

土地财政背景下的行政干预及其经济波动效应

赵倩 沈坤荣

内容提要:土地财政与大规模快速城市化相伴而生。土地财政给中国经济带来增长活力,但也产生资产泡沫化等负面影响。中央政府与地方政府的目标函数不同,因此围绕土地财政展开多次博弈。由于市场化调控手段不足,中央政府不得已运用行政干预手段,在短期内有效稳定了房地产市场,但也引起经济的异常波动。本文对土地财政与行政干预的经济波动效应进行机理分析,利用2008—2016年98个大中城市的面板数据进行实证分析。研究结果显示:第一,地方政府的土地财政和中央政府的行政干预都会加剧经济波动;第二,行政干预在短期内抑制了土地财政的波动效应;第三,投资波动是土地财政和行政干预影响宏观经济波动的传导路径。

关键词:土地财政 行政干预 经济波动

中图分类号: F123.1

文献标识码: A

文章编号: 1000-7636(2018)09-0102-12

一、问题提出

土地财政是制度创新的产物。1987年深圳经济特区率先效仿香港的土地批租制度进行融资。1994年分税制改革后,地方政府承担了与财权不匹配的事权,地方建设资金出现缺口。为了赢得地方对分税制改革的支持,中央将原本上缴的土地出让收入留给地方,土地财政初步形成^[1]。1998年住房制度改革后,房地产市场兴起,土地资源的价值被重估。2005年,“招、拍、挂”在商业和住宅用地市场全面实施,至此土地财政的制度安排基本成型。2010—2016年,土地出让收入占地方财政收入比重最高达69%,土地出让收入与土地相关税收占地方财政收入比重最高达83%^①,土地财政对地方政府的影响力还会持续很长时间。

土地财政的存在有其合理性,但也给经济增长埋下隐患。在特定时期土地出让收入为城市基础设施的超常规发展做出了主要贡献^[2],但土地财政自身的缺陷也会对经济增长的可持续性构成负面影响。第一,土地财政是房价上涨的根本原因^[3],由土地财政推动的高房价加快社会财富的再分配过程,加剧两极分化,经济存在“脱实向虚”风险。第二,土地财政激发地方政府的过度投资行为,导致基础设施投资回报率快速下降。第三,地方政府倾向于建设开发区、工业园区,并利用工业用地优惠政策招商引资,促使企业过度投

收稿日期: 2018-06-27

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“我国经济增长潜力和动力研究”(14ZDA023)

作者简介: 赵倩 南京大学经济学院博士研究生,通讯作者,南京 210093;

沈坤荣 南京大学商学院教授、博士生导师,教育部长江学者特聘教授。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

① 数据来源: 作者根据国家统计局、财政部公布数据计算得到。土地相关税种包括土地增值税、城镇土地使用税、房产税、契税。

资、加快制造业产能过剩^[4]。

此外,“中国式”分权加剧了宏观经济波动。中国的宏观调控手段融合了市场化措施和行政干预^[5],早期研究已证实地方政府的投资冲动引致的行政干预问题会加剧宏观经济波动,如果预期到中央政府将实施紧缩性调控政策,地方政府会进行最后一波刺激,从而减弱了宏观调控政策的作用。鉴于此,中央不得已实施新一轮干预政策,进而引发宏观经济波动^[6]。此外,地方政府的违规行为也会引起经济波动,而违规的诱发因素是财政分权背景下的税基竞争以及宏观调控失效^[7-8]。在经济繁荣期,地方政府倾向于继续实施顺周期财政政策,导致经济波动加剧^[9]。以房地产市场调控为例,如果预测到中央即将调控房地产市场,地方政府会相机而动维持高房价,使宏观调控难以达到既定目标^[10]。

近年来,房价飞涨引起全社会的高度关注,土地财政也逐渐进入公众视野,但是,针对土地财政背景下的行政干预及其宏观经济波动效应的研究明显不足。为此,本文对土地财政与行政干预的经济波动效应进行机理分析和实证检验,试图从土地财政、行政干预的视角完善经济波动研究领域的相关研究。

二、机理分析

地方政府行为是导致中国宏观经济波动的主要冲击之一。李猛和沈坤荣(2010)根据“条条块块”的方法划分中国宏观经济波动的冲击来源,结果显示30%左右的经济波动源于短期化行为诱发的地方政府冲击^[11]。范子英(2015)发现,2008年金融危机爆发后,中央对地方融资平台管制的放松刺激了地方政府的投资行为,诱发宏观经济波动^[12]。此外,晋升激励和财政激励也会引发地方政府的投资冲动^[13]。在地方政府的主导下,土地生产要素功能异化为土地财政和土地金融,经济波动会影响土地财政的大小,土地财政的波动性也会加剧宏观经济波动^[14]。吕炜和高帅雄(2016)将政府对土地市场的作用引入传统DSGE模型中,研究发现高房价降低了居民的消费能力,而资产价格泡沫的破灭会使实体经济恶化、经济波动加剧^[15]。

