

管理世界

JOURNAL OF MANAGEMENT WORLD

第四十卷 第十二期

2024年12月



国务院发展研究中心 主管 主办
国家社科基金资助期刊

管理世界

JOURNAL OF MANAGEMENT WORLD

12 2024 · 第40卷
Vol.40 No.12

《管理世界》第十二届编辑委员会

(以姓氏笔划为序)

顾 问:

马 凯 马建堂 王安顺 王岐山 王梦奎 华建敏 刘 鹤 李 伟
李克穆 吴敬琏 张玉台 陆 昊 陈 元 陈清泰 陈锡文 周小川
郭树清 庾 震 韩 俊 谢伏瞻 楼继伟

委 员:

马永开 王一鸣 王永贵 井润田 毛基业 孔繁斌 甘 犁 白重恩
丛 亮 朱旭峰 刘世锦 刘 伟 刘守英 刘尚希 刘秉镰 刘 俏
江小涓 李 平 李 实 杨灿明 吴卫星 何绍华 余 斌 张 军
张军扩 张来明 张宗益 张树华 张顺喜 陆雄文 陈方若 陈昌盛
陈晓红 范 英 罗必良 赵敏娟 荆林波 洪永淼 洪俊杰 席酉民
戚聿东 盛昭瀚 隆国强 韩保江 燕继荣 魏 江

社 长:梁仰椿

总 编 辑:杨建龙

副总编辑:柏晶伟

副 社 长:苏 杨

主 管:国务院发展研究中心

编辑:《管理世界》编辑部

主 办:国务院发展研究中心

电话:(010)62112235

出 版:管理世界杂志社

邮箱:bianjibu@mwm.net.cn

国内发行:北京邮政局

网址:www.mwm.net.cn

国外发行:中国国际图书贸易集团有限公司

地址:北京市朝阳区门外红庙金台里2号院

印 刷:北京科信印刷有限公司

邮编:100026

ISSN 1002-5502

国内代号:82-203

国外代号:BM974

定价:100.00元

CN 11-1235/F

准予广告发布登记:京朝工商广登字20170025号

管理世界(月刊)

版权所有 未经许可 不得转载

深入学习贯彻党的二十届三中全会精神

标准国际化与出口产品质量

——来自中国企业的证据…………… 韩 剑 朱 海 许亚云(1)

从“研发”到“市场”:链主企业如何实现关键核心技术的商业化?

…………… 邵云飞 等(19)

重大选题征文

到期债务压力与融资平台举债期限

——兼论地方债务的流动性风险…………… 马光荣 等(43)

货币政策预期管理的策略选择:模糊沟通与精确沟通

…………… 陈良源 林建浩(63)

经济学

生育假的企业成本与分担机制优化…………… 叶菁菁 等(79)

市级政府撤县设区行为的土地出让收入逻辑…………… 李永友 张真真(95)

超越市场不完美:垂直结构中的上游国企效率悖论

…………… 陈金至 刘元春 宋 鹭(111)

公共管理

相对贫困地区的教养方式与儿童行为偏好:

来自实地实验的证据…………… 陈叶烽 等(128)

不确定性下新兴产业监管的组织学习

——以中国电商平台监管为例…………… 蔡泽洲 薛 澜(147)

(第12期)目录

2024年12月5日出版

工商管理

数据驱动如何提升数字平台生态系统竞争优势?

——基于数据网络效应视角 马鸿佳 等(170)

电力需求响应信号与新能源制造企业绩效

..... 孙传旺 占妍泓 徐梦洁(185)

中小股东诉讼的治理效应研究

——基于大股东利益侵占的证据 陈运森 于 耀 赵瑞瑞(200)

英文目录..... (216)

本刊不以任何形式收取版面费,全国社科工作办举报电话:010-63098272。

欢迎订阅2025年《管理世界》杂志

2025年《管理世界》杂志接受订阅,每期(册)100元,全年(12期)共1200元。有关订阅方式如下。

方式一:

关注“管理世界杂志”微信公众号,点击“服务”→“期刊订阅”订阅杂志。(快递包邮、可开发票)

方式二:

通过银行汇款订阅:

户名:管理世界杂志社

帐号:0200010009014427291

开户行:中国工商银行北京北太平庄支行

请您汇款后将收刊地址、联系电话(手机)、邮编、收件人、刊物订阅期数(从某期到某期)及银行汇款凭证(电子),一并发送至邮箱 ggkf_40@126.com。(快递包邮、可开发票)

方式三:

通过邮局订阅。邮发代号:82-203。(邮局平信寄送)

联系方式:010-62111162 18510601893(含微信)



扫描二维码订阅纸刊

超越市场不完美：垂直结构中的上游国企效率悖论^{*}

陈金至 刘元春 宋 鹭

摘要：市场不完美的存在是政府调控发挥作用的前提。结合危机中国企逆势扩张及其微观效率下降的基本事实，本文认为，在国企与非国企分别主导上、下游产业的“垂直结构”中，为了消除市场不完美导致的资源错配，上游国企难以避免周期性的“微观失效但宏观有效”的“效率悖论”。理论分析显示：(1)市场不完美抑制了下游行业对上游生产的中间品的需求，虽然分散均衡中各行业的微观效率相同，但此时上游行业的产出相对不足；(2)在全局最优均衡下，虽然上游扩张和更多的中间品供应能够提升宏观效率，但也损害了上游国企的微观效率；(3)垂直结构的强化和市场不完美的加剧使得上游国企更容易出现“效率悖论”。企业和省级层面的实证检验亦支持了上述结论。进一步地，模型分别从引入中游部门、上游垄断、政府补贴、下游国企和资本积累五方面进行了拓展，从而在强化了核心结论的同时，丰富了研究的现实意义。据此，本文从推动国民共进、综合评价国企效率和打通供应链堵点这三方面提出了政策建议。

关键词：市场不完美 垂直结构 上游国企 效率悖论

一、引言

政府与市场的关系是经济学中永恒的命题。繁荣时期，“看不见的手”一度被奉为圭臬，但周期性的衰退反复告诫世人：市场并非完美，政府也不应仅扮演“守夜人”的角色。在2008年金融危机爆发及随后的长期停滞中，各国均掀起了国有化浪潮(金碚、刘戒骄，2009)。具体到中国实践，为应对金融危机中市场失灵造成的负面影响，国企的资产负债率自2008年起大幅攀升且远超非国企(参见《管理世界》网络发行版附录一)，在要素边际产出递减的规律下，这势必会导致国企微观效率的损失。图1a表明：(1)自1998年“抓大放小”改革以来，国企的资产回报率(ROA)长期低于非国企。其中，随着2008年之前经济增速的提升，国企ROA有追平非国企的趋势，但2008年金融危机爆发之后二者差距持续拉大；(2)一方面，国企ROA与经济增速之间呈较强的正相关性，且该趋势在2008年后更为显著；另一方面，2008年之后，非国企ROA与经济增速存在一定程度的背离，特别是2008~2011年间尤为凸显。一个自然的问题是，国企的微观失效是结构性的还是普遍现象。图1b对比了2008~2020年代表性行业中的国企和非国企的ROA，从中可知：虽然大部分行业中国企的微观效率都低于非国企，但越是相对上游的行业，国企的微观绩效越是低于非国企，而在相对下游的行业中，二者间差距远小于上游行业情形，甚至在个别行业中还出现了国企ROA更高的现象。更需说明的是，上游国企的微观失效并非常态，而是周期性的，且在经济危机期间尤为凸显。1997年亚洲金融危机爆发前后我国开展并完成了“抓大放小”改革，为消除危机产生的负面影响，我国政府采取了各项措施予以应对(刘元春，2001b)，其结果是这段时期内也同样发生了上游国企微观失效的现象(参见《管理世界》网络发行版附录二)。由此可见，上述周期性的现象与国企的逆周期调节行为紧密相关。

本文尝试从国资布局和宏观效率的双重视角对此进行研究。一方面，经过多年的布局优化和结构调整，中国已经形成了“国企主导上游行业，非国企主导下游行业”的格局，文献中将这样的行业布局称为“垂直结

收稿时间：2023-10-24；反馈外审意见时间：2024-1-17、2024-3-13、2024-4-15、2024-6-17、2024-7-29；拟录用时间：2024-11-15。

^{*}本研究得到国家自然科学基金项目(基金号：72303105)的资助。宋鹭为本文通讯作者。

构”(李等,2014;王勇等,2022;林晨等,2023)。另一方面,国企在参与市场化竞争的同时还承担着稳定宏观经济(郭婧、马光荣,2019)、提供公共品(科佩尔,2007)、开展基础研究(叶静怡等,2019)、保障国计民生(张宇,2010)和支持国家发展战略(卢因,1981)等(类)公益类职责,这造成了其在微观竞争指标上非效率(微观失效),但在宏观影响上却是有效率的(宏观高效),上述现象也被总结为“国企效率悖论”(刘元春,2001a)。虽然该悖论早已提出,但文献中更多是将国企视为一个整体。因此,当前国企微观效率出现的结构性分叉现象是已有文献既未关注,亦无法解释的。然而,上述结构性问题对于理解国企在国民经济中的主导作用和科学评价国企绩效具有重要意义。尤为值得注意的是,并非在任何情况下都需要国企承担上述责任,市场失灵理论指出,当存在市场不完美(Market Imperfections,也被译作市场缺陷)时,政策干预才会奏效,这也是危机期间各国政府都着手调控经济、国企效率悖论呈周期性的原因。结合国有企业长期作为我国宏观调控重要抓手之一的基本事实,本文亟须解决的理论问题是:当存在市场不完美时,上游国企为何会出现“微观失效、宏观高效”的效率悖论现象。

基于此,本文通过构建并拓展一个带有垂直结构的多部门静态一般均衡模型,并得出以下核心结论:分散均衡下,市场不完美的向上传导机制会导致资源错配,这使得此时的总福利水平低于全局最优均衡的情况,为达至宏观效率最优(福利最大化)则需要将资源更多地向上游配置,但这损害了上游国企的微观效率。上述核心机制亦得到了实证检验的支持。

二、文献综述

文献综述的写作逻辑为:(1)市场不完美导致分散均衡并非帕累托最优,这是宏观调控发挥作用的前提之一;(2)结合我国国情,需要国企主动承担稳定和推动社会发展的责任,但这也造成了国企微观效率的损失;(3)全面干预必然导致政府失灵,而垂直结构的形成极大增强了国企的宏观控制力,从而提升了政策效力。

(一)市场不完美与国企作用

福利经济学第一定理表明:完美市场是分散均衡下实现资源帕累托有效配置的前提。然而,现实中的市场往往是不完美的,常见的市场不完美包括以下4类:融资约束、交易费用、垄断势力和马歇尔外部性(Marshallian Externality)。研究中国市场不完美的文献包括但不限于:(1)融资约束。石贝贝等(2023)基于中国的制度背景,梳理了融资约束的相关文献,文章从宏观环境、企业特征和公司治理三方面分析了影响融资约束的因素,由此提出了相应的缓解方式。该文还对代表性文献中融资约束的衡量指标进行了详尽的归纳和评述,进而指出了已有指标的不足。(2)交易费用。阿罗(1969)首次明确定义了交易费用的概念,他指出,交易费用是经济系统运行的费用(具体包括:搜寻成本、产权界定费用、政策设计与执行的费用)。结合中国实际,夏杰长、刘诚(2017)发现,繁杂的行政审批提高了交易费用,阻碍了经济增长。(3)垄断势力。其定义为企业对产品定价的掌控力。王贵东、周京奎(2017)利用1996~2013年中国工业企业数据库对此进行了详细测算,并发现在剔除了行政垄断因素后,国企的垄断势力是低于非国企的。(4)马歇尔外部性。其定义为特定空间内产业大

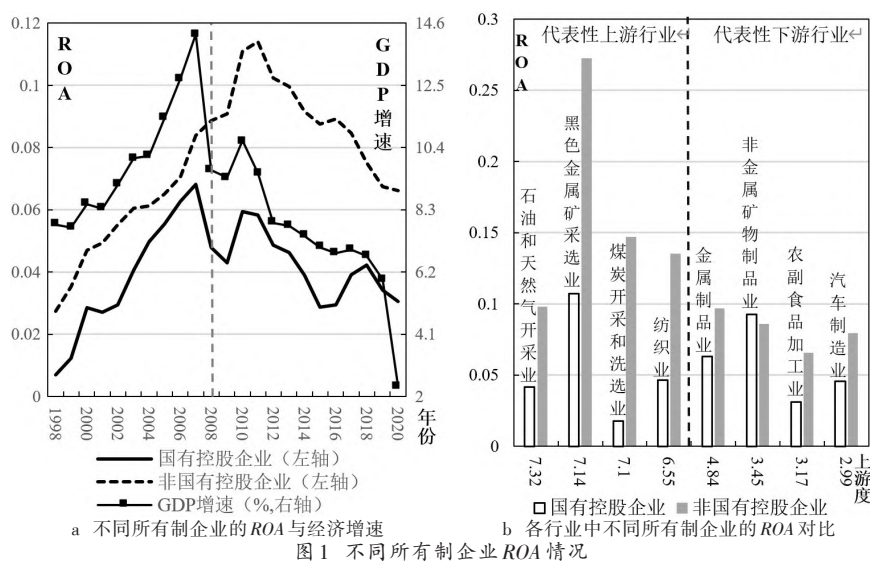


图1 不同所有制企业ROA情况
注:(1)ROA=净利润/资产总额。(2)上游度的计算详见第四章,该值越大表明该行业越处于上游地位。(3)图1b中的ROA为2008~2020年不同所有制企业的行业均值。
资料来源:国家统计局。

量集聚带来的劳动力市场共享、投入产出关联和知识的外溢效应。吴建峰、符育明(2012)识别了马歇尔外部性的产业特征变量,并发现马歇尔外部性有力地推动了中国制造业的空间集聚。鞠等(2011)进一步指出,在遵循比较优势的前提下,政府可以通过补贴和信息协调的方式,将马歇尔外部性“内部化”以推动产业升级,此举要优于市场经济下的资源配置。综上,既有研究已证实了上述4类市场不完美在中国的广泛存在。

从福利经济学第一定理的逆否命题出发可知,市场不完美的存在是政府利用调控手段提升宏观效率的前提。诚然,通过各项改革,政府可以在一定程度上消除市场不完美,但却无法根除,甚至可能会由于信息不对称问题,在消除市场不完美的同时带来新的扭曲(哈耶克,1944)。因此,作为连接市场与政府的重要载体,弥补市场失灵必然成为了国企需要承担的社会责任(黄速建、余菁,2006)。刘(2019)认为,市场不完美向上游传递的机制抑制了上游行业的供给,从而为中国政府扶持上游国企提供了理论依据。洪正等(2021)的研究表明,产业升级需要大量的资本投入,但融资约束使得民企难以完成产业自然跃升,而国企则能够借助国有银行对金融资源的分配绕开跨期预算约束,实现产业升级。林晨等(2023)在刘(2019)的基础上进一步研究发现,产业链位置对于市场化改革和产业政策效果具有非对称影响,即:“下游市场化改革+上游实施产业扶持”的政策效果优于其他组合,其背后机理同样在于市场不完美的向上传导机制。上述理论研究均表明,国企在克服市场不完美以提升宏观效率方面发挥着至关重要的作用。

(二)国有企业的效率之辩

正是因为市场不完美的存在使得分散均衡下的资源配置并非最优,因此在探讨国企效率之前,首先应当考虑到国企为社会发展而承担的非营利性职责。既有文献已从微观和宏观两方面分别对国企效率展开了全面的探讨,刘瑞明(2013)、姚东旻、李军林(2016)亦进行了详尽的文献综述。当前普遍认为,国企的微观绩效是低于非国企的,文献中所考察的微观绩效指标,包括:资产收益率、销售收益率、净资产收益率、投资绩效和全要素生产率等(刘瑞明、石磊,2010;张等,2011;吴延兵,2012;杨汝岱,2015)。学者们分别从内部治理问题(张维迎,2014)、预算软约束(纪洋等,2018)和政策性负担(林毅夫,2019)的角度对此展开了讨论。上述视角的确可以解释国企微观绩效长期落后于非国企的现象,现实中,提升治理水平和促进公平竞争也一直是国企改革的重要内容。然而,内部治理和预算软约束问题在大型的民营企业中同样存在(张,2010),因此前两类视角不仅不能解释国企微观绩效长期低于非国企的现象,更不能成为国企微观绩效出现结构性分叉的原因(图1b)。因此本文更倾向于政策性负担视角的解释,即:追求宏观效率才是上游国企牺牲微观效率的主因。

然而,学界对于国企是否具有宏观效率却莫衷一是。一类观点认为,国企凭借垄断地位获取了大量资源,由此挤占了民营部门的生存空间,进而拖累了整个经济的发展(宋等,2011;刘瑞明、石磊,2010;饶品贵、姜国华,2013;李等,2014;张等,2018;钱雪松等,2015)。另一类观点则认为,国企在经济发展中承担了大量非营利性职能,特别是在社会稳定、熨平经济周期和克服市场失灵等方面具有宏观效率(刘元春,2001a;詹新宇、方福前,2012;郭婧、马光荣,2019;李书娟等,2021;曾嵘、唐松,2023;陈金至等,2023),上述职责不可避免地影响了国企的微观效率,从而导致了“效率悖论”的产生(刘元春,2001b)。事实上,国家统计局的数据显示,2008年之后国企数量和国有资本占比仍在下降。若果真如第一类观点所言“国企是拖累经济发展的根源”,那么随着微观效率较低的国企退出市场,剩余国企的微观效率和整个经济的增速应当有所提升。然而,现实情况却是,2008年后的国企微观效率和经济增速仍呈下滑态势。相反,若从第二类观点的视角则很容易理解上述现象——在追求宏观效率最大化的目标引导下,政府有时不得不对国企采取行政干预,以确保社会稳定与经济发展,比如:提供私人收益率较低的公共品、限定一些基本生活品的价格(例如:在新冠疫情期间对口罩和食品价格的限定)、逆周期的投资调节(郭婧、马光荣,2019)和为稳定就业而导致的冗员问题(董晓媛、普特曼,2002)等,国企所承担的上述任务显然提升了全民福祉,但也在客观上造成了其在微观效率上的损失。

(三)关于垂直结构的研究

计划经济时期全盘国有化导致的过度干预最终引发了政府失灵问题(罗德里克,2008),这也是国企退出下游竞争行业并最终形成垂直结构的根源。20世纪90年代初,国企经营日益困难。为此,1995年党的十四届

五中全会正式提出了国企的“抓大放小”改革(1995~1998年)。最初的“抓大放小”中的“大”与“小”是根据企业规模而判定的^①。但此项改革真正的难点在于“抓大”而非“放小”(萧冬连,2014),激烈的市场竞争加之1998年亚洲金融危机的冲击使得大量国有大中型企业难以为继。随后的“三年脱困”(1999~2002年)在“抓大放小”的基础上对国资布局进行了行业结构调整。其中,“大”与“小”的划分标准由“规模”转变为“是否为支柱产业”,此处的支柱产业可被理解为“对整个经济起引导和推动作用的先导性行业”,也即关键性上游行业。自此,国有资本开始从食品、纺织和家电等数百个竞争性领域中逐步退出,转而加强对能源、资源和重化工业等支柱产业的主导权。王永进、刘灿雷(2016)证实了上述过程,他们发现,正是自2003年起,国资布局越来越向上游靠拢。谢、宋(2015)进一步研究表明,“抓大放小”改革关闭了大量规模较小且生产效率较低的国企,此项改革最终贡献了中国1998~2007年全要素生产率(TFP)增长的20%。此外,垂直结构的形成不仅促进了经济增长,还加强了国有经济对国民经济的控制力。徐臻阳等(2019)指出,由于国企主要生产上游投资品,因此上游国企的扩张能够有效抑制PPI的上升。清华大学(2020)的研究表明,国企的逆周期调节主要作用于民营企业 and 产业链下游行业的非国有企业。陈金至等(2023)则基于两部门DSGE模型从理论层面分析了垂直结构下国企的宏观稳定效应。时至今日,国有经济的布局优化和结构调整持续推进^②,如何发挥好垂直结构下国企的引领作用成为了新一轮国企改革需要认真思考的问题(王勇,2022)。

然而,“垂直结构”也饱受争议。王勇等(2022)指出,垂直结构中上游国企存在“挤出效应”,国企的行政垄断和预算软约束抬高了民营部门的生产成本、阻碍了效率提升,并通过垄断地位攫取下游企业的利润,拖累了整体经济的发展(刘瑞明、石磊,2011;李等,2014;王永进、刘灿雷,2016;陈小亮、陈伟泽,2017),且该效应随着垂直结构的弱化而减弱(郭长林,2018)。从该支文献出发,不难得出以下推论——上游国企应该有更高的微观效率,但这显然与图1b描述的事实严重不符。原因在于,上述文献更多地强调了国企由于上游垄断产生的“挤出效应”,因而忽视了垂直结构下国企在克服市场不完美中的作用。

综上所述,既有文献分别从国企在克服市场不完美中的作用、国企宏微观效率产生的争论以及垂直结构的形成与特征这三方面进行了较为充分的研究,但第三支文献的研究与前两支相对割裂,因而没有从中国特色的“所有制+产业布局”框架入手,去理解国企在克服市场不完美中所起的作用及其产生的宏微观影响。基于此,本文的主要创新点在于:(1)既有文献更多是利用实证方法分析国企效率,而本文则希望用一个理论框架去理解“上游国企效率悖论”;(2)理论方面,本文从一个新视角“垂直结构”入手,通过引入市场不完美的向上传导机制解释上游国企效率悖论产生的根源;(3)实践方面,模型拓展部分分析了引入上游垄断、政府补贴和下游国企后产生的宏微观影响,从而为下一轮的国企改革和制定更科学的调控政策提供了新思路。

三、基准模型

(一)模型设定

本文模型的构建参考了刘(2019)的设定,该文对市场不完美进行了一般化的处理,他认为,在一个分层生产网络(Hierarchical Production Network)中,市场不完美通过中间品需求渠道由下游传导至上游行业,这会使得上游行业成为市场扭曲的“集中池”,从而使得这一类生产网络中的资源配置变得低效,这就为政府实施产业政策提供了空间。因此,“有为的政府”应当积极补贴上游行业。文章进一步分析了20世纪70年代韩国和当前中国的产业政策,研究表明,这些产业政策可能产生了积极的总体影响。分层生产网络可通俗地理解为:越是上游的行业越会更多地提供中间品。显然,本文所定义的垂直结构是分层生产网络的一种,因此,本文理论模型受到了刘(2019)的启发,但相比于该文,本文更为关注的是垂直结构下如何分配资源以达到宏观效率最优的问题,以及此时上下游行业的微观效率如何。

基准模型包括一个居民部门和两个生产部门(上游国企和下游非国企)。居民部门消费生产部门的产品,同时为生产部门提供资本和劳动。生产部门的刻画是本文的重点,其中,国企产品既是最终消费品,又作为中间品投入到非国企的生产中;非国企的产品均为最终消费品。本文假定生产过程中要素市场是不完美的。一

方面,若完全由市场决定资源配置,则市场的不完美会抑制下游行业对中间品的需求,进而使得上游行业的产出下降,最终导致宏观效率的损失。另一方面,在全局最优均衡中,将资源更多地配置给上游国企的做法虽然降低了中间品价格,并损害了上游行业的微观效率,但也形成了对下游行业的“补贴”,从而提升了总产出(福利)水平。需要说明的是,在不影响本文核心机制的前提下,基准模型设定上下游行业面临的市场不完美程度是相同的。

首先是居民部门的构造,不同于前人文献仅将下游产品作为最终消费品的设定(陈小亮、陈伟泽,2017;郭长林,2018),本文假设,居民也会消费大量国企产品^③。因此,居民消费的一篮子商品 C 是上游产品 C_u 与下游产品 C_d 的复合。居民收入来源于提供资本获得的租金 rK (其中, r 表示资本回报率, K 表示资本)、劳动报酬 wL (其中, w 表示工资, L 表示劳动)以及由于市场不完美而获取的经济租金 R (有关 R 的定义见下文)。同时假定 K 和 L 是居民的外生禀赋。居民部门的最优决策如式(1)和(2)所示:

$$\max_{C_u, C_d} C = \left(\frac{C_u}{\eta} \right)^{\eta} \left(\frac{C_d}{1-\eta} \right)^{1-\eta} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } p_u C_u + p_d C_d \leq rK + wL + R \quad (2)$$

其中,式(1)中的 η 表示一篮子商品中上游行业生产的最终品的占比,式(2)是居民的预算约束方程,其中 p_u 和 p_d 分别是上游和下游产品的价格。由居民效用最大化决策可得:

$$\frac{p_u C_u}{p_d C_d} = \frac{\eta}{1-\eta} \quad (3)$$

为化简起见,下文令 $\tau = \frac{\eta}{1-\eta}$ 。由式(1)和(3)可得总价格水平 $p = p_u^{\eta} p_d^{1-\eta}$,并假设 $p=1$ 。

其次,假设上游国企的生产函数为: $Y_u = A_u K_u^{\alpha} L_u^{1-\alpha}$,变量方面: Y_u 、 A_u 、 K_u 和 L_u 分别代表国企的产出、TFP和生产所需的资本和劳动;参数方面: α 和 $(1-\alpha)$ 分别为资本和劳动对上游产出的贡献度, α 越大表明上游生产越接近资本密集型。在使用所有生产要素的过程中,本文以 χ ($\chi > 0$)代表企业面临的市场不完美的程度,这意味着当租用资本和雇佣劳动时,企业将多付出 $\chi(rK_u + wL_u)$ 单位的额外成本,因此 χ 越大所需的额外成本越多。需要强调的是,结合文献综述第一部分的内容,《管理世界》网络发行版附录三对不同类型的市场不完美进行了详细刻画。结果显示,文献综述中所提及的融资约束、交易费用、垄断势力和马歇尔外部性这4类市场不完美情形均可归纳为“ χ 与成本之积”的形式。

再次是下游非国企,参考李等(2014)以及陈小亮、陈伟泽(2017)的设定,假设除了资本 K_d 和劳动 L_d 外,下游行业的生产还需要上游行业提供的中间品 M ,因此其生产函数为: $Y_d = A_d K_d^{\mu} M^{\theta} L_d^{1-\mu-\theta}$,其中, μ 、 θ 和 $(1-\mu-\theta)$ 分别为资本、中间品和劳动对下游产出的贡献度。需要指出的是, $\theta \geq 0$ 是刻画垂直结构的重要参数,该值越大表明下游对上游的依赖度越高,当 $\theta=0$ 时表明不存在垂直结构,下文将对该情况进行研究。下游企业的生产同样面临着市场不完美,其需要额外付出的成本为 $\chi(p_d M + rK_d + wL_d)$,下文将证明,正是额外成本中的“ $\chi p_d M$ ”项(来源于垂直结构)是分散均衡下宏观失效的根源。

最后,为闭合模型还需定义市场出清方程。其中,资本和劳动市场出清的方程分别为: $K_u + K_d = K$ 和 $L_u + L_d = L$ 。上游产品的市场出清方程为: $Y_u = C_u + M$,由此可得下游产品的市场出清方程为: $Y_d = C_d$ 。值得注意的是,市场不完美势必会产生经济租金 R ,本文假设,租金完全归居民部门所有^④,从而有: $R = \chi \left[p_d M + \sum_{i=u,d} (rK_i + wL_i) \right]$ 。进一步假设总产出为两部门产品增加值之和,即: $GDP = p_u(Y_u - M) + p_d Y_d$,利用市场出清方程可得: $GDP = p_u C_u + p_d C_d = C$ ^⑤,因此在本模型中,居民部门福利的最大化与总产出的最大化是一致的。

(二)模型分析

本节通过对比分散均衡和全局最优均衡的资源配置情况后发现,市场不完美沿着垂直结构向上传导的机制是导致上游国企效率悖论产生的重要原因。

1. 分散均衡

在分散均衡下,生产资料的配置由市场决定,因此各要素在不同部门获得相同的回报率。这也就意味着,

此时的上下游企业在微观上的效率是相同的。首先,上游国企的利润最大化决策为: $\max_{K_u, L_u} p_u A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha} - (1+\chi)(rK_u + wL_u)$, 由此可得如下一阶条件:

$$\alpha p_u Y_u = (1+\chi)rK_u \quad (4)$$

$$(1-\alpha)p_u Y_u = (1+\chi)wL_u \quad (5)$$

$$p_u = \frac{1+\chi}{A_u} \left(\frac{r}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (6)$$

式(4)和(5)分别为上游国企对资本和劳动的需求函数, p_u 是上游产品的价格。式(6)表明, 市场不完美程度与产品价格呈正向关系。下游企业的利润最大化决策和一阶条件如下:

$$\max_{M, K_d, L_d} p_d A_d K_d^\mu M^\theta L_d^{1-\mu-\theta} - (1+\chi)(p_u M + rK_d + wL_d)$$

$$\mu p_d Y_d = (1+\chi)rK_d \quad (7)$$

$$\theta p_d Y_d = (1+\chi)p_u M \quad (8)$$

$$(1-\mu-\theta)p_d Y_d = (1+\chi)wL_d \quad (9)$$

$$p_d = \frac{1+\chi}{A_d} \left(\frac{r}{\mu} \right)^\mu \left(\frac{p_u}{\theta} \right)^\theta \left(\frac{w}{1-\mu-\theta} \right)^{1-\mu-\theta} \quad (10)$$

其中, 式(7)~(9)是下游非国企关于资本、中间品和劳动的最优需求方程。式(10)是下游产品价格的定义式。结合式(3)、式(8)和产品市场出清方程可得式(11):

$$p_u Y_u = \tau p_d C_d + \frac{\theta}{1+\chi} p_d Y_d = \left(\tau + \frac{\theta}{1+\chi} \right) p_d Y_d = \xi p_d Y_d \quad (11)$$

令 $\xi = \tau + \frac{\theta}{1+\chi}$, 因此, ξ 衡量了资源错配程度, 该值越小表明资源错配程度越大, 同时, χ 越大, 资源错配程度也越严重, 生产要素会更少地向上游配置。由式(11)可知: $\frac{p_u Y_u}{p_d Y_d} = \xi$, 又由于 $\frac{\partial \xi}{\partial \chi} < 0$, 因此 χ 越大, 上游产品的供给越不足。通过式(10)再结合式(4)、(7)和式(5)、(9)^⑥可得分散均衡下资本和劳动在两部门中的配置比例(以上标 f 表示)为:

$$K_u^f / K_d^f = \alpha \xi / \mu \quad (12)$$

$$L_u^f / L_d^f = (1-\alpha) \xi / (1-\mu-\theta) \quad (13)$$

首先, 上述两式表明, 市场不完美程度越高, 上游企业获得的资本和劳动越少。其次, 通过式(3)、(8)、(11)以及下游产品市场出清方程可得: $M^f = \frac{\theta}{\tau(1+\chi) + \theta} Y_u^f$ (其中, $Y_u^f = A_u (K_u^f)^\alpha (L_u^f)^{1-\alpha}$), 由此可知: $\frac{\partial M^f}{\partial \chi} < 0$, 这表明下游企业对于中间品的需求随着市场不完美的加剧而减弱。最后, 由式(11)可得: $\frac{\partial^2 \xi}{\partial \theta \partial \chi} < 0$, 因此生产结构垂直化程度越高(θ 越大), 则市场不完美对于抑制上游产出的效果越强。特别需要关注的是, 由 $\theta=0$ 可得 $\frac{\partial \xi}{\partial \chi} = 0$, 这意味着当不存在垂直结构时, 上下游企业面临相同的市场不完美并不会影响资源配置, 而只有当垂直结构存在时, 市场不完美才会降低下游企业对上游中间品的需求, 并且随着 θ 的增大, 上述抑制效应越强, 从而导致整个经济产出的下降。由此可得命题1:

命题1: 在分散均衡中, 市场不完美会降低下游企业对上游中间品的需求, 导致上游企业的生产收缩, 且该效应会随着生产结构的垂直化和市场不完美的加剧而增强。

2. 全局最优均衡

由分散均衡可知, 当存在市场不完美时, 资源配置的效率并非最优。因此, 此处考虑一个全局最优均衡(亦被称作: 社会计划者均衡, Social Planner Equilibrium), 以此得到资源最优配置的理论基准。本文假定存在一个全知全能的仁慈政府, 他唯一关心的便是居民效用的最大化。政府掌握经济中所有的信息, 并拥有配置资源的权力。假设当政府配置完生产要素后(包括: K_i, L_i 和 $M, i=u, d$), 随后的供给与需求的均衡过程与分散经济相似(因此, 正文并未列出上述决策过程)。其中, 上下游企业会利用政府分配后的资源进行分散化的生

产,且生产过程中依旧存在着市场不完美,居民则会根据上下游最终品的数量进行分散化的消费决策,由此形成价格。综上,政府的目标函数和资源约束如下:

$$\begin{aligned} \max_{K_u, L_u, M} C &= \left(\frac{C_u}{\eta} \right)^\eta \left(\frac{C_d}{1-\eta} \right)^{1-\eta} \\ \text{s.t. } K_u + K_d &= K; L_u + L_d = L; C_u + M = A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha}; C_d = A_d K_d^\mu M^\theta L_d^{1-\mu-\theta} \end{aligned}$$

通过将上述问题化简为: $\max_{K_u, L_u, M} \eta \ln(A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha} - M) + (1-\eta) \ln[A_d (K-K_u)^\mu M^\theta (L-L_u)^{1-\mu-\theta}]$, 再利用简单求导可得全局最优均衡下资源配置的结果(以上标*表示)为:

$$K_u^*/K_d^* = \alpha(\tau + \theta)/\mu \quad (14)$$

$$L_u^*/L_d^* = (1-\alpha)(\tau + \theta)/(1-\mu-\theta) \quad (15)$$

$$M^* = \frac{\theta}{\tau + \theta} Y_u^* \quad (16)$$

由于 $\chi > 0$, 因此有 $\xi = \tau + \frac{\theta}{1+\chi} < \tau + \theta$, 再结合式(12)~(15)可知: $K_u^f < K_u^*$ 且 $L_u^f < L_u^*$, 从而有 $Y_u^f = A_u (K_u^f)^\alpha (L_u^f)^{1-\alpha} < A_u (K_u^*)^\alpha (L_u^*)^{1-\alpha} = Y_u^*$, 又因为 $\frac{M^f}{Y_u^f} = \frac{\theta}{\tau(1+\chi) + \theta} < \frac{M^*}{Y_u^*} = \frac{\theta}{\tau + \theta}$, 由此可知, 中间品供给的增加既源于上游产出的上升, 又源于上游产品用于中间品的比例提高。显然, 全局最优均衡下的总消费(也即总福利)是最大的, 因此有 $C^f = GDP^f < GDP^* = C^*$, 其中“ $C^* - C^f$ ”为市场不完美导致的总福利损失, 即: 无谓损失(Deadweight Loss)。由此可知, 市场不完美使得分散均衡并非帕累托最优, 而全局最优均衡为资源的高效配置提供了基准, 当政府引导生产要素的配置趋近全局最优均衡的结果时, 不仅能提升上游产出, 还会使得上游中间品的供应更为充裕, 从而能够克服市场不完美导致的总福利下降。

需要提及的是, 当 $\chi = 0$ 时, 全局最优均衡下的资源配置与分散均衡是相同的, 这并非巧合。虽然福利经济学定理第一定理可以简单总结为“分散均衡的资源配置都是帕累托最优的”, 但定理是有其适用范围的, 其中一个必要条件就是完美市场, 换言之, $\chi > 0$ 意味着分散均衡并非帕累托最优, 从而为政府调控资源创造了可行空间。由此可得命题2:

命题2: 市场不完美的存在使得全局最优均衡相比于分散均衡更具宏观效率, 具体表现为: 更多的资源向上游倾斜和更大比例的中间品供应, 这带来了更高的总福利水平。

3. 对微观效率的探讨

在对比全局最优下的企业微观效率之前, 首先需要回顾一下分散均衡中的情况。由于此时生产要素是自由流动的, 因此生产要素的边际产出在理论上是相同的, 而图1a中1998~2007年间国企与非国企的ROA逐渐收敛的走势也证明了这一点。其次, 在得到命题1和2后, 一个自然的问题是, 上游扩张以及更多的中间品供应对于上下游企业的微观效率有什么影响。本文通过对比不同部门的资本回报率和工资以回答上述问题。需要说明的是, 全局最优均衡中的资源并非由市场配置, 这会导致上游消费品价格 p_u 与中间品价格 p_{du} 并非相等。因此本文设立了两种价格, 而此时的上游产出可表示为: $p_u C_u + p_{du} M$ 。

以下是对上下游企业的微观效率的正式探讨。此处以资本回报率为例进行论证(工资的论证与此类似)。由定义可知, 上下游企业的资本回报率分别为: $r_u^* = \alpha(p_u^* C_u^* + p_{du}^* M^*)/K_u^*$ 和 $r_d^* = \mu p_d^* Y_d^*/K_d^*$ 。结合“ $\theta p_d^* Y_d^* = (1 + \chi) p_{du}^* M^*$ ”、式(3)和上游产品出清方程可得: $\frac{r_u^*}{r_d^*} = \frac{\alpha(p_u^* C_u^* + p_{du}^* M^*)/K_u^*}{\mu p_d^* Y_d^*/K_d^*} = \frac{\alpha \left(\tau p_d^* Y_d^* + \frac{\theta}{1+\chi} p_d^* Y_d^* \right)}{\mu p_d^* Y_d^*} \cdot \frac{K_d^*}{K_u^*} = \frac{\xi}{\tau + \theta} < 1$ 。因此,

当达到总福利最大化时, 上游企业的微观效率是低于下游的, 这与图1a所描述的“2008年国企积极参与宏观调控之后, 其ROA长期大幅低于非国企”的现象相一致。此外, 经简单的计算可得: $d(r_u^*/r_d^*)/d\theta < 0$, 这表明, 随着垂直结构的强化, 为达至全局最优, 需要更多地牺牲上游国企的微观绩效。进一步的推演表明, 国企不完全以利润导向的特征也保证了全局最优均衡是稳定的——若此时上游企业将微小数量 $\Delta K > 0$ 的资本以 $r_d^* - \Delta r$ 的利率贷给下游企业, 只要 $\Delta r > 0$ 选择合理, 则有“ $r_d^* > r_d^* - \Delta r > r_u^*$ ”。一方面, 由于此时下游资本的边际回报率

(r_u^*)高于贷款成本($r_d^*-\Delta r$),从而保证了下游企业是有贷款动机的;另一方面,若上游企业仅考虑个体利润的最大化,由于借款的收益($r_u^*-\Delta r$)高于其投入自身生产的边际回报(r_u^*),因此上游企业也有借款动机,则上游企业势必将“过量”的资本贷给下游,直至上下游的资本边际回报相等,最终使得资本配置偏离全局最优均衡,从而导致了宏观失效。但若上游企业是从全局最优的角度进行生产,则借贷行为不会发生($\Delta K=0$),从而确保了全局最优均衡的稳定性,这可能也是2008年后国企ROA长期与非国企保持较大差距的原因(图1b)。从这个意义上讲,本文解释了“国企兼顾公益性、民企追求盈利性”这一行为差异的内在逻辑。

那么,中间品供给的上升与“ $r_u^* < r_d^*$ ”之间是何种关系呢?由前文可知,分散均衡下的宏观失效是垂直结构下中间品市场的不完美所导致的(当 $\theta=0$ 时,即便 $\chi>0$,资源配置的效率也是最优的),因此只有消除了垂直结构中的市场不完美后,宏观效率才是最优的。通过计算可知: $\frac{p_{du}^*}{p_u^*} = \frac{p_{du}^* M^*}{p_u^* C_u^*} \cdot \frac{C_u^*}{M^*} = \frac{\theta p_d^* Y_d^* / (1+\chi)}{p_u^* C_u^*} \cdot \frac{Y_u^* - M^*}{M^*} = \frac{\theta p_d^* Y_d^* / (1+\chi)}{\tau p_d^* Y_d^*}$ 。 $\frac{\tau}{\theta} = \frac{1}{1+\chi} < 1$,这表明上游中间品价格是低于上游消费品价格的,且“ $p_u^* = (1+\chi)p_{du}^*$ ”意味着这样的“价格折扣”正好完全抵消了中间品市场中的不完美。因此,为了达至全局最优,政府会通过扩大中间品的供给占比和向上游倾斜资源以扩大上游产出的方式保障中间品的充足供应,由此压低了中间品的价格,但这种“人为”压低价格的方式也使得上游生产要素的边际产出(微观效率)下降。进一步地,由 $p_d^* Y_d^* = \frac{C^*}{1+\tau}$ 、 $p_d^f Y_d^f = \frac{C^f}{1+\tau}$ 和 $p_u^* C_u^* + p_{du}^* M^* = \frac{\xi C^*}{1+\tau}$ 、 $p_u^f Y_u^f = \frac{\xi C^f}{1+\tau}$,并结合 $C^f < C^*$ 可知:将更多的资源配置给上游国企既能直接提高上游产出($p_u^* C_u^* + p_{du}^* M^* > p_u^f Y_u^f$),又能通过增加中间品供给($M^* > M^f$)间接提升下游产出($p_d^* Y_d^* > p_d^f Y_d^f$),从而达到“国民共进”的效果。从这个意义上说,国企的“挤出效应”只可能发生在相同的行业之中,而并不存在于上下游行业之间(下文的模型拓展第二部分将对此进行说明)。综上可得命题3:

命题3:当市场不完美存在时,需要部分损失上游企业的微观效率以抵消垂直结构中的中间品供应不足的问题,从而达到宏观效率的最优。

表1对两种均衡下的资源配置和微观效率进行了总结(各变量的均衡值与大小比较参见《管理世界》网络发行版附录四)。现实中,2008年金融危机后的一段时期内中国的市场不完美情况有所恶化(王小鲁等,2021),因此本文的理论就成为了该时间段出现“上游国企效率悖论”的解释之一。需要说明的是,虽然本文模型是在静态一般均衡下刻画的,但大量的动态宏观文献已证明,在经济衰退中价格黏性和金融加速器等机制都会放大市场的不完美(清陇信宏、穆尔,1997;伯南克等,1999;亚科维耶洛,2005)。同时,对于如何通过政策平抑经济波动和促进经济增长的研究亦是汗牛充栋(伍德福德,2003;陈小亮、陈伟泽,2017;张等,2018;洪正等,2021)。因此,本文所探讨的垂直结构能够很好地融入带有摩擦的动态宏观模型中,以此为评估国企参与宏观调控的政策空间和效果提供理论依据。

四、实证检验

本章利用2002~2020年的上市公司与省级面板数据,分别从微观和宏观层面对上游国企效率悖论的基本事实和形成机制进行检验。其中,上市公司和省级面板数据分别来源于国泰安数据库和国家统计局。需要说明的是,相比于工业企业数据,上市公司数据涵盖了更多的行业,故被本文选用。本文将对以下核心观点进行验证:(1)相比于非国企,国企的微观效率较低,且该现象随着上游度的提升而强化;(2)“效率悖论”更多地体现在上游国企中,而非普遍存在;(3)市场不完美向上传导的机制是“效率悖论”产生的重要原因。

(一)数据说明

在正式开始实证检验之前,需要对实证部分涉及的上游度、市场不完美等指标和各数据库间的匹配问题进行介绍。首先,本文参考安特拉斯等(2012)利用历年的《中国投入产出表》来计算行业j的上游度(U_{pj}),该方法亦被学界广泛使用(李等,

表1 不同均衡下各指标对比(基准模型)

Panel	指标	分散均衡	全局最优均衡
Panel A	$K_u:K_d$	$\alpha\xi:\mu$	$\alpha(\tau+\theta):\mu$
	$L_u:L_d$	$(1-\alpha)\xi:(1-\mu-\theta)$	$(1-\alpha)(\tau+\theta):(1-\mu-\theta)$
	M	$\theta Y_u / [\tau(1+\chi)+\theta]$	$\theta Y_u / (\tau+\theta)$
Panel B	$r_u:r_d(w_u:w_d)$	1:1	$\xi:(\tau+\theta)$

注: $\xi = \tau + \frac{\theta}{1+\chi} < (\tau+\theta)$ 。

2014;王永进、刘灿雷,2016;刘,2019)。具体而言: $Up_i=1'(I-\Theta)-1$ 且 $\Theta=[\theta_{ij}]$,其中, $1'$ 是元素均为1的列向量, I 是单位阵, θ_{ij} 为*j*行业向*i*行业提供的中间品占*j*行业总产出的比重。 Up_i 越大表示该行业越处于上游地位,其产品更多地进入中间投入而非最终消费环节。

其次,本文分别从微观和宏观两个层面对市场不完美的指标进行测度。微观测度方面:(1)本文从中国研究数据服务平台获取了上市公司前五大下游客户信息。由于下游客户中非上市公司的财务数据难以获得,因此参考前人的做法(曾嵘、唐松,2023),本文只保留了下游客户为上市公司的样本,最终得到的有效数据约1000条,但这也导致本文无法通过加总微观数据来刻画宏观情况,因此本文使用了另一套指标衡量宏观层面的市场不完美程度;(2)为与前文一致,本文选择FC指数(哈德洛克、皮尔斯,2010)、勒纳指数、期间费用率这3个指标分别来衡量融资约束、垄断势力和交易成本这3种下游市场不完美的情况^⑦,并通过简单平均得出公司*i*的下游企业所面临的市场不完美程度。宏观测度方面:由于模型中市场不完美集中体现在要素市场层面,因此本文选取了《中国市场化指数数据库》中的要素市场发育度指标来衡量市场的不完美程度。该指数主要包含了资金和劳动力市场的发育度,该值越小则表明要素配置的市场不完美程度越高(王小鲁等,2021)。需要说明的是,受限于该指标仅发布到省级层面,因此关于“宏观效率”的检验只能细化至此。

最后,本文将由投入产出表计算得到的上游度匹配至上市公司数据中,匹配过程中有两点问题:(1)历年投入产出表的行业名称和划分种类存在细微差别,本文对此进行了统一;(2)上市公司数据和投入产出表对行业的划分存在差异,且由于上市公司数据对行业划分更细致,因此,本文对比了这二者对行业的具体定义,将上市公司行业分类对应至投入产出表行业分类之中。此外,由于上市公司数据库中不存在“综合行业”这一指标,而投入产出表中不存在该行业,因此本文将该年投入产出表中上游度的均值赋予了“综合行业”。为了行文简洁,关于数据匹配、变量的构造方法和统计描述参见《管理世界》网络发行版附录五。

(二)实证结果

表2首先利用上市公司数据对国企微观效率进行检验。其中,被解释变量为企业的ROA,核心解释变量为国企虚拟变量,调节变量为上游度。参考饶品贵、姜国华(2013)和清华大学(2020)的研究,选取的控制变量包括:企业市值、董事人数、企业年龄、第一大股东持股比、现金资产比例和两权分离率。国企的划分标准为:当实际控制人为国资委或政府时,国企虚拟变量取1,否则取0。列(1)~(3)表明:在样本期间内,国企的ROA低于非国企1.7%左右,而在2008年之后,国企的ROA更是低于非国企,表现为:列(3)中国企虚拟变量前的系数值为-0.0174,低于列(2)中的-0.0171。列(4)~(6)显示,交互项前的系数显著为负,这表明随着上游度的提升,国企的微观效率会出现更大幅度的下滑,且该现象在2008年后更为显著,表现为:列(6)交互项前的系数值为-0.0076,远低于列(5)中的-0.0041。上述结果表明,国企的微观效率不仅低于非国企,而且随着上游度的攀升而降低。

其次,表3利用省级面板数据检验了上游国企效率悖论。为与基准模型对宏观效率的刻画相一致,本文以人均居民消费作为被解释变量来代表总福利水平,并以(上游)国企的ROA作为被解释变量,其中,国企的归属问题是按照上市公司注册地划分的。参考刘瑞明、石磊(2010)和万广华等(2022)的做法,控制变量包括:地区生产总值、教育程度、金融发展程度、对外开放度和总人口。列(1)

表2 垂直结构下的国企微观效率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA					
样本期限	2002~2020	2008~2020	2002~2020	2008~2020	2002~2020	2008~2020
国企虚拟变量	-0.0130*** (0.0017)	-0.0171*** (0.0018)	-0.0174*** (0.0023)	0.0139*** (0.0037)	0.0010 (0.0038)	0.0152*** (0.0045)
国企虚拟变量 ×上游度				-0.0059*** (0.0007)	-0.0041*** (0.0007)	-0.0076*** (0.0008)
上游度				0.0014** (0.0006)	0.0016*** (0.0006)	0.0033*** (0.0007)
企业市值		0.0183*** (0.0007)	0.0196*** (0.0007)		0.0190*** (0.0007)	0.0208*** (0.0008)
董事人数		0.0071*** (0.0027)	0.0108*** (0.0031)		0.0073*** (0.0028)	0.0115*** (0.0033)
企业年龄		-0.0164*** (0.0035)	-0.0118*** (0.0044)		-0.0163*** (0.0037)	-0.0094*** (0.0047)
第一大股东 持股比例		0.1116*** (0.0063)	0.1291*** (0.0075)		0.1140*** (0.0066)	0.1334*** (0.0080)
现金资产比例		0.1268*** (0.0033)	0.1190*** (0.0036)		0.1245*** (0.0035)	0.1147*** (0.0038)
两权分离率		-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)		-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)
观测值	51635	43567	37508	44868	39746	33687
R ²	0.0383	0.0976	0.0971	0.0408	0.1008	0.1026
企业数	4868	4677	4635	4433	4200	4158

注:a.括号中为标准差,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平,以下同;b.所有回归均控制了企业和年份的固定效应(限于篇幅未展示),以下同;c.受篇幅所限,常数项未汇报,以下同。

~(2)显示,国企 ROA 前的系数不仅不显著且符号方向不稳定,因此,国企 ROA 与总福利之间的关系并不明确。列(3)~(4)则表明,上游国企的 ROA 越低,总福利水平越高,即:上游国企通过牺牲微观效率能够提升宏观效率,从而验证了上游国企效率悖论的存在。进一步研究表明,国企效率悖论仅适用于上游而非所有行业,下游国企较低的微观绩效反而存在宏观拖累效应。具体地,当在列(5)中同时控制了国企和上游国企的微观绩效后,上游国企 ROA 前的系数显著为负,而国企 ROA 前的系数显著为正。因此本文认为,为了提升宏观效率可以适当地牺牲上游国企微观效率,但损害下游国企的微观效率则反而会对宏观经济产生拖累效应。

最后是对核心机制的分析。第一步是对市场不完美的向上传导机制进行微观层面的检验,表4中Panel A的列(1)~(3)显示,下游市场越不完美,国企 ROA 越低。列(4)~(6)则表明,该效应在非国企中有所削弱,表现为:市场不完美指标前的系数绝对值的大小和显著性均大幅下降,从而验证了国企通过牺牲微观效率以克服市场不完美向上传导的机制(命题3)。进一步地,本文通过加总下游企业支付给公司 i 的货款以衡量公司 i 的中间品需求情况(该值越大表明公司 i 的产品需求量越大),以此验证市场不完美通过中间品需求渠道的向上传导机制。Panel B的列(7)~(9)显示,下游市场越不完美,则下游企业对上游中间品的需求越弱(命题1)。列(10)~(12)进一步表明,当将中间品需求指标纳入列(1)~(3)的方程中后,市场不完美指标前系数的绝对值大小和显著性均大幅下降。综上,本文从微观层面完成了命题1和3的机制检验。

第二步,本文利用省级面板数据对国企提升宏观效率的机制进行了验证。参考饶品贵、姜国华(2013)的做法,本文以企业总资产来代表企业规模,并作为被解释变量;核心解释变量为要素市场发育度。Panel C中列(13)~(14)的结果表明,市场越不完美(要素市场发育度越低)则国企规模越小,同时在显著性相似的情况下,列(14)中要素市场发育度指标前的系数大于列(13),这再次表明市场不完美的向上传导能够抑制上游企业的规模(命题1)。列(15)~(18)是对命题2的检验,其中,被解释变量为人均居民消费,核心解释变量为企业规模,调节变量为市场发育度。结果表明,上游国企的扩张能够显著提升人均消费水平,而全部国企的扩张则带来相反的效果。原因在于,上游国企的扩张虽然降低了自身微观效率,但提升了整体宏观效率,而下游国企的扩张则很可能产生“双重效率拖累”(刘瑞明、石磊,2010)。列(17)~(18)进一步显示,企业规模前的系数显著为正,且“企业规模 \times 要素市场发育度”交互项前的系数显著为负,这表明要素市场发育度越低,(上游)国企的扩张越有利于提升总福利。更有意思的是,列(18)中企业规模和交互项的系数值要大于列(17),这再次表明,当市场不完美存在时,上游国企扩张更有利于宏观效率的提升。

表3 上游国企效率悖论的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
人均居民消费					
国企 ROA	0.0572 (0.0835)	-0.0839 (0.0628)			0.3271* (0.1689)
上游国企 ROA			-0.1551** (0.0755)	-0.1230** (0.0564)	-0.3969*** (0.1522)
地区生产总值		0.2886*** (0.0229)		0.2862*** (0.0227)	0.2719*** (0.0238)
教育程度		7.3359*** (1.3084)		7.0398*** (1.3186)	6.9814*** (1.3156)
金融发展程度		0.1067*** (0.0320)		0.1032*** (0.0319)	0.0975*** (0.0320)
对外开放度		0.0433*** (0.0215)		0.0441*** (0.0214)	0.0466*** (0.0214)
总人口		-0.2761*** (0.0496)		-0.2794*** (0.0497)	-0.2634*** (0.0503)
观测值	589	589	587	587	587
R^2	0.9890	0.9940	0.9890	0.9940	0.9940
地区数	31	31	31	31	31

表4 机制分析

Panel A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	国企 ROA			非国企 ROA		
下游市场不完美指标	FC指数 -0.1336*** (0.0454)	勒纳指数 -0.1964*** (0.0726)	期间费用 -0.3519*** (0.0729)	FC指数 -0.1239*** (0.0276)	勒纳指数 -0.1239*** (0.0548)	期间费用 -0.1255*** (0.0570)
观测值	373	378	375	554	566	566
R^2	0.3212	0.3155	0.3684	0.1593	0.1700	0.1692
企业数	177	179	178	297	304	304
Panel B	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
变量	中间品需求			国企 ROA		
下游市场不完美指标	FC指数 -0.6629*** (0.2401)	勒纳指数 -0.8911** (0.4440)	期间费用 -0.8858* (0.4606)	FC指数 -0.1114** (0.0449)	勒纳指数 -0.1635** (0.0723)	期间费用 -0.3213*** (0.0715)
中间品需求				0.0269*** (0.0081)	0.0270*** (0.0080)	0.0252*** (0.0077)
观测值	928	945	943	372	377	375
R^2	0.2244	0.2145	0.2133	0.3599	0.3548	0.4048
企业数	467	475	474	177	179	178
Panel C	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
变量	国企规模	上游国企规模	人均居民消费			
			全部国企	上游国企	全部国企	上游国企
企业规模			-0.0151*** (0.0050)	0.0078** (0.0038)	0.0239*** (0.0065)	0.0385*** (0.0050)
企业规模 \times 要素市场发育度					-0.0039*** (0.0004)	-0.0038*** (0.0004)
要素市场发育度	0.0321** (0.0135)	0.0425** (0.0182)	0.0036** (0.0017)	0.0027 (0.0017)	0.1088*** (0.0120)	0.1047*** (0.0118)
观测值	651	649	651	649	651	649
R^2	0.8980	0.7863	0.9945	0.9944	0.9951	0.9951
地区数	31	31	31	31	31	31

注:列(1)~(12)中的控制变量与表2一致,列(13)~(14)中的控制变量与表3一致。

五、模型拓展

在对基准模型阐述的机制进行了实证检验后,本章通过引入中游部门、上游垄断势力、政府补贴、下游国企和资本动态积累等五方面对模型进行拓展,以此更好地刻画现实并解决实际问题。研究表明:(1)当引入中游部门后,市场不完美向上游传导的路径亦被拉长,导致越是上游的企业,其生产越被扭曲,效率悖论越容易发生;(2)垄断势力会抑制分散均衡中上游国企的产量,使得其在微观效率上升的同时损害了宏观效率。若欲达至宏观最优,则需要政府更大规模地向上游行业配置资源,这会导致上游国企损失更多的微观效率;(3)由于补贴中间品能够直接对冲市场不完美的向上传导机制,因此相比于对全行业的补贴,补贴中间品对政府而言成本更小;(4)无论在何种均衡中,下游国企的微观效率都与下游非国企相同,这意味着下游应当是充分竞争的,而“效率悖论”现象仅限于上游国企;(5)当引入投资行为后,由于全局最优均衡下单期的产出相较于分散均衡更高,因此资本在通过动态积累后会达到更高的稳态值。尽管此时国企的微观效率依然较低,但其在提升宏观效率方面却发挥了更大的作用。

(一)引入中游部门

由分散均衡的结果可知,市场不完美通过垂直结构向上传递,从而使得上游产品供给不足。一个自然的推论是,垂直生产链条越长,市场不完美越会传导至更为上游的部门中,从而加剧了上游产品的供给不足并恶化宏观效率,这就要求加大向上游配置资源的力度。本节在基准模型中引入中游部门以进一步阐释垂直结构中市场不完美的传导机制。

1. 模型构建

在引入中游行业(以下标 m 表示)后,居民部门的一篮子商品构成变为: $C = \left(\frac{C_u}{\eta_u}\right)^{\eta_u} \left(\frac{C_m}{\eta_m}\right)^{\eta_m} \left(\frac{C_d}{\eta_d}\right)^{\eta_d}$, 其中, η_i 代表 i 行业产品最终品占居民消费的比重,且 $\sum_{i=u,m,d} \eta_i = 1$ 。居民的预算约束变为: $\sum_{i=u,m,d} p_i C_i \leq rK + wL$, 由居民的一阶条件可得: $\frac{p_u C_u}{p_m C_m} = \frac{\eta_m}{\eta_u}$ 和 $\frac{p_u C_u}{p_d C_d} = \frac{\eta_d}{\eta_u}$, 为方便讨论,分别记作: $\tau_m = \frac{\eta_m}{\eta_u}$ 和 $\tau_d = \frac{\eta_d}{\eta_u}$ 。

生产部门的设定变动如下:(1)上游企业生产仅需要资本和劳动,其产品既为中间品又是最终消费品;(2)中游企业的生产除了需要资本和劳动外,还需要上游提供的中间品 M_{mu} , 其产品既为中间品亦是最终消费品;(3)下游企业的生产需要资本和劳动以及上游和中游部门提供的中间品(分别为 M_{du} 和 M_{dm})。三者的生产函数分别为: $Y_u = A_u K_u^{\alpha_u} L_u^{1-\alpha_u}$ 、 $Y_m = A_m K_m^{\alpha_m} M_{mu}^{\alpha_{mu}} L_m^{1-\alpha_m-\alpha_{mu}}$ 和 $Y_d = A_d K_d^{\alpha_d} M_{du}^{\alpha_{du}} M_{dm}^{\alpha_{dm}} L_d^{1-\alpha_d-\alpha_{du}-\alpha_{dm}}$, 其中, α_i 是资本总回报占 i 部门的比重; M_{ij} 是 j 部门向 i 部门提供的中间品, α_{ij} 是 M_{ij} 关于 i 部门的产出弹性。最终,市场出清条件为: $\sum_{i=u,m,d} K_i = K$ 、 $\sum_{i=u,m,d} L_i = L$ 、 $Y_u = C_u + M_{mu} + M_{du}$ 、 $Y_m = C_m + M_{dm}$ 和 $Y_d = C_d$ 。表5的Panel A列示了分散均衡和全局最优均衡下的资源配置情况:

2. 模型分析

通过计算可知, $\xi_{dm}^s < \xi_{dm}^* < \xi_{du}^s < \xi_{du}^*$, 从而有 $Y_u^s < Y_u^*$, 由此可得与基准模型相同的结论:当 $\chi > 0$ 时,分散均衡下的资源配置并非全局最优,且垂直生产链条越长,越是上游的企业其产量越是不足。由于市场不完美产生的扭曲效应是通过中间品的需求关联向上累积的,因此,市场不完美会导致相对下游的行业对中间品的需求下降,从而抑制了相对上游的行业对中间品的供给(这便是 ξ_{du}^s 和 ξ_{dm}^s 定义式中“ $\frac{\alpha_{du}}{1+\chi}$ ”、“ $\frac{\alpha_{mu}}{1+\chi}$ ”以及“ $\frac{\alpha_{dm}}{1+\chi}$ ”项的来源),(相对)上游行业的产品需求减少则进一步抑制其对最上游的中间品供应商(模型中为上游厂商)的产品需求(这便是 ξ_{du}^s 定义式中“ $\frac{\alpha_{dm}}{1+\chi} \cdot \frac{\alpha_{mu}}{1+\chi}$ ”项的来源),从而导致最上游行业的中间品供应严重不足,即: $M_{du}^s < M_{du}^*$ 且 $M_{dm}^s < M_{dm}^*$ 。正如刘(2019)

表5 不同均衡下各指标对比(引入中游部门)

Panel	指标	分散均衡	全局最优均衡
Panel A	$K_u : K_m : K_d$	$\alpha_{\xi_{du}^s} : \alpha_{\xi_{dm}^s} : \alpha_d$	$\alpha_{\xi_{du}^*} : \alpha_{\xi_{dm}^*} : \alpha_d$
	$L_u : L_m : L_d$	$(1-\alpha_u)\xi_{du}^s : (1-\alpha_m-\alpha_{mu})\xi_{dm}^s : (1-\alpha_d-\alpha_{du}-\alpha_{dm})\xi_{du}^s$	$(1-\alpha_u)\xi_{du}^* : (1-\alpha_m-\alpha_{mu})\xi_{dm}^* : (1-\alpha_d-\alpha_{du}-\alpha_{dm})\xi_{du}^*$
	M_{mu}	$\xi_{dm}^s \alpha_{mu} Y_u / [\xi_{du}^s (1+\chi)]$	$\xi_{dm}^* \alpha_{mu} Y_u^* / \xi_{du}^*$
	M_{du}	$\alpha_{du} Y_u / [\xi_{du}^s (1+\chi)]$	$\alpha_{du} Y_u^* / \xi_{du}^*$
Panel B	$r_m : r_d (w_m : w_d)$	1 : 1	$\xi_{dm}^s : \xi_{dm}^*$
	$r_u : r_d (w_u : w_d)$	1 : 1	$\xi_{du}^s : \xi_{du}^*$

注: a. $\xi_{dm}^s = \frac{\tau_d}{\tau_u} + \frac{\alpha_{dm}}{1+\chi}$ 、 $\xi_{dm}^* = \tau_d + \frac{\xi_{dm}^* \alpha_{mu}}{1+\chi} + \frac{\alpha_{dm}}{1+\chi}$ 、 $\xi_{du}^s = \frac{\tau_d}{\tau_u} + \alpha_{du}$ 和 $\xi_{du}^* = \tau_d + \xi_{dm}^* \alpha_{mu} + \alpha_{du}$; b. Y_u^s 、 Y_u^* 、 Y_m^s 和 Y_m^* 的表达式可通过将各自的资本、劳动和中间品代入生产函数而得到; c. 模型的具体求解过程参见《管理世界》网络发行版附录六。

所言,市场不完美通过中间品需求不断向上游传递,使得越是上游的部门越会成为汇集市场不完美的“集中池”,其面临的市场不完美也就越严重,导致分散均衡中的资源配置就越低效。

表5的Panel B进一步对比了不同资源配置下的上下游部门的微观效率,并做出以下两点说明:(1)在分散均衡下,各行业的生产要素边际产出是相同的,因此它们的微观效率也是相同的;(2)在全局最优均衡中,中上游部门的资产回报率低于下游部门,原因就在于上游国企通过扩大中间品供应以达至全局最优,这实际上是通过压低中间品价格的方式补贴(相对)下游厂商。同样可以证明,在全局最优均衡下,中间品的价格低于该产品作为消费品时的价格,这必然使得相对上游的部门的微观效率低于相对下游的部门。

综上,垂直结构的生产链条越长,市场不完美就越会通过中间品的需求渠道层层传递至最上游的行业中,因此行业的上游度越高,则越应该对该行业倾斜资源。此举能够通过增加中间品供给的方式,压低中间品的价格以达至宏观最优,但同样损害了上游企业的微观效率。

(二)引入上游垄断

如前文所述,部分文献发现中国存在着“上游垄断,下游竞争”的市场格局,本节的研究表明:上游垄断进一步扭曲了资源的配置,这虽然会提高国企的要素回报率,但却恶化了宏观效率。因此,宏观效率最优的目标就要求政府对资源配置采取更大规模的调控。

本节假设除垄断势力外,国企与非国企面临的其他类型的市场不完美是相同的。参考《管理世界》网络发行版附录三中对垄断势力的设定,在上游行业中,垄断竞争的国企 z 均匀分布在 $[0,1]$ 区间内,其产出为 $Y_{u,z}$,且上游行业最终产品的组合为: $Y_u = \left(\int_0^1 Y_{u,z}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dz \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$,其中,不同国企产品之间的替代弹性为 $\varepsilon > 1$,该弹性越小说明国企越具有垄断势力。国企按成本价 mc_u 进行生产,并以垄断价格 $p_{u,z}$ 售出后获取利润,而下游企业仍在完全竞争的产品市场中生产。为求解方便,假定上游行业获取的垄断利润归居民部门所有。由于此时的市场出清方程和居民效用函数并未发生改变,因此全局最优均衡下的配置与基准模型一致。而在分散均衡下,由于上游垄断势力的存在,导致其产品需求和定价公式分别为: $Y_{u,z} = \left(\frac{p_{u,z}}{p_u} \right)^{-\varepsilon} Y_u$ 和 $p_{u,z} = p_u = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} mc_u$,其中, mc_u 的表达式如下:

$$mc_u = \min_{K_u, L_u} (1 + \chi)(rK_u + wL_u) \\ \text{s.t. } Y_u = A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha} \leq 1$$

由此得到上游产品的定价公式为: $p_u = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{1+\chi}{A_u} \left(\frac{r}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha}$,同时上游国企对资本和劳动的需求方程变为: $\alpha p_u Y_u = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} (1+\chi) r K_u$ 和 $(1-\alpha) p_u Y_u = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} (1+\chi) w L_u$ 。观察上述方程可知,垄断势力抬高了上游行业的产品价格($\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} > 1$),从而反向削弱了下游行业对上游中间品以及居民对上游最终品的需求,最终抑制了上游国企的产量。表6的Panel A表明,相比于全局最优均衡,当存在上游垄断时,上游行业中的生产要素供给相比于基准模型更为不足,进而导致其产量和中间品供应下降,这进一步恶化了宏观效率,但是从微观效率来看,上游垄断地位保证了国企有更高的微观效率(表6的Panel B)。

需要说明的是,在分散均衡中,垄断势力使得上游国企获取了较高的微观效率,因此在全局最优均衡下,需要上游国企更多地牺牲其微观效率。此外,由于垄断加剧了分散均衡下上游产品的供给短缺,导致政府不得不对资源配置进行更大规模的调控。然而在实践中,信息摩擦和央地博弈等问题的存在不仅会削弱资源分配政策的效果,更会带来其他社会经济问题(费夫、彼得伦蒂,2016)。因此为了减少行政干预的力度,本文认为促进上游行业的良性竞争对于解决资源错配是至关重要的,事实上,当前的国企混改正是通过引入民营资本、放开垄断行业的竞争性环节,打破了国企的垄断地位,并最终有利于充分发挥市场的力量。

(三)引入政府补贴

现实中,政府无法掌握完全信息,直接的行政干预也往往会带来更多的扭曲,因此,财政补贴成为了政府常用的引导资

表6 不同均衡下各指标对比(引入上游垄断)

Panel	指标	分散均衡	全局最优均衡
Panel A	$K_u : K_d$	$\alpha \xi^m : \mu$	$\alpha(\tau + \theta) : \mu$
	$L_u : L_d$	$(1-\alpha)\xi^m : (1-\mu-\theta)$	$(1-\alpha)(\tau + \theta) : (1-\mu-\theta)$
	M	$\theta Y^m / [\tau(1+\chi) + \theta]$	$\theta Y^m / (\tau + \theta)$
Panel B	$r_u : r_d(w_u : w_d)$	$\varepsilon / (\varepsilon - 1) : 1$	$\xi : (\tau + \theta)$

注:a. $\xi^m = \xi(1-1/\varepsilon)$; Y^m 表示在引入上游垄断后分散均衡下的上游产出;b. 具体计算过程参见《管理世界》网络发行版附录七。

源配置的方式(蒋冠宏,2022)。为了探讨如何利用政府补贴达至全局最优以及上述政策的财政成本,本节引入了政府部门。假设政府的收入来源于税收 T ,居民的预算约束变为: $p_u C_u + p_d C_d \leq rK + wl + R - T$;政府支出用于补贴 S 和消费 \bar{G} (假设 \bar{G} 为常数,其消费篮子与私人相同),假定政府的财政预算是平衡的,即: $\bar{G} + S = T$,参考刘(2019)的定义可得: $GDP = C + \bar{G} = rK + wl + R - S$,因此 GDP 为 S 的减函数。

1. 对行业进行补贴

假设补贴服从从价的形式。首先,当政府仅对上游进行补贴时(补贴率为 s_u),其对生产要素的需求函数变为: $\alpha p_u Y_u = (1 + \chi - s_u) r K_u$ 和 $(1 - \alpha) p_u Y_u = (1 + \chi - s_u) w L_u$ 。此时,上下游行业中的市场不完美分别为 $\chi_u = \chi - s_u$ 和 $\chi_d = \chi$ 。通过将式(4)、(5)和(7)~(9)中的 χ 分别替换为 χ_u 和 χ_d 可知,即便此时可通过调整 $s_u = \frac{\theta}{\theta + \tau} \chi$ 使得 $\frac{K_u^f}{K_d^f}(s_u) = \frac{K_u^*}{K_d^*}$ 且 $\frac{L_u^f}{L_d^f}(s_u) = \frac{L_u^*}{L_d^*}$,但由于下游的市场不完美抑制了中间品需求,仍无法实现中间品的最优配置。其次,当政府仅以 s_d 的补贴率对上游行业进行补贴时,上下游行业面临的市场不完美程度分别为 $\chi_u = \chi$ 和 $\chi_d = \chi - s_d$,虽然此时可以通过调整 $s_d = \chi$ 以提升下游行业对中间品的需求,但较高的上游市场不完美程度会抑制上游产出,因此依然无法实现全局最优。以上分析最终表明,单一地补贴上游或下游行业仅能够缓解但不能完全解决宏观失效的问题。因此,需同时补贴上下游行业($s_u = s_d = \chi$)方可达至全局最优,而此时的补贴总额 $S_a = \chi(1 + 1/\tau) p_u^* Y_u^*$ 。

2. 对中间投入进行补贴

对全行业进行补贴不仅造成了较大的财政压力,在实践中的执行难度也较大。然而,由命题1可知,市场不完美的上游传导机制是导致宏观低效的根源,因此,若仅对下游行业使用的中间品进行补贴理应可以产生事半功倍的政策效果。此处假设, s_m 为中间品补贴率,从而有: $\theta p_d Y_d = (1 + \chi - s_m) p_u M$ 以及 $S_m = s_m p_u M$,利用式(11)可得:

$$\begin{cases} \frac{(1 + \chi) r K_u}{\alpha} = \left(\tau + \frac{\theta}{1 + \chi - s_m} \right) \frac{(1 + \chi) r K_d}{\mu} \\ \frac{(1 + \chi) r K_u}{\alpha} = \left(\tau + \frac{\theta}{1 + \chi - s_m} \right) \frac{(1 + \chi) w L_d}{\mu} \end{cases}$$

由此可知,当 $s_m = \chi$ 时,资源配置效率达到最优,且 $S_m = \chi p_u^* M^* = \frac{\theta \chi}{\tau + \theta} p_u^* Y_u^*$,由此可知,最优补贴与市场不完美

和垂直结构息息相关,当市场越不完美、垂直结构越凸显时,政府对于购买中间品的补贴力度应当越大。本文进一步研究发现,补贴中间品可以通过三条渠道优化资源配置:(1)补贴政策直接促使下游企业更多地使用中间品;(2)补贴使得下游企业面临的中间品成本下降,这会使得下游企业减少对资本和劳动的使用;(3)下游行业对中间品需求提升促进了上游扩张,这进一步加速了资本和劳动向上游行业流入。

最终,经简单计算可得: $S_m < S_a$,由此可知,相比于全行业的补贴,补贴中间品不仅操作简单且代价更小。其政策含义表现为,疏通供应链堵点具有四两拨千斤的政策效果。

(四)引入下游国企

为凸显垂直结构的关键特征,基准模型假设国企仅分布于上游。但现实中大量国企涉猎下游竞争行业,那么,下游国企是否同样存在“效率悖论”呢?对该问题的回答有助于理解国企微观效率的结构性分叉现象(图1b)。研究表明:不同于上游国企,下游国企在微观效率上的损失必然导致宏观低效。因此,下游行业中不同所有制企业的微观效率应当趋同。

1. 模型构建

本节在下游行业中同时引入了国企和非国企(分别以下标 ds 和 dp 表示)。就下游企业而言,其生产函数变为: $Y_{dj} = A_{dj} K_{dj}^{\mu} M_j^{1-\mu-\theta} (j=s, p)$;其中, M_s 和 M_p 分别是下游国企和非国企使用的上游中间品数量,从而有: $C_u + M_s + M_p = Y_u$ 。下游各类企业的最优化决策为: $\max_{M_j, K_{dj}, L_{dj}} p_{dj} A_{dj} K_{dj}^{\mu} M_j^{\theta} L_{dj}^{1-\mu-\theta} - (1 + \chi)(p_u M_j + r K_{dj} + w L_{dj})$,其中, p_{dj} 为 dj 部门产品的价格。下游各类企业的最终产品 Y_d 通过“ $\left(\frac{Y_{ds}}{\mu_d} \right)^{\mu_d} \left(\frac{Y_{dp}}{1 - \mu_d} \right)^{1 - \mu_d}$ ”的形式复合而成,其中, μ_d 为下游国企产品占下游总产出的比重,由此可得下游最终品价格为: $p_d = p_{ds}^{\mu_d} p_{dp}^{1 - \mu_d}$ 。

2. 模型分析

表7展示了分散均衡和全局最优均衡下的资源配置和微观效率的对比,由此可知,基准模型得到的命题在引入下游国企后依然成立。但对于下游国企而言,无论是在分散均衡还是宏观最优均衡下,其与下游非国企的生产要素配置比例没有发生变化,具体表现为, $K_{ds}:K_{dp}=L_{ds}:L_{dp}=\mu_d:(1-\mu_d)$ 。更重要的是,即便在宏观最优均衡中,下游国企和非国企的微观效率也应当是相同的。原因在于,市场不完美向上传导的机制才是导致宏观失效的根源,而当各部门面临的 χ 相同时,市场不完美并不会发生横向传递,也不会导致资源配置的扭曲。因此,在宏观最优均衡中,下游各部门的微观效率不应因为所有制的不同而有所区别,不同行业分布的国企也应当有不同的经营目标。然而,现实中却存在着大量国企布局下游行业且享受政策优惠和隐性担保的情况(杨瑞龙,2018),依据本文的结论,扶持下游国企的做法不仅会因生产要素边际报酬递减而带来微观失效,同时也因挤占了非国企的发展空间而引发宏观失效,最终导致国有企业的“双重效率损失”(刘瑞明、石磊,2010)。

(五)引入资本积累

基准模型采用了静态一般均衡分析,因此经济中的总产出都会被消费掉,而无法被储蓄下来。在引入了资本动态积累的机制后,相比于分散均衡,虽然全局最优均衡下国企的微观效率依然更低,但此时更高的单期产出会转化为更高的投资水平,通过资本的动态积累最终会产生更高的稳态值,从而进一步提升了总福利水平。

1. 模型构建

动态模型中的居民部门在其预算约束下会最大化无限期的效用贴现之和(其中,居民效用的跨期贴现因子为 $\beta \in (0,1)$),且居民劳动总量 L 依旧外生,因此有 $L=L_u+L_d$ 。居民除了消费还需要选择投资水平 I ,因此,资本积累方程为: $K_t=(1-\delta)K_{t-1}+I_t$ (其中, δ 为资本折旧率)。进一步假设消费与投资来源于最终品 F_t ,且最终品以 $F_t=\left(\frac{f_u}{\eta}\right)^\eta\left(\frac{f_d}{1-\eta}\right)^{1-\eta}$ 的方式合成(f_u 和 f_d 分别为上下游最终品)。上游产品一部分用作最终品,一部分用作中间品,从而有: $f_u+M_t=Y_u$;而下游产品全部用作最终品,从而有: $f_d=Y_d$ 。

在分散经济中,居民与企业的优化决策是分开的,由于企业是单期决策,因此企业的优化方程与式(4)~(10)相同。而在动态全局最优经济中,政府通过调配生产要素(M_t 、 K_{t-1} 和 L_t ,且 $i=u,d$)以及消费和投资的比例来最大化居民效用(总福利)。表8展示了分散经济和全局最优经济下的最优化问题:

2. 模型分析

在进行正式的分析之前,需要说明的是,本文并不关注模型的动态过程,而是将分析的重点放在稳态值的比较上。表9中Panel A和B则分别展示了生产要素配置比例和上下游微观绩效对比的稳态值,其结果与基准模型一致。由于本文已在静态模型中证明,当要素禀赋相同时,全局最优均衡下的总福利(总产出)水平较高,

表7 不同均衡下各指标对比(引入下游国企)

Panel	指标	分散均衡	全局最优均衡
Panel A	$K_u:K_d:K_p$	$\alpha\xi:\mu\mu_d:\mu(1-\mu_d)$	$\alpha(\tau+\theta):\mu\mu_d:\mu(1-\mu_d)$
	$L_u:L_d:L_p$	$(1-\alpha)\xi:(1-\mu-\theta)\mu_d:(1-\mu-\theta)(1-\mu_d)$	$(1-\alpha)(\tau+\theta):(1-\mu-\theta)\mu_d:(1-\mu-\theta)(1-\mu_d)$
	M_u	$\frac{\theta\mu_d Y_u^d}{\tau(1+\chi)+\theta}$	$\frac{\theta\mu_d Y_u^d}{\tau+\theta}$
	M_d	$\frac{\theta(1-\mu_d)Y_u^d}{\tau(1+\chi)+\theta}$	$\frac{\theta(1-\mu_d)Y_u^d}{\tau+\theta}$
Panel B	$r_u:r_d:r_p$ ($w_u:w_d:w_p$)	1:1:1	$\frac{\xi}{\tau+\theta}:1:1$

注:a. Y_u^d 和 Y_u^d 分别表示在引入下游国企后分散均衡和全局最优均衡下的上游产出;b.全局最优均衡的推导参见《管理世界》网络发行版附录八。

表8 分散经济和全局最优经济下的最优化问题(引入资本积累)

分散经济	全局最优经济
居民的最优决策: $\max_{C_t, I_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln C_t$ s.t. $C_t + I_t \leq r_t K_{t-1} + w_t L_t + R_t$	$\max_{C_t, I_t, M_t, K_{t-1}, L_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln C_t$ s.t. $C_t + I_t \leq \left(\frac{f_u}{\eta}\right)^\eta \left(\frac{f_d}{1-\eta}\right)^{1-\eta}; K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t; K_u + K_d = K_t; L_u + L_d = L; f_u = A_u K_u^\mu L_u^{1-\mu}; f_d = A_d K_d^\mu L_d^{1-\mu}; f_u + M_t = A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha}$
企业的最优决策:与静态模型相同,故不赘述。	

因此,当这两类经济系统在第0期拥有相同的要素禀赋时(用于生产 K_{-1} 和 L 是相同的),在第0期全局最优均衡下的投资也将高于分散均衡的水平。由于 $K_t=(1-\delta)K_{t-1}+I_t$,因此,随着经济系统向稳态收

表9 不同均衡下各指标稳态值对比(引入资本积累)

Panel	指标	分散均衡	全局最优均衡
Panel A	$K_u:K_d$	$\alpha\xi:\mu$	$\alpha(\tau+\theta):\mu$
	$L_u:L_d$	$(1-\alpha)\xi:(1-\mu-\theta)$	$(1-\alpha)(\tau+\theta):(1-\mu-\theta)$
	M	$\theta Y_u / [\tau(1+\chi)+\theta]$	$\theta Y_u^* / (\tau+\theta)$
Panel B	$r_u:r_d(w_u:w_d)$	1:1	$\xi:(\tau+\theta)$
Panel C	K	$\frac{(\alpha\xi+\mu)\left[\frac{A^*}{(1+\chi)^{1+\theta(1-\eta)}}\right]^{\frac{1}{1-\eta}}}{(1-\alpha)\xi+(1-\mu-\theta)}L$	$\frac{[\alpha(\tau+\theta)+\mu]\left[\left(\frac{\tau+\theta}{\tau}\right)^{\frac{1}{\eta}}A^*\right]^{\frac{1}{1-\eta}}}{(1-\alpha)(\tau+\theta)+(1-\mu-\theta)}L$

注:a. $A^*=\frac{\theta^{\theta(1-\eta)}A_u^\sigma A_d^{1-\sigma}\alpha^\sigma(1-\alpha)^{(1-\alpha)\sigma}\mu^{\mu(1-\eta)}(1-\mu-\theta)^{(1-\mu-\theta)(1-\eta)}}{r}$ (其中, $r=$

$1/\beta-1+\delta$), $\phi=\frac{1}{1-\mu(1-\eta)-\alpha\sigma}$;b.动态模型的一阶条件参见《管理世界》网络发行版附录九。

敛,表9中Panel C的结果显示,全局最优均衡下的资本存量稳态值也变得更高。进一步地,在动态经济中,由于全局最优均衡中积累了更多的资本(而劳动供给在两种均衡下是相同的),且生产要素的配比在两类均衡中未发生改变,因此将模型动态化后,上游国企效率悖论依然存在,但全局最优均衡下的总福利水平将得到更大幅度的提升。

六、结论与政策建议

2008年以来,上游国企出现了“微观失效但宏观有效”的“效率悖论”现象,如何看待这一现象,对于理解国企的使命担当、功能定位和与民企的良性互动具有重要意义。据此,本文从“垂直结构”的视角出发对“上游国企效率悖论”进行了解释。一般均衡框架下的理论分析表明:在垂直结构中,市场不完美通过下游行业的中间品需求向上传递,从而使得分散均衡中上游企业的产量和中间品供应不足。因此,上游国企的扩张以及中间品供应比重的提高可以实现全局最优的资源配置(宏观有效),但这也会造成上游国企微观效率的受损(微观失效)。上述结论同样得到了省级和企业层面实证分析的支持。模型拓展部分进一步发现:(1)中游部门的引入,使得市场不完美向上传导的路径被拉长,从而更容易出现“上游国企效率悖论”;(2)上游国企垄断势力的增强将恶化分散均衡下的资源配置,这使得政府不得不更大规模地调配资源以实现全局最优均衡,从而导致上游国企的微观效率进一步受损;(3)相比于对全行业进行补贴,对于中间品的补贴能够直接抵消市场不完美的负向影响,因此对政府而言代价更小;(4)在本文框架下,下游国企的宏微观效率是统一的,即:下游国企的微观低效一定会导致宏观低效;(5)当引入资本动态积累后,尽管此时“上游国企效率悖论”仍然存在,但国企在提升宏观效率方面能够发挥更大作用。综上,本文提出如下政策建议:

(1)超越市场不完美,推动上下游企业“进退相济”“国民共进”。市场配置资源的方式并不是万能的,特别是在危机发生期间,市场不完美的广度和深度都将得以加强。本文的研究表明:一方面,上游国企应当服务经济社会发展大局,消除市场不完美对资源配置的扭曲,从而推动国有经济与非国有经济的共同发展;另一方面,下游国企应该坚持完善中国特色现代企业制度、建立市场化运营机制,从而打破行政干预、隐性担保和垄断壁垒,促进公平竞争,这也是国企分类改革的应有之义(黄群慧,2022)。唯其如此,才能真正实现国有企业与市场经济的深度融合。

(2)综合评价国企效率,允许上游国企“宏微并重”“抑微促宏”。党的二十届三中全会指出,“进一步明晰不同类型国有企业功能定位”“建立国有企业履行战略使命评价制度,完善国有企业分类考核评价体系”。本文认为,衡量上游国企效率的标准不应仅考虑微观层面,更需引入社会评价机制。以资本回报率为例,衡量标准应该是一个兼顾宏微观效率的区间。事实上,国企治理也存在“诺斯悖论”^①——一方面,经济的平稳健康发展离不开国企引领;另一方面,面对国企的低效,政府常通过行政干预使其获得与民企相似的回报率,从而削弱了整体经济运行的效率。但本文的研究结论表明,若上游国企的低效仅仅是为了提升宏观效率而导致的,则无需再“人为”拉高此类国企的回报(例如:维持上游国企的优势地位),否则,其代价反而使国企沦为宏观效率的拖累。

(3)打通供应链堵点,发挥国企“塑链稳链”“统筹联动”的作用。本文的研究表明,市场不完美抑制中间品需求的向上传递机制是导致宏观低效的根源,从而验证了“逆萨伊定律”^②。多国经验表明,保持供应链的灵活稳定能够有效降低新冠疫情等“黑天鹅”事件带来的负向冲击,这其中,国企发挥的作用不可忽视(清华大学,2020)。因此,作为产业链链长的国企,应当主动降低供应链摩擦,如:畅通物资运输与流通渠道、健全突发事件应急响应机制和提供更多的供应链金融产品等,通过对关键资源的供给带动下游客营企业的平稳健康发展,从而真正彰显国企的责任担当以及其在国民经济中的主导地位^③。

(作者单位:陈金至,南京审计大学金融学院;刘元春,上海财经大学;宋鹭,中国人民大学智慧治理学院)

注释

①例如,1996年在“抓大”方面,国家确定了对1000户重点企业的分类指导方案,围绕支柱产业、优势企业、名牌产品,集中力量抓好一批大型企业和企业集团,带动一大批关联企业调整和改组,促进生产要素向这些大型优势企业流动。在“放小”方面,要求将那些经营绩效低下的地方中小型国企以“关停并转”的名义向民间出售,无法卖出的则予以破产。

②党的二十届三中全会对国资国企改革作出了一系列重大部署,首先提到的就是,加快国有经济布局优化和结构调整,推动国有资本和国有企业做强做优做大。

③根据近年来国家统计局公布的居民消费支出结构显示:能源、交通、通信、医疗和教育约占总消费的30%,这些消费品大部分由国企提供。

④根据审稿人建议,本文还研究了经济租金完全损失的情况,但这并未改变本文核心结论。

⑤GDP的定义可以利用生产部门的一阶条件推导得出,即: $GDP=(1+\chi)(rK_0+wL_0)+(1+\chi)(p_0M+rK_1+wL_1)-p_0M=rK+wL+R=C$ 。

⑥以资本配置占比举例,将式(4)和(7)代入式(11)可得: $[(1+\chi)rK_0]/\alpha=(1+\chi)\xi rK_0/\mu$,进而有 $K_0/K_1=\alpha\xi/\mu$,劳动配置占比以此类推。

⑦根据哈德洛克、皮尔斯(2010)的定义,FC指数越大,表明融资约束越紧;勒纳指数的定义为: $\frac{\text{价格}-\text{边际成本}}{\text{价格}}$,但由于数据中未披露价格和边际成本,故采用“ $\frac{(\text{价格}-\text{边际成本})\times\text{产量}}{\text{价格}\times\text{产量}}\approx 1-\frac{\text{主营业务成本}}{\text{主营业务收入}}$ ”的方式进行转换;期间费用率= $\frac{\text{管理费用}+\text{财务费用}+\text{销售费用}}{\text{主营业务成本}}$ 。

需要说明的是,目前尚无文献对中国企业层面的马歇尔外部性进行度量,故本文亦未对此进行检验。

⑧“诺斯悖论”又称“国家悖论”,其定义如下:国家公权是有效产权安排和经济发展的一个必要条件,但是公权的介入又会对私权产生侵害,从而导致产权制度缺失和经济衰落。

⑨刘元春和杨丹丹(2016)指出,一旦出现市场失灵,“需求反作用于供给”的“逆萨伊定律”就会使得总供给下滑。

⑩中外文人名(机构名)对照:李(Li);科佩尔(Koppell);卢因(Lewin);阿罗(Arrow);鞠(Ju);哈耶克(Hayek);刘(Liu);张(Zhang);张(Chang);宋(Song);普特曼(Putterman);罗德里克(Rodrick);谢(Hsieh);清洸信宏(Kiyotaki);穆尔(Moore);伯南克(Bernanke);亚科维耶洛(Iacoviello);伍德福德(Woodford);安特拉斯(Antràs);哈德洛克(Hadlock);皮尔斯(Pierce);费夫(Fève);彼得伦蒂(Pietrunti)。

参考文献

- (1)陈金至、刘元春、宋鹭:《进退相济:国有经济的产业布局与宏观稳定效应》,《管理世界》,2023年第10期。
- (2)陈小亮、陈伟泽:《垂直生产结构、利率管制和资本错配》,《经济研究》,2017年第10期。
- (3)董晓媛、Louis Putterman:《中国国有工业企业劳动力冗员问题研究》,《经济学(季刊)》,2002年第1期。
- (4)郭婧、马光荣:《宏观经济稳定与国有经济投资:作用机理与实证检验》,《管理世界》,2019年第9期。
- (5)郭长林:《财政政策扩张、异质性企业与中国城镇就业》,《经济研究》,2018年第5期。
- (6)黄群慧:《国有企业分类改革论》,《经济研究》,2022年第4期。
- (7)黄速建、余菁:《国有企业的性质、目标与社会责任》,《中国工业经济》,2006年第2期。
- (8)洪正、张琳、肖锐:《产业跃升、金融结构与中国经济增长》,《管理世界》,2021年第8期。
- (9)纪洋、王旭、谭语嫣、黄益平:《经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化》,《经济学(季刊)》,2018年第2期。
- (10)蒋冠宏:《中国产业政策的均衡效应分析——基于政府补贴的视角》,《中国工业经济》,2022年第6期。
- (11)金碚、刘戒骄:《西方国家应对金融危机的国有化措施分析》,《经济研究》,2009年第11期。
- (12)李书娟、徐现祥、王贤彬:《目标导向的微观机制:国有企业的核心作用》,《财贸经济》,2021年第4期。
- (13)林晨、陈荣杰、徐向宇:《渐进式市场化改革、产业政策与经济增长——基于产业链的视角》,《中国工业经济》,2023年第4期。
- (14)林毅夫:《新结构经济学视角下的国有企业改革》,《社会科学战线》,2019年第1期。
- (15)刘瑞明、石磊:《国有企业的双重效率损失与经济增长》,《经济研究》,2010年第1期。
- (16)刘瑞明、石磊:《上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质》,《经济研究》,2011年第12期。
- (17)刘瑞明:《中国的国有企业效率:一个文献综述》,《世界经济》,2013年第11期。
- (18)刘元春、杨丹丹:《市场失灵、金融危机与现有潜在产出测算的局限》,《经济学动态》,2016年第8期。
- (19)刘元春:《国有企业的“效率悖论”及其深层次的解释》,《中国工业经济》,2001年a第7期。
- (20)刘元春:《国有企业宏观效率论——理论及其验证》,《中国社会科学》,2001年b第5期。
- (21)钱雪松、杜立、马文涛:《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》,2015年第11期。
- (22)清华大学:《国有企业在经济增长中的作用分析研究报告》,2020年。
- (23)饶品贵、姜国华:《货币政策、信贷资源配置与企业业绩》,《管理世界》,2013年第3期。
- (24)石贝贝、夏晓雪、姜付秀:《融资约束文献综述:基于中国制度背景的分析》,《中央财经大学学报》,2023年第1期。
- (25)万广华、罗知、张勋、汪晨:《城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究》,《经济研究》,2022年第5期。
- (26)王贵东、周京奎:《中国制造业企业垄断势力测度——兼论市场边界》,《经济评论》,2017年第4期。
- (27)王小鲁、胡李鹏、樊纲:《中国分省份市场化指数报告》,2021年。
- (28)王永进、刘灿雷:《国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长?——基于制造业数据的微观考察》,《管理世界》,2016年第6期。
- (29)王勇、黄宇轩、韩博昱:《生产网络与垂直结构研究进展》,《经济学动态》,2022年第3期。
- (30)吴建峰、符育明:《经济集聚中马歇尔外部性的识别——基于中国制造业数据的研究》,《经济学(季刊)》,2012年第2期。
- (31)吴延兵:《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》,2012年第3期。
- (32)夏杰长、刘诚:《行政审批改革、交易费用与中国经济增长》,《管理世界》,2017年第4期。
- (33)萧冬连:《国有企业改革之路:从“放权让利”到“制度创新”》,《中共党史研究》,2014年第3期。
- (34)徐臻阳、鄢萍、吴化斌:《价格指数背离、金融摩擦与“去杠杆”》,《经济学(季刊)》,2019年第4期。
- (35)杨汝岱:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》,2015年第2期。
- (36)杨瑞龙:《国有企业改革逻辑与实践的演变及反思》,《中国人民大学学报》,2018年第5期。
- (37)姚东旻、李军林:《国有企业多元功能与运行效率:1999~2016年》,《改革》,2016年第3期。
- (38)叶静怡、林佳、张鹏飞、曹思未:《中国国有企业的独特作用:基于知识溢出的视角》,《经济研究》,2019年第6期。

- (39)曾贇、唐松:《新冠疫情下国有企业的经济稳定器作用——基于供应链扶持的视角》,《经济研究》,2023年第3期。
- (40)詹新宇、方福前:《国有经济改革与中国经济波动的平稳化》,《管理世界》,2012年第3期。
- (41)张维迎:《理解公司:产权、激励与治理》,经济科学出版社,2014年。
- (42)张宇:《当前关于国有经济的若干争议性问题》,《经济学动态》,2010年第6期。
- (43)Antràs, P., Chor, D. and Fally, T., 2012, "Hillberry R. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows", *American Economic Review*, vol.102(3), pp.412~416.
- (44)Arrow, K., 1969, "The Organization of Economic Activity: Issues Pertinent to the Choice of Market versus Non-market Allocation", *The Analysis and Evaluation of Public Expenditure: The PPB System*, vol.1, pp.59~73.
- (45)Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S., 1999, "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", *Handbook of Macroeconomics*, vol.2, pp.1341~1393.
- (46)Chang, C., Zheng, L., Spiegel, M. M. and Zhang, J., 2018, "Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy", *Journal of Monetary Economics*, vol.103, pp.33~51.
- (47)Chang, H. J., 2010, *Bad Samaritans: The Myth of Free Trade and the Secret History of Capitalism*, Bloomsbury Publishing USA.
- (48)Fève, P. and Pietrunti, M., 2016, "Noisy Fiscal Policy", *European Economic Review*, vol.85, pp.144~164.
- (49)Hadlock, C. J. and Pierce, J. R., 2010, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, vol.23(5), pp.1909~1940.
- (50)Hayek, F. A., 1944, *The Road to Serfdom*, University of Chicago Press.
- (51)Hsieh, C. T. and Song, Z. M., 2015, "Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.3, pp.295~346.
- (52)Iacoviello, M., 2005, "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, vol.95(3), pp.739~764.
- (53)Ju, J., Lin, J. Y. and Wang, Y., 2011, "Marshallian Externalities, Industrial Upgrading and Industrial Policies", World Bank Policy Research Working Paper, No.5796.
- (54)Kiyotaki, N. and Moore, J., 1997, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, vol.105(2), pp.211~248.
- (55)Koppell, J. G., 2007, "Political Control for China's State-owned Enterprises: Lessons from America's Experience with Hybrid Organizations", *Governance*, vol.20(2), pp.255~278.
- (56)Lewin, A. Y., 1981, "Research on State-owned Enterprises Introduction", *Management Science*, vol.27(11), pp.1324~1325.
- (57)Li, X., Liu, X. and Wang, Y., 2014, "A Model of China's State Capitalism", SSRN Electronic Journal, No.2907429.
- (58)Liu, E., 2019, "Industrial Policies in Production Networks", *Quarterly Journal Economics*, vol.134(4), pp.1883~1948.
- (59)Rodrick, D., 2008, "Normalizing Industrial Policy, Commission on Growth and Development", World Bank Publications, No.3.
- (60)Song, Z. M., Storesletten, K. and Zilibotti, F., 2011, "Growing like China", *American Economic Review*, vol.101(1), pp.196~233.
- (61)Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- (62)Zhang, A., Zhang, Y. and Zhao, R., 2011, "Impact of Ownership and Competition on the Productivity of Chinese Enterprises", *Journal of Comparative Economics*, vol.29, pp.327~349.

Beyond Market Imperfections: Efficiency Paradox of Upstream State-owned Enterprises under Vertical Structure

Chen Jinzhi^a, Liu Yuanchun^b and Song Lu^c

(a. School of Finance, Nanjing Audit University; b. Shanghai University of Finance and Economics; c. School of Smart Governance, Renmin University of China)

Abstract: The existence of market imperfections is a prerequisite for policy intervention. Based on the reality that state-owned enterprises (SOEs) expand counter-cyclically and their micro efficiency has decreased during the economic crisis, this article argues that under the "vertical structure" where SOEs and non-SOEs dominate upstream and downstream sectors respectively, in order to alleviate resources misallocation caused by market imperfections, it is inevitable for upstream SOEs to face the cyclical "efficiency paradox" of "micro failure but macro effectiveness". The theoretical analysis indicates that market imperfections reduce the demand for intermediates in downstream sectors. Firstly, although the micro efficiency of both sectors in decentralized equilibrium is identical, the supply of upstream sectors is relatively insufficient. Secondly, in the global optimal equilibrium, despite the fact that the expansion of upstream SOEs and sufficient supply of intermediates improve the macro efficiency, they damage the micro efficiency of upstream SOEs as well. Thirdly, with the strengthening of vertical structure and deterioration of market imperfections, upstream SOEs are more prone to the "efficiency paradox". Empirical evidence at both firm and provincial levels also supports the above conclusion. Furthermore, the model expansion section introduces five parts: midstream sectors, monopoly power of upstream, government subsidies, downstream SOEs, and capital accumulation, which enriches the realistic meaning of the research by strengthening the core conclusions. Accordingly, this article proposes three policy recommendations: promoting state and private sector joint advancement, comprehensively evaluating the efficiency of SOEs, and unblocking supply chain bottlenecks.

Keywords: market imperfections; vertical structure; upstream state-owned enterprises; efficiency paradox

Beyond Market Imperfections: Efficiency Paradox of Upstream State-owned Enterprises under Vertical Structure

Chen Jinzhi^a, Liu Yuanchun^b and Song Lu^c

(a. School of Finance, Nanjing Audit University; b. Shanghai University of Finance and Economics;

c. School of Smart Governance, Renmin University of China)

Summary: Nowadays, China has formed a "vertical structure" where state-owned enterprises (SOEs) and non-SOEs dominate upstream and downstream sectors respectively. After the financial crisis both in 1997 and 2008, the "efficiency paradox" of "micro failure but macro effectiveness" has appeared in upstream SOEs cyclically. This paper tries to explain this in the view of "vertical structure". Literature review shows that market imperfections lead to decentralized equilibrium not being pareto optimal, which requires government to play a role, and it is necessary for SOEs to stabilize and promote social development, which also leads to losses in their micro efficiency, given our national conditions. Furthermore, comprehensive intervention inevitably leads to government failure, but the formation of vertical structure greatly enhances the macro control power of SOEs, thereby improving policy effectiveness.

Theoretical model shows that market imperfections reduce the downstream firms' demand for intermediates. Firstly, although the micro efficiency of different firms is identical in the decentralized equilibrium (DE), the output of upstream SOEs is insufficient. Secondly, in the global optimal equilibrium (GOE), the expansion of upstream SOEs and sufficient supply of intermediates increase the output of both upstream and downstream industries and total welfare, however, it also damages SOEs' micro-efficiency. Thirdly, with the strengthening of the vertical structure and the increase of market imperfections, the upstream SOEs are more prone to "efficiency paradox". Meanwhile, empirical analysis at firm and province level confirms such conclusions.

The model is extended in five aspects. First, after introducing midstream sector, the upward transmission path of market imperfections is extended accordingly, making upstream SOEs a sink for imperfections, thereby leading them more prone to "efficiency paradox". Second, the strengthening of monopoly power not only improves upstream SOEs' micro efficiency, but also worsens resource allocation under DE, forcing the government to allocate resources on a larger scale to achieve macro efficiency, thereby further damaging upstream SOEs' micro efficiency. Third, compared to subsidies for the entire industry, the cost of subsidizing intermediates is lower for the government. Fourth, unlike upstream SOEs, downstream SOEs with micro failures inevitably lead to macro inefficiency. In any case, the micro efficiency of downstream SOEs should be the same as non-SOEs. Fifth, compared to DE, due to a higher output of a single period under GOE, capital can reach a higher steady-state value through dynamic accumulation. Although the "efficiency paradox" still exists at this time, SOEs have played a greater role in improving macro efficiency.

Policy recommendations are shown as follows. First, SOEs should take responsibility bravely to promote state and private sectors joint advancement. On the one hand, upstream SOEs should serve the interest of overall economy and society, eliminate resource misallocation caused by market imperfections. On the other hand, downstream SOEs should persist in improving the modern enterprise system with Chinese characteristics and establishing a market-oriented operation mechanism, so as to break administrative intervention and monopoly barriers. Second, comprehensively evaluate the efficiency of SOEs and allow the micro inefficiency of upstream SOEs. If micro-inefficiency is brought about only by improving macro efficiency, there is no need to intentionally increase the return of SOEs by maintaining monopoly status. Third, unblock supply chain bottlenecks and reduce friction costs. As chain leaders, SOEs should actively reduce the friction of supply chain, so as to drive the steady and healthy development of downstream firms.

Keywords: market imperfections; vertical structure; upstream state-owned enterprises; efficiency paradox

JEL Classification: E60, H11, O20

附录一 2008年起国企的资产负债率大幅攀升

图 A1 表明, 尽管 2008 年之前, 国企的资产负债率并未显著地高于非国企, 甚至在 2003~2007 年间非国企的资产负债率是高于国企的, 但自 2008 年以来国企的资产负债率开始大幅领先于非国企。

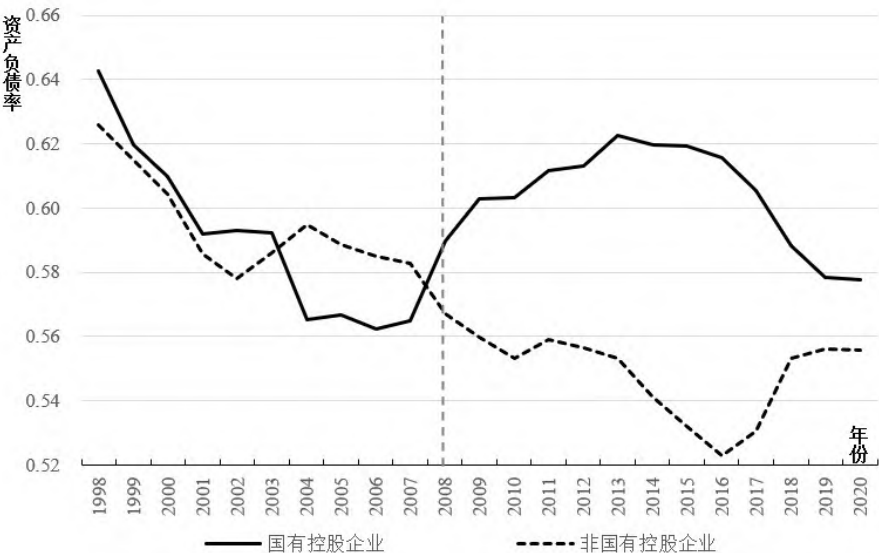


图 A1 不同所有制企业的资产负债率

资料来源: 国家统计局。

附录二 1997 年亚洲金融危机期间行业微观效率的结构性分叉

图 A2 显示, 相比 1995 年, 1998 年越是上游的行业, 其 ROA 下降得越多。这表明在 1997 年亚洲金融危机爆发前后, 中国国企不仅承担了稳定宏观经济的职责, 而且同样造成了行业微观效率的结构化差异。

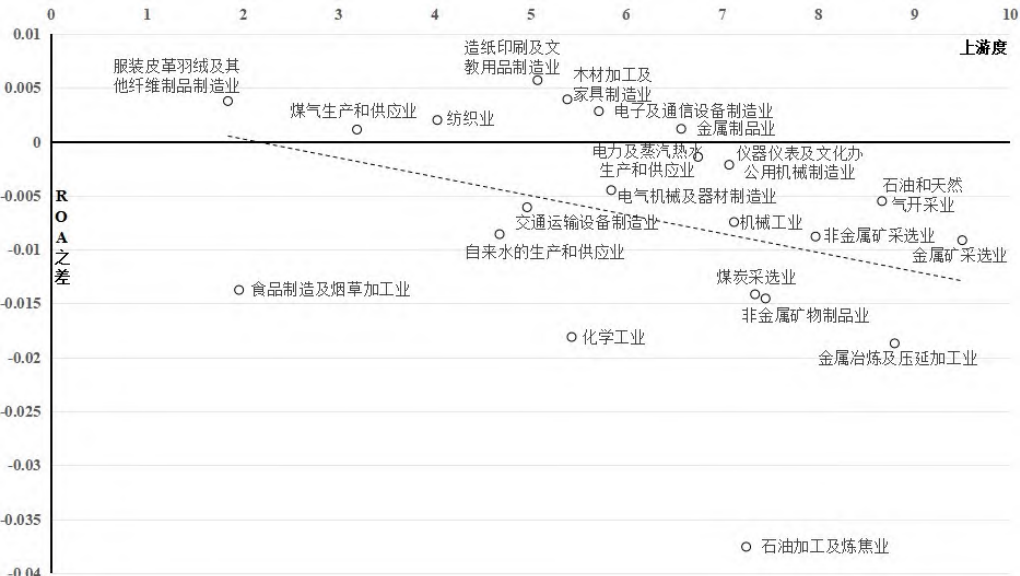


图 A2 行业上游度与 ROA 之差

注: $ROA\text{之差} = ROA_{1998} - ROA_{1995}$, 其中行业上游度是利用《投入产出表(1997年)》计算得来的。

资料来源: 《第三次全国工业普查资料(1995年)》《投入产出表(1997年)》和《中国统计年鉴(1998年)》。

附录三 市场不完美(χ)的 4 种来源

本节的分析将表明, 无论哪种类型的市场不完美都可以归纳为“ χ 与成本之积”的形式。需要提及的是, 此处仅以上游国企的生

产函数为例进行分析,下游企业面临的市场不完美情况以此类推。

1. 融资约束

参考麦坎得利斯(2009)对融资约束的设定,假设企业在生产期初面临现金先行约束(Cash in Advance, CIA)。具体而言,生产要素投入的订单须在生产前下达,同时,生产要素的提供者要求企业以营运资金(Working Capital)的形式提前支付订单价值($rK_u + wL_u$)中的 $\delta > 0$ 部分。企业需以利率 κ 向金融中介借款,其借款的总金额为 $\delta(rK_u + wL_u) \leq \bar{V}$,其中 \bar{V} 为借款上限。由此可得,企业将面临以下利润最大化问题:

$$\begin{cases} \max_{K_u, L_u} p_u A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha} - \{rK_u + wL_u + \kappa[\delta(rK_u + wL_u)]\} \\ \text{s.t. } \delta(rK_u + wL_u) \leq \bar{V} \end{cases}$$

令融资约束方程“ $\delta(rK_u + wL_u) \leq \bar{V}$ ”的拉格朗日乘子为 λ ,由此可得该问题的Kuhn-Tucker条件:

$$\begin{cases} \alpha p_u Y_u = (1 + \kappa\delta + \lambda)rK_u \\ (1 - \alpha)p_u Y_u = (1 + \kappa\delta + \lambda)wL_u \\ \lambda[\bar{V} - \delta(rK_u + wL_u)] = 0 \end{cases}$$

当 \bar{V} 较大时,有 $\delta(rK_u + wL_u) < \bar{V}$,此时 $\lambda = 0$;而当 \bar{V} 越小时,融资约束方程更容易取得等式约束,则 $\delta(rK_u + wL_u) = \bar{V}$,此时 $\lambda > 0$,且 λ 越大意味着融资约束越紧。因此可得: $\chi = \kappa\delta + \lambda$ 。

2. 交易成本

现实中,企业在签订购买生产要素的合同时会产生交易费用,假设交易费用为 $\xi \in (0, 1)$ 倍的合同总额。因此,企业的利润最大化决策为: $\max_{K_u, L_u} p_u A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha} - (1 + \xi)(rK_u + wL_u)$,从而有 $\alpha p_u Y_u = (1 + \xi)rK_u$ 且 $(1 - \alpha)p_u Y_u = (1 + \xi)wL_u$,易得: $\chi = \xi$ 。

3. 垄断势力

假设上游行业由均匀分布在 $[0, 1]$ 区间上的垄断竞争的企业构成,企业 z 的生产函数为 $Y_{u,z} = A_u K_{u,z}^\alpha L_{u,z}^{1-\alpha}$ ($z \in [0, 1]$),且最终产品的组合为: $Y_u = \left(\int_0^1 Y_{u,z}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dz \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$,其中,不同企业产品之间的替代弹性为 $\varepsilon > 1$,该弹性越小说明企业 z 越具有垄断势力。企业 z 以垄断价格 $p_{u,z}$ 售出产品后获取利润,由于产品之间无法完全替代,因此,其产品的需求函数为: $Y_{u,z} = (p_{u,z}/p_u)^{-\varepsilon} Y_u$,其中, p_u 是加总后的产品价格,其表达式为 $\left(\int_0^1 p_{u,z}^{1-\varepsilon} dz \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 。因此,企业 z 面临的利润最大化决策为:

$$\begin{cases} \max_{K_{u,z}, L_{u,z}, p_{u,z}} p_{u,z} A_u K_{u,z}^\alpha L_{u,z}^{1-\alpha} - (rK_{u,z} + wL_{u,z}) \\ \text{s.t. } A_u K_{u,z}^\alpha L_{u,z}^{1-\alpha} \leq (p_{u,z}/p_u)^{-\varepsilon} Y_u \end{cases}$$

经计算可得: $\alpha p_{u,z} Y_{u,z} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} rK_{u,z}$ 且 $(1 - \alpha)p_{u,z} Y_{u,z} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} wL_{u,z}$,由于各企业是同质的,因此下标 z 可以省略,由此可知: $\chi = \frac{1}{\varepsilon-1}$ 。需要说明的是,尽管国企垄断利润的归属不影响本文核心机制,但考虑到现实中国企垄断利润分配的复杂性和争议性,本文在模型拓展的第二部分仍将其归为居民部门所有。

4. 马歇尔外部性

假设上游行业由均匀分布在 $[0, 1]$ 区间上的自由竞争的企业组成,企业 z 的生产函数为: $Y_{u,z} = A_u (Y_u)^\gamma (K_{u,z}^\alpha L_{u,z}^{1-\alpha})^{1-\gamma}$ ($z \in [0, 1]$),其中, $(Y_u)^\gamma$ 表示马歇尔外部性,它与整个行业的规模正相关,且单个企业 z 将其视为外生, $\gamma > 0$ 越大则表明马歇尔外部性越强烈。此时,企业 z 面临的利润最大化决策为: $\max_{K_{u,z}, L_{u,z}} p_{u,z} A_u (Y_u)^\gamma (K_{u,z}^\alpha L_{u,z}^{1-\alpha})^{1-\gamma} - (rK_{u,z} + wL_{u,z})$,由此可得: $\alpha(1 - \gamma)p_{u,z} Y_{u,z} = rK_{u,z}$ 且 $(1 - \alpha)(1 - \gamma)p_{u,z} Y_{u,z} = wL_{u,z}$,企业的同质性确保了下标 z 可省略,由此可知: $\chi = \frac{\gamma}{1-\gamma}$ 。

附录四 基准模型中不同均衡下变量的显式解及其大小比较

首先,表A1展示了不同均衡下变量的显式解,具体如下:

表A1 不同均衡下的均衡显式解

指标	分散均衡	大小	全局最优均衡
K_u	$\frac{\alpha}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}} K$	$<$	$\frac{\alpha}{\alpha + \frac{\mu}{\tau + \theta}} K$
L_u	$\frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \frac{1 - \mu - \theta}{\xi}} L$	$<$	$\frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \frac{1 - \mu - \theta}{\tau + \theta}} L$
Y_u	$A_u \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}} \right)^\alpha \left(\frac{L}{1 - \alpha + \frac{1 - \mu - \theta}{\xi}} \right)^{1-\alpha}$	$<$	$A_u \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\tau + \theta}} \right)^\alpha \left(\frac{L}{1 - \alpha + \frac{1 - \mu - \theta}{\tau + \theta}} \right)^{1-\alpha}$
C_u	$\frac{\tau}{\xi} A_u \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}} \right)^\alpha \left(\frac{L}{1 - \alpha + \frac{1 - \mu - \theta}{\xi}} \right)^{1-\alpha}$	$>$	$\frac{\tau}{\tau + \theta} A_u \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\tau + \theta}} \right)^\alpha \left(\frac{L}{1 - \alpha + \frac{1 - \mu - \theta}{\tau + \theta}} \right)^{1-\alpha}$

p_n	$\left[\frac{(1+\chi)^\theta A_{n'}^{1-\theta}}{\theta^\theta A_d} \left(\frac{\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}}}{\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\xi}}} \right)^{\alpha(1-\theta)-\mu} \right]^{\eta-1}$	<	$\left[\frac{A_{n'}^{1-\theta}}{\theta^\theta A_d} \left(\frac{\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\tau+\theta}}}{\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\tau+\theta}}} \right)^{\alpha(1-\theta)-\mu} \right]^{\eta-1}$
p_{dn}	$\left[\frac{(1+\chi)^\theta A_{n'}^{1-\theta}}{\theta^\theta A_d} \left(\frac{\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}}}{\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\xi}}} \right)^{\alpha(1-\theta)-\mu} \right]^{\eta-1}$ 在分散均衡中, $p_{dn}=p_n$	>	$\frac{1}{1+\chi} \left[\frac{A_{n'}^{1-\theta}}{\theta^\theta A_d} \left(\frac{\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\tau+\theta}}}{\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\tau+\theta}}} \right)^{\alpha(1-\theta)-\mu} \right]^{\eta-1}$ 在全局最优均衡中, $p_{dn}=p_n/(1+\chi)$
K_d	$\frac{\mu}{\alpha\xi+\mu}K$	>	$\frac{\mu}{\alpha(\tau+\theta)+\mu}K$
L_d	$\frac{1-\mu-\theta}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta}L$	>	$\frac{1-\mu-\theta}{(1-\alpha)(\tau+\theta)+1-\mu-\theta}L$
M	$\frac{\theta}{\xi(1+\chi)}A_{n'} \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}} \right)^\alpha \left(\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\xi}} \right)^{1-\alpha}$	<	$\frac{\theta}{\tau+\theta}A_{n'} \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\tau+\theta}} \right)^\alpha \left(\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\tau+\theta}} \right)^{1-\alpha}$
$Y_d(C_d)$	$\frac{A_d(\theta A_{n'})^\theta}{(1+\chi)^\theta \xi} \cdot \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}} \right)^{\mu+\alpha\theta} \left(\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\xi}} \right)^{1-\mu-\alpha\theta}$	<	$\frac{A_d(\theta A_{n'})^\theta}{\tau+\theta} \cdot \left(\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\tau+\theta}} \right)^{\mu+\alpha\theta} \left(\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\tau+\theta}} \right)^{1-\mu-\alpha\theta}$
p_d	$\left[\frac{(1+\chi)^\theta A_{n'}^{1-\theta}}{\theta^\theta A_d} \left(\frac{\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\xi}}}{\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\xi}}} \right)^{\alpha(1-\theta)-\mu} \right]^\eta$	>	$\left[\frac{A_{n'}^{1-\theta}}{\theta^\theta A_d} \left(\frac{\frac{K}{\alpha + \frac{\mu}{\tau+\theta}}}{\frac{L}{1-\alpha + \frac{1-\mu-\theta}{\tau+\theta}}} \right)^{\alpha(1-\theta)-\mu} \right]^\eta$
$p_n C_n$	$\frac{\tau\theta^{\theta(1-\eta)} A_{n'}^{\theta+\eta-\theta\eta} A_d^{1-\eta}}{(1+\chi)^{\theta(1-\eta)}} \left(\frac{K}{\alpha\xi+\mu} \right)^{\mu+\alpha\theta+\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$ $\cdot \left[\frac{L}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right]^{1-\mu-\alpha\theta-\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$	<	$\tau\theta^{\theta(1-\eta)} A_{n'}^{\theta+\eta-\theta\eta} A_d^{1-\eta} \left(\frac{K}{\alpha(\tau+\theta)+\mu} \right)^{\mu+\alpha\theta+\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$ $\cdot \left[\frac{L}{(1-\alpha)(\tau+\theta)+1-\mu-\theta} \right]^{1-\mu-\alpha\theta-\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$
$p_n C_d$	$\frac{\theta^{\theta(1-\eta)} A_{n'}^{\theta+\eta-\theta\eta} A_d^{1-\eta}}{(1+\chi)^{\theta(1-\eta)}} \left(\frac{K}{\alpha\xi+\mu} \right)^{\mu+\alpha\theta+\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$ $\cdot \left[\frac{L}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right]^{1-\mu-\alpha\theta-\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$	<	$\theta^{\theta(1-\eta)} A_{n'}^{\theta+\eta-\theta\eta} A_d^{1-\eta} \left[\frac{K}{\alpha(\tau+\theta)+\mu} \right]^{\mu+\alpha\theta+\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$ $\cdot \left[\frac{L}{(1-\alpha)(\tau+\theta)+1-\mu-\theta} \right]^{1-\mu-\alpha\theta-\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$
$C(GDP)$	$\frac{\theta^{\theta(1-\eta)} A_{n'}^{\theta+\eta-\theta\eta} A_d^{1-\eta}}{(1-\eta)(1+\chi)^{\theta(1-\eta)}} \left(\frac{K}{\alpha\xi+\mu} \right)^{\mu+\alpha\theta+\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$ $\cdot \left[\frac{L}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right]^{1-\mu-\alpha\theta-\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$	<	$\frac{\theta^{\theta(1-\eta)} A_{n'}^{\theta+\eta-\theta\eta} A_d^{1-\eta}}{1-\eta} \left[\frac{K}{\alpha(\tau+\theta)+\mu} \right]^{\mu+\alpha\theta+\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$ $\cdot \left[\frac{L}{(1-\alpha)(\tau+\theta)+1-\mu-\theta} \right]^{1-\mu-\alpha\theta-\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}$
$\frac{r_d/r_d}{(w_d/w_d)}$	1:1	>	$\xi:(\tau+\theta)$

注: $\xi = \tau + \frac{\theta}{1+\chi} < (\tau+\theta)$, $A_{n'} = A_n \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}$ 和 $A_d = A_d \mu^\mu (1-\mu-\theta)^{1-\mu-\theta}$ 。

其次,关于表 A1 中部分关键变量大小的证明过程,具体如下:

证明 1: $p'_n > p_n^*$ 、 $p'_d > p_d^* \Leftrightarrow \frac{d \left\{ (1+\chi)^\theta \left[\frac{\alpha\xi+\mu}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right]^{\mu-\alpha(1-\theta)} \right\}}{d\chi} > 0$, 上述问题的证明可转化为:

$$\frac{d \left\{ \theta \ln(1+\chi) + [\mu - \alpha(1-\theta)] \left[\ln(\alpha\xi+\mu) - \ln[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta] \right] \right\}}{d\chi} = \frac{\theta}{1+\chi} + [\mu - \alpha(1-\theta)] \left[\frac{\alpha}{\alpha\xi+\mu} - \frac{1-\alpha}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right] \frac{d\xi}{d\chi}$$

$$= \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 + \frac{[\mu - \alpha(1-\theta)]^2}{(1+\chi)(\alpha\xi+\mu)[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta]} \right\} > 0$$

证明 2: $p'_{dn} > p_{dn}^* \Leftrightarrow \frac{d \left\{ (1+\chi)^{\theta} \left[\frac{\alpha\xi+\mu}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right]^{\alpha(1-\theta)-\mu} \right\}}{d\chi} > 0$, 上述问题的证明可转化为:

$$\begin{aligned}
& \frac{d\{[1-\theta(1-\eta)]\ln(1+\chi)+[\alpha(1-\theta)-\mu](1-\eta)[\ln(\alpha\xi+\mu)-\ln[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta]]\}}{d\chi} \\
&= \frac{1-\theta(1-\eta)}{1+\chi} + [\alpha(1-\theta)-\mu](1-\eta) \left[\frac{\alpha}{\alpha\xi+\mu} - \frac{1-\alpha}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right] \frac{d\xi}{d\chi} \\
&= \frac{1}{1+\chi} \left\{ 1-\theta(1-\eta) \left[1 - \frac{\alpha(1-\theta)-\mu}{1+\chi} \left(\frac{\alpha}{\alpha\xi+\mu} - \frac{1-\alpha}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right) \right] \right\} \\
&= \frac{1}{1+\chi} \left\{ 1-\theta \left[1 - \frac{[\alpha(1-\theta)-\mu]^2}{(1+\chi)(\alpha\xi+\mu)[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta]} \right] \right\} > \frac{1-\theta}{1+\chi} > 0 \\
&\text{证明 3: } Y_d^* > Y_d' \Leftrightarrow \frac{d\{(1+\chi)^\theta(\alpha\xi+\mu)^{\mu+\alpha\theta}[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta]^{1-\mu-\alpha\theta}\}}{d\chi} > 0, \text{上述问题的证明可转化为:} \\
&\frac{d\{\theta\ln(1+\chi)+(\mu+\alpha\theta)\ln(\alpha\xi+\mu)+(1-\mu-\alpha\theta)\ln[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta]\}}{d\chi} = \frac{\theta}{1+\chi} + \left[\frac{(\mu+\alpha\theta)\alpha}{\alpha\xi+\mu} + \frac{(1-\mu-\alpha\theta)(1-\alpha)}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right] \frac{d\xi}{d\chi} \\
&= \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 - \left[\frac{\alpha(\mu+\alpha\theta)}{\alpha\xi+\mu} + \frac{(1-\alpha)(1-\mu-\alpha\theta)}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right] \frac{1}{1+\chi} \right\} \underset{\chi=0 \text{ 时取等}}{\geq} \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 - \left[\frac{\alpha(\mu+\alpha\theta)}{\alpha(\tau+\theta)+\mu} + \frac{(1-\alpha)(1-\mu-\alpha\theta)}{(1-\alpha)(\tau+\theta)+1-\mu-\theta} \right] \right\} \\
&= \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 - \left[\frac{\alpha(\mu+\alpha\theta)}{\mu+\alpha\theta+\alpha\tau} + \frac{(1-\alpha)(1-\mu-\alpha\theta)}{1-\mu-\alpha\theta+(1-\alpha)\tau} \right] \right\} > \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 - \left[\frac{\alpha(\mu+\alpha\theta)}{\mu+\alpha\theta} + \frac{(1-\alpha)(1-\mu-\alpha\theta)}{1-\mu-\alpha\theta} \right] \right\} \\
&= \frac{\theta}{1+\chi} \{1 - [\alpha + (1-\alpha)]\} = 0 \\
&\text{证明 4: } p_i^* C_i^* > p_i' C_i' (i=u,d) \Leftrightarrow \frac{d\{(1+\chi)^{\theta(1-\eta)}(\alpha\xi+\mu)^{\mu+\alpha\theta+\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta]^{1-\mu-\alpha\theta-\eta[\alpha(1-\theta)-\mu]}\}}{d\chi} > 0, \text{上述问题的证明可转化为:} \\
&\frac{d\{\theta(1-\eta)\ln(1+\chi)+[\mu+\alpha\theta+\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]\ln(\alpha\xi+\mu)+[1-\mu-\alpha\theta-\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]\ln[(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta]\}}{d\chi} \\
&= \frac{\theta(1-\eta)}{1+\chi} + \left\{ \frac{\alpha[\mu+\alpha\theta+\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{\alpha\xi+\mu} + \frac{(1-\alpha)[1-\mu-\alpha\theta-\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right\} \frac{d\xi}{d\chi} \\
&= \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1-\eta - \left[\frac{\alpha[\mu+\alpha\theta+\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{\alpha\xi+\mu} + \frac{(1-\alpha)[1-\mu-\alpha\theta-\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{(1-\alpha)\xi+1-\mu-\theta} \right] \frac{1}{1+\chi} \right\} \\
&\underset{\chi=0 \text{ 时取等}}{\geq} \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1-\eta - \left[\frac{\alpha[\mu+\alpha\theta+\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{\alpha(\tau+\theta)+\mu} + \frac{(1-\alpha)[1-\mu-\alpha\theta-\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{(1-\alpha)(\tau+\theta)+1-\mu-\theta} \right] \right\} \\
&= \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 - \frac{\alpha\eta(\mu+\alpha\theta+\alpha\tau)}{\mu+\alpha\theta+\alpha\tau} - \frac{(1-\alpha)\eta(1-\mu-\alpha\theta+(1-\alpha)\tau)}{1-\mu-\alpha\theta+(1-\alpha)\tau} - \left[\frac{\alpha[\mu+\alpha\theta+\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{\mu+\alpha\theta+\alpha\tau} + \frac{(1-\alpha)[1-\mu-\alpha\theta-\eta(\alpha(1-\theta)-\mu)]}{1-\mu-\alpha\theta+(1-\alpha)\tau} \right] \right\} \\
&= \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 - \left[\frac{\alpha[\mu+\alpha\theta+\eta\alpha(1+\tau)]}{\mu+\alpha\theta+\alpha\tau} + \frac{(1-\alpha)[1-\mu-\alpha\theta+\eta(1-\alpha)(1+\tau)]}{1-\mu-\alpha\theta+(1-\alpha)\tau} \right] \right\} \\
&\underset{\tau=\frac{\eta}{1-\eta}}{\geq} \frac{\theta}{1+\chi} \left\{ 1 - \left[\frac{\alpha(\mu+\alpha\theta+\alpha\tau)}{\mu+\alpha\theta+\alpha\tau} + \frac{(1-\alpha)[1-\mu-\alpha\theta+(1-\alpha)\tau]}{1-\mu-\alpha\theta+(1-\alpha)\tau} \right] \right\} = 0
\end{aligned}$$

