

中国权证：衍生工具还是普通证券？

汤珂 汪昌云*

摘要：中国权证市场已经成为世界上交易活跃、成交量最大的权证市场之一。但学术界对我国权证的定价及其属性缺少系统性分析。本文实证研究中国权证的价格和收益行为，旨在以标准的期权理论为基础分析我国权证定价的规律性以及探究其属性。鉴于我国股票市场禁止卖空，传统期权定价理论赖以生存的证券组合复制仅在一定程度上适用于认购权证定价，但对认沽权证定价无能为力。这就决定了我国权证尤其认沽权证在理论上无法定价的现状。本文通过分析沪深交易所上市交易的所有权证的收益、波动性和定价误差，论证了认购认沽权证具有部分普通股票的性质，例如他们都与股票指数有联动关系，并伴随着低杠杆比率，但是，认沽权证的表现更像是普通股票而非期权类衍生工具。本文的研究结论对于我国投资者和衍生产品市场监管者都有借鉴作用。

关键词：权证；卖空限制；权证收益；期权类衍生工具；普通证券

一、引言

我国现代权证市场的历史可以追溯至上个世纪 90 年代初期，早期的权证基本是短期公司配股证。目前在沪深交易所上市交易的权证都是 2005 年初开始的股权分置改革的产物。从交易量来看，中国权证市场已经跻身为世界上成交最活跃、规模最大的三大权证市场之一。2006 年，我国权证成交总量首次超过中国香港跻身世界上权证市场榜首。尽管权证市场规模巨大 / 成交异常活跃，但规范研究我国权证价格行为及权证属性的较少。房振明和王春峰（2006）采用线性和非线性因果关系检验方法分析了我国股票市场和权证市场之间的关系，发现我国权证市场与股票市场之间不存在双向关系，仅存在从权证市场到股票市场较弱的单向关系。刘洋和庄新田（2006）运用因果检验方法分析了沪市 6 只认购权证与其标的股票之间的 Granger 因果联系，发现这两者之间只存在单向的因果关系，即权证价格走势影响标的股票的价格变化。Xiong and Yu (2009) 实证研究了中国的认沽权证，刻画了认沽权证的价格泡沫。他们认为中国权证市场泡沫的根源在于投资者以高价买进权证并希望以更高的价格卖给其他非理性投资人，即搏傻行为。Xiao(2008) 发现权证和标的股票的规模与流动性都显著的影响权证的定价误差，而中国认沽权证的价格变动并不与标的股票的价格变动相关。

本文的目的是通过系统研究中国权证价格行为和权证基本属性对现有文献做出进一步贡献。我们试图回答以下两个问题：1）我国权证真的是期权类衍生工具吗？2）如果答案

* 作者单位：中国人民大学汉青经济金融高级研究院；中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心。通讯地址：北京市海淀区中国人民大学财政金融学院，邮编：100872。电话：10 82500645；传真：10 82509260。Email: wangchy@ruc.edu.cn。

是否定的，那么又是什么决定了权证的价格？

我国严禁证券卖空行为。严格的卖空限制使投资者无法在权证偏离其基本价值时进行套利操作。上市公司亦不能在其权证高估时通过增发权证实现套利。2005 年底，上海证交所尝试允许已经取得中国证券业协会创新活动试点资格的证券公司进行权证创设。¹ 然而，权证创设是一个很复杂的过程，需要支付一定的成本以及经历繁杂的审批手续。例如，证券公司在申请认购权证创设需要在清算中心指定账户全额存放标的股票，以备创设权证的行权。总体来说，我国权证通常不能通过及时的证券组合复制，因而这些权证不能根据标的股票的价格来准确定价。这样，我国权证可能并不是严格意义上的期权类衍生工具。

为规范地证明以上的假说，我们首先证明了，如果标的股票严禁卖空，当权证价格处在某一区间时，权证和标的股票之间不存在无风险套利机会。其次，我们根据 Black-Scholes 期权定价理论推导出标准期权的收益和波动性属性，为实证检验我国权证收益表现及其属性奠定一个理论基础。最后，我们运用时间序列（times series）和截面（cross sectional）回归分析方法，实证检验了所有沪深交易所上市交易的权证的收益表现及其属性。本文实证研究的数据来源于国泰安金融与会计研究数据库。本文的样本包含 2005 年 1 月至 2008 年 12 月在沪深交易所交易的所有认购和认沽权证。这些权证的存续期通常为 9 到 12 个月，它们赋予权证持有人在预定的时间内或时点以确定的执行价格买卖标的股票的权力。

本文得到如下主要结论：1）决定标准期权价格的标的股票收益与认购权证收益密切相关，但与认沽权证收益无关。不管是认购还是认沽权证收益都显著受到股票指数收益的影响；2）代表普通股票属性的系统性风险溢价是认购和认沽权证收益的重要构成部分，而代表期权类衍生工具属性的杠杆风险溢价只在认购权证中显著；3）权证收益波动性总体上低于标准期权定价理论下的期权收益波动性；4）认沽权证的定价误差（相对于标准 Black-Scholes 期权定价公式）随权证到期日的缩短而增大，并与权证的特征因素如权证的交易量和标的股票收益波动性显著相关。据此，我们推论我国认购权证具有期权类衍生工具的部分属性，但认沽权证基本不具有衍生工具属性。鉴于我国市场上的认沽权证不存在可行的复制组合，上述结果并不令人惊讶。

本文后续部分如下：第二部分简单介绍了我国权证市场的背景信息。第三部分分析股票市场禁止卖空对权证定价的影响，推导出中国市场的权证收益、波动性和定价误差的研究假设，并给出本文的研究方法。第四部分列示并分析了实证研究结果。第五部分总结全文。

二、中国权证市场

现代中国金融市场上的第一只权证是 1992 年 6 月上市的飞乐配股证。这种类型的权证

¹ 以武钢权证为例，创设人创设的权证必须与市场上交易的武钢权证相同，并且使用同一交易代码和行权代码。创设人创设认购（认沽）权证时需要在中国证券登记结算公司开始权证创设专用帐户和履约担保证券（资金）专用帐户，并在履约担保证券（资金）专用帐户全额存放武钢股票（现金），用于行权履约担保。

是上市公司赋予现有股东的一种权利，允许其持有人在上市公司设定的股权登记日之前享有配股权。由于当时的中国上市公司中，被禁止在二级市场上流通的国家股和法人股数量平均占上市公司发行总股份的三分之二左右。由于其股份禁止在二级市场上流通，这些股东并没有激励去行使权证参与公司配股而倾向于在市场上出售其配股证。由于政府担心国有股权因此遭到稀释，以及这些权证在二级市场上出现过度投机限为，该类权证在市场上存续的时间不长。

我国目前在沪深股票市场上交易的权证源于 2005 年开始的股权分置改革。在股权分置改革之前，上市公司的股权一般由国家股、法人股和流通股构成，其中国家股和法人股不允许在二级市场上公开交易。国家股由中央或地方政府持有。法人股由国内机构持有，如上市公司、金融机构等。流通股是唯一一种可以在国内股票交易所交易的股票，分为 A 股和 B 股。无论哪种类型的股票，都享有相同的现金流和投票权。在一家典型的上市公司中，非流通股约占总股本的三分之二。这种股权分置结构对于上市公司的公司治理和公司财务业绩都造成了重大的负面影响，扭曲了增发股票、兼并收购、股利政策等财务决策行为（吴晓求，2006）。为了解决国家股和法人股非流通的问题，中国政府在 2005 年初发起了股权分置改革。非流通股股东透过支付一定数额的现金，或者支付由上市公司发行的权证外加部分现金给流通股股东的方式，以获取在锁定期 1 至 3 年后股票在二级市场上流通的权利。流通股股东获得的这些权证可以在二级市场上出售。源于股权分置改革的第一只权证于 2005 年 8 月 22 日发行。截止到 2008 年底，我国上市交易的有 35 只认购权证和 20 只认沽权证。除了少数例外，几乎所有的权证都是股本权证。

作为倡导金融创新的一项措施，中国证监会为权证市场制定了比股票市场更为优惠且灵活的交易制度。这主要表现在以下几个方面。首先，股票市场实行“T+1”的结算制度，投资者至少要持有股票一天后才可以卖出，而权证交易实行“T+0”结算制度。其次，股票每天的价格最大涨跌幅为 10%，也就是一旦股票价格比前一交易日的收盘价上涨或下跌 10%，该股票当天停止交易。权证的涨跌幅限制比股票的宽松很多，权证的每日最大涨跌幅等于标的股票的日最大价格变动乘以 125%，再乘以行权比例。权证的行权比例越高，价格的可浮动区间越大。现实市场中，权证价格最大涨跌幅大约是 25%。最后，权证交易不需要缴纳任何印花税和过户费，但股票交易中投资者均需缴纳印花税和过户费。这些灵活的交易安排使中国的权证比股票更具流动性，而权证的价格比任何定价模型算出的结果都要高（Xiao, 2008; Xiong and Yu, 2009）。Xiong and Yu (2009)把我国权证价格高估和交易量偏大的现象称为“投机性泡沫”（speculative bubbles）。

我国在法律上不允许卖空股票或权证。这使得投资者不能在权证高估或低估的时候进行套利。为了缓解权证的价格高估、高波动性以及不可思议的交易量，2005 年底，证监会和上海证券交易所开始对在沪市交易的权证中尝试实行有限的卖空机制，允许一组指定的证券公司创设和注销一定量的权证。权证的创设实质上相当于增加该权证的供给，对权证

的定价和交易发挥着积极作用。然而，权证创设的审批通常需要一周的时间，并需要存入满足最低标准的足量股票用于履约担保（创设认购权证），或者存入履约保证金（创设认沽权证）。这些创设的权证和原始权证一样在二级市场上交易，证券公司得到交易所批准后亦可注销已经创设的权证。

三、卖空限制对权证定价的影响

套利定价理论的基本假设是市场不存在摩擦，尤其是不存在任何程度的卖空限制。标的资产禁止卖空严重限制了资产组合选择，进而影响以此为基础的期权定价。首先，我们无法根据无套利原则推导出合理的期权理论价格（如 Black 和 Scholes（1973）的期权定价公式），也无法确定一个价格区间，使期权价格在该区间内无法套利。其次，卖空限制使期权的完美复制无法实现，即无法通过基础证券的某种组合获得与期权或权证相同的收益。在这种情况下，期权就像一种普通证券，而非衍生工具。换句话说，这时的期权或权证不再是冗余证券（redundant securities）。

在完全的金融市场中，期权合约作为衍生工具是一种冗余证券，其收益可以由原始证券（如股票债券等）复制可得。也就是说，我们可以通过构造原始证券的投资组合来完美复制期权的收益。在同等条件下，标的资产卖空限制严重制约了投资组合的选择，导致出现不完全市场。这里我们重点讨论卖空限制对我国认购认沽权证的定价影响。为了简化分析，我们假设除了股票市场的卖空限制外，我国权证的合约条款和 Black-Scholes 世界中的标准期权没有差异。

首先考虑认购权证。假定认购权证在 t 时刻的价格为 C_t 。权证在 T 时刻到期（ $t \leq T$ ）。一种常规套利策略（以 Black-Scholes（1973）的策略为例）是买入认购权证，卖出 Δ 单位的标的资产和现金账户组成的复制组合（假设可以连续交易）。假定该复制组合在 t 时刻的价值为 V_t^C 。在完美复制条件下可以确保 $C_T = V_T$ 。如果认购权证被低估，即 $C_0 < V_0^C$ ，通过买入认购权证、卖出复制组合的交易策略就可以在 t 时刻获得无风险 $V_0^C - C_0$ 。然而，由于我国标的资产（股票）不允许卖空，该套利策略无法实现。因此，出现无套利和权证价格偏离 V_0 的现象共存，这足以表明我国的认购权证并非冗余证券。相反地，如果认购权证被高估，即 $C_0 > V_0^C$ ，证券公司可以在市场上创设权证，同时买入复制组合，实现套利。因此，如果权证创设是无时滞、无成本的，套利可以防止认购权证被高估。然而，如前面所讨论的，中国市场上的权证创设需要经过严格的高成本的审批程序。在一个权证合约的存续期内通常只有一两次权证创设事件。因此，市场中也可能存在认购权证被高估的情况。

其次考虑认沽权证。假定认沽权证在 t 时刻的价格为 P_t 。如果认沽权证相对于复制组合的价格 V_t^P 高估，此时的套利策略是卖空认沽权证，同时卖出由 Δ 单位标的资产和现金

账户组成的复制组合。由于标的股票卖空限制，无法构建该复制组合。因此，尽管认沽权证偏离基本价值，也无法进行无风险套利。具体来说，如果认沽权证价格大于 $KB_t(T)$ ，这里 $B_t(T)$ 是指到期日为 T 的债券在 t 时刻的价格，证券公司可以通过创设权证并在该过程中购买 $KB_t(T)$ 债券来发行认沽权证。在权证到期时，由于认沽权证的最大收益为 K ，投资者获得的套利收益等于 $P_t - KB_t(T)$ 。另一方面，如果认沽权证被低估，这时的套利策略是买入认沽权证并买入复制组合。由此，投资者可以获得套利利润。因此，认沽权证高估在无法套利的市场上普遍存在，即 $P_0 > V_0^P$ 。

上述表明，在禁止标的资产卖空的市场中权证并非冗余证券。我国市场中的权证不是真正意义上的以股票为标的资产的期权类衍生工具。具体说来，从上述的论证中不难得出认购权证的无套利价格区间为 $[0, V_0^C]$ ，认沽权证的无套利价格区间为 $[V_0^P, KB_0(T)]$ ，其中 V_t^C 和 V_t^P 分别代表 Black-Scholes 世界中标准的认购和认沽的期权价格。

