

# 财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”<sup>\*</sup>

唐云锋 马春华

**内容提要:** 本文将地方政府财政压力、土地财政与房价水平置于同一分析框架,系统考察了引致中国城镇“房价棘轮效应”背后的地方政府财政压力和土地财政的影响机理。研究表明:地方政府为缓解财政压力,有动机增加土地财政收入,提高房价以获得高额房地产相关税收;地方政府提高土地出让价格,等同于提高房地产成本,间接提高房价,即地方政府财政压力不仅直接提升房价,还通过土地财政固化了“房价棘轮效应”。

**关键词:** 土地财政 财政压力 房价棘轮效应

**作者简介:** 唐云锋,浙江财经大学公共管理学院副教授、博士,310000;

马春华,浙江财经大学公共管理学院硕士研究生,310000。

**中图分类号:** F812.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2017)11-0039-17

## 一、引言

分税制改革后,地方政府财政压力逐渐增大,亟需寻找财政增收新途径。由于土地财政与房地产相关税逐渐成为地方政府持续稳定的财政收入来源和县(市)级地方政府的主体税种,因此维持土地财政规模与房地产市场繁荣成为缓解地方财政压力的主要途径。经济数据显示,自我国住房市场化改革以来,全国整体房价处于上升趋势,期间,因 2008 年国际金融危机的波及,商品房价格受其影响后涨幅有所放缓,但在 2009 年迅猛回升,房价增长率要远超居民可支配收入增长率(Li 和 Song, 2016)。面对不断高企的房价,中央政府与地方政府出台诸多房地产市场调控政策,但无论是以利率、投资为切入点,分流社会资本,避免社会资本过分集中于房地产行业,还是立足于宏观经济背景下“因城而异”的调控,都未能达到有效调控目的。调控政策实施后,房价在短暂的收敛后又迅速回升,有愈调愈高之势,这一现象类似于经济学家杜森贝里所提出的“棘轮效应”,即消费水平会随着收入水平的上升而上升,却不易随之下降而下降。在此将“棘轮效应”应用到房价层面,是指我国房价出现“久调不下”、只涨不跌或者大涨小跌的不可逆性情况(王斌、高波, 2011)。长期以来,我国学者对房价上涨原因的探讨主要围绕着土地财政、收入水平、房价预期等因素,并

<sup>\*</sup> 基金项目:浙江省社科规划项目“房价‘棘轮效应’的形成机理及其调控策略研究”(18NDJC150YB);国家社科基金重大招标项目“财政体制垂直失衡的形成机制、激励结构与平衡策略研究”(15ZDA016)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,当然,文责自负。

且做出了诸多具有理论与实践意义的贡献,但其忽略了与土地财政关系密切的地方财政压力对房价是否产生影响。由1999—2014年地方财政压力与房价趋势图(图1)可见,地方财政压力与房价在整体上均处于上升趋势,但地方财政压力在整体上升趋势中有局部下降,此时房价持续上涨。基于这一背景,本文主要关注两个问题:(1)地方财政压力、土地财政本身是否会导致房价的“棘轮效应”?(2)地方财政压力与土地财政对房价的作用机制是什么?

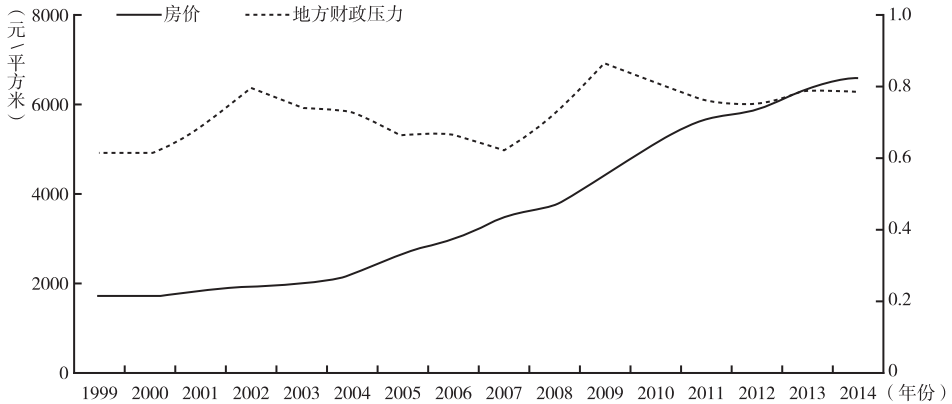


图1 地方财政压力与房价趋势图

资料来源:wind数据库。

## 二、文献综述

房价一直以来都是一项关乎国计民生的焦点问题,政府调控至今未能使高速上涨的房价达到一个合理水平,主要原因在于没有发现致使房价棘轮式上涨的深层原因。本文认为地方财政压力与土地财政是分析当前“房价棘轮效应”的重要突破点,与此相关的既有文献主要涉及以下两个方面。

一是地方政府财政压力对土地财政的影响。早在探讨地方政府权力不平衡时,地方政府以土地收入弥补财政缺口之说就已经被提及,当时并未对土地财政产生的原因进行深入分析(孔善广,2007)。以致土地财政在全国范围内盛行的原因在学术界至今没有一致的答案,但目前的主流观点认为,地方政府财政压力是导致土地财政的原因之一(黄国龙、蔡佳红,2013;王根贤,2013;孙秀林、周飞舟,2013)。近几年,在这一主流观点的基础上,学者们从不同的视角对地方政府财政压力和土地财政进行了更为细致的分析。王克强等(2012)基于 Bergstrom 和 Goodman(1973)的地方财政收入模型构建出符合中国国情的地方土地财政增长影响因素模型,并通过动态效应模型和阈值效应模型对所假设的增长因素进行估计,发现地方的财政压力越大,土地财政规模也越大,中央政府对地方政府的转移支付可以缓解财政压力对土地财政规模的影响,但不同的地区之间存在差异,对于发达地区,转移支付的缓解作用不显著。郭志勇和顾乃华(2013)在探求财政制度变迁与城市化之间的关系时,发现财政体制变革后产生的地方政府财政压力是促成土地财政兴起的关键动因,土地财政扭曲了城市化进程与产业结构。

二是土地财政对房价的影响。自2002年实行“招、拍、挂”制度后,土地财政规模呈现快速扩大趋势:2014年土地出让收入为42940亿元,与1999年土地出让收入514亿相比,是当年的83.5

倍,与此同时土地出让收入占地方政府财政收入的比例也大幅度提高。在土地出让收入快速增长的时期,城镇住房价格也呈现上涨趋势,二者之间呈现大体相同的上升趋势。学术界普遍认为土地财政是导致房价快速上涨的主要原因之一(Wu, Feng 和 Li, 2014)。饶国霞和葛扬(2014)认为地方政府、房地产商与具有投资需求的房屋购买者均能从土地财政中获益,因此三方利益群体具有推高房价的强烈动机,其中地方政府谋求超额土地财政收入是房价上涨的根本症结所在。王猛、李勇刚和王有鑫(2013)在研究土地财政、房价波动与城乡消费差距的过程中发现土地财政与房价波动之间存在正向的相互作用。土地出让金和地方债务收入是宽口径土地财政的重要组成部分,而已有文献在分析土地财政与房价的关系时,采用的多为窄口径的土地财政(土地出让金)概念,忽略了以土地为抵押的债务收入,Diao(2015)利用2009—2012年30个省份的宽口径面板数据再一次证实了地方政府的土地财政收入与房价之间具有显著的正相关关系。