在土地私有制国家,土地金融主要表现为企业以土地资产进行抵押担保融资,土地抵押品公允价值波动是房地产价格影响投资波动的重要渠道^[16]。当房价下跌时,土地价格下滑,土地抵押品公允价值降低,企业的金融约束迅速收紧,企业的投资行为和产出都会受到严重影响^[17]。刘铮等(Liu et al., 2013)在传统DSGE模型的基础上添加土地抵押品和土地价格冲击,研究表明土地价格和企业投资是土地市场作用于宏观经济波动的重要渠道^[18]。而在中国,土地金融主要表现为地方政府以土地资产进行抵押担保融资。2007年起土地金融成为地方融资平台的主要融资工具,土地出让收入成为地方政府的重要偿债来源^[19],因此地方政府存在提高土地出让收入、减轻地方债务负担的激励。土地出让收入由土地出让规模和平均地价决定,由于土地供给缺乏弹性,抬高地价是增加土地出让收入、提高土地储备公允价值的主要方式。地价与房价存在较强的关联性,土地财政和土地金融造成地价与房价的循环上涨。此外,土地金融致使地方政府在短期内积累大量债务,而高负债会对经济运行产生负反馈^[20],可能引发系统性金融风险。

强有力的行政干预在短期内降低了土地财政对地方政府的投资激励,但中央与地方就房地产市场的博弈加剧了宏观经济波动。改革开放以来,中央与地方之间的博弈走走停停,双方的相互妥协在一定程度上为中国的现代化进程做出了重大贡献^[21]。地方政府期望通过抬高房价增加土地财政收入、提高土地储备公允价值,为本地经济建设提供财力支持。与地方政府相比,中央的宏观调控目标更加多元化,宏观调控手段呈现多样性^[22]。为了推动实体经济复苏,需要采用积极的财政政策和适度宽松的货币政策,但宏观调控可能会适得其反,大量资金流向金融市场和房地产行业。为了稳定房地产市场,中央不得已实施行政干预,从

2010年“4·17”房产新政——“国十条”开始多次发布“限购令”^①,强有力的问责机制迫使地方政府快速出台限购、限贷细则^②。行政干预的贯彻落实使得房地产市场降温、地方政府的土地出让收入缩水,在短期内起到了抑制经济过热的作用。但是,由于地方政府存在理性预期,在中央采取严厉的房地产调控举措前,地方政府倾向于进行“最后的冲刺”以变相获取更多土地出让收入,进一步扩大城市基础设施、工业园区建设的投资,并通过土地金融形成大规模地方债务,最终导致城市基础设施的过度供给和进驻工业园区企业的过度投资,造成宏观经济的异常波动,具体机理如图1所示。

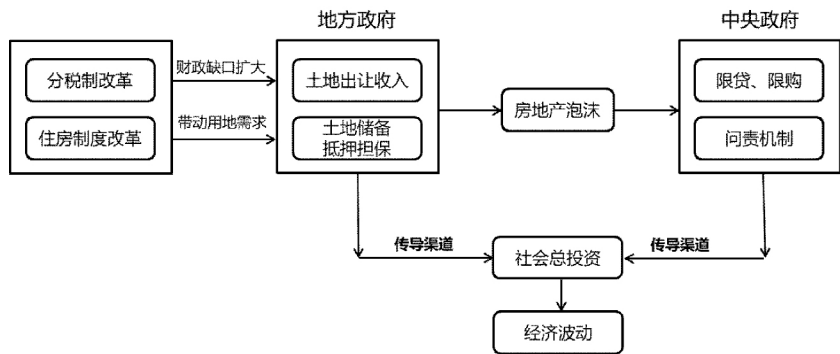


图1 土地财政、行政干预与经济波动的机理分析

三、研究设计

(一) 模型设定

本文考察的是98个大中城市的土地财政、行政干预及其经济波动效应,在实证研究中需要采用面板数据模型。固定效应模型可控制地区固定效应与时间固定效应,有效缓解遗漏变量偏差问题,为此本文使用固定效应模型。考虑到被解释变量与解释变量之间的双向因果关系会产生内生性问题,本文将被解释变量的滞后两期作为解释变量。基于机理分析,本文提出假设1—假设3。

假设1:地方政府的土地财政和中央政府的行政干预都会加剧经济波动。

根据假设1构建基本模型(1):

$$gdp_{i,t} = \delta + \rho_1 gdp_{i,t-1} + \rho_2 gdp_{i,t-2} + \beta_1 land_revenue_{i,t} + \beta_2 restrict_{i,t} + \varphi_n X_{i,t}^n + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中,下标*i*和*t*分别表示第*i*个城市和第*t*年, μ 为不可观测的地区固定效应, ε 为独立同分布的随机误差项。*gdp*为被解释变量,表示国内生产总值;*land_revenue*和*restrict*是主要的解释变量,*land_revenue*表示土地出让收入,虚拟变量*restrict*表示行政干预。为了缓解遗漏变量带来的估计结果偏差问题,需要控制影响经济波动的其他主要因素。本文参考贾俊雪等(2012)的研究^[23],选择一系列控制变量,包括总投资(*invest*)、总消费(*consume*)、对外开放程度(*open*)、实际税负水平(*tax*)、总人口(*people*)。为了保持形式上的一致,本文对被解释变量、主要解释变量(不包括虚拟变量)和控制变量取对数后进行HP滤波处理,分离出趋势项和波动项,取波动项进行分析。在研究土地财政、行政干预对经济波动的影响时,本文关注系数 β_1 、 β_2 的显著性和符号。如果 β_1 和 β_2 都是显著的,若符号为正,说明土地财政和行政干预均造成经济波动,假设1得到验证;如果 β_1 或 β_2 不显著,则土地财政或行政干预对经济波动没有显著影响。

