

谁在影响二手房的交易价格

——来自北京市的经验证据*

张清源 苏国灿 梁若冰

内容提要:在我国部分重点城市逐渐步入“存量房时代”的背景下,由房产中介主导的二手房交易秩序混乱已成为一个不可忽视的重要问题。本文基于北京二手房交易的微观数据,采用双边随机前沿模型测算了买卖双方在通过委托房产中介进行交易时各方的信息不对称程度,并试图分析这种不对称信息对住房成交价格的影响。研究发现:(1)从全样本角度来看,平均而言,卖方至少将以低于市场公正基准价格的1.58%出售自有住房,买方至少将以高于市场公正基准价格的1.22%~8.36%购买住房;(2)在考虑中介佣金的情况下,对于普通住房而言,买方最终支付价格至少高于市场基准价格的0.38%~1.07%;对于非普通住房而言,买方最终支付价格至少高于市场基准价格的0.40%~1.09%。由此可知,作为委托方的买卖双方均在房产中介主导下的交易中被迫接受不平等的议价地位,而代理人房产中介是除政府以外的唯一获益者。本文研究认为,政府应着力于改善二手房市场上这种由房产中介主导的信息不对称局面;买卖双方需注重委托代理关系下激励与约束机制的契约设计。

关键词:信息不对称 议价能力 房价

作者简介:张清源,厦门大学经济学院博士生,361005;

苏国灿,厦门大学经济学院博士生,361005;

梁若冰,厦门大学经济学院教授,361005。

中图分类号:F062.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)02-0126-15

一、引言与文献回顾

近年来,随着我国重点城市土地供应量的逐年锐减和土地成交价格的快速增长,房地产市场正逐渐由过去以新建、开发和交易为主向存量房和新建房并重的阶段过渡,部分重点城市已步入“存量房时代”。以北京地区为例,2009年至今,北京的二手房交易量已连续7年超过新房交易量,

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

截至2016年5月,该城市二手房占市场住宅成交比例高达86.3%。^①作为一个凭借信息垄断和专业技能食利的商业阶层,房产中介机构在此时代背景之下蓬勃兴起,其在活跃二手房市场交易的同时,也依靠自身的信息优势攫取了高额回报。^②

互联网潮流的兴起与房产中介行业的“暴利”吸引了许多竞争者的进入,相关法律监管的制度缺失导致该行业诸多问题的产生:住房出售者(以下简称“卖方”)在委托中介机构代理出售住房资产后,往往未能获取其所应得的全部合理价款,甚至出现被“倒吃差价”^③的现象;对于普通住房购买者(以下简称“买方”)而言,由于自身信息劣势最终往往需要以高于市场合理价格的价格购买合意的住房;除上述现象以外,同时还存在乱收费、虚假价格、阴阳合同等一系列侵害市场交易主体利益的行为。针对上述背景,中央及各地方政府不断出台相应政策法规以保证房地产中介服务行业的有序发展,这些政策虽在一定程度上规范了房地产中介机构的交易行为,但上述问题似乎并未得到明显改善。^④因此,对我国二手房市场上买卖双方及中介机构的行为机制进行深入研究,进一步分析各方主体获取的实际利益情况,对保障房产交易活动当事人的合法权益和维护房地产市场秩序具有重要的现实意义。

由不对称信息引起的二手房买卖双方与房产中介之间的一系列问题属于典型的委托代理问题,其中买卖双方均作为委托者,而房产中介则作为典型的代理人。委托代理理论主要是由Coase(1937)、Fama和Jensen(1983)等学者提出并发展起来的。众多的研究表明,代理人在不正当的激励下会做出对委托人不利行为。比如,郑利平(2000)研究了政府官员腐败的成因问题,认为在信息不对称的情况下,当广大民众无法实现严密监督和完整的信息传递时,政府官员可能违背委托人的利益为自己谋取私利;李波、单漫与(2009)认为,国有商业银行和股东(政府)之间的信息不对称将致使作为代理人的管理层容易利用国家下放的巨大权力和资源进行寻租;卢洪友等(2011)发现,医生相对患者拥有绝对的信息优势,并且将使医疗服务价格相对市场公正基准价格提高26.61%。除此之外,对委托代理理论与不对称信息问题的相关理论与经验研究也已较为丰富(Fama, 1980; Shleifer和Vishny, 1997; 陈富良、王光新, 2004; 申亮, 2008; 何大安, 2007; 魏志华等, 2012),但目前国内鲜有关于二手房市场交易中委托代理与信息不对称问题的相关文献。

二手房市场亦是如此,在房产中介未介入的情况下,由于卖方对出售住房基本信息的了解程度更高,因此就买卖双方而言,卖方所掌握的信息优势比买方更大(De Long, Shleifer, Summers和Waldmann, 1990; 田霞、程辰, 2011; 张红等, 2015)。然而,在房产中介介入之后,由于房产中介作为买卖双方群体在市场进行信息交换必经的媒介,买卖双方作为委托人通常无法直接进行交流,并且由于其对代理人房产中介的监督成本太高导致不可能观察到他的行为时,买卖双方就会均处于较大的信息劣势之中。在业绩最大化的驱使下,房产中介就可能采取背离委托人利益的行为,并给委托人带来损失,如将买卖双方传达出的信息或意愿有保留地传递给对方,抑或是直接传递虚假信息给任何一方。具体而言,房产中介存在两种不同的内在业绩激励机制:一是努力提高

① 数据来源:中原地产研究部。

② 以国内著名的中介机构——链家为例,其以2.7%的交易佣金占据北京二手房交易60.4%的市场份额。

③ “倒吃差价”,指的是房产中介对登记售房者压低评估价和登记售价,对咨询买房者抬高市场行情,以此创造出一个差价空间。

④ 如2014年出台的《关于规范房地产中介服务收费管理的通知》中规定存量商品房(指二手房)买卖代理服务费按成交价格的1.0%~2.0%收取,但多数房地产中介收取的佣金已超过此规定范围。

住房成交价格以获取更高的中介佣金,但其潜在的不利因素是买方的需求下降,此时买方的利益更容易受到损害;二是在相同的时间内提高住房的成交量以获得更高的中介佣金,此时中介倾向于压低住房价格从而更容易被买方接受,但在一定程度上可能损害了卖方的利益。那么,究竟哪个机制的作用更大呢?在信息不对称的背景下,买卖双方和房地产中介三者之间的利益分配又将如何呢?