目前,理论界关于上述两方面的研究较为深入,但忽视了三者之间所具有的关联性,这可能会掩饰财政压力对房价的真实影响。Gong(2015)将分税制改革、土地财政与房价三者置于同一框架下分析了中国房价上涨的原因,认为分税制改革以土地财政为中间变量,作为制度性因素导致房价的持续上涨,而Gong却没有在实证中有力地证明土地财政为中间变量这一点。郭珂(2013)通过格兰杰因果检验得出地方政府土地财政依赖、财政缺口与房价三者之间存在相互反馈的作用机制,并进一步通过静态面板数据与动态面板数据的分析证实了财政缺口,但是财政缺口对房价的影响并没有通过稳健性检验。综上所述,关于“房价棘轮效应”的研究还有以下可以拓展之处:第一,既有研究多为三者之间的局部分析,即主要关注地方政府财政压力对土地财政的影响,或土地财政对房价的影响,却鲜有同时针对地方政府财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”之间关系的研究;第二,在经济理论和经济现象上土地财政和财政压力这两者之间本身存在关联性,但与三者相关的既有文献几乎未采用交互项检验其中存在的中介效应。鉴于此,本文可能的创新点在于:将财政压力、土地财政与房价置于同一研究框架,通过实证分析三者之间的关系,以证明财政压力对“房价棘轮效应”存在直接影响或间接影响,在实证检验中考虑土地财政和地方政府财政压力的交互项以检验土地财政的中介效应。同时,利用分样本回归考察地方政府财政压力、土地财政对房价影响的地区差异性。

### 三、理论分析与模型

1994年分税制改革之后,中央政府将财权上收,地方政府所承担的事权却没有相应的改变,权力不匹配使得地方政府出现收不抵支的情况(梁若冰,2010;宫汝凯,2012,2015)。本由中央承担的部分事权被逐层地推给地方政府,地方财政捉襟见肘,承受巨大的财政压力。为弥补财权与事权的不对等造成的地方财政压力,地方政府不得不努力寻求预算外资金的增收,增加土地出让收入和扩大房产税来源成为地方政府的主要生财之道(吕炜、高帅雄,2016)。本文认为地方财政压力对房价的影响存在直接作用路径与间接作用路径。

直接作用路径是指“地方财政压力——房价”。房地产行业是我国国民经济支柱,除房地产本身对GDP具有拉动作用外,其行业兴衰还牵连着建筑、金融、服务等行业的发展,推动房地产行业繁荣发展可以增加地方政府房地产税与其他地方税费收入。地方政府面临财政压力的情况下,具有推动房价上升,促进房地产市场繁荣的主观动机与能力,例如借助新闻媒体引导关于房价的社会舆论,以此干扰购房者对房价的心理预期,从而促使社会对房地产市场的判断持乐观态度;放宽购房条件;调整房地产税等。间接作用路径是指“地方财政压力——土地财政——房价”。除房地

产所带来的税收外,通过出让土地取得的收入也在地方政府财政收入中占据极大的份额。2015年新《预算法》实施之前,土地出让金收入属于地方政府预算外收入,中央对此部分收入并没有严以监管,而2015年之后,虽然取消地方政府预算外收入,实行全口径预算管理,但这部分收入仍由地方政府支配,可以缓解财政压力带来的燃眉之急。当然可以出让的土地总量是有限的,因此要攫取征地与卖地之间的更高差价只能“限量供应,提高价格”,这一行为直接推升房价成本,即地方政府为缓解财政压力,进而攫取高额土地出让金,导致房地产成本提高,开发商将这部分成本转移到购房者身上。

接下来,参考Turnbull(2004)的研究,通过构建一个符合中国当前经济现实的模型,以探究地方政府在面临财政压力时,引致“房价棘轮效应”产生的背后作用机理。为了简化分析,将一辖区内所有土地分成两部分:商业用地和农业用地。其中,商业用地量的增加可视为土地财政规模膨胀和房价攀升的一个体现,财政压力使得地方政府乐意将农业用地征用、出让并开发成商业用地(如商业和住宅大楼的建造等),得到大量的土地出让收入和房地产税收。假定 $s(t)$ 表示 $t$ 时期某一辖区商业用地的总面积,那么, $t$ 时期该辖区农业用地的总面积则为 $1-s(t)$ 。 $t$ 时期地方政府将农业用地征用、出让并开发成商业用地的数量可表示为 $a(t)$ ,当商业用地 $s(t)=0$ 时:

$$s(t) = a(t) \tag{1}$$

考虑到农业用地被征收转换成商业用地的过程中,地方政府须付出一定的成本给予农民补偿,因此,征收农业用地的单位补偿成本可表示成 $c[1-s(t)]$ ,同时,将单位补偿成本看作为辖区内农业用地总面积的函数。由于地方政府对被征地农民的补偿费用取决于农业用地的生产效率,所以根据边际生产率递减规律,可得到 $\{c[1-s(t)]\}' < 0, \{c[1-s(t)]\}'' > 0$ 。令 $l[t]$ 为土地出让收入和房地产税收收益,即表示为地方政府在 $t$ 时期得到的土地出让收入和房地产税收收益。

在面临财政压力时,地方政府追求财政增收目标的主要手段是通过扩张土地财政规模获取土地出让收入以及推高房价获得房地产税收收益,即体现在将农业用地转换成商业用地上。其中,通过扩张土地财政规模获取土地出让收入可表示成 $l[t]-c[1-s(t)]t$ ;通过推高房价获得房地产税收收益可表示为 $\pi H[s(t)]$ , $\pi$ 为税率, $H[s(t)]$ 可视为商业用地 $s(t)$ 递增的凹函数。用 $\epsilon$ 表示贴现率,以 $\mu \geq 1$ 表示地方政府面临的财政压力。那么地方政府在 $t$ 时期内选择最优的土地财政规模与房价水平以使其财政增收目标最大化:

$$\max : \int_0^{\infty} \{H[s(t)] + \mu[\pi Hs(t)] + l[a(t)] - c[1-s(t)]a(t)\} e^{-\epsilon t} dt \tag{2}$$

$$s, t : s(t) = a(t), s(0) = s_0 \tag{3}$$

其中, $s_0$ 表示辖区内商业土地的初始使用面积。用 $\theta(t)$ 表示 $t$ 时期商业用地的潜在收益,并可得到地方政府目标收益函数最大化的最优条件为:

$$\mu[l'(a) - c(1-s)] + \theta = 0 \tag{4}$$

$$\epsilon\theta - (1 + \mu\pi)H'(s) - \mu c'(1-s)a = \frac{d\theta}{dt} \tag{5}$$

对(5)式求积分可得到商业用地的潜在收益为:

$$\theta(t) = \int_t^{\infty} \{H'(s) + \mu[\pi H'(s) + c'(1-s)a]\} e^{-\epsilon(m-t)} dm \tag{6}$$

