分情况下仍然 $\sigma_w - \sigma_u$ 的均值、50百分位

表5 买卖双方议价能力描述性统计分析结果

	观测值	均值	标准差	25百分位	50百分位	75百分位
(1)整体市场						
σ_u	420	9.811	6.982	5.866	5.866	11.434
σ_w	420	12.863	10.236	5.866	6.849	15.964
$\sigma_w - \sigma_u$	420	3.052	14.452	-5.567	0.982	10.098
(2)住宅市场						
σ_u	420	10.636	7.432	6.320	6.320	12.834
σ_w	420	13.540	10.702	6.320	7.189	17.126
$\sigma_w - \sigma_u$	420	2.904	15.240	-6.514	0.870	10.806
(3)写字楼市场						
σ_u	420	13.284	8.285	8.127	9.712	14.864
σ_w	420	16.167	11.308	8.569	11.607	18.627
$\sigma_w - \sigma_u$	420	2.883	16.701	-6.295	1.895	10.499
(4)商铺市场						
σ_u	420	12.023	7.773	7.286	9.273	13.164
σ_w	420	14.713	9.870	7.965	10.255	18.374
$\sigma_w - \sigma_u$	420	2.690	15.033	-5.199	0.982	11.088

表6 买卖双方净剩余价值分组描述性统计分析

$\sigma_w - \sigma_u$	样本量	均值	标准差	25百分位	50百分位	75百分位
(1)整体市场						
一线城市	48	5.398	15.952	-2.521	2.683	18.114
新一线城市	156	1.954	15.391	-6.981	1.141	9.113
二线城市	180	4.850	13.628	-2.047	3.426	12.485
三线城市	36	-4.304	8.641	-9.999	-3.175	0.062
(2)住宅市场						
一线城市	48	3.521	16.362	-6.261	1.287	17.901
新一线城市	156	2.550	16.100	-8.485	1.452	10.621
二线城市	180	5.180	14.269	-2.262	3.143	13.210
三线城市	36	-7.805	9.254	-14.083	-7.154	-0.0005
(3)写字楼市场						
一线城市	48	4.409	12.424	-1.835	5.583	9.924
新一线城市	156	1.072	15.917	-8.423	2.448	10.046
二线城市	180	5.561	18.085	-5.370	2.363	15.809
三线城市	36	-4.695	14.956	-6.686	-1.758	2.366
(4)商铺市场						
一线城市	48	-0.705	17.135	-5.283	1.123	8.882
新一线城市	156	1.583	9.523	-3.903	1.149	7.903
二线城市	180	5.071	17.778	-6.143	2.015	15.013
三线城市	36	0.105	15.357	-8.776	-2.664	5.788

