

房地产周期、地方政府财政压力与融资平台购地*

张路¹, 龚刚²

(1. 首都经济贸易大学 金融学院, 北京 100070; 2. 云南财经大学 金融研究院, 云南 昆明 650221)

摘要: 依赖“土地财政”的地方政府在面对不利的房地产市场冲击时会采取什么措施平滑财政收入波动呢? 文章识别并分析了一个潜在的重要机制, 即中国地方政府“借道”融资平台获得土地出让金, 进而反哺预算内财政收入的机制。利用土地出让和融资平台的微观数据, 文章发现: 中国城市的政府融资平台购买住宅和商服用地占比具有显著的“逆周期性”, 即在房地产市场调整期成交额(面积)比例显著上升。进一步的分析表明, 对于那些“财政压力”较大、地方官员晋升动机较高的城市, 这一“逆周期性”表现得更加明显。融资平台购地的资金主要来源于融资平台债务的增加, 而非地方政府后期的补贴, 这可能会进一步增加地方政府的隐性债务。且上述“逆周期性”主要存在于中西部地区和三、四线城市。文章的发现对深入了解地方政府“土地财政”的运作机制, 理解地方政府预算内“财政压力”与预算外“隐性债务”之间的互动关系具有重要意义。

关键词: 地方政府; 财政压力; 土地财政; 融资平台; 土地市场

中图分类号: F812.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)06-0004-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.06.001

一、引言

从1994年的“分税制”改革开始, 地方政府的“财政收支失衡”问题就是各界关注的热点。一方面体现为“财权”和“事权”不匹配所导致的预算内财政入不敷出; 另一方面, 在GDP增长的晋升考核机制下, 地方官员对“招商引资”和固定资产投资具有持续的热情(周黎安, 2007; 吕冰洋和聂辉华, 2014)。在2008年中央政府“四万亿”财政刺激计划的背景下, 大量地方政府融资平台如雨后春笋般涌现, 并通过银行贷款和“城投债”的方式获得资金以支持基础设施建设和拉动地方经济增长。而融资平台业务的扩张也使地方政府面临着显性或隐性的偿债压力。

面对预算内“财政压力”和预算外“债务压力”, 地方政府愈发依赖土地出让收入。土地出让收入不仅可以补充地方财政的缺口, 还成为了地方政府最可信的偿债收入来源(郑思齐等, 2014)。此外, 土地资产是融资平台最重要的融资抵押物。据统计, 2004—2011年, 全国“招拍挂”土地出让收入相当于同期地方政府预算内收入的50.9%, 这一比例在2010年和2011年都超过了60%。同一时期, 以融资平台债务为主的地方政府负债余额出现了快速的增长, 根据国家审计署的审计报告, 2013年市级政府债务余额已达48434.61亿元(李杨等, 2012a, 2012b)。土地收入和土地资产已经成为中国地方政府弥补财政压力和维持地方债务最重要的手段(陶然等, 2007)。

收稿日期: 2019-05-21

作者简介: 张路(1985—)(通讯作者), 男, 黑龙江省哈尔滨市人, 首都经济贸易大学金融学院讲师;
龚刚(1959—), 男, 上海市人, 云南财经大学金融研究院教授, 博士生导师。

然而,地方政府的土地出让收入并非总是稳定的,经常会受到来自住房需求端冲击的影响。为了给长期“过热”的房地产市场“降温”,中央政府于2010年和2013年两次发布“限购令”。^①这些调控政策对土地市场造成了短期的负面冲击,并显著地降低了地方政府的土地出让收入。面对这种局面,那些财政压力较大的地方政府会努力寻求其他方式来增加土地出让收入,其中一个重要的却经常被忽视的途径便是“借道”融资平台来购买土地,再将出让收入“输送”回地方政府,以达到平滑财政收入波动的目标。而财政压力较小的城市所受影响有限。由全国性调控政策引发的房地产周期是独立于地方政府决策的,因此具有相当程度的“外生性”,从而为研究地方政府财政压力与土地出让行为的互动关系提供了一个难得的“自然实验”。

近年来,有很多研究开始关注地方政府的财政压力与土地出让行为之间的关系。Cai等(2013)研究了中国城市土地出让中的“寻租行为”。Wu等(2015)的实证分析发现,较高的政府财政压力会推高土地价格,但对住房价格没有显著影响。Pan等(2015)对35个主要城市的面板数据进行了研究,发现只有在那些处于高预算缺口区间^②的城市,土地出让金收入才会对当地商业地产销售额产生正向影响。赵文哲和杨继东(2015)是较早集中关注赤字与土地出让行为的中文研究,他们的研究发现:当面临较高的财政压力时,地方政府会以较低的价格向国有企业增加出让土地,尤其是在经济增长下滑阶段和地方政府利用财政政策刺激经济的时候。弋代春和樊纲治(2015)研究了影响融资平台购地的一些因素,包括固定资产投资规模和地方政府对土地财政的依赖等。还有些文献关注了土地出让与地方政府债务之间的关系。Ambrose等(2015)发现,房价或土地价格的显著下跌会增加当地融资平台发行“城投债”的风险。Ang等(2016)发现,较高的房地产GDP增加会显著地减少地方政府的融资成本,而这种效应只有在那些官员腐败不严重的省份才会存在。Bronstein(2017)的研究发现,2000年之后的房地产繁荣显著地提高了美国地方政府的债务增速。范子英(2015)的研究发现,政府的土地行为与地方政府的财政压力关系不明显,而主要是体现了其投资动机。张莉等(2018)的实证研究发现,土地出让收入能显著增加“城投债”的发行概率和发行规模,同时会提高融资平台基建投资的比例。

与已有研究相比,本文在理论、数据和实证分析方面都具有一些创新之处。在理论方面,我们在文献中首次提出了一个“地方政府→融资平台→土地市场”的财政融资传导机制。在实证方面,我们利用了过去十多年中国房地产市场的周期波动来识别财政压力与土地出让行为的关系,在很大程度上避免了内生性问题。^③最后,在数据方面,我们通过将地方政府融资平台名单与土地出让信息相匹配,识别了融资平台购地的信息。

通过实证分析我们发现,中国城市的政府融资平台购买住宅和商服用地占比具有显著的“逆周期性”,即在房地产市场调整期成交额和成交面积比例显著上升。进一步的分析表明,在那些“财政压力”较大、地方官员晋升动机较高的城市,这一“逆周期性”表现得更加强烈。这些结果显示,地方政府“借道”融资平台获得土地出让金,再反哺预算内财政。融资平台购地的资金主要来源于融资平台债务的增加,而非地方政府后期的补贴,这可能进一步增加地方政府的隐性债务。稳健性分析发现,上述“逆周期性”主要来自于中西部地区和三、四线城市,而在东部地区和一、二线城市表现不明显。