假设2:中央政府的行政干预在短期内抑制了土地财政的波动效应。

① 包括暂停发放购买第三套及以上住房贷款,非本地居民暂停发放住房贷款,增加居住用地的供应总量,提高公租房、经济适用房和限价商品房供应,加快保障性安居工程建设、禁止房地产开发商的囤地行为等。

② 包括限定居民家庭购房套数、提高住房贷款基准利率、甚至暂停发放住房贷款(主要针对拥有多套住房的人群)等方式。

根据假设 2 引入土地财政与行政干预的交叉项 构建模型(2) :

$$gdp_{i,t} = \delta + \rho_1 gdp_{i,t-1} + \rho_2 gdp_{i,t-2} + \beta_1 land_revenue_{i,t} + \beta_2 restrict_{i,t} + \beta_3 land_revenue_{i,t} \times restrict_{i,t} + \varphi_n X_{i,t}^n + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2) 在模型(1) 的基础上加入行政干预与土地财政的交互项 以此判断两者的交互作用。如果交互项的系数是统计显著的 若 β_3 的符号为负 说明中央政府的行政干预在短期内抑制了土地财政的波动效应 假设 2 得到验证; 如果 β_3 不显著 说明行政干预对土地财政的经济波动效应没有显著影响。

假设 3: 投资波动是土地财政与行政干预影响经济波动的主要传导路径。

根据假设 3 建立模型(3) :

$$gdp_{i,t} = \delta + \rho_1 gdp_{i,t-1} + \rho_2 gdp_{i,t-2} + \beta_1 land_revenue_{i,t} + \beta_2 restrict_{i,t} + \beta_3 land_revenue_{i,t} \times restrict_{i,t} + \beta_4 land_revenue_{i,t} \times invest_{i,t} + \beta_5 restrict_{i,t} \times invest_{i,t} + \varphi_n X_{i,t}^n + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3) 在模型(2) 的基础上 加入总投资 *invest* 与土地出让收入 *land_revenue*、行政干预 *restrict* 的交互项 用于判断投资波动是否为土地财政与行政干预作用于经济波动的主要传导路径。若系数 β_4 和 β_5 是统计显著的 说明投资波动是土地财政与行政干预影响经济波动的主要传导路径 假设 3 得到验证; 若 β_4 和 β_5 不显著 说明投资波动不是土地财政与行政干预影响经济波动的主要传导路径。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为经济波动 (*gdp*) 利用 HP 滤波将产出缺口 Y_t^c 从总产出 Y_t 分离出来 即为经济波动。通过最小化以下公式可分离总产出:

$$\sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*) + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)]^2 \quad (4)$$

本文对 GDP 取对数 产出缺口由 $(\ln Y_t - \ln Y_t^*)$ 表示 λ 取 100。其他解释变量(不包括虚拟变量) 均经过 HP 滤波处理得到波动项。

本文以 2008—2016 年各城市的 GDP 现价刻画当地经济总产出 对各城市的 GDP 现价进行 HP 滤波处理 作为当地经济波动指标。GDP 现价数据来自《中国统计年鉴》(2008—2016)、《新中国六十年统计资料汇编》。

2. 核心解释变量

(1) 土地财政(*land_revenue*)。商住用地以“招、拍、挂”的方式出让 根据原国土资源部公布的数据 2016 年全国商住用地成交价款占土地成交总价的比重为 86.9%。本文以住宅类用地、商服用地成交价款之和作为土地出让收入的基准变量 该指标越大 表明地方政府对土地出让收入的依赖度越高。土地数据来自原国土资源部、各市国土资源局或土地交易中心。本文并未从地方金融的角度进行实证分析 主要考虑到土地出让收入是地方债务的主要还贷渠道 且地方债务数据的可获得性不足。有学者使用地方融资平台发行的城投债存量作为地方债务的基准变量 但城投债的发行主体信用较高 不能反映地方债务的真实水平。

(2) 行政干预(*restrict*)。从 2010 年“4·17”房产新政的“国十条”开始 中央政府采取“限购令”为主、问责为辅的行政干预以稳定房地产市场。鉴于此 行政干预用虚拟变量刻画 市政府执行住宅“限购令”(限购或限贷)的年份取 1 取消“限购令”的年份取 0。行政干预数据来源于政府信息公开资料。

(3) 城市类别(*level*)。本文用虚拟变量刻画城市类别,如果是一线城市则为1,二线城市则为2,三线城市则为3。98个大中城市中,一线城市4个,二线城市26个,三线城市68个。