由(6)式可以看出,在其他情况不变的条件下,商业用地的潜在收益  $\theta(t)$  会随着未来房地产税收收益(表现在房价的攀升上)的增长率  $H'(l)$  的增加而递增。由式(4)可得:

$$\partial a / \partial \theta = (-1) / (\mu l'') > 0 \quad (7)$$

根据(7)式可知商业用地的潜在收益  $\theta(t)$  和土地财政规模同方向变动,结合(6)式的分析结果,可得到本文的第一个推论:

假设1: 地方政府对财政增收或潜在收益目标的追求,增加了出让土地的动机,带来了土地财政规模的扩大,而土地财政规模的扩大又促进了农业用地的减少和商业用地的增加,加速了房地产规模的扩张,催生了房地产市场的繁荣,进而推高了房价。即土地财政规模的扩张推动了房价的持续上涨,引致了“房价棘轮效应”的产生。

由式(4)对  $\theta$  求导可得到:

$$\partial a / \partial \mu = (-1) / (\mu l'') > 0 \quad (8)$$

根据式(8)可得本文的第二个推论:

假设2: 当地方政府面临的财政压力越大时,其推动房价上升的动机则越强,地方政府推动房价的持续上涨,那么房地产的投资流入增加,房地产市场繁荣,土地需求量和土地成交价格增加,进而增加了土地出让金和房产税收入。即财政压力的增大,也推动了房价的持续攀升,引致了“房价棘轮效应”的产生。

基于以上分析,本文将利用1999—2014年中国省际面板数据,对假设1和假设2进行实证检验,以提供经验证据。

#### 四、实证模型设定、变量选取与数据说明

##### (一)实证模型设定

根据以上理论分析和已有文献的研究经验,为考察土地财政和财政压力对住房价格的影响,现以房价( $HousePrice_{i,t}$ )为被解释变量,财政压力( $Press_{i,t}$ )和土地财政( $Land_{i,t}$ )为主要解释变量,将住房函数公式设定为如下形式:

$$HousePrice_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Land_{i,t} + \beta_2 Press_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

为考察在不同财政压力的情况下,土地财政对房价影响是否具有差异,在此设置财政压力( $Press_{i,t}$ )和土地财政( $Land_{i,t}$ )的交互项,即在公式(9)的基础上,加上土地财政和财政压力的交互项探究其对住房价格的影响。得到房价公式(10):

$$HousePrice_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Land_{i,t} + \beta_2 Press_{i,t} + \beta_3 Press_{i,t} \times Land_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

在以上公式中, $HousePrice_{i,t}$ 表示房价, $Land_{i,t}$ 表示土地财政, $Press_{i,t}$ 为财政压力, $Control_{i,t}$ 表示其他影响住房价格的一系列控制变量, $Press_{i,t} \times Land_{i,t}$ 是土地财政和财政压力的交互项, $\beta_0$ 为常数项, $i$ 和 $t$ 分别表示 $i$ 省市和 $t$ 年, $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

由于城镇住房价格不仅受到土地财政和财政压力的影响,通常还受到上一期住房价格的影响。因此,将滞后一期的房价( $HousePrice_{i,t-1}$ )分别纳入公式(9)和(10)中,建立无交互项和有交

互项的动态面板模型,公式(11)与公式(12)。

不含交互项的动态面板模型:

$$HousePrice_{i,t} = \beta_0 + \alpha HousePrice_{i,t-1} + \beta_1 Land_{i,t} + \beta_2 Press_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

含交互项的动态面板模型:

$$HousePrice_{i,t} = \beta_0 + \alpha HousePrice_{i,t-1} + \beta_1 Land_{i,t} + \beta_2 Press_{i,t} + \beta_3 Press_{i,t} \times Land_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \delta_i + \theta_t + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中,  $HousePrice_{i,t-1}$  表示滞后一期的住房价格,  $HousePrice_{i,t}$  表示当期房价,  $Land_{i,t}$  表示土地财政,  $Press_{i,t}$  表示财政压力,  $Control_{i,t}$  表示其他影响住房价格的一系列控制变量,  $Press_{i,t} \times Land_{i,t}$  则为土地财政和财政压力的交互项,  $\beta_0$  代表常数项,  $i$  和  $t$  分别表示  $i$  省市和  $t$  年,  $\epsilon_{i,t}$  为随机误差项。为缓解样本期间有数据波动所引起的异方差现象,剔除各变量单位和大小的不同而对回归系数产生的影响,并得到更有经济意义的弹性系数,现将式(9)、(10)、(11)和(12)中所有变量进行对数化处理。

## (二) 变量选取

### 1. 财政压力的度量(核心解释变量)

参照罗必良(2010)确认财政压力的方法,本文定义财政压力为:(各省预算内财政支出-预算内财政收入)/预算内财政收入。当地方政府面临的财政压力越大时,则越有动力寻求预算外资金的增收来缓解收支缺口,那么,地方政府扩张土地财政或房产规模的动机就越强。所以,在这里将预期财政压力( $Press_{i,t}$ )的回归系数符号为正。

### 2. 土地财政的度量(核心解释变量)

参考既有的文献,本文以土地财政收入( $Land_{i,t}$ )来度量土地财政的规模。对土地财政的度量目前主要有以下三种形式(罗必良,2010):一是以土地出让金直接度量;二是以土地出让金与土地相关的税费之和度量;三是以土地出让金、土地相关税费与利用土地融资所得收入之和度量(这种度量方式由于数据获取困难,少有研究采用)。考虑到数据的可得性,在此采用第二种土地财政度量方式进行实证检验。与此同时,用土地财政依赖度,即土地出让金与土地相关税费之和/各省公共财政支出进行稳健性检验。推论1中已说明土地财政规模的扩大将会促进住房价格的上涨,因此,预期土地财政以及人均土地财政收入的回归系数符号预期为正。

### 3. 其他控制变量

要探究财政压力和土地财政与房价的关系,不能仅仅分析和考虑这两个变量,因为影响住房价格的因素众多。若忽视了这些因素,将会对实证研究结果的有效性产生严重影响,因此,将影响住房价格的其他一系列控制变量纳入房价公式模型中。进一步,从房地产市场的供给、需求以及信贷因素等方面考虑,来选取影响住房价格的控制变量。具体的控制变量将参考已有的文献和现有的研究,选择如下控制变量。

(1)人均GDP( $AGDP_{i,t}$ )。人均GDP反映了人均收入水平,人均收入水平越高,居民的消费能力则越强,购买住房的动机就会越强烈(宫汝凯,2012)。因此,这里将预期人均GDP( $AGDP_{i,t}$ )的回归系数符号为正。

(2)人口密度( $Density_{i,t}$ )。随着城市人口的增多,消费者为满足基本的生存需求,将会增加对



商品房的需求总量(郭珂,2013)。因此,这里将预期人口密度( $Density_{i,t}$ )的回归系数符号为正。

(3)商品房销售面积( $Sales_{i,t}$ )。商品房销售面积体现的是需求方面对房价的影响,需求的增加可能会引起房价的上涨(况伟大、李涛,2012)。因此,我们预期商品房销售面积( $Sales_{i,t}$ )的回归系数符号为正。