① 分别是2010年4月公布的“新国十条”和2013年公布的“新国五条”。

② 定义为财政赤字与GDP之比大于14.62%。

③ 至少对于本文研究的地方政府而言,房地产周期很大程度上是外生的,这表现为:地方政府无法控制基准利率水平,无法影响由中央政府制定的房地产宏观调控政策等。

二、制度背景与研究假设

正如引言部分所述,多种原因造成了地方政府长期性的财政压力,在2014年之前,《预算法》明确禁止地方政府直接举债。因此,地方政府亟需通过一个企业性质的机构进入金融市场进行融资。在这种背景下,名称各异的地方政府融资平台(LGFVs)便应运而生。^①据统计,截至2009年年中,全国范围内各级地方政府已经至少成立了3800家融资平台公司。在债务规模方面,据2011年审计署发布的审计报告,各类融资平台负担的债务为49710亿元,在全部政府债务中占比高达46.38%;而在2013年的审计报告中,融资平台债务为40755亿元,占比37%,两次审计报告的结果都显示,地方政府融资平台公司是地方政府债务最重要的融资主体。

在地方政府融资平台的运作过程中,土地发挥着极为关键的作用。我们在图1中描述出了两种运作机制。第一种机制中,处于图中左上方的地方政府通过向刚设立的融资平台注入资产(国有股权、收益权、土地使用权),使得融资平台满足初始的资本要求。随后地方政府融资平台开始从图中右侧的各类金融机构和金融市场上借入资金。这是目前文献中接受最为广泛的融资平台运作方式。需要注意的是,在这一机制下,地方政府的预算内收支与融资平台的负债是相互隔离的,地方政府无法通过融资平台负债的方式平滑土地收入下降所带来的收入冲击。在第二种机制下,融资平台在土地市场(图1左侧)上购买土地使用权,并向地方政府支付土地出让金。这样,地方政府可以直接获得资金来填补预算内的赤字。与第一种运作机制相比,学术界对第二种运作机制的关注很少。这是因为当房地产市场繁荣时,地方政府通过向一般的房地产开发商出售土地就可以获得足够的土地出让金收入,然而当房地产市场步入调整周期后,这一情况就会出现变化。对于一般的开发商而言,其盈利前景会出现更多不确定性,因此会减少购地行为,这会造成土地出让金收入出现下降以及融资平台土地资产的贬值。这种情况下,地方政府有动机“发掘”新的土地出让金来源,一种可能的解决方式就是让地方政府融资平台直接“入市拿地”,^②进而为地方财政进行“输血”。此时,融资平台占城市总土地出让份额便呈现出“逆周期”

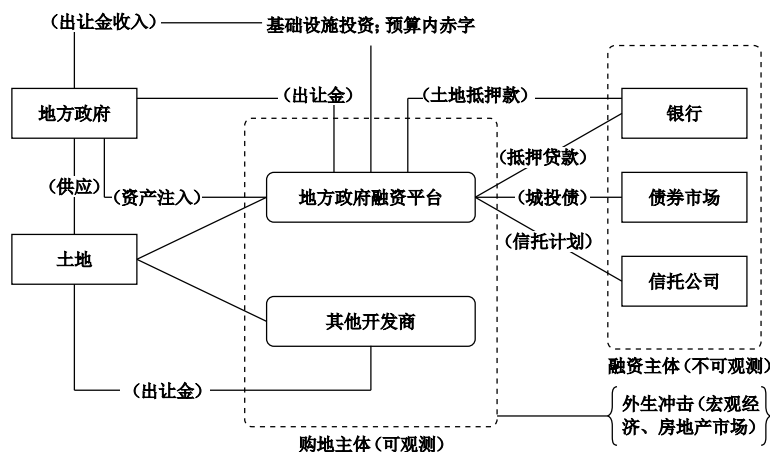


图1 融资平台作用机制

① 在90年代,各地的“信托投资公司”(或称“窗口公司”)为政府履行类似的任务,但当其中部分公司的经营遭遇困难(最典型的是广东国际信托投资公司破产事件),并对宏观经济的稳定造成威胁的时候,中央政府坚决关闭了这些机构,在某种意义上,融资平台是这些窗口公司的重生(Lu 和 Sun, 2013)。

② 另一种可能的机制是地方政府在土地市场“繁荣期”通过融资平台购地,获得超额土地出让金后进行储蓄用来平滑支出。然而,在我国现行预算制度的“预算平衡”原则下,超额的土地收入往往会被“滚入”各类“预算调节基金”中,形成存量财政资金。地方政府在面对财政收入滑坡的情况时并不能随意支配这些资金,这导致这一潜在机制在中国不具有可操作性。因此,上述机制主要存在于“调整期”。

的特征。^①此外,面对全国性的房地产(土地)市场周期,那些“财政压力”较大的地方政府有更强烈的动机以融资平台购买土地的方式补充收入,因此表现出的“逆周期”性更加明显。据此,提出本文的前两个理论假设。

H1: 地方政府融资平台的购地占比具有明显的“逆周期性”。

H2: 财政压力越大的地方政府,融资平台购地占比的“逆周期”性越强。

除了财政压力,我们希望进一步通过城市横截面上的差异检验融资平台购地机制。大量已有研究(王贤彬和徐现祥,2010; Kou 和 Tsai, 2014; Yao 和 Zhang, 2015)发现,更高的经济增长率有助于官员晋升(Jia 等, 2015)。为了保证各类基建投资的顺利推进,以及避免预算内收入不足可能导致的一系列问题,那些有晋升动机的官员更可能推动融资平台购买土地,进而导致融资平台购地具有较强的“逆周期性”。据此,提出本文第三个假设。

H3: 官员晋升动机越高的地方政府,融资平台购地占比的“逆周期”性越强。

此外,上述机制能够实现的资金来源于哪儿呢?实践中,融资平台在开发商业房地产项目方面缺乏竞争力,无法完全依赖土地开发收入为购地进行融资。在这种情况下,购买土地的融资平台可能通过两个“潜在的”外部融资渠道为购地筹资:一是地方政府通过后续的财政补贴和资产注入为融资平台补充运营资金;二是融资平台以土地为抵押,向金融机构或在金融市场进行融资。后一种办法事实上将预算内的政府收支缺口转变为预算外的地方政府(隐性)债务,从而蕴含着放大地方政府债务的风险。针对融资渠道,提出如下相互独立的研究假设。

H4-a: 融资平台购买商服用地会导致平台负债总额和“城投债”发行概率增加。

H4-b: 融资平台购买商服用地会导致政府补贴增加。

三、样本、变量与计量模型

(一)样本描述。本文实证分析所使用的样本主要来自于三个数据库。

首先,在对4个研究假设进行检验时,我们采用的是时间从2000年到2016年,包括100万笔地块交易的数据库。^②数据库中提供了有关出让地块特征和出让方式的若干详细信息,其中最有价值的是购地主体的名称,这使我们可以将银监会的融资平台名单与购地主体信息相匹配,^③如果匹配成功,就认为该平台参与了土地出让交易,在整个样本中我们发现共有25 924笔由融资平台参与的土地交易。^④