基于此,本文运用双边随机前沿模型对北京地区二手房市场上买卖双方的信息不对称程度进行测度,并计算买卖双方及房产中介获得的实际剩余情况。本研究的主要贡献有:(1)在研究视角上,从信息不对称的角度探讨中介对房价的影响,这在当前的文献中几无涉及,很好地弥补了房价相关研究的缺陷;(2)在研究方法上,利用双边随机前沿模型,并引入房地产中介的角色,探讨存在中介的情况下,买卖双方各自的剩余获取情况,很好地扩充了当前双边随机前沿模型多只涉及两方的情形,扩展了该方法的适用范围;(3)在数据的选择上,本文选取了北京地区二手房市场交易的微观数据,与当前多以宏观数据研究房地产市场行为的文献相比,本文的研究结论将更加稳健。

二、理论模型构建

多数一线城市的二手房市场通常遵循这样的交易流程:首先,卖方将住房委托给房产中介并提出自己相应的“心理价格”,但与该住房相关的中介佣金及税收费用必须由买方承担;接着,房产中介通过网络平台或线下宣传等方式散布信息,有购房意向的买方与房产中介取得联系,并通过房产中介向卖方传达信息;最后,买卖双方通过房产中介讨价还价,确定一个双方均能接受的成交价格(即指卖方最终获得的“到手价”,下同),但买方需要在此成交价格基础上支付额外的相关税费及中介佣金。

基于上述对二手房市场交易流程特点的分析,本理论模型的设计如下:第一步,在一系列假定条件下,分析房产中介“掠夺”买卖双方价值的作用机理;第二步,参考 Kumbhakar 和 Parmeter (2009)、卢洪友等(2011)构建的双边随机前沿分析方法的思路,^①在该理论框架下分析二手房成交价格达成过程中买卖双方所掌握的信息不对称程度及各自获得的剩余情况,并基于净剩余的结果判断卖方的真实利益变化情况;最后,考虑了买方需支付的相关税费和佣金,在前一步中测算得到的买方剩余的基础上计算出买方真实的利益变化情况。具体模型推导如下:

(一)房产中介“掠夺”买卖双方价值的作用机理

1. 不存在中介的情况

假定在一个典型卖方市场的二手房交易市场中同时存在众多卖方与买方,其中卖方处于垄断地位并拥有信息优势,市场成交价格为公正基准价格 $u(x)$,成交量为 Q^* ,存在比例为 τ 的交易税费。如图 1 所示,由于卖方能够将税负完全转嫁给买方,卖方能以市场公正基准价格 $u(x)$ 出售其住房,即 $P_s = u(x)$,此时买方最终实际支付的价格为 $P_b = (1 + \tau)P_s$,成交量为 Q_b 。

2. 引入中介的情况下

在引入中介之后,在交易中买卖双方通常无法直接面对面交易,需要中介充当媒介反复协商

^① 该分析方法有别于传统回归分析方法的优点在于,无须事先假定买卖双方掌握信息程度的相对大小,双方剩余完全由估计结果所决定。

并最终确定成交价格,此时相对于买卖双方而言,中介掌握着信息优势,并出于对自身利益的追求而有激励实施诱发需求的行为(Yip,1998)。假定 NS 为卖家获得的价格相对于市场公正基准价格变动的百分比,由于房产中介主要是从“到手价” P_s 收取比例为 ρ 的佣金中获益,因此其所获利益 π 为:

$$\pi = P_s \times Q \times \rho = (1 + NS) \times u(x) \times Q \times \rho \quad (1)$$

根据式(1),无论是提高成交价格 P_s 或是成交量 Q ,房产中介的收益都将会得到提高。由于房产中介作为买卖双方信息交流的媒介,掌握着信息优势并可能对成交价格施加影响,若中介倾向于提高成交价格 P_s ,此时买方可能不倾向于支付过高的价格而导致在相同时间内市场交易量下降。因此,中介也可能倾向于压低卖家“到手价” P_s ,从而使之更容易被买方接受,此时在相同的时间内住房的成交量将提高,但这将损害卖方的利益。如图2所示,在中介介入之后,中介佣金与税费共同构成一个复合的“税收楔子”,中介可能凭借自身掌握的信息优势压低 P'_s ,使之低于市场公正价格 $u(x)$,此时买家支付的价格为 $P'_b = (1 + \rho + \tau)P'_s$,当 $P'_b < P_b$ 时,成交量 Q_b 将会上升为 Q'_b ,但卖方的利益将会受到损害。

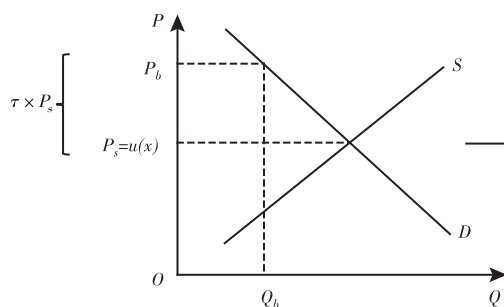


图1 不存在中介情况下的市场成交情况

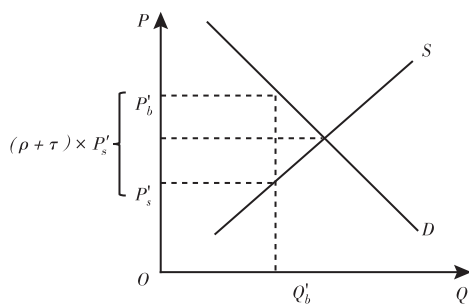


图2 中介主导下的市场成交情况

(二) 买卖双方实际利益情况分析

1. 不考虑税费和佣金的情况

接下来,我们将使用双边随机前沿模型分析卖方“到手价” P_s 达成过程中买卖双方所掌握的信息不对称程度及各自获得的剩余情况,并基于净剩余的结果判断卖方的真实利益变化情况。由于买卖双方均通过房产中介进行交流并掌握一定的信息,^①在经过反复的讨价还价之后,最终双方达成的成交价为:

$$P_s = \underline{P}_s + \eta(\overline{P}_s - \underline{P}_s) \quad (2)$$

其中 \underline{P}_s 为卖方所能接受的最低价格, \overline{P}_s 为买方所承受的最高价格, η 衡量卖方在交易过程中所掌握的信息程度, $\eta(\overline{P}_s - \underline{P}_s)$ 代表卖方在最终成交时所获取的剩余。同样,我们假定对于市场上每一套住房而言,在完全信息的情况下均存在一个公正合理价格,该价格由住房自身基本特征和市场情况等一系列因素所决定,假设该公正合理价格为 $u(x) = E(\theta|x)$,且 $(\overline{P}_s \geq u(x) \geq \underline{P}_s)$ 。基于该