3. 控制变量选择

本文用各城市全社会固定资产投资完成额(不含农户,单位:亿元)刻画总投资(*invest*),用各城市全社会消费品零售总额(单位:亿元)刻画总消费(*consume*),用各城市进出口金额(经营单位所在地,单位:亿元)刻画对外开放程度(*open*),用各城市公共财政预算收入(不含土地出让收入,单位:亿元)刻画实际税负水平(*tax*),用各城市年末常住人口数(单位:万人)刻画总人口(*people*)。以上数据均来自《中国统计年鉴》(1997—2016)、《新中国六十年统计资料汇编》等。表1为基本变量及统计描述。

表1 基本变量及统计描述(2008—2016)

变量	名称/单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>gdp</i>	国民生产总值/亿元	865	3 784	3 872	158	27 466
<i>land revenue</i>	商住用地成交价款/亿元	882	170	293	0	2155
<i>restrict</i>	行政干预虚拟变量	882	0.215	0.411	0	1
<i>invest</i>	全社会固定资产投资完成额/亿元	843	2 191	1 946	152	17 361
<i>consume</i>	全社会消费品零售总额/亿元	849	1 489	1 573	39	11 005
<i>open</i>	进出口总额/亿元	822	2 173	4 891	3	32 762
<i>tax</i>	地方公共财政预算收入/亿元	852	389	632	14	6 406
<i>people</i>	年末常住人口/万人	829	636	436	57	3 048
<i>level</i>	城市类别虚拟变量	882	2.653	0.555	1	3

注:以上所有变量均未经过HP滤波处理。

(三) 计量方法选择

本文的计量模型存在被解释变量的滞后项,样本 n 较大而 T 较小,因此属于短动态面板。解释变量与被解释变量可能存在双向因果关系、遗漏变量等严重的内生性问题,由于核心解释变量存在时滞效应,本文将土地财政和行政干预及其滞后一期项设定为内生变量。工具变量法或广义矩估计(GMM)都可以得到无偏一致的估计量,但是,若随机误差项存在异方差或自相关,工具变量法就不是最合适的选择,而广义矩估计允许随机误差项存在异方差和序列相关,故本文采用动态面板GMM估计。由于差分GMM估计(DIF-GMM)容易出现弱工具变量,且被解释变量的持续性很强,使用系统GMM估计(SYS-GMM)可以提高估计的效率,因此,本文采用系统GMM估计。

关于多重共线性处理,由于土地出让收入和地方债务是资本形成总额的重要组成部分,回归时可能存在多重共线性问题。因此,本文对被解释变量、主要解释变量(虚拟变量除外)和控制变量进行HP滤波处理,保留波动项。经过滤波处理后,各变量之间的相关系数明显降低,淡化了多重共线性的影响。表2显示了主要变量的相关性。为了进一步检验多重共线性问题,本文对主要变量进行方差膨胀因子(VIF)检验,进一步判断多重共线性的严重程度。表3显示了VIF检验结果,主要解释变量的VIF最大为1.89,远小于临界值10,VIF均值为1.42,因此可以认为本文的主要解释变量不存在多重共线性。

表 2 主要变量的相关性

	<i>gdp</i>	<i>land_revenue</i>	<i>restrict</i>	<i>invest</i>	<i>consume</i>	<i>open</i>	<i>tax</i>	<i>people</i>
<i>gdp</i>	1.000							
<i>land_revenue</i>	0.404	1.000						
<i>restrict</i>	0.348	0.128	1.000					
<i>invest</i>	0.346	0.297	0.166	1.000				
<i>consume</i>	0.671	0.374	0.373	0.384	1.000			
<i>open</i>	0.386	0.042	0.159	0.031	0.279	1.000		
<i>tax</i>	0.741	0.358	0.258	0.400	0.554	0.387	1.000	
<i>people</i>	0.320	0.074	0.290	0.103	0.383	0.185	0.176	1.000

表 3 方差膨胀因子(VIF) 检验

	VIF	1/VIF
<i>consume</i>	1.89	0.53
<i>tax</i>	1.78	0.56
<i>invest</i>	1.30	0.77
<i>land_revenue</i>	1.25	0.80
<i>open</i>	1.25	0.80
<i>people</i>	1.23	0.81
<i>restrict</i>	1.21	0.83
均值	1.42	—

四、计量检验

(一) 土地财政、行政干预与经济波动的计量检验

为了验证假设 1 ,首先对土地财政、行政干预与经济波动进行系统 GMM 估计 本文的前定内生变量为土地财政、行政干预 ,具体回归结果见表 4。AR(1) 和 AR(2) 检验通过了原假设 ,增强了回归结果的可靠性。

性。Sargan 过度识别检验表明 ,在 10% 的显著性水平上不能拒绝原假设。

表 4 显示了土地财政、行政干预与经济波动的计量结果 ,其中 模型(1. 1) 就土地财政、行政干预对经济波动的影响进行了综合检验 模型(1. 2) 在模型(1. 1) 的基础上加入了土地财政与行政干预的滞后一期项。模型(2. 1) 在模型(1. 1) 的基础上添加了土地财政与行政干预的交叉项 ,模型(2. 2) 则在模型(2. 1) 的基础上加入了土地财政、行政干预及其交叉项的滞后一期项。