其次,利用微观交易数据,通过对单笔交易信息加总,构建了一个包括了270个地级市和直辖市的城市面板数据。值得注意的是,本文的研究只考虑了商服或居住用地。之所以这样选取样本,是基于如下的两点考虑:一是商服和居住用地出让是政府最主要的土地出让金收入来源,如图2所示,尽管这两类用地的出让面积只占到土地出让总面积的40%,但是却贡献了超过80%的出让金。二是从2002年开始,国务院规定所有商服和居住用地的出让必须以公开招标的

^① 根据张智威(2015)对部分省市情况的调研,2014年房地产市场金融调整周期后,地方政府融资平台购买土地成交额占江苏省出让土地总价的44%、浙江省的28%、湖北省的28%,以及云南省的28%,这在各地土地市场趋于冷淡,地方政府土地出让金收入出现滑坡的背景下十分引人注目。

^② 从中国土地市场网爬取。

^③ 2011年4月,银监局下发通知,要求所有银行对平台贷款客户实行“名单制”管理,银行不得向名单以外融资平台发放贷款。我们采用的地方政府融资平台名单就是银监会下发的2014年的平台名单,包括超过10 000家融资平台公司。

^④ 在匹配融资平台的过程中,我们还注意到了一种特殊的融资平台公司:地方土地储备机构同时作为融资平台。不过由于我们将土地交易样本严格限制为以“招牌挂”形式出让的商住用地,这类土地储备机构出现的概率十分低,只有不到0.5%。排除这部分样本并未改变本文的实证结果。

形式进行,这杜绝了样本中包含地方政府以“零出让金”将土地注入融资平台的情况,从而保证了在实证分析中得到的结果是真实可信的。

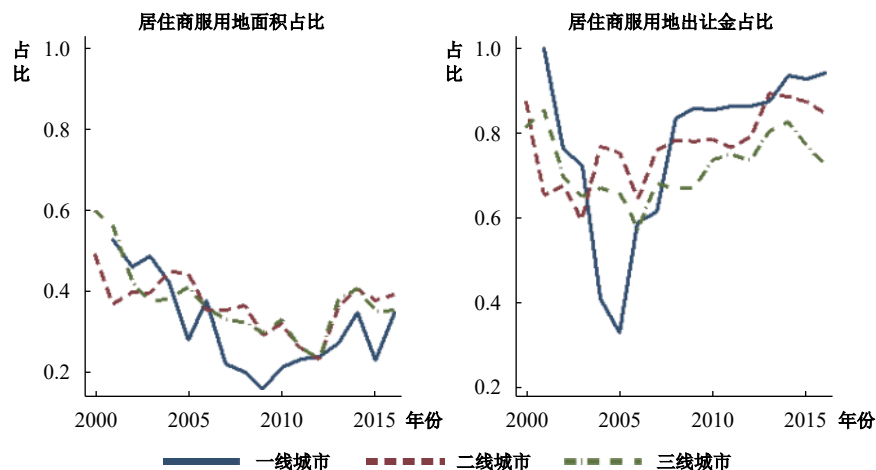


图2 商服、居住用地占比变动情况

最后,我们从发行“城投债”的融资平台公司的债券募集说明书中提取财务信息,最终获得了一个时间跨度从2007年至2017年,包括730家融资平台财务信息的数据库。主要包括融资平台的资产负债表、利润表和现金流量表信息。在实证分析中,通过合并土地出让数据和融资平台财务数据,对研究假设H4-a和H4-b进行检验。此外,我们通过统计年鉴获得了关于城市经济发展、产业结构、金融发展水平、公共品供应和财政状况的宏观变量。

(二)变量描述。为了研究城市融资平台购地占比的周期性,我们构造了3个主要的被解释变量: *LGFV* 相对购地频率 (*freq*), 定义为融资平台商服用地购地次数占当年城市商服用地总成交笔数的比例; *LGFV* 成交额占比 (*share*), 定义为融资平台商服用地购地成交额占当年城市商服用地总成交额的比例; *LGFV* 成交面积占比 (*area_share*), 定义为融资平台商服用地购地面积占当年城市商服用地出让面积的比例。3个变量都定义在城市层面。此外,为了研究融资平台购地资金的来源渠道(研究假设H4-a和H4-b),我们在融资平台层面定义了4个被解释变量: 融资平台债务总额增加的对数值 ($\Delta \ln(Liability)$); 融资平台当年发行“城投债” (*Bond_Issue*); 融资平台接受的地方政府补贴(用营业外收入替代); 政府增资(资本公积增加值)。

解释变量方面,我们首先需要寻找能够衡量房地产市场周期的指标。定义虚拟变量 *recession*, 当全国年度商品房销售面积同比增速为负时,这一虚拟变量取值为1,代表房地产市场处于“调整期”,否则取值为0。基于这种方法,我们将样本期内的2008年、2012年、2014年和2015年定义为全国房地产市场的“调整期”。回顾过去十余年中国房地产市场的发展历程,2008年的调整期主要源于国际金融危机所导致的不确定性,而随后三次调整期均与国家的房地产市场调控政策,尤其是“限购”政策紧密相关。

另外两个关键的解释变量是地方政府的“财政压力”与地方官员的晋升动机。参考已有研究(赵文哲和杨继东,2015),我们将地方政府“财政压力” (*deficit*) 定义为预算内财政收支缺口,即(财政支出-财政收入)/财政收入,^①这一缺口越大,代表地方政府面临的预算内财政压力越大。

^① 本文在定义“财政压力”变量时并未纳入地方政府的转移支付收入,主要基于如下原因:(1)约40%的转移支付收入属于专项转移支付,这些资金基本属于“专款专用”,并不能被用来填补收支缺口;(2)我们目前无法从公开途径获得地级市层面2009年之后的转移收入数据。

为了避免可能产生的“逆向因果”问题,我们在回归分析中使用“财政压力”的滞后值。另外,用在任市委书记的年龄衡量地方官员的“晋升动机”强弱。其背后的逻辑在于,在干部退休制度下,官员年龄就成为影响晋升的重要因素(王贤彬和徐现祥,2010; Yao 和 Zhang, 2015),地方官员年龄越临近本级退休界限时越会产生晋升压力,为此,我们定义了两个虚拟变量: *age55*, 当在任市委书记年龄大于等于 55 岁小于 59 岁时取值为 1; *age59*, 当在任市委书记年龄大于等于 59 岁时取值为 1。^①根据已有研究文献,处于 55—58 岁年龄段的地方官员具有更强的晋升动机,而超过 59 岁后,地方官员晋升的可能性已经变得很小。