^① 在二手房市场上在引入房产中介之后,卖方与买方通常无法直接取得联系。因此,卖方与买方关于对方信息的取得多数来自房产中介,此时真正拥有信息优势的是房产中介。

公正合理价格可将模型(2)进一步分解为:

$$P_s = u(x) + \eta[\overline{P_s} - u(x)] - (1 - \eta)[u(x) - \underline{P_s}] \quad (3)$$

其中 $\overline{P_s} - u(x)$ 代表买方的预期剩余, $u(x) - \underline{P_s}$ 代表卖方的预期剩余, $1 - \eta$ 和 η 分别代表买方和卖方对住房所掌握的信息程度。市场最终价格 P_s 的形成取决于买卖双方的信息掌握程度及议价能力,可以预期到,拥有信息优势一方的议价能力更强,相应其获取的剩余也更多。式(3)可分为三个部分,其中第一部分为在给定住房自身特征 x 条件下的市场公正合理价格 $u(x)$;第二部分为 $\eta[\overline{P_s} - u(x)]$ 代表卖方通过掠夺买方的预期剩余从而提高成交价格;第三部分 $(1 - \eta)[u(x) - \underline{P_s}]$ 代表买方通过掠夺卖方的预期剩余从而压低成交价格,即对价格产生负向效应。基于上述框架,可将二手房市场交易价格模型表达为:

$$P_{s_i} = u(x_i) + \xi_i, \xi_i = \omega_i - \mu_i + \nu_i \quad (4a)$$

由式(4a)可知,每一套住房的交易价格 P_{s_i} 由市场公正价格 $u(x_i)$ 和一个复合干扰项 ξ_i 组成,其中复合干扰项又可以分成三个部分,前两部分如下:

$$\omega_i = \eta[\overline{P_{s_i}} - u(x_i)] \quad (4b)$$

$$\mu_i = (1 - \eta)[u(x_i) - \underline{P_{s_i}}] \quad (4c)$$

其中,式(4b)代表卖方所掠夺的预期剩余,即对价格产生一个正向的影响效应;式(4c)代表买方所掠夺的预期剩余,即对价格产生一个负向的影响效应;第三部分则为 ν_i ,代表一般意义上的随机扰动项。最终买卖双方所掌握的非对称信息将对卖方“到手价格”产生一个综合影响效应,即净剩余:

$$NS = \omega - \mu = \eta[\overline{P_{s_i}} - u(x)] - (1 - \eta)[u(x) - \underline{P_{s_i}}] \quad (5)$$

借鉴 Kumbhakar 和 Parmeter(2009)以及卢洪友等(2011)的研究,本文同样将采用最大似然估计(MLE)方法对相关参数进行估计。假定扰动项 ω_i 与 μ_i 均服从指数分布, ν_i 服从正态分布,三者彼此相互独立,且均独立于住房基本特征 x_i ,据此可推导出复合干扰项 ξ_i 的概率密度函数 $f(\xi_i)$,以及包含 n 个观测值的对数似然函数 $f \ln L(X; \theta)$ 。以此为基础,我们可以推导出 ω_i 、 μ_i 的条件分布 $f(\omega_i | \xi_i)$ 、 $f(\mu_i | \xi_i)$,^①即:

$$f(\omega_i | \xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda \omega_i) \Phi(\omega_i / \sigma_\nu + c_i)}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (6a)$$

$$f(\mu_i | \xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda \mu_i) \Phi(\mu_i / \sigma_\nu + h_i)}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (6b)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的累积分布函数,其他参数的表达式如下:

$$a_i = \frac{\sigma_\nu^2}{2\sigma_\mu^2} + \frac{\xi_i}{\sigma_\mu}; b_i = \frac{\sigma_\nu^2}{2\sigma_\omega^2} - \frac{\xi_i}{\sigma_\omega}; h_i = \frac{\xi_i}{\sigma_\nu} - \frac{\sigma_\nu}{\sigma_\omega}; c_i = -\frac{\xi_i}{\sigma_\nu} - \frac{\sigma_\nu}{\sigma_\mu}; \lambda = \frac{1}{\sigma_\mu} + \frac{1}{\sigma_\omega} \quad (6c)$$

在此基础上可分别估计出针对最终二手房交易议价过程中的卖方剩余、买方剩余:

① 具体公式的推导过程可参见卢洪友等(2011)。

$$E(\omega_i | \xi_i) = E(1 - e^{-\omega_i} | \xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{[\Phi(c_i) + \exp(b_i - a_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v h_i) \Phi(h_i - \sigma_v)]}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (7a)$$

$$E(\mu_i | \xi_i) = E(1 - e^{-\mu_i} | \xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{[\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v c_i) \Phi(c_i - \sigma_v)]}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (7b)$$

进一步地,我们可以测算出议价过程中的净剩余 NS ,即:

$$NS = E(\omega_i | \xi_i) - E(\mu_i | \xi_i) = E(1 - e^{-\omega_i} | \xi_i) - E(1 - e^{-\mu_i} | \xi_i) = E(e^{-\omega_i} - e^{-\mu_i} | \xi_i) \quad (8)$$

由于该模型分析所使用的价格为卖方的“到手价”,并且测算得到的净剩余(NS)表示的是成交价格相对于市场公正基准价格变动的百分比,因此净剩余(NS)实际是代表卖方的真实利益变化情况。若 $NS > 0$,则说明卖方获得的价格 P_s 高于市场公正基准价格,此时其将从交易中受益;若 $NS < 0$,则说明卖方获得的价格 P_s 低于市场公正基准价,其利益是受损的。

2. 考虑税费和佣金的情况

在上一步双边随机前沿分析模型中,我们已测算出在没有税费和佣金的情况下,卖方的真实利益情况(即净剩余 NS)。然而,在现实中房产交易时,还存在一定的税费和中介佣金。假设这两部分的费用会完全转嫁给买方,则买方的实际支付价格不仅包含成交价格还需承担相应的税费及中介佣金,因此须进一步计算买方获取的真实剩余变化情况。假定买卖双方达成的“到手价”(P_s)相对于公正基准价格($u(x)$)变动的百分比为 NS (即净剩余),在该“到手价” P_s 基础之上中介佣金的比例为 ρ ,相关税费的比例为 τ ,此时买方最终实际支付的总价格相对市场公正基准价格变动的百分比为:

$$\begin{aligned} u'_i &= \frac{P_s \times (1 + \rho + \tau) - u(x)}{u(x)} = \frac{u(x) [1 + NS] \times (1 + \rho + \tau) - u(x)}{u(x)} \\ &= NS \times (1 + \rho + \tau) + \rho + \tau \end{aligned} \quad (9)$$