附录五 数据说明

1. 数据来源、指标构造和统计描述

本文所使用数据的来源、指标构造和统计描述详见表 A2:

表 A2 数据来源及指标构造

数据来源	变量名	构造方式	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
上市公司 数据库	ROA	净利润/总资产	52496	0.0302	0.0774	-0.4061	0.1924
	国企虚拟变量	0-1 变量	51799	0.4317	0.4953	0.0000	1.0000
	上游度	参见正文	45599	4.4501	1.6438	1.0851	8.2164
	FC 指数	参考哈德洛克、皮尔斯(2010)	1017	0.2040	0.2373	0.0031	0.8833
	勒纳指数	参见正文和注释⑦	1037	0.2112	0.1171	0.0163	0.6275
	期间费用率		1034	0.1562	0.1277	0.0209	0.8941
	中间品需求	下游企业支付货款的加总	1903	18.3105	1.6645	14.6739	23.0280
	企业规模	取 ln	54542	21.9127	1.5216	10.8415	31.1921
	企业市值		50374	22.4930	1.2927	20.1734	26.9635
	董事人数		52020	2.1517	0.2163	1.6094	2.7081

省级面板数据	企业年龄	ln(当前年份-成立年份)	52567	2.7189	0.4637	1.0986	3.4965
	第一大股东持股比例	原值	47921	0.2954	0.1121	0.0825	0.5602
	现金资产比例		52527	0.1662	0.1369	0.0045	0.6756
	两权分离率		45405	4.8617	7.5367	0.0000	29.1055
	人均居民消费	取 ln	651	9.0499	0.7227	7.5219	10.7278
	地区生产总值		649	0.0249	0.0368	-0.5088	0.2097
	地区总人口		651	8.0863	0.8612	5.5530	9.4434
	上游国企 ROA	将上市公司数据库中企业上游度大于等于当年上游度中位数各地区的国企 ROA 按照其总资产进行加权平均。	651	0.0285	0.0354	-0.5088	0.1639
	国企 ROA	将上市公司数据库中各地区的国企 ROA 按照其总资产进行加权平均。	649	25.6329	1.8764	20.6344	32.4023
	上游国企规模	将上市公司数据库中企业上游度大于等于当年上游度中位数的各地区国企总资产相加并取 ln。	651	26.0391	1.9024	20.8587	32.7556
	国企规模	将上市公司数据库中各地区的国企总资产相加并取 ln。	651	6.7973	3.4816	-1.4480	16.7130
	要素市场发育度	原值	651	8.9915	1.2564	4.7690	11.6187
	教育程度	高等院校在校人数/地区总人口	651	0.0156	0.0075	0.0021	0.0413
	金融发展程度	金融机构存贷款总额/地区生产总值	651	1.3522	0.2384	0.8975	2.1492
	对外开放度	进出口总额/地区生产总值	651	0.3013	0.3620	0.0076	1.7113

2. 上游度的计算与数据匹配的相关说明

首先,行业上游度的计算需要使用《中国投入产出表》。由于《中国投入产出表》并非逐年公布,因此考虑到本文研究的时间段(2000年至今)以及数据一致性问题^①,需要说明的是,本文选取了2002年、2005年、2007年、2010年、2012年、2015年、2017年、2018年、2020年这9年的投入产出表数据,其中2013年之前的数据来源于中国投入产出协会官网,而2013年之后的数据来源于国家统计局官网,在据此计算了行业上游度后,本文对空缺的年份进行线性插值处理(由于上游度变动不大,这使得插值法能够保证数据质量),从而得到2002~2020年行业层面的上游度数据。

其次,由于历年《中国投入产出表》中的行业代码分类存在差异,为了让行业划分统一,本文进行了如下四方面处理:(1)在2002~2020年的行业代码中,2017年、2018年和2020年的行业分类是一致的,所以本文采用上述3年的行业分类作为基准;(2)在2002年、2005年和2007年只设立“通用和专用设备制造业”,并未设有“通用设备”和“专用设备”行业,为了构造这两个行业分类数据,本文将这3年中“通用和专用设备制造业”的上游度同时赋予到行业“通用设备”和“专用设备”中;(3)在2002年设有“旅游业”,但在2020年中并没有设有“旅游业”,只设有“租赁和商务服务”,因此根据历年投入产出表对行业内容的说明,本文将“旅游业”的上游度赋予到“租赁和商务服务”中;(4)由于2012年和2015年只设立“科学研究和技术服务”,并未设有“研究和试验发展”和“综合技术服务”,因此为了构造这两个行业数据,本文将这两年中“科学研究和技术服务”的上游度同时赋予到行业“研究和试验发展”和“综合技术服务”中。按照上述行业划分规则,本文最终得到统一的行业划分代码。

最后,由于上市公司数据库和投入产出表对行业的划分存在差异,且由于上市公司数据库对行业划分更为细致,因此,本文对比了这两个数据库中行业的具体定义,将上市公司行业分类匹配至投入产出表行业分类之中。需要说明的是,由于上市公司数据库中不存在“综合行业”这一指标(表A3未列出),本文将该年投入产出表中各行业上游度的平均值赋予了“综合行业”,具体如表A3所示:

表 A3 投入产出表和上市公司数据库的行业匹配对照表

上市公司行业分类	投入产出表行业分类	上市公司行业分类	投入产出表行业分类
货币金融服务	金融	化学纤维制造业	化学产品
房地产业	房地产	通用设备制造业	通用设备
资本市场服务	金融	石油和天然气开采业	石油和天然气开采产品
道路运输业	交通运输、仓储和邮政	燃气生产和供应业	燃气生产和供应
医药制造业	化学产品	黑色金属矿采选业	金属矿采选产品
软件和信息技术服务业	信息传输、软件	食品制造业	食品和烟草
生态保护和环境治理业	水利、环境和公共设施管理	居民服务业	居民服务、修理和其他服务
住宿业	住宿和餐饮	有色金属矿采选业	金属矿采选产品
互联网和相关服务	信息传输、软件	造纸及纸制品业	造纸印刷和文教
批发业	批发和零售	电信、广播电视和卫星传输服务	信息传输、软件和信息 技术服务
铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	交通运输设备	新闻和出版业	文化、体育和娱乐
零售业	批发和零售	科技推广和应用服务业	综合技术服务
专用设备制造业	专用设备	渔业	农林牧渔产品和服务
土木工程建筑业	建筑	教育	教育
非金属矿物制品业	非金属矿物制品	水的生产和供应业	水的生产和供应
计算机、通信和其他电子设备制造业	通信设备、计算机和其他电子设备	煤炭开采和洗选业	煤炭采选产品
纺织业	纺织品	铁路运输业	交通运输、仓储和邮政
建筑装饰和其他建筑业	建筑	黑色金属冶炼及压延加工业	金属冶炼和压延加工品
酒、饮料和精制茶制造业	食品和烟草	家具制造业	木材加工品和家具

装卸搬运和运输代理业	交通运输、仓储和邮政	林业	农林牧渔产品和服务
水上运输业	交通运输、仓储和邮政	仪器仪表制造业	仪器仪表
房屋建筑业	建筑	保险业	金融
电力、热力生产和供应业	电力、热力的生产和供应	文化艺术业	文化、体育和娱乐
其他制造业	其他制造产品和废品废料	纺织服装、服饰业	纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品
汽车制造业	交通运输设备	印刷和记录媒介复制业	造纸印刷和文教体育用品
建筑安装业	建筑	农、林、牧、渔服务业	农林牧渔产品和服务
商务服务业	租赁和商务服务	农业	农林牧渔产品和服务
金属制品业	金属制品	餐饮业	住宿和餐饮
其他金融业	金融	畜牧业	农林牧渔产品和服务
农副食品加工业	食品和烟草	废弃资源综合利用业	其他制造产品和废品废料
电气机械及器材制造业	电气机械和器材	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	木材加工品和家具
租赁业	租赁和商务服务	文教、工美、体育和娱乐用品制造业	造纸印刷和文教体育用品
石油加工、炼焦及核燃料加工业	石油、炼焦产品和核燃料加工品	邮政业	交通运输、仓储
有色金属冶炼及压延加工业	金属冶炼和压延加工品	开采辅助活动	非金属矿和其他矿采选产品
专业技术服务业	综合技术服务	皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品
公共设施管理业	水利、环境和公共设施管理	金属制品、机械和设备修理业	金属制品、机械和设备修理服务
航空运输业	交通运输、仓储和邮政	仓储业	交通运输、仓储和邮政
卫生	卫生和社会工作	体育	文化、体育和娱乐
其他服务业	居民服务、修理和其他服务	研究和试验发展	研究和试验发展
化学原料及化学制品制造业	化学产品	机动车、电子产品和日用产品修理业	居民服务、修理和其他服务
橡胶和塑料制品业	化学产品	管道运输业	交通运输、仓储和邮政
广播、电视、电影和影视录音制作业	文化、体育和娱乐	非金属矿采选业	非金属矿和其他矿采选产品

附录六 引入中游部门的推导过程

1. 分散均衡

分散均衡下各行业的最优化问题及一阶条件见表A4,居民部门的最优化问题和市场出清方程见正文。

表 A4 分散均衡下生产部门的最优化问题		
行业	利润最大化问题	一阶条件
上游	$\max_{K_u, L_u} p_u A_u K_u^{\alpha_u} L_u^{1-\alpha_u} - (1+\chi)(rK_u + wL_u)$	$\alpha_u p_u Y_u = (1+\chi)rK_u$ $(1-\alpha_u)p_u Y_u = (1+\chi)wL_u$
中游	$\max_{K_m, L_m} p_d A_m K_m^{\alpha_m} L_m^{1-\alpha_m} - (1+\chi)(p_u M_{mu} + rK_m + wL_m)$	$\alpha_m p_m Y_m = (1+\chi)rK_m$ $\alpha_{mu} p_u Y_m = (1+\chi)p_u M_{mu}$ $(1-\alpha_m - \alpha_{mu})p_d Y_d = (1+\chi)wL_m$
下游	$\max_{K_d, L_d} p_d A_d K_d^{\alpha_d} L_d^{1-\alpha_d} - (1+\chi)(p_u M_{du} + p_m M_{dm} + rK_d + wL_d)$	$\alpha_d p_d Y_d = (1+\chi)rK_d$ $\alpha_{du} p_d Y_d = (1+\chi)p_u M_{du}$ $\alpha_{dm} p_d Y_d = (1+\chi)p_m M_{dm}$ $(1-\alpha_d - \alpha_{du} - \alpha_{dm})\frac{p_d Y_d}{wL_d} = 1+\chi$

此处仅列示关键的推导步骤,利用市场出清方程、居民部门的最优化方程可得(其中,s代表引入中游部门的情况):

$$\begin{cases} p_m Y_m = \frac{\tau_d p_d C_d}{\tau_m} + \frac{\alpha_{dm} p_d Y_d}{1+\chi} \Rightarrow p_m Y_m = \left(\frac{\tau_d}{\tau_m} + \frac{\alpha_{dm}}{1+\chi} \right) p_d Y_d = \xi'_{dm} p_d Y_d \\ p_u Y_u = \tau_d p_d C_d + \frac{\alpha_{mu} p_m Y_m}{1+\chi} + \frac{\alpha_{du} p_d Y_d}{1+\chi} \Rightarrow p_u Y_u = \left(\tau_d + \frac{\xi'_{dm} \alpha_{mu}}{1+\chi} + \frac{\alpha_{du}}{1+\chi} \right) p_d Y_d = \xi'_{du} p_d Y_d \\ C_d = Y_d \end{cases} \quad (A1)$$

再将生产部门的一阶条件带入式(A1),便可得分散均衡下的资源配置(式(A2)):

$$\begin{cases} K_u: K_m: K_d = \alpha_u \xi'_{du}: \alpha_m \xi'_{dm}: \alpha_d \\ L_u: L_m: L_d = (1-\alpha_u)\xi'_{du}: (1-\alpha_m-\alpha_{mu})\xi'_{dm}: (1-\alpha_d-\alpha_{du}-\alpha_{dm}) \\ M_{mu} = \frac{\xi'_{dm} \alpha_{mu} Y_u}{\xi'_{du}(1+\chi)}; M_{du} = \frac{\alpha_{du} Y_u}{\xi'_{du}(1+\chi)}; M_{dm} = \frac{\alpha_{dm} Y_m}{\xi'_{dm}(1+\chi)} \end{cases} \quad (A2)$$

$$\text{其中, } \xi'_{dm} = \frac{\tau_d}{\tau_m} + \frac{\alpha_{dm}}{1+\chi}, \xi'_{du} = \tau_d + \frac{\xi'_{dm} \alpha_{mu}}{1+\chi} + \frac{\alpha_{du}}{1+\chi}.$$

2. 全局最优均衡

采用与正文同样的方式,全局最优均衡下的目标函数和约束条件转变为:

$$\max_{u_n, K_u, L_u} \ln(A_n K_u^{\alpha_n} L_u^{1-\alpha_n} - M_{nn} - M_{dn}) + \eta_m \ln(A_m K_m^{\alpha_m} M_{mm}^{\alpha_m} L_d^{1-\alpha_m-\alpha_{mm}} - M_{dm}) + \eta_d \ln(A_d K_d^{\alpha_d} M_{dd}^{\alpha_d} M_{dm}^{\alpha_d} L_d^{1-\alpha_d-\alpha_{dd}-\alpha_{dm}})$$

$$\text{s.t.} \quad \begin{cases} \sum_{i=u,n,m,d} K_i = K \\ \sum_{i=u,n,m,d} L_i = L \end{cases}$$

在对上述问题进行求解后,可得以下两组方程(A3)和(A4):

$$\begin{cases} p_n^* Y_n^* = (\alpha_{dm} + \tau_d / \tau_m) p_d^* Y_d^* = \xi_{dm}^* p_d^* Y_d^* \\ p_n^* Y_n^* = (\tau_d + \xi_{dm}^* \alpha_{mm} + \alpha_{dn}) p_d^* Y_d^* = \xi_{dn}^* p_d^* Y_d^* \\ C_d^* = Y_d^* \end{cases} \quad (\text{A3})$$

$$\begin{cases} K_n^*: K_m^*: K_d^* = \alpha_n \xi_{dn}^*: \alpha_m \xi_{dm}^*: \alpha_d \\ L_n^*: L_m^*: L_d^* = (1 - \alpha_n) \xi_{dn}^*: (1 - \alpha_m - \alpha_{mm}) \xi_{dm}^*: (1 - \alpha_n - \alpha_{mm}) \\ M_{nn}^* = \frac{\xi_{dm}^* \alpha_{mm} Y_n^*}{\xi_{dn}^*}; M_{dn}^* = \frac{\alpha_{dn} Y_n^*}{\xi_{dn}^*}; M_{dm}^* = \frac{\alpha_{dm} Y_m^*}{\xi_{dm}^*} \end{cases} \quad (\text{A4})$$

其中, $\xi_{dm}^* = \frac{\tau_d}{\tau_m} + \alpha_{dm}$ 和 $\xi_{dn}^* = \tau_d + \xi_{dm}^* \alpha_{mm} + \alpha_{dn}$ 。通过对比易得: $\xi_{dm}^* < \xi_{dn}^*$ 且 $\xi_{dn}^* < \xi_{dm}^*$ 。

3. 微观效率对比

由于在全球最优均衡下一件商品作为消费品和中间品的价格是不同的,因此定义 p_{dm}^* 、 p_{dn}^* 和 p_{nn}^* 分别表示 M_{dm}^* 、 M_{dn}^* 和 M_{nn}^* 的价格,由此可知,上中下游部门的资本回报率可分别表示为: $r_n^* = \frac{\alpha_n(p_n^* C_n^* + p_{dn}^* M_{dn}^* + p_{nn}^* M_{nn}^*)}{(1+\chi)K_n^*}$ 、 $r_m^* = \frac{\alpha_m(p_m^* C_m^* + p_{dm}^* M_{dm}^*)}{(1+\chi)K_m^*}$ 和 $r_d^* = \frac{\alpha_d p_d^* Y_d^*}{(1+\chi)K_d^*}$,利用式(A4)

即可得如下结果:

$$\begin{cases} \frac{r_m^*}{r_d^*} = \frac{\alpha \left(\frac{\tau_d}{\tau_m} p_d^* Y_d^* + \frac{\alpha_{dm}}{1+\chi} p_d^* Y_d^* \right)}{\mu p_d^* Y_d^*} \cdot \frac{K_d^*}{K_m^*} = \frac{\xi_{dm}^*}{\xi_{dn}^*} < 1 \\ \frac{r_n^*}{r_d^*} = \frac{\alpha_n \left[\tau_d p_d^* Y_d^* + \frac{\alpha_{dn}}{1+\chi} p_d^* Y_d^* + \frac{\alpha_{mm}}{1+\chi} (p_n^* C_n^* + p_{dn}^* M_{dn}^*) \right]}{\alpha_d p_d^* Y_d^*} \cdot \frac{K_d^*}{K_n^*} = \frac{\xi_{dn}^*}{\xi_{dm}^*} < 1 \end{cases}$$

关于劳动报酬对比的证明过程与此类似,此处不再赘述,以下同。

附录七 引入上游垄断的推导过程

首先,令 $\xi^m = \left(\tau + \frac{\theta}{1+\chi} \right) \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right)$ (其中, m 代表引入上游垄断的情况),按照正文的计算方法可得: $\frac{p_n Y_n}{p_d Y_d} = \xi^m$, 从而有: $\frac{K_n}{K_d} = \frac{\alpha}{\mu} \xi^m$ 、 $\frac{L_n}{L_d} = \frac{1-\alpha}{1-\mu-\theta} \xi^m$ 和 $M = \frac{\theta}{\tau(1+\chi)+\theta} Y_n$ 。

其次,由全局最优均衡的计算过程可知,在引入上游垄断后,全局最优均衡的资源配置不变。

最后是关于微观效率的探讨,在分散均衡中, $\frac{r_n}{r_d} = \frac{\alpha p_n Y_n / K_n}{\mu p_d Y_d / K_d} = \frac{\xi}{\xi^m} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$; 在全局最优均衡中, $\frac{r_n}{r_d} = \frac{\alpha(p_n^* C_n^* + p_{dn}^* M_{dn}^*) / K_n^*}{\mu p_d^* Y_d^* / K_d^*} = \frac{\alpha[\tau p_d^* Y_d^* + \theta p_d^* Y_d^* / (1+\chi)]}{\mu p_d^* Y_d^*}$ 。
 $\frac{K_d^*}{K_n^*} = \frac{\xi}{\tau + \theta}$ 。

附录八 引入下游国企的全局最优均衡推导过程

全局最优均衡下福利最大化的目标函数与资源约束方程为:

$$\max_{M, K_d, L_d} C = \left[\frac{A_n K_n^{\alpha} L_n^{1-\alpha} - M_s - M_p}{\eta} \right]^{\eta} \left[\frac{\left(\frac{A_{ds} K_{ds}^{\mu} M_s^{\theta} L_{ds}^{1-\mu-\theta}}{\mu_d} \right)^{\mu_d} \left(\frac{A_{dp} K_{dp}^{\mu} M_p^{\theta} L_{dp}^{1-\mu-\theta}}{1-\mu_d} \right)^{1-\mu_d}}{1-\eta} \right]^{1-\eta}$$

$$\text{s.t.} \quad \begin{cases} K_n + K_{ds} + K_{dp} = K \\ L_n + L_{ds} + L_{dp} = L \end{cases}$$

将资源约束方程代入目标函数,原求解方程可简化为如下形式(具体求解步骤与前文相同):

$$\max_{M, K_{ds}, L_{ds}} \left[\frac{A_n (K - K_{ds} - K_{dp})^{\alpha} (L - L_{ds} - L_{dp})^{1-\alpha} - M_s - M_p}{\eta} \right]^{\eta} \left[\frac{\left(\frac{A_{ds} K_{ds}^{\mu} M_s^{\theta} L_{ds}^{1-\mu-\theta}}{\mu_d} \right)^{\mu_d} \left(\frac{A_{dp} K_{dp}^{\mu} M_p^{\theta} L_{dp}^{1-\mu-\theta}}{1-\mu_d} \right)^{1-\mu_d}}{1-\eta} \right]^{1-\eta}$$

附录九 引入资本积累的动态最优化问题

1. 动态分散经济

首先,对于动态分散经济中的企业而言,其最优化决策方式与基准模型一致(参见正文中式(4)~(9))。其次,居民的最优化决策等价于求解“ $\max_{C_t, K_t} L^f = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln C_t + \lambda [(1+r_t-\delta)K_{t-1} + w_t L_t + R_t - C_t - K_t] \}$ ”的动态规划问题。最终,得到如下—阶条件:

$$\frac{\partial \mathcal{L}^f}{\partial C_t} \Rightarrow \lambda_t = C_t^{-1} \quad (\text{A5})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}^f}{\partial K_t} \Rightarrow \lambda_t = \beta \mathbb{E}_t \lambda_{t+1} [r_{t+1} + (1-\delta)] \quad (\text{A6})$$

2. 全局最优经济

将正文表中 9 右侧的资源约束方程代入目标函数,通过化简可知,全局最优经济中社会面临的最优化决策等价于求解

“ $\max_{C_t, K_t, M_t, K_{dt}, L_{dt}} \mathcal{L}^* = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln C_t + \lambda_t \left[\left(\frac{A_d K_{dt}^\alpha L_{dt}^{1-\alpha} - M_t}{\eta} \right)^\eta \left(\frac{A_d (K_{t-1} - K_{dt-1})^\mu M_t^\theta (L - L_{dt})^{1-\mu-\theta}}{1-\eta} \right)^{1-\eta} - C_t - K_t + (1-\delta)K_{t-1} \right] \right\}$ ”的动态规划问题,由此可得如下—

阶条件^②:

$$\frac{\partial \mathcal{L}^*}{\partial C_t} \Rightarrow \lambda_t = C_t^{-1} \quad (\text{A7})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}^*}{\partial K_t} \Rightarrow \lambda_t = \beta \mathbb{E}_t \lambda_{t+1} \left[\frac{(1-\eta)\mu Y_{t+1}}{K_{dt}} + (1-\delta) \right] \quad (\text{A8})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}^*}{\partial K_{dt}} \Rightarrow \frac{K_{dt}}{K_t} = \frac{\alpha}{\mu} (\tau + \theta) \quad (\text{A9})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}^*}{\partial L_{dt}} \Rightarrow \frac{L_{dt}}{L_t} = \frac{1-\alpha}{1-\mu-\theta} (\tau + \theta) \quad (\text{A10})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}^*}{\partial M_t} \Rightarrow M_t = \frac{\theta}{\tau + \theta} Y_{dt} \quad (\text{A11})$$

注释

①中国投入产出协会公布的 2000 年的投入产出表中只包含 17 个行业,与后续的投入产出表中的行业划分差异较大,因此本文未采用。

②中外文人名(机构名)对照:麦坎得利斯(McCandless);哈德洛克(Hadlock);皮尔斯(Pierce)。

参考文献

(1) Hadlock, C. J. and Pierce, J. R., 2010, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, 23(5), pp.1909~1940.

(2) McCandless, G., 2009, *The ABCs of RBCs: An Introduction to Dynamic Macroeconomic Models*, Harvard University Press.

《管理世界》“新质生产力”专栏 征文启事

发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点。习近平总书记强调，“要牢牢把握高质量发展这个首要任务，因地制宜发展新质生产力”。为了更好服务高质量发展大局，聚焦 2024 年政府工作任务，发挥一流期刊创新引领作用，积极带动学术界围绕“因地制宜发展新质生产力”开展研究创新，把论文写在祖国大地上，《管理世界》编委会经过讨论决定，开设“新质生产力”专栏并公开征集相关主题的学术论文，组织刊发一批高水平的学术研究成果。

请作者通过《管理世界》网上投稿系统“新质生产力”栏目投稿，论文格式、体例等参见本刊《投稿须知》。

截稿日期：2024 年 12 月 31 日

我们将组织专家对应征文章进行评审。符合要求的，优先安排发表。

ISSN 1002-5502



微信公众号

管理世界
GUANLI SHIJIE

ISSN 1002 - 5502
CN 11 - 1235/F

主管主办：国务院发展研究中心
编辑出版：管理世界杂志社

邮发代号：82-203
定 价：100.00 元

管理世界

JOURNAL OF MANAGEMENT WORLD

第三十九卷 第十期

2023年10月



国务院发展研究中心 主管 主办
国家社科基金资助期刊

管理世界

JOURNAL OF MANAGEMENT WORLD

10 2023 · 第39卷
Vol.39 No.10

管理世界(月刊)

版权所有 未经许可 不得转载

本刊专稿

居民人力资本的差异化分布与收入分配不平等…………… 李建伟 等(1)

经济学

进退相济:国有经济的产业布局与宏观稳定效应

…………… 陈金至 刘元春 宋 鹭(23)

从“生产回岸”谈“稳外资”

——基于发达国家机器人使用驱动的分析…………… 李 磊 马 欢(41)

数智化如何影响双循环参与度与收入差距

——基于省级一行业层面数据…………… 张 云 柏培文(58)

传统投资顾问和智能投资顾问:替代还是互补?

…………… 路晓蒙 王一冰 吴卫星(74)

公共管理

“退休—医疗服务波动”之谜的形成机理与破解路径

——基于制度联系视角的理论及实证分析… 于新亮 胡秋阳 申宇鹏(94)

基于失业保险的稳就业政策效果研究…………… 唐 珏 等(109)

数字治理与高质量旅游目的地服务供给

——基于31座中国城市的综合案例研究…………… 陈 曦 等(126)

工商管理

标准的力量——来自中国标准必要专利的经验证据… 龙小宁 张美扬(149)

探索“风口法则”的理论智慧:

基于案例诠释和情景实验的混合研究…………… 井润田 程生强 王文静(169)

(第10期)目录

2023年10月5日出版

科创企业创新悖论的主动应对机制

——基于管理者角色身份建构的探索性案例研究……………唐慧洁 等(189)

理论述评

人工智能时代的算法厌恶:研究框架与未来展望

……………罗映宇 等(205)

英文目录……………(228)

本刊不以任何形式收取版面费,全国社科工作办举报电话:010-63098272。

欢迎订阅2024年《管理世界》杂志

2024年《管理世界》杂志接受订阅,每期(册)100元,全年(12期)共1200元。有关订阅方式如下。

方式一:

关注“管理世界杂志”微信公众号,点击“服务”→“期刊订阅”订阅杂志。(快递包邮、可开发票)

方式二:

通过银行汇款订阅:

户名:管理世界杂志社

帐号:0200010009014427291

开户行:中国工商银行北京北太平庄支行

请您汇款后将收刊地址、联系电话(手机)、邮编、收件人、刊物订阅期数(从某期到某期)及银行汇款凭证(电子),一并发送至邮箱 ggkf_40@126.com。(快递包邮、可开发票)

方式三:

通过邮局订阅。邮发代号:82-203。(邮局平信寄送)

联系方式:010-62111162 18510601893(含微信)

进退相济：国有经济的产业布局与宏观稳定效应^{*}

陈金至 刘元春 宋 鹭

摘要：当前，中国形成了“上游国企主导，下游民企主导”的垂直结构。这种独特的“所有制+产业布局”模式是否有利于经济的长期平稳运行？本文在梳理事实及文献的基础上，通过构建并估计一个两部门DSGE模型分析了国有经济宏观稳定效应的作用机理及政策效果。研究表明：国企投资的逆周期调节有力地熨平了经济波动，且其效果随着生产垂直性的提升而增强。原因在于，上游国企的产品不仅有下游民企生产所需的投入品，也有最终消费品，因此国有经济的逆周期扩张在稳产出和稳物价的同时还稳定了居民预期，进而提高了社会福利。进一步分析表明：国有经济在参与宏观调控时主要应着力于解决供给冲击，且存在较大的逆周期调节政策空间，同时还应注意结合跨周期的政策设计。本文的研究为丰富宏观调控的政策工具箱和新一轮国企改革提供了参考。

关键词：国有经济 产业布局 宏观稳定效应 垂直结构 两部门DSGE模型

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2023.0120

一、引言

“稳字当头、稳中求进”是近年来经济工作的主旋律，当前经济发展面临着“需求收缩、供给冲击、预期转弱”的三重压力，这是对中国特色宏观调控体系的又一次考验。宏观调控是国家治理体系和治理能力现代化中的重大制度安排，国有企业（以下简称“国企”）作为社会主义市场经济中的重要组成部分，在宏观调控中也理应发挥关键作用。表1显示，自2001年国有经济完成“抓大放小”和“三年脱困”的改革后，中国GDP增速的变异系数为0.298，在同时期所有按收入水平划分的国家分类中是最低的，且该段时期内中国的通货膨胀（以下简称“通胀”）年均值为2.336%，仅是略高于高收入国家的通胀水平，而远低于其他国家。更值得关注的是，2001年之前中国经济的波动相对剧烈，不仅GDP增速的变异系数更大（为0.325），且年均通胀率更是高达7.36%。2001年之后中国长期处于平稳运行的“低波动”区间的事实使得人们开始关注与中国“增长奇迹”几乎同名的“宏观治理奇迹”。一个自然的问题就是，“宏观治理奇迹”与“国有经济持续的布局优化和结构调整”之间是否相关。

国企与民企经营的最大不同之处就在于其并非单纯的“市场行为”。现实中，国企肩负着大量非盈利职责，因此有学者发现，国企在熨平经济波动、克服市场失灵和提供社会保障等方面具有宏观效率（刘元春，2001；张宇，2010；詹新宇、方福前，2012）。近年来，越来越多的西方学者承认，国有经济在处于各个发展阶段的国家中都持续发挥着极其重要的作用（弗洛里奥、费赫尔，2011；班斯、盖布里尔，2015；弗洛里奥，2013，2014；库沃-卡祖拉等，2014；格罗西等，2015）。特别是在2007~2009年国际金融危机期间，美国 and 英国为避免进一步的金融动荡带来的传染效应，利用财政支持开启了破产企业的国有化。然而，相比于西方国家利用国企进行应急补救不同（斯泽尔、诺瓦拉，2017），就中国而言，大量的实证研究已经发现，在国民经济中起

表1 2001~2020年中国与其他经济体
宏观数据对比

经济体	GDP增速的变异系数	通胀年均值(%)
中国	0.298	2.336
高收入国家	1.281	1.930
中等收入国家	0.428	4.042
中等收入国家	0.416	4.519
中低收入国家	0.448	5.037
低收入国家	0.708	5.982

注：GDP增速的变异系数=标准差/均值；通胀年均值为2001~2020年各经济体通胀的年平均。

资料来源：国家统计局和世界银行发展数据库(World Development Indicators)，中国港澳台地区的数据未纳入。

^{*}本项研究得到国家自然科学基金“垂直生产结构下国有企业在宏观调控中的作用机制研究”（基金号：72303105）的资助。宋鹭为本文通讯作者。

主导作用的国有企业长期以来一直是政府进行宏观调控的重要抓手之一(王文成,2013;郭婧、马光荣,2019;李书娟、王贤彬,2020;李书娟等,2021;方等,2023)。从这个角度看,“宏观治理奇迹”的出现与国有经济在中国特色的宏观调控体系中发挥着重要作用紧密相关。“抓大放小”后形成的独特“所有制+产业布局”模式决定了中国特色宏观调控的理论基础、目标函数、政策工具、决策方式、传导途径与西方国家有着本质区别。如何构建中国特色宏观调控理论,同时完善宏观调控政策体系,不仅是“十四五”规划的内在要求,也成为近年来学术界的前沿话题。当前对于中国宏观调控理论和国有经济的研究已取得了丰硕成果(刘元春等,2021)。但遗憾的是,由于研究方法所限以及对“所有制+产业布局”的独特模式理解不够深入,目前仍缺乏统一的理论对国有经济宏观稳定效应的传导机制进行系统分析,更鲜有研究探讨国有经济为什么要参与宏观调控、调控效果如何以及应如何参与调控等重要问题。

基于此,本文以国有经济的产业布局为切入点对上述问题进行了探讨。大量文献表明,当前国民经济的产业布局呈现出“上游为国企主导,下游为民企主导”的特征,并将其总结为“垂直结构”(或“垂直生产结构”)(李等,2014;王永进、刘灿雷,2016;陈小亮、陈伟泽,2017;王勇,2017)。本文在陈述一系列特征事实并构建两部门DSGE模型的基础上提出了以下观点:由于国企大多聚集在上游行业中,其不仅生产最终消费品,还为下游民营企业(以下简称“民企”)提供中间投入品,从而形成了对下游企业的正外部性。因此,当民企受到负向冲击时,国有经济的逆周期扩张不仅可以稳定物价,还可以保障下游民企对中间投入品的需求,从而达到稳定产出的目标。本文还进一步分析了国有经济参与宏观调控的政策发力点、政策空间和政策设计。具体而言:(1)国有经济逆周期调节的发力点应集中于供给冲击(而非需求冲击);(2)当前仍存在较大的逆周期投资调节政策空间;(3)在此基础上,跨周期投资调节的政策设计更有助于国有经济发挥宏观稳定效应。

综上所述,本文存在以下3点创新:(1)在现有的考虑垂直结构的文章中(刘瑞明、石磊,2011;李等,2014;王永进、刘灿雷,2016;陈小亮、陈伟泽,2017;汪勇等,2018;郭长林,2018;钱学锋等,2019;周越、徐隽翊,2020),更多的是探讨国有经济的“微观失效”和“挤出效应”,不仅未考虑国有企业通过中间投入品渠道稳定总产出的作用机制,也没有通过构建理论模型来科学评估国有经济应如何更好地发挥宏观稳定效应,而本文则对上述问题尝试进行分析;(2)现有文献更多是从实证角度对国企逆周期扩张的影响机制进行研究,即便有少量的理论研究,也仍更多地关注国企逆周期扩张的“挤出效应”,而非其对下游民企的正向溢出效应,本文则通过拓展两部门DSGE模型解释了国有经济参与宏观调控的效果及作用机制,并特别探讨了国有经济稳定物价的作用及其传导机制,这是对既有文献的补充;(3)从现实意义出发,本文的研究对于理解“国有经济控制国民经济的命脉,是国民经济中的主导力量”的概念提供了一个全新的视角,也为丰富宏观调控的“政策工具箱”提供了理论支撑。

本文的随后章节安排如下:第二章描述了垂直结构和国有经济逆周期投资的特征事实,并对此进行了评述;第三章是两部门DSGE模型的构建、求解及估计;第四章是对国有经济宏观稳定效应的机制分析;第五章通过对基准模型的拓展来探讨国有经济应如何更好地发挥宏观稳定效应;第六章在总结全文的基础上得出相应的政策启示。

二、特征事实及评述

1978年之前,几乎所有的上下游企业都归国有或集体所有,从而形成了计划经济时代“大而全、小而全”的国企体系。随着改革开放中“包干制”在农业领域的成功,国有企业改革也效仿了这一做法。然而在短暂的成功之后,一方面因为内部控制人失控、企业目标短视以及政策性负担等问题无法解决,另一方面由于乡镇企业和民营企业在生产方式灵活度以及劳动力成本方面的优势,使得20世纪90年代以后的国有经济开始逐渐走向衰败(诺顿,2006),特别是在市场化程度更高的下游产业中,国有企业出现了大面积亏损倒闭和转制的现象。虽然建国之初实行高度国有化的目的是为了更快更好地进行工业化,但这种僵硬的计划经济体制同样是造成2000年之前中国经济数次剧烈波动的深层原因之一(林,2003),因此,仅凭“所有制”优势以“集中力量办大事”是无法保证宏观经济平稳运行的,而要想更好地促进国民经济的健康发展则需要对国有经济进行重新

布局,这也为之后的“抓大放小”政策埋下了伏笔。

1992年的“南方谈话”进一步确立了建立以公有制为基础的社会主义市场经济体制的目标,也推动了国企改革领域的思想解放,于是在1995年中央首次确立了“抓大放小”政策,该政策指出,“要从战略上调整国有经济布局,坚持有进有退,有所为有所不为:国有经济应该在关乎国民经济命脉的行业和领域起到主导作用,而在其他领域则可以通过资产重组和结构调整,集中力量,加强重点,提高国有经济的整体素质。”1995~2000年,政府维系着对500~1000个具有战略性意义国企(例如:石油、电力和电信)的控制权,而对下游行业(例如:纺织、木材和通用设备)中的国有企业采取职工下岗、企业转制、兼并和重组等优胜劣汰的方式(刘瑞明、石磊,2011;世界银行,2012)。李等(2014)的研究表明,1997年底,37%的国有资产、46%的国企纳税额和63%的国企利润属于前500大国有企业。相比之下,小型国企和下游国企则经营惨淡,1995年地方国企的亏损率为72.5%,而央企为24.3%(世界银行,2012)。之后的“三年脱困”(1998~2000年)对国有经济布局和国有企业进行了战略性调整和改组,从而巩固了国有经济在上游产业中的地位,同时通过引入竞争机制使得下游产业呈现出持续的“国退民进”现象,这样的产业布局调整直接带动了国有经济劳动生产率的上升,并贡献了1998~2007年间全要素生产率20%的提升(谢、宋,2015)。王勇(2017)指出,当前国有经济大多聚集在产业链上游,而民营经济聚集在产业链下游,需要购买上游企业生产的不可贸易的中间品进行生产,文献中将这样的生产结构称之为“垂直结构”。本文根据2018年的中国投入产出表也对此进行了测算,采用安特拉斯等(2012)提出的算法计算了各产业的上下游程度,再通过匹配上市公司数据库,得到了产业上游度与国有经济占比之间的关系。图1和图2的结果表明,随着产业上游度的增加,国有企业占该行业总企业数和国有资产占该行业总资产的比重均出现了显著上升。以煤炭采选业为例,该行业处于产业链上游,且其国有企业数量占比和国有资产占比均超过了90%,而处于下游的建筑业,其国有经济占比也相应较低。进一步地,通过对比李等(2014)一文展示的上下游行业分类可知,本文的测算结果与前人的研究相差不大,由此可见“垂直结构”的确长期存在于中国经济之中。需要说明的是,由于数据所限,图1和图2并未全面反应国有经济在关键性基础领域布局的全貌。例如,在结构转型和经济危机期间,国有经济在金融资源、基础研发和基础设施等(半)公共品领域均发挥了重要的宏观稳定作用(刘元春,2001;陈等,2020)。

随着宏观经济学对生产网络研究的展开(阿西莫格鲁等,2012;巴凯、法希,2019;罗,2020),国内学者也愈发关注处于上游关键行业的国有企业对下游民企和整个宏观经济的影响,其中一部分文献对垂直结构提出了批评(刘瑞明、石磊,2011;李等,2014;陈林等,2016;王永进、刘灿雷,2016;陈小亮、陈伟泽,2017;周越、徐隽翊,2020)。上述文章均认为,一个相对垄断的上游行业是不利于下游行业发展的。具体而言:国企存在的行政垄断、信贷歧视和预算软约束等问题^①抬高了民企的生产成本、阻碍了效率提升、压缩了民企的生存空间,并通过垄断地位攫取下游企业的利润,从而产生了“拖累效应”,造成