我们还在回归分析中控制了一系列的城市特征,包括:城市人口密度、人口增速、人均收入水平、固定资产投资占比、第三产业占比、*FDI* 占比和道路里程等。在回归中加入这些变量能够控制城市的房地产需求状况(人口密度、人口增长和收入水平),城市的固定资产需求,经济结构(第三产业占比和 *FDI* 占比)以及一部分融资平台财务特征,如规模(*size*)、杠杆率(*leverage*)、资产收益率(*ROA*)和流动比率等。

最后,我们对所有变量进行了 1% 的右侧缩尾处理,并且对所有取值为正的水平变量进行了对数化处理。表 1 给出了所有变量的描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变 量	<i>N</i>	均 值	标准差	最小值	最大值
<i>LGFV</i> 购地频率(<i>freq</i>)	3 394	0.040	0.110	0	0.610
<i>LGFV</i> 购地额占比(<i>share</i>)	3 394	0.030	0.080	0	0.430
<i>LGFV</i> 购地面积占比(<i>area_share</i>)	3 394	0.030	0.080	0	0.400
财政压力(<i>deficit ratio</i>)	3 093	1.110	1.300	-0.140	7.070
市委书记年龄 55—58 岁(<i>age55</i>)	3 394	0.250	0.440	0	1
市委书记年龄 59 岁以上(<i>age59</i>)	3 394	0.170	0.370	0	1
融资平台债务总额增加(<i>debt gr</i>)	1 982	11.52	1.520	4.890	14.48
发行城投债(<i>bond issued</i>)	1 501	0.180	0.380	0	1
地方政府补贴	2 346	8.950	2.260	0	12.82
地方政府增资	1 228	8.620	4.600	0	13.76
<i>FDI</i> 占比	2 633	0.002	0.003	0	0.051
固定资产投资占比	2 932	0.650	0.240	0.170	1
家庭可支配收入	2 948	10.48	0.430	8.900	11.30
户籍人口增长率	2 970	0.010	0.040	-0.040	0.300
第三产业占比	3 006	0.370	0.090	0.170	0.650
人均铺装道路面积	2 990	6.830	0.970	4.480	9.240
融资平台资产规模(<i>size</i>)	3 165	13.96	0.890	11.85	16.54
融资平台杠杆率(<i>leverage</i>)	3 079	2.840	10.21	0	58.65
融资平台资产收益率(<i>ROA</i>)	2 930	0.020	0.020	0	0.130
融资平台流动比率	2 791	6.410	7.920	0	55.85

注:表中所有取值为正的水平变量都进行了对数化处理。

(三) 计量模型设定。为了分析购地主体性质(是否是融资平台)对土地交易特征的影响,我们首先建立如下的混合效应(*Pooled*)面板计量模型:

^① 在样本期内,市委书记的平均年龄为 52.8 岁。其中年龄处于 55-58 岁的市委书记的平均比例为 26.4%,而年龄超过(含)59 岁的市委书记的平均比例为 3.28%。

$$Y_{ict} = \alpha + \delta_1 LGFV_{ict} + \sum_{j=1}^n \delta_j control_{ict}^j + c_i + year_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, Y_{ict} 代表位于城市 c 、发生于 t 年的地块 i 的交易结果, 包括地块单价、面积以及地块的区位; $LGFV_{ict}$ 是一个虚拟变量, 当土地买方属于地方政府融资平台公司 ($LGFV$) 时取值为 1, 否则为 0; $control_{ict}^j$ 是一系列的控制变量, 包括地块和交易本身的详细特征, 如土地用途、出让类型、使用权年限及出让方式。 c_i 代表城市虚拟变量, $year_t$ 代表年份虚拟变量, ε_{ict} 代表残差项。

接下来, 为了分析融资平台与地方政府财政压力和经济周期之间的相互关系, 我们借鉴 Aghion 等 (2012) 建立了如下两个固定效应面板计量模型, 这是本文主要的实证模型:

$$(LGFV/Total)_it = \beta_0 + \beta_1 recession_t + \sum_{j=1}^n \delta_j control_{it}^j + c_i + trend_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$(LGFV/Total)_it = \beta_0 + \beta_1 recession_t + \beta_2 deficit_{it-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j control_{it}^j + c_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $(LGFV/Total)_it$ 代表融资平台在城市 i 第 t 年的土地市场中所占的相对份额, 包括交易次数、交易额和土地面积等。 $recession_t$ 是虚拟变量, 代表当年全国房地产市场处于“调整周期”, 本文将全国房地产销售面积同比减少的 2008 年, 2012 年, 2014 年和 2015 年定义为“调整期”。模型 (3) 中的变量 $deficit_{it-1}$ 衡量地方政府“预算内”财政收支缺口; $control_{it}^j$ 代表城市层面的控制变量; c_i 代表城市固定效应; $year_t$ 代表年份固定效应; ε_{it} 代表残差。注意的是, 模型 (2) 房地产市场“调整期”的虚拟变量可能与年份固定效应存在共线性, 为保证模型的“可识别性”, 没有加入年份固定效应, 而是控制了年份趋势项 $trend_t$ 和趋势项的平方。^①

最后, 为了对融资平台购地资金来源的潜在渠道进行检验, 本文构建了如下两个计量模型。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 trans_vol_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_j control_{it}^j + c_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Issued_t = \beta_0 + \beta_1 trans_vol_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_j control_{it}^j + c_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

模型 (4) 中的被解释变量 (y_{it}) 是融资平台的负债增加值和营业外收入, 主要的解释变量是融资平台购地成交额 ($trans_vol$) 和成交面积 ($trans_area$) 的滞后项。此外我们还控制了融资平台层面的财务数据, 包括平台级别、资产规模 ($size$)、杠杆率 ($leverage$) 和流动比率以及城市层面的宏观变量。最后, 回归中控制了融资平台的个体固定效应和年份固定效应。模型 (5) 采用的解释变量和控制变量与模型 (4) 类似, 区别在于被解释变量 ($Issued_t$) 是融资平台在 t 年发行“城投债”的虚拟变量, 因此我们使用 $logit$ 模型估计其系数。

四、实证结果

(一) 地块特征对土地交易的影响。首先, 关注购地主体性质对土地交易特征的影响, 模型 (2) 的回归结果报告在表 2 中, 我们最关心的解释变量是关于购地主体性质的虚拟变量 $LGFV$ 。表 2 第 1 列对应的被解释变量是全样本下的单位成交地价, 可以发现, 融资平台购地支付的平均地价明显低于其他开发商, 然而这一回归结果是有问题的, 因为没有考虑政府无偿划拨土地的情况。