从式(9)可知,当 $u'_i < 0$ 时,说明买方支付的价格 P_b 低于市场公正基准价格;反之,当 $u'_i > 0$ 时,说明买方支付的价格 P_b 高于市场公正基准价格。若 $u'_i < \tau$,则说明买方支付的价格 P_b 低于无中介介入时的价格,此时买方将从交易中受益;若 $u'_i > \tau$,则说明买方支付的价格 P_b 高于无中介介入时的价格,此时买方将从交易中受损。

三、数据与指标

(一)数据来源

本文基于网络爬虫的方法,从占领北京地区二手房市场份额 60% 的房地产中介——链家的网站上抓取。该网站不仅提供了住房朝向、产权、楼层、户型、面积、装修、成交单价等基本信息,也包含住房所在小区的成交均价、容积率、绿化率、住户数、建筑年代、所在行政区、是否为学区房等基本特征。另外,北京地区住宅出清周期来源于中国指数研究院,二手房价格指数则来源于国家统计局。通过对缺失值与异常值的处理,最终获得 4760 个小区共 57423 条住房交易记录。

样本的区位特征如图 3 所示,从中可以看出,样本所在小区基本覆盖了北京二环到六环线,具有较强的代表性。为进一步控制住房的区位因素,我们还测算了所有样本与市中心天安门、最近的地铁站之间的距离,并且对其所在环线进行区分。

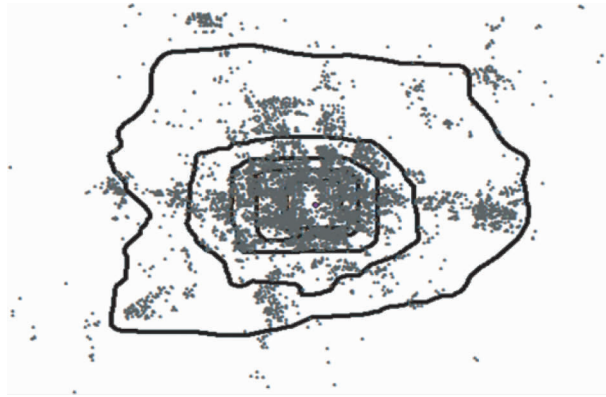


图 3 样本主要分布情况示意图

资料来源:作者使用 Arcgis 软件绘制所得。

(二) 指标选取

本文研究选用的因变量为住房成交价格(*price*),^①即买卖双方经过讨价还价最终达成的价格。值得注意的是,该价格并未包含中介佣金、税收费用,而是卖方最终收到的“到手价”。换言之,与该住房相关的中介佣金及税收费用均由买方承担。为克服异方差影响,本文对该指标进行 2.5% 的双边缩尾处理,并经对数转换得到 $\ln price$ 。

在控制变量的选取上,本文从以下四个层面进行控制:第一层面为住房自身的微观特征,主要包含楼层高低(*Louceng_type*)、户型(*Huxing*)、住房面积(*Area*)、住房朝向(*Chaoxiang*)、产权情况(*Chanquan*)、装修情况(*decoration*);第二层面为住房所在小区的物理特征,主要包含小区住户数(*House_num*)、小区是否为学区房(*Xuequ*)、小区建筑时间(*Dum_constru_time*);第三层面为住房所在小区的区位特征,该区位特征主要由三个指标组成,主要包含小区与天安门之间的距离(*Center_distance*)、^②小区所在行政区域(*Region*)、小区周边一千米内是否有地铁站(*Subway*);第四层面包括北京市房地产市场的基本供需变化及市场预期,其中,用住宅出清周期(*Chqing*)^③代表市场供需情况(Lindh 和 Malmberg, 2008; 潘文轩, 2016),用二手房价格指数滞后期(*Lindex*)代表整体市场预期的变化(况伟大, 2010; Case, Shiller 和 Thompson, 2012; 孙伟增、郑思齐, 2016)。通过控制这四类变量,足以良好地捕获住房所在小区的一系列特性及市场背景变化情况。最后,我们还将逐一加入住房成交时间(*edate*),以控制随时间变动的月度效应;住房所在小区固定效应(*xiaoqu*),以控制其他无法观察到的因素的干扰。

① 本文所选用的成交价格不同于挂牌价格,据链家内部人员反映,挂牌价格更多体现的是卖方单方意愿,可能存在不真实的情况。

② 区位特征部分的变更主要由 Arcgis 近邻分析测算所得。

③ 住宅出清周期表示市场消化库存所需要的时间周期,足以有效表示当前市场的供需情况,若市场供不应求,则该指标将会下降;该指标具体计算方法为:本月可售面积/过去 6 个月平均销售面积。

四、实证结果分析

该部分的实证结果分析的思路如下:首先,基于双边随机前沿模型对基准价格因素影响效应进行分析;接着,在议价模型的基础上,使用方差分解与单边效应估计对买卖双方各自所获取的剩余规模进行测度,通过净剩余的变化情况判断卖方的实际利益变化情况;最后,考虑价外税费和中介佣金,并对不同住房性质分别估计买方的实际利益变动情况。

(一)议价能力模型估计结果分析

表 3 为议价能力效应模型估计结果,为简化起见,部分变量回归结果未予呈现。其中模型(1)至模型(5)均采用了双边随机前沿下的 MLE 估计,其模型设计如下:模型(1)到模型(5)逐步增加与住房相关的指标,包括住房所在小区基本物理特征、小区所在区位特征、北京房地产市场背景特征(北京住宅出清周期及二手房价格指数变量)。模型(6)则采用了传统的 OLS 估计,主要控制变量与模型(5)等同。可以看到,模型(6)中 OLS 估计良好的拟合效果(调整后的 $R^2=0.9262$)也说明最终选择的控制变量足以解释成交价格中大部分的影响因素;模型(1)与模型(5)在逐一添加控制变量之后,模型拟合效果也明显得到改善,因此我们将基于模型(5)的回归结果进行后续分析。

从模型(5)的回归结果可以看出:(1)住房面积越小、朝南、满五唯一的住房单价更高;(2)学区房、一千米内有地铁与市中心天安门越近,住房单价越高;(3)从住房类型来看,普通住房的住房成交价格比非普通住房低 10.8%;(4)从影响住房成交价格的北京房地产市场供需情况来看,住宅出清周期(*Chuanging*)越长,二手房的成交价格越低;(5)北京二手房市场价格指数滞后期(*Lindex*)对住房成交价格存在显著的正向影响作用。由于我们研究的重点在于探讨买卖双方信息掌握程度对于二手房成交价格的影响作用,因此我们在下一步进行方差分解。