从表 4 可以看出 ,当期土地财政波动、行政干预滞后一期项均加剧了宏观经济波动 ,并且系数都是显著的。整体而言 ,土地财政和行政干预加剧了宏观经济波动 ,初步证实了本文假设 1。当期土地财政与当期行政干预的交互项、土地财政滞后一期项与行政干预滞后一期项的交互项都起到了缓和经济波动的作用 ,且交互项的系数都是显著的。当期土地财政与行政干预滞后一期项的交互项同样起到了抑制宏观经济波动的作用 ,但交互项的系数不显著。回归结果表明行政干预在短期内抑制了土地财政引致的经济波动效应 ,初步证实了本文假设 2。

表 4 土地财政、行政干预与经济波动的计量结果

解释变量	被解释变量: <i>gdp</i>			
	模型(1. 1)	模型(1. 2)	模型(2. 1)	模型(2. 2)
<i>l. gdp</i>	0.405 0*** (0.051 2)	0.414 0*** (0.057 0)	0.385 0*** (0.053 2)	0.407 0*** (0.060 3)

表4(续)

解释变量	被解释变量: <i>gdp</i>			
	模型(1.1)	模型(1.2)	模型(2.1)	模型(2.2)
<i>l2.gdp</i>	-0.280 0*** (0.044 2)	-0.284 0*** (0.051 7)	-0.252 0*** (0.042 9)	-0.294 0*** (0.051 6)
<i>land_revenue</i>	0.009 9*** (0.002 0)	0.019 7*** (0.003 3)	0.013 6*** (0.002 8)	0.017 9*** (0.003 2)
<i>l.land_revenue</i>		0.003 6 (0.003 4)		0.006 5* (0.003 7)
<i>restrict</i>	0.005 4 (0.003 6)	-0.000 9 (0.006 8)	0.011 2** (0.004 9)	-0.001 2 (0.007 1)
<i>l.restrict</i>		0.015 7** (0.006 4)		0.018 7*** (0.005 8)
<i>land_revenue × restrict</i>			-0.018 7** (0.009 0)	0.017 2 (0.023 1)
<i>l.land_revenue × l.restrict</i>				-0.015 3** (0.006 6)
<i>land_revenue × l.restrict</i>				-0.018 9 (0.0210)
<i>open</i>	0.004 4 (0.013 6)	-0.003 4 (0.013 9)	0.007 8 (0.011 1)	-0.008 7 (0.013 7)
<i>invest</i>	0.022 6 (0.020 8)	0.010 2 (0.018 5)	0.016 7 (0.017 8)	0.013 6 (0.020 4)
<i>consume</i>	0.335 0*** (0.085 2)	0.253 0*** (0.087 8)	0.306 0*** (0.076 6)	0.269 0*** (0.073 2)
<i>tax</i>	0.174 0*** (0.033 9)	0.152 0*** (0.038 9)	0.177 0*** (0.032 3)	0.161 0*** (0.031 2)
<i>people</i>	0.132 0 (0.192 0)	0.232 0 (0.177 0)	0.132 0 (0.143 0)	0.183 0 (0.170 0)
常数项	0.003 0* (0.001 8)	-0.000 7 (0.001 8)	0.001 9 (0.001 6)	-0.001 5 (0.001 7)
AR(1)	0.010 1	0.009 6	0.007 5	0.012 7
AR(2)	0.470 6	0.400 3	0.470 5	0.489 7
Sargan 检验	0.142 5	0.115 1	0.310 5	0.547 1
观测值	608	608	608	608

注: ***、**和* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(二) 土地财政与行政干预传导路径的计量检验

表 5 显示了土地财政、行政干预影响经济波动的传导路径计量结果,其中,模型(3.1)在模型(2.1)的基础上加入当期土地财政与当期总投资的交互项,模型(3.2)在模型(2.2)的基础上加入土地财政与总投资的多个滞后期交互项,模型(3.3)在模型(2.1)的基础上加入当期行政干预与当期总投资的交互项,模型(3.4)在模型(2.2)的基础上加入行政干预与总投资的多个滞后期交互项,模型(3.5)在模型(2.2)的基础上加入土地财政与总投资的多个滞后期交互项、行政干预与总投资的多个滞后期交互项。

从表 5 可以看出,当期土地财政波动、行政干预滞后一期项均加剧了宏观经济波动,并且系数都是显著的,再次证实了本文假设 1。土地财政波动与行政干预的多个滞后期交互项的符号都是负的,并且系数基本上都是显著的,表明行政干预在短期内抑制了土地财政的波动效应,再次证实了本文假设 2。土地财政与总投资滞后期交互项的系数都是不显著的,且符号有正有负,表明土地财政的传导路径较为复杂。当期行政干预与当期总投资交互项的系数是显著的,且符号为正,而行政干预滞后一期项与当期总投资交互项的系数是显著的,且符号为负,恰好验证了行政干预通过投资波动作用于宏观经济波动。从中央提出要实施行政干预到地方出台相关细则的时滞会影响调控效果,当中央提出要实施行政干预时,地方政府会进行“最后的冲刺”,以投资波动引起经济异常波动;随着调控方案的逐步落实,地方政府与企业的投资行为受到抑制,宏观经济波动有所缓和。因此,初步证实了本文假设 3。