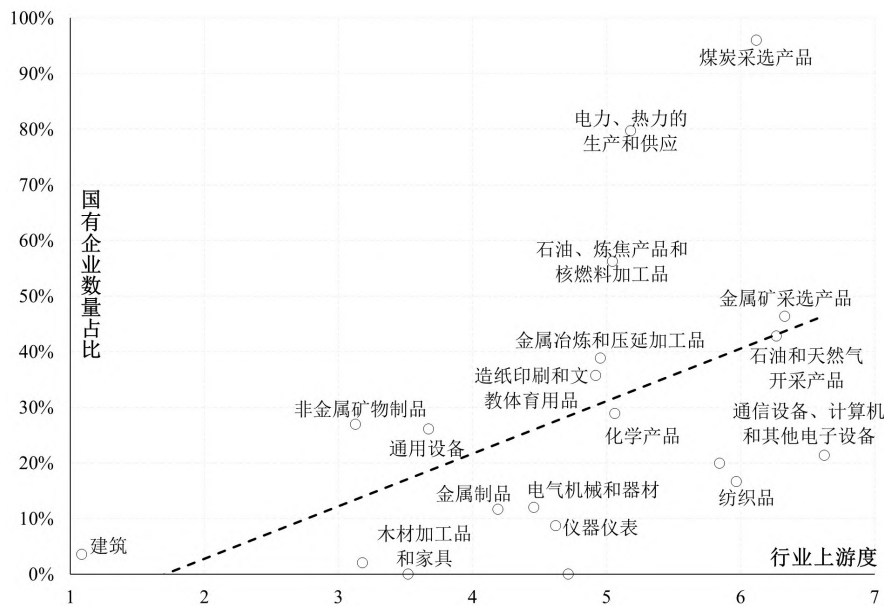


图1 行业上游度与国有企业数量占比散点图(2018年)

注:由于投入产出表和上市公司数据库中的行业划分标准存在些许差异,因此本文选择了行业划分较为一致的工业领域进行展示;图中虚线为样本的线性拟合;受空间所限,图中仅展示部分代表性行业,图2同。
资料来源:国家统计局和万得数据库,图2同。

经济学

了社会福利的损失。因此有学者认为,“上游征税、下游补贴”的政策将有利于社会福利的提升(钱学锋等, 2019;潘珊、黄莉, 2021)。汪勇等(2018)和郭长林(2018)则进一步认为,上述负面效应会随着垂直结构的弱化而减弱。本文认为,前人之所以对国有经济提出批评,是因为上述文献更多地是效仿外国的研究思路(佩茨、雷辛格, 2014;巴萨克、穆克吉, 2016)把垂直结构简单理解为“上游垄断,下游竞争”的市场格局,而未考虑上游国企对下游民企的正外部性。实际上,国有企业的逆周期调节手段正是通过“增加供给、降低价格”以形成对下游企业和居民部门的“补贴”,从而达到稳定宏观经济的目的。同时,刘(2019)的理论研究表明,生产网络中的市场扭曲会从下游传导至上游,从而极大地损害上游企业,因此将资源更多地配置给上游行业更有利于经济发展。现实中,下游民企不仅长期面临着各种市场摩擦(陈林等, 2016),而且在近年来的历次危机中,其面临的市场环境也变得更为扭曲(苏启林等, 2016),因此根据刘(2019)的理论,“有为的政府”应当在危机中将国有经济作为宏观调控的重要抓手。刘(2019)为本文的模型构建提供了理论基础,同时由于传统的DSGE模型中已经引入了市场摩擦(常见的包括:价格粘性、调整成本等),使得本文无需再引入更多的摩擦,就可以在垂直结构的设定下让“国企逆周期调节”的机制发挥作用。

一个不容忽视的事实是,国企在经济发展过程中除了需要提高本身的经济效率,还承担了大量的政策性负担,这表现为在经济下行期间国有企业进行的逆周期投资。相应的实证研究分别从时间序列数据(王文成, 2013)、省级面板数据(郭婧、马光荣, 2019)和微观企业数据(清华大学, 2020;李书娟等, 2021;方等, 2023)层面得出了以下结论:基于稳定宏观经济的考量,国企投资具有一定的逆周期性,且上游国企的逆周期扩张通过融资和供应链渠道为下游行业的发展提供了保障。即便学界对国有经济的逆周期调节是否达到预期目标存在争议^②,但不可否认的是,在垂直结构下,上游部门在经济衰退时的逆周期扩张为下游行业提供了大量价格较低的中间品,从而有利于下游行业的发展以及物价稳定。图3显示,自美国次贷危机以来中国经济增速出现了下滑趋势,而“国有控股企业固定资产投资/全部企业固定资产投资”却出现了波动上升的趋势,同时国有企业投资占比也与CPI基本呈负

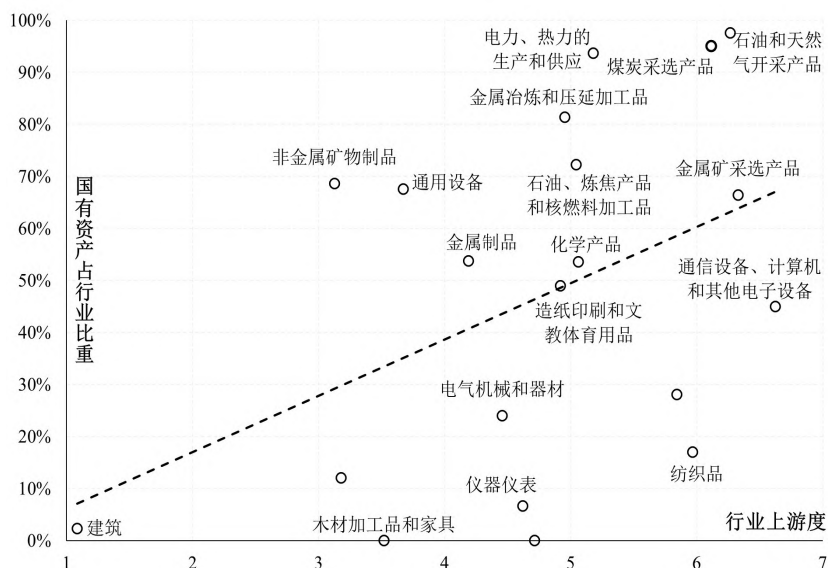


图2 行业上游度与国有资产占比散点图(2018年)

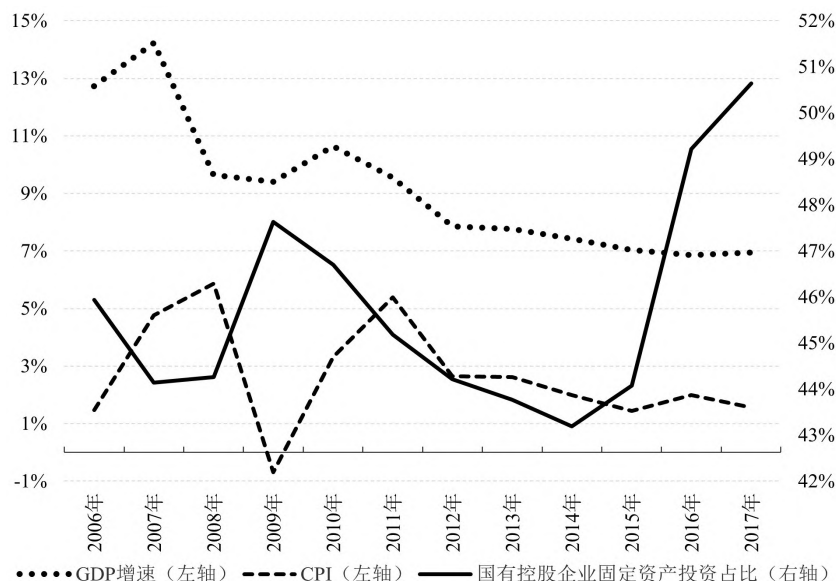


图3 GDP增速、CPI和国有控股企业固定资产投资占比时序图(2006~2017年)

数据来源:中经网统计数据库。

向关系,这似乎表明,国有经济的逆周期调节可能是中国物价长期稳定的原因之一。事实上,由于文献中更多地关注了国企生产中间品和进行基建投资的行为,而忽略了国企同样生产最终消费品的行为,因此对国有经济在稳定物价方面发挥重要作用的机制探讨不足。然而,根据陈小亮和陈伟泽(2017)的测算,上游国企的产品很多也是重要的消费品(例如:水电油煤气、通信和金融服务等)。近年来,在由各方面原因导致的能源价格上涨中,国有企业“保供稳价”的做法就彰显了其担当与责任,若忽略这一事实,就无法全面地评估国有经济在宏观调控中的作用。

表2中的数据证实了上述论断,结合图3可知,自2014年起国有控股企业的投资占比开始大幅上升,这其中以煤炭选采为代表的上游行业投资支出占比,无论是逐年数值还是年均值都远高于以建筑为代表的下游行业。回顾图1和图2可知,这些上游行业恰恰集中着大量的国有控股企业,而下游行业中则以民营企业为主体。这表明,在现实中越是国有经济占主导的上游行业,越是在经济衰退期进行逆周期投资扩张。虽然前人的研究也观察到了国有经济逆周期调节的现象,但并未对上下游行业进行区分,因此他们将国有经济参与宏观调控的做法,仅仅视为凯恩斯理论在中国经济中的简单运用。然而一旦考虑了中国独特的“所有制+产业布局”模式,便能够在凯恩斯主义的框架下纳入国有经济的非市场职能,从而真正将西方理论与中国实践相结合。不仅如此,再次结合图1和图2,本文还发现在国有经济占主导地位的上游行业中,不乏一些与居民消费直接相关的行业(例如:资源型和化学产品行业),那么根据简单的供需关系可知,当负向冲击带来供给不足时,上游行业的逆周期调节不仅能够降低下游行业的生产成本,还能够通过保生产来平抑物价水平,且上游产品占总消费的份额越大,则该效应越强烈。因此结合上述分析可知,自“抓大放小”以来形成的中国独特的“所有制+产业布局”模式构成了国有经济在宏观调控中能够发挥积极作用的有力保障。

三、理论模型

(一)模型构建

本文构建的两部门DSGE模型刻画了中国国企改革“抓大放小”政策实施之后形成的垂直结构,从而能够更好地分析国有经济发挥宏观稳定效应的作用机制。模型中包含了国企、民企和居民部门这3个最主要的经济主体。首先,国企处于上游地位,其产品既是最终消费品,又作为中间品投入到民企的生产中。进一步假设,国有资本经营收入归政府所有,国企实际由政府部门负责运作,因此政府会利用国有资本调控经济。当危机发生时,国企的逆周期扩张一方面会直接拉动产出,并直接降低最终品价格。另一方面还可以通过成本传导机制间接降低民企最终消费品的价格——这便是国有经济稳增长和稳物价的主要机制。其次,民企处于下游地位,其产品均为最终消费品。与国企不同的是:(1)民企需要利用上游国企的中间投入品进行生产;(2)民企生产所用的资本是从市场化的资本品厂商购入的,由此决定了民营资本的顺周期性。最后,批发零售部门将国企和民企的产品打包销售给居民部门,居民部门同时为两类生产部门提供劳动(劳动力市场是自由流动的)、向政府纳税并利用自身储蓄购买政府债券。模型框架如图4所示。

1. 国有企业与政府部门

国企处于上游地位,其产品既是民企的中间投入,又用作居民部门的最终消费。国企的生产函数为: $f_{gt} = A_{gt} l_{gt}^{\alpha_g} k_{gt}^{1-\alpha_g}$ 。式中, f_{gt} 、 A_{gt} 、 l_{gt} 、 k_{gt} 分别是 t 期国企的产出、全要素生产率以及生产所需的劳动和资本,而 α_g 和 $(1-\alpha_g)$ 分别是劳动和资本在国企产出中所占的份额。首先,国企的全要素生产率服从“ $A_{gt} = \rho_g A_{gt-1} + (1-\rho_g) A'_{gt} + \varepsilon_{gt}$ ”的AR(1)外生形式,其中 ρ_g 是国企全要素

表2 代表性行业投资支出占比情况对比

行业/年份	煤炭选采业	石油和天然气开采业	金属矿采选业	建筑业	木材加工品和家具	纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品
2014年	5.99%	7.12%	6.15%	1.56%	2.50%	3.79%
2015年	5.07%	3.79%	5.08%	1.66%	2.97%	4.21%
2016年	3.53%	3.12%	4.69%	1.23%	2.93%	2.83%
2017年	3.24%	5.55%	4.84%	1.75%	5.41%	3.47%
2018年	3.76%	7.50%	5.08%	1.50%	5.73%	3.42%
2019年	3.70%	8.26%	5.64%	1.18%	3.20%	2.89%
年均值	4.22%	5.89%	5.25%	1.48%	3.79%	3.43%

注:投资支出占比=(购建固定资产+无形资产+其他长期资产支付的现金)/总资产。

资料来源:万得数据库。

经济学

生产率冲击的平滑系数, A_g^s 是国企全要素生产率的稳态值, ε_{gt} 代表国企全要素生产率冲击。其次, 由于国企在完全竞争的市场中雇佣劳动力, 从而有: $\alpha_g p_{gt} f_{gt} = w_t l_{gt}$, 式中, w_t 为工资率, 而 p_{gt} 为国企产品的相对价格, 其中, 相对价格的计价物为零售商品。最后需要注意的是, 由于国有资本经营收入是政府非税收入的重要组成部分, 本文假设国有资本实际是由政府部门负责运作的。通过对文献和特征事实的梳理可知, 国企投资具有逆周期的特性, 具体地:

$$\frac{I_{gt}}{I_g^s} = \left(\frac{I_{g,t-1}}{I_g^s} \right)^{\rho_I} \left(\frac{Y_t}{Y^s} \right)^{-\rho_Y} \exp(\varepsilon_{igt}) \quad (1)$$

式中, I_g^s 和 Y^s 分别是国企投资和最终产出的稳态值, ε_{igt} 刻画了国企投资冲击, $\rho_I > 0$ 代表国企投资的平滑因子, 而 $\rho_Y > 0$ 刻画了国企投资相对于产出

缺口的反应弹性, 该值越大则表明国企投资越具有逆周期性。需要注意的是, 由于模型中假设国企投资并非遵循利润最大化目标, 从而也决定了其会损失一定的微观效率, 这也可能是金融危机以来国企的微观绩效显著低于民企的原因之一(常蕊, 2022)。进一步地, 国有资本的积累方程为: $k_{gt} = (1 - \delta_g) k_{g,t-1} + I_{gt}$ 。最终, 国有资本经营收入(Π_{gt})为扣除国企员工工资后的国企净收入, 即: $\Pi_{gt} = p_{gt} f_{gt} - w_t l_{gt} = (1 - \alpha_g) p_{gt} f_{gt}$ 。国有资本经营收入与净税收(T_t)和政府发行的债券(B_t/R_t , 其中 R_t 为 t 期的实际利率)共同构成了政府部门的收入, 而政府部门的支出用于偿还上一期债务的本息和(B_{t-1})以及对国企进行投资(I_{gt}), 因此政府部门的预算约束为:

$$I_{gt} + B_{t-1} = B_t/R_t + T_t + \Pi_{gt} \quad (2)$$

2. 民营企业

民企处于下游地位, 其产品均为最终消费品。首先, 为了体现垂直结构, 本文参考李等(2014)以及陈小亮和陈伟泽(2017)的设定, 假设民企的生产函数为: $y_{mt} = A_{mt} l_{mt}^{\alpha_m} k_{mt}^{\theta_m} x_t^{1-\alpha_m-\theta_m}$ 。式中, y_{mt} 、 A_{mt} 、 l_{mt} 、 k_{mt} 和 x_t 分别是民企的产出、全要素生产率、雇佣的劳动、租赁的资本和使用的中间投入品, 而 α_m 、 θ_m 和 $(1-\alpha_m-\theta_m)$ 分别是劳动、资本和中间品在民企产出中所占的份额。需要指出的是, $(1-\alpha_m-\theta_m)$ 越大表明下游对上游的依赖度越高, 垂直结构越凸显。其次, 民企的全要素生产率服从“ $A_{mt} = \rho_m A_{mt-1} + (1-\rho_m) A_g^s + \varepsilon_{mt}$ ”的 AR(1) 外生形式, 式中变量与参数与国企类似, 此处不再赘述。需要说明的是, 在下文的脉冲分析中, 本文主要展示民企全要素生产率负向冲击(ε_{mt})下各宏观变量的影响, 原因在于: (1) 为了更好地识别垂直结构下国有经济在宏观调控中的作用机制, 需要引入民企的负向冲击; (2) 自 2008 年金融危机以来的历次危机中, 下游民企均最先承担了严重的负向冲击(于文超、梁平汉, 2019)。再次, 民企同样在自由竞争的市场上雇佣劳动, 其优化决策为: $\alpha_m p_{mt} y_{mt} = w_t l_{mt}$ 。式中, p_{mt} 是民企产品的相对价格。同时, 民企还需向国企购买中间投入品, 从而有:

$$(1 - \alpha_m - \theta_m) p_{mt} y_{mt} = p_{gt} x_t \quad (3)$$

由此可知, 国企对于中间投入品的充裕供给将有助于提升民企的产出, 这便是国有经济参与宏观调控的原因之一。对式(1)进行对数线性化处理还可知: $\hat{p}_{mt} + \hat{y}_{mt} - \hat{p}_{gt} = \hat{x}_t$ (其中, $\widehat{\text{变量}}_t = \ln(\text{变量}_t) - \ln(\text{变量稳态值})$, 以下同), 由于民企受到了负向的全要素生产率冲击, 从而使得民企产品相较于国企产品变得相对稀缺, 当不存在价格粘性时, 会出现民企产品价格上升(\hat{p}_{mt} 为正)而国企价格下降(\hat{p}_{gt} 为负)的情形, 这有利于扩大民企对国企提供的中间品(x_t)的需求。但是当存在价格粘性时, p_{mt} 的上升幅度和 p_{gt} 的下降幅度均会减少, 从而削弱了民企对中间品的需求, 这使得上游国企的产出低于无价格粘性的社会最优水平, 从而为上游国企的逆周期扩张提供了政策空间。最后, 不同于国有投资是由政府决定的情形, 本文假设, 民营资本是需要从资本市场上获取

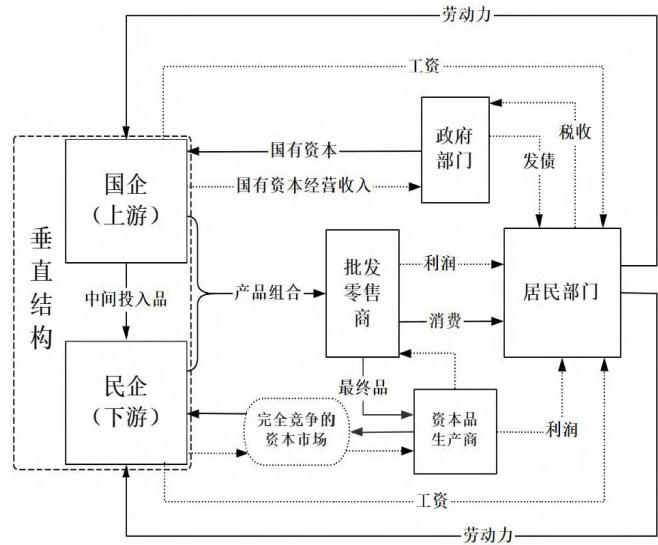


图4 模型机制示意图

注: 实线代表要素和实物流动方向, 点线代表资金流动方向, 虚线框内代表垂直结构。

的,民企在 $t-1$ 期末以 q_{t-1} 的价格购得资本(总价值为 $q_{t-1}k_{m,t-1}$)用于 t 期的生产,然后在 t 期末获取资本的投资回报($\theta_m p_{mt} y_{mt}$)并将剩余资本转售给完全竞争的资本市场($(1-\delta_m)q_t k_{m,t}$),由于企业赚取零利润,因此从 $t-1$ 期的时点出发,资本的事后回报率应与实际利率 R_{t-1} 相等,即:

$$R_{t-1} = \frac{E_0[\theta_m p_{mt} y_{mt}/k_{m,t-1} + (1-\delta_m)q_t]}{q_{t-1}} \quad (4)$$

3. 批发和零售商

批发商生产批发产品 Y_{wt} ,国企和民企产品的组合: $Y_{wt} = \prod_{i=m,g} (\frac{y_{it}}{\mu_i})^{\mu_i}$,上述组合的形式表明,国企和民企的产品之间的关系具有很强的互补性($\frac{\partial^2 Y_{wt}}{\partial y_{gt} \partial y_{mt}} > 0$),因此多消费国企产品将会带动民企消费品的上升(圭列里等, 2022),由此触发了民企产品价格上涨的压力。批发产品的相对价格和批发商对各部门的产品需求表示为:

$$P_{wt} = \prod_{i=m,g} P_{it}^{\mu_i} \quad (5)$$

$$y_{it} = \mu_i (\frac{P_{it}}{P_{wt}})^{-1} Y_{wt} \quad (6)$$

式中, y_{it} 是各部门产品中用于批发产品的数量, μ_i 表征批发商品中使用的各部门的产量份额,且 $\sum_{i=m,g} \mu_i = 1$ 。

零售商的存在是为了在模型中引入价格黏性。最终产品由均匀分布在 $[0, 1]$ 区间上的垄断竞争的零售商销售。零售商按成本价 P_{wt} 购买批发公司的产品,并以自己的垄断地位售出后获取利润。假设最终产品的组合为: $Y_t = (\int_0^1 Y_{ft}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} df)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$,式中, Y_{ft} 是零售商 f 的零售额, ε 是各零售产品的替代弹性。按照卡尔沃定价原则,零售商面临名义价格刚性,他们只能以 $(1-\gamma)$ 的概率自由调整价格,因此最优的定价方程和加总的价格水平运动方程分别为:

$$\frac{P_t^*}{P_t} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{E_0[\sum_{s=0}^{\infty} (\beta\gamma)^s \Lambda_{t+s,t} P_{w,t+s} (\frac{P_{t+s}}{P_t})^{\varepsilon} Y_{t+s}]}{E_0[\sum_{s=0}^{\infty} (\beta\gamma)^s \Lambda_{t+s,t} (\frac{P_{t+s}}{P_t})^{\varepsilon-1} Y_{t+s}]} \quad (7)$$

$$P_t^{1-\varepsilon} = (1-\gamma)(P_t^*)^{1-\varepsilon} + \gamma P_{t-1}^{1-\varepsilon} \quad (8)$$

其中, P_t^* 为最优调整价格,结合式(7)和(8)并利用对数线性化技术,可以得到新凯恩斯菲利普斯曲线:

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\gamma)(1-\gamma\beta)}{\gamma} \hat{P}_{wt} \quad (9)$$

由式(9)可知,最终品的价格变动($\hat{\pi}_t$)与其生产成本(\hat{P}_{wt})呈正向关系。由于国企产品既是中间投入品,又是最终消费品,因此通过提升国企产出来抑制通胀的机制有两条:第一是直接渠道,由式(5)和(6)可知,供给增加带来的 p_{gt} 降低会直接压低批发产品的成本 P_{wt} ,又由于 $\hat{P}_{wt} = \mu_m \hat{p}_{mt} + \mu_g \hat{p}_{gt}$,因此当国企产品占总消费比重 μ_g 上升时,上述直接效应会增强;第二是间接渠道,对式(3)进行整理并结合式(6)可得: $p_{mt} \propto x^{-1}$ 且 $y_{mt} \propto p_{mt}^{-1}$,因此,中间投入品的增加有利于民企产品价格 p_{mt} 的下降和其产出 y_{mt} 的上升,进而间接压低了 P_{wt} 和 π_t 。下文中将会探讨哪一种效应更能起到稳物价的作用。

4. 资本品厂商

假设资本品厂商的产品仅用于民企的生产。参考罗(2020)的设定,在 t 期末,资本品厂商从零售商手中购入最终品,并一比一地生产出新的资本品,同时,资本品生产需承担的调整成本为 $\frac{\psi}{2}(\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1)^2 I_{mt}$ 。资本品厂商以 q_t 的价格向完全竞争的资本市场出售资本,因此资本品厂商的利润最大化决策为:

$$\text{Max}_{I_t} E_0 \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \Lambda_{t+s,t} \{q_t I_{mt} - [1 + \frac{\psi}{2}(\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1)^2] I_{mt}\}$$

由上式可知,资本品的价格等于生产投资品的边际成本,具体如式(10)所示:

$$q_t = 1 + \frac{\psi I_{mt}}{2} (\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1)^2 + \frac{\psi I_{mt}}{I_{m,t-1}} (\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1) - \psi \beta E_0 \Lambda_{t+1,t} (\frac{I_{m,t+1}}{I_{mt}})^2 (\frac{I_{m,t+1}}{I_{mt}} - 1) \quad (10)$$

经济学

在 t 期结束后,资本品厂商新创造出来的资本品 I_m 和民企剩余的资本 $(1-\delta_m)k_{m,t-1}$ 都会以 q_t 的价格出售到资本市场中,然后,民企会再购入资本市场中的所有资本进行生产,因此,民营资本的存量演进方程为: $k_{m,t} = (1-\delta_m)k_{m,t-1} + I_{mt}$ 。

5. 居民部门

在 t 时期居民部门的收入来源有 3 处:一是向中间品厂商提供劳动力 l_t 并获得劳动报酬 $w_t l_t$ (其中 w_t 是真实工资水平);二是上一期存款的本息和 S_{t-1} ;三是来自于零售商和资本品厂商转移的利润 Π_t 。居民的收入用于消费 C_t 和交税 T_t ,剩余部分作为储蓄 S_t/R_t (其中 R_t 是名义利率)。假设消费和劳动分别给居民带来正和负的效用,其具体形式如下:

$$\begin{aligned} \max_{C_t, S_t, l_t} E_0 \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left[\Gamma_t \ln(C_{t+s} - hC_{t+s-1}) - \chi \frac{l_{t+s}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \\ \text{s.t. } C_t + S_t/R_t + T_t \leq w_t l_t + \Pi_t + S_{t-1} \end{aligned}$$

式中, β 是居民的主观贴现率, h 是衡量消费习惯的系数,且 $0 < h < 1$ 。参考亚科维埃洛 (2015) 的做法,本文引入 Γ_t 代表当期的消费偏好,用以捕捉需求端的变动,其服从“ $\Gamma_t = \rho_r \Gamma_{t-1} + (1-\rho_r) \Gamma^s + \varepsilon_{\Gamma t}$ ”的 AR(1) 外生形式,其中 ρ_r 是消费冲击的平滑系数, Γ^s 是消费偏好的稳态值, $\varepsilon_{\Gamma t}$ 是消费偏好的冲击。 χ 为劳动供给偏好系数; $1/\eta > 0$ 表示劳动供给弹性,其取值一般在 1~5 之间。居民在预算约束下最大化其终生效用,其最优化条件为:

$$\lambda_t = \Gamma_t (C_t - hC_{t-1})^{-1} - \beta h E_0 \Gamma_{t+1} (C_{t+1} - hC_t)^{-1} \quad (11)$$

$$\lambda_t w_t = \chi l_t^\eta \quad (12)$$

$$\lambda_t = \beta R_t E_0 \lambda_{t+1} \quad (13)$$

其中,式(11)定义了居民预算约束方程的拉格朗日乘子,式(12)是闲暇和最终品消费的当期替代方程,式(13)是居民利用储蓄进行消费跨期平滑的欧拉方程。

6. 中央银行

中央银行根据泰勒规则设定名义利率: $\frac{i_t}{i^s} = \left(\frac{i_{t-1}}{i^s} \right)^\rho \left[\pi_t^{\kappa_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y^s} \right)^{\kappa_y} \right]^{1-\rho} \exp(\varepsilon_{it})$ 。式中, $i_t = R_t E_t(\pi_{t+1})$ 为名义利率, i^s 是利率的稳态值, ε_{it} 是代表利率冲击的随机变量。参数方面, ρ 为利率冲击的平滑因子, κ_π 和 κ_y 分别为通胀缺口和产出缺口的系数。

7. 市场均衡条件

最终要完整定义整个经济的动力系统,还需要加入市场出清条件。金融市场、劳动力市场和国企产品市场的出清条件分别为: $B_t = S_t$, $\sum_{i=m,g} l_{it} = l_t$ 和 $x_t + y_{gt} = f_{gt}$ 。综上,结合居民和政府部门的预算约束可知,最终品的市场均衡条件为: $Y_t = C_t + [1 + \frac{\psi}{2}(I_{mt}/I_{m,t-1} - 1)^2] I_{mt} + I_{gt}$ 。

(二) 参数估计

模型的时间频率被设定在季度层面。待估参数空间 $\Theta = \Theta_1 \cup \Theta_2$ 。其中, $\Theta_1 = [\delta_m, \delta_g, \mu_g, T/Y, I_g/Y, A_m^s, A_g^s, \eta, \chi, h, \beta, \gamma, \varepsilon, \alpha_m, \theta_m, \alpha_g]$, 这部分参数决定了宏观变量的稳态; $\Theta_2 = [\psi, \rho, \rho_m, \rho_g, \rho_r, \rho_y, \rho_l, \kappa_\pi, \kappa_y, \sigma_{ig}, \sigma_r, \sigma_\Gamma, \sigma_m, \sigma_g]$, 这部分参数刻画了宏观变量间的动态关系。

对于 Θ_1 , 本文采取校准的方法对参数进行赋值。首先, $[\delta_m, \eta, \gamma, \varepsilon]$ 取自经典宏观经济学文献的标准设定,举例而言: $\varepsilon=11$, 表明零售商的利润是 $1/(\varepsilon-1)=10\%$; $\gamma=0.75$, 表明 75% 的零售商无法调整价格。其次, $[\alpha_g, \delta_g, \mu_g, T/Y, I_g/Y]$ 来源于基本经济事实: (1) 由于近年来全社会的资本—劳动比为 1:1, 而下文中取 α_m 和 θ_m 均为 0.35, 因此为匹配上述宏观数据, 本文取 $\alpha_g=0.5$; (2) 国有资产占全国总资产的比重约为 50%, 当 $\delta_g=0.018$ 时可得 $k_g/(k_g+k_m)=0.5$; (3) 根据近年来国家统计局公布的居民消费支出结构显示, 公共品消费(教育、医疗、交通和通信)约占总消费的 30%, 假设这部分消费品均由国企提供, 故取 $\mu_g=0.3$; (4) 根据张等 (2016) 发布的中国宏观经济数据^③可知, 净税收和国企投资占总产出的比重分别为 10% 和 5%, 因此取 T/Y 和 I_g/Y 分别为 0.1 和 0.05。最后, 其余参数来自于前人文献, 需要说明的是: (1) 大量研究表明国企效率低于民企, 董兵兵等 (2021)

在参考了前人研究的基础上,认为民企全要素生产率约为国企的1.3~1.6倍之间,本文将 A_m^* 标准化为1,从而取 $A_g^*=2/3$; (2)参考林仁文、杨熠(2014)的研究,本文将 α_m 和 θ_m 均取作0.35。由 α_m 和 θ_m 的取值可知,民企所需的中间品占其产出的30%,从而体现出较为明显的垂直结构。其余参数的具体取值详见表3面板A。

由于 Θ_2 不影响模型稳态,且大多在文献中无明确的取值,因此对于这类参数本文采用贝叶斯方法进行估计。考虑到模型存在5个外生冲击,因此本文选取以下4种季度数据匹配(1995Q1–2017Q4)对数线性化后的模型(张等,2016): (1)实际GDP:对应 Y_t ; (2)国有企业的固定资本形成实际值:对应 I_{gt} ; (3)总固定资产形成实际值:对应 $(I_{gt}+I_{mt})$; (4)通胀率:对应 π_t 。本文首先对原始数据进行取对数和季节调整的处理,再通过HP滤波技术剔除数据的长期趋势,从而保留波动项。对于先验分布的选择,本文均参考了前人文献的设置。具体估计结果参见表3面板B,其中需要说明的是, ρ_i 刻画了国企投资的逆周期调节力度,其先验分布来自于李书娟等(2021)微观实证估计的结果,后验分布表明 ρ_i 的均值约为1.942,这表明当产出下降1%时,国企投资规模将上升1.942%。

四、机制分析

在完成了模型构建并对参数进行估计后,本文通过假设让民企的生产率受到一单位标准差的负向冲击($\sigma_m=-0.0098$)后各宏观变量的变化,以分析国有经济稳定宏观经济的机制。由于国企的上游地位对下游民企产生了正的外部性,因此研究表明: (1)国企的逆周期投资调节对冲了民企的负向冲击,从而对于维持宏观经济稳定具有重要作用; (2)由于国企正外部性的存在,生产结构的垂直性越强,上述正向稳定作用的效果越显著; (3)国企的逆周期扩张主要是通过降低国企的最终消费品价格(直接渠道)以稳定物价水平,而非降低下游民企生产成本的间接渠道; (4)国有经济在发挥宏观稳定效应的同时,通过稳定预期还有助于提升居民的福利水平。本文使用脉冲响应图进行机制分析,主要考察总产出(GDP_t)、通胀率(I_{gt}/GDP_t)、国企产出(f_{gt})、民企产出(y_{mt})、国企投资(I_{gt})和民企投资(I_{mt})这六大内生变量在外生冲击下前15期较之于稳态的脉冲响应。

(一)国有经济参与宏观调控的作用

本文首先通过对比国有经济参与宏观调控($\rho_i=1.942$, 实线部分)和不参与宏观调控($\rho_i=0$, 虚线部分)两种情形来分析国有经济的逆周期调节对于稳定宏观经济的作用。当民企的生产率受到负向冲击时,生产要素会自动流向国企,从而导致该部门的产出增加,但由于冲击来源于供给端,这势必会导致总产出下降和通胀攀升。然而图5表明,

表3 参数估计结果

面板A 校准(Θ_1)					
参数	参数含义	取值依据	参数	参数含义	取值依据
$\delta_m=0.025$	民企资产折旧率	标准设定	$\chi=9.24$	劳动供给系数	赵扶扬等(2017)
$\delta_g=0.018$	国企资产折旧率	宏观数据	$h=0.7$	消费习惯参数	高然等(2018)
$\mu_g=0.3$	国企产品消费份额		$\beta=0.985$	主观贴现率	梅冬州、龚六堂(2011)
$T/Y=0.05$	净税收/GDP		$\gamma=0.75$	价格粘性系数	标准设定
$I_g/Y=0.10$	国企投资/GDP		$\varepsilon=11$	替代弹性	
$A_m^*=1$	民企 TFP 稳态	董兵兵等(2021)	$\alpha_m=0.50$	民企劳动弹性	宏观数据
$A_g^*=2/3$	国企 TFP 稳态		$\theta_m=0.35$	民企资本弹性	林仁文、杨熠(2014)
$\eta=1/3$	劳动供给弹性	标准设定	$\alpha_g=0.35$	国企劳动弹性	
面板B 贝叶斯估计(Θ_2)					
参数	参数含义	先验分布	先验依据	后验均值	90%置信区间
ρ	货币政策平滑因子	B(0.75, 0.1)	王曦等(2016)	0.4503	0.3433 0.6137
ρ_m	民企 TFP 冲击平滑因子	B(0.8, 0.1)	亚科维埃洛(2015)	0.7871	0.6757 0.8957
ρ_g	国企 TFP 冲击平滑因子	B(0.8, 0.1)		0.7721	0.6643 0.8799
ρ_r	消费偏好冲击平滑因子	B(0.8, 0.1)		0.5079	0.4002 0.5819
ρ_i	国企投资冲击平滑因子	B(0.8, 0.1)		0.7916	0.6887 0.8572
ρ_y	产出缺口反应弹性	Ga(2, 0.1)	李书娟等(2021)	1.9419	1.8136 2.0931
κ_π	通胀缺口系数	Ga(1.5, 0.1)	王曦等(2016)	1.5779	1.4112 1.7495
κ_y	产出缺口系数	Ga(0.6, 0.1)		0.7602	0.5879 0.9123
ψ	民企投资调整系数	Ga(2.5, 0.1)	汪勇等(2018)	2.3307	2.1963 2.4633
σ_{ig}	国企投资冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)	标准设定	0.0306	0.0263 0.0347
σ_r	利率冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0327	0.0225 0.0421
σ_i	消费偏好冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0460	0.0408 0.0523
σ_m	民企 TFP 冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0098	0.0055 0.0135
σ_g	国企 TFP 冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0096	0.0060 0.0133

注: a. B(m, s)、Ga(m, s)和Ga⁻¹(m, s)分别表示均值为m、方差为s的贝塔分布、伽马分布和逆伽马分布。b. 根据审稿人的建议,本文采用了库普等(2013)提出的方法对待估参数进行了局部识别性检验,结果显示,大部分参数通过了局部识别性检验,而有关国企全要素生产率(σ_g 和 ρ_g)和货币政策参数(κ_π 和 κ_y)存在一定程度上的弱识别问题。但是本文并不认为这是一个严重的问题,原因有二: (1)弱识别问题不代表参数不可识别; (2)国企全要素生产率和货币政策参数并非本文关注的重点,事实上,当这些参数在一个相当宽泛的范围内取值时,都不会影响本文的核心结论。本文较为关注民企的全要素生产率冲击和国企逆周期调节的行为,而对应的参数(σ_m 、 ρ_m 和 ρ_i)均通过了库普等(2013)提出的局部识别性检验法则。

若国有经济参与宏观调控,则总产出的下降幅度和通胀率的上升幅度均会出现不同程度的缩小,由此证明了国有经济在稳增长、稳物价方面的重要作用。另一个重要的问题是,国企的逆周期扩张是否对民企产生了一定的挤出效应。图5的实线部分表明,当国企进行了逆周期扩张时的民企产出是高于虚线部分的,这表明国企的逆周期扩张对于民企具有带动作用,而非挤出效应。此外,本文还模拟了国企投资顺周期的情况($\rho_s=-0.5$,点线部分)。图5点线部分表明,顺周期的国企投资仅小幅减少了民企的投资下降幅度,但由于上游部门的供给收缩,从而最终拉低了下游部门的产出,并抬高了通胀率。这再次证明了国有经济逆周期扩张的正向溢出效应。因此本文认为,在危机中适当提升国企的产出,将增加最终消费品和中间投入品的供给,这一方面有利于缓解供给短缺造成的通胀上升,另一方面也有利于民企恢复生产,从而最终起到“宏观稳定器”的作用。

(二)垂直结构的作用

那么,国有经济的宏观稳定效应与垂直结构又是什么关系呢?本文对比了基准模型(图6实线部分)与无垂直结构(图6虚线部分)在面临下游生产率负向冲击时的情况。需要说明的是,本文将 $\alpha_m=0.5$ 和 $\theta_m=0.5$ 的情形定义为无垂直结构,此时下游民企生产所需资本与劳动的占比与基准模型相同,但却并不需要投入上游中间品($1-0.5 \times 2=0$),这就导致上游部门对下游部门不存在正外部性。图6的结果表明,当不存在垂直结构时,由于正外部性的消失,使得国企参与调控的宏观稳定效果较弱,具体表现为:为了遏制产出的大幅下滑,国企的投资虽然进行了更大幅度的逆周期调节,但总产出的下降幅度和通胀率的上涨幅度仍超过了基准模型的情形。图6点线部分(此时 $\alpha_m=0.5$ 和 $\theta_m=0.5$,且 $\rho_s=0$)进一步显示,当不存在垂直结构时,若国有经济不参与宏观调控,则与图6虚线部分相比,产出下降的最大幅度约为0.18%,且与虚线部分的差距维持在0.2%左右,而通胀上升的幅度也不明显。反观图5,当存在垂直结构时,国有经济是否参与宏观调控对于产出和通胀的影响较大(图5总产出和通胀率子图中的实线与虚线部分存在明显且持续的差距)。其原因在于,由于此时的垂直结构较弱,民企对国企的中间品需求较低,因此国企投资逆周期调节的正向作用无法通过中间品成本的渠道外溢到民企中,从而削弱了国有经济的宏观稳定效应。从这个意义上看,垂直结构虽有“形成上游垄断,挤占下游利润”之虞(李等,2014),但却是国有经济能够发挥宏观稳定效应的必要条

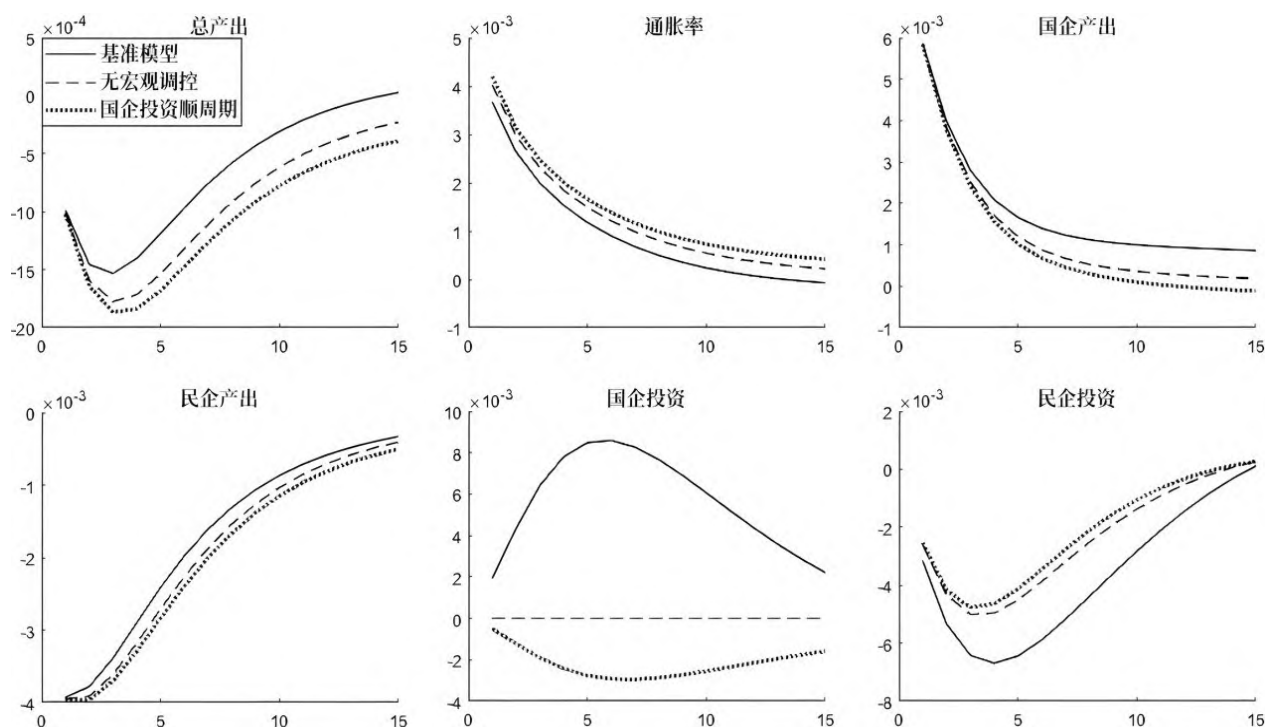


图5 国有经济参与宏观调控的重要性

件。因此,在新冠疫情导致的总供给与总需求双重收缩的形势下(圭列里等,2022),对于上游国企的结构性刺激政策将有助于降低下游民企的生产成本,从而促进中小企业的生产性需求。