^① 类似的模型设定可参见余靖雯等 (2015) 的方程 (9)。

我们在第 2 列中将地块样本限定为“招拍挂”出让的商服、住宅用地, 回归结果表明, 在我们最关心的那部分土地交易中, 融资平台并未以显著较低的价格拿地(Deng 等, 2015)。这一结果证明我们在样本描述部分所采用的样本筛选方法是合理的。

表 2 地块特征

	(1)单位地价	(2)单位地价	(3)地块面积	(4)夜间灯光亮度
融资平台购地	-0.329*** (0.097)	0.063 (0.06)	0.401*** (0.051)	2.523*** (0.812)
灯光亮度	0.018*** (0.002)	0.025*** (0.001)		
地块面积	0.158*** (0.031)	-0.108*** (0.015)		
地块特征	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES
N	154 958	80 819	142 271	127 878
adj. R ²	0.305	0.495	0.289	0.428

注: 列(1)对应的是样本中所有类型的土地交易, 列(2)至列(4)对应的是以竞争性方式(招标、挂牌、拍卖)出让的商业、住宅用地。所有回归采用的是城市聚类稳健型标准差(city-cluster robust standard error)。***、**和*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 下表统同。

表 2 列(1)、列(2)还报告了我们最关心的两个土地特征对地块单价的影响, 即交易地块的夜间灯光亮度^①以及地块的面积, 从回归结果中可以看出, 位置越好的地块单价越高, 而在竞争性的商服、住宅地块交易中, 面积较大地块的单价相对较低, 这可能反映了如下的事实: 距离城市中心区越近, 可供出让的土地面积越少。在列(3)和列(4)中, 我们分别将夜间灯光强度和地块面积作为被解释变量, 可以发现, 融资平台虚拟变量符号显著为正, 这似乎表明融资平台更倾向于购买那些面积更大、区位更好的地块。其他没有显示的控制变量符号都符合预期。

(二)融资平台的购地周期性。这里将关注的重点转移到城市层面, 利用所构建的城市面板模型, 对本文的一系列研究假设进行检验。如果假设 H1 成立, 那么融资平台参与土地市场的份额应当呈现显著的“逆周期性”, 也就是当房地产市场增速放缓时, 相对份额增加。在模型中这体现为模型(2)系数 β_1 显著为正。表 3 中报告了计量模型(2)的估计结果, 被解释变量分别选取了融资平台购地的相对频率(列(1)—列(3))、占总成交额之比(列(4)—列(6))和占总成交面积之比(列(7)—列(9))。估计结果显著地支持了研究假设 H1, 所有回归模型设定中, 我们关心的虚拟变量 recession 系数均显著为正, 并且当被解释变量为相对频率(freq)和相对成交额(vol_share)时, 回归系数的显著性水平在 1% 左右, 这显示出融资平台购地行为强烈的“逆周期”特性。需要注意的是, 上述城市层面上的融资平台购地比例在左侧($y = 0$)存在“数据截断”(truncated)的情况, 为了保证系数估计结果是一致的, 我们采用 Honoré(1992)提出的一种半参数估计方法, 这种方法使得我们能在面板固定效应下估计 Tobit 模型, 其估计结果报告在表 3 的列(3)、列(6)和列(9)中, 回归结果与采用 OLS 模型的估计结果十分接近, 这显示了回归结果的稳健性。控制变量方面, 城市人口增速(pop_growth)增加会降低融资平台购地的“逆周期性”, 而城市基础设施建设水平(log_road)对被解释变量具有正向影响。

① 我们用这个变量度量地块的区位优势。

表3 融资平台购地周期性

被解释变量	LGFV 相对频率(freq)			LGFV 成交额占比(vol_share)			LGFV 成交面积占比(area_share)		
	(1)OLS	(2)OLS	(3)Tobit	(4)OLS	(5)OLS	(6)Tobit	(7)OLS	(8)OLS	(9)Tobit
<i>recession</i>	0.012*** (0.004)	0.022*** (0.007)	0.323*** (0.092)	0.011*** (0.004)	0.016*** (0.005)	0.098** (0.040)	0.007* (0.004)	0.011** (0.005)	0.047* (0.024)
<i>fditogdp</i>		0.0009 (0.0006)	0.00827 (0.005)		0.0002 (0.0002)	0.00190 (0.001)		0.0003 (0.0002)	0.00164 (0.001)
<i>lag_fixtogdp</i>		-0.023 (0.022)	0.276 (0.395)		-0.0122 (0.011)	-0.0640 (0.069)		-0.0156 (0.011)	-0.0617 (0.055)
<i>log_inc</i>		-0.011 (0.018)	-0.064 (0.447)		-0.007 (0.019)	0.027 (0.180)		-0.024 (0.018)	-0.103 (0.145)
<i>pop_growth</i>		-0.023 (0.014)	-0.047 (0.156)		-0.011* (0.006)	-0.098** (0.040)		-0.014* (0.007)	-0.098** (0.048)
<i>third_industry</i>		0.105 (0.089)	1.269 (1.143)		0.053 (0.072)	0.792 (0.658)		0.074 (0.069)	0.660 (0.411)
<i>log_road</i>		0.005 (0.016)	0.303 (0.310)		0.033** (0.014)	0.147** (0.070)		0.025** (0.011)	0.111** (0.052)
<i>Constant</i>	0.027*** (0.003)	0.060 (0.230)		0.013*** (0.002)	-0.147 (0.187)		0.015*** (0.002)	0.065 (0.184)	
<i>N</i>	2 389	2 184	2 184	2 389	2 184	2 184	2 389	2 184	2 184
<i>adj. R²</i>	0.063	0.079		0.021	0.031		0.019	0.033	
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间趋势平方	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：列(3)、列(6)和列(9)采用的是 Honoré(1992)的非参数固定效应估计方法，其余采用的是 OLS 估计。

下面，我们利用城市间在财政压力和官员特征等方面的横截面变异(Cross-sectional Variation)来对理论假设 H2 和 H3 进行检验。我们通过计量模型(3)对理论假设 H2 进行实证检验，其中最关心的是虚拟变量 *recession* 与地方政府预算内财政压力 *deficit* 的交乘项系数 β_1 。^① 为了避免存在反向因果，我们在回归中采用的是一阶滞后项 *deficit*_{t-1}。表 4 列(1)–列(3)报告了回归模型(3)的估计结果，在我们感兴趣的 3 个交乘项中，有 2 个估计系数(β_1)在 5% 的水平上显著为正，这表明在房地产市场的“调整期”，那些收入来源匮乏、财政压力较大的城市更倾向于通过融资平台间接地获得土地收入，基本上支持了理论假设 H2。