(4)房屋竣工面积( $Area_{i,t}$ )。房屋竣工面积体现的是供给方面对房价的影响,供给量的增加可能会降低住房的价格(况伟大、李涛,2012)。因此,这里将预期房屋竣工面积( $Area_{i,t}$ )的回归系数符号为负。

(5)房地产开发贷款( $Loan_{i,t}$ )。房地产开发贷款量能体现出信贷因素,贷款量越大,则意味着楼市越旺盛,价格也随之水涨船高(邵朝对等,2016)。因此,这里将预期房地产开发贷款( $Loan_{i,t}$ )的回归系数符号为正。

(6)城市化率( $Urban_{i,t}$ )。我国正处于快速城市化进程中,城市化浪潮所带来的较高的住房需求成为推高房价的重要原因之一(骆永民,2011)。因此,这里将预期城市化率( $Urban_{i,t}$ )的回归系数符号为正。

表 1 变量的定义与测度

变量	定义	测度方法
被解释变量	住房价格( $HousePrice_{i,t}$ )	当期住房价格
核心解释变量	财政压力( $Press_{i,t}$ )	(各省预算内财政支出-预算内财政收入)/预算内财政收入
	土地财政( $Land_{i,t}$ )	土地出让金+耕地占用税+城镇土地使用税+土地增值税+契税和房产税
控制变量	人均 GDP( $AGDP_{i,t}$ )	各省 GDP/各省年末总人口
	人口密度( $Density_{i,t}$ )	各省年末总人口/各省面积
	商品房销售面积( $Sales_{i,t}$ )	商品房销售面积
	房屋竣工面积( $Area_{i,t}$ )	房屋竣工面积
	房地产开发贷款( $Loan_{i,t}$ )	房地产开发贷款
	城市化率( $Urban_{i,t}$ )	各省城镇人口/各省年末总人口

### (三)数据来源与描述性统计

#### 1. 数据来源

本文采用 1999—2014 年中国省际面板数据。其中,房价数据来源于 2000—2015 年的《中国统计年鉴》;测度财政压力的数据来源于 2000—2015 年的《中国财政年鉴》;测度土地财政收入以及人均土地财政的相关数据,包括土地出让金、耕地占用税、土地增值税、城镇土地使用税、契税、房产税以及各省份总的人口数量等来自于 2000—2015 年的《中国国土资源年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国人口年鉴》;人均 GDP、人口密度、商品房销售面积、房屋竣工面积、房地产开发贷款、城市化率等的数据,来自于 Wind 资讯、《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》和中经网数据库。由于个别数据缺失,现将西藏的数据剔除。

#### 2. 数据描述

从各变量描述性统计可见(表 2),不同省份的住房价格、财政压力、土地财政、人均 GDP、人口密度、商品房销售面积、竣工房屋面积、房地产开发贷款和城市化率等存在着较大的差异。房价的

均值为 3431.35 元,变动范围为 729~18499 元;财政压力均值为 1.1895,变动范围为 0.0517~5.7447;土地财政均值则是 4917217 万元,变动范围为 1139.66 万~6114.96 亿元;人均 GDP 均值为 24572.56 元,变动范围是 2545~105231.4 元;人口密度的均值为 0.0414,变动范围则是 0.0007~0.3827;商品房销售面积均值为 2262.416 万平方米,变动范围则是 30.7 万~11454.77 万平方米;竣工房屋面积均值是 2053.908 万平方米,变动范围则为 21.6 万~9848.4 万平方米;房地产开发贷款均值是 2692927 万元,变动范围则为 2220 万~2432.61 亿元;城市化率均值是 47.12%,变动范围则为 21.99%~89.6%。

表 2 各变量的描述性统计

变量名称	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
住房价格(元/平方米)	$HousePrice_{i,t}$	480	3431.35	2798.56	729	18499
财政压力(%)	$Press_{i,t}$	480	1.1895	0.8921	0.0517	5.7447
土地财政(万元)	$Land_{i,t}$	480	4917217	7672348	1139.66	6.11e+07
人均 GDP(元)	$AGDP_{i,t}$	480	24572.56	20102.55	2545	105231.4
人口密度(%)	$Density_{i,t}$	480	0.0414	0.0567	0.0007	0.3827
商品房销售面积(万平方米)	$Sales_{i,t}$	480	2262.416	2184.405	30.7	11454.77
竣工房屋面积(万平方米)	$Area_{i,t}$	480	2053.908	1784.194	21.6	9848.4
房地产开发贷款(万元)	$Loan_{i,t}$	480	2692927	4067933	2220	2.43e+07
城市化率(%)	$Urban_{i,t}$	480	47.12	15.31	21.99	89.6

## 五、实证结果与分析

上文已经探究了财政压力和土地财政对房价的影响机制,在控制其他因素的情况下,财政压力与土地财政对房价的上涨有一定的提升效应,并且可能存在财政压力和土地财政的交互作用对住房价格产生中介效应。现在将利用静态面板模型(公式(9)、(10))和动态面板模型(公式(11)、(12))来实证检验财政压力、土地财政对房价的影响。表 3 给出了财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”的全样本回归结果。

### 1. 全样本回归

在财政压力、土地财政对房价影响的计量步骤中,采取逐步引入变量的方式进行检验以确保估计结果的稳健性。表 3 中,模型(1)和模型(3)是只有财政压力与土地财政核心解释变量,并利用公式(9)估计所得到的回归结果;模型(2)与模型(4)是在模型(1)和模型(3)的基础上,加入一系列控制变量以及财政压力和土地财政的交互项,并利用公式(10)估计得到的回归结果。表 3 中,模型(1)和模型(2)的固定效应结果中豪斯曼检验 P 值为 0.0000,强烈拒绝原假设,因此本文认为应该使用固定效应模型。其中,模型(3)是未加入控制变量的随机效应模型估计结果,模型(4)为加入控制变量和财政压力与土地财政的交互项的随机效应模型估计结果。

使用固定效应模型的静态面板估计结果如表 3 的模型(1)和(2)所示。财政压力与住房价格的系数平均在 5%的水平下显著为正,土地财政与住房价格之间的系数皆在 1%的水平下显著为正,即财政压力和土地财政对房价的上升具有正向作用。从数量关系上看,土地财政与住房价格



之间的弹性系数是 0.052,且在 1%水平下显著为正,表明土地财政规模每扩大 1%,房价随之上涨 0.052%,即为假设 1 提供了证据支持。另一个核心解释变量财政压力与住房价格的弹性系数为 0.061,且通过了 5%的显著性检验,则说明地方政府面临的财政压力每增加 1%,房价随之增加 0.061%。财政压力越大,地方政府越有动力寻求财政增收来缓解收支缺口,扩大房产规模的动机就越强,即为假设 2 提供了证据支撑。把财政压力和土地财政的交互项引入公式(10)后,可以发现交互项与被解释变量的系数在 1%的水平下显著为正,且核心解释变量财政压力与土地财政的系数符号并未发生改变,说明财政压力不但直接对房价棘轮上涨造成影响,而且还可以通过土地财政进一步强化“房价棘轮效应”。在财权与事权错配的情况下,地方政府财政压力日益增大,财政捉襟见肘,财政压力增大了地方政府对出让土地的选择,进而强化了土地财政对房价上涨的效力。其他控制变量的系数与预期基本相符,人均 GDP、房地产开发贷款的系数均在 1%的水平下显著为正;房屋竣工面积的系数在 5%的水平下显著为负;人口密度、商品房销售面积、城市化率与房价之间的系数显著为正,且通过了 5%的显著性检验,这初步证实了前文所提出的研究假设。