表 5 土地财政、行政干预传导路径的计量结果

解释变量	被解释变量: <i>gdp</i>				
	模型(3.1)	模型(3.2)	模型(3.3)	模型(3.4)	模型(3.5)
<i>l. gdp</i>	0.388 0*** (0.040 2)	0.418 0*** (0.044 7)	0.368 0*** (0.049 5)	0.425 0*** (0.054 1)	0.442 0*** (0.044 6)
<i>l2. gdp</i>	-0.258 0*** (0.038 9)	-0.269 0*** (0.047 5)	-0.247 0*** (0.042 3)	-0.281 0*** (0.048 3)	-0.272 0*** (0.035 0)
<i>land_revenue</i>	0.014 3*** (0.002 5)	0.017 9*** (0.005 3)	0.014 4*** (0.002 9)	0.017 4*** (0.003 7)	0.018 0*** (0.004 0)
<i>l. land_revenue</i>		0.009 4** (0.004 6)		0.007 9* (0.004 5)	0.008 5* (0.004 5)
<i>restrict</i>	0.010 2** (0.004 8)	0.005 8 (0.008 5)	0.007 7** (0.003 9)	-0.000 2 (0.010 2)	0.004 8 (0.010 8)
<i>l. restrict</i>		0.013 6** (0.006 1)		0.018 1*** (0.006 6)	0.014 9*** (0.005 4)
<i>land_revenue × restrict</i>	-0.017 6** (0.008 4)	0.012 4 (0.018 3)	-0.020 4** (0.008 7)	0.020 7 (0.013 8)	0.017 3 (0.018 4)
<i>l. land_revenue × l. restrict</i>		-0.013 1** (0.006 3)		-0.016 6*** (0.005 8)	-0.014 3** (0.006 2)
<i>land_revenue × l. restrict</i>		-0.020 6 (0.017 1)		-0.028 8** (0.013 2)	-0.030 3** (0.013 8)

表5(续)

解释变量	被解释变量: <i>gdp</i>				
	模型(3.1)	模型(3.2)	模型(3.3)	模型(3.4)	模型(3.5)
<i>land_revenue</i> × <i>invest</i>	-0.054 4 (0.039 5)	0.031 1 (0.073 8)			0.035 7 (0.066 5)
<i>l. land_revenue</i> × <i>l. invest</i>		0.031 4 (0.039 8)			0.040 4 (0.025 0)
<i>l. land_revenue</i> × <i>invest</i>		-0.061 0 (0.042 7)			-0.037 3 (0.043 0)
<i>restrict</i> × <i>invest</i>			0.070 4* (0.039 0)	0.153 0*** (0.058 8)	0.120 0 (0.087 5)
<i>l. restrict</i> × <i>l. invest</i>				0.024 4 (0.054 0)	0.006 5 (0.048 7)
<i>l. restrict</i> × <i>invest</i>				-0.184 0** (0.093 1)	-0.148 0*** (0.051 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.005 9	0.019 7	0.008 5	0.018 9	0.020 0
AR(2)	0.486 3	0.626 1	0.483 9	0.533 6	0.617 2
Sargan 检验	0.836 4	0.993 1	0.729 1	0.974 6	1.000 0
观测值	608	608	608	608	608

注: ***、**和* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(三) 土地财政、行政干预与经济波动的分组回归

表6显示了土地财政、行政干预影响经济波动的分组计量结果,其中,模型(2.3)是30个一二线城市子样本对模型(2.2)的回归结果,模型(2.4)是68个三线城市子样本对模型(2.2)的回归结果,模型(3.6)是30个一二线城市子样本对模型(3.5)的回归结果,模型(3.7)是68个三线城市子样本对模型(3.5)的回归结果。

从表6可以看出,尽管系数的显著性有所降低,不论一二线城市还是三线城市,行政干预滞后一期项均加剧了宏观经济波动。对于一二线城市而言,当期土地财政会加剧经济波动,而对于三线城市而言,土地财政滞后一期项会加剧经济波动,故再次证实了本文假设1。不论一二线城市还是三线城市,土地财政波动与行政干预的滞后期交互项符号都是负的,但显著性有所降低,表明行政干预在短期内抑制了土地财政的经济波动效应,再次证实了本文假设2。对于一二线城市而言,当期土地财政、土地财政滞后一期项与当期总投资交互项的系数都是显著的,且符号都为正,表明一二线城市土地财政波动效应的传导路径是总投资。对于一二线城市而言,行政干预滞后一期项与当期总投资交互项的系数是显著的,且符号为负,表明随着调控方案的逐步落实,地方政府与企业的投资行为受到抑制,缓和了宏观经济波动。行政干预滞后一期项与总投资滞后一期项的交互项系数是显著的,且符号为正,表明行政干预在短期内有效抑制宏观经济波动,但只要政策稍有松动,来自地方政府与企业的投资将迅速反弹,引发宏观经济的异常波动,因此行政干预通过投资波动作用于宏观经济波动,再次证实了本文假设3。