表 4 财政压力、晋升动机与融资平台购地周期性

被解释变量	<i>freq</i>	<i>vol_share</i>	<i>area_share</i>	<i>freq</i>	<i>vol_share</i>	<i>area_share</i>
	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)OLS	(6)OLS
<i>recession</i> × <i>deficit</i> _{t-1}	-0.002 (0.004)	0.006** (0.003)	0.005** (0.002)			
<i>recession</i> × <i>age</i> 55				0.016* (0.009)	0.010 (0.007)	0.019*** (0.007)
<i>recession</i> × <i>age</i> 59				-0.013 (0.012)	-0.004 (0.018)	-0.015 (0.011)

① 二者的相关系数为 0.0164。

续表 4 财政压力、晋升动机与融资平台购地周期性

被解释变量	<i>freq</i>	<i>vol_share</i>	<i>area_share</i>	<i>freq</i>	<i>vol_share</i>	<i>area_share</i>
	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)OLS	(6)OLS
<i>deficit</i> _{<i>t-1</i>}	-0.013*** (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.005* (0.003)			
<i>age55</i>				-0.013** (0.006)	-0.007* (0.004)	-0.008* (0.005)
<i>age59</i>				-0.005 (0.014)	-0.018* (0.010)	-0.013 (0.012)
<i>N</i>	2 289	2 289	2 289	2 295	2 295	2 295
<i>adj. R</i> ²	0.165	0.059	0.074	0.163	0.062	0.076
城市数量	270	270	270	270	270	270
城市特征	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: 表中列(1)–列(6)采用 OLS 方法估计。

(三)财政压力、晋升动机与融资平台购地周期性。与财政压力类似, 地方政府官员的晋升动机也可能对融资平台购地的“周期性”产生影响。在检验理论假设 H3 时, 我们用市委书记的年龄衡量其晋升动机, 我们将模型(3)中的 *deficit* 替换为 *age55* 和 *age59*,^① 得到表 4 列(4)–列(6)的估计结果。可以发现, 3 个交乘项系数^②中的 2 个显著为正, 显示那些具有较高晋升动机(55–58 岁)年龄组的官员更倾向于在房地产市场“调整期”通过融资平台购地方式获得土地收入, 从而表现出更强的“逆周期性”。相反, 那些晋升机会较低(大于等于 59 岁)的地方官员所在城市没有表现出类似的周期性特征。上述结果支持了假设 H3 的结论。

在实证研究中, 我们必须考虑解释变量可能存在的内生性问题。首先, 本文定义的是全国意义上的房地产周期, 其驱动力量是宏观经济冲击(国际金融危机)和全国范围内的房地产调控政策(如两次“限购令”)。地方政府没有能力左右市场周期的整体运行趋势。其次, 地方政府的预算内财政收支具有明确的范围, 其“财政压力”(预算内财政缺口)在相当长的时间内保持稳定, 我们比较了金融危机前后地方政府的财政压力, 发现二者保持了相当稳定的关系(相关系数近 0.85)。^③ 为了进一步避免潜在的“反向因果”问题, 我们在回归分析中采用财政压力的一期滞后值。

(四)融资平台购地的融资渠道。我们利用融资平台的微观数据对融资平台购地的资金来源渠道进行实证检验。本文的研究假设中提出了两种可能的渠道: 通过后期融资平台自身对外负债为购买土地融资(假设 H4-a)或通过地方政府的财政补贴和(进一步)注入资产补充购买土地的资金(假设 H4-b)。表 5 报告了模型(4)的估计结果, 其中列(1)–列(4)的被解释变量是融资平台(对数)负债总额增加($\Delta \ln(Liability)$)。滞后的融资平台购地总额和购地面积都对负债总额增量具有显著的正向影响: 购地总额和购地面积上升 1 个标准差可以导致(2 年后)融资平台负债

① 在样本期内, 市委书记的平均年龄为 52.8 岁。其中年龄处于 55–58 岁的市委书记的平均比例为 26.4%, 而年龄超过(含)59 岁的市委书记的平均比例为 3.28%。

② *recession* 与 *age55* 和 *age59* 的相关系数分别是 0.1 和 0.018。

③ 感兴趣的读者可以向作者索取上述结果。

总额分别上升 0.089 和 0.128 个标准差。列(5)–列(8)报告了 *Logit* 模型的估计结果, 融资平台购地额的增加显著地提高了其在随后一年发行“城投债”的概率, 这体现为 $t-1$ 期融资平台购地额系数在 5% 水平上显著为正。表 5 的结果支持了假设 H4-a。

表 5 融资平台购地与负债增加

被解释变量	负债总额增加额($\Delta \ln Liability_t$)				当年发行“城投债”(Bond_Issue=1)			
	(1)OLS	(2)OLS	(3)OLS	(4)OLS	(5)Logit	(6)Logit	(7)Logit	(8)Logit
购地额($t-1$ 年)	0.020 (0.015)				0.046** (0.019)			
购地额($t-2$ 年)		0.038** (0.017)				-0.018 (0.020)		
购地面积($t-1$ 年)			0.020 (0.026)				0.028 (0.050)	
购地面积($t-2$ 年)				0.109** (0.042)				0.047 (0.053)
Constant	2.102 (12.82)	8.492 (14.05)	-6.025 (7.705)	-1.770 (8.372)				
<i>N</i>	1 324	1 267	1 340	1 282	1 230	1 230	1 230	1 230
R^2	0.160	0.154	0.190	0.199				
对数似然值					-353.1	-355.5	-355.8	-355.5
平台公司数量	481	475	487	481	243	243	243	243
城市特征	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
平台公司特征	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: 列(1)–列(4)采用城市聚类稳健型标准差; 列(5)–列(8)采用 *Bootstrap* 方法估计标准差。

为了检验假设 H4-b, 我们将模型(5)中的被解释变量替换为融资平台所接受的政府补贴。由于融资平台在债券募集说明书和评级报告中往往选择不报告政府补贴数额, 因此选择营业外收入作为政府补贴的代理变量,^①这将有效地增加估计的样本量。在控制平台、城市特征和固定效应的条件下, 所有回归系数均不显著。^②这表明, 融资平台在观测期前的商服用地购地额和面积对其所接受的地方政府补贴并没有显著影响。这一结果没有支持假设 H4-b。因此, 我们可以得到结论, 融资平台是通过自身负债的形式为其购地行为进行外部融资, 而这将加剧地方政府的隐性债务问题。

五、异质性分析与稳健性检验

基准回归中没有控制年份固定效应, 而是控制了年份趋势。为了保证估计结果不是由未被观测的冲击所造成的, 我们进行如下的“安慰剂”检验: 在 2007–2017 年的样本期内, 随机选出 4 年替换计量模型(2)中的 *recession* 虚拟变量, 重新估计模型(2)后保存估计值。其中, 我们保证随机选取的年份不同于上文中实际定义的“调整期”年份(2008 年、2012 年、2014 年和 2015 年)。图 3 绘制出了模拟 500 次后估计系数的分布, 正态分布曲线以及原始系数的估计结果(右侧垂