动态面板估计结果如表 3 的模型(5)、(6)和(7)所示,分别采用差分广义矩估计(DIF-GMM)和系统广义矩估计(SYS-GMM)对动态面板进行估计,以解决模型中存在的内生性问题。在公式(9)和(10)中,分别加入滞后一期的住房价格作为解释变量进行回归。首先,在不引入其他控制变量的情形下,本文用差分广义矩估计对公式(11)估计,回归结果如表 3 中模型(5)所示。然后,加入一系列控制变量以及财政压力和土地财政的交互项后,再利用差分广义矩估计和系统广义矩估计分别对公式(12)进行估计,回归结果如模型(6)和模型(7)中所示。从回归结果来看,差分 GMM 和系统 GMM 估计下的土地财政与住房价格之间的系数均在 1%的水平下显著为正,进一步证明了假设 1。系统 GMM 估计下的财政压力与住房价格的系数在 1%的水平下显著为正,这与差分 GMM 估计下的土地财政系数在 5%的水平下显著为正基本符合,进一步佐证了假设 2。财政压力和土地财政对房价的上涨均起正向作用,财政压力和土地财政的交互项与房价的弹性系数符号显著为正,且通过了 5%的显著性检验,进一步证明了上文中可能的解释,即财政压力不但直接对房价棘轮上涨造成影响,而且还可以通过土地财政进一步固化“房价棘轮效应”。在两种方法的估计下,滞后一期的房价水平在 1%的水平下显著为正,证实了上文中的猜想,即前一期的房价对后一期房价的上涨存在显著的正向影响,具有明显的经济惯性。从数量关系上看,系统 GMM 估计下的土地财政系数为 0.056,差分 GMM 估计下的土地财政系数是 0.063;系统 GMM 估计下的财政压力与房价之间的弹性系数为 0.059,差分 GMM 估计下的财政压力与房价之间的系数为 0.067;系统 GMM 估计下的财政压力和土地财政的交互项的系数是 0.029,差分 GMM 估计下的财政压力和土地财政的交互项的系数为 0.031,两种方法的回归结果基本一致,估计结果稳健。控制变量的系数基本符合预期,人均 GDP、房地产开发贷款的弹性系数均在 1%的水平下显著为正,与预期相符;房屋竣工面积与房价的系数在差分 GMM 估计下显著为负,且通过了 10%的显著性水平;人口密度的弹性系数在系统 GMM 的估计中在 10%的水平下显著为正,而在差分 GMM 方法估计下并不显著;商品房销售面积的弹性系数显著为正,且通过了 5%的显著性检验,与预期吻合;城市化率与房价之间的弹性系数在系统 GMM 和差分 GMM 的估计下均是显著为正,与预期一致。此外,从表 3 中 AR(2)的检验结果来看,动态面板估计结果均通过了残差项二阶不相关的检验;Hansen 检验对应的 P 值均大于 0.5,说明回归模型并不存在过度识别。因此,通过克服内生性的差分 GMM 和系统 GMM 估计结果是有效和稳健的。

表 3 财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”的全样本估计结果

解释变量 (对数化)	FE (1)	FE (2)	RE (3)	RE (4)	DIF-GMM (5)	DIF-GMM (6)	SYS-GMM (7)
<i>LnLand</i>	0.285*** (0.0108)	0.052*** (0.0183)	0.269*** (0.0110)	0.062*** (0.0203)	0.081*** (0.0243)	0.063*** (0.0192)	0.056*** (0.0087)
<i>LnPress</i>	0.348*** (0.0448)	0.061** (0.0288)	0.194*** (0.0706)	0.060** (0.0300)	0.128** (0.0905)	0.067** (0.0321)	0.059*** (0.0196)
<i>LnPress</i> × <i>Land</i>		0.077*** (0.0224)		0.007 (0.0124)		0.031** (0.0126)	0.029** (0.0021)
<i>LnL. House Price</i>					0.905*** (0.0235)	0.897*** (0.0312)	0.833*** (0.0159)
<i>LnAGDP</i>		0.596*** (0.0568)		0.609*** (0.0428)		0.650*** (0.0654)	0.621*** (0.0179)
<i>LnDensity</i>		0.584** (0.243)		0.002 (0.0284)		0.356 (0.224)	0.478* (0.0653)
<i>LnSales</i>		0.079** (0.0381)		0.116** (0.0466)		0.070** (0.0334)	0.081** (0.0189)
<i>LnArea</i>		-0.091* (0.0453)		-0.119** (0.0508)		-0.076* (0.0428)	-0.058 (0.0206)
<i>LnLoan</i>		0.102*** (0.0225)		0.126*** (0.0244)		0.085*** (0.0238)	0.107*** (0.0041)
<i>LnUrban</i>		0.234** (0.0867)		0.091 (0.0778)		0.226* (0.0895)	0.171** (0.0292)
<i>Cons</i>	3.837*** (0.152)	2.921*** (1.008)	4.079*** (0.194)	0.925*** (0.314)	3.871*** (0.131)	1.991** (0.969)	2.093** (0.983)
<i>N</i>	480	479	480	479	420	420	450
<i>Hausmantest</i>	0.0000	0.0000	0.4326	0.5269			
<i>AR(1)</i>					0.000	0.000	0.001
<i>AR(2)</i>					0.487	0.526	0.613
<i>Hansentest</i>					0.624	0.712	0.689

注:(1)\*\*\*、\*\*和\* 分别对应 1%、5%和 10%的显著性水平;(2)括号内的数字为标准误。

## 2. 分样本回归

我国地缘辽阔,不同地区的房地产市场情况各不相同,其中决定房价的影响因素也具有差异性。因此需要从区域层面探究财政压力和土地财政对房价的影响,以地理位置和国民生产总值为依据,现将我国划分为东、中和西部三个区域进行分样本回归。根据上文的模型设定和回归结果,直接利用系统 GMM 对公式(12)分样本估计。

表 4 中 AR(2)的检验结果显示,三个区域的模型都通过了残差项二阶不相关的检验,Hansen 检验对应的所有 P 值均大于 0.5,回归模型并不存在过度识别,利用克服内生性的系统 GMM 进行分样本估计的结果有效。从分样本的估计结果可得知,东、中和西部省份的土地财政与房价之间的系数均为正,且通过了显著性检验,但土地财政对房价的影响程度具有一定的差异性,其中,东部最高,中部其次,西部最低,整体上能反映出东部发达省份土地财政的“火爆”。东、中和西部省份的财政压力与房价之间的弹性系数都在 5%的水平下显著为正,进一步证明了本文的研究假说,其