表 1 议价能力效应模型估计

	双边随机前沿下的 MLE 估计					OLS 估计
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>lnArea</i> 住房面积对数值	-0.034*** (-4.580)	-0.074*** (-14.504)	-0.072*** (-20.967)	-0.074*** (-31.832)	-0.01*** (-41.452)	-0.156*** (-42.795)
<i>Chaoxiang</i> =1 朝南	0.063*** (17.435)	0.010*** (3.729)	0.013*** (7.078)	0.010*** (8.473)	0.024*** (12.983)	0.031*** (17.640)
<i>Chanquan</i> =1 住房产权:无	-0.178*** (-37.593)	-0.084*** (-24.547)	-0.097*** (-42.453)	-0.021*** (-13.895)	-0.026*** (-14.802)	-0.023*** (-10.852)
<i>Chanquan</i> =2 住房产权:房本满两年	-0.076*** (-19.779)	-0.070*** (-24.909)	-0.064*** (-34.520)	-0.014*** (-10.660)	-0.048*** (-21.790)	-0.015*** (-7.454)
<i>Putong</i> 普通住房	-0.221*** (-62.106)	-0.190*** (-73.231)	-0.092*** (-49.752)	-0.036*** (-28.241)	-0.108*** (-64.464)	-0.059*** (-34.705)
<i>Xuequ</i> =1 小区是否为学区房:是	0.547*** (155.084)	0.118*** (31.623)	0.026*** (10.735)	0.018*** (11.425)	0.004* (1.811)	0.014*** (6.166)
<i>Subway</i> =1 小区一千米内是否有地铁	—	0.119*** (38.061)	0.003 (1.290)	0.008*** (6.133)	0.012*** (6.127)	0.008*** (4.175)

续表 1

	双边随机前沿下的 MLE 估计					OLS 估计
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>lnCenter_distance</i>	—	-0.154***	-0.009***	-0.020***	-0.016***	-0.011***
小区与天安门之间距离对数	—	(-41.969)	(-4.011)	(-13.236)	(-3.729)	(-2.828)
<i>Chuqing</i>	—	—	—	—	-0.002***	-0.005***
北京市场住宅出清周期	—	—	—	—	(-14.891)	(-11.860)
<i>Lindex</i>	—	—	—	—	0.387***	0.316***
北京二手房价格指数滞后期	—	—	—	—	(52.340)	(42.160)
小区所在行政区域效应	—	控制	控制	控制	控制	控制
小区固定效应	—	—	控制	控制	控制	控制
月度时间效应	—	—	—	控制	控制	控制
常数项	11.371*** (392.120)	10.978*** (329.797)	11.836*** (262.865)	1.097*** (21.411)	1.433*** (17.859)	-4.316*** (-18.75)
调整后的 R ²	—	—	—	—	—	0.9262
Log Likelihood	-26947.644	-10287.115	8554.2374	30462.373	38727.827	—
LR(chi2)	—	33321.06	71003.76	114820.03	138489.31	—
N	57423	57423	57423	57423	57423	57423

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著，括号中的数字为t检验值。

资料来源：根据 Stata 软件估计所得。

(二) 方差分解

表2为买卖双方所掌握的信息程度因素效应的分析结果。首先,可以看到住房成交单价 $\ln price$ 中无法解释部分的总方差为 $\sigma_v^2 + \sigma_\mu^2 + \sigma_w^2 = 0.0159$, 其中 87.50% 可以被买卖双方信息因素所解释, 表明在二手房交易过程中, 买卖双方所掌握的信息程度对于住房成交价格具有重要的影响作用。其次, 在买卖双方所掌握的信息因素对比中, 方差分解的结果显示买方相对于卖方拥有更大的信息优势, 其中, 买方的议价能力 σ_μ 影响比重达 65.47%, 卖方的议价能力 σ_w 影响比重则为 34.53%, 且 $E(\omega - \mu) = \sigma_w - \sigma_\mu = -0.0261$ 。综合来看, 这将对成交价格产生一个负向效应, 这与前文所分析的在房产中介主导之下, 卖方并不必然拥有信息优势的猜测是一致的。为准确测度买卖双方各自所获得的剩余及净剩余对成交价格的影响效应, 我们将进一步对买卖双方进行单边效应估计。

表 2 议价能力因素的二手房价格效应分析

	变量含义	表达式	测度系数
议价机制	随机误差项	σ_v	0.0445
	买方议价能力	σ_μ	0.0954
	卖方议价能力	σ_w	0.0692
方差分解	随机项总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_\mu^2 + \sigma_w^2$	0.0159
	总方差中议价因素影响比重	$\sigma_\mu^2 + \sigma_w^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\mu^2 + \sigma_w^2)$	0.8750
	买方议价能力影响比重	$\sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_w^2)$	0.6547
	卖方议价能力影响比重	$\sigma_w^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_w^2)$	0.3453

资料来源：根据 Stata 软件估计所得。

(三) 买卖双方获取剩余估计

全体样本估计结果

表 3 为在信息不对称情况下,针对式(7a)和式(7b)中 $E(1-e^{-\omega}|\xi_i)$ 和 $E(1-e^{-\mu}|\xi_i)$ 的估计结果,即买卖双方最终获得的剩余及净剩余的单边效应估计,该结果体现了买卖双方获得的剩余相对于市场公正基准价格变动的百分比。估计结果显示,在针对全样本的估计中,卖方获取的剩余将使住房成交价格相对于基准价格提高 6.42%,买方获取的剩余将使住房成交价格相对于基准价格下降 8.00%,最终将使实际的住房成交价格低于市场公正基准价格 1.58%。

表 3 二手房买卖双方获得的剩余及净剩余 单位:%

	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
卖方: $E(1-e^{-\omega} \xi)$	6.42	4.51	3.82	4.65	7.12
买方: $E(1-e^{-\mu} \xi)$	8.00	6.27	4.10	5.61	9.42
净剩余: $E(e^{-\omega}-e^{-\mu} \xi)$	-1.58	9.00	-5.60	-0.97	3.02

资料来源:根据 Stata 软件估计所得。

如图 4 所示,从买卖双方净剩余的年度分布特征来看,尽管在净剩余在不同年度之间存在差异,但总体上来看,在 2011—2016 年各年度的净剩余均为负值且整体变化不大。由此说明,在过去 6 年,通过房产中介出售的住房中,卖方均被迫以低于市场公正基准价格出售其住房,由此也表明卖方在二手房交易中的利益始终是受损的。