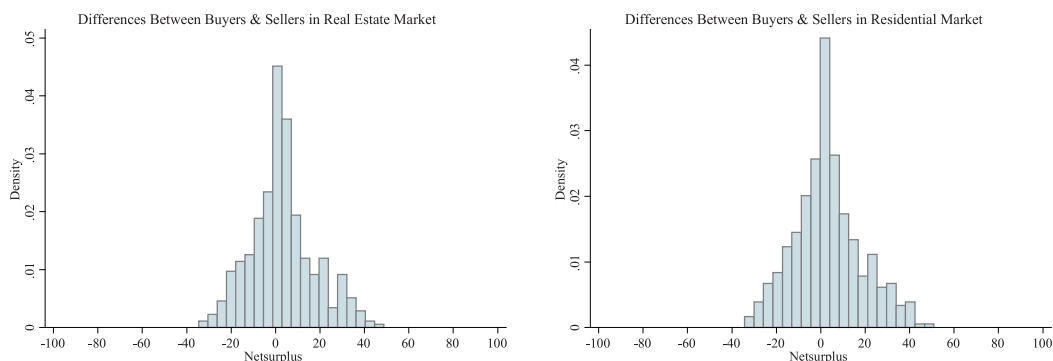


图2 整体及住宅市场买卖双方净剩余价值的概率密度分布图

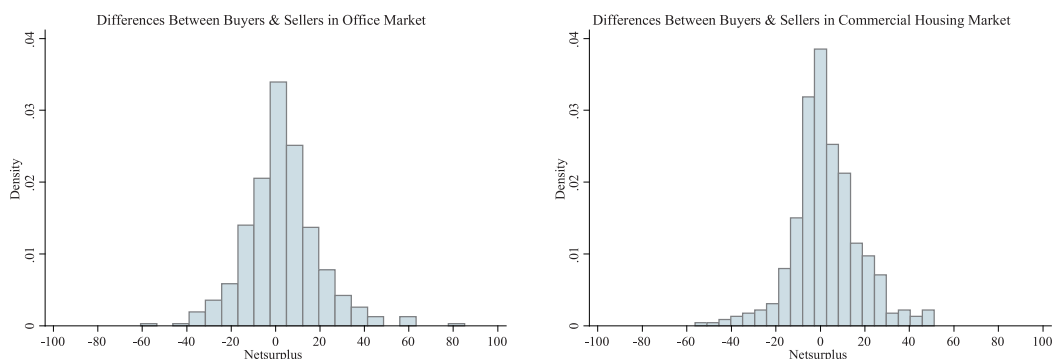


图3 写字楼及商铺市场买卖双方净剩余价值的概率密度分布图

数、75百分位数都大于0,这说明相较于购房者,卖房者在双方讨价还价过程中占据主导地位结论可信。(2)在不同市场类型、不同的城市等级中, $\sigma_w - \sigma_{ii}$ 的25百分位数均小于0,这说明买房者议价能力也不容忽视。(3)对于一线城市,其商铺市场 $\sigma_w - \sigma_{ii}$ 的均值略小于0,这可能是因为北京、上海、广州和深圳等城市互联网普及、同城配送和网点代收等网络零售服务线下配套更为完善,商业服务经营者在经营场所上拥有更多选择。统计数据也显示,2017年上述城市网上零售额合计占本地社会消费品零售总额的比重达20.28,较全国平均水平高出5.32个百分点。(4)对于三线城市,其住宅市场和写字楼市场 $\sigma_w - \sigma_{ii}$ 的均值小于0,最终导致整体市场 $\sigma_w - \sigma_{ii}$ 的均值小于0,这可能是由于呼和浩特、西宁和银川等城市商品房销售市场处于供过于求局面,此时买方在与卖方讨价还价过程中占据优势地位。统计数据显示,2016年全国商品房竣工面积占销售面积比重为71.27%,而呼和浩特、西宁和银川等城市的商品房竣工合计面积占销售面积的比重为105.59%,市场总供给大于总需求。

五、结论及政策建议

本文基于35个大中城市2005—2016年的面板数据,采用房地产交易双边随机边界模型,分别从整体市场、住宅市场、写字楼市场和商铺市场等层面,测算商品房销售价格形成过程中购房者和卖房者议价能力所起的影响作用差异,并根据城市等级划分(一线、新一线、二线和三线)进行异质性分析。结论如下:第一,从全国平均水平来看,无论是整体市场,还是住宅、写字楼或商铺等细分市场,在商品房交易过程中,买卖双方讨价还价因素对商品房销售价格最终形成存在显著影响,且相较于购房者,卖房者议价能力更为突出;第二,虽然在买卖双方讨价还价过程中,卖房者议价能力占主导地位,

但是购房者议价能力的影响作用也不容忽视;第三,对于一线城市,其整体市场以及住宅、写字楼等细分市场仍是卖房者议价能力占主导地位,但可能是因为受到网络零售的冲击,购房者对实体店面的需求意愿有所减弱,商铺市场买卖双方议价能力基本持平;第四,对于新一线和二线城市,其整体市场以及住宅、写字楼和商铺等细分市场中,卖房者议价能力在买卖双方讨价还价过程中占据主导地位;第五,对于三线城市,可能是受到当地经济发展水平等因素的影响,总体处于供过于求局面,购房者在双方讨价还价过程中处于有利的主导地位。