在禁止卖空的情况下，即使权证价格低于复制组合的价值，理性投资者仍会选择低估的认购权证而非复制组合。相反的，认沽权证必须通过卖空标的股票进行复制，但市场上并不建立空头认沽权证复制组合。因此，考虑到我国市场上认购权证复制组合的存在性，我们推论我国的认沽权证较认购权证相比更不具衍生工具属性。

收益是衡量某一证券损益的最直观指标之一，也是投资者最关注的，因此本文重点分析权证的收益。研究权证收益的另一方面考虑是，收益的时间序列是平稳的，这便于检验其与其它期权或权证定价变量的关系。此外，与需要特定期权定价模型为基础的定价误差相比，收益的时间序列研究不需要预设定价模型，而常见的权证定价误差的研究必须首先假设某一定价模型是合理的。因此，在本研究中，我们分析权证的收益行为而非定价误差。为了帮助理解权证在非完全市场的收益行为，我们首先推导期权在标准 Black-Scholes 世界的收益行为。然后我们提出中国权证市场收益和波动性的研究假设。

考虑一种金融资产，其价格变化服从如下几何布朗运动

$$dS_t = \mu S_t dt + \sigma S_t dW_t. \quad (1)$$

S_t 为标的资产的价格， μ 和 σ 为期望收益率和波动率， W 为标准布朗运动。假定 C_t 为 t 时刻期权价格，其为资产价格和时间的函数，根据伊藤引理，我们可以得到

$$dC = \left(\frac{\partial C_t}{\partial t} + \frac{\partial C_t}{\partial S_t} \mu S_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 C}{\partial S_t^2} \sigma^2 S_t^2 \right) dt + \frac{\partial C_t}{\partial S_t} S_t \sigma dW_t. \quad (2)$$

我们可用费曼-卡茨 (Feynman-Kac) 公式得

$$\frac{\partial C_t}{\partial t} + \frac{\partial C_t}{\partial S_t} r_f S_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 C}{\partial S_t^2} \sigma^2 S_t^2 = r_f C_t. \quad (3)$$

上式中 r_f 无风险利率。

将 (3) 代入 (2) 可得

$$\frac{dC_t}{C_t} = [r_f + \frac{\partial C_t}{\partial S_t} \frac{S_t(\mu - r_f)}{C_t}] dt + \frac{\partial C_t}{\partial S_t} \frac{S_t \sigma}{C_t} dW_t, \quad (4)$$

在任意短的时间内期权预期收益可以表示为

$$E(\frac{dC_t}{C_t}) = [r_f + \Omega_t(\mu - r_f)] dt, \quad (5)$$

这里 $\Omega_t = \frac{\partial C_t}{\partial S_t} \frac{S_t}{C_t}$ ，也可以表达为 $\frac{\partial C_t / C_t}{\partial S_t / S_t}$ 。 Ω_t 表示标的资产价格百分比变化与期权价格

百分比变化之比。实际上，它衡量的是期权收益对标的资产的收益的放大比例。因此， Ω_t 可以解释为嵌入期权合约的杠杆比率。

如果用日数据，并且把 (4) 离散化，我们可以得到：

$$R_{C,t} = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-1}} = R_f + \Omega_{t-1}(R_{S,t} - R_f) + \omega_t \quad (6)$$

这里 $R_{S,t} = \frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}}$ ， R_f 为日无风险利率， ω_t 为随机扰动项。

等式(6)表明在完全市场上影响期权收益的一个重要因素是标的股票的收益。如前面论证的那样，相对于期权类衍生工具，我国权证则更可能是纯粹的普通证券（或普通股票）。这样，权证价格应该与股票市场指数变动具高度相关性，同时也会受到其它证券定价因素的影响。如果权证是一个期权类衍生工具，在 Black-Scholes 世界中，权证的收益应只和杠杆效应 $\Omega_{t-1}(R_{S,t} - R_f)$ 相关。但如果权证是一个普通证券，且资产定价理论（CAPM）是正确的，它应只和系统性风险相关²。如果权证兼具衍生工具和普通股票属性，它则与杠杆效应和系统性风险同时相关。因此，我们推测标的资产收益和股票市场收益都会影响我国权证收益。我们用下面的方程(7)作为实证模型实证检验这个假设。

² 在 CAPM 中，权证是 0 贝塔资产。

$$R_{C,t} - R_f = a + b\Omega_{t-1}(R_{S,t} - R_f) + g(R_{M,t} - R_f) + hX_{t-1} + \omega_t \quad (7)$$

上式中 X 是控制变量向量, h 为其系数向量, $R_{M,t}$ 表示 t 时刻的市场收益率, a 、 b 和 g 是常量。在这个回归方程中 Ω 用 Black-Scholes 公式计算得到。在式 (7) 中加入一些控制变量 X 就是用以调整模型风险带来的误差。具体的控制变量选择将在后文讨论。

我们用单个权证的数据来对方程(7)进行估计。如果 $b=1$ 且 $g=0$, 那么权证仅具有期权类衍生工具的性质, 不具普通风险证券的属性。如果 $b=0$ 且 $g \neq 0$, 那么权证只具普通证券的属性, 而不具衍生工具的性质。如果 $0 < b < 1$ 且 $g \neq 0$, 权证同时具有普通证券和期权类衍生工具的性质。

对于单个的权证合约, 方程 (7) 中的 $b\Omega_{t-1}$ 和 g 可以被视为风险因子。 $b\Omega_{t-1}$ 可以被解释为杠杆效应, 而 g 则代表系统性风险。如果权证是一个期权类衍生工具, 那么只有杠杆效应应该被定价。但是如果权证是一个普通的证券, 且资产定价理论 (CAPM) 是正确的, 则只有系统性风险应该被定价。如果权证两者间而有之, 杠杆效应和系统性风险应同时被定价。为了检验权证的定价效应, 我们分别对认购权证和认沽权证进行下面的面板数据回归。实证模型如下:

$$A(R_C^i - R_f) = \alpha + \beta b^i A(\Omega^i) + \gamma g^i + \omega, \quad (8)$$

式 (8) 中的 $A(x)$ 表示对 x 取平均, $A(R_{C,t}^i) - A(R_{f,t})$ 和 $A(\Omega_t^i)$ 分别代表权证 i 的平均风险溢价和平均 Ω 值, $b\Omega$ 和 g 是不同权证的风险因子, 式 (8) 中的系数 β 和 γ 分别代表这些风险因子的风险溢价, ω 为随机量。显著的 β 估计值说明这类权证具有期权类衍生工具属性, 而 γ 的估计值显著则说明了这类权证表现得像普通股票。

我们也可以从收益率波动性来进一步刻画权证的属性。在一个完全市场中, 从式 (4) 可以推算出权证的瞬时波动性, 即:

$$\text{var}\left(\frac{dC_t}{C_t}\right) = \Omega_t^2 \sigma^2 dt. \quad (9)$$

或者说:

$$\text{std}(R_C) = \sigma \sqrt{E(\Omega_t^2) \Delta t}, \quad (10)$$

这里 R_C 是权证收益率, Δt 是计算 R_C 时所使用的的时间间隔。

我们可以用式（10）检验实际的 $std(R_c)$ 是否接近其理论波动性 $\sigma\sqrt{E(\Omega_t^2)\Delta t}$ 。金融衍生工具的一个显著性质就是存在杠杆比率。如果权证收益率的实际标准差大于或等于 $\sigma\sqrt{E(\Omega_t^2)\Delta t}$ ，那么它的收益表现类似一个期权型衍生工具；相反，如果杠杆效应表现得不显著，那么它的收益表现更像普通股票。

最后，我们也可以从权证的定价误差来刻画权证的一些性质。我们将一个权证的定价误差(ε)定义为市场价格与理论价格之间的百分比差，如下式：

$$\varepsilon_t = \left| \frac{C_t - M_t}{C_t} \right| \quad (11)$$

上式中 C_t 和 M_t 分别代表市场价格和由 B-S 模型计算出来的理论价格。Xiao (2008) 分别使用 Black-Scholes、Jump-Diffusions 和 CEV 模型来计算中国权证市场上的定价误差，发现在这三种方法中，Black-Scholes 模型产生的定价误差最小。因此在本文中使用 B-S 模型作为权证定价的基准模型。

如果权证是期权类衍生工具，那么定价误差 ε 应该随权证到期日的临近逐步减小。在权证的到期日，套利使得权证的价格等于权证的内在价值。因此，我们对每只权证分别进行下面的时间序列回归：

$$\varepsilon_t = l + k\tau_t + \omega_t \quad (12)$$

这里 τ 是指权证距离到期日的时间。如果我国的权证是期权类衍生工具，那么权证的定价误差将随到期日的临近减小。因此，上式中的回归系数 k 将是一个正值。

在 B-S 模型中，期权的价格仅由套利决定。期权的价格只由标的资产的现价、现金红利、标的资产收益波动性、期权的执行价格、距离到期日的时间和无风险利率这六个基础因素来决定。期权自身的一些特征变量，如期权的流通总量、成交量等，都不应该是影响期权价格的因素。但是经典的资产定价文献表明，公司规模、流动性两个因素与股票的预期收益率显著相关。Banz (1981) 以及 Fama and French (1992) 发现小公司的收益一般高于大公司的收益。Brennan and Subrahmanyam (1996) 和 Brennan et al. (1998) 的研究发现，在考虑了其它风险因素后，交易活动与股票的预期收益之间存在显著关系。为了更好地了解权证定价误差的面板数据特性，准确地刻画中国权证的属性，我们进一步检验权证特征因素和权证定价误差之间的关系。如果我国的权证是期权类衍生工具，根据套利原则，权证的特征因素不应该显著地影响权证定价误差。但是，如果我国的权证类似一个普通证券或股票，那么权证定价误差就与权证的特征因素相关。所以，为了从整体上把握权证的属性，

我们分别对认购权证和认沽权证进行如下的面板数据回归：

$$A(\varepsilon^i) = m + nA(to^i) + plnsize^i + qvol^i + \omega \quad (13)$$

这里 $A(\varepsilon^i)$ 、 $A(to^i)$ 和 $lnsize^i$ 分别代表权证 i 的平均定价误差、平均换手率和市场流通的权证总量的对数， vol 代表标的股票的收益波动性， ω 为随机量。我们在式 (13) 加入标的证券收益波动性是考虑到现实中的波动性估计可能存在误差，例如模型误差等。通常情况下，由于波动性已经完全包含在期权定价理论模型中，因此，它不应该与定价误差有关联。

四、实证结果分析

本文的样本包含所有沪深交易所上市的、交易历史长于 120 天的权证，样本区间为 2005 年 1 月至 2008 年 12 月。我们的样本共有 29 只认购权证和 17 只认沽权证。本文所使用的数据来源于国泰安金融和会计研究 (CSMAR) 数据库。表 1 报告了样本区间内每只权证的描述性统计，包括权证的日收益率，成交量，隐性波动性（相对于 B-S 模型）和标的股票历史波动性。表 1 显示了权证的平均日收益率是 -0.07%（年化收益率大约 -20%）。不同权证的成交量差别很大。成交量最大的宝钢认购权证平均每天有 1,490,000 股的交易量。所有权证在样本期内通过每日的隐性波动性计算出来的平均年隐性波动性（相对于 B-S 模型）是 135%。其中上港认购权证的平均年隐性波动性最高，高达 209%。最后一列显示了每只权证的历史波动性。年化历史波动性是用权证期限内的标的股票日收益率进行估计的。所有权证的平均年历史波动性是 50.4%。隐性波动性与历史波动性之间的巨大差别显示了中国权证市场上权证价格的高估现象普遍存在。

表 1 样本的描述性统计：2005.1 至 2008.12.

代码	权证类型	权证名称	权证收益		权证成交量(百万股)		隐性波动性		历史波动性	
			均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
030001	认购	鞍 钢	0.0060	0.0618	1.1599	5.2480	1.6049	0.4808	0.4240	0.0365
030002	认购	五粮液	0.0077	0.0549	0.2494	0.2968	1.7850	1.9642	0.5244	0.0738
031001	认购	华侨城	0.0081	0.0521	0.1991	0.1269	1.0976	0.2514	0.6474	0.0750
031002	认购	钢 钒	0.0046	0.0616	0.4489	0.3633	1.3785	0.5245	0.5958	0.1091
031004	认购	深发展	-0.0067	0.0694	0.4913	0.7579	1.8338	0.4390	0.6105	0.0501
031005	认购	国 安	-0.0006	0.0527	0.8920	0.7467	1.2450	0.8904	0.6738	0.1129