中,较之中西部,东部省份在面临财政压力时对房价的影响程度更大,体现出了区域间的程度差别。财政压力和土地财政的交互项与住房价格之间的系数均为正,且通过了 5% 的显著性检验,进一步佐证了上文中可能的解释,从表 4 中可看出,财政压力和土地财政的交互效应在东、中和西部省份有着较大差异,东部省份的“房价棘轮效应”通过财政压力与土地财政的交互作用比中西部地区更为明显。

表 4 土地财政、财政压力与“房价棘轮效应”的分样本估计结果

解释变量 (对数化)	东部 (SYS-GMM)	中部 (SYS-GMM)	西部 (SYS-GMM)
<i>LnLand</i>	0.079*** (0.0259)	0.058** (0.0242)	0.021* (0.0281)
<i>LnPress</i>	0.075*** (0.0261)	0.020** (0.0420)	0.038** (0.0146)
<i>LnPress</i> × <i>Land</i>	0.041*** (0.0239)	0.070** (0.0297)	0.033** (0.0103)
<i>LnL. HousePrice</i>	0.886*** (0.0493)	0.844*** (0.0301)	0.739*** (0.0256)
<i>LnAGDP</i>	0.445*** (0.0113)	0.380*** (0.0495)	0.371*** (0.0332)
<i>LnDensity</i>	0.117* (0.0605)	0.108** (0.0441)	-0.334 (0.206)
<i>LnSales</i>	0.177*** (0.0347)	0.037** (0.0447)	0.024 (0.226)
<i>LnArea</i>	-0.198 (0.106)	-0.073** (0.0329)	-0.165* (0.0258)
<i>LnLoan</i>	0.134*** (0.0087)	0.056** (0.0263)	0.038*** (0.0264)
<i>LnUrban</i>	0.197** (0.0157)	0.686* (0.131)	0.181 (0.627)
<i>Cons</i>	2.686*** (0.705)	1.410** (0.235)	1.387*** (0.183)
<i>N</i>	175	127	175
<i>AR(1)</i>	0.000	0.000	0.000
<i>AR(2)</i>	0.545	0.493	0.457
<i>Hansentest</i>	0.701	0.659	0.682

注:(1)\*\*\*、\*\*和\* 分别对应 1%、5%和 10%的显著性水平;(2)括号内的数字为标准误。

### 3. 稳健性检验

本文将核心解释变量财政压力和土地财政分别用人均财政收支缺口与土地财政依赖度代替,用替换变量的方式做稳健性检验。将土地财政依赖度定义为:土地出让金/地方公共财政支出(刘佳、吴建南,2015);人均财政收支缺口的定义是:(预算内本级财政支出-预算内本级财政收入)/

各省年末总人口(宫汝凯,2015)。并再次利用固定效应(FE)、随机效应(RE)、差分 GMM(DIF-GMM)和系统 GMM(SYS-GMM)对公式(12)进行实证分析,借此进一步证明财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”之间存在必然的联系。

表 5 财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”的稳健性检验估计结果

解释变量 (对数化)	FE (1)	RE (2)	DIF-GMM (3)	SYS-GMM (4)
<i>LnDependence</i>	0.046** (0.0171)	0.029* (0.0300)	0.035** (0.0142)	0.047** (0.0096)
<i>LnAGap</i>	0.110*** (0.0340)	0.038** (0.0392)	0.042* (0.0740)	0.033** (0.0270)
<i>LnDependence</i> × <i>AGap</i>	0.055*** (0.0168)	0.011** (0.0221)	0.039*** (0.0230)	0.021** (0.0121)
<i>LnL. HousePrice</i>	0.689*** (0.0186)	0.812*** (0.0352)	0.728*** (0.0282)	0.784*** (0.0133)
<i>LnAGDP</i>	0.521*** (0.0459)	0.402*** (0.0409)	0.258*** (0.0198)	0.193*** (0.0085)
<i>LnDensity</i>	0.401* (0.225)	-0.009 (0.0248)	0.121* (0.1990)	-0.128 (0.903)
<i>LnSales</i>	0.073** (0.0311)	0.128*** (0.0310)	0.062** (0.0302)	0.051*** (0.0138)
<i>LnArea</i>	-0.066 (0.0418)	-0.220*** (0.0595)	-0.067 (1.308)	-0.101 (0.616)
<i>LnLoan</i>	0.076*** (0.0218)	0.167*** (0.0351)	0.142** (0.0257)	0.096*** (0.0172)
<i>LnUrban</i>	0.151 (0.0951)	0.0558 (0.0784)	0.144 (1.698)	0.122 (0.866)
<i>Cons</i>	1.871* (0.926)	2.763** (0.323)	2.797*** (0.387)	2.257** (0.302)
<i>N</i>	479	479	420	450
<i>Hausmantest</i>	0.0000	0.4885		
<i>AR(1)</i>			0.000	0.000
<i>AR(2)</i>			0.4956	0.5247
<i>Hansentest</i>			0.729	0.703

注:(1)\*\*\*、\*\*和\*分别对应1%、5%和10%的显著性水平;(2)括号内的数字为标准误。

财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”的稳健性检验估计结果如表5所示。模型(1)的固定效应结果中豪斯曼检验P值为0.0000,故强烈拒绝原假设,证明固定效应模型有效;从AR(2)的检验结果可知,模型(3)和模型(4)通过了残差项二阶不相关的检验;Hansen检验对应的P值均大于0.5,说明两个模型都不存在过度识别,即通过克服内生性的差分GMM和系统GMM估计结果依然有效与稳健。稳健性检验估计结果中的各变量均通过了显著性检验,并且系数符号与全样本回归的系数符号基本一致。

实证结果显示:(1)利用固定效应、差分GMM以及系统GMM模型估计显示,财政压力、土地

财政与房价之间的系数均在 5% 的水平下显著为正, 财政压力和土地财政每增加一单位, 房价将平均分别上涨 0.59% 和 0.56%, 二者对房价产生正向影响; (2) 采用人均财政收支缺口与土地财政依赖度分别替代财政压力和土地财政, 用同样方法估计得出, 人均财政收支缺口和土地财政依赖度每扩大 1%, 房价将平均分别上升 0.33% 和 0.47%, 稳健性检验与此前的实证研究结果依然一致, 表明财政压力与土地财政对房价具有提升效应; (3) 通过构建财政压力和土地财政的交互项, 经克服内生性的差分 GMM 与系统 GMM 模型检验发现, 财政压力对房价的影响不仅存在直接效应还存在中介效应, 财政压力通过土地财政而加剧了房价“棘轮效应”, 其对房价的平均影响程度为 0.29%。