① 实践中, 大部分融资平台通常的会计处理方式是将政府补贴收入计入营业外收入。在能够同时观测到补贴收入和营业外收入的情况下, 补贴收入平均占营业外收入之比为 83.6%。

② 为了节省篇幅, 我们在正文中没有报告这一模型的估计结果, 感兴趣的读者可向作者索取。

线)。^①通过观察系数的分布可以发现,所有安慰剂估计的均值并未显著异于0,并且真实估计系数值(右侧垂直线)完全处于“安慰剂”估计系数分布之外。这一结果支持了正文中识别策略的可信性。

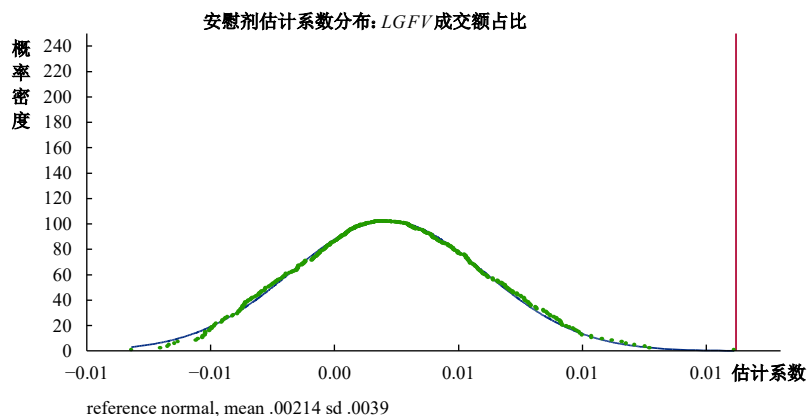


图3 “安慰剂”估计系数分布

注:图中散点代表随机指定“调整期”虚拟变量后进行的“安慰剂”估计获得的估计系数;曲线代表正态分布;右侧垂直线代表表3列(5)的估计结果(0.0162)。

为了考察区域间的异质性,我们将城市样本划分为西部地区、东部地区和中部地区三个子样本,^②并重新对计量模型(2)和(3)进行估计,^③结果报告在表6中。通过与第四部分中表3和表4的对比可以发现,对于东部地区城市而言,其融资平台购地占比的“逆周期性”相对较弱,这体现为模型(2)估计系数出现了较低的显著性水平,以及列(4)、列(6)交乘项 $recession_t \times deficit_{t-1}$ 系数不显著(但仍为正)。西部地区模型(2)的估计结果与表3类似,但列(4)和列(6)结果同样不显著,而中部地区分样本估计结果与表3和表4保持一致。这是符合逻辑的,由于东部地区经济发展水平较高,政府财政状况更为健康,所以通过“融资平台购地”方式“反哺”预算内财政的动机较弱,其表现出的“逆周期性”也相对较弱,或者不明显。

表6 稳健性检验:分地区回归

被解释变量	LGFV 相对频率(freq)		LGFV 成交额占比(vol_share)		LGFV 成交面积占比(area_share)	
	(1)模型 2	(2)模型 3	(3)模型 2	(4)模型 3	(5)模型 2	(6)模型 3
西部地区						
$recession_t$	0.042***(0.013)		0.022**(0.010)		0.025**(0.010)	
$recession_t \times deficit_{t-1}$		0.010**(0.005)		0.003(0.003)		0.004(0.003)
N	437	437	437	405	405	405
东部地区						
$recession_t$	0.024**(0.011)		0.016*(0.009)		0.004(0.008)	
$recession_t \times deficit_{t-1}$		0.045**(0.020)		0.005(0.013)		0.007(0.007)
N	901	901	901	819	819	819

^① 为了节省篇幅,我们只报告了解释变量为“LGFV 成交额占比(vol_share)”时的系数。其余情况下的系数分布与图3相似,感兴趣的读者可向作者索取结果。

^② 其中东部地区包括北京市、天津市、上海市、辽宁省、河北省、山东省、江苏省、浙江省、福建省、广东省;中部地区包括山西省、河南省、安徽省、江西省、湖北省、湖南省、广西壮族自治区、吉林省、黑龙江省。

^③ 为节省篇幅,我们没有报告城市控制变量的系数。

续表 6 稳健性检验：分地区回归

被解释变量	LGFV 相对频率(freq)		LGFV 成交额占比(vol_share)		LGFV 成交面积占比(area_share)	
	(1)模型 2	(2)模型 3	(3)模型 2	(4)模型 3	(5)模型 2	(6)模型 3
中部地区						
$recession_t$	0.017***(0.006)		0.016**(0.007)		0.015**(0.007)	
$recession_t \times deficit_{t-1}$		0.011**(0.005)		0.011***(0.004)		0.007**(0.003)
N	957	957	957	868	868	868
城市特征	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份趋势平方	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：同表 4。

六、结 论

近年来,地方政府的“高负债”问题日益引起各界的关注。本文提出并检验了在房地产市场“调整期”,地方政府“借道”融资平台获得土地出让金,“反哺”预算收入的机制。实证分析中我们发现,中国城市的政府融资平台购买住宅和商服用地占比具有显著的“逆周期性”。进一步的分析表明,对于那些“财政压力”较大、地方官员晋升动机较高的城市,这一“逆周期性”表现得更加明显。且融资平台购地的资金主要来源于平台债务的增加,而非地方政府后期的补贴,这可能会进一步增加地方政府隐性债务。同时,上述“逆周期性”主要来自于中西部地区和三、四线城市。

尽管上述机制能够在一定程度上平滑地方政府支出波动,但其所带来的一系列隐患也不容忽视。首先,这一机制将地方政府与房地产和土地市场更加紧密地“捆绑”起来,使地方政府难以有效承担房地产调控的“主体责任”。其次,地方政府在房地产市场“衰退期”利用融资平台获得土地出让收入的行为将会导致平台债务的不断积累,从而可能会引发更大的地方隐性债务风险,也给中央政府对地方政府债务的监管增加了困难。

实际上,“融资平台购地”现象折射出来的是地方政府财政的制度性困局,尽管中央政府已经出台了一系列的改革措施,但这些措施往往是“治标之策”。我们认为,当务之急是要解决地方政府财权与事权不匹配及过度依赖“土地财政”这两个根本性问题,第一,中央政府要加速推动房产税改革,同时发展和完善地方政府债券市场,为地方政府创造更加可持续和更加透明的财政收入来源。第二,在分税制改革推出 20 多年之后,我们有必要重新理顺地方政府的财权与事权的分配,改革过度依赖“经济增长指标”的官员晋升体制,从而抑制地方政府通过融资平台过度融资的冲动。最终实现化解系统性风险,促进经济实现高质量增长的目标。

* 本课题受到首都经济贸易大学新入职青年教师科研启动基金项目资助。

主要参考文献:

- [1]李扬,张晓晶,常欣,等.中国主权资产负债表及其风险评估(上)[J].经济研究,2012,(6):4-19.
- [2]李扬,张晓晶,常欣,等.中国主权资产负债表及其风险评估(下)[J].经济研究,2012,(7):4-21.
- [3]吕冰洋,聂辉华.弹性分成:分税制的契约与影响[J].经济理论与经济管理,2014,(7):43-50.
- [4]陶然,袁飞,曹广忠.区域竞争、土地出让与地方财政效应:基于 1999-2003 年中国地级城市面板数据的分析[J].世界经济,2007,(10):15-27.
- [5]王贤彬,徐现祥.地方官员晋升竞争与经济增长[J].经济科学,2010,(6):42-58.
- [6]弋代春,樊纲治.地方政府融资平台的土地市场参与研究[J].宏观经济研究,2015,(10):151-159.