中国权证：衍生工具还是普通证券？

031006	认购	中兴	-0.0028	0.0587	1.0672	0.6019	0.7090	0.3201	0.5640	0.0297
580000	认购	宝钢	-0.0065	0.1086	1.4882	7.0802	1.2848	0.3209	0.2493	0.0496
580001	认购	武钢	0.0018	0.0928	1.1078	11.7572	1.1593	0.3055	0.3124	0.0225
580002	认购	包钢	0.0106	0.0783	0.2283	3.3401	1.4722	0.4353	0.4499	0.0659
580003	认购	邯钢	0.0094	0.0769	0.1336	1.9445	1.1575	0.4518	0.4541	0.0755
580004	认购	首创	0.0100	0.0803	0.1106	1.5679	1.7889	0.6904	0.4223	0.0395
580005	认购	万华	0.0073	0.0470	0.0103	0.1405	3.3639	1.9077	0.4937	0.0569
580006	认购	雅戈尔	0.0096	0.0569	0.0890	1.3110	1.7793	0.7371	0.7246	0.2473
580007	认购	长电	0.0055	0.0494	0.0104	0.1437	1.2176	0.3643	0.3334	0.0728
580008	认购	国电	0.0093	0.0598	0.0765	1.0448	1.6726	0.9066	0.5231	0.0597
580009	认购	伊利	0.0028	0.0416	0.0019	0.0015	1.7289	1.0982	0.5128	0.0267
580010	认购	马钢	0.0014	0.0684	0.0075	0.0119	1.2049	0.6319	0.6190	0.0614
580011	认购	中化	0.0091	0.0624	0.0076	0.0043	1.6330	0.5680	0.6348	0.1095
580012	认购	云化	0.0040	0.0608	0.0066	0.0050	1.1637	0.2701	0.5759	0.0532
580013	认购	武钢	0.0002	0.0598	0.0064	0.0050	1.0050	0.5060	0.6408	0.0413
580014	认购	深高速	0.0002	0.0530	0.0117	0.0085	1.7680	0.4629	0.6099	0.0332
580015	认购	日照	0.0011	0.0672	0.0180	0.0142	2.5152	1.9431	0.5836	0.0258
580016	认购	上汽	-0.0056	0.0560	0.0064	0.0046	1.4483	0.3787	0.6268	0.0505
580017	认购	赣粤	-0.0002	0.0607	0.0165	0.0093	1.2902	0.2280	0.5184	0.0333
580018	认购	中远	-0.0010	0.0608	0.0158	0.0105	1.2663	1.0359	0.5909	0.0364
580019	认购	石化	-0.0001	0.0734	0.0121	0.0086	0.6283	0.1580	0.6321	0.0168
580020	认购	上港	-0.0005	0.0626	0.0135	0.0102	2.0650	0.5127	0.5407	0.0290
580021	认购	清啤	0.0013	0.0604	0.0178	0.0119	0.7258	0.1907	0.5934	0.0223
038001	认沽	钢钒	-0.0062	0.0869	1.0141	3.0272	1.5927	1.2494	0.4350	0.0508
038002	认沽	万科	-0.0234	0.1076	1.3871	9.6908	1.0961	0.2516	0.4164	0.0452
038003	认沽	华菱	-0.0043	0.0930	1.1610	2.2426	1.5681	1.4858	0.4780	0.1196
038004	认沽	五粮液	-0.0030	0.1057	1.4023	1.7750	2.2945	1.7844	0.5244	0.0738
038006	认沽	中集	-0.0069	0.1090	1.4744	3.6564	1.9172	1.7441	0.5183	0.0570
038008	认沽	钾肥	-0.0014	0.1552	1.3413	2.7476	1.221	1.2127	0.4773	0.0534
580989	认沽	南航	-0.0066	0.1351	0.0139	0.0138	1.4122	0.30832	0.7406	0.0721
580990	认沽	茅台	-0.0137	0.1184	0.0694	0.9599	0.97418	0.6032	0.4424	0.0548
580991	认沽	海尔	-0.0108	0.1018	0.1449	2.0992	1.3818	0.94779	0.3579	0.1345
580992	认沽	雅戈尔	-0.0110	0.1117	0.1203	1.7271	1.6062	1.1126	0.7246	0.2473
580993	认沽	万华	-0.0087	0.0998	0.0855	1.1565	1.6561	1.0672	0.4937	0.0569

580994	认沽	原 水	-0.0069	0.1054	0.3579	4.8200	1.0666	0.47653	0.3570	0.0387
580995	认沽	包 钢	-0.0040	0.1057	0.2592	3.7722	1.3103	1.144	0.4499	0.0659
580996	认沽	沪 场	-0.0080	0.0940	0.3777	3.9981	0.60084	0.53684	0.3353	0.0381
580997	认沽	招 行	0.0033	0.1852	0.3296	5.5695	1.3618	1.3526	0.4093	0.0830
580998	认沽	机 场	-0.0045	0.0748	1.2189	13.8596	0.64848	0.35921	0.2434	0.0191
580999	认沽	武 钢	-0.0062	0.1119	1.1616	12.9442	0.78631	0.26479	0.3124	0.0225
均值			-0.0007	0.0803	0.4401	2.4571	1.4236	0.7582	0.5036	0.0639

为了检验权证的收益表现，我们首先对每只权证进行以下时间序列回归：

$$R_{C,t} - R_f = a + b\Omega_{t-1}(R_{S,t} - R_f) + g(R_{M,t} - R_f) + cT_{t-1} + dS_{t-1} + eS_{t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (14)$$

由于 B-S 模型被普遍当作权证定价的基准模型，我们在本文中使用 B-S 模型来计算每只权证的 Ω 值。为了调整模型风险，我们加入距离到期日的时间、标的股票价格以及标的股票价格的平方作为控制变量。Bates (1991) 和 Pan (2002) 证实尽管对短期权证来说，跳跃和随机波动性起着重要的作用，对长期权证来说却不那么重要。由于本文只使用了期限长于 120 个交易日的权证收益数据，可以认为跳跃和随机波动性都不具有很大的影响。Xiao (2008) 也表明用 B-S 模型计算出来的理论价格相较用 Jump-Diffusion 模型或者 CEV 模型计算出来理论价格而言，更加接近市场价格。 R_f 是基于中国三个月期国债收益率计算的。 R_M 表示证券市场指数收益率，本文使用的是上证综指。³

表 2 中报告了式 (14) 的回归结果。表 2 的 A 和 B 部分分别列示了认购和认沽权证的回归结果。从 A 部分可以看出，对所有的认购权证来说， b 是正值，且在统计上显著。因此，认购权证具有期权类衍生工具的特征。对 29 只认购权证中的 13 只，市场收益的估计系数 g 是正值且显著不等于零。因此，认购权证在一定程度上又具有普通股票的属性。对认沽权证而言，17 只权证的 b 估计值中只有 2 个是正值且不显著。⁴ 因此，与认购权证相反，认沽权证几乎不具有期权类衍生工具的属性。在 17 只权证中，15 只权证的市场收益估计系数 g 为负值（8 只的 g 估计值在统计上显著）。这表明认沽权证更多地表现得象普通股票，并且是负贝塔值的股票。

³ 本文也使用过沪深 300 指数以及沪深两市综指价值加权平均值作为市场指数的代理变量，其结果与文章的并无显著差异。

⁴ 注意：如果权证要具有衍生品的性质， b 必须是正值，因此表 2 中两个显著但为负值的 b 不予考虑。

表 2 权证收益的决定因素

	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>g</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>e</i>	R^2
A: 认购权证							
1	-0.3535	0.3195*	1.1254*	0.0405	0.1238	-0.0115	0.2897
2	0.0016	0.9333*	0.2064*	0.0060	-0.0008	0.0000	0.7896
3	0.0055	0.6435*	0.3249*	-0.0261	0.0011	0.0000	0.7168
4	-0.0282	0.7394*	0.1504*	0.0060	0.0049	-0.0002	0.7449
5	0.0949	0.3419*	0.2067	0.0204	-0.0063	0.0001	0.4210
6	-0.0189	0.2700*	0.4322*	0.0337	-0.0020	0.0000	0.5366
7	-0.0463	0.4245*	0.0961	0.0015	0.0009	0.0000	0.4155
8	1.4116	0.1667*	0.1266	0.0041	-0.6460	0.0737	0.0808
9	-2.0501	0.4252*	-0.5920	-0.0124	1.4275	-0.2462	0.2780
10	0.7318	0.7271*	-0.2032	0.0206	-0.6347	0.1347	0.5241
11	-0.0449	0.7164*	-0.0963	0.0081	0.0386	-0.0073	0.4656
12	0.0492	0.4921*	0.2077	0.0515	-0.0246	0.0018	0.3369
13	0.0112	0.6440*	0.5769*	-0.0053	-0.0011	0.0000	0.6848
14	-0.1467	0.5788*	0.0983	0.0181	0.0339	-0.0019	0.4401
15	-0.1731	0.4608*	0.4360*	0.0327	0.0333	-0.0017	0.3691
16	-0.1363	0.5926*	0.1736	0.0859	0.0149	-0.0005	0.4607
17	-0.0984	0.7328*	0.2673*	-0.0060	0.0075	-0.0001	0.7946
18	0.0233	0.5801*	0.1820*	0.0037	-0.0060	0.0003	0.6977
19	0.0252	0.5906*	0.3312	0.0175	-0.0052	0.0002	0.6352
20	-0.3765*	0.6069*	0.0741	0.1245	0.0090	-0.0001	0.4857
21	-0.0013	0.3358*	0.5548*	0.0040	-0.0006	0.0000	0.5582
22	-0.0363	0.1981*	0.3631*	0.0429	-0.0049	0.0002	0.3658
23	-0.0954	0.1070*	0.3865*	0.1200	0.0130	-0.0008	0.2932
24	-0.0193	0.1443*	0.7487*	-0.0021	0.0030	-0.0001	0.5996
25	0.0702	0.2357*	0.2747	0.0718	-0.0297	0.0011	0.3059
26	-0.0162	0.3836*	-0.0245	0.0107	0.0002	0.0000	0.3203
27	-0.0986	0.3107*	0.2962	0.0263	0.0090	-0.0004	0.4190
28	0.3179	0.2693*	-0.2142	0.0498	-0.1253	0.0107	0.3741
29	-0.5181	0.1874*	0.6864*	0.1932	0.0238	-0.0005	0.5887
B: 认沽权证							
1	-1.2323	-3.4357*	-2.6149*	-0.8184	1.2605	-1.2549	0.0494
2	-0.3405	0.5810	1.3561	0.5473	0.0862	0.1043	0.0509
3	-1.9170	2.4329*	-1.6283	1.2179	2.3227	-2.1902	0.0595

4	-0.6613	0.7065	-1.6230	0.4917	1.1077	-1.2253	0.0182
5	1.3266	-1.6147	-3.4137*	-0.4916	-1.6393	1.8497	0.0899
6	1.2312	-0.8756	-3.3063*	-2.3800	-0.8004	0.5949	0.0934
7	0.3246	-0.0907	-2.1596*	0.3669	-0.2974	0.1052	0.0522
8	-1.5814	-0.0296	-1.1360	1.1923	1.5976	-1.5718	0.0227
9	-0.3595	-2.1647*	-3.0672*	0.0591	0.4815	-0.4920	0.0592
10	-0.4530	-2.0159*	-3.2276*	-0.0726	0.5186	-0.5260	0.0630
11	-0.4642	-1.3234	-0.0071	-0.5262	0.6094	-0.6964	0.0188
12	0.1201	-0.1950	0.0026	0.0545	-0.1063	0.0905	0.0021
13	1.4888	-4.0449*	-3.5310*	-0.6474	-1.4503	1.4257	0.1031
14	1.0328	0.3719	-2.8859*	-0.4199	-1.1089	1.1831	0.0739
15	0.4114	4.2579*	-0.6503	-0.7025	-0.0774	-0.0608	0.0995
16	0.4472	2.4671*	0.0102	-0.8700	-0.4329	0.4234	0.0671
17	-1.1202	-2.1894*	-1.9441	-0.5485	1.1192	-1.1184	0.0373

注：*表示 5%或以上统计水平上显著。

表 3 列示的是运用面板数据分别对认购和认沽权证进行方程（8）估计得到的结果。不难看出，认购和认沽权证的收益表现有明显差异。对于认购权证， β 估计值显著且为正值，说明风险因子 $b\Omega$ 被定价且具正的风险溢价。估计系数 γ 显著为正，说明因子 g 也被定价了。对于认沽权证而言， β 估计值在统计上不显著， $b\Omega$ 这个与衍生工具属性有关的风险因子未被定价。这与前一部分有关认沽权证属性的结论一致，认购权证不具有期权类衍生工具属性。但是估计系数 γ 显著不为零且为负值，说明因子 g 被定价且具负的风险溢价，即认沽权证类似于一个负贝塔值的股票。这些结果与我们之前的推测相一致，即认购权证既有衍生工具也具普通股票的属性，而认沽权证则表现得更像普通证券而非衍生工具。

表 3 权证的风险溢价估计

	α	β	γ	R^2
认购权证	-0.007 (-2.337)	0.008 (3.659)	0.007 (2.040)	0.346
认沽权证	-0.007 (-0.677)	-0.001 (-0.612)	-0.002 (-1.241)	0.102

注：括号中数值为 t 统计量。

表 4 报告了权证的历史波动性和理论波动性的比较结果。我们用权证的日收益率计算权证的实际波动性。从表 4 可以看出，除了个别例外，不管是认购还是认沽权证，实际权证收益率的标准差都低于其理论波动性。认购权证的理论波动性与历史波动性之比为 2.32，认沽权证的则是 4.83。这说明认购权证与认沽权证的杠杆比率都低于理论期权定价模型中

给定的杠杆比率，而且，认沽权证的杠杆比率比认购权证的更低。所以，从波动性比较的结果看，与前面的结论相一致，认购与认沽权证都具有普通股票的性质，其中与认购权证相比认沽权证更像普通股票。

表 4 权证收益的理论和历史波动性

	历史波动性 $std(R_C)$	理论波动性 $\sigma\sqrt{E(\Omega_i^2)\Delta t}$	$\sigma\sqrt{E(\Omega_i^2)\Delta t} / std(R_C)$
A: 认购权证			
1	0.0621	0.0758	1.2198
2	0.0551	0.0569	1.0331
3	0.0520	0.0597	1.1480
4	0.0602	0.0705	1.1702
5	0.0612	0.1071	1.7494
6	0.0530	0.3056	5.7653
7	0.0592	0.2235	3.7776
8	0.0935	0.1180	1.2612
9	0.0924	0.1405	1.5211
10	0.0787	0.1245	1.5810
11	0.0774	0.1067	1.3793
12	0.0808	0.1257	1.5564
13	0.0473	0.0534	1.1296
14	0.0572	0.0791	1.3826
15	0.0497	0.0745	1.4989
16	0.0600	0.0913	1.5198
17	0.0418	0.0442	1.0564
18	0.0686	0.1413	2.0598
19	0.0626	0.0957	1.5287
20	0.0583	0.0843	1.4465
21	0.0597	0.2416	4.0444
22	0.0532	0.2830	5.3160
23	0.0675	0.7598	11.2510
24	0.0563	0.3989	7.0847
25	0.0611	0.2224	3.6371
26	0.0610	0.3714	6.0855