#### 4. 因果关系检验

由于本文的逻辑是站在财政压力催生土地财政的立场上, 为使上述实证结果的经济逻辑更具说服力, 有必要做财政压力与土地财政之间的因果关系检验, 以排除已有文献对“官员晋升机制”可能导致土地财政的不确定性, 以及尽可能地降低上文财政压力和土地财政交互项对房价的影响的实证研究中可能存在的估计偏误。考虑到格兰杰因果关系检验仅适用于平稳序列, 或者有协整关系的单位根过程, 对于不存在协整关系的单位根变量, 则只能先差分, 得到平稳序列后再做格兰杰因果关系检验。为避免检验方法的局限而影响检验结果, 我们首先采用 HT 和 IPS 法分别对财政压力、土地财政与房价进行面板单位根检验; 其次, 再利用 Pedroni 和 Kao 法检验方程的协整关系。

##### (1) 面板单位根检验结果。

在面板单位根检验之前, 对财政压力、土地财政与房价这三个变量的对数值初步检验发现均带有时间趋势项, 为此, 采用 HT 和 IPS 法对带有时间趋势的固定效应面板模型进行单位根检验。进一步, 为消除上述变量的时间趋势, 对各变量一阶差分处理, 并对上述变量的一阶差分进行 HT 和 IPS 法的单位根检验。如表 6 所示, 给出了财政压力、土地财政与房价方程面板数据单位根检验结果, 可发现只在一阶差分状态时, 各变量在 HT 和 IPS 检验下都通过了 1% 的显著性检验, 可认为财政压力、土地财政与房价变量都是一阶单整 I(1)。

表 6 面板单位根检验结果

变量名称	水平值		一阶差分	
	HT 检验	IPS 检验	HT 检验	IPS 检验
$\Delta Press$	0.71	0.88	-5.52***	-3.94***
$\Delta Land$	1.52	0.97	-6.09***	-5.22***
$\Delta HousePrice$	0.89	1.02	-9.17***	-6.35***

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别对应 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

##### (2) 面板协整关系检验结果。

从表 7 的财政压力、土地财政与房价方程面板协整关系检验结果可发现, 在 Pedroni 检验方法中, 除了 Panel-V 和 Group-rho 没有通过统计检验之外, 其他统计量均拒绝原假设, 由此可判断上述变量之间存在协整关系。进一步, 从 Kao 检验的结果可知, 其依然拒绝原假设, 进一步佐证了各变量协整关系的存在。因此, 基于上述检验结果可表明财政压力、土地财政与房价水平在长期内趋于一致, 有显著的长期均衡关系存在。

表 7 面板协整关系检验结果

检验方法	检验假设	统计量名	概率值(P 值)
Pedroni 检验	$H_0: \rho=1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Panel-V	0.82(0.39)
		Panel-rho	-4.72*** (0.00)
		Panel-PP	-13.41*** (0.00)
		Panel-ADF	-9.83*** (0.00)
	$H_0: \rho=1$ $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$	Group-rho	2.13(0.69)
		Group-PP	-17.84*** (0.00)
Group-ADF		-11.92*** (0.00)	
Kao 检验	$H_0: \rho=1$	ADF	-8.78*** (0.00)

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别对应 1%、5%和 10%的显著性水平。

(3) 面板格兰杰因果关系检验结果。

参考 Hurlin 和 Venet(2001)的面板格兰杰因果关系检验模型,来分析财政压力和土地财政以及土地财政和房价之间的因果关系。以 *Press* 表示财政压力,以 *Land* 表示土地财政,以 *HousePrice* 表示房价水平,则财政压力和土地财政之间、土地财政和房价水平之间的检验方程可表示为:

$$Land_{i,t} = \gamma_{i0} + \sum_{m=1}^p \alpha_{m0} Land_{i,t-m} + \sum_{m=1}^p \beta_{m0} Press_{i,t-m} + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$Press_{i,t} = \gamma_{i1} + \sum_{m=1}^p \alpha_{m1} Press_{i,t-m} + \sum_{m=1}^p \beta_{m1} Land_{i,t-m} + u_i + \nu_{i,t} \quad (14)$$

$$HousePrice_{i,t} = \gamma_{i2} + \sum_{m=1}^p \alpha_{m2} HousePrice_{i,t-m} + \sum_{m=1}^p \beta_{m2} Land_{i,t-m} + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$Land_{i,t} = \gamma_{i3} + \sum_{m=1}^p \alpha_{m3} Land_{i,t-m} + \sum_{m=1}^p \beta_{m3} HousePrice_{i,t-m} + u_i + \nu_{i,t} \quad (16)$$

式(13)、(14)、(15)、(16)中, $\alpha_{m0}$ 、 $\alpha_{m1}$ 、 $\alpha_{m2}$ 和 $\alpha_{m3}$ 为截距项,假设 $\epsilon_{i,t}$ 和 $\nu_{i,t}$ 独立同分布,且服从均值为零、方差为 $\sigma^2$ 的正态分布;其中, $i=1, \dots, N, t=1, \dots, T$ 。若系数 $\beta_{m0}$ 不全为 0,则表明财政压力是土地财政的格兰杰因;若系数 $\beta_{m1}$ 不全为 0,则表明土地财政是财政压力的格兰杰因;若系数 $\beta_{m0}$ 和 $\beta_{m1}$ 都不全为 0,则表明财政压力与土地财政之间存在相互反馈效应。若系数 $\beta_{m2}$ 不全为 0,则表明土地财政是房价的格兰杰因;若系数 $\beta_{m3}$ 不全为 0,则表明房价是土地财政的格兰杰因;若系数 $\beta_{m2}$ 和 $\beta_{m3}$ 都不全为 0,则表明土地财政与房价之间存在相互反馈效应。

由于格兰杰因果关系检验的平稳要求,对式(13)、(14)、(15)、(16)中各变量之间进行一阶差分以消除个体效应的影响。基于面板格兰杰因果检验结果如表(8)所示可知,财政压力单向引导土地财政,而土地财政也是单向引导房价水平。由此可知,财政压力催生了土地财政,而土地财政又固化了“房价棘轮效应”。

表 8 面板格兰杰因果关系检验结果

原假设	F 统计量	是否拒绝原假设
财政压力不是土地财政的格兰杰因	15.52***	拒绝
土地财政不是财政压力的格兰杰因	1.33	接受
土地财政不是房价水平的格兰杰因	7.28**	拒绝
房价水平不是土地财政的格兰杰因	2.79	接受

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示满足 1%、5%和 10%的显著性水平下拒绝原假设。



## 六、结论与启示

本文首次将地方财政压力、土地财政与房价水平置于同一分析框架,系统考察了中国城镇“房价棘轮效应”背后的财政压力与土地财政的影响机制,通过运用1999—2014年全国数据与省际面板数据,检验了本文的研究假设。首先,图1显示地方财政压力与房价整体处于上升趋势,但在财政压力阶段性下降时,房价依然上升,所呈现出的经济现象符合“房价棘轮效应”。其次,本文在实证方面控制了人均GDP、人口密度、商品房销售面积、房屋竣工面积、房地产开发贷款、城市化率等潜在因素后,发现地方财政压力与土地财政对房价的上涨发挥着一定的直接作用,其中财政压力作为一种制度性因素通过土地财政对房价产生间接作用,固化了房价的“棘轮效应”。通过上述研究结果可知,改革税制以及破除地方政府对土地财政的依赖是降低住房价格的关键。1994年的税制改革造成地方政府财政收入与财政支出方面出现巨大的缺口,地方政府作为土地征用和土地供应的权力垄断者,将集体所有的土地进行整合后,以招拍挂的方式出让土地使用权,而获得土地使用权的成本与出让土地使用权的收益之间的差价,则用于弥补财政缺口,履行经济发展与社会管理职能,维持地方政府正常运转。对于地方政府而言,土地财政获取财政收入的方式成本低、见效快、利润空间大,是一个有效缓解财政压力的途径。然而,在十八亿亩土地红线的限制下,地方政府可以出让的土地面积是有限的,为寻得更高的利润,只能想方设法提高土地供应价格,从而导致房地产开发商的成本增加,开发商为了保证利润只能通过推高房价,将这些成本全部转嫁到房地产消费者身上。为遏制驱动“房价棘轮效应”的主要力量,本文基于上述研究结果提出以下几点政策建议。