(三)稳定物价的作用机制

由于文献中缺少对国有经济稳物价的机制研究,因此对于该机制的探讨就显得尤为重要。首先,当国有经济不参与宏观调控时(图7虚线部分),与基准模型(图7实线部分)相比,国企产品价格出现了更大幅度的上涨,而民企产品的价格变动几乎可以忽略。其次,由于国企未进行逆周期扩张,从而导致国企消费品和中间品的供给数量均出现了更大幅度的下降。最终,参考图5中的通胀率子图可知,国有经济的逆周期扩张对于物价稳定具有正向作用。

需要说明的是,当国有经济不参与宏观调控时,国企的消费品供给量的确有所下降,由此解释了国企产品价格上升的原因(直接渠道)。然而,此时国企生产的中间投入品也减产了,由此导致的中间品价格上升本应推高民企产品的成本和价格(间接渠道)。但问题在于,由前文的分析可知,国企和民企产品是互补品,而此时国企产品消费量的下降也使得居民对民企消费品的需求减少,从而弱化了中间品成本上升推高民企产品价格的间接效应,这便是当国有经济不参与宏观调控时,民企产品价格未出现大幅上升的原因。据此本文认为,国企逆周期扩张通过下游部门对中间品需求的成本传导机制对于物价的抑制作用(间接渠道)是弱于其自身产品价格下降的效果的(直接渠道)。本文对此进行了检验,当国企消费品占比上升($\mu_g=0.7$,图7点线部分)时,由前文的分析和式(5)可知,面对负向冲击,国企稳物价的效果会更加显著。图7中虚线部分表明,即便此时国企消费品和中间品的供应量上升幅度较小,但国企和民企产品价格的上升幅度均较之基准模型有所下降,其中,国企产品价格的涨幅更小,约为基准模型的40%。由此再次验证了国企主要是通过稳定其自身产品价格的(直接)渠道来稳定物价的结论。该结论对现实同样具有指导意义,当危机发生时,居民会首先缩减大量由下游部门提供的品质提升类产品^④,从而使得国企消费品的占比上升,这预示着国有经济对于稳物价的机制将会增强。

(四)福利分析的视角

虽然上文已经证实了在垂直结构下国企投资的逆周期调节对于稳增长和稳物价的重要性,然而一个自

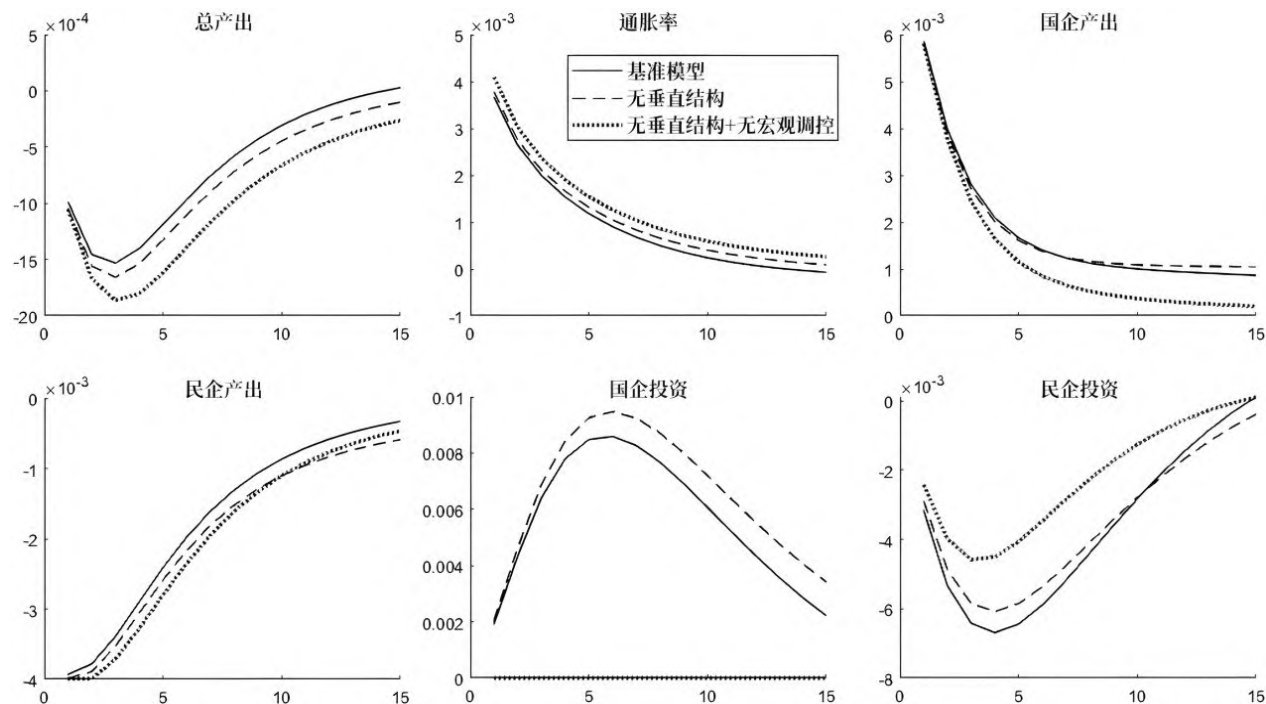


图6 垂直结构的作用

注:无宏观调控模型的参数取值同图5,以下同。

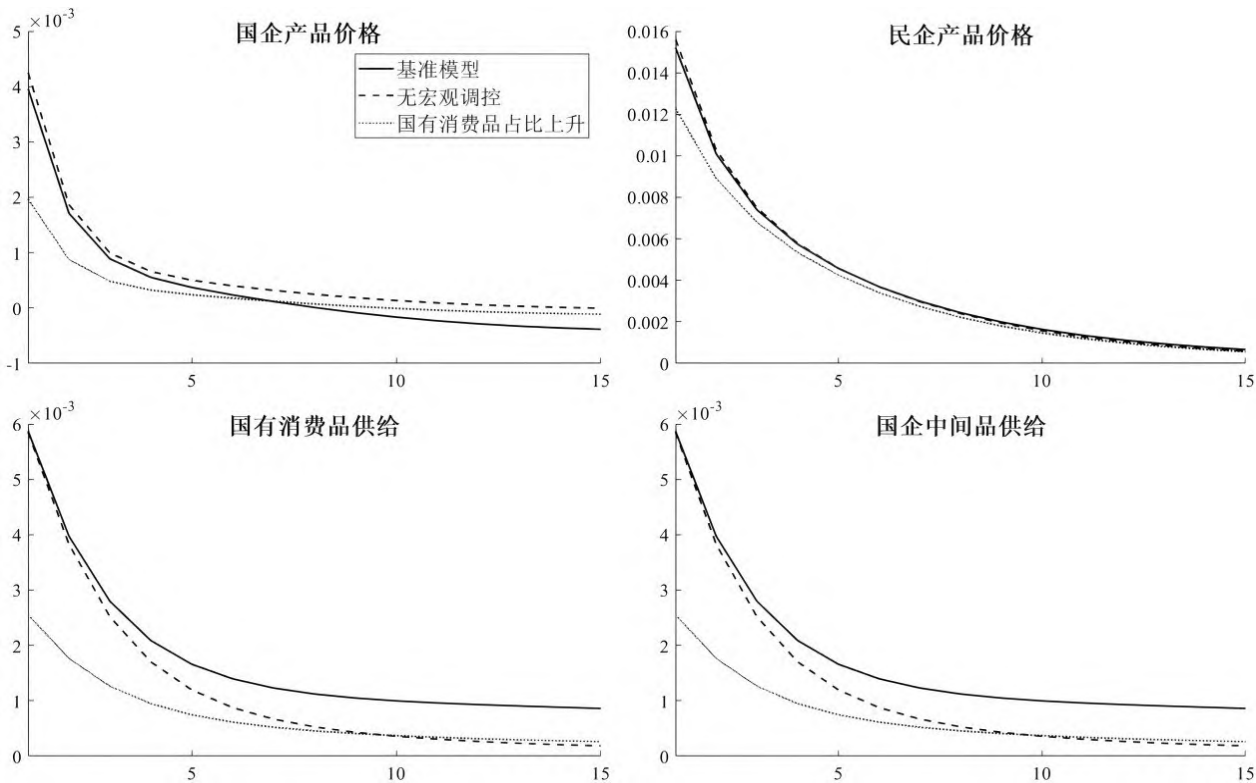


图7 稳定物价的作用机制

注：无宏观调控模型与无垂直结构模型的参数取值同图5和图6，以下同。

然的问题是，国有经济的宏观稳定效应是否能够提升居民的福利水平，对于该问题的回答也有助于从另一个角度理解国有经济的“宏观效率论”（刘元春，2001）。本文使用无条件的消费补偿法来对此进行衡量，假设： $E_t[W_{0,t}]$ 是国有经济参与宏观调控时的居民效用期望值，而 $E_t[W_{1,t}]$ 是国有经济不参与调控时的居民效用期望值， λ^c 代表需要补偿的消费比例，从而可得^⑤：

$$\lambda^c = \exp[(1 - \beta)(E_t[W_{0,t}] - E_t[W_{1,t}])] - 1 \quad (14)$$

表4中展示了是否存在垂直结构（参数取值与图6相同）和不同强度冲击下福利分析的结果，从中可知以下3点：（1）国企参与宏观调控的确能够提升居民福利，具体表现为： λ^c 为正数；（2）当负向冲击的强度增大时，上述福利提升的效应也随之增强，由此体现了在面临较大的负向冲击时，国企作为宏观调控抓手的重要性；（3）产业布局的垂直性越强，则国企逆周期调节带来的福利提升效应也越大。其原因仍在于，垂直结构下的国企对于民企有正向溢出效应，使得面临负向冲击时的国企逆周期调控在稳增长和稳物价的同时，降低了经济波动带来的不确定性，从而稳定了居民预期，并由此提升了居民福利。

五、进一步分析

在完成了机制分析后，则需要对国有经济在宏观调控中如何更好地发挥作用进行探讨。下文分别从政策发力点、政策空间和政策设计3个方面，来具体探讨宏观调控中的国有经济应该应对何种冲击、其最优的政策反应函数以及实施跨周期调节的优势这3个切实的问题。研究表明：（1）国有经济的逆周期调节能够很好地应对供给冲击，但是在面对需求冲击时会面临稳产出和稳物价的“两难选择”；（2）当前国有经济参与宏观调控仍有较大的政策空间，应加强国有经济对于产出缺口的反应敏感度；（3）相比于国有经济的逆周期调节，在跨周期调节中，由于国企的决策者对于未来形势进行了精准的预判，从而平滑了其投资行为，也更有利于民企的复苏，这对于

表4 福利分析结果

冲击强度	有垂直结构 (%)	无垂直结构 (%)
σ_m —单位负向标准差	0.270	0.240
σ_m —两单位负向标准差	1.081	0.975
σ_m —三单位负向标准差	2.415	2.175

稳产出和稳物价均有积极作用。

(一)政策发力点:应对何种冲击

在得出并论证了国有经济参与宏观调控有助于宏观经济稳定的结论后,首先需要回答的问题就是在应对何种冲击的时候需要国有经济的参与调控,也即政策发力点在何处的问题。下文分别展示了居民需求冲击($\sigma_{ri}=-0.0460$,图8第一行)、民企供给冲击($\sigma_{gi}=-0.0098$,图8第二行)和国企供给冲击($\sigma_{mi}=-0.0096$,图8第三行)下国有经济参与宏观调控的政策效果。

图8表明,国企在应对供给冲击时的效果是显著的,即便是国企自身受到了供给冲击,考虑到国企对下游企业的正外部性,此时也应该加大国企投资以对冲负向冲击。更深层次的原因在于,供给冲击中国企的逆周期扩张是从供给端着手对冲供给冲击,因此是对症下药,从而能够在稳产出的同时兼顾稳物价的政策目标。而当负向冲击来自于需求端时,若为了稳产出而进行国企的逆周期投资调节,则会恶化“供给过剩,需求不足”的情况,由此加剧了通缩的风险(图8第一行中实线部分通缩的最大幅度约为虚线部分的2.5倍),从而会陷入稳增长和稳物价的“两难选择”。因此,本文认为,由于垂直结构刻画的是供给端的特征,在进行风险对冲时,国企的政策发力点应更多地放在应对供给冲击方面;而对于来自需求端的冲击,则需要与其他政策进行协调配合才能达到稳定宏观经济的多重目标。

(二)政策空间:最优投资政策

在厘清了政策发力点的问题后,接着需要探讨国有经济参与宏观调控的最优政策是什么,通过对比当前政策与最优政策的参数,进而判断政策空间还有多大。谈及最优政策则需要确立政府的目标,因此,本文假设政府希望达到“稳定产出和物价”的宏观调控目标,为了完成上述目标,国企投资的决策者需要内生地调整 ρ_l 和 ρ_s 两个系数,对此,本文使用了伍德福德(2003)所提出的最优简单规则(Optimal Simple Rule)方法进行探讨,具体如下:

$$\min_{\rho_l, \rho_s} \omega \text{VAR}(y_t) + (1 - \omega) \text{VAR}(\pi_t)$$

其中, ω 是政府对产出波动的重视程度,该值越大表明政府越希望降低产出的波动,不失一般性地,本文

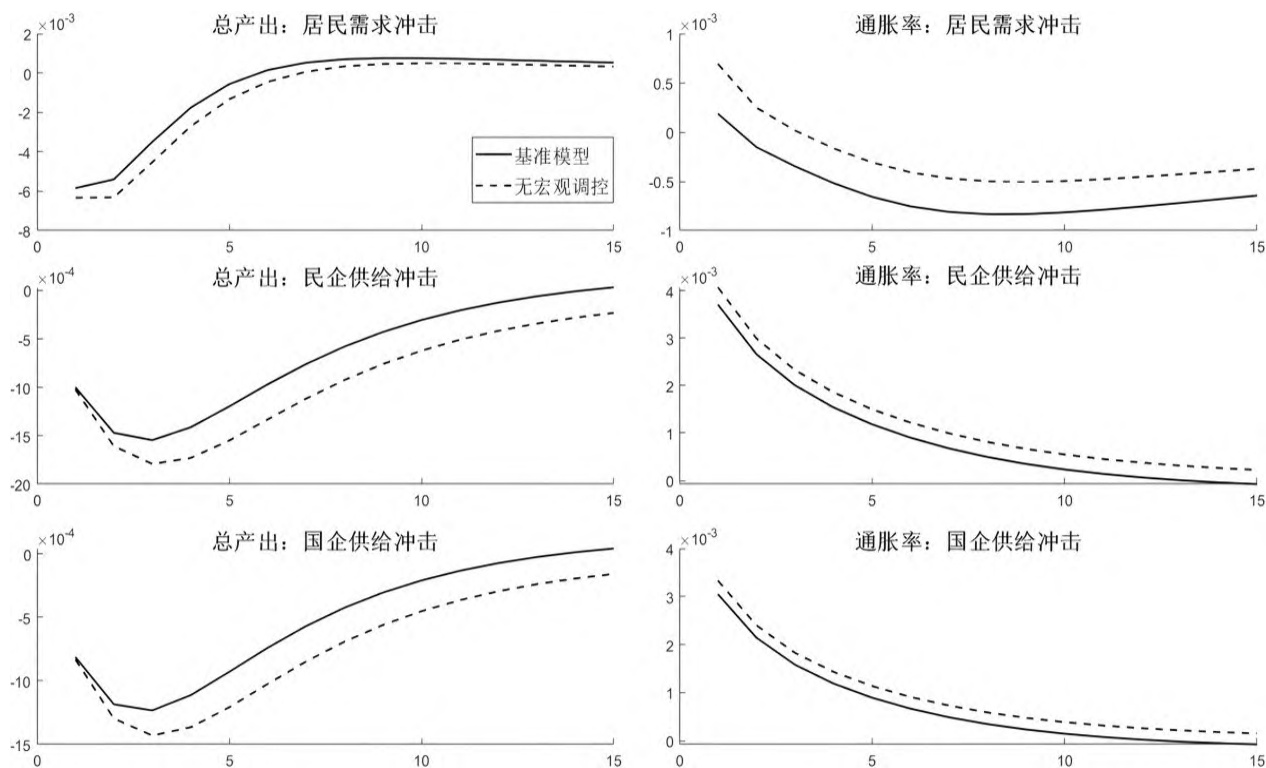


图8 不同冲击下总产出与通胀率走势对比

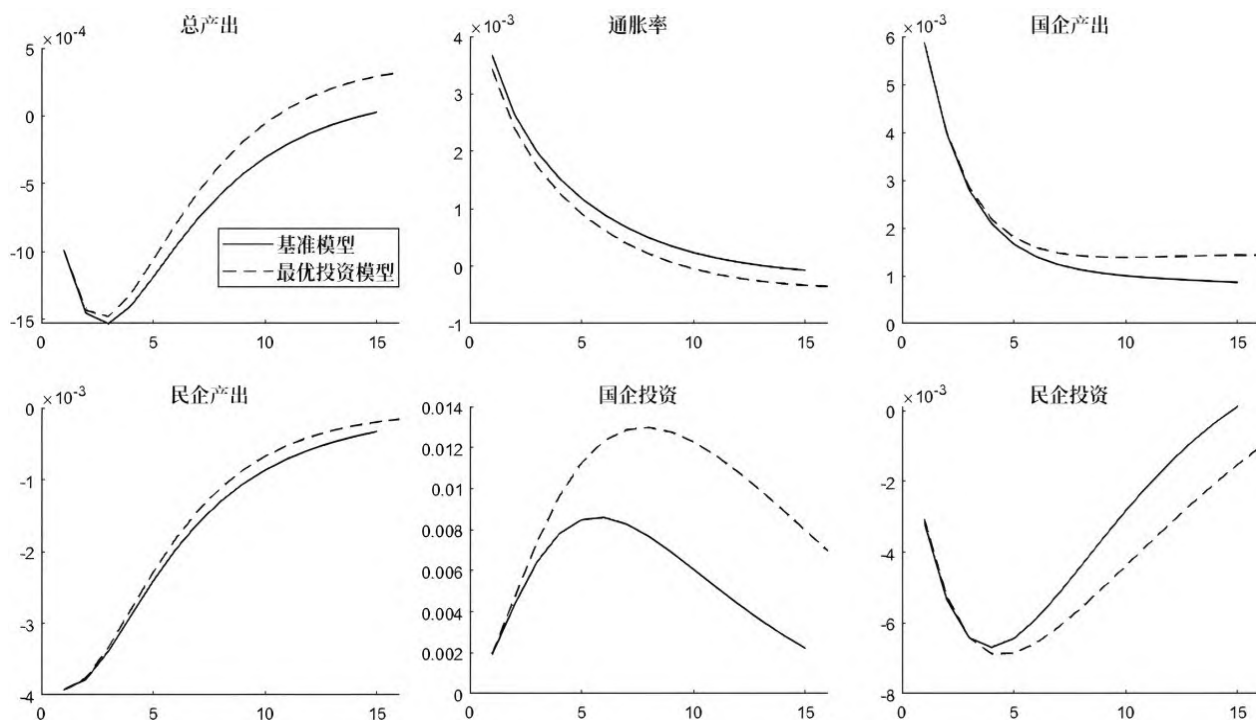


图9 最优投资政策与基准模型对比

假设 $\omega=0.5$,即政府对于产出和物价的波动同样重视。

通过多次迭代运算可知,为了达到宏观稳定的政策目标,最优的参数取值为: $\rho^*_i=0.954$ 和 $\rho^*_y=1.969$ 。对比前文中通过贝叶斯估计得出的“ $\rho_i=0.792 < \rho^*_i$ ”和“ $\rho_y=1.942 < \rho^*_y$ ”可知,当遭遇负向冲击时,最优的国企投资反应力度应更加积极,具体表现为更大的粘性和对产出缺口更为灵敏的反应。图9的脉冲分析结果表明,当采取了最优投资政策时(虚线部分),相比于基准模型(实线部分),通过加大国企逆周期调节的力度,提升了上下游部门的产出,从而使得总产出和通胀的波动率均得到了一定程度的消除。此外,图9还表明,相比于现行的政策,当实行最优政策时,国企投资的逆周期调节仍有较大空间(图9国企投资的子图中,虚线的最高点约为实线的1.6倍)。从这个意义上讲,面对三重压力下的复杂经济局面,国有经济在稳定宏观经济方面仍有发挥重要作用的巨大潜力。

(三)政策设计:跨周期与逆周期调节的对比

本文通过对比国有经济实行跨周期和逆周期调节这两种情况来探讨应该如何进行政策设计。实践中,实施跨周期调节的一个必要条件就是要提前准确地判断未来趋势,这恰巧与“完美预期(Perfect Foresight)模型”的内涵相一致,本文假设政府能够在-4期和-8期(即:提前1年和2年)进行完美的预期,从而对未来发生的负向冲击(发生在0期)提前进行应对。因此,国企投资的规模和力度都将被分散至更长的周期中,并且由于垂直结构的存在,国企投资的跨周期调节会影响下游民企的生产决策,这两方面均有助于缓解国企投资的“挤出效应”。需要说明的是,本节将使用维勒莫特(2019)提出的算法进行模拟。

图10的模拟结果表明:由于国企对负向冲击提前进行了预判和应对,因此相比于基准模型(实线部分),国企投资的跨周期调节(虚线和点线部分)对于应对经济下滑、抑制通胀以及促进下游企业复苏均有积极的作用。以产出和通胀为例,提前8期进行跨周期政策设计,将使得第3期产出下降幅度和第1期的通胀上涨幅度相比于基准模型收缩约为0.13%和0.3%。特别地,越早进行跨周期调节的预判,国有经济的宏观稳定效应越明显。以国企投资为例,提前8期进行跨周期调节比提前4期更有利于缓解国企对民企的“挤出效应”(国企产出和投资的子图中虚线位于点线之上,而民企产出和投资的子图中虚线与点线的位置正好相反)。当实施跨周期调节后,国企投资和产出的上升幅度有所平缓,这使得更多的资源流入到民企,从而大幅缩小

了民企在负向全要素生产率冲击来临时的产出下降幅度,最终更有利于遏制总产出的下滑。据此,本文认为,国有经济的跨周期调节和逆周期调节政策的有机结合更有利于宏观经济的稳定,在强化其稳增长和稳物价作用的同时,可以显著缓解危机中出现的“国进民退”的现象。

六、结论与启示

本文在梳理了国有经济的产业布局和逆周期扩张等基本事实的基础上,构建了一个两部门DSGE模型,利用校准和贝叶斯估计方法对模型参数进行设定,通过脉冲响应分析和福利分析的方法,探讨了垂直结构下国有经济的宏观稳定效应及其政策效果。本文认为,在国民经济中起主导作用的国有经济应当成为政府进行宏观调控的重要抓手。具体而言:中国独特的“所有制+产业布局”模式使得国有经济投资的逆周期调节对于稳定宏观经济起到了重要作用,且该作用随着生产垂直性的强化而增强。考虑到国企的产品不单是下游企业生产环节需要的中间投入品,还进入了最终消费领域,因此当危机发生时,国有经济的逆周期扩张不仅能够起到稳产出、稳物价的作用,还可以稳定预期进而提高居民福利。进一步研究表明:(1)逆周期的国有投资的政策发力点在于应对供给冲击,而在面对负向需求冲击时存在“提升产出与防止通缩”的两难选择;(2)在“稳定产出和物价”的简单最优规则下,当前国有经济参与宏观调控仍存在较大的政策空间,应当增加国有投资对产出缺口的反应弹性;(3)在政策设计方面,完美预期模型的结果显示,跨周期的国企投资调节效果要好于逆周期调节,由于进行了提前预判,国企投资的变动幅度更为平滑,从而缓解了对民企的挤出效应。基于此,本文得到如下启示。

(1)关于政策空间的探讨表明,国有经济不但需要参与宏观调控,在应对负向冲击时还应当进一步加大其作用力度。2021年中央经济工作会议要求“各地区各部门要担负起稳定宏观经济的责任,各方面要积极推出有利于经济稳定的政策,政策发力适当靠前”。国资委随后针对国资央企做出了一系列工作部署,着力发挥国有经济主导作用和战略支撑作用,在稳住宏观经济大盘中当好“稳定器、压舱石”。在三重压力下,为进一步达成宏观调控的多重目标,单纯依靠财政货币政策是不够的,需要不断丰富宏观调控的政策工具

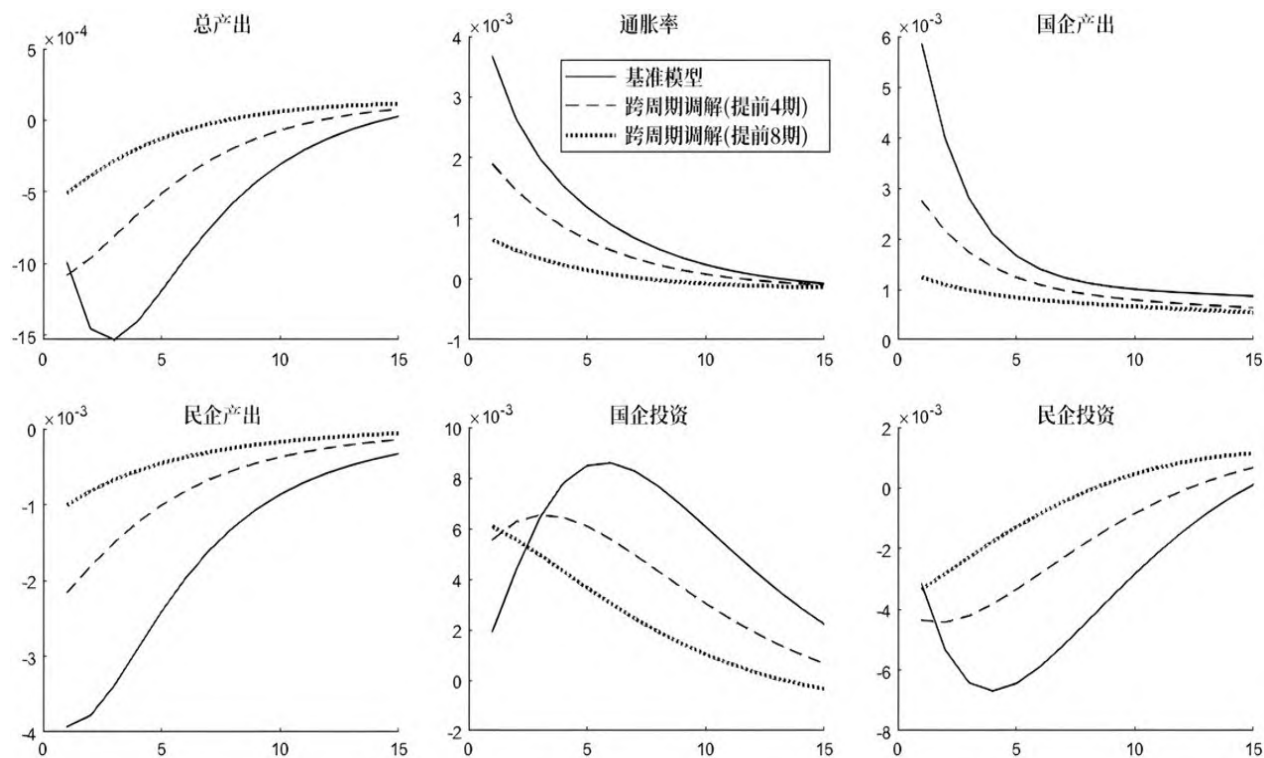


图10 跨周期调节与基准模型对比

箱。事实上,由于供给侧的变动相对缓慢,传统的凯恩斯主义宏观调控政策往往是从需求侧管理入手(苏剑,2008)。但正是由于各级政府高效的执行能力和国有企业在国民经济的主导地位,使得国有经济在危机时刻能够迅速反应,从而使得短期供给管理的调控模式成为可能。

(2)国企改革应分而治之,避免“一刀切”。对于竞争性商业类的领域应当继续全面放开市场准入,引入市场竞争机制。但是对于保障国计民生、关系国家安全和国民经济命脉的重要行业的衡量标准不应仅为“微观效率”(卡希尔等,2018)。事实上,由于下游民企在遭遇负向冲击时会减少其对上游国企的中间品需求,一个只考虑“微观效率”的上游企业也应相应减产。然而,此时上游国企的逆周期扩张虽然损失了其“微观效率”,但通过其对下游行业的正向外溢效应,维护了整个“宏观效率”。对于这类国企的管理,应在保证国有资产取得一定合理回报率的基础上,建立中长期的考核体系并引入社会评价机制。

(3)加快国有经济布局优化和结构调整,以更好地发挥国有经济的宏观稳定效应。世界银行曾警告称,鉴于国企的利润和生产率增长低于民企,因此疫情期间的“国有化”是否会对下一阶段经济复苏中的民营经济产生“挤出效应”值得商榷(世界银行,2021)。而本文的研究表明,“所有制+产业布局”模式是国企能够在带动民企的前提下发挥宏观经济稳定作用的重要前提。在经济面临负向冲击时,由于企业的顺周期性,上游行业的收缩将导致网络传染效应,有可能加剧经济下行压力(陈东琪等,2015)。此时就更加需要国企决策者摒弃过度追求短期经济效益的观念,从长远的战略安全和可持续发展角度考虑,高度重视产业链上游环节的的稳定,进而实现“进退相济”、结构合理的产业布局优势。一方面,应推动国有资本向关乎国计民生和经济命脉的重要行业、关键领域以及重点基础设施集中,突出其在战略性优势产业布局中的核心竞争力;另一方面,对于在竞争性领域仍然效率偏低的国企,应通过结构调整加快其退出机制,以更好发挥民营企业的市场竞争优势^⑥。

(作者单位:陈金至,南京审计大学金融学院;刘元春,上海财经大学;宋鹭,中国人民大学国家发展与战略研究院)

注释

①非常感谢匿名审稿人为本文指出国企存在的行政垄断、信贷歧视和预算软约束问题,将上述机制引入模型是未来重要的研究方向之一。然而这些现象的存在可能会干扰国有经济发挥宏观稳定效应,因此,本文的模型中并未引入上述机制。

②张等(2019)和梅冬州等(2021)均在带有金融加速器的DSGE模型中加入了国企与民企两个部门,他们在刻画了国企逆周期调节行为的同时,发现由于信贷歧视的存在,使得这种逆周期调控是以民企融资成本大幅上升为代价的。

③该数据库由查涛、陈凯述、张春等著名华人宏观经济学家所构建,发布在美联储亚特兰大分行官网上(网址链接:<https://www.frbatlanta.org/cqer/research/china-macroeconomy.aspx?panel=1>),由于其定期更新,且具有很强的权威性,因此被广泛引用。

④根据胡滨等(2020)的测算显示:疫情冲击下,除食品等刚需外,居民在纺织服装、零售业、酒旅餐饮和体育娱乐等方面的消费都将下降6%以上。

⑤具体计算步骤如下: $E_t[W_{0,t}] = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(C_{0,t+i}, l_{0,t+i}) = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U[(1+\lambda^c)C_{1,t+i}, l_{1,t+i}] = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \ln(1+\lambda^c) + E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(C_{1,t+i}, l_{1,t+i}) = \frac{\ln(1+\lambda^c)}{1-\beta} + E_t[W_{1,t}]$ 。本文使用施密特-格罗赫、乌里韦(2007)提出的二阶扰动法来计算福利水平。

⑥中外文人名(机构名)对照:弗洛里奥(Florio);费赫尔(Fecher);班斯(Bance);盖布里尔(Gabriel);库沃-卡祖拉(Cuervo-Cazurra);格罗西(Grossi);斯泽尔(Szarzec);诺瓦拉(Nowara);方(Fang);李(Li);诺顿(Naughton);林(Lin);世界银行(World Bank);谢(Hsieh);宋(Song);安特拉斯(Antràs);陈(Chen);阿西莫格鲁(Acemoglu);巴凯(Baqae);法希(Farhi);罗(Luo);佩茨(Peitz);雷辛格(Reisinger);巴萨克(Basak);穆克吉(Mukherjee);刘(Liu);圭列里(Guerrieri);亚科维埃洛(Iacoviello);张(Chang);伍德福德(Woodford);维勒莫特(Villemot);卡希尔(Cahill);库普(Koop);施密特-格罗赫(Schmitt-Grohé);乌里韦(Uribe)。

参考文献

- (1)陈东琪、臧跃茹、刘立峰、刘泉红、姚淑梅:《国有经济布局战略性调整的方向和改革举措研究》,《宏观经济研究》,2015年第1期。
- (2)陈林、罗莉娅、康妮:《行政垄断与要素价格扭曲——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验》,《中国工业经济》,2016年第1期。
- (3)陈小亮、陈伟泽:《垂直生产结构、利率管制和资本错配》,《经济研究》,2017年第10期。
- (4)常蕊:《中国国有企业研究的特征与趋势——基于CSSCI数据库的文献计量》,《经济与管理》,2022年第4期。
- (5)董兵兵、徐慧伦、谭小芬:《货币政策能够兼顾稳增长与防风险吗?——基于动态随机一般均衡模型的分析》,《金融研究》,2021年第4期。
- (6)高然、陈忱、曾辉、龚六堂:《信贷约束、影子银行与货币政策传导》,《经济研究》,2018年第12期。
- (7)郭婧、马光荣:《宏观经济稳定与国有经济投资:作用机理与实证检验》,《管理世界》,2019年第9期。

- (8)郭长林:《财政政策扩张、异质性企业与中国城镇就业》,《经济研究》,2018年第5期。
- (9)胡滨、范云朋、郑联盛:《“新冠”疫情、经济冲击与政府干预》,《数量经济技术经济研究》,2020年第9期。
- (10)李书娟、王贤彬:《经济增长目标压力下的国企投资规律及效应研究——来自地级经济增长目标与上市公司样本的证据》,《南方经济》,2020年第11期。
- (11)李书娟、徐现祥、王贤彬:《目标导向的微观机制:国有企业的关键作用》,《财贸经济》,2021年第4期。
- (12)林仁文、杨熠:《中国市场化改革与货币政策有效性演变》,《管理世界》,2014年第6期。
- (13)刘瑞明、石磊:《上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质》,《经济研究》,2011年第12期。
- (14)刘元春、任之光、陈彦斌、杨列勋、刘作仪:《中国经济发展规律与理论研究关键科学问题》,《中国科学基金》,2021年第3期。
- (15)刘元春:《国有企业宏观效率论——理论及其验证》,《中国社会科学》,2001年第5期。
- (16)梅冬州、龚六堂:《新兴市场经济国家的汇率制度选择》,《经济研究》,2011年第11期。
- (17)梅冬州、温兴春、吴娱:《财政扩张、信用违约和民营企业融资困境》,《经济研究》,2021年第3期。
- (18)潘珊、黄莉:《垂直结构、产业政策与社会福利》,《财经研究》,2021年第12期。
- (19)钱学锋、张洁、刘海涛:《垂直结构、资源误置与产业政策》,《经济研究》,2019年第2期。
- (20)清华大学:《国有企业在经济增长中的作用分析研究报告》,2020年。
- (21)苏剑:《供给管理政策及其在调节短期经济波动中的应用》,《经济学动态》,2008年第6期。
- (22)苏启林、赵永亮、杨子晖:《市场冲击、要素扭曲配置与生产率损失——基于出口企业订单波动的经验研究》,《经济研究》,2016年第8期。
- (23)汪勇、马新彬、周俊仰:《货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》,《金融研究》,2018年第5期。
- (24)王文成:《国有经济的投资效应研究——基于中国工业制造业28个行业的实证分析》,《中国工业经济》,2013年第7期。
- (25)王曦、王茜、陈中飞:《货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的DSGE分析》,《经济研究》,2016年第2期。
- (26)王永进、刘灿雷:《国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长?——基于制造业数据的微观考察》,《管理世界》,2016年第6期。
- (27)王勇:《“垂直结构”下的国有企业改革》,《国际经济评论》,2017年第5期。
- (28)于文超、梁平汉:《不确定性、营商环境与民营企业经营活力》,《中国工业经济》,2019年第11期。
- (29)詹新宇、方福前:《国有经济改革与中国经济波动的平稳化》,《管理世界》,2012年第3期。
- (30)张宇:《当前关于国有经济的若干争议性问题》,《经济学动态》,2010年第6期。
- (31)赵扶扬、王忾、龚六堂:《土地财政与中国经济波动》,《经济研究》,2017年第12期。
- (32)周越、徐翥翔:《中国经济中的垂直市场与企业动态——基于DSGE的模型研究》,《经济学报》,2020年第3期。
- (33)Acemoglu, D., Carvalho, V. M., Ozdaglar, A. and Tahbaz-Salehi, A., 2012, “The Network Origins of Aggregate Fluctuations”, *Econometrica*, 80(5), pp.1977~2016.
- (34)Antràs, P., Chor, D. and Fally, T., 2012, “Hillberry R. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows”, *American Economic Review*, 102(3), pp.412~416.
- (35)Bance, P. and Gabriel, O., 2015, “Serving the General Interest with Public Enterprises: New Forms of Governance and Trends in Ownership”, *Annals of Public and Cooperative Economics*, 86(4), pp.529~534.
- (36)Basak, D. and Mukherjee, A., 2016, “Price vs. Quantity Competition in a Vertically Related Market Revisited”, *Economics Letters*, 153(5), pp.12~14.
- (37)Baqaee, D. R. and Farhi, E., 2019, “The Macroeconomic Impact of Microeconomic Shocks: Beyond Hulten’s Theorem”, *Econometrica*, 87(4), pp.1155~1203.
- (38)Cahill, C., Palcic, D. and Reeves, E., 2018, “Striving to Deliver: Commercialization and Performance in Ireland’s Postal Sector”, *Annals of Public and Cooperative Economics*, 89(3), pp.527~542.
- (39)Chang, C., Chen, K., Waggoner, D. F. and Zha, T., 2016, “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1), pp.1~84.
- (40)Chang, C., Liu, Z., Spiegel, M. M. and Zhang, J., 2019, “Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 103(5), pp.33~51.
- (41)Chen, K., Gao, H., Higgins, P. C. and Zha, T., 2020, “Monetary Stimulus Amidst the Infrastructure Investment Spree: Evidence from China’s Loan-Level Data”, NBER Working Paper, No.w27763.
- (42)Cuervo-Cazurra, A., Inkpen, A. and Musacchio, A., 2014, “Governments as Owners: State-owned Multinational Companies”, *Journal of International Business Studies*, 45(8), pp.919~942.
- (43)Fang, H., Hu, W. Q., Shi, R. and Zhang, X., 2023, “The Chinese-style Macroeconomic Control: The Role of State-owned Enterprises”, *The World Economy*, 46(3), pp.702~705.
- (44)Florio, M. and Fecher, F., 2011, “The Future of Public Enterprises: Contributions to a New Discourse”, *Annals of Public and Cooperative Economics*, 82(4), pp.361~373.
- (45)Florio, M., 2014, “Contemporary Public Enterprises: Innovation, Accountability, Governance”, *Journal of Economic Policy Reform*, 17(3), pp.201~208.
- (46)Florio, M., 2013, “Rethinking on Public Enterprise: Editorial Introduction and Some Personal Remarks on the Research Agenda”,

International Review of Applied Economics, 27(2), pp.135~149.

(47) Grossi, G., Papenfuß, U. and Tremblay, M. S., 2015, "Corporate Governance and Accountability of State-owned Enterprises: Relevance for Science and Society and Interdisciplinary Research Perspectives", *International Journal of Public Sector Management*, 28(4), pp.274~285.

(48) Guerrieri, V., Lorenzoni, G., Straub, L. and Werning, I., 2022, "Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages", *American Economic Review*, 112(5), pp.1437~1474.

(49) Hsieh, C. T. and Song, Z. M., 2015, "Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, pp.295~346.

(50) Iacoviello, M., 2015, "Financial Business Cycles", *Review of Economic Dynamics*, 18(1), pp.140~163.

(51) Koop, G., Pesaran, M. H. and Smith, R. P., 2013, "On Identification of Bayesian DSGE Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), pp.300~314.

(52) Li, X., Liu, X. and Wang, Y., 2014, "A Model of China's State Capitalism", *SSRN Electronic Journal*, https://www.researchgate.net/publication/310118357_A_Model_of_China%27s_State_Capitalism.