- [7]余靖雯,肖洁,龚六堂. 政治周期与地方政府土地出让行为[J]. 经济研究, 2015, (2): 88–102, 144.
- [8]张莉,年永威,刘京军. 土地市场波动与地方债——以城投债为例[J]. 经济学(季刊), 2018, (3): 1103–1126.
- [9]张智威. 财政收入滑坡样本[Z]. 财经网, 2015-02-02.
- [10]赵文哲,杨继东. 地方政府财政缺口与土地出让方式——基于地方政府与国有企业互利行为的解释[J]. 管理世界, 2015, (4): 11–24.
- [11]郑思齐,孙伟增,吴璟,等. “以地生财,以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究[J]. 经济研究, 2014, (8): 14–27.
- [12]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7): 36–50.
- [13]Aghion P, Askenazy P, Berman N, et al. Credit constraints and the cyclicity of R&D investment: Evidence from France[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10(5): 1001–1024.
- [14]Ambrose B W, Deng Y H, Wu J. Understanding the risk of China’s local government debts and its linkage with property markets[R]. IRES Working Paper, 2015.
- [15]Cai H B, Henderson J V, Zhang Q H. China’s land market auctions: Evidence of corruption[J]. *The RAND Journal of Economics*, 2013, 44(3): 488–521.
- [16]Deng Y H, Morck R, Wu J, et al. China’s pseudo-monetary policy[J]. *Review of Finance*, 2015, 19(1): 55–93.
- [17]Honoré B E. Trimmed lad and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects[J]. *Econometrica*, 1992, 60(3): 533–565.
- [18]Jia R X, Kudamatsu M, Seim D. Political selection in China: The complementary roles of connections and performance[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2015, 13(4): 631–668.
- [19]Kou C W, Tsai W H. “Sprinting with small steps” towards promotion: Solutions for the age dilemma in the CCP cadre appointment system[J]. *The China Journal*, 2014, 71: 153–171.
- [20]Lu Y Q, Sun T. Local government financing platforms in China: A fortune or misfortune?[R]. IMF Working Paper No. 13/243, 2013.
- [21]Pan J N, Huang J T, Chiang T F. Empirical study of the local government deficit, land finance and real estate markets in China[J]. *China Economic Review*, 2015, 32: 57–67.
- [22]Shih V, Adolph C, Liu M X. Getting ahead in the communist party: Explaining the advancement of central committee members in China[J]. *American Political Science Review*, 2012, 106(1): 166–187.
- [23]Wu G L, Feng Q, Li P. Does local governments’ budget deficit push up housing prices in China?[J]. *China Economic Review*, 2015, 35: 183–196.
- [24]Yao Y, Zhang M Y. Subnational leaders and economic growth: Evidence from Chinese cities[J]. *Journal of Economic Growth*, 2015, 20(4): 405–436.

Real Estate Cycle, Local Government Fiscal Pressure and LGFVs’ Land Purchasing

Zhang Lu¹, Gong Gang²

(1. School of Finance, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

2. Financial Research Institute, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming 650221, China)

Summary: Since the reform of the “tax-sharing system” in 1994, the problem of “unbalanced fiscal revenue and expenditure” of local governments has increasingly become a hot topic of concern to many observ-

ers. This is mainly reflected in the lack of budgetary fiscal revenue caused by the mismatch between financial power and responsibility. On the other hand, under the long-term promotion mechanism based on local GDP growth, local officials have continued enthusiasm for “investment attraction” and fixed asset investment. In the context of the central government’s “four-trillion” fiscal stimulus plan in 2008, a large number of local government financing vehicles (LGFVs hence after) have sprung up, and funds have been obtained through bank loans and “Municipal Investment bonds” to support infrastructure construction and stimulate local economic growth. The disorderly expansion of the financing vehicle business also inevitably accumulates a large amount of debt, which makes local governments face the pressure of debt repayment either explicitly or implicitly.

Faced with “budgetary pressures within the budget” and “debt pressures” outside the budget, local governments have increasingly relied on land sales for more than a decade. Land transfer income can not only supplement the local fiscal gap, but also become the most credible source of debt service income for local governments. In addition, land assets are the most important financing collateral for financing vehicles. Land income and land assets have become the most important means for Chinese local governments to make up for fiscal pressure and maintain local debt.

However, the income from local government land sales is not always stable, but is often affected by shocks from the housing demand side. In order to “cool down” the long-term “overheated” real estate market, the central government announced more than 30 national real estate regulation and control policies between 2003 and 2016. The most typical example is the two waves of “Purchase Restriction” during 2010 and 2013. These regulatory policies have caused short-term negative impacts on the real estate market and the land market, and have significantly reduced the land sales revenue of local governments. Faced with this situation, local governments with greater financial pressure will strive to find other ways to increase land sales income.

Under the above background, this article hopes to answer the following important economic question: What measures will local governments that rely on “land finance” take to smooth out fluctuations in fiscal revenue in the face of adverse real estate market shocks? Under the guidance of this goal, this article identifies and analyzes a potentially important mechanism: Chinese local governments use LGFVs to obtain land transfer fees and “feed back” budgetary fiscal revenue. Using micro data from land transfer and LGFVs, we find that the proportion of land purchased by LGFVs in Chinese cities for goods and services has a significant “reverse cycle”, that is, the proportion of transaction volume (area) during the real estate market adjustment period has increased significantly. Further analysis shows that for cities with greater “financial pressure” and higher incentives for local officials to promote, this “countercyclicality” is more intense. Secondly, the funds for land acquisition by LGFVs mainly come from the increase of debt, instead of the subsidies of local governments in the later period, which may further increase local hidden debt. Finally, the above “countercyclicality” mainly comes from the central and western regions and the small cities. The findings of this article are of great significance for the in-depth understanding of the operation mechanism of the “land finance” of local governments and the interactive relationship between “fiscal pressure” within the budget of local governments and “hidden debt” outside the budget.

Key words: local governments; fiscal pressure; land finance; financing vehicles; land market

(责任编辑 石头)