27	0.0740	0.2602	3.5165
28	0.0631	0.5203	8.2403
29	0.0609	0.2280	3.7452
均值	0.0630	0.1884	3.0243
B: 认沽权证			
1	0.06457	0.52288	8.09800
2	0.07495	0.83791	11.17900
3	0.08144	0.53063	6.51580
4	0.09469	0.44553	4.70530
5	0.09681	0.51441	5.31340
6	0.14126	0.65752	4.65480
7	0.11758	1.58990	13.52300
8	0.09714	0.55916	5.75610
9	0.06889	0.65993	9.57910
10	0.08403	0.59143	7.03870
11	0.08095	0.55381	6.84150
12	0.06993	0.47967	6.85890
13	0.07993	0.48251	6.03680
14	0.07010	0.48764	6.95660
15	0.17735	0.46192	2.60450
16	0.06906	0.14883	2.15500
17	0.08675	0.22020	2.53830
均值	0.09150	0.57317	6.49146

表 5 报告了分别对每只权证进行方程 (12) 估计的结果。如果权证是期权类衍生工具, 那么定价误差应该随着到期日的临近而减小。表 5 的 A 部分显示的认购权证的回归结果。29 只认购权证中, 有 13 只权证的到期时间的系数 k 是显著且为正的, 14 只权证的系数 k 是显著但是为负的, 另外两只权证的估计系数 k 为负值但不显著。B 部分显示的是对认沽权证的估计结果。17 只权证中有 16 只权证的估计系数 k 显著为负, 只有 1 只认沽权证的系数 k 显著为正。到期时间的估计系数为负意味着随着到期日的临近, 定价误差却在增大。表 5 中的结果说明了认购权证一定程度上具有期权类衍生工具的性质, 而认沽权证几乎不具有期权类衍生工具的属性。

表 5 定价误差与权证到期期限

	l	k	R^2
A: 认购权证			
1	0.07423*	0.4380*	0.50592
2	0.17589*	-0.0423*	0.14672
3	0.10862*	-0.0333*	0.039277
4	0.12824*	-0.0159	0.008358
5	0.30326*	-0.0762*	0.036319
6	1.4477*	-0.7067*	0.55494
7	1.5436*	-0.6961*	0.24822
8	0.8899*	-0.0545*	0.047762
9	0.64334*	0.07295*	0.022278
10	0.18886*	0.3170*	0.23662
11	0.09051*	0.2099*	0.3081
12	0.27523*	0.4247*	0.51069
13	0.19954*	0.0876*	0.15564
14	0.00611*	0.3562*	0.7019
15	-0.0771*	0.6582*	0.88308
16	-0.0146*	0.4023*	0.73239
17	0.02267*	0.03404*	0.09241
18	0.31271*	-0.1291*	0.22739
19	0.02006*	0.2548*	0.46967
20	-0.1701*	0.2634*	0.37434
21	0.6830*	-0.2989*	0.31054
22	1.5678*	-0.5452*	0.82683
23	1.0311*	-0.6926*	0.82474
24	2.2304*	-0.9486*	0.87671
25	1.8097*	-0.64516*	0.79521
26	2.0381*	-1.3617*	0.78858
27	-0.0166*	0.2207*	0.031431
28	1.2739*	-0.6315*	0.84558
29	1.5121*	-0.9644*	0.4443
Panel B: 认沽权证			
1	1.1176*	-0.7204*	0.7929
2	1.1353*	-0.7009*	0.7304
3	1.1637*	-0.5370*	0.7280

4	1.1825*	-0.4094*	0.4899
5	1.2750*	-0.7599*	0.7154
6	1.2920*	-1.3145*	0.8140
7	1.0866*	-0.5449*	0.3958
8	1.2836*	-1.1645*	0.7272
9	1.2550*	-1.1907*	0.7652
10	1.1115*	-0.6978*	0.6754
11	1.0866*	-0.4630*	0.6893
12	0.9201*	-0.6234*	0.5254
13	0.9854*	-0.9556*	0.6254
14	0.8224*	-0.6185*	0.2532
15	1.1330*	-0.5040*	0.3831
16	0.6836*	-0.4018*	0.2848
17	0.5040*	-0.0833*	0.0178

注：*表示 5%或以上统计水平上显著。

为了更好地了解权证到期时间对权证定价误差的整体影响，我们假定所有的认购权证和认沽权证的系数 l 和 k 为常数。在这样的假定下，我们分别用认购权证和认沽权证重新对方程（12）进行回归。回归结果报告于表 6。与表 5 的结果相一致，认购权证有显著为正的系数 k ，而认沽权证的系数 k 显著为负。这再一次说明了，总体来看，认购权证的定价误差随着到期日的临近而减小，而认沽权证的定价误差随着到期日的临近而增大。

表 6 定价误差与权证到期时间长短的关系：混合估计

	l	k	R^2
认购权证	0.3263 (48.43)	0.0183 (2.97)	0.0012
认沽权证	0.938 (119.94)	-0.429 (-39.35)	0.29

注：括号中数值为 t 统计量。

表 7 中报告了分别对认购权证和认沽权证对方程(13)回归的结果。认购权证的定价误差与权证流通总量负相关，但与交易量和标的股票的收益波动性无关。认沽权证的定价误差却与交易量和标的证券收益的波动性正相关，与权证的流通总量负相关（但统计上不显著）。因此，对认沽权证来说，大的交易量和波动性伴随着较大的定价误差。认购权证回归所得到的 R^2 是 19%，而认沽权证回归的 R^2 却高达 55%。这些结果表明，两种权证都具有普通股票的性质，但认沽权证比认购权证表现得更像一只普通股票。我们的结果显示，认沽权

证这些“异常”表现很可能是由过度交易引起的，与 Xiong and Yu (2009)得出的结论一致。

表 7 定价误差与权证特征因素

	m	n	p	q	R ²
认购权证	1.605 (2.89)	0.000 (1.13)	-0.051 (-2.08)	-0.489(-1.28)	0.19
认沽权证	0.968 (1.19)	0.00034 (4.17)	-0.037 (-0.85)	0.763 (4.784)	0.55

注：括号中数值为 t 统计量。

五、结论

由于我国股票市场上的卖空限制，认购和认沽权证都不能用套利定价理论进行精确的定价。更为突出的问题是，在市场上可以构建认购权证的复制组合，却无法构建认沽权证的复制组合。其结果是，我国的权证不可能成为真正意义上的期权类“衍生工具”，这一点对于认沽权证尤为如此。本文从权证的收益、波动性和定价误差三个维度对上述的研究假设进行了实证研究。本文得出如下结论：首先，决定标准期权价格的标的股票收益与认购权证收益密切相关，但与认沽权证收益无关。不管是认购还是认沽权证收益都显著受到股票指数收益的影响；其次，代表普通股票属性的系统性风险溢价是认购和认沽权证收益的重要构成部分，而代表期权类衍生工具属性的杠杆风险溢价仅在认购权证中显著；再次，权证收益波动性总体上低于标准期权定价理论下的期权收益波动性；最后，认沽权证的定价误差（相对于标准 Black-Scholes 期权定价公式）随权证到期日的缩短而增大，并与权证的特征因素如权证的交易量和标的股票收益波动性显著相关。因此，我们的研究表明，我国市场上的认购权证兼具期权类衍生工具和普通股票的属性，而认沽权证则更像普通股票而非衍生工具。

我们的研究结果对我国的权证投资者和衍生产品市场监管有重要的启示意义。我国的权证，尤其是认沽权证，作为期权类衍生工具的属性其实非常有限，因此，不能成为投资者用来对冲或管理风险的工具。由于无法通过权证和标的资产之间的套利来决定权证价格，因此认沽权证只能是纯粹的投机工具，并且很可能成为狂热投机的目标。我国的衍生产品市场监管机构和政府建立权证市场并且鼓励权证交易的初衷是希望权证能成为投资者用来对冲股票价格风险的一种衍生工具，同时考虑到股票市场上有着类似卖空限制等严格的限制，希望通过权证的引入提高股票定价效率。但是有悖于监管者的初衷，我国权证尤其是认沽权证并不具有衍生工具属性，且正是由于卖空限制使得权证不能成为管理风险的一种工具。在一个禁止标的股票卖空的市场中，本研究对我国衍生产品市场监管者的直接启示就是：废止认沽权证是一个明智的选择，在引入像期权、指数期货这样的金融衍生工具之

前，摆在监管者面前的最艰巨、最重要的工作是如何建立有序且高效率的股票卖空机制。

参考文献：

1. Bai, C.N., Liu, Q., Lu, J., Song, F., and Zhang J. X. (2004), Corporate Governance and Market 2、Valuation in China, *Journal of Comparative Economics*, 32, 599-616.
2. Bates, D. (1991), The Crash of '87 -- Was It Expected? The Evidence from Options Markets, *Journal of Finance*, 46, 1009-1044.
3. Benz, R.W. (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
4. Black, F. and Scholes, M. (1973), The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *The Journal of Political Economy*, 81, 637-654.
5. Brennan, M.J., and Subrahmanyam, A. (1996), Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 41, 341-364.
6. Brennan, M. J., Chordia, T., and Subrahmanyam, A. (1998), Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross Section of Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 49, 345-373.
7. Fama, E. and French, K. (1992), The Cross Section of Expect Stock Returns, *Journal of Finance*, 47, 427-466.
8. Pan, J. (2002). The Jump-Risk Premia Implicit in Options: Evidence from An Integrated Time-Series Study. *Journal of Financial Economics*, 63 3-50.
9. Xiao, G. (2008), The Characteristics and Pricing of Option-type Derivatives: Evidence from Chinese Warrant Market, working paper, University of South Carolina.
10. Xiong, W. and Yu, J. (2009), The Chinese Warrant Bubble, Working Paper, Princeton University.
11. 房振明，王春峰，李晔和卢涛（2006），我国股票与权证市场之间的线性及非线性因果关系，系统工程，第 24 期。
12. 刘洋和庄新田（2006），沪市认购权证与其标的股票价格走势的 Granger 因果检验，管理学报，第 3 卷第 06 期。
13. 吴晓求（2006），股权分置改革后的中国资本市场，中国人民大学出版社。

从供给视角看我国房地产市场“两难困境”

陈超 柳子君*

摘要：本文通过理论模型解释我国房地产市场“两难困境”的内在机制，提出下各参与主体的博弈行为与房地产泡沫的制度逻辑：一方面地方政府土地出让和开发商的垄断造成房价过高，加大了中低收入居民的生活压力；另一方面地方政府投资主导的经济增长模式又依赖于土地出让收入。中央政府面临消费者购房效用和地方政府投资需求之间的权衡。本文提出，地方政府的利益是地价和房价上涨的根本原因，开发商垄断是高地价和高房价的直接原因，我们认为，大力建设保障性住房，并发展高端房地产市场是解决房地产市场两难处境的有效手段。在建设保障性住房时，要做到严格监管，合理规划，确保广大中低收入居民的住房需求得到满足。

关键词：土地招拍挂制度 垄断 保障性住房

一、引言

2009年，中国房地产市场发展迅猛。根据相关统计数据，2009年1-11月全国商品房销售面积达到7.5亿平方米，同比增长53.0%；销售额达到3.6万亿元，同比增长86.8%。与此同时，全国房地产价格涨幅已经达到5.6%，深圳、温州、杭州等部分城市的房价涨幅已经超过两位数。居高不下的房价给居民生活带来了沉重负担。

房价上涨的重要原因之一在于在现有政治经济格局下，地方政府把土地出让收入作为地方财政收入的重要来源之一，依靠现有的土地整理和招拍挂机制，集中和垄断土地资源，通过招拍挂获取高额的土地出让收入。而现有的土地招拍挂机制下，少数几个资金雄厚房地产开发商具有绝对优势竞拍到土地。房地产开发商为实现利润最大化，人为控制住房供应数量，造成房地产市场供求矛盾加剧，导致房价持续上涨。另一方面，当土地出让金已成为地方政府收入的重要来源时，房价的下跌必然直接损害地方政府财政收入。因此，地方政府拥有足够的动机默许和鼓励房价的上涨。由此可见，我国房地产市场面临“两难困境”：一方面，地方政府运用土地出让收入有力支持地方经济的增长；另一方面，土地财政和开发商垄断又造成房价高企不下，加重了中低收入居民的生活压力，降低社会福利水平。

笔者力求通过理论模型和实证解释这一困境存在的内在机制，并提出若干政策建议。基本模型中，我们假设存在四种参与者：中央政府、地方政府、开发商和消费者。地方政府垄断土地，将土地拍卖给开发商并将土地出让收入投资于地方基础设施建设等项目。开发

* 作者单位：陈超（1974—），男，经济学博士，副研究员，现供职于工银瑞信基金管理有限公司；柳子君（1985—），男，英国伦敦政治经济学院博士生。

商参与竞购土地,并采取古诺竞争销售住房。消费者购买住房获取消费者效用。中央政府的一个宏观调控工具是调整开发商购地的土地出让金首付比例。中央政府面临消费者购房效用和地方政府投资效用之间的权衡,通过制定首付比例的最优值来实现总效用最大化。随后我们扩展模型,引入保障性住房的政策工具。我们发现,当中央政府通过推动地方政府提高保障性住房供给数量时,中央政府可以兼顾消费者住房效用和地方政府投资效用。可见,从供给视角看,在不改变“土地财政”格局的前提下,中央政府可通过推动建设保障性住房建设计划有效是解决我国房地产市场的“两难困境”。