(53) Lin, J. Y., 2003, "Development Strategy, Viability, and Economic Convergence", *Economic Development and Cultural Change*, 51(2), pp.277~308.

(54) Liu, E., 2019, "Industrial Policies in Production Networks", *Quarterly Journal of Economics*, 134(4), pp.1883~1948.

(55) Luo, S., 2020, "Propagation of Financial Shocks in an Input-Output Economy with Trade and Financial Linkages of Firms", *Review of Economic Dynamics*, 36, pp.246~269.

(56) Naughton, B. J., 2006, *The Chinese Economy: Transitions and Growth*, MIT Press.

(57) Peitz, M. and Reisinger, M., 2014, "Indirect Taxation in Vertical Oligopoly", *Journal of Industrial Economics*, 62(4), pp.709~755.

(58) Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M., 2007, "Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules", *Journal of Monetary Economics*, 54(6), pp.1702~1725.

(59) Szarzec, K. and Nowara, W., 2017, "The Economic Performance of State-owned Enterprises in Central and Eastern Europe", *Post-Communist Economies*, 29(3), pp.375~391.

(60) Villemot, S., 2019, "Deterministic Models: Perfect Foresight, Nonlinearities and Occasionally Binding Constraints", Dynare Team Presentations.

(61) Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

(62) World Bank, 2012, *China 2030: Building a Modern, Harmonious, and Creative Society*, The World Bank Press.

(63) World Bank, 2021, *Building SOE Crisis Management and Resilience: Emerging Practices and Lessons Learned during the COVID-19 Crisis*, The World Bank Press.

Synchronic Advance and Retreat: The Industrial Layout and Macro-Stabilizing Effect of State-Owned Economy

Chen Jinzhi^a, Liu Yuanchun^b and Song Lu^c

(a. School of Finance, Nanjing Audit University; b. Shanghai University of Finance and Economics; c. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China)

Abstract: Nowadays China has formed a vertical structure of "upstream state-owned enterprises (SOEs) leading, downstream private-owned enterprises (POEs) leading". Whether this unique mode of "ownership + industrial layout" contributes to the long-term smooth operation of China's economy? After combing the stylized facts and literature, this paper constructs and estimates a two-sector DSGE model to analyze the mechanism and policy effect of macro stability effect of state-owned economy. This paper shows that the counter-cyclical adjustment of SOEs' investment plays an important role in smoothing economic fluctuations, and the stronger the production verticality is, the stronger the effect is. The reason is that the products of the SOEs are not only intermediate inputs needed by downstream POEs, but also final consumer goods. Therefore, the counter-cyclical expansion of the state-owned economy not only stabilizes production and prices, but also stabilizes residents' expectations and improves social welfare. Further analysis shows that when participating in macroeconomic regulation, the state-owned economy should not only focus on solving the supply shock, but also have large policy space, and it is more useful to combine the investment mechanism with cross-cyclical adjustments. The conclusion provides a reference for enriching the macro-control policy toolbox and the new round of SOEs reform.

Keywords: state-owned economy; industrial layout; macro stability effect; vertical structure; two-sector DSGE model

Synchronic Advance and Retreat: The Industrial Layout and Macro-Stabilizing Effect of State-Owned Economy

Chen Jinzhi^a, Liu Yuanchun^b and Song Lu^c

(a. School of Finance, Nanjing Audit University; b. Shanghai University of Finance and Economics;

c. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China)

Summary: Macro-control is an important institutional arrangement in the modernization of the national governance system and capacity. As an important part of the socialist market economy, state-owned enterprises should also play an important role in macro-control. Nowadays, China has formed a vertical production structure of "state-owned enterprises (SOEs) leading the upstream, private-owned enterprises (POEs) leading the downstream". Is this unique mode of "ownership + industrial layout" conducive to the long-term stable operation of China's economy? The data show that since 2001, China has been in a stable low-volatility range for a long time, which has led people to pay great attention to the "macro governance miracle" that is almost identical to "Chinese growth miracle".

After combing the stylized facts and related literature, this paper constructs and estimates a two-sector DSGE model to analyze the mechanism and policy effect of macro stability effect of state-owned economy under the vertical structure. Our paper shows that the counter-cyclical adjustment of SOEs' investment plays an important role in smoothing economic fluctuations, and the stronger the production verticality is, the stronger the effect is. The reason is that the SOEs' products are not only downstream POEs' intermediate inputs, but also final consumer goods. Therefore, the counter-cyclical expansion of the state-owned economy not only stabilizes production and prices, but also stabilizes residents' expectations and improves social welfare. This paper further analyzes the policy focus, policy space, and policy design of state-owned economy participation in macro-control. Specifically: (1) The counter-cyclical adjustment of the state-owned economy should focus on supply shock, rather than demand shock; (2) Currently, there is still an enough policy space for counter-cyclical investment regulation; (3) In contrast, the policy design of cross-cyclical investment regulation is more conducive to the macroeconomic stability effect of the state-owned economy.

Based on this, this paper puts forward the following recommendations: (1) Take the state-owned economy as the starting point, increase the intensity of macro-control, and continue to enrich the macro-control policy toolbox; (2) In the reform of SOEs, the "micro efficiency" and "macro efficiency" of enterprises in different industries should be balanced; (3) Continuously optimize the layout of state-owned assets, while strengthening the leading role of the state-owned economy in key industries, and it is also necessary to benefit POEs in the downstream competitive field.

There are three innovations in this paper: (1) Existing papers considering vertical structure mainly discuss "the micro efficiency failure" and "the crowding out effect" of SOEs. These papers not only fail to consider the mechanism of SOEs stabilizing total output through intermediate input channels, but also fail to scientifically evaluate how SOEs can better exert a macro-stability effect by constructing theoretical models. This paper attempts to deal with the above issues; (2) The existing literature mainly uses empirical rather than theoretical methods to study the above issues. This paper attempts to explain the effect and mechanism of state-owned sector participation in macro-control through the extension of a two-sector DSGE model, and specifically explores the role of state-owned economy in stabilizing prices and its transmission mechanism, which is a supplement to the existing literature; (3) From a practical view, this paper provides a new perspective for understanding the concept of "state-owned economy controlling the lifeline of the national economy" and being the leading force in the national economy and provides a theoretical support for enriching the macro-control policy toolbox.

Keywords: state-owned economy; industrial layout; macro stability effect; vertical structure; two-sector DSGE model

JEL Classification: E32, P21, L16

内蒙古财经大学工商管理学院简介

内蒙古财经大学是一所以本科和研究生教育为主、同时承担高等职业教育、继续教育培养任务，以经济学、管理学为主，理学、法学、文学、工学协调发展，具有鲜明财经特色的多科性应用研究型财经大学。作为我国民族地区高等财经教育的开创者、实践者和探索者，学校始终坚持为党育人、为国育才，坚持扎根边疆、服务西部，大力培养忠诚党的事业、具备国际视野、富有家国情怀、投身财经实践的杰出人才，为自治区乃至全国培养了大量各级各类人才，他们已经成为自治区财政、审计、金融、税务、工商企业等系统中的骨干与中坚力量，积极服务自治区“两个屏障”“两个基地”和“一个桥头堡”建设，为社会发展、边疆稳定、民族团结做出了重要贡献。

工商管理学院由原内蒙古财经学院工业经济系、内蒙古经济管理干部学院工商管理系、工商管理研究所演变、合并而来，是内蒙古财经大学设立最早的教学单位之一。学院设有工商管理、人力资源管理、物业管理、工程管理、创业管理5个本科专业和企业管理、技术经济及管理、信息管理与信息系统3个硕士点和1个MBA教育专业点，拥有企业管理自治区级重点学科。学院形成了具有鲜明特色的民族地区中小企业管理与创新、创新与创业管理、战略管理、人力资源开发与管理、运营管理、组织理论与组织变革、工程管理、绿色管理等8个学术研究方向。

学院现有专任教师55人。其中教授13人，副教授24人，具有高级职称的教师占专任教师的比重为67%；具有博士学位的教师（含在读）23人，占专任教师的比重为42%；具有硕士及以上学历的教师占专任教师的比重达到100%，其中硕士研究生导师17人；初步形成了一支高素质、高职称、高学历的师资队伍。

近5年来，学院教师主持国家自然科学基金项目、国家社会科学基金项目、教育部项目、国家民委项目共14项；在《管理世界》《经济研究》《南开管理评论》《中国工业经济》《中国软科学》《科研管理》《民族研究》及SSCI等国内外权威期刊发表学术论文60余篇，国际学术会议论文10篇；各级各类科研课题立项60余项；出版专著15部，编著及教材60部；4名教师撰写的MBA教学案例分别被收录至中国管理案例共享中心（CMCC）案例库，2篇入选百优案例；教学科研成果荣获内蒙古自治区哲学社会科学优秀成果二等奖5项，三等奖11项；荣获内蒙古高等教育优秀教学成果一等奖1项，二等奖1项，三等奖1项。



微信公众号

管理世界
GUANLI SHIJIE

ISSN 1002 - 5502
CN 11 - 1235/F

主管主办：国务院发展研究中心
编辑出版：管理世界杂志社

邮发代号：82-203
定 价：100.00 元



国家社科基金资助期刊

金融研究

Journal of Financial Research

- 流动性覆盖率监管会影响货币政策传导效率吗？
——来自中国银行业的证据
- 服务贸易开放、市场化改革与中国制造业企业生产率
- 借贷便利创新工具有效影响了商业银行贷款利率吗？
- 收入差距、信贷约束与房价变动
- 金字塔式控股结构与上市公司资本运作的机会主义倾向

ISSN 1002-7246



2021 11

流动性覆盖率监管会影响货币政策传导效率吗?

——来自中国银行业的证据 庄毓敏 张 祎(1)

服务贸易开放、市场化改革与中国制造业企业生产率 ... 彭水军 舒中桥(22)

宏观经济信息与金融市场关联性

——来自混频动态条件相关系数模型的证据 周开国 邢子煜 杨海生(41)

借贷便利创新工具有效影响了商业银行贷款利率吗?

..... 邓 伟 宋 敏 刘 敏(60)

收入差距、信贷约束与房价变动 陈金至 温兴春 宋 鹭(79)

学区房溢价的影响因素:教育质量的视角

..... 张 勋 寇晶涵 张 欣 吕光明(97)

风险分散与中国混合型基本养老保险制度改革研究 彭浩然 程春丽(117)

税率锚定效应与企业投资决策 郑登津 孟庆玉 袁 淳(135)

金字塔式控股结构与上市公司资本运作的机会主义倾向

..... 郑志刚 邝 珍 黄继承 赵锡军(153)

控股股东股权质押与员工持股计划“工具化”

——基于 A 股上市公司的实证研究 邱杨茜 黄娟娟(170)

放松卖空管制能够抑制并购商誉泡沫吗?

..... 孙诗璐 张斐燕 郑建明 刘艳霞(189)

收入差距、信贷约束与房价变动

陈金至 温兴春 宋 鹭

(南京审计大学政府审计学院, 江苏南京 211815; 对外经济贸易大学金融学院, 北京 100029;
中国人民大学国家发展与战略研究院, 北京 100872)

摘 要: 本文通过构建一个异质性代理人模型, 刻画了收入差距通过信贷渠道影响房价的作用机制。研究表明, 收入差距的缩小提升了低收入者的收入占比, 使该类人群获得了更多的外部融资进行购房, 由此产生了两方面效应: (1) 信贷约束放松降低了住房流动性溢价, 从而对房价产生负向影响; (2) 收入上涨增加了住房边际效用较高的低收入者对房价正向影响的权重, 从而使住房需求上升的效应抵消了此前的负向影响, 最终促进房价上涨。通过对 1970–2017 年 44 个国家的进一步分析发现, 相比于高收入者收入的下降, 低收入者收入占比的上升在放松信贷约束和提升房价方面具有更显著的作用。据此本文认为: 一方面要通过增加住房供给来化解城市化率提升与高房价之间的内在矛盾; 另一方面, 在经济增速放缓的时期, 缩小收入差距, 推动以“人”为核心的高质量城市化, 并引导信贷资源向低收入群体倾斜是当前促进国内大循环、稳定社会融资规模和房地产市场的重要手段。

关键词: 收入差距; 信贷约束; 房价; 异质性代理人模型

JEL 分类号: E10, E25, R31 文献标识码: A 文章编号: 1002–7246(2021)11–0079–18

一、引 言

收入差距、信贷约束与房价一直以来都是社会各界关注的热点话题。国际货币基金组织(IMF)于2020年9月发布《最新全球房价监测数据》显示,全球实际房价指数再创新

收稿日期: 2020–12–28

作者简介: 陈金至, 经济学博士, 讲师, 南京审计大学政府审计学院, E-mail: freeman_eco@126.com.

温兴春, 经济学博士, 讲师, 对外经济贸易大学金融学院, E-mail: wenxingchun2020@163.com.

宋 鹭(通讯作者), 经济学博士, 研究员, 中国人民大学国家发展与战略研究院, E-mail: songlu@ruc.edu.cn.

* 本文感谢国家社会科学基金重大项目(20&ZD118)、国家自然科学基金面上项目(71873134)、国家自然科学基金青年项目(72103037)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

高,达到了 167.26(以 2000 年第一季度为基期),在被统计的 63 个样本中,有 47 个国家和地区房价都呈现上涨态势。一方面,次贷危机后大量学者开始关注收入差距与信贷之间的关系(Bordo and Meissner 2012; Kumhof et al., 2015; Malinen, 2016),他们普遍发现,在金融危机爆发前夕,中低收入家庭存在负债率迅速拉升的现象;另一方面,大量研究表明,信贷约束的放松显著推动了房价上涨(Kiyotaki and Moore, 1997; Iacoviello, 2005; Liu et al., 2013; Liu et al., 2019)。那么一个自然的问题是,是否存在收入差距变动通过信贷渠道进而影响房价的传导渠道呢?遗憾的是,这一问题在现有文献中鲜有提及。

基于此,本文试图建立一个一般性的框架来对此进行解读。具体而言,收入差距的减少能够提升低收入者的相对收入水平,这放松了其购房的信贷约束。一方面,信贷约束的放松使得住房流动性溢价下降,该效应抑制了房价的上涨;另一方面,由于低收入者的住房边际效用更高,且收入上升后的低收入者通过撬动更多的资金加大了其对住房市场的影响权重,由此抬高了全社会的住房边际效用,从而抵消了流动性溢价下降的负向影响,并最终促使房价上涨。通过对跨国面板数据的进一步分析表明,低收入者收入占比上升对于信贷约束放松和房价提升的作用是显著强于高收入者收入占比下降的作用的。综上所述可知,收入差距的缩小通过放松低收入者的信贷约束,提升了整个社会的住房需求,并最终抬升了房价水平。

本文有以下三点创新之处:一是既有关于收入差距对房价的解释更多是停留在静态分析的层面,本文引入信贷约束渠道,使模型可刻画更多动态特征。二是现有研究往往是利用代表性代理人模型(representative agent model)来讨论信贷约束与房价之间的关系,本文纳入异质性代理人的分析,丰富了研究的维度。三是现有文献更多是从实证层面直接研究收入差距与房价之间的关系,但未对其中的机制进行深入分析,本文则通过构建理论模型清晰地刻画了收入差距、信贷约束与房价三者间的传导机制,这也对理解房价上涨提供了新的视角,并为之后相关政策的制定提供了新的启示。

本文具有明确的政策内涵。2020 年全年,三四线城市的土地供应量和成交量大幅下降。当前“六稳六保”方针展现了中央对于民生就业、金融稳定和投资预期的关切程度,收入差距缩小本身就是保障基本民生的重要手段,同时本文的研究也表明,缩小收入差距对于扩大社会融资需求、防止房价崩盘从而稳定投资预期有着重要作用。特别是对于具有“灰犀牛”属性的房地产市场而言,随着经济增速放缓和土地资源告罄,如何防范房地产行业“硬着陆”而引发的系统性金融风险更应引起重视。鉴于房地产行业体量大、链条长、吸收就业多以及财政贡献度较高等特点,如何在当下发挥好房地产的实体经济功能显得尤为重要。本文研究也表明,相比于一些短期调控,应更多地从收入分配的基本面着手,这对于提振国内大市场,促进国内大循环大有裨益。

本文随后内容安排如下:第二部分进行文献综述;第三部分是理论模型的构建及其求解;第四部分通过分析模型和数值模拟以证明文章的基本观点;第五部分是对基本结论的实证检验和机制分析;第六部分总结全文并提出相关政策建议。

二、文献综述

现有文献大多是从基础设施(Tsui et al. , 2017)、人口因素(杨华磊等 2015)、货币政策(Bauer , 2017) 和财税体系(梅冬州等 2018) 等角度来对房价上涨的成因进行探讨的。其中, 一部分研究也关注到了收入差距的变动是解释房价上涨的重要因素, 在关于收入水平与房价之间关系的研究中, 一部分学者主要集中在对绝对收入水平变动的分析(沈悦和刘洪玉 2004; Davis and Ortalomagne , 2011; 张巍等 2018) , 他们一致认为, 收入水平的上升能显著促进房价上涨。而另一部分文献则与本文相似, 研究了相对收入变动对房价的影响(Maattanen and Tervio , 2014; Zhang , 2015; Zhang et al. , 2016; 徐舒和陈珣 2016; Goda et al. , 2019; Özmen et al. , 2019; Abebe et al. , 2020) , 但研究结论尚存争议。

一部分学者认为, 收入差距扩大加剧了房价上涨。Zhang(2015) 利用中国城市居民调查数据对收入差距与购房行为的关系进行了直接的实证检验, 结果表明, 城市内部收入越不平等则低收入家庭的住房成本负担越高, 人均居住面积越小, 住房质量也越差。Zhang et al. (2016) 又进一步考虑了中国收入不平等、房价收入比和住房空置率之间的关系, 他们认为, 收入差距的扩大一方面会使绝大部分家庭的相对收入下降, 从而提高了房价与中位数家庭收入的比值, 另一方面又会使高收入家庭更多地购置房产, 由此提高了住房空置率。徐舒和陈珣(2016) 的研究同样支持了 Zhang et al. (2016) 的结论, 该文通过一个序贯决策的静态模型刻画了收入差距推高房价的作用机理。在该文的假设中, 由于住房的不可分性, 导致存在购房的最低消费, 因此当收入差距扩大时, 低收入者不得不支付最低限额的住房消费, 而高收入者因其收入的进一步上升而增加了住房服务的购买, 最终住房总需求的扩大抬升了房价。与徐舒和陈珣(2016) 不同的是, 本文并未关注住房不可分的性质, 而是考虑了抵押信贷的渠道, 由此刻画了收入分配的变动通过改变个体的信贷条件进而影响房价的作用机制, 最终得到了与上述研究不同的结论。前人对于收入分配与中国房价的研究基本都得出了“收入差距扩大会推升房价上涨”的结论, 一个可能的原因在于, 上述研究使用的数据大多集中在 2008 年之前, 该段时期的数据的确表明, 2008 年之前中国的房价与收入差距大致呈正向关系。然而 2008 年之后同时出现了收入差距缩小、信贷规模和房价急剧攀升的现象, 从本文构建的一般性理论框架出发, 我们认为, 低收入者收入上升带来的信贷约束放松可能是解释问题的关键, 从而在新视角下对中国房价问题的研究进行了补充。

另一部分学者则认为上述关系是负向的或模糊的。Maattanen and Tervio(2014) 分析了美国六大城市后发现, 1998 - 2004 年间, 收入差距的扩大导致了住房的平均价格比收入平均分配的情况下低 1.8 - 3.2%。Özmen et al. (2019) 利用土耳其的数据研究了 2010 - 2018 年各阶层收入的变动与房价之间的关系, 该文认为, 低收入群体收入的改善更能刺激购房总需求, 从而促进了房价上升, 而高收入者的收入变动对房价并无显著作用。Goda et al. (2019) 研究了 1975 - 2010 年间 18 个 OECD 国家的收入不平等与住房价格之

间的关系,发现绝对的收入不平等(最高 5% 收入人群的绝对工资水平)与房价之间呈正向关系,但相对的收入不平等(基尼系数)与房价并无明显关联。Abebe et al. (2020) 则选取了 1870—2015 年 17 个 OECD 国家的样本,得出了收入差距越大则房价越低的结论。

虽然相对收入变动对房价的影响尚存争议,但现有文献已经发现信贷约束对房价的影响是巨大的(Kiyotaki and Moore, 1997; Iacoviello, 2005; Liu et al., 2013; Liu et al., 2019)。Kiyotaki and Moore(1997)认为,住房作为最可靠的抵押品,其不断上涨的价格提高了家庭贷款额度的上限,进而增强了家庭借贷能力。当家庭开始加杠杆进入房地产市场后,便促使了房价的上涨,这又进一步放松了其信贷约束,由此形成了信贷约束与房价之间的一种强有力的“金融加速器”机制。在最新的研究中,Liu et al. (2019)通过引入异质性代理人模型,探讨了信贷约束的变动对房价和房价租金比的影响。该文模型的异质性来源于不同代理人的住房需求,一部分具有较高住房边际效用的代理人面临着信贷约束,从而内生地产生了住房的流动性溢价,此时信贷约束的放松会同时导致房价和房价租金比的上升。Liu et al. (2019)为个体异质性与房价问题的研究提供了一个简洁且易于处理的框架,本文模型主要借鉴了他们的设定,但与其不同的是,本文模型中的异质性并非来源于住房需求,而是来源于收入差距,并且对收入不平等程度进行了参数化处理。

三、理论模型

理论模型刻画了一个由大量成员构成的家庭,各成员都面临着异质性的收入分配冲击。在住房市场中个体利用其收入和外部融资进行购房,因此各成员的购房决策不仅由抵押品(住房的价值)约束的上限决定,还受到个体收入的影响,这使得个体收入的异质性会通过信贷渠道影响购房需求和房价。为化简起见,模型假定各期的产出禀赋外生给定。为聚焦购房需求的异质性,本文通过假设存在某种隐性的保险制度以确保家庭成员的消费不受收入分配冲击的影响,而只有其住房消费会随着收入分配变动而波动。

(一) 模型构建

考虑一个由连续成员构成的家庭,家庭的效用来源于消费和对住房的持有。由于消费保险机制的存在,各成员享有相同的消费水平 c_t ,然而各成员对住房的持有是不同的,本文假设成员 ω 的住房持有量为 $h_t(\omega)$,最终家庭的效应函数的形式如下:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \varphi \int_{\omega} \frac{[h_t(\omega)]^{1-\theta}}{1-\theta} dF(\omega) \right\} \quad (1)$$

其中, σ 和 θ 是非住房消费和住房消费的相对风险厌恶系数,二者均为非负,且 $\theta < 1$ 。 $\beta \in (0, 1)$ 是家庭效用的跨期贴现因子。 φ 衡量了总效用中住房消费的比重。

t 期初,家庭拥有的资产来源于外生的产出 y_t 和 $t-1$ 期末所有成员房产的现值 $(q_t \int h_{t-1}(\omega) dF(\omega))$, 其中 q_t 为房屋单价, $h_{t-1}(\omega)$ 为成员 ω 的房屋面积, 家庭支出用于清偿上期债务 b_{t-1} , 为所有成员提供消费,并以转移支付的形式将剩余的部分 a_t 平均支付

给每个成员。在决定买房之前,各成员的 a_i 都会受到一种特殊的冲击 $\tau\omega$, 使得其最终的收入分配为: $a_i(\omega) = a_i(1 + \tau\omega)$, 这构成了模型异质性的最终来源。其中 $\omega \in [\underline{\omega}, \bar{\omega}]$, 其累积分布函数为 $F(\omega)$ 且 $E(\omega) = 0$ ¹, 从而有 $\underline{\omega} < 0 < \bar{\omega}$ 。由于各成员受到的冲击是不同的, 因此以 ω 来标识各成员。假设 $\tau \geq 0$, 它是衡量收入差距的参数, 由 ω 的定义可知, 对于 $\omega < 0$ 的成员而言, τ 越大其获得的实际收入 $a_i(1 + \tau\omega)$ 就越少, 反之亦然, 因此 τ 与收入差距正相关。各成员利用其收入 $a_i(\omega)$ 和借贷金额 $b_i(\omega)/(1 + r_i)$ (其中 r_i 为借贷利率) 购买 $q_i h_i(\omega)$ 数额的房产, 最终家庭预算约束和购房约束的形式如下:

$$c_i + a_i + \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} b_{i-1}(\omega) dF(\omega) = y_i + q_i \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} h_{i-1}(\omega) dF(\omega) \quad (2)$$

$$q_i h_i(\omega) \leq a_i(\omega) + b_i(\omega)/(1 + r_i) \quad (3)$$

参考 Kiyotaki and Moore (1997) 的假设, 金融机构会根据借款人能够提供的抵押品来解决信息不对称的问题, 由此内生地决定了信贷约束的上限:

$$b_i(\omega)/(1 + r_i) \leq \kappa q_i h_i(\omega) \quad (4)$$

其中, 贷款的抵押物为房产, 其价值为 $q_i h_i(\omega)$, $\kappa \in (0, 1)$ 为抵押贷款率, κ 越大表明贷款上限越高。由公式 (3) 和 (4) 可知, 对于低收入者 ($\omega < 0$) 而言, 收入差距的缩小 (τ 下降) 会带来低收入者 $a_i(\omega)$ 的上升, 并导致其借贷规模 ($b_i(\omega)/(1 + r_i)$) 的下降, 由此极大地放松了该类人群的信贷约束, 这也是收入分配变化影响融资约束的基本逻辑。

(二) 模型求解

模型求解分两步: 首先家庭选择 c_i 和 a_i , 在收入分配冲击发生后, 各成员再分别选择 $b_i(\omega)$ 和 $h_i(\omega)$ 。此时, $b_{i-1}(\omega)$ 、 $h_{i-1}(\omega)$ 和 r_i 被视为外生给定, 一阶条件如下:

$$\lambda_i = c_i^{-\sigma} \quad (5)$$

$$\lambda_i = \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} (1 + \tau\omega) \eta_i(\omega) dF(\omega) \quad (6)$$

$$\eta_i(\omega) q_i = \beta E_i \lambda_{i+1} q_{i+1} + \varphi h_i^{-\theta}(\omega) + \kappa q_i \pi_i(\omega) \quad (7)$$

$$\pi_i(\omega) = \pi_i(\omega) + \beta(1 + r_i) E_i \lambda_{i+1} \quad (8)$$

λ_i 、 $\eta_i(\omega)$ 和 $\pi_i(\omega)$ 分别是家庭预算约束 (2)、购房约束 (3) 和信贷约束 (4) 的拉格朗日乘子。其中, $\pi_i(\omega)$ 是信贷约束的拉格朗日乘子, 该值越大则信贷约束越严格, 因此本文以 $\pi_i(\omega)$ 的大小来衡量信贷约束的松紧程度。 $\pi_i(\omega)$ 也可被称作流动性溢价, 它的含义为: 多增加一单位房屋的持有将提升信贷约束 (4) 中的贷款额度的上限, 从而使得信贷约束得以放松, 并最终会提升 $\pi_i(\omega)$ 单位的家庭效用, 这部分由于持有房产带来的效用提升就被称作流动性溢价。显然, 信贷约束越紧, 持有房产的流动性溢价就越高。

公式 (5) 和 (6) 是关于 c_i 和 a_i 的当期决策方程, 家庭通过削减一单位消费而增加了对各成员的转移支付, 这一方面会使家庭关于消费的效用相应下降 λ_i , 另一方面又会使购房约束放松 (公式 (3) 中的 $a_i(\omega)$ 增加), 从而提升了家庭的总效用, 且总效用的增幅等于

¹ 本文假设 $1 + \tau\omega > 0$, 即: 经过收入分配冲击后最穷的家庭成员也能获取正的收入。

各成员购房约束的影子价格的加权。值得注意的是,各成员对家庭总效用的影响力是不同的,需要对 $\eta_i(\omega)$ 进行加权处理,其权重为 $(1 + \tau\omega)$,收入越高的成员,对总效用的影响力也越大。当 λ_i 不变,且收入差距缩小时, $\omega < 0$ 的低收入者($\omega \geq 0$ 的高收入者)对总效用影响的权重会有所上升(下降)。公式(7)是家庭跨期配置住房的欧拉方程,持有一单位住房的成本 $\eta_i(\omega) q_i$ 为下一期住房的贴现值 $\beta E_t \lambda_{t+1} q_{t+1}$ 、住房当期效用 $\varphi h_i^{-\theta}(\omega)$ 与住房流动性溢价这三者的加总。公式(8)是跨期借贷的欧拉方程,由于 $\pi_i(\omega)$ 非负,且 $\beta(1 + r_t) E_t \lambda_{t+1} > 0$, 故 $\eta_i(\omega) > 0$, 因此公式(3)中始终为等式约束。

首先需要解释引入信贷约束的作用,假设不存在信贷约束(此时公式(4)不存在),则公式(7)和(8)变为: $\eta_i(\omega) q_i = \beta E_t \lambda_{t+1} q_{t+1} + \varphi h_i^{-\theta}(\omega)$ 和 $\eta_i(\omega) = \beta(1 + r_t) E_t \lambda_{t+1}$ 的形式。此时对于任何家庭成员而言, $\eta_i(\omega)$ 和 $h_i(\omega)$ 都是相同的,任何收入分配的变动对于住房需求和房价都是没有影响的。从这个意义上讲,一旦引入了借贷行为,即使不引入信贷约束,便可得到与静态模型不同的结论。下文的分析也将表明,信贷约束的进一步引入会使得模型结论产生更大的变化。

其次,需要分析信贷约束对房价影响的机理。信贷约束的放松有两方面效应:一方面,由公式(8)可知,给定其他条件不变, $\eta_i(\omega)$ 随着 $\pi_i(\omega)$ 下降的幅度是相同的。这表明,信贷约束放松使得受约束成员能够借入更多的资金进行购房,提升了其购房需求,从而拉升了房价。另一方面,由公式(7)可知,信贷约束放松同样使住房的流动性溢价得以下降,这一效应对房价具有负向作用,其负向效果为 $\kappa q_i \pi_i(\omega)$ 。这两方面效应的加总结果使得公式(7)等式左侧的降幅($q_i \pi_i(\omega)$)是大于右侧降幅($\kappa q_i \pi_i(\omega)$ 且 $0 < \kappa < 1$), 因此在其他条件不变的情况下,只有受约束的代理人提高对住房的持有,才能使住房的边际效用($\varphi h_i^{-\theta}(\omega)$)下降,这最终导致住房需求上升的正向影响超过了流动性溢价下降的负向影响,从而使公式(7)中的等式重新成立。反过来,当住房供给的调整受限时,只有提高当期的房价(q_i),公式(7)中的等式才能再次成立。以上分析表明,信贷约束对房价的影响极为重要,而关于收入差距对信贷约束影响的分析将在下一部分详细展开。

最终还需列出市场的出清条件。本文假设,经济系统不存在外债,债务总余额为零;房屋的供给量被单位化为 1。对公式(2)和(3)进行积分,可得产品市场的出清条件为: $c_t = y_t$, 因此 c_t 和 λ_t 均可视为外生变量。由此完整刻画了整个模型。

四、理论分析

本部分将通过对模型性质的分析来探讨收入差距是如何通过信贷渠道影响房价的。具体而言,收入差距的缩小将减少家庭中受信贷约束的成员比例,整体信贷约束的下降提高了加总的住房需求,从而使房价上升。

(一) 模型分析

对于一个给定的收入不平等水平 τ , 在收入分布 $F(\omega)$ 的区间内存在一个临界点 ω^* , 收入低于 $a_i(1 + \tau\omega^*)$ 的低收入者将面临信贷约束,而高于临界点的高收入者则不受约束。本文将处在临界点上的家庭成员称为边际代理人。下文的引理 1 证明了临界点

是内生且唯一存在的,定理1则进一步表明,临界点的取值由收入不平等的程度决定。

引理1:存在唯一的信贷约束的临界点 ω^* ,仅当 $\omega < \omega^*$ 时,信贷约束是紧的。并且均衡的住房分布为:

$$h_i(\omega) = \begin{cases} (1 + \tau\omega)/(1 - \kappa), & \omega < \omega^* \\ (1 + \tau\omega^*)/(1 - \kappa), & \omega \geq \omega^* \end{cases} \quad (9)$$

证明:由上文的分析可知,公式(3)中的不等式约束实则为等式约束,因此对等式两边求积分,通过代入利用市场出清条件和 $E(\omega) = 0$ 的性质可得: $q_i = a_i$ 。当 $\omega < \omega^*$ 时,信贷约束取等号,代入公式(3)可得: $h_i(\omega) = (1 + \tau\omega)/(1 - \kappa)$;当 $\omega \geq \omega^*$ 时,信贷约束取严格不等号,因此 $\pi_i(\omega) = 0$,由公式(7)和(8)可知: $h_i(\omega) = h_i(\omega^*) = (1 + \tau\omega^*)/(1 - \kappa)$ 。进一步将公式(9)代入房地产市场出清的表达式可得:

$$\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{1 + \tau\omega}{1 - \kappa} dF(\omega) + \frac{1 + \tau\omega^*}{1 - \kappa} [1 - F(\omega^*)] = 1 \quad (10)$$

令公式(10)中等式左边为: $G(\omega^*) = \left\{ \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} (1 + \tau\omega) dF(\omega) + (1 + \tau\omega^*) [1 - F(\omega^*)] \right\} / (1 - \kappa)$,易得: $dG(\omega^*)/d\omega^* > 0$ 。假设 $-\kappa/\tau > \underline{\omega}$,从而有 $G(\underline{\omega}) < 1$,再由 $G(\bar{\omega}) > 1$ 和函数单调性以及介值定理可知, ω^* 是存在且唯一的。此外本文还假设 $G(0) > 1$,根据 $G(\omega^*)$ 单调递增的性质可知 $\omega^* < 0$,这意味着只有收入相对较低的成员才存在信贷约束。当 τ 减少时,低收入者($\omega < \omega^*$)的收入水平是得到提升的,并且当 $\omega < \omega^*$ 时,低收入者的房贷收入比为 $[b_i(\omega)/(1 + r_i)]/a_i(\omega) = (\tau\omega + \kappa)/(1 - \kappa)$,经计算可知,收入差距的缩小会提升低收入者的房贷收入比,这表明,随着低收入者的收入条件的改善,其个人的杠杆率将得以攀升。进一步地,通过引理1可得出定理1:

定理1: $\omega^*(\tau)$ 是 τ 的增函数,即:收入差距缩小会使收入更低的家庭成员成为边际代理人,同时受信贷约束人群的占比也随之下降。

证明:通过对公式(10)进行隐函数求导可得: $d\omega^*/d\tau = \kappa/\{\tau^2 [1 - F(\omega^*)]\} > 0$,因此,收入差距的缩小将使得更低收入的成员变为边际代理人,而受信贷约束的人群比例也随之下降。进一步通过运算可得, $d\tau\omega^*/d\tau > 0$,再结合公式(9)可知,随着收入差距的缩小,受约束成员($\omega < \omega^*$)会更多地购买房产(即: $h_i(\omega) = (1 + \tau\omega)/(1 - \kappa)$ 会随着 τ 下降而上升),在住房供给刚性的情况下,这会挤占无信贷约束成员的住房持有量,由此使得该类人群的住房边际效用上升,进而对房价上涨产生助推作用。

进一步分析表明,收入差距的缩小对这两类群体存在两方面效应:一是广延边际效应,即由于边际代理人身份的变动而导致的两类群体间成员数的变动;二是集约边际效应,即不同群体内各成员购房数量的变动。直觉上,收入差距的缩小会使低收入者的收入上升,收入上升一方面会使部分低收入者的信贷约束得以放松,从而导致受约束人群的占比($(\omega^* - \underline{\omega})/(\bar{\omega} - \underline{\omega})$)下降(广延边际效应);另一方面这也会使受约束代理人的房屋持有量上升,并导致无约束代理人房屋持有量的下降(集约边际效应),从而提升无约束代理人的住房边际效用。因此,以上两方面因素共同推高了房价。

以上分析表明,收入差距的缩小会通过减轻低收入者的信贷约束,并提高高收入者的住房边际效用,进而促进房价上涨。当然,想真正完成收入差距对房价的严谨分析,还需从一般均衡的角度进行分析。首先当 $\omega \geq \omega^*$ 时, $\pi_i(\omega) = 0$; 其次当 $\omega < \omega^*$ 时,根据公式(7)和(8)可得: $\pi_i(\omega) = \varphi(1-\kappa)^{\theta-1}[(1+\tau\omega)^{-\theta} - (1+\tau\omega^*)^{-\theta}]/q_i$, 由此可知,当 $\omega < \omega^* < 0$ 时, $d\pi_i/d\tau > 0$ 。这表明,在收入差距缩小期间,低收入者融资约束会愈加松弛($\pi_i(\omega)$ 下降)。最终得到加总意义下的房价动态演进公式:

$$q_t \lambda_t = \beta E_t q_{t+1} \lambda_{t+1} + \underbrace{\varphi \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} (1+\tau\omega) h_i^{-\theta}(\omega) dF(\omega)}_{\Lambda_i(\tau)} + \underbrace{\kappa q_t \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} (1+\tau\omega) \pi_i(\omega) dF(\omega)}_{\Pi_i(\tau)} \quad (11)$$

其中, $\Lambda_i(\tau)$ 和 $\Pi_i(\tau)$ 分别为加总的住房边际效用和流动性溢价,其具体形式如下:

$$\Lambda_i(\tau) = \varphi(1-\kappa)^{\theta} \left[\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} (1+\tau\omega)^{1-\theta} dF(\omega) + \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1+\tau\omega)(1+\tau\omega^*)^{-\theta} dF(\omega) \right] \quad (12)$$

$$\Pi_i(\tau) = \varphi\kappa(1-\kappa)^{\theta-1} \left[\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} (1+\tau\omega)^{1-\theta} dF(\omega) - \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1+\tau\omega)(1+\tau\omega^*)^{-\theta} dF(\omega) \right] \quad (13)$$

前文分析表明, $\pi_i(\omega)$ 将随着 τ 的减少而下降,且该效应并不利于房价上升,而只有当 $d\Lambda_i(\tau)/d\tau < 0$ 时,才可能得出“收入差距缩小将提升房价”的结论,由此给出定理 2:

定理 2: 收入差距缩小通过缓解低收入者的信贷约束水平,在加总的意义下,提升了家庭的住房边际效用,从而推高了房价。

证明: 对 $\Lambda_i(\tau)$ 和 $\Pi_i(\tau)$ 进行求导可得:

$$\frac{d\Lambda_i(\tau)}{d\tau} = \varphi(1-\kappa)^{\theta} \left\{ \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1-\theta)\omega}{(1+\tau\omega)^{\theta}} dF(\omega) + \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left[\frac{\omega}{(1+\tau\omega^*)^{\theta}} - \frac{\theta(1+\tau\omega)}{(1+\tau\omega^*)^{1+\theta}} \frac{d\tau\omega^*}{d\tau} \right] dF(\omega) \right\} \quad (14)$$

$$\frac{d\Pi_i(\tau)}{d\tau} = \varphi\kappa(1-\kappa)^{\theta-1} \left\{ \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1-\theta)\omega}{(1+\tau\omega)^{\theta}} dF(\omega) - \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \left[\frac{\omega}{(1+\tau\omega^*)^{\theta}} - \frac{\theta(1+\tau\omega)}{(1+\tau\omega^*)^{1+\theta}} \frac{d\tau\omega^*}{d\tau} \right] dF(\omega) \right\} \quad (15)$$

经计算可知(计算步骤可向作者索取): $d[\Lambda_i(\tau) + \Pi_i(\tau)]/d\tau < 0$, 且 $d\Lambda_i(\tau)/d\tau < 0$ 。值得注意的是,虽然 $d\pi_i/d\tau > 0$, 但当 $\omega < 0$ 时,加权函数 $(1+\tau\omega)$ 与 τ 变动方向相反,因此 $d\Pi_i(\tau)/d\tau$ 的符号并不确定。然而,即使收入差距的缩小可能会导致流动性溢价下降,并对房价产生负向作用。但信贷宽松会提升家庭整体的购买力(表现为 $d\Lambda_i(\tau)/d\tau < 0$), 从而最终拉升房价(表现为 $d[\Lambda_i(\tau) + \Pi_i(\tau)]/d\tau < 0$), 因此 $\Lambda_i(\tau)$ 是决定房价变化的最主要因素。

(二) 数值模拟

设定参数取值的频率为年度,假设 $\beta = 0.96$, 因此稳态下的年利率 r_t 为 4%; 参考赵扶扬等(2017)的研究,取 $\varphi = 0.5$; 考虑到现实中抵押贷款率为 20% - 70%, 取 $\kappa = 0.4$; 由于 $\theta \in [0, 1)$, 不失一般性地,本文取 $\theta = 0.5$ 。为简单起见,假设 $y_t = 1$, 因此 $c_t = \lambda_t = 1$, 此时 σ 的取值不影响模型动态,从而公式(11)被简化为: $q_t = \beta E_t q_{t+1} + \Lambda_i(\tau) + \Pi_i(\tau)$ 。最后,假设 ω 服从均匀分布,取 $-\bar{\omega} = \underline{\omega} = 0.5$, 因此 $F(\omega) = \omega + 0.5$, 为展示收入分配对

房价的影响,取 $\tau \in [1, 2]$,这保证了理论模型部分关于“ $\omega < \omega^* < 0$ ”的假定。本文选取边际代理人、住房的边际效用、流动性溢价和房价的稳态值来验证模型结论。