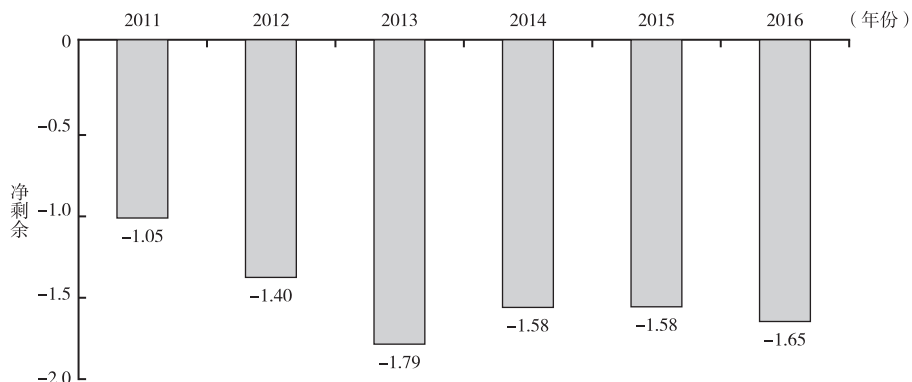


图 4 买卖双方净剩余年度分布情况

资料来源:作者根据 Stata 软件估计所得。

综上,根据全样本单边效应估计得出的结论可以发现:从卖方的角度出发,由于我们所考察的实际的住房成交价格为卖方实际收到的“到手价”,因此在卖方将住房委托给房产中介,并由房产中介承担买卖双方信息交流媒介角色时,其出售房产所能够得到的实际价格将比公平市场上价格低 1.58%,即卖方的实际利益将受损 1.58%。从买方的角度出发,虽然其支付的住房成交价格低于市场公正基准价格的 1.58%,但在此成交价格基础上,买方还需要支付额外费用,因此买家是否真正能从交易中获益还有待进一步分析。接下来我们将区分住房的异质性,对买家实际所获剩余这一问题进行分析。

(四) 买家最终支付价格测算

由于购买普通住房和非普通住房所需缴纳的税费有所不同,因此在分析税费和中介佣金对二手房买卖双方获取剩余的影响时,我们对样本进行了分类。其中,普通住房是指满足一系列国家或地方政府规定标准的住房类别,与非普通住房相比,普通住房可享受契税、营业税等房地产税种的优惠。如表 4 所示,随着房地产市场的发展,近年来北京市政府分别在 2011 年 12 月 10 日^①和 2014 年 10 月 8 日^②对普通住房认定标准进行了改革。

表 4 北京地区 2008 年 8 月至今普通住房认定标准变化历程

2008. 8. 1—2011. 12. 10		2011. 12. 11—2014. 10. 8		2014. 10. 9 至今		
区域	总价上限	区域	单价上限	区域	单价上限	总价上限
三环线内	215	四环线内	南部	五环内	39600	468
			北部			
四环到五环	175	四环到五环	南部	五环到六环	31680	374. 4
			北部			
五环到六环	165	五环到六环	南部	六环以外	23760	280. 8
			北部			
六环以外	100	六环以外	17280			

注:表中“单价上限”的单位为元,“总价上限”的单位为万元。

资料来源:作者根据北京市普通住房认定标准政策调整资料整理所得。

表 5 则给出了不同住房性质下的税费和中介费的变动情况,从表中可以看出,二手房交易过程中买家所需承担的额外费用主要包含以下三个部分:(1)营业税,税法上规定该部分税负应由卖方缴纳,但实际交易中通常已全部转嫁给买方。对普通住房而言,在 2011 年 11 月到 2015 年 3 月间,若购买时间不足 5 年,则需要差额缴纳 5.6% 的营业税;若购买时间超过 5 年且是唯一住房,则不需要缴纳营业税。对非普通住房而言,若购买时间不足 5 年,则需要全额缴纳 5.6% 的营业税;若满 5 年,则仅需要对其差额部分进行缴纳。(2)契税,税法上规定该部分税负均需由买方缴纳。对于普通住房而言,应按照房屋成交价的 1.5% 征收契税,对于普通住宅中面积小于 90 平方米的,只按 1% 征收契税,因此需缴纳的契税下限为 1%,上限为 2%;对于非普通住宅而言主,应按照房屋成交价的 3% 征收契税,因此需缴纳的契税上下限均为 3%。(3)房产中介佣金,无论是普通住房还是非普通住房,在交易时买方都需要支付交易价格的 2.7% 的中介佣金。

接下来,我们将进一步测算买家在二手房交易过程中所需要承担的额外费用的下限和上限。营业税和契税的计税基础为住房评估价格。住房评估价格是指买卖双方在当地房屋管理行政机构登记时使用的价格,该评估价需聘请相关专业评估机构评估并出具证明。该价格越低,需缴纳的税款越少,一般最高标准可评到成交价格的 85%。如表 6 所示,结合住房产权与个人家庭购房

^① 北京市住房和城乡建设委员会、北京市地方税务局《关于公布本市享受优惠政策普通住房平均交易价格的通知》(京建发〔2011〕22 号)。

^② 北京市住房和城乡建设委员会、北京市财政局、北京市地方税务局,《关于调整本市享受税收优惠政策普通住房平均交易价格有关问题的通知》(京建发〔2014〕382 号)。

资质的情况来看,若购买普通住房,需要承担 0.85%~6.46%的税费,以及 2%~2.7%的中介佣金;若购买非普通住房,则需承担 2.55%~7.31%的税费,以及 2%~2.7%的中介佣金。^① 由此可知,买方支付给卖方的价款并不是其为得到房屋所支付的全部价款,而两个价款之间的差额可能高达 10.01%,^②因此若不考虑税费和中介佣金,则估计结果所显示的买方和卖方最终实际利益情况评估将会存在较大偏差。

表 5 二手房交易过程中买方需承担的额外费用

时间段	额外费用种类								
	营业税				契税			中介佣金	
	普通		非普通		普通		非普通	普通与非普通	
2011.1.1— 2015.3.31	不足 5 年	满 5 年	不足 5 年	满 5 年	下限	上限	均为	下限	上限
	差额 5.6%	0	全额 5.6%	差额 5.6%	1%	1.5%	3%	2%	2.7%
2015.3.31 至今	不足 2 年	满 2 年	不足 2 年	满 2 年	下限	上限	均为	下限	上限
	全额 5.6%	0	全额 5.6%	差额 5.6%	1%	1.5%	3%	2%	2.7%