本文共分五部分。第二部分介绍相关文献,第三部分构建理论模型,第四部分进行实证分析,最后给出结论及政策性建议。

二、文献综述

目前,从供给视角研究我国房地产市场的实证研究十分丰富。根据沈悦、刘洪玉(2004)的研究,1998年以来,我国各城市住宅价格的高速增长已经不能很好地用经济基本面和住宅价格的历史信息来解释,用完全竞争的房地产市场模型已经无法解释我国房地产市场的现状。作者提出,地方政府对土地的招拍挂行为造成了地价和房价的上涨。林义相(2009)认为土地垄断和人为的供应短缺造成了“地王”的层出不穷和保证了房地产价格不断上涨,并提出发展租房市场来解决房地产市场供给不足的问题。在实证方面,况伟大(2004)、李宏瑾(2005)等人均通过测算勒纳指数,发现我国房地产市场的垄断程度相当严重。冯邦彦和刘明(2006)、郭微和樊必武(2008)的实证研究都表明,房价和地价存在长期的相互影响。这些研究得出的结论和我们的观点相吻合。但现有的研究尚缺乏理论层面的分析,特别是把中央政府、地方政府、房地产开发商和消费者纳入到一个统一的博弈框架下分析其利益博弈的机制与行为。

从现有对拍卖机制的研究看,土地招拍挂机制与许可证拍卖(license auction)十分近似。在对许可证拍卖机制的研究方面,Shleifer and Vishny (1992)指出,在竞拍者财力有限的情况下,拍卖利润将不会达到最大,因为估值最高的竞拍者无法支付足够的订金。Che and Gale (1998)提出,许可证的价值取决于拍卖许可证的个数,因为获得许可证的公司越少,市场竞争就越小。这些研究结论和我们模型证明的结果一致。为此,我们运用许可证拍卖理论,充分考虑土地招拍挂机制、房地产开发商垄断等制度要素,对我国房地产市场的现状进行探讨和分析。

三、理论模型

(一) 基本模型设定

理论模型分为两期: $t = 0, 1$ 。假设经济中存在四种理性参与者:中央政府、地方政府、

开发商和消费者。中央政府只有一个，地方政府可以有一个或数个¹，开发商的数目趋近于无限大，消费者分布在某连续区间上。我们假设有一种通用消费品充当价格单位，另外存在两种资产：土地和住房，而住房又分为低档房和高档房。只有消费者才会从购买住房中获取效用，其他参与人只能从消耗通用消费品中获取效用。消费者从每套低档房中获取的效用为 u ，从每套高档房中获取的效用为 0 ²。

在 $t=0$ 时，经济中没有住房，只有 m 单位的土地。只有开发商能够购置土地、建设住房并出售给消费者。开发商在土地上建造住房需要支付固定的边际成本，我们设低档房的边际成本为 c_L ，高档房的边际成本为 c_H 。每单位土地上可建造住房的数目上限为 b 。另外，地方政府可以在 $t=1$ 时投资于无风险项目，其当期的回报率为 R 。

我们假设在 $t=0$ 时地方政府拥有全部土地，因此开发商必须从地方政府手中购买土地才能够建造住房。土地在 $t=0$ 时采取拍卖的方式出售，即拍卖时土地将分为 k 份出售，对每份土地出价最高的开发商得到该份土地。另外，同一个开发商不可以同时参与竞拍两份土地。地方政府出售土地的数量 m 是固定的，但是可以选择拍卖土地的份数 k 。由于没有信息不对称，均衡条件下的拍卖结果是可预知的。我们假设开发商是竞争性的，完全相同，且开发商初始所拥有的财富为 W 。另外，开发商在购买土地时采用分期付款，即在 $t=0$ 时支付 α ，在 $t=1$ 时支付 $1-\alpha$ 。首付款比例 α 的大小由中央政府制定。消费者在 $t=1$ 时从开发商手中购买住房，开发商在出售住房时采取古诺竞争³。

我们假设除中央政府外的所有参与人均最大化其 $t=1$ 时的效用，中央政府最大化其他所有参与人的总效用。所有人均为风险中性，且贴现率为 0 。

为了简化模型，我们假设消费者的行为外生，即低档房市场需求的反函数为 $P_L(Q_L) = A_L - Q_L$ ，高档房市场需求的反函数为 $P_H(Q_H) = A_H - Q_H$ ⁴。这样我们只需考虑中央政府、地方政府和开发商的战略决策。中央政府的策略空间为 $S^C = \{\alpha \in [0,1]\}$ ， α 为土地出让金的首付比例。地方政府的策略空间为 $S^L = \{k \in N^+\}$ ， k 为拍卖土地的份数。当 $t=0$ 时，每个开发商的策略空间为 $S_1^D = \{p \in \mathfrak{R}^+\}$ ， p 为所出单位土地价格。当 $t=1$ 时，得到土地的开发商的策略空间为 $S_2^D = \left\{ (q_L, q_H) \in \mathfrak{R}_0^+ \times \mathfrak{R}_0^+, q_L + q_H \leq \frac{m}{k} \right\}$ ， q_L 为建造低档房的数量， q_H 为建造高档房的数量。

模型的时间线如下：

¹ 地方政府的数量对模型结果没有影响。

² 这是因为购买高档房的消费者基本为拥有多套住房的富人及投资者，其购买住房的边际效用将会小很多。设一个大于零的值不会对模型的结果产生实质性影响。

³ 这是一个合理的假设，因为现实中房地产开发商难以迅速调整住房的供应数目。

⁴ 我们假设低档房和高档房的价格是相互独立的，该假设对模型结果没有关键影响。

- $t=0$ 时:
 - 中央政府决定首付比例 α
 - 地方政府决定出售土地的份数 k 并拍卖土地
 - 开发商支付 α 比例的地价
 - 开发商决定建造住房的数量
- $t=1$ 时:
 - 消费者购买住房
 - 开发商支付余下 $1-\alpha$ 的地价和建房费用
 - 地方政府投资
 - 所有人消耗并取得效用

(二) 均衡解

我们通过对每个子博弈的求解, 通过倒推法求得整个模型的子博弈完美纳什均衡解。

引理 1: 假设开发商采取古诺竞争, 那么当有 N 个开发商得到土地, 且建房数目不受限制时, 每个开发商的低档房建造数目为 $\frac{A_L - c_L}{N+1}$, 高档房建造数目为 $\frac{A_H - c_H}{N+1}$, 低档房

价为 $\frac{A_L + Nc_L}{N+1}$, 高档房房价为 $\frac{A_H + Nc_H}{N+1}$, 利润为 $\left(\frac{A_L - c_L}{N+1}\right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1}\right)^2$ 。

证明: 对每个开发商来说, 分别设其他所有开发商的低档房与高档房数目为 L 和 H 。开发商的利润为 $q_L(A_L - L - q_L - c_L) + q_H(A_H - H - q_H - c_H)$ 。对上式分别求 q_L 和 q_H 的导数可得 $q_L = \frac{A_L - L - c_L}{2}$ 和 $q_H = \frac{A_H - H - c_H}{2}$ 。由于开发商完全相同, 均衡情况下每个开发商的策略应相同, 可得 $L = (N-1)q_L$ 及 $H = (N-1)q_H$ 。代入前式可得 $\frac{A_L + Nc_L}{N+1}$ 及 $\frac{A_H + Nc_H}{N+1}$ 。其余结果代入可得。

引理 1 是 $t=1$ 时子博弈的均衡解。该引理证明, 当开发商采取古诺竞争时, 参与竞争的开发商越多, 房价越低, 每个开发商得到的利润越少。当 N 趋向于无限大时, 房价将会等于开发商建房的边际成本。

引理 2: 假设 $W > \alpha \left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+1} \right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1} \right)^2 \right]$, 且建房数目不受限制。那么将土地

卖给 N 个开发商的单位地价将永远大于或等于将土地卖给 $N+1$ 个开发商的单位地价。

证明: 因为开发商是竞争性的, 如果得到土地的开发商数目为 N , 地方政府土地出让

的总收入将等于开发商的总利润，即 $N \left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+1} \right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1} \right)^2 \right]$ 。均衡情况下的单位地价将等于总收入除以出售的土地数量 m ，而总收入是 N 的下降函数。因此不论 m 等于多少，将土地卖给 N 个开发商的单位地价都大于或等于将土地卖给 $N+1$ 个开发商的单位地价。

此引理的含义在于，拍卖土地时，在均衡情况下，拍卖结果将永远趋向于更加垄断（拿到土地的开发商数目更加少）。这是因为更加垄断的拍卖结果将会导致更大的利润，从而导致开发商所愿意支付的价格更高。如果 W 足够大，均衡情况下将永远只有一个开发商拿到全部土地，因为这种情况下没有其它开发商愿意支付更高的单位地价（两个开发商竞争可得利润低于一个开发商可得利润）。

定理 1：假设 m 足够大，且 $W > \alpha \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{4}$ 。那么地方政府出售的土

地份数为 1，土地的单位价格为 $\frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{4m}$ ，开发商低档房建造数量为

$\frac{A_L - c_L}{2}$ ，高档房建造数量为 $\frac{A_H - c_H}{2}$ ，低档房房价为 $\frac{A_L + c_L}{2}$ ，高档房房价为 $\frac{A_H + c_H}{2}$ 。

证明：当 $W > \alpha \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{4}$ 时，开发商的出价将不受资金限制，因此当 $N = 1$ ，

即房地产市场完全垄断时，土地出让收入为最大。因此地方政府将会选择 $k = 1$ ，其余结果由引理 1 可得。

由于地方政府希望最大化土地出让的收入，一个开发商得到全部土地将会是地方政府最希望看到的局面。因此只要开发商的财力和土地数量允许，房地产业将会形成垄断，地方政府出售的土地数量为最低，开发商的建房数量也达到最低，房价为最高。这意味着通过拍卖出售土地的方式将会促进房地产业的垄断，产生“地王”。拿到土地后的开发商为了最大化卖房利润，将不会在所有的土地上建造房屋，也就是囤地。显然，这种局面是对消费者最不利的。

定理 2：假设 m 足够大，且

$\frac{N+1}{N} \left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+2} \right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+2} \right)^2 \right] \leq \frac{W}{\alpha} < \frac{N}{N-1} \left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+1} \right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1} \right)^2 \right]$ ，那么地方

政府出售的土地份数为 N ，土地的单位价格为 $\frac{N}{m} \left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+1} \right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1} \right)^2 \right]$ ，开发商低

档房建造数量为 $\frac{A_L - c_L}{N+1}$ ，高档房建造数量为 $\frac{A_H - c_H}{N+1}$ ，低档房房价为 $\frac{A_L + Nc_L}{N+1}$ ，高档房

房价为 $\frac{A_H + Nc_H}{N+1}$ 。

证明：由于开发商财富有限，如果 α 足够大，开发商竞拍土地时将无法支付最大地价。

当 $N-1$ 个开发商得到土地时，如果 $\frac{W}{\alpha} < \left(\frac{A_L - c_L}{N}\right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N}\right)^2$ ，政府得到的利润将为

$(N-1)\frac{W}{\alpha}$ 。也就是说，当 $(N-1)\frac{W}{\alpha} < N\left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+1}\right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1}\right)^2\right]$ 时，政府将会选择

让 N 个开发商得到土地。保证 N 个开发商支付的地价达到最大的条件是

$\frac{W}{\alpha} > \left(\frac{A_L - c_L}{N+1}\right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1}\right)^2$ 。可以证明 $\left(\frac{A_L - c_L}{N+1}\right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1}\right)^2$ 大于

$\frac{N+1}{N}\left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+2}\right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+2}\right)^2\right]$ 。因此地方政府将会卖出 N 份土地以保证其利润最大

化。

从定理 2 我们可以得到地方政府的反应函数：

$k(\alpha) = \arg \min_{N \in \mathbb{Z}^+} \left\{ f(N) = \frac{N}{N-1} \left[\left(\frac{A_L - c_L}{N+1}\right)^2 + \left(\frac{A_H - c_H}{N+1}\right)^2 \right] \middle| f > \frac{W}{\alpha} \right\}$ 。当 W 较小，开发

商可能没有能力支付足够的首付款，因此拍卖结果将不再趋向于更加垄断。也就是说，由

于开发商财力不足， $N-1$ 个开发商得到土地时可支付的最高地价会低于 N 个开发商得到

土地时可支付的最高地价，造成地方政府拍卖土地的收入减少。因此地方政府会选择最优

出售土地份数，从而最大化拍卖土地的收入。地方政府的反应函数如下图⁵：

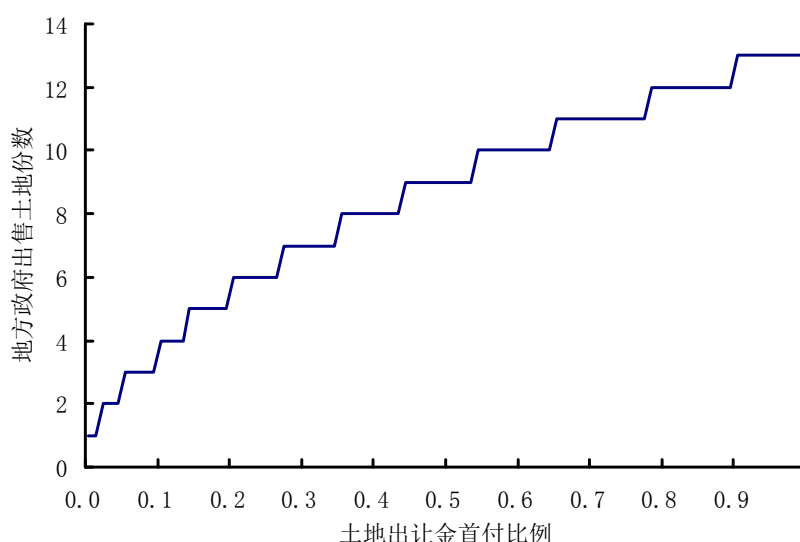


图 1 地方政府的反应函数

⁵ 本节图形均采用如下参数设置： $A_L = 11, c_L = 1, A_H = 21, c_H = 11, W = 1, m = 2, R = 0.1, u = 1.5$ 。

可见，当土地出让金首付比例越高，地方政府出售的土地份数就越大。这是因为随着首付比例的提高，开发商的财力不足以形成垄断局面，因此地方政府将会增多出售土地的份数以最大化土地出让收入。同样，当首付款比例 α 越小，得到土地的开发商就越少，房地产就越趋于垄断，地方政府土地出让收入就越高，房价就越高。如下图所示：