首先,深化财税体制改革,完善分税制。合理分配央地之间的财权与事权,保证地方政府的财政收支平衡。解决财政压力必须寻找其他途径,土地财政具有不可持续性,必须意识到依赖土地财政缓解财政压力无异于寅吃卯粮,地方政府并非只能依靠土地财政收入与房地产相关税收来缓解财政压力,之所以普遍依赖,是由于土地财政可以轻而易举地增加地方财政收入,而寻找其他途径,无疑要付出创新成本与经历曲折的转型过程。

其次,控制地方政府在土地征用和土地供应中的双重垄断权力,消除地方政府依靠土地财政的基本前提。政府可以逐步允许集体所有的土地直接进入土地交易市场,与此同时逐渐放下土地流转中的权力,减少“分蛋糕”的主体,不仅可以提高房地产市场的运作效率,还可以大大降低房地产的开发成本,进而降低房价。

再次,推进房产税改革进程,提高二套住房的房产税。房产税经过多年试点,目前还没有得到全国范围内的实行,应针对试点中存在的弊端加快完善房产税,并对其进行推广。全面实施房产税一方面可以增加地方政府税收收入,另一方面,使闲置房产重新流入市场,无论是销售还是出租,都可以增加住房的供应量。目前的房地产交易现状是许多消费者购买住房用于投资或投机,而不是满足基本的住宅需求。开征房产税可以减少投机性住房需求,从而刺破房地产泡沫。最后,控制地方政府债务规模,量入为出。地方政府的债务偿还资金很大一部分来源于土地财政收入,在没有动力与压力开辟新的财政来源的情况下,地方政府不可能放松对土地财政的依赖。应严格管控地方政府债务规模,制定合理的债务标准,开辟无害于民生的财政收入新渠道。

参考文献:

1. 郭志勇、顾乃华:《制度变迁、土地财政与外延式城市扩张——一个解释我国城市化和产业结构虚高现象的新视角》,《社会科学》2013年第1期。
2. 郭珂:《土地财政依赖、财政缺口与房价——基于省际面板数据的研究》,《经济评论》2013年第2期。
3. 宫汝凯:《分税制改革与中国城镇房价水平——基于省级面板的经验证据》,《金融研究》2012年第8期。
4. 宫汝凯:《财政不平衡和房价上涨:中国的证据》,《金融研究》2015年第4期。
5. 黄国龙、蔡佳红:《“土地财政”的分税制根源及其对策》,《宏观经济研究》2013年第6期。
6. 贾俊雪、张超、秦聪、冯静:《纵向财政失衡、政治晋升与土地财政》,《中国软科学》2016年第9期。
7. 孔善广:《分税制后地方政府财事权非对称性及约束激励机制变化研究》,《经济社会体制比较》2007年第1期。
8. 况伟大、李涛:《土地出让方式、地价与房价》,《金融研究》2012年第8期。
9. 卢洪友、袁光平、陈思霞、卢盛峰:《土地财政根源:“竞争冲动”还是“无奈之举”? ——来自中国地市的经验证据》,《经济社会体制比较》2011年第1期。
10. 罗必良:《分税制、财政压力与政府“土地财政”偏好》,《学术研究》2010年第10期。
11. 李祥、高波、李勇刚:《房地产税收、公共服务供给与房价——基于省际面板数据的实证分析》,《财贸研究》2012年第3期。
12. 梁若冰:《财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法》,《经济学(季刊)》2010年第9期。
13. 骆永民:《城市化对房价的影响:线性还是非线性? ——基于四种面板数据回归模型的实证分析》,《财经研究》2011年第4期。
14. 刘佳、吴建南:《财政分权、转移支付与土地财政:基于中国地市级面板数据的实证研究》,《经济社会体制比较》2015年第3期。
15. 吕炜、高帅雄:《房价波动、土地财政与我国宏观经济》,《经济社会体制比较》2016年第4期。
16. 饶国霞、葛扬:《我国房地产如何破解“土地财政”之殇》,《商业经济与管理》2014年第1期。
17. 孙秀林、周飞舟:《土地财政与分税制:一个实证解释》,《中国社会科学》2013年第4期。
18. 王克强、胡海生、刘红梅:《中国地方土地财政收入增长影响因素实证研究——基于1995—2008年中国省际面板数据的分析》,《财经研究》2012年第4期。
19. 王根贤:《财政分权激励与土地财政、保障性住房的内在逻辑及其调整》,《中央财经大学学报》2013年第5期。
20. 王猛、李勇刚、王有鑫:《土地财政、房价波动与城乡消费差距——基于面板数据联立方程的研究》,《产业经济研究》2013年第5期。
21. 王斌、高波:《土地财政、晋升激励与房价棘轮效应的实证分析》,《南京社会科学》2011年第5期。
22. 肖全章、郭欢:《土地财政与我国财政体制关系的经验研究》,《财经问题研究》2012年第1期。
23. 邵朝对、苏丹妮、邓宏图:《房价、土地财政与城市集聚特征:中国式城市发展之路》,《管理世界》2016年第2期。
24. Bergstrom T. C., Goodman R. P., Private Demands for Public Goods. *American Economic Review*, No. 3, 1973, pp. 280—296.
25. Diao W. T., Land Finance, Local Government Debt and Housing Price Level: An Empirical Research Based on Provincial Panel Data. *Contemporary Finance & Economics*, No. 2, 2015, pp. 34—42.
26. Gong R. K., Fiscal Imbalance and Urban Housing Prices: Evidence from China. *Journal of Financial Research*, No. 4, 2015, pp. 66—81.
27. Hurlin C., Venet B., Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients, *Document De Recherche Leo*, No. 10, 2001, pp. 1—30.
28. Li P., Song S., What Pushes Up China's Urban Housing Price So High? *Chinese Economy*, Vol. 49, No. 2, 2016, pp. 128—141.
29. Turnbull G. K., Urban Growth Controls: Transitional Dynamics of Development Fees and Growth Boundaries. *Journal of Urban Economics*, Vol. 55, No. 2, 2004, pp. 215—237.
30. Wu G. L., Feng Q., Li P., Does Local Governments' Budget Deficit Push up Housing Prices in China? *Economic Growth Centre Working Paper*, Vol. 35, 2014, pp. 183—196.

(下转封三)