资料来源:作者根据相关房地产税收政策变化整理所得。

表 6 买方需承担的税费与佣金费率 单位:%

普通住房				非普通住房			
税费		中介佣金		税费		中介佣金	
下限	上限	下限	上限	下限	上限	下限	上限
0.85	6.46	2	2.7	2.55	7.31	2	2.7

注:普通住房相关税费总和下限计算过程为: $1\% \times 0.85 = 0.85\%$;上限计算过程为: $(2\% + 5.6\%) \times 0.85 = 6.46\%$ 。非普通住房相关税费总和和下限计算过程为: $3\% \times 0.85 = 2.55\%$;上限计算过程为: $(3\% + 5.6\%) \times 0.85 = 7.31\%$ 。

基于此,本文将进一步分析在考虑税费和中介佣金后,买方最终实际支付的总价款。具体结果如表 7 和表 8 所示。其中表 7 为未考虑税费和中介佣金时,不同住房类型下,买方所获取的剩余;表 8 为在考虑税费和中介佣金后,不同住房类型下,买方最终实际支付的总价款。从表 7 和表 8 可以看出,这两个价外费用将会对买方获取的实际利益产生实质性影响。

就普通住房而言,若不考虑价外费用,则买方将以低于市场公正基准价格的 1.59% 支付给卖方住房价款,即卖方由于议价能力较低丧失了这部分收益。然而,在考虑了价外费用后,我们发现,实际上买方最终的支付价格将至少高于市场基准价格的 1.21%~7.42%,根据前文对式(9)的分析可知 $u_i' > \tau$,说明买方支付的价格 P_b 高于无中介介入时的价格,此时买方将从交易中受损,且这部分利益并不为卖方所获得,而是被房地产中介和政府所捕获,其中,房地产中介所捕获的利益高达 0.38%~1.07%。由此可知,由于信息不对称引发的买卖双方和房产中介的委托代理问题,导致更具信息优势的房地产中介以牺牲买方和卖方的利益获取了自身的利润。因此,在三方博弈下,买卖双方都因处于信息劣势而受损,而房地产中介则攫取了大部分的剩余。

类似的情况也存在于非普通住房中。对非普通住房而言,若不考虑价外费用,则买方将以低

① 链家房产中介在北京地区普遍收取 2.7% 的中介佣金,个别用户最低可优惠至 2%。

② 如购买非普通住房,最高需支付 $7.31\% + 2.7\% = 10.01\%$ (中介佣金加税费) 的额外费用。

于市场公正基准价格的 1.57% 向卖方支付住房价款。然而,在考虑了价外费用后,实际上买方最终支付的价格将至少高于市场基准价格的 2.90%~8.37%,此时买方同样将从交易中受损;房地产中介所捕获的利益高达 0.40%~1.09%。由此可知,由于信息的不对称,对非普通住房而言,其买卖双方也因处于信息劣势损失了其利益,而这些剩余则大部分由房地产中介所捕获。

综上所述,在房地产市场中,作为委托人的买家和卖家都处于信息劣势,而作为代理人的房产中介则处于信息优势。这种信息不对称导致了房产中介有动机做出对自己最有利的行为,而损害买家和卖家的利益。

表 7 不考虑价外费用情况下买卖双方剩余获取情况 单位: %

住房类型	变量	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
非普通住房	卖方: $E(1 - e^{-\omega} \xi)$	6.58	5.12	3.80	4.66	7.15
	买方: $E(1 - e^{-\mu} \xi)$	8.17	6.34	4.09	5.59	9.65
	净剩余: $E(e^{-\omega} - e^{-\mu} \xi)$	-1.59	9.50	-5.85	-0.94	3.07
普通住房	卖方: $E(1 - e^{-\omega} \xi)$	6.29	3.96	3.83	4.64	7.09
	买方: $E(1 - e^{-\mu} \xi)$	7.86	6.21	4.10	5.63	9.28
	净剩余: $E(e^{-\omega} - e^{-\mu} \xi)$	-1.57	8.59	-5.45	-0.99	2.99

资料来源:作者使用 Stata 软件估计得到。

表 8 考虑价外费用情况下买方最终实际支付价格相对市场公正基准价格变动百分比

全样本			普通住房			非普通住房		
变 量	均值(%)		变 量	均值(%)		变 量	均值(%)	
净剩余	-1.58		净剩余	-1.59		净剩余	-1.57	
税费率	下限	0.85	税费率	下限	0.85	总额外费用率	下限	2.55
	上限	7.31		上限	6.46		上限	7.31
中介佣金率	下限	2	中介佣金率	下限	2	中介佣金率	下限	2
	上限	2.7		上限	2.7		上限	2.7
只支付税费情况下 买家最终实际 支付价格	下限	-0.74	只支付税费情况下 买家最终实际 支付价格	下限	-0.75	只支付税费情况下 买家最终实际 支付价格	下限	0.94
	上限	5.32		上限	4.77		上限	5.63
只支付佣金情况下 买家最终实际 支付价格	下限	0.39	只支付佣金情况下 买家最终实际 支付价格	下限	0.38	只支付佣金情况下 买家最终实际 支付价格	下限	0.40
	上限	1.08		上限	1.07		上限	1.09
买方最终实际 支付总价格	下限	1.22	买方最终实际 支付总价格	下限	1.21	买方最终实际 支付总价格	下限	2.90
	上限	8.36		上限	7.42		上限	8.37

注: $u(x)$ 为市场基准价格; NS 为净剩余, 即买卖双方成交价格(卖方“到手价”)偏离市场基准价格的百分比; τ 和 ρ 分别为买方在上述成交价格上额外支付的税率及中介佣金率, 这两个值即总额外费用率, 取舍范围已在表 8 中计算给出。由于买方最终实际支付价格为在前述成交价的基础上加上价外费用, 其相对于市场公正基准价格变动的百分比为: $P_b = \frac{(1+NS) \times u(x) \times (1+\tau+\rho) - u(x)}{u(x)} = (1+NS) \times (1+\tau+\rho) - 1$ 。因此, 表中全样本中, 买方最终实际支付总价格相对于市场公正基准价格变动的百分比下限计算过程为: $(1-1.58\%) \times (1+0.85\%+2\%) - 1 = 1.22\%$, 上限计算过程为: $(1-1.58\%) \times (1+7.31\%+2.7\%) - 1 = 8.36\%$ 。同理可计算得到买方购买普通住房与非普通住房时, 所支付总价款相对于市场公正基准价格变动百分比的上下限结果。