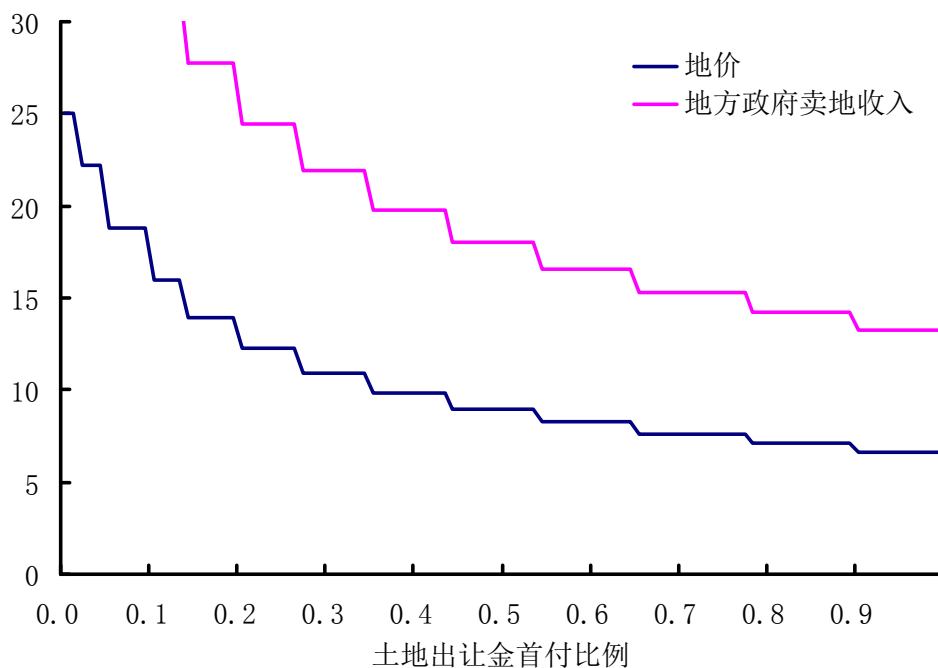


图2 土地出让金首付比例与低价关系

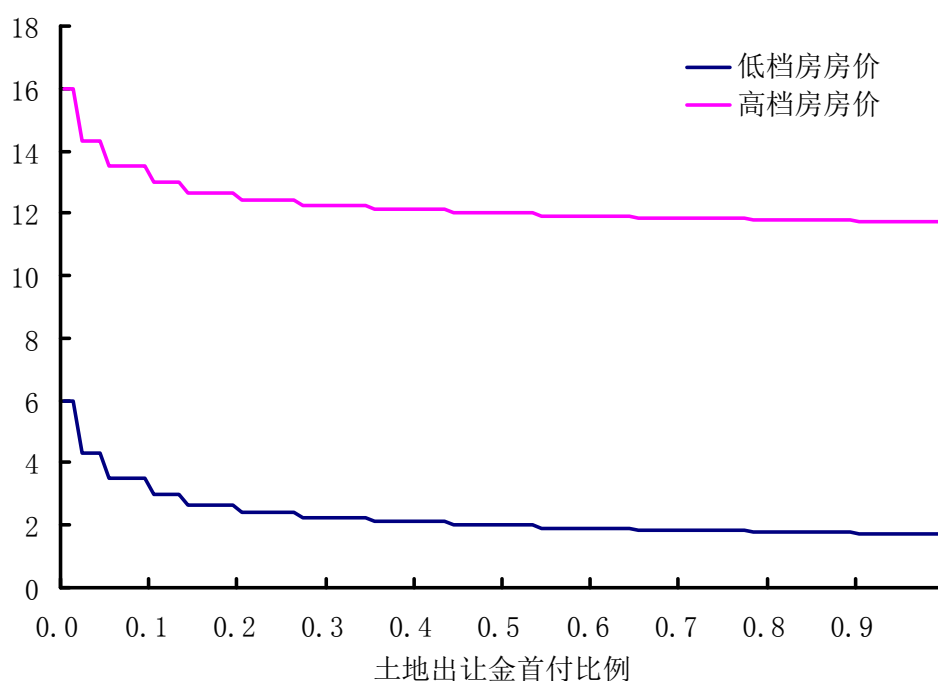


图3 土地出让金首付比例与高档房房价关系

可见,土地出让金的首付比例,对 $t=0$ 时地方政府的土地出让收入和 $t=1$ 时的房价都有着重要的影响。调高首付比例可以降低房价,但是地方政府的土地出让收入将会不可避免地下降。

定理 3: 如果 $u \geq \frac{R[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2]}{A_L - c_L}$, 中央政府将会选择土地出让首付款比

例 $\alpha=1$ 。

证明: 中央政府最大化总体效用之和, 而土地出让和建房所产生的增值效用为地方政府投资收入及消费者享受住房的效用之和, 即

$$f(N) = \frac{N(A_L - c_L)u}{N+1} + NR \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N+1)^2} \quad (N \text{ 为得到土地的开发商数目})。可$$

以证明, 当 $u \geq \frac{R[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2]}{A_L - c_L}$ 时, $f(N)$ 是 N 的上升函数, 因此 α 越大,

总体效用越大。所以中央政府将会选择 $\alpha=1$ 。

为了最大化整体效用, 中央政府必须制定最优土地出让首付款比例 α 。我们已经看到, α 越大, 房价越低, 消费者购房产生的效用越大, 但是地方政府的投资收益将会越小。因

此如果地方政府投资收入足够低($u \geq \frac{R[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2]}{A_L - c_L}$), 中央政府将会把 α 设

为1, 最大限度地降低房价, 增加住房供应。

定理 4: 如果 $u < \frac{R[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2]}{A_L - c_L}$, 中央政府将会选择 α 以满足

$$\frac{N^* + 1}{N^*} \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N^* + 2)^2} \leq \frac{W}{\alpha} < \frac{N^*}{N^* - 1} \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N^* + 1)^2}, \text{ 且}$$

$$N^* = \arg \max_{N \in \mathbb{Z}^+} \frac{N(A_L - c_L)u}{N+1} + NR \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N+1)^2}。 (如果$$

$$W \geq \frac{N^*}{N^* - 1} \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N^* + 1)^2}, \text{ 选择 } \alpha = 1)$$

证明: 中央政府最大化总体效用之和, 而土地出让和建房所产生的增值效用为地方政府投资收入及消费者享受住房的效用之和, 即

$$f(N) = \frac{N(A_L - c_L)u}{N+1} + NR \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N+1)^2} \quad (N \text{ 为得到土地的开发商数目})。因$$

N 为整数，中央政府将会选择

$$N^* = \arg \max_{N \in \mathbb{Z}^+} \frac{N(A_L - c_L)u}{N+1} + NR \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N+1)^2}。而要实现这一点，根据定理$$

2，中央政府须调整 α 以满足

$$\frac{N^* + 1}{N^*} \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N^* + 2)^2} \leq \frac{W}{\alpha} < \frac{N^*}{N^* - 1} \frac{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N^* + 1)^2}。$$

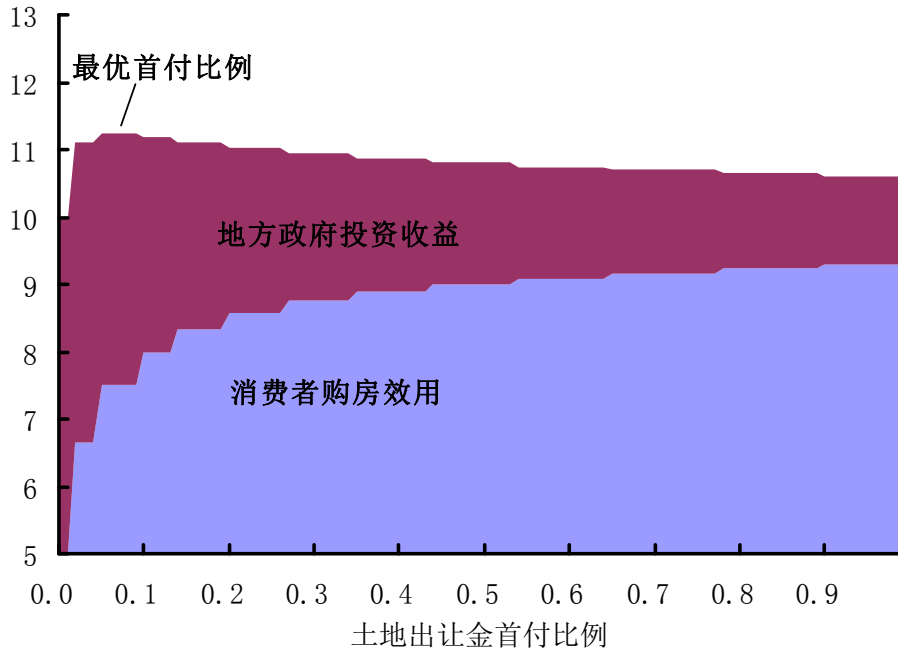


图4 土地出让金首付比例与地方政府、消费者效用

如上图，如果地方政府投资收入足够高（ $u < \frac{R[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2]}{A_L - c_L}$ ），中央政府面临消费者购房效用和地方政府投资效用之间的权衡，将会选择最优的土地出让金首付比例来最大化总体效用。显然，消费者购房效用 u 越大， α 的最优值越大；地方政府投资收入 R 越大， α 的最优值越小。

综上所述，房价的高低与竞拍土地的开发商数目有直接关系。开发商的数目越大，竞争越激烈，住房供应就越多，房价越低，反之亦然。而开发商必须采用拍卖的方式，从地方政府手中购买土地。地方政府为了最大化土地出让收入，将会通过大块拍卖土地的方式，加大房地产业的垄断程度，造成了房价的居高不下。但是得到土地的开发商数目会受到首付款比例的影响。首付款比例越高，土地拍卖越难以形成垄断局面，房价就会越低。因此中央政府权衡消费者购买住房效用和地方政府投资收益，规定最优的首付款比例，以最大化总体效用。

（三）政策求解方案

尽管许多人提议，应当切断地方政府财政收入与土地出让收入的关系。例如，刘明权（2009）提出，地方政府的增量土地出让收入应当部分或全部上缴给中央财政，从而切断地方政府“土地财政”的利益动机。也有人提出，地方政府的土地出让金应当实现跨代平滑，本届政府仅限于运用土地出让收入的 50%，下一届政府方能运用另外部分收入。但笔者认为，这一根本性的制度变革意味着新一轮的财税体制改革，触动的利益团体牵涉面广、影响深远，尤其是一些目前依靠土地出让收入弥补“隐性负债”的地方政府财政状况可能急剧恶化，捉襟见肘，出现较大面积的财政危机。我们并不主张贸然进行新一轮的财税体制改革。

但另一方面，依靠现有的政策工具—土地出让金首付款比例调整，中央政府必须要在消费者利益和地方政府投资收益中有所取舍。如果要抑制房价上涨，必须减少地方政府土地出让收入，而政府投资在中国经济增长中的作用是十分重要的。其它抑制房价的政策，如打击信贷等，也会有类似的效果。那么有没有一种方法能够两者兼顾？我们认为，现行财税体制格局下，次优的选择是大力推动地方政府建设保障性住房，并鼓励开发商进行高档房开发。

模型中的设定如下：地方政府可以在土地上建设保障性住房并出售。假设保障性住房的出售价格很低，因此建设保障性住房的利润为 0⁶。显然，最大化收入的地方政府将没有动机建设保障性住房。如果保障性住房的建设数量为 Q_B ，低档房的市场需求反函数为 $P_L(Q_L) = A_L - Q_L - Q_B$ ，而高档房的价格需求反函数仍为 $P_H(Q_H) = A_H - Q_H$ ⁷。消费者只从最多 S 套保障性住房中获取效用⁸，其中每套获得的效用为 u 。我们假设 $S > A_L - c_L$ 。最后，我们假设中央政府可以强制要求地方政府建设保障性住房。

定理 5：假设 $S > \frac{[u + 2R(A_L - c_L)]^2}{4uR} - \frac{u^2(A_H - c_H)^2}{4uR[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2]}$ ，中央政府将

会强制地方政府建设 S 套保障性住房，并且选择 α 以满足 $\frac{W}{\alpha} \geq \frac{(A_H - c_H)^2}{4}$ 。另外，当

$S > \frac{A_L - c_L}{2} + \frac{u(A_L - c_L)^2}{2R[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2]}$ 及 $R^2 < \frac{u^2}{(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}$ 时，消费者的

的效用与地方政府的投资收益均大于没有保障性住房时的值（定理 4）。

⁶ 也就是说，保障性住房的价格将固定为其建设边际成本。

⁷ 这是因为高收入的消费者将不会对保障性住房有太大的需求。去掉此假设不会对模型的结果产生实质性影响。

⁸ 这是因为保障性住房的需求是有限的。

证明：从定理 4 可得，当没有保障性住房且中央银行选择最优实数 N^* 时，总体效用为

$$f(N^*) = \frac{\left(u(A_L - c_L) + \left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]R\right)^2}{4\left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]R}。当有保障性住房时，如果低档房$$

价格 $P_L(Q_L) = A_L - Q_L - Q_B > c_L$ ，总体效用为

$$f(N, Q_B) = Q_B u + \frac{N(A_L - Q_B - c_L)u}{N+1} + NR \frac{(A_L - Q_B - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2}{(N+1)^2}，是开口向上$$

的抛物线；如果低档房价格 $P_L(Q_L) = A_L - Q_L - Q_B \leq c_L$ ，总体效用为

$$f(N, Q_B) = Q_B u + NR \left(\frac{A_H - c_H}{N+1}\right)^2 \quad (\text{开发商将不建设低档房})，是 Q_B 的上升函数$$