可见,当前中国房地产交易市场中,相较于购房者,偏好于抬高商品房销售价格的卖房者在买卖双方讨价还价过程占据主导地位,这意味着中国房地产市场总体上很可能仍处于卖方市场阶段,商品房销售价格仍存在内在的上升推动力。当前政府调控房地产市场,短期内的调控目标仍需着眼于降低卖房者议价能力对商品房销售价格形成的影响,抑制房价上涨趋势,提防房价出现暴涨现象。本文政策建议如下:第一,提高商品房持有成本,降低卖房者议价能力。当前的政策环境下,卖房者由于持有商品房可获得的经济利益远远大于其持有成本,使得卖房者并不急于出售其拥有的商品房,为了获取更高的成交价格而往往采取“待价而沽”的策略。此时,通过征收房地产税等方式,提高卖房者持有商品房的机会成本,使得其最优策略由“待价而沽”向“急于出售”转变,购房者也将由此而在买卖双方讨价还价过程中占据更为有利的地位,有效抑制商品房销售价格过度上涨。第二,健全商品房交易信息披露制度,提高购房者议价能力。实证结果也表明,购房者议价能力在商品房销售价格形成过程中也存在一定的影响作用。但是,在买卖双方讨价还价过程中,受到市场信息不对称等诸多因素的影响,购房者仍受制于卖房者^[28]。地方政府除了对卖房者采取针对性的措施以抑制其对商品房价格上涨的正向刺激效应,同时也应双管齐下,完善当前交易信息披露体制机制,保障购房者在交易过程中可以完全掌握商品的真实信息,确保购房者在讨价还价过程中占据更为主动的地位,此消彼长,从而降低卖房者议价能力对商品房销售价格的抬升效应。

对本研究的进一步展望是,后续将获取更多的数据样本,以进一步检验本研究所得出的结论。

参考文献:

- [1] Pfouts R W, Hirsch A, Hunt E K. Rational economic man: A philosophical critique of neo-Classical economics[J]. Journal of Economic Issues, 1975, 10(3): 346-353.
- [2] Kumbhakar S C, Parmeter C F. The effects of match uncertainty and bargaining on labor market outcomes: Evidence from firm and worker specific estimates[J]. Journal of Productivity Analysis, 2009, 31(1): 1-14.
- [3] 罗付岩. 议价能力对审定价的影响——基于双边随机边界模型的分析[J]. 统计与信息论坛, 2013(5): 81-87.
- [4] 黄顺武, 贾捷, 汪文隽. 基于双边随机边界模型的 IPO 抑价分解研究——来自中国创业板的证据[J]. 中国管理科学, 2017(2): 21-29.
- [5] 任燕燕, 徐美娟, 王越. P2P 网络借贷市场利率主导权偏离程度的研究——基于双边随机前沿模型[J]. 数理统计与管理, 2017(4): 703-714.
- [6] Favara G, Imbs J. Credit supply and the price of housing[J]. American Economic Review, 2015, 105(3): 958-992.
- [7] Wan J. Household savings and housing prices in China[J]. World Economy, 2015, 38(1): 172-192.
- [8] Du Z, Zhang L. Home-purchase restriction, property tax and housing price in China: A counterfactual analysis[J]. Journal of Econometrics, 2015, 188(2): 558-568.
- [9] Han B, Han L, Zhu G. Housing price and fundamentals in transition economy: The case of the Beijing market[J]. International Economic Reviews, 2018, 59(3): 1653-1677.
- [10] 况伟大. 住房特性、物业税与房价[J]. 经济研究, 2009(4): 151-160.
- [11] 赵春明, 陈昊. 消费决策、进口需求与房价变动: 理论模型与经验证据[J]. 南开经济研究, 2011(3): 111-124.
- [12] 张德荣, 郑晓婷. “限购令”是抑制房价上涨的有效政策工具吗? ——基于 70 个大中城市的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2013(11): 56-72.
- [13] 王岳龙. 地铁开通对房价影响的实证研究[J]. 经济评论, 2015(3): 56-71.