表 6 土地财政、行政干预与经济波动的分组回归结果

解释变量	被解释变量: <i>gdp</i>			
	一二线城市	三线城市	一二线城市	三线城市
	模型(2. 3)	模型(2. 4)	模型(3. 6)	模型(3. 7)
<i>l. gdp</i>	0. 616 0 ^{***} (0. 238 0)	0. 410 0 ^{***} (0. 048 5)	0. 437 0 ^{***} (0. 104 0)	0. 360 0 ^{***} (0. 071 8)
<i>l2. gdp</i>	-0. 402 0 ^{***} (0. 153 0)	-0. 286 0 ^{***} (0. 047 9)	-0. 369 0 ^{***} (0. 085 8)	-0. 235 0 ^{***} (0. 075 7)
<i>land_revenue</i>	-0. 007 4 (0. 016 1)	0. 016 2 ^{***} (0. 005 6)	-0. 043 5 ^{**} (0. 019 0)	0. 0173 [*] (0. 009 9)
<i>l. land_revenue</i>	0. 019 2 (0. 016 7)	0. 005 6 (0. 004 3)	0. 025 3 ^{**} (0. 011 5)	0. 006 1 (0. 009 5)
<i>restrict</i>	0. 008 6 (0. 007 2)	-0. 003 8 (0. 011 5)	0. 033 0 ^{***} (0. 010 6)	0. 003 1 (0. 024 6)
<i>l. restrict</i>	0. 013 8 [*] (0. 008 2)	0. 020 7 [*] (0. 011 1)	0. 017 3 ^{**} (0. 008 7)	0. 012 6 (0. 016 4)
<i>land_revenue × restrict</i>	0. 036 4 (0. 027 7)	0. 020 7 (0. 026 8)	0. 072 0 ^{**} (0. 030 6)	0. 011 7 (0. 041 0)
<i>l. land_revenue × l. restrict</i>	-0. 019 3 (0. 017 0)	-0. 027 8 ^{***} (0. 009 5)	-0. 034 7 ^{**} (0. 017 2)	-0. 025 3 (0. 024 1)
<i>land_revenue × l. restrict</i>	-0. 011 8 (0. 021 1)	-0. 027 5 [*] (0. 016 4)	-0. 041 9 ^{**} (0. 018 5)	-0. 028 8 (0. 027 3)
<i>land_revenue × invest</i>			0. 305 0 ^{**} (0. 131 0)	0. 019 2 (0. 065 1)
<i>l. land_revenue × l. invest</i>			-0. 068 8 (0. 113 0)	0. 036 2 (0. 046 2)
<i>l. land_revenue × invest</i>			0. 333 0 [*] (0. 175 0)	-0. 029 1 (0. 058 7)
<i>restrict × invest</i>			0. 025 6 (0. 063 2)	0. 008 6 (0. 405 0)
<i>l. restrict × l. invest</i>			0. 194 0 ^{***} (0. 070 2)	0. 059 9 (0. 087 2)
<i>l. restrict × invest</i>			-0. 365 0 [*] (0. 194 0)	0. 028 1 (0. 296 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0. 002 8	0. 039 6	0. 011 6	0. 047 2
AR(2)	0. 981 6	0. 501 9	0. 668 1	0. 633 1
Sargan 检验	1. 000 0	0. 979 3	1. 000 0	1. 000 0
观测值	190	418	190	418

注: ***、**和* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(四) 稳健性检验

稳健性讨论集中于变更解释变量测度指标,本文稳健性检验用住宅类用地成交总价替代商住用地成交总价,土地数据来自原国土资源部、各城市的国土资源局或土地交易中心。回归结果(限于篇幅略)显示主要解释变量及交互项系数的符号与显著性并没有发生明显的变化,表明前文的检验结果依然成立。

五、结论与政策含义

在对土地财政与行政干预的经济波动效应进行机理分析的基础上,本文提出3个假设,并以实证分析检验假设的正确性。本文用土地出让收入刻画地方政府的土地财政,用城市是否限购/限贷的虚拟变量刻画中央政府的行政干预,用HP滤波法从总产出中分离出周期性波动成分,随后对2008—2016年98个大中城市的面板数据进行回归分析。

本文的主要结论包括三点。第一,地方政府的土地财政和中央政府的行政干预都会加剧经济波动。第二,中央政府的行政干预在短期内降低了土地财政对地方政府的投资激励,抑制了土地财政的波动效应。第三,土地财政和行政干预通过投资波动作用于宏观经济波动。由于中央的行政干预从制定到落实存在时滞,地方政府通常会进行“最后的冲刺”,通过推高地价获取更多土地出让收入,为城市基础设施、工业园区建设融资,并利用土地优惠、税收减免等政策安排招商引资,刺激企业过度投资,引发投资波动,进而造成宏观经济的异常波动;随着调控方案的逐步落实,地方政府与企业的投资行为受到抑制,经济波动有所缓和。从分组回归结果来看,不论一二线城市还是三线城市,行政干预一方面加剧了宏观经济波动,另一方面在短期内抑制了土地财政的经济波动效应。对于一二线城市而言,行政干预通过投资波动作用于宏观经济波动:只要调控政策稍有松动,政府与本地企业的投资将迅速增加,引发宏观经济的异常波动。