($Q_B \leq S$)。因此可以证得当 S 足够大时，最大化整体效用的 (N, Q_B) 值为 $(1, S)$ 。所以我

们需要 $f(1, S) = Su + \frac{R(A_H - c_H)^2}{4} > f(N^*)$ ，可以证明其必要条件为

$$S > \frac{\left(u(A_L - c_L) + R\left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]\right)^2}{4uR\left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]} - \frac{R(A_H - c_H)^2}{4u}，整理得到$$

$$S > \frac{\left[u + R(A_L - c_L)\right]^2}{4uR} - \frac{u^2(A_H - c_H)^2}{4uR\left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]}。$$

另外，根据定理 4，没有保障性住房时消费者的效用为

$$\frac{u(A_L - c_L)}{2} + \frac{u^2(A_L - c_L)^2}{2R\left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]}，地方政府的投资收益为$$

$$\frac{R\left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]}{4} - \frac{u^2(A_L - c_L)^2}{4R\left[(A_L - c_L)^2 + (A_H - c_H)^2\right]}。而有保障性住房时消费者$$

的效用为 Su ，地方政府的投资收益为 $\frac{R(A_H - c_H)^2}{4}$ 。整理可得定理 5。

由此可见，保障性住房的建设较好地解决了消费者购房需求和地方政府财政收入之间的矛盾。由于保障性住房解决了老百姓的基本住房需求，消费者的效用得到大幅提升；另

外地方政府通过拍卖土地给开发商，建设高档住房，也可以得到可观的利润⁹。由于高档住房的消费者均为富人和投资者，边际效用较低，因此高房价带来的负面效应很小。这样通过一方面强制地方政府建设保障性住房，另一方面开发高端房地产市场增加地方政府利润，有效地解决了房地产市场的两难处境。

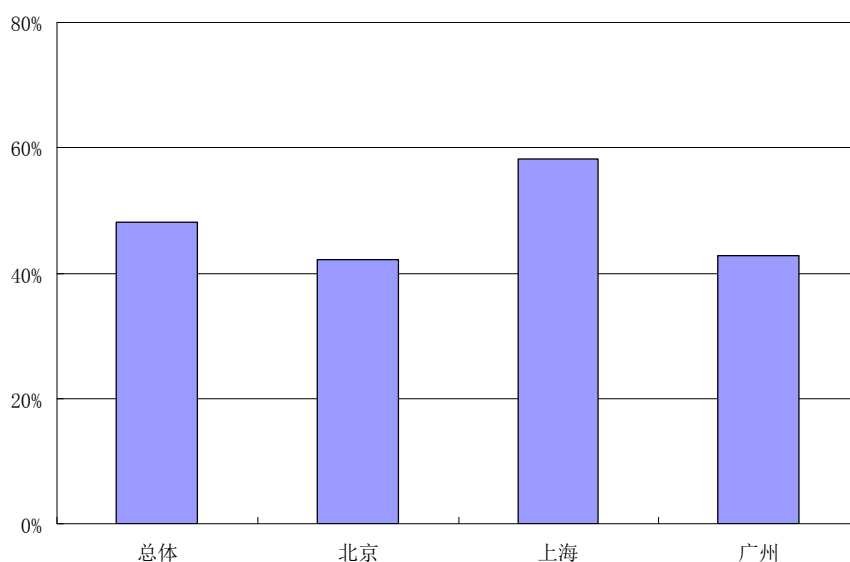
最后，上述模型力求尽可能简洁地抽象解释当前我国中国房地产市场“两难困境”的内在机制，并提出政策求解方案。现实中，许一些重要的细节尚未进入模型的假设。例如，开发商之间存在规模的差异，土地拍卖时往往是财力更加雄厚的开发商（例如国有企业）能够拿到土地，从而加剧市场垄断。而且开发商之间为了以更加低廉的价格拿到土地，可能会勾结（collusion）。另外，投机者是房地产市场中重要的参与者，对房价有很大的影响，尚没有包括在模型中。这些因素都是我们下一步继续研究的方向。

四、实证分析

（一）地方政府的财政利益驱动是造成地价和房价上涨的根本原因

当土地出让金日益成为地方政府财政收入的重要来源时，地方政府一方面倾向于逐步提高土地出让价格，力求获得更高的出让收入，另一方面，地方政府具有足够的动机把土地尽可能地整合集中，通过招拍挂的机制，高价出售给房地产开发商，实现最大化土地出让收入。以 2007 年为例，全年土地出让金收入占到了地方政府投资总量的 25% 以上。

1、土地成本占开发成本比重日益提高的现状。根据 REICO 工作室（2008）对房地产开发成本的调查，土地成本占到了总成本的 41.2%，占直接成本的比例更是高达 58.2%。

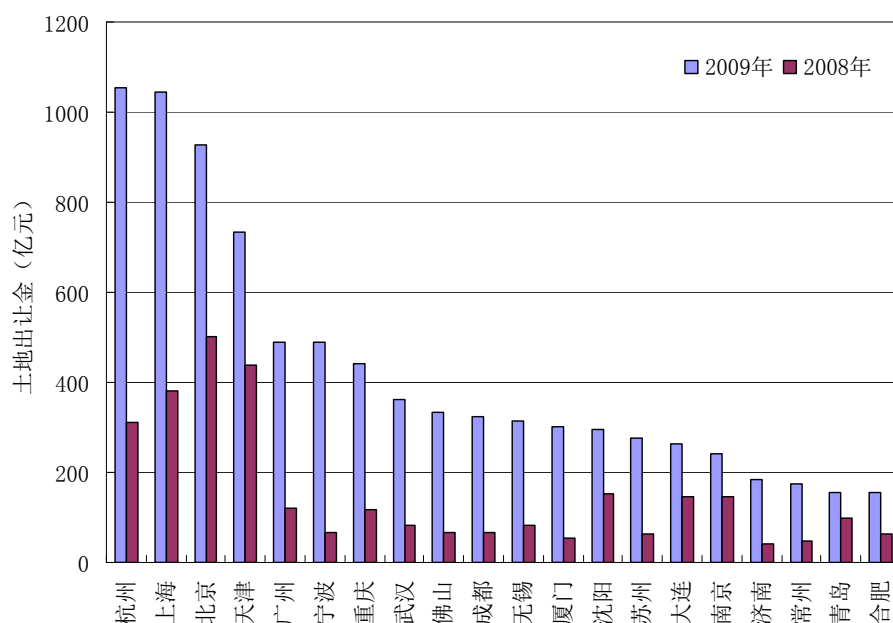


资料来源：REICO（2008）

图 5 2008 年土地成本占总开发成本比例

⁹ 当然，模型中一个开发商将垄断高档房市场，这是简化假设的结果。如果我们假设高档房效用大于零，将会得到更加符合现实的结果，但是对模型的基本原理没有改变。

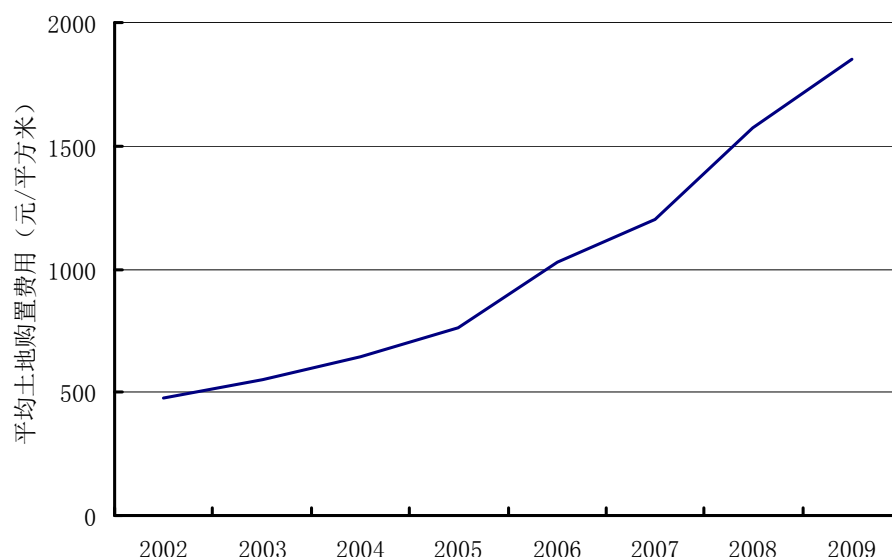
与此同时，土地出让金的数额也在逐年上涨。根据中国指数研究院的统计，2009 年全国土地出让金总金额达 1.5 万亿元，比 2008 年同比增长 140%，比 2007 年同比增长 50%。



资料来源：中国指数研究院

图 6 2008-2009 年前 20 位城市土地出让金

2、平均购地费用逐年攀升。土地出让金的大幅上涨一方面是 2009 年土地销售量大幅增加，另一方面，更为重要的是房地产开发商平均土地购置费用一直呈快速上升趋势。



资料来源：中国统计年鉴

图 7 2002-2009 年我国平均土地购置费用

3、土地集中拍卖与开发商垄断程度愈演愈烈。近年来地方政府频频将大块土地一次性

出让给少数几家房产商，虽然增加了土地出让收入，但同时也加剧了房地产市场的垄断。2009 年，广州亚运城地块成交总价 255 亿元，超过同年其他地块成交总价之和。2009 年成交总价排名前 10 的地块成交总金额为 758 亿，占 70 个城市总成交总金额的 7%。地方政府对国有企业和私人企业的区别对待也是造成“地王”频出的原因。少数几个国有企业资金雄厚，加上在贷款和地价方面都收到一定的优待，成为“地王”并不是难事。

表 1 2009 年中国住宅用地成交总价前 10 位排行榜

排名	城市	地块名称	土地面积 (万平方米)	成交总价 (亿元)	竞得方	成交日期
1	广州	番禺区亚运城项目用地	264	255	富力 碧桂园 雅居乐	2009-12-22
2	上海	徐汇区斜土街道 107 街坊龙华路 1960 号地块	9	72.45	绿地	2009-09-30
3	珠海	十字门商务区马骝洲及北山咀地块	53.5	70.18	华发	2009-11-05
4	上海	长风 6B (B6)、7C 地块	14.2	70.06	中海	2009-09-10
5	珠海	唐家湾情侣北路南段	34	66.15	格力地产	2009-12-03
6	北京	顺义区后沙峪镇地块	27.2	50.5	大龙	2009-11-20
7	北京	大兴区亦庄镇	24.5	48.3	远洋	2009-12-04
8	广州	科学城 KXC-F8-1-1 地块	30.7	43.41	雅居乐	2009-10-29
9	重庆	江北嘴 CBD 江北体育公园地块	26.5	41	中海和九龙仓	2009-10-28
10	北京	朝阳区广渠路 15 号	12	40.6	中化方兴	2009-06-30

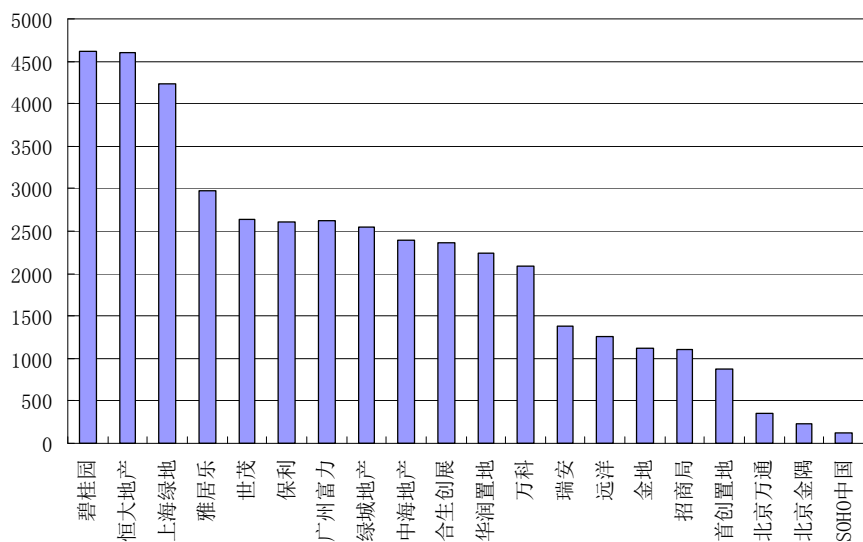
资料来源：搜房网

4、地方政府对房地产商囤地行为打击不力。虽然政府明文规定连续 2 年未使用的闲置土地，可由政府无偿收回土地使用权，但是现实中执行情况却不尽如人意。克而瑞(中国)研究中心的报告显示，2005 年至今产生的全国 50 个地王项目中，约有半数尚未开工，仅有四分之一的土地已经建好项目上市销售。另外根据中原地产的调查，全国 12 个城市 40 家知名开发企业 2003 年以来在公开市场获取的 230 块地中，仍有 27%处于未开发状态。其中 2007 年之前拿地，至今尚未开发的有 28 块，至今多数并未转让，仍囤积在原有开发商手中闲置。地方政府对囤地现象的“睁一只眼闭一只眼”，使得开发商们更加无所顾忌。因此，地方政府对开发商垄断地位的纵容，是造成房价和地价上涨的根本原因。