- [14] 李嘉楠,游伟翔,孙浦阳. 外来人口是否促进了城市房价上涨? ——基于中国城市数据的实证研究[J]. 南开经济研究,2017(1): 58-76.
- [15] 王频,侯成琪. 预期冲击、房价波动与经济波动[J]. 经济研究,2017(4):48-63.
- [16] 陈力朋,崔怡,贺敏. 房地产税改革对居民房价预期的影响——基于情景模拟的实证研究[J]. 经济问题探索,2018(8):51-59.
- [17] Dixit A K, Stiglitz J E. Monopolistic competition and optimum product diversity[J]. American Economic Review,1977,67(3):297-308.
- [18] 李春风,刘建江,陈先意. 房价上涨对我国城镇居民消费的挤出效应研究[J]. 统计研究,2014(12):32-40.
- [19] Kiyotaki N, Michaelides A, Nikolov K. Winners and losers in housing markets[J]. Journal of Money Credit & Banking,2011,43(2-3): 255-296.
- [20] 李仲飞,张浩. 成本推动、需求拉动——什么推动了中国房价上涨? [J]. 中国管理科学,2015(5):143-150.
- [21] Osborne M J, Rubinstein A. Bargaining and markets[M]. San Diego: Academic Press,1990.
- [22] Pissarides C A. Equilibrium unemployment theory[M]. Second Edition. Cambridge, MA: MIT Press,2000.
- [23] 林梨奎,余壮雄. 房价波动、省际空间溢出与产业结构演变[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版),2018(3):80-88.
- [24] 李继玲. 房价波动影响因素研究——基于2005—2015年数据的实证分析[J]. 经济问题探索,2017(9):30-37.
- [25] 钟世和,曾小春. 政策调整对我国房价的冲击效应研究——基于小波多分辨率分析与干预分析模型[J]. 审计与经济研究,2015(2):103-112.
- [26] Wooldrige J. Econometric analysis of cross section and panel data[M]. Second Edition. Cambridge, MA: MIT Press,2010.
- [27] Baum C. An introduction to modern econometrics using stata[M]. College Station, Texas: Stata Press,2006.
- [28] 王子龙,许萧迪,徐浩然,等. 房地产市场信息不对称的动态博弈[J]. 系统工程,2008(12):8-13.

[责任编辑:刘 茜,高 婷]

Is the Transaction of Real Estate in China Really a Seller's Market? Empirical Study Based on Two-Tier Stochastic Frontier Model

LIN Likui¹, JIANG Minxing²

(1. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;

2. School of Business, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044, China)

Abstract: To measure influences of the bargaining power of buyers and sellers on the formation of market price in the real estate market through a scientific method is an important prerequisite for the government to formulate the macro-control mechanism of “act according to local characteristics”. This paper uses two-tier stochastic frontier model to investigate the differences in bargaining power between the buyers and sellers in the real estate market. The results show that: (1) Bargaining between the buyer and the seller makes a significant impact on the final formation of the transaction price of real estate. (2) At the national average level, the bargaining power of the sellers dominates the bargaining process of the overall market as well as the residential market, office market and commercial housing market, however, the effect of buyer's bargaining power would not be ignored. (3) From the perspective of cities of first-tier, new first-tier, second-tier and third-tier, in addition to the commercial housing market in first-tier cities, aggregate market in third-tier cities, residential market in third-tier cities and office market in third-tier cities, the others are at the stage of the seller's market.

Key Words: transaction of real estate; bargaining power; local equilibrium; two-tier stochastic frontier; heterogeneity; trading price; selling price of commercial houses