本文为地方政府如何降低对土地财政的依赖提供了一个全新的研究视角,政策含义为:第一,需要合理规划各级政府的财政事权和支出责任,实现权、责、利相统一,做到支出责任与财政事权相适应。改革绩效考核评价体系,从制度上抑制地方政府的投资冲动,并激励地方政府尽力做好辖区内的基本公共服务提供和保障。深化机构和行政体制改革,赋予省级及以下政府更多自主权。第二,增加住宅用地供应,减少基建用地供应,优化国有建设用地供应结构,提高土地利用效率。在人口净流入地要增加国有建设用地计划指标,人口净流出地要减少用地计划指标,实现土地资源空间优化配置。加快土地要素市场化改革,大力推进集体经营性建设用地入市流通,打破土地供应主体单一的局面。加强对土地市场的监管,规范地方政府的土地出让行为,压缩土地寻租空间。第三,创新和完善宏观调控,增加市场主体对宏观经济的正面预期。转变政府职能,不断深化简政放权,扎实推进“最多跑一次”“不见面审批”,增强各级政府的公信力和执行力,建设令人民满意的服务型政府。

参考文献:

- [1]赵燕菁.土地财政:历史、逻辑与抉择[J].城市发展研究,2014(1):1-13.
- [2]葛扬,岑树田.中国基础设施超常规发展的土地支持研究[J].经济研究,2017(2):35-51.
- [3]唐云锋,吴琦琦.土地财政制度对房地产价格的影响因素研究[J].经济理论与经济管理,2018(3):43-56.
- [4]江飞涛,耿强,吕大国,等.地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J].中国工业经济,2012(6):44-56.
- [5]中国经济增长与宏观稳定课题组.后危机时代的中国宏观调控[J].理论参考,2011(4):32-35.

- [6]沈坤荣,孙文杰.投资效率、资本形成与宏观经济波动——基于金融发展视角的实证研究[J].中国社会科学,2004(6):52-63,205.
- [7]郭庆旺,贾俊雪.地方政府行为、投资冲动与宏观经济稳定[J].管理世界,2006(5):19-25.
- [8]周业安,章泉.财政分权、经济增长和波动[J].管理世界,2008(3):6-15,186.
- [9]方红生,张军.中国地方政府竞争、预算软约束与扩张偏向的财政行为[J].经济研究,2009(12):4-16.
- [10]宋春合,吴福象.相机抉择、房价预期与地方政府房地产市场干预[J].经济问题探索,2017(1):9-15.
- [11]李猛,沈坤荣.地方政府行为对中国经济波动的影响[J].经济研究,2010(12):35-47.
- [12]范子英.土地财政的根源:财政压力还是投资冲动[J].中国工业经济,2015(6):18-31.
- [13]郭庆旺,赵旭杰.地方政府投资竞争与经济周期波动[J].世界经济,2012(5):3-21.
- [14]吕伟,许宏伟.土地财政的经济影响及其后续风险应对[J].经济社会体制比较,2012(6):78-86.
- [15]吕伟,高帅雄.房价波动、土地财政与我国宏观经济[J].经济社会体制比较,2016(4):54-67.
- [16]CHANEY T,SRAER D,THESMAR D.The collateral channel: how real estate shocks affect corporate investment[J].American Economic Review,2012,102(6):2381-2409.
- [17]GAN J.Collateral debt capacity and corporate investment: evidence from a natural experiment[J].Journal of Financial Economics,2007,85(3):709-734.
- [18]LIU Z,WANG P,ZHA T.Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations[J].Econometrica,2013,81(3):1147-1184.
- [19]范剑勇,莫家伟.地方债务、土地市场与地区工业增长[J].经济研究,2014(1):41-55.
- [20]龚刚,徐文舸,杨光.债务视角下的经济危机[J].经济研究,2016(6):30-44.
- [21]赵倩.地方政府行为与经济波动——基于土地财政与行政性干预的视角[D].南京:南京大学,2017.
- [22]毛振华,张英杰,袁海霞.近年来中国宏观调控和经济政策的特征分析[J].中国人民大学学报,2016(5):21-28.
- [23]贾俊雪,郭庆旺,赵旭杰.地方政府支出行为的周期性特征及其制度根源[J].管理世界,2012(2):7-18.

Administrative Intervention and Its Effect on Economic Fluctuation Under the Background of Land Finance

ZHAO Qian, SHEN Kunrong

(Nanjing University, Nanjing 210093)

Abstract: Mass urbanization is accompanied by land finance bringing vigor to China's economic growth while exerting negative effects such as asset bubbles. Since the different target functions, the central and local government keep playing games around land finance. Due to the lack of market-oriented control measures, the central government is forced to use administrative intervention to effectively stabilize the real estate market in the short term, causing abnormal economic fluctuations in effect. This research focuses on mechanism analysis of the impact of land finance and administrative intervention on economic fluctuation, using panel data of 98 large and medium-sized cities from 2008 to 2016. The results are shown as follows. Firstly, both local government's land finance and central government's administrative intervention aggravate economic fluctuation. Secondly, administrative intervention restrains the fluctuation effect of land finance in a short time. Thirdly, investment fluctuation is the transmission channel of land finance and administrative intervention on economic fluctuation.

Keywords: land finance; administrative intervention; economic fluctuation

责任编辑:魏小奋