(二) 开发商垄断是高地价和高房价的直接原因

在垄断利益的驱动下，大型房地产企业动辄出动巨资在全国各处“圈地”，增加土地储备，

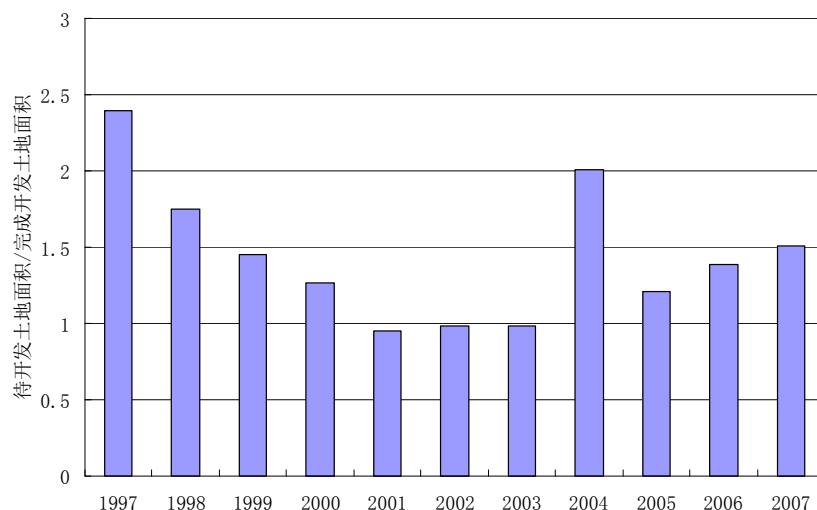
造成了地价的上涨。



资料来源：搜房网

图 8 2009 年主要房地产企业土地储备

但是,在开发商增加土地储备的同时,住房供应并没有相应地增长。数据显示,1998-2008 年间,全国用于房地产开发的土地购置面积达 31.3 亿平方米,但截至 2008 年年底,全国土地开发量仅占购置总量的 62%,即近 40%的土地被发展商囤积。从下图可以看到,全国待开发土地面积和完成土地开发面积之比,在 2001 年以后基本上呈一路上升的态势,表明土地囤积的现象愈发严重。



资料来源：中国统计年鉴

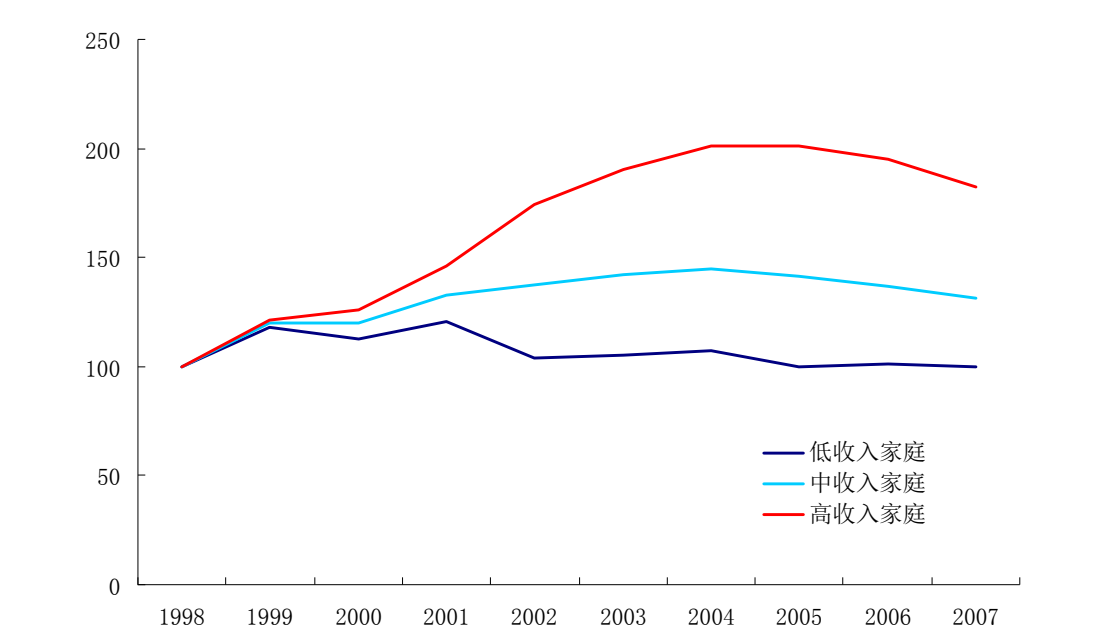
图 9 1997-2007 年我国待开发土地占比

因此,地价和房价的上涨形成了恶性循环。一方面,高地价将很多小开发商拒之门外,

只留下少数资金雄厚的开发商，造成了“地王”的产生和房地产业的垄断；另一方面，缺乏竞争的房地产商为了最大化垄断利润，将会尽可能购买更多的土地，并控制住房供应数量，造成房价和地价的上涨。这些现象都是与模型结果相吻合的。

（三）保障性住房建设不足，导致中低收入家庭住房需求不能满足

高涨的房价给我国居民的生活带来了沉重的负担。根据中国社会科学院的最新调查，中国 85%的家庭无力购房。购房难的压力尤其集中在中低收入居民的身上。从下图可见，1998 年以来，低收入家庭的住房购买力的增长要低于中收入和高收入家庭购买力的增长，这是由于低收入家庭的收入增长幅度最低的原因。也就是说，在如今房价一路上涨和国内贫富两极分化日益严重的情况下，中低收入家庭的住房压力要远远大于高收入家庭。



资料来源：工银瑞信基金管理有限公司

图 10 不同收入阶层家庭住房购买力（收入/房屋月供）变化情况

上图说明房价降低给中低收入家庭带来的边际效用要远大于给高收入家庭带来的边际效用。这也是模型中的一个重要假设。根据李培（2008）的调查，之前以租赁、与父母同住或单位提供宿舍方式满足自己住房需求的被调查者在入住经济适用房后对住房改善情况的评价显著高于之前购买商品房的被调查者对入住前后的评价。

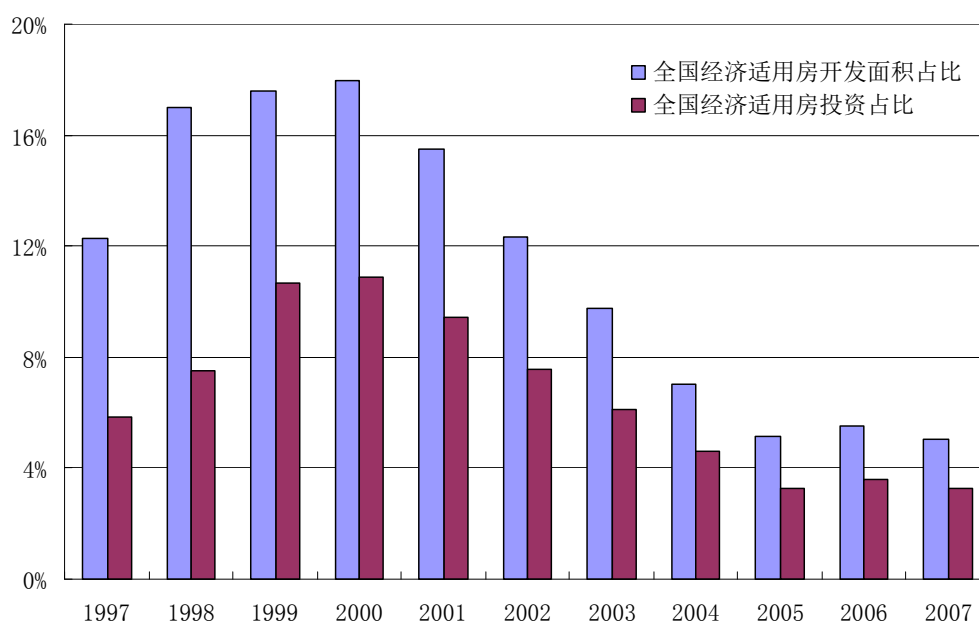
表 2 北京市经济适用房住户住房改善情况

之前住房性质	住房改善情况		
	没有	有一些	很明显
租赁廉租房	15%	45%	40%

租赁商品房	10%	57%	33%
购买商品住房	26%	48%	26%
单位提供宿舍	14%	52%	34%
与父母同住	14%	61%	25%
其它	20%	46%	34%

资料来源：李培（2008）

因此我们可以看到，满足中低收入阶层居民的购房需求所带来的社会福利要远远大于满足高收入阶层居民的购房需求所带来带的社会福利。但是，地方政府在保障中低收入家庭的住房需求方面做得还远远不够。



(来源：中国统计年鉴)

图 11 全国经济适用房开发与投资情况

从上图我们可以看到，2000 年以来，全国经济适用房开发面积占比和投资占比一直处于下降趋势。同时，经济适用房在绝大多数城市都是供不应求，销售率普遍达到 90%以上，远远超出一般住宅和高档住宅的销售率。这说明政府在保障性住房的建设以及具体实施上还有很大的提升空间。这是我们提出应当大力发展保障性住房的现实依据。

五、结论及政策性建议

我们通过上述模型证明，首付比例越大，房价越低，消费者的效用越大，但地方政府的投资收益越小。因此中央政府面临消费者购房效用和地方政府投资效用之间的权衡，并

制定首付比例的最优值来最大化总效用。我们随后扩展模型，加入了保障性住房。由于保障性住房的价格很低，地方政府将不会自发建设保障性住房，但是中央政府可强迫其建造保障性住房。在“土地财政”的财税体制未能根本性变革之前，次优选择是推动地方政府大力建设保障性住房。我们发现，当建设保障性住房的数量足够大时，中央政府可以兼顾消费者住房效用和地方政府投资收益，证明大力建设保障性住房将是解决当前我国房地产市场两难处境的有效手段。

关于保障性住房的建设，我们有如下政策性建议：

（一）严格监督地方政府对政策的执行力度。我们要看到，在追求利润最大化的前提下，地方政府是没有动机自发地建设保障性住房的，这也解释了为什么长期推广保障性住房政策以来，地方政府的执行力度一直难以令人满意，保障性住房的供应一直难以满足需求。我们认为中央政府应当通过各种手段敦促保障性住房的建设，严格控制保障性住房的价格，并划分为不同的细分市场，确保各阶层居民的基本住房需求得到满足，并且利益不受损害。

（二）限制中高收入居民购买保障性住房,打击投机转售行为。保障性住房政策在具体实施过程中存在许多现实问题。例如，经济适用房居民的收入难以判别，因此存在许多中高收入居民入住经济适用房的现象。而且，经济适用房的投机转售现象很严重，出现了一边是排队苦苦等待的缺房户，另一边是大量闲置的房屋的现象。根据李培（2008）对北京市 1184 位经济适用房住户的调查分析，家庭年收入已经超过审核标准的住户比重达到了 40.69%，而这一群体中 23.9% 的住户拥有两处或两处以上住房。因此，应加强地方政府的监管力度，严格甄别购房对象，并采用税收等手段限制经济适用房的转售，确保低收入人群的住房需求。

（三）加强经济适用房的规划和管理。李培（2008）的调查发现经济适用房住户的满意度普遍较低，主要集中在小区物业管理混乱，小区离工作地太远等方面。而且，许多经济适用房项目为独立选址布局，多与以旧城衰败街区、经济效益差的工厂企业单位旧有公房、自建简陋房为代表的低收入居住区相邻，使得社会阶层化现象非常严重，不利于社会安定团结。因此，一方面要加强经济适用房的管理，另一方面在规划上要尽量避免过于集中，在街区生活水平和地理位置方面都做到尽量发散分布，防止社会阶层化的加剧。

（四）不能完全用廉租房取代经济适用房。由于经济适用房的政策在执行过程中遇到各种各样的问题，有观点认为应当用廉租房完全取代经济适用房。我们认为不能因噎废食，在发展廉租房市场的同时也要发展经济适用房，原因如下：首先，真正对廉租房有需求的是收入极低，不足以租赁普通住房的特困家庭，而这部分人口不超过总人口的 5%。而中国有 85% 的普通家庭买不起房，说明人民对经济适用房的需求远远大于廉租房。其次，“愿买不愿租”是我国的传统观念，人们希望拥有真正属于自己的安定的居所无可厚非，应当保障他们的住房需求。最后，经济适用房和廉租房的本质区别在于廉租房的居民没有产权，而

经济适用房居民拥有产权，可以享受房地产的增值收益。在租房市场发达的西方国家，低收入人群只能租房，而高收入人群可以购买多套房屋，不仅收入租金还可以享受房地产的增值收益，这样穷人只能一辈子租房，而富人随着房价的上涨越来越富。因此如果完全放弃经济适用房，将会造成我国社会贫富分化的日益严重。

参考文献：

1. 李培：“中国经济适用房需求的微观研究——基于北京市 1184 位住户的调查分析”，第八届中国青年经济学者论坛提交论文，2008。
2. 林义相：“发展租房市场解决房地产两难处境——换一个角度看中国房地产现状和发展趋势”，《中国证券报》，2010 年 1 月 5 日。
3. 沈悦、刘洪玉：“住宅价格与经济基本面:1995—2002 年中国 14 城市的实证研究”，《经济研究》，2004，（6）。
4. 况伟大：“空间竞争、房价收入比与房价”，《财贸经济》，2004，（7）。
5. 李宏瑾：“我国房地产市场垄断程度研究——勒纳指数的测算”，《财经问题研究》，2005，（3）。
6. 冯邦彦、刘明：“我国房价与地价关系的实证研究”，《统计观察》，2006。
7. 郭微、樊必武：“我国房价与地价关系的实证研究”，《金融经济》，2008。
8. 刘民权，孙波：商业地价形成机制、房地产泡沫及其治理，《金融研究》，2009 年第 10 期。
9. Shleifer and R.Vishny （1992），“Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach”，Journal of Finance, 47, 1343-1365.
10. Y.Che and I.Gale （1998），“Standard Auctions with Financially Constrained Bidders”，Review of Economic Studies, 65, 1-21.

The Dilemma of China's Real Estate Market

from the angle of Supply Side

Abstract: On the basis of theoretical analysis and empirical evidence, we explained the dilemma facing China's real estate market: on the one hand land auctions by local governments and oligopoly of developers have pushed up house prices and added pressure on low-to-middle income families, on the other hand the local economic growth which is investment-oriented heavily relies on land auction revenues. Central Government needs balance between consumers' utilities and local governments' investment demand. The paper presents that oligopoly of developers is the direct reason for high prices of real estates, and interests of local government is the basic reason for high prices of lands and real estates. We argue that building more low-income and affordable housing while developing the high-end market would be an effective solution to the problem. Stringent regulation and rational planning would be essential in order to meet the housing demand of low-to-middle income families.

Keywords: Land auction, oligopoly, Affordable housing