五、结论与政策建议

本文首先基于北京地区二手房交易的微观数据,通过构建一个双边随机前沿模型测算买卖双方通过委托房产中介进行住房交易时的信息不对称程度,并测算了买卖双方掌握的不对称信息对住房成交价格的影响;接着考虑了住房的异质性并考察了中介对不同类型住房的买方的实际剩余的影响;最后计算得到买卖双方获取的最终实际剩余。研究发现:

1. 买卖双方所掌握的信息因素对于二手房成交价格具有重要影响,总的信息因素占成交价格中不可解释的误差项总方差的 87.5%;其中买方的议价能力影响比重达 65.47%,卖方的议价能力影响比重则为 34.53%,这将对总成交价格产生负向效应。

2. 从全样本的单边效应估计来看,卖方至少将以低于市场公正基准价格的 1.58% 出售自有住房,因此在房产中介主导之下卖方并不必然拥有信息优势。年度异质性分析表明,在 2011—2016 年卖方实际利益受损这一结论并未发生改变。

3. 尽管买方以低于市场公正基准价格的 1.58% 支付住房成交价格,但其需要承担额外的税收费用与中介佣金。住房异质性效应分析发现,在考虑中介佣金的情况下,对于普通住房而言,买方最终支付价格至少高于市场基准价格的 0.38%~1.07%;对于非普通住房而言,买方最终支付价格至少高于市场基准价格的 0.40%~1.09%,证明作为委托人的买卖双方均在中介主导下的交易中被迫接受不平等的议价地位,而代理人房产中介成为交易中的唯一获益者。

本文的研究结论无论是对政府还是对市场上的买家和卖家都有广泛的借鉴意义。对政府而言,亟须改善目前二手房市场交易秩序混乱的局面,其政策的着眼点在于改变市场上这种由房产中介单方主导的信息不对称局面,因此应加快二手房交易信息披露的平台建设,例如推动与二手房交易公益性互联网的成立与推广,使二手房市场交易走上“脱媒”之路,真正做到保障市场上买卖双方的公平地位;对买卖双方而言,在交易过程中与中介之间建立起相应委托代理关系时,应注重激励与约束机制的契约设计,以此防范房产中介作为代理人产生道德风险的冲动,从而保护自身的实际利益。

参考文献:

1. 陈富良、王光新:《政府规制中的多重委托代理与道德风险》,《财贸经济》2004 年第 12 期。
2. 何大安:《厂商参与约束和激励约束之相容——一个关于地方政府与流通厂商之委托代理的理论探讨》,《财贸经济》2007 年第 11 期。
3. 况伟大:《预期、投机与中国城市房价波动》,《经济研究》2010 年第 9 期。
4. 李波、单漫与:《国有银行治理结构与管理层激励——多项任务委托代理、经理人市场和优先股》,《金融研究》2009 年第 10 期。
5. 卢洪友、连玉君、卢盛峰:《中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算》,《经济研究》2011 年第 4 期。
6. 潘文轩:《住房去库存中需求管理的局限性与供给改革的对策》,《经济纵横》2016 年第 6 期。
7. 孙伟增、郑思齐:《居民对房价的预期如何影响房价变动》,《统计研究》2016 年第 5 期。
8. 田霞、程辰:《二手房信息不对称问题研究》,《中国市场》2011 年第 36 期。
9. 申亮:《基于委托代理理论的产品定价问题研究》,《财贸经济》2008 年第 5 期。
10. 魏志华、吴育辉、李常青:《家族控制、双重委托代理冲突与现金股利政策——基于中国上市公司的实证研究》,《金融研究》2012 年第 7 期。
11. 张红、孙煦、张洋:《房价上涨预期对逆向选择现象的抑制效应:来自二手房交易实验的证据》,《清华大学学报(自然科学

版)》2015年第1期。

12. 郑利平:《腐败的成因:委托代理分析》,《经济学动态》2000年第11期。
13. Case, K. E., Shiller, R. J., & Thompson, A. K., What Have They Been Thinking? Homebuyer Behavior in Hot and Cold Markets. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 45, No. 3, 2012, pp. 265—315.
14. Coase, R. H., The Nature of the Firm. *Economica*, Vol. 4, No. 16, 1937, pp. 386—405.
15. De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J., Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation. *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 2, 1990, pp. 379—395.
16. Fama, E. F., Agency Problems and the Theory of the Firm. *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, 1980, pp. 288—307.
17. Fama, E. F., & Jensen, M. C., Separation of Ownership and Control. *The Journal of Law & Economics*, Vol. 26, No. 2, 1983, pp. 301—325.
18. Kumbhakar, S. C., & Parmeter, C. F., The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 31, No. 1, February 2009, pp. 1—14.
19. Lindh, T., & Malmberg, B., Demography and Housing Demand—What Can We Learn from Residential Construction Data? *Journal of Population Economics*, Vol. 21, No. 3, 2008, pp. 521—539.
20. Shleifer, A., & Vishny, R. W., A Survey of Corporate Governance. *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 2, 1997, pp. 737—783.
21. Yip, W. C., Physician Response to Medicare Fee Reductions: Changes in the Volume of Coronary Artery Bypass Graft (CABG) Surgeries in the Medicare and Private Sectors. *Journal of Health Economics*, Vol. 17, No. 6, 1998, pp. 675—699.

Who Affected the Second-hand House Transaction Prices

——Empirical Evidence from Beijing

ZHANG Qingyuan, SU Guocan & LIANG Ruobing

(Xiamen University, 361005)

Abstract: Base on the micro data of second-hand house transactions in Beijing market, this paper adopts Bilateral Frontier Stochastic Model to measure the degree of information asymmetry between the buyers and sellers under the circumstances that they both entrust estate agents to make transactions, and we try to analyze the effect of information asymmetry on the estate price. The present study shows that: (1) From the perspective of whole sample, the sellers will achieve a price at least 1.58% below the market benchmark on average, and the buyers will pay a price at least 1.22%~8.36% above the market benchmark price on average; (2) In terms of the ordinary housing, the buyers will pay at least 0.38%~1.07% higher than the market benchmark price, and in terms of the non-ordinary housing, the buyers will pay at least 0.40%~1.09% higher than the market benchmark price. It can be seen that the buyers and sellers, as the delegates, are forced to accept the unfair bargaining position in the transactions dominated by the estate agents who are the only beneficiary. From what has been discussed above, the government should focus on changing the asymmetry information situation that is unilaterally dominated by estate agents. The sellers and buyers should pay attention to the contract design of incentive and constraint mechanism under the principal-agent relationship.

Keywords: Asymmetry Information, Bargaining Power, Housing Price

JEL: D82, R3

责任编辑:汀 兰