图 1 显示,随着收入差距的下降(τ 由 2 减少至 1),收入相对更低的家庭成员成为了新的边际代理人,这意味着:不受信贷约束的人群会越来越多。虽然 τ 的下降会使信贷约束放松,从而导致了 $\Pi_i(\tau)$ 的下降,但即便如此,由于 $\Pi_i(\tau)$ 下降的幅度远小于 $\Lambda_i(\tau)$ 的上升幅度,最终的加总效果仍使得房价上升。这也印证了前文的结论,即:收入差距的缩小在平均意义上放松了信贷约束,这虽然使得住房的流动性溢价有所下降,但由于整个家庭的住房边际效用提升,最终仍推动了房价的上涨。

为了更好地观察不同群体内部住房边际效用和流动性溢价的变动,本文还选取了代表性低收入者($\omega = -0.25$)和代表性高收入者($\omega = 0.25$)进行对比。结果显示,代表性高收入者的住房边际效用一直与 τ 呈负向关系,正如前文所述,低收入者由于其信贷约束的放松增加了住房的持有,由此挤占了高收入者的住房市场,从而提升了其住房边际效用。而对于代表性低收入者而言,随着收入差距的缩小,其信贷约束由紧变松,并在 τ 约为 1.42 时,代表性低收入者变为了边际代理人,其住房的边际效用也从与 τ 呈正相关变为了负相关。原因在于,当低收入者仍受到信贷约束时,收入的上升通过金融杠杆极大地扩充了其购房能力,在边际效用递减的规律下,低收入者更多的住房持有使得其住房的边际效用有所下降。但随着收入差距的进一步缩小,低收入者便不再受信贷约束,其住房边际效用的走势便与高收入者相同了。此外,随着 τ 的下降,低收入者的流动性溢价也同样出现了拐点,而高收入者由于不受信贷约束,其流动性溢价始终位于 0 的水平。

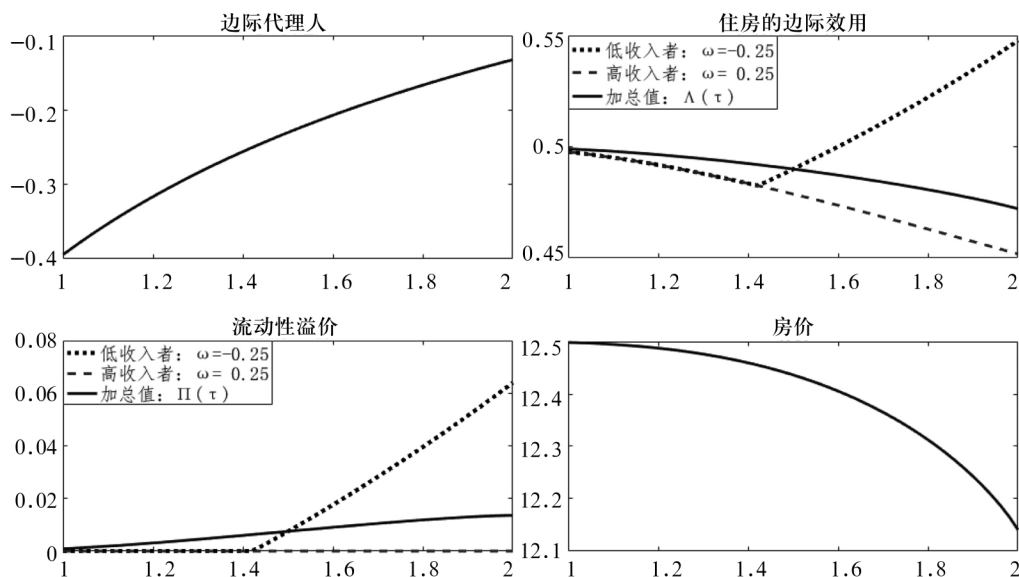


图 1 数值模拟结果 1

那么在不同的收入差距下(此处分别取 τ 为 1.2 和 1.8),各成员的住房边际效用和住房流动性溢价是如何分布的呢?图 2 显示,当收入差距缩小时(τ 由 1.8 下降至 1.2),收入水平的提升和信贷条件的改善会产生两方面影响,一是受到信贷约束的成员持有更多的住房,从而该类成员非加权的住房边际效用($\varphi h_i^{-\theta}(\omega)$)是下降的,但对于不受约束的成员而言,由于其住房持有量受到了低收入群体的挤占,从而其非加权的住房边际效用有所上升(图 2 左上);二是受约束成员非加权的住房流动性溢价($\kappa q_i \pi_i(\omega)$)是下降的(图 2 右上)。上述结果似乎表明,房价会随着收入差距的缩小而下降。但是由前文的分析可知,各成员对于住房市场的影响是与其收入水平成正比的。一方面,虽然 $\varphi h_i^{-\theta}(\omega)$ 随着 τ 的下降而减少,但 τ 的下降同时会赋予低收入成员更高的权重,从而提升了其加权后的住房边际效用($(1 + \tau\omega) \varphi h_i^{-\theta}(\omega)$),最终使得加总的住房边际效用 $\Lambda_i(\tau)$ 上升(图 2 左下虚线的下方面积大于实线下方面积)。另一方面,收入差距缩小后的加权流动性溢价($(1 + \tau\omega) \kappa q_i \pi_i(\omega)$)的下降幅度要小于非加权的情况,从而导致了 $\Pi_i(\tau)$ 较小的下降幅度(图 2 右下)。这两方面因素最终使得房价会随着收入差距缩小而上升。

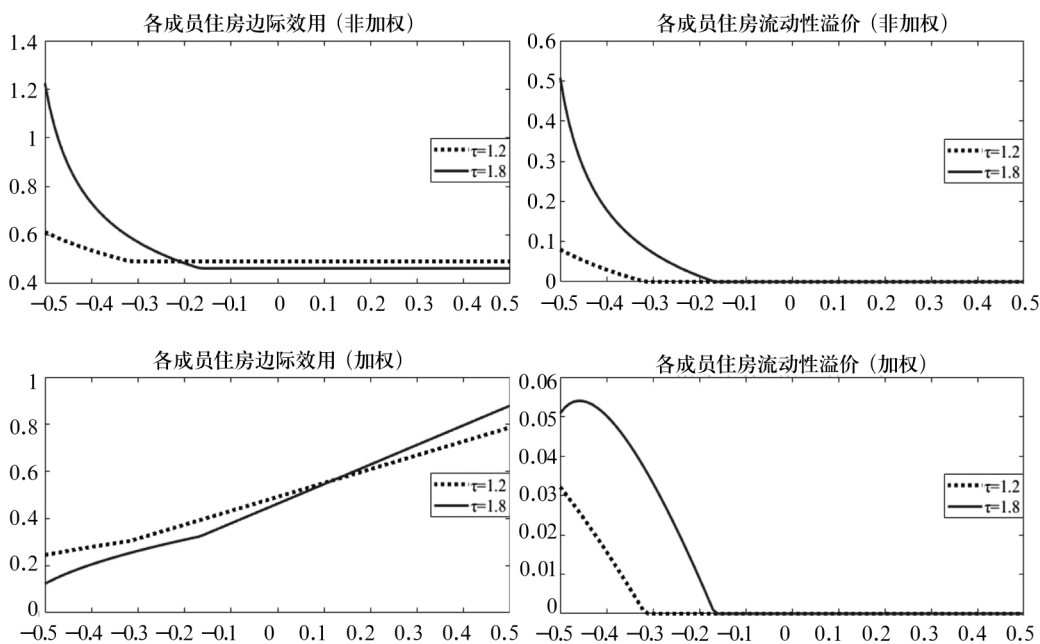


图 2 数值模拟结果 2

五、实证检验

本文主要使用基尼系数来表征收入差距,数据来源于 SWIID 数据库(Standardized World Income Inequality Database),该指标越大表明收入差距越大。该数据库目前收录了

198 个经济体 1961 – 2017 年收入分配的基尼系数,与之前的数据库相比,该库无论是从样本量还是时间跨度上都有了极大的扩展,因此该库也被大量研究所采用 (Agnello and Sousa, 2014; Goda et al. 2019; Solt, 2019)。该数据库对基尼系数衡量包含市场值和净值,其中,市场值是根据转移支付前和税前的收入计算而得的;净值是依据转移支付和税收调整后计算而得的,因此该指标衡量的是居民可支配收入的不平等程度。为更好地刻画真实的收入差距水平,本文主要以基尼系数的净值为回归分析的基准,并用基尼系数的市场值以及收入最低 20% 和最高 10% 人群的收入占总收入比重作为稳健性检验的指标。参考 Liu et al. (2019) 的做法,各国房价的数据名义值和实际值取自 OECD 数据库,该库除了包含发达经济体的房价数据,同样涵盖了发展中国家的数据,这使得实证结果更具有一般性。本文采用私人非金融部门的信贷占 GDP 的比重来表征一国信贷约束的水平,Beck (2002) 认为,该值越大表明一国的信贷约束水平越低,除此之外,本文还使用私人非金融部门的信贷总量、家庭部门信贷占 GDP 比重及其总量这三个指标作为信贷约束的代理变量进行稳健性检验,信贷方面的数据来源于国际清算银行 (BIS)。其余变量均来自世界银行发展数据库 (World Development Indicators)。通过匹配上述数据库,最终得到了 44 个国家 1970 – 2017 年的跨国面板数据。

本文构建公式 (16) 来研究收入差距对房价的影响,具体表达式如下:

$$\text{房价名义值}_{it} = \alpha + \beta \cdot L. \text{基尼系数}_{it} + \delta \cdot \overrightarrow{\text{Controls}}_{it} + f_i + \eta_t + e_{it} \quad (16)$$

其中 i 和 t 分别为国家和年份的下标。 f_i 和 η_t 分别为国家和年份的固定效应, e_{it} 为随机扰动项。为了避免互为因果导致的内生性问题,本文对基尼系数进行了一期滞后的处理 ($L \cdot \text{基尼系数}$)。 $\overrightarrow{\text{Controls}}_{it}$ 是包含有控制变量的向量组,参考前人的研究 (Ortalomagne and Sven, 2006; Anari and Kolari, 2010; 陈斌开等 2012; 邵朝对等 2016), 本文选取的控制变量有: 人均 GDP、物价指数、人口总规模、土地面积以及工业和服务业增加值占比。为了纠正宏观变量右偏分布的问题,本文采取了对数化处理。

本文首先探究收入差距对房价名义值的影响,在方程 1 – 5 中逐步加入控制变量后的过程中,样本量减少了约 30%,但基尼系数前的系数依然为负,数值也稳定在 -1.7 至 -1.2 之间,并且在 1% 水平上通过了显著性检验。上述回归结果证明了“收入差距缩小能够提升房价”的基本结论。同时,为了进一步检验回归结果的稳健性和控制内生性,方程 6 采用了系统 GMM 的回归方法,在通过了各项检验后,本文的基本结论依旧稳健。控制变量方面,人均 GDP 前的系数显著为正,这说明收入与房价之间存在着正向关系;物价水平与房价间为显著的负向关系,可能的原因在于,较高的消费品价格挤压了人们的购房支出,从而对房价产生负向影响;城市人口越多则住房需求越旺盛,因此房价水平也越高;本文发现,在控制了人均收入后,产业结构的升级对房价上升具有抑制作用;最后,土地资源的丰裕程度与房价之间仅呈微弱的负向关系,虽然符号方向符合预期,但由于一国的土地面积变化较小,因此该因素很可能被固定效应吸收。

表 1 基准回归

变量	房价名义值					系统 GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	固定效应模型					
L. 基尼系数净值	-1.6860*** (0.20)	-1.6013*** (0.20)	-1.5661*** (0.18)	-1.6331*** (0.18)	-1.2617*** (0.19)	-1.9482* (0.99)
人均 GDP	0.1572* (0.09)	0.1375 (0.09)	0.2833*** (0.08)	0.3103*** (0.08)	0.4256*** (0.09)	1.7958*** (0.56)
物价指数		-2.5356*** (0.39)	-2.2277*** (0.35)	-2.3515*** (0.35)	-0.7341** (0.32)	0.2901 (1.82)
城市人口总量			2.3570*** (0.14)	3.1178*** (0.14)	3.2079*** (0.14)	3.0968*** (1.08)
工业增加值占比				-0.2921* (0.15)	-0.2867* (0.15)	-1.7492* (0.88)
服务业增加值占比				-1.0186*** (0.30)	-1.0463*** (0.31)	-2.7652* (1.57)
土地面积					-6.5975* (3.44)	-6.3781 (17.44)
L. 房价名义值						0.3516* (0.21)
常数项	1.3949 (0.95)	1.7342* (0.94)	-39.8623*** (2.59)	-47.6528*** (2.59)	33.1464 (43.04)	
观测值	1 208	1 208	1 208	965	944	877
R ²	0.8434	0.8492	0.8803	0.8867	0.8864	
国家数	43	43	43	43	43	42
双向固定效应	是	是	是	是	是	是

注: 括号中为标准差, *, **, *** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平, 以下同。

表 2 通过对关键变量进行替换以检验基本结论的稳健性。首先, 本文使用房价实际值来对名义值进行替换, 方程 1 的回归结果显示, 基尼系数前的系数依然显著为负。其次, 以基尼系数的市场值、收入最低(高) 20% 人群占比分别对两类衡量房价的指标进行回归(方程 2-7) 结果仍支持本文的基本结论。特别地, 方程 4-5 显示, 低收入者的收入上升对房价具有明显的提升作用, 而方程 6-7 却显示, 虽然高收入者收入的下降对房价有促进作用, 但其显著性水平低于方程 4-5, 其原因在于, 收入差距的缩小放松的是低收入者信贷约束, 且低收入者的住房边际效用也更大, 因此低收入者收入的变动对房价的

影响在理论上应强于高收入者的影响¹。

表 2 稳健性检验 - 变量替换

变量	房价实际值	房价名义值	房价实际值	房价名义值	房价实际值	房价名义值	房价实际值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
收入差距的不同指标	L. 基尼系数净值 -0.3888* (0.22)	L. 基尼系数市场值 -0.3807** (0.17)	-1.9392*** (0.24)	收入最低 20% 人群占比 -0.7128*** (0.22)	0.3278*** (0.10)	收入最高 10% 人群占比 0.3550*** (0.10)	-0.0844 (0.16)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是	是

注: 当因变量为房价名义值时, 控制变量与表 1 相同, 当因变量为实际房价指数时, 控制变量中不包含物价水平。在不影响理解的情况下, R^2 、观测值、国家数、控制变量与常数项均未作展示, 以下同。

表 3 基于信贷约束的视角验证了收入差距缩小提升房价的机制。图 1 显示, 收入差距缩小会放松低收入人群的信贷约束, 同时也会使加总的流动性溢价下降, 从而提高整个社会的购房需求, 并促进房价上涨。在无法直接衡量“低收入人群的信贷约束”的情况下, 本文选用“私人信贷”这一宏观指标来验证结论。首先将公式(16)中的因变量替换为信贷约束的指标, 表 3 中 Panel A 的方程 1-4 显示, 收入差距缩小显著降低了信贷约束的水平, 使全社会的信贷规模和杠杆率快速上升。其次, 由前文分析可知, 信贷约束放松会放大整个社会的住房需求, 从而抬高房价, 因此若在公式(16)中控制住了信贷约束的指标, 收入差距前系数或其 t 值的绝对值大小应有所下降。方程 5-8 的回归结果显示, 在表 1 模型 5 中加入了信贷约束的相关变量后, 方程 5 和 6 中的基尼系数前系数的绝对值大小由 1.26 下降至 0.9 左右, 而在方程 7 和 8 中, 不仅其系数的绝对值大小远低于基准模型, 显著性也大幅下降。同时, 信贷约束前的系数显著为正, 表明信贷宽松的确会推动房价上升。此外, 家庭部门的信贷水平对收入差距的反应更加敏感(方程 3 和 4 中基尼系数前的系数相比于方程 1 和 2 更小), 且在控制住家庭的信贷水平后, 方程 7 和 8 中的基尼系数变量也不再显著。

¹ 此外, 在剔除短期经济波动和 2008 年国际金融危机的影响、控制金融发展对房价的作用, 并考察了不同收入水平的国家样本和不同时段样本之后, 表 1 的基本结论并未受到影响, 读者可向作者索取实证结果。

表 3 关于信贷约束与低收入者的机制检验

Panel A 变量	私人非金 融部门信 贷/GDP	私人非金 融部门信 贷总量	家庭部 门信贷/ GDP	家庭部 门信贷 总量	房价名义值			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
L. 基尼系 数净值	-0.4293 *** (0.14)	-0.8606 *** (0.18)	-2.0026 *** (0.29)	-2.8893 *** (0.41)	-0.9959 *** (0.20)	-0.8688 *** (0.19)	-0.2223 (0.19)	-0.2932 (0.18)
信贷约束					私人非金 融部门信 贷/GDP	私人非金 融部门信 贷总量	家庭部门 信贷/GDP	家庭部门 信贷总量
					0.3065 *** (0.05)	0.3696 * * (0.04)	0.4788 *** (0.03)	0.3904 *** (0.02)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Panel B 变量	私人非金 融部门信 贷/GDP	私人非金 融部门信 贷总量	家庭部 门信贷/ GDP	家庭部 门信贷 总量	房价名义值			
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
L. 收入最低 20% 人群占比	0.2923 *** (0.08)	0.2830 *** (0.10)	0.3571 ** (0.14)	0.1971 (0.21)	0.2802 ** (0.12)	0.2637 ** (0.11)	0.2002 ** (0.10)	0.2310 ** (0.10)
信贷约束					私人非金 融部门信 贷/GDP	私人非金 融部门信 贷总量	家庭部门 信贷/GDP	家庭部门 信贷总量
					0.2666 *** (0.07)	0.3580 *** (0.05)	0.4474 *** (0.04)	0.3798 *** (0.03)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

此外由表 2 可知,高收入者的收入波动对于房价的影响不够显著,因此本文在表 3 的 Panel B 中仅对低收入群体进行了检验。结果表明,低收入群体收入的上升能够极大地放松其信贷约束,从而抬高了社会的信贷规模(方程 9-12)¹。当在表 2 方程 4 中同时加入信贷约束的指标后(方程 13-16),可以得到与方程 5-8 中类似的结论:相比表 2 的方程 4,表 3 的方程 13-16 显示,低收入者收入占比指标前的系数大小及其显著性均有所下降,但是信贷规模指标前的系数则依然显著为正,以上回归结果印证了定理 2 的结论。

¹ 本文同时发现,高收入者收入的减少并不能显著推升信贷规模,读者可向作者索取实证结果。

六、结论与政策建议

Piketty(2015)认为,房价的快速上涨使房产持有者的资产迅速升值,从而加剧了贫富差距。然而,中国国家统计局公布的数据及相关研究显示(李实和朱梦冰,2018),2008—2015年间中国的收入不平等得以改善主要在于城乡收入差距的持续缩小,并由此推动了该时期内房价迅猛上升(陆铭等,2014)。本文从信贷视角支持了上述结论,研究表明,低收入者收入的上升放松了其信贷约束,且相比于高收入者而言,他们的住房需求也更高,最终抬升了整体的住房需求和房价水平。基于此提出如下三点政策建议:

首先,着力缩小收入差距。陈斌开和林毅夫(2013)认为,提升城市化率能有效降低农业和非农部门间的劳动生产率差异,从而显著缩小收入差距。国家统计局数据显示,2008—2019年间,我国常住人口城镇化率从46.99%上升至60.6%,城乡居民可支配收入之比也从3.11下降至2.64。上述事实表明,城市化进程的加速是当前收入差距缩小的直接动力。当然,人口的城市化并非简单的“居民化”,而是城市居民的“市民化”,真正提升人口质量、完善公共服务的均等化,是未来城市化率较高阶段进一步缩小收入差距的关键。

其次,依据本文结论,因城市化所引起的居民和城乡收入差距缩小与大城市的高房价问题看似难以平衡。但本文认为,收入差距缩小带来的房价上涨实质上是低收入者住房条件改善所致,其与“投机行为推高房价”逻辑有着本质不同,在政策制定过程中需加以区分(叶菁菁等,2021)。实践中,为了抑制大城市房价过快上涨并进一步缩小收入差距,可考虑通过继续推动“保障性安居工程”和发展房屋租赁市场(特别是完善租售同权制度)以增加向低收入人群增加住房的供给,从而有助于缓解城市化率提升与房价高涨之间的内在冲突。

最后,对于存在房价崩盘风险的地区,要在有效防范风险的基础上,大力发展普惠金融,引导信贷资源向低收入群体倾斜。低收入者往往面临较强的信贷约束,导致其对于信贷环境的变化更加敏感,因此在政策制定中要更多考虑弱势群体,充分发掘其有效的信贷需求,既可满足低收入群体对于住房的刚性需求,对房地产行业需求形成有效支撑,又能抑制高收入群体的投机行为,打击房价泡沫,以此促进房地产和金融市场的平稳健康发展,将“房住不炒”理念落到实处。

参考文献

- [1]陈斌开和林毅夫,2013,《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期,第82~103+207页。
- [2]陈斌开、徐帆和谭力,2012,《人口结构转变与中国住房需求:1999—2025——基于人口普查数据的微观实证研究》,《金融研究》第1期,第129~140页。
- [3]李实和朱梦冰,2018,《中国经济转型40年中居民收入差距的变动》,《管理世界》第12期,第19~28页。
- [4]陆铭、欧海军和陈斌开,2014,《理性还是泡沫:对城市化、移民和房价的经验研究》,《世界经济》第1期,第30~54页。

- [5]梅冬州、崔小勇和吴嫒 2018,《房价变动、土地财政与中国经济波动》,《经济研究》第 1 期,第 35~49 页。
- [6]邵朝对、苏丹妮和邓宏图 2016,《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》第 2 期,第 19~31 页。
- [7]沈悦和刘洪玉 2004,《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》第 6 期,第 78~86 页。
- [8]徐舒和陈珣 2016,《收入差距会推高住房价格吗》,《经济学(季刊)》第 1 期,第 549~570 页。
- [9]杨华磊、温兴春和何凌云 2015,《出生高峰、人口结构与住房市场》,《人口研究》第 3 期,第 87~99 页。
- [10]叶菁菁、余白雪和余建宇 2021,《交易环节税收优惠对住房市场影响: 理论和机制检验》,《世界经济》第 5 期,第 154~177 页。
- [11]张巍、许家云和杨竺松 2018,《房价、工资与资源配置效率——基于微观家庭数据的实证分析》,《金融研究》第 8 期,第 69~84 页。
- [12]Abebe, H., A. C. Sefa, S. Russell and T. B. Kingsley. 2020. "Income Inequality and Housing Prices in the Very Long-run," Research Gate Working Paper.
- [13]Agnello, L. and R. M. Sousa. 2014. "How does Fiscal Consolidation Impact on Income Inequality?" *Review of Income and Wealth*, 60(4): 702~726.
- [14]Anari, A. and J. W. Kolari. 2002. "House Prices and Inflation," *Real Estate Economics*, 30(1): 67~84.
- [15]Bauer, G. H. 2017. "International House Price Cycles, Monetary Policy and Credit," *Journal of International Money and Finance*, 74(7): 88~114.
- [16]Beck, T. 2002. "Financial Development and International Trade: Is there a Link?" *Journal of International Economics*, 57(1): 107~131.
- [17]Bordo, M. D., and C. M. Meissner. 2012. "Does Inequality Lead to a Financial Crisis?" *Journal of International Money and Finance*, 31(8): 2147~2161.
- [18]Davis, M. A. and F. Ortalomagne. 2011. "Household Expenditures, Wages, Rents," *Review of Economic Dynamics*, 14(2): 248~261.
- [19]Goda, T., C. Stewart and A. T. Garcia. 2019. "Absolute Income Inequality and Rising House Prices," *Socio-Economic Review*, 6(3): 1~36.
- [20]Iacoviello, M. 2005. "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, 95(3): 739~764.
- [21]Kiyotaki, N., and J. Moore. 1997. "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105(2): 211~248.
- [22]Kumhof, M., R. Ranciere and P. Winant. 2015. "Inequality, Leverage and Crises," *American Economic Review*, 105(3): 1217-1245.
- [23]Liu, Z., P. Wang and T. Zha. 2013. "Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations," *Econometrica*, 81(3): 1147~1184.
- [24]Liu, Z., P. Wang and T. Zha. 2019. "A Theory of Housing Demand Shocks," NBER Working Paper, No. 25667.
- [25]Maattanen, N. and M. Tervio. 2014. "Income Distribution and Housing Prices: An Assignment Model Approach," *Journal of Economic Theory*, 151(5): 381~410.
- [26]Malinen, T. 2016. "Does Income Inequality Contribute to Credit Cycles?" *Journal of Economic Inequality*, 14(3): 309~325.
- [27]Ortalomagne, F. and R. Sven. 2006. "Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints," *Review of Economic Studies*, 73(2): 459~485.
- [28]Özmen, M. U., M. K. Kalafatçılar and E. Yılmaz. 2019. "The Impact of Income Distribution on House Prices," *Central Bank Review*, 19(2): 45~58.

- [29] Piketty, T. 2015. "About Capital in the Twenty – First Century," *American Economic Review*, 105(5) : 48 ~ 53.
- [30] Solt, F. 2019. "Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database (SWIID Version 8.3) ," *Social Science Quarterly*, 101(3) : 1183 ~ 1199.
- [31] Tsui, W. H. K. , D. T. W. Tan and S. Shi. 2017. "Impacts of Airport Traffic Volumes on House Prices of New Zealand's Major Regions: A Panel Data Approach," *Urban Studies*, 54(12) : 2800 ~ 2817.
- [32] Zhang, C. , S. Jia and R. Yang. 2016. "Housing Affordability and Housing Vacancy in China: The Role of Income Inequality," *Journal of Housing Economics*, 33(6) : 4 ~ 14.
- [33] Zhang, C. 2015. "Income Inequality and Access to Housing: Evidence from China," *China Economic Review*, 36(10) : 261 ~ 271.

Income Gaps , Credit Constraints , and House Price Fluctuations

CHEN Jinzhi WEN Xingchun SONG Lu

(School of Government Audit , Nanjing Audit University;

School of Banking and Finance , University of International Business and Economics;

National Academy of Development and Strategy , Renmin University of China)

Summary: Income gaps , credit constraints , and housing prices are long – established and prominent topics of social concern. International Monetary Fund (IMF) figures from September 2020 report a record high global real house price index of 167.26 (using the first quarter of 2000 as the base period) . The data show a rising trend in 47 of the 63 sampled countries and regions. Furthermore , since the U. S. subprime mortgage crisis , many scholars have investigated the potential relationships between income gaps and credit constraints. Numerous papers show that relaxation of credit constraints contributes significantly to rising house prices. Although this finding raises a natural question of how income gaps influence house prices through credit channels , this question is rarely mentioned in the literature.

Theoretically , because different income groups have different housing demands , changes in income distribution should significantly affect house prices through the amplification effect of credit leverage. Therefore , this paper aims to establish a general framework to interpret house price changes through the channel of income gaps affecting credit constraints. It shows that income gaps , credit constraints , and house prices are closely related. Specifically , an income gap reduction improves the relative income levels of low – income groups , which relaxes their credit constraints for house purchases. The relaxation of credit constraints makes the (aggregate) housing liquidity premium decrease. However , low – income groups have higher housing marginal utility , and access to external financing increases the housing market weight of low – income groups that have rising incomes. Thus , relaxation of credit constraints raises the housing marginal utility for society as a whole , which offsets the negative impact that liquidity premium decreases have on house prices , and ultimately increases house prices overall. This paper's findings are further supported by empirical analysis of cross – country panel data , which shows that the rising share of income going to low – income groups has significantly stronger effects on credit constraints and house prices than does growth in the incomes of high – income groups.

This paper makes three main contributions. First , existing explanations of the effects of income gaps on

housing prices are mainly based on static analyses; because our model introduces the effects of credit constraints, this paper incorporates dynamic characteristics. Second, previous studies often use representative agent models to investigate the relationships between credit constraints and house prices. This paper enriches the research dimension by including analysis of heterogeneous agents. Third, the literature mainly studies the relationships between income gaps and house prices directly from the empirical level but does not conduct in-depth analysis of the transmission mechanism. In contrast, the construction of this paper's heterogeneous agent model enables a clear description of the transmission mechanisms between income gaps, credit constraints, and house prices. Importantly for policy makers, our results provide new insights into the factors that cause house prices to rise.

Finally, this paper has real-world importance. At present, China's real estate market trends are different in first- and second-tier cities than they are in third- and fourth-tier cities. CREIS data show approximately 10% growth in the land supply and transaction volumes of China's first- and second-tier cities in 2020. In contrast, the data show the land supply and transaction volumes of China's third- and fourth-tier cities decreasing by half in the same year. China's real estate market is deeply tied with bank credit, government revenue, and social investment. If the market encounters a sudden and severe decline, it will inevitably lead to serious systemic financial risks. As far as the current situation is concerned, the proposal of "six priorities and stability in six areas" shows the Chinese central government's concern about the population's livelihood, employment, financial stability, and investment expectations. Narrowing the income gap is itself an important means to protect the basic population's livelihood. This paper shows the further importance of narrowing the income gap to expand the scale of society's use of financing, prevent house prices from collapsing, and stabilize investment expectations. With particular relevance to the "Gray Rhino" real estate market, which is characterized by slowing economic growth and exhaustion of land resources, mechanisms should be considered to prevent the systemic financial risks caused by a "hard landing" of the real estate market. Management of the real economic function of the real estate industry is particularly important at present because the industry has the characteristics of large-scale, long industrial chains, growing employment, and increasing fiscal contributions. Relative to some short-term policies, more analysis should be applied to the basic aspects of income distribution and its influence on the domestic market and the domestic economic cycle.

Keywords: Income Gap, Credit Constraints, House Price, Heterogeneous Agent Model

JEL Classification: E10, E25, R31

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)

中国人民银行主管
中国金融学会主办
金融研究(月刊)

主编:王 信
二〇二一年第十一期
(总第497期)

编辑出版 《金融研究》杂志社有限公司
(北京西城区成方街32号2号楼 100800)
印刷 北京新华印刷有限公司
发行订购 《金融研究》杂志社有限公司
联系电话 (010)66195402
国外发行 中国图书进出口总公司
广告登记 京工商广字 0588 号
<http://www.jryj.org.cn>

国际连续出版物号:ISSN1002-7246 邮发代号: 2-637
国内连续出版物号:CN11-1268/F 公开发行 每月二十五日出版 每册定价30.00元



中国财政学会会刊

财政研究

PUBLIC FINANCE RESEARCH

面向 2035 的财政改革与发展

楼继伟

论财政政策的有效性

刘尚希 孙喜宁

统筹防疫与发展的地方财政：如何权衡多重风险？

中国财政科学研究院“企业成本和地方财政运行”调研综合评估组

政府间事权划分思路的比较与综合：基于中国现实的分析

李 森 彭田田

税收分成激励与地方公共产品配置

谢贞发 张佼雨

2021 / 01

目 录

本刊特稿

面向 2035 的财政改革与发展

..... 楼继伟 (3)

论财政政策的有效性

——基于公共风险分析框架

..... 刘尚希 孙喜宁 (10)

统筹防疫与发展的地方财政：如何权衡多重风险？

——2020 年地方财政经济运行调研总报告

..... 中国财政科学研究院“企业成本和地方财政运行”调研综合评估组 (24)

政府间事权划分思路的比较与综合：基于中国现实的分析

..... 李 森 彭田田 (39)

税收分成激励与地方公共产品配置

——基于省以下税收分成变化的实证检验

..... 谢贞发 张佼雨 (57)

地方政府债务对资源空间配置优化的影响研究..... 钟军委 (74)

从土地财政到土地金融

——论以地融资模式的转变 陈金至 宋 鹭 (86)

政府驱动型创新：财政科技支出与企业数字化转型

..... 吴 非 常 曦 任晓怡 (102)

地方政府自有财力对私人部门参与 PPP 项目的影响及其作用机制

..... 沈言言 李 振 (116)

从土地财政到土地金融

——论以地融资模式的转变

陈金至 宋 鹭

内容提要：对以地融资模式发展历程的重新梳理将有助于加深理解土地的融资功能。本文利用城市面板数据构建计量模型对上述模式的演进展开了探讨。研究发现，随着2011年起土地出让成本的上升，扣除成本后的土地出让净收入占地方财政收入的比重仅为1/6左右，因此土地财政贡献率的传统测算方法是不准确的。即便如此，大规模的土地征收通过提供大量的优质抵押品，缓解了高速发展阶段的信用饥渴，并导致了全社会对土地金融的愈发依赖。实证分析表明，土地财政对经济增长的促进作用并不显著，而土地金融通过杠杆效应加速了资本积累，由此极大地推动了经济发展。因此，当前以地融资模式的内涵已从土地财政转变为了土地金融。

关键词：以地融资 土地财政 土地金融 土地出让成本

中图分类号：F301; F812 **文献标识码：**A **文章编号：**1003-2878(2021)01-0086-16

DOI:10.19477/j.cnki.11-1077/f.2021.01.007

一、引言及文献综述

地方政府从土地中获取融资有两条直接渠道：一是土地财政，即通过出让国有土地（主要是商服用地和住宅用地）50-70年的使用权来获取级差地租；二是土地金融，即将土地注入地方融资平台来撬动资金为城市建设融资。已有研究表明，土地财政和土地金融相结合的以地融资模式催生出一个高效的融资体系（赵燕菁，2014；刘元春和陈金至，2020），这极大地推动了近20年来的中国经济增长（中国经济增长前沿课题组，2011；刘守英，2017；刘凯，2018），特别是与房地产和基建相关（包括钢铁、水泥）的重工业部门得到了飞速发展（高然和龚六堂，2017；梅冬州等，2018），居住环境和基础设施的改善又进一步促进了地价和房价的升值，为下一轮的以地融资创造了有利条件（郑思齐等，2014），这样的正向反馈机制使得中国自1998年以来一直处于投资驱动型的增长阶段（Chen和Zha，

作者简介：陈金至，南京审计大学政府审计学院讲师、博士。

宋 鹭（通讯作者），中国人民大学国家发展与战略研究院研究员、博士。

作者感谢匿名审稿专家所提宝贵建议，当然文责自负。

2018)。如果说曾经的以地融资模式主要依赖土地财政，那么如今随着部分地区土地资源的告罄和征地补偿标准的提升，一些地方政府对土地财政的依赖度开始减退，而对土地金融却愈加青睐（刘守英，2017）。由表 1 可知，越是土地资源稀缺的地区（东部地区），土地抵押贷款规模越是高于土地出让规模，而对于北上广这样的一线城市，土地抵押与土地出让的比值更是高于东部地区的平均水平。

表 1 2014 年中国各城市 / 地区土地出让收入与土地抵押贷款对比

城市 / 地区	土地出让收入（亿元）	土地抵押贷款（亿元）	土地抵押与土地出让的比值
东部地区	19216	63293	3.29
中西部地区	13186	28042	2.13
东北地区	1975	3785	1.92
北京市	764	24215	31.70
上海市	396	7550	19.07
广州市	833	3070	3.69

注：本文未展示近期数据的原因是，地区和城市层面土地抵押的最新数据只披露至 2014 年。

资料来源：《中国国土资源年鉴（2014）》和《基于经济与金融视角的土地抵押融资研究（2017）》。

以往文献对于土地财政和土地金融的兴起（周雪飞，2008；张莉等，2019）、对经济增长的贡献（刘守英，2017；Hu 和 Qian，2017）以及产生的相应问题（刘守英和蒋省三，2005；向辉和俞乔，2020）都进行了很好的总结。但是前人研究却鲜有关注以地融资模式是如何演进的，更没有解释为什么会发生从土地财政依赖到土地金融依赖的转变。而本文则试图从土地出让成本的角度回答上述问题，这也构成了本文的创新之处。首先，由于大量探讨土地财政的文献忽视了土地出让成本这一重要因素，使得前人对土地财政贡献率的测算存在偏差（Guo 等，2015），因此重新估算土地财政贡献率就至关重要。其次，前人的研究中即便考虑了征地成本，也仅仅是将其视为常数处理（王贤彬等，2014；刘凯，2018），然而大规模征地的不断进行必然内生地导致征地成本的上升（贺雪峰，2015），在此基础上，本文得出了土地出让净收入的贡献率持续下滑的结论。最后，本文进一步对比了土地出让的收入效应和土地抵押的杠杆效应，而已有文献（赵扶扬等，2017；梅冬州等，2018）未对二者进行区分。研究表明，当大量的国有土地作为信用来源被注入到城市之后，地方政府乃至整个社会便积极地采取土地抵押的方式来撬动资金，从而使得信用规模急剧扩大。因此，土地财政对中国经济增长的贡献远非使得政府获取高额级差地租那么简单，土地出让本身也是一个土地资本化和金融化的过程（赵燕菁，2014），其带来的巨大杠杆效应才是推动中国金融深化、促进经济增长的关键。从这个意义上讲，本文加深了对中国土地制度贡献的理解。

二、土地财政贡献率的重新估算

要理解土地财政向土地金融的模式转变，首先需要厘清政府从土地出让中到底获益多少。当前，一般意义上的“土地出让收入”实质上是“毛收入”的概念，即土地出让的合同价款或入库数据。自 2007 年起，全国土地出让收支全额纳入政府性基金预算管理，征地补偿和土地前期开发整理等成本性

支出占据了土地出让金的大部分。此类支出属于政府在征收和储备等环节预先垫付的成本，并通过土地出让收入回收而不能挪作它用，必须依法支付给被征地的居民和开发企业。地方政府真正能够动用的财力，是扣除成本补偿性费用后的土地出让收入，也是真正直接进行地方建设的资金，本文将这部分收入称为“土地出让净收入”^①。以2012年为例，扣除土地出让成本后并最终用于城市建设的资金，占比仅为土地出让收入的一成左右。由此可见，扣除成本后地方政府获得的土地出让净收入并不高。

土地出让成本的测算包含以下步骤：首先是2003–2008年的数据计算，《中国国土资源年鉴》中曾提供过该段时间内地方政府土地出让净收入的数据，通过公式“土地出让毛收入–土地出让净收入”可算得土地出让成本，但2009年后这一数据便不再发布。其次，2009–2015年间，财政部公布的统计公报中包含了土地出让成本这一项^②，因此可直接利用该指标，但该数据在2015年以后也停止公布。最后是估算2016–2018年的土地出让成本，通过对比2012–2015年的《全国土地出让收支情况》和《财政收支情况》可知：土地出让成本占国有土地使用权出让相关支出^③的年均比重约为82%。虽然2015年后未公布土地出让成本的指标，但是在假设上述比值不变的情况下，本文利用2016–2018年的《财政收支情况》中“国有土地使用权出让相关支出”的指标乘以0.82便可以估算出2016–2018年的土地出让成本数据。在得到土地出让成本的绝对值后，本文还构造了“出让成本占比”（土地出让成本/土地出让毛收入）的相对指标（详见图1）。

图1显示，2003–2010年间，出让成本占比基本维持在六成左右，但在2011–2018年间，无论是土地出让成本的规模还是其占土地出让毛收入的比重都呈加速上升趋势，甚至到了2018年土地出让成本占土地出让毛收入比重已接近九成。从征地规模的角度亦可佐证土地出让成本在2010年前后出现了飙升的现象。图2显示，农用地和总的土地征收规模在2011年之前处于上升区间，但在2011年后呈逐年加速下滑的态势，这恰好是土地出让成本开始飙升的年份（参见图1）。迅速缩小的征地规模表明，未来国有土地的出让规模将大幅缩减，利用土地财政进行创收的空间将被进一步压缩。

接下来的问题是，在扣除了土地出让成本后，土地出让对地方财政的贡献率为多少？图3展示了土地出让毛收入贡献率（土地出让毛收入/地方财政一般预算收入）和土地出让净收入贡献率（土地出让净收入/地方财政一般预算收入）的逐年变化趋势，由此可得以下两点结论：（1）就相对水平而言，土地出让净收入对地方财政的年均贡献率仅为1/6左右，远低于土地出让毛收入五成左右的年均贡献率；（2）土地出让净收入对地方财政的贡献在2010年之前基本呈上升趋势，但自2011年起，其贡献率开始大幅下滑，2018年土地出让净收入占地方财政收入比例不到一成。高昂的土地出让成本使得大量的工业园区处于长期亏损状态（杨其静等，2014），在土地债务方面，还使得以新还旧的“债滚债”模式不可持续。随之而来的问题是，当土地出让净收入如此之低时，地方政府的卖地热情应该大幅衰退，

① 读者可能会问，土地出让的成本补偿性费用流入到私人部门后同样能增加该部门的收入并提升产出，那么土地出让收入流入政府部门或私人部门有何区别呢？笔者认为，由于基础性和公共性的投资领域通常具有规模大、周期长和收益率低等特点，致使私人资本难以进入。因此，地方政府如果能从土地出让中获得更多的资金，则可以为大规模的基建投资提供巨量的资金支持，而基建所具有的正外部性又能有力地推动经济的发展。笔者感谢审稿人对这一问题的指出。

② 具体包括：《全国土地收支基本情况（2009年）》《全国土地出让收入管理及使用情况（2010年、2011年）》《全国土地出让收支情况（2012–2015年）》。

③ 国有土地使用权出让相关支出分为两大类：一类是正文中提到的成本性支出，另一类为非成本性开支，从扣除成本性支出后的土地出让收益中产生，用于农业农村、城市建设、保障性安居工程三个方面。

但图1却显示土地出让的毛收入规模依旧庞大，也就是说，即使地方政府从土地出让中获得的收益已经日趋式微，地方政府仍然热衷于“征地—出让”模式，那么其背后的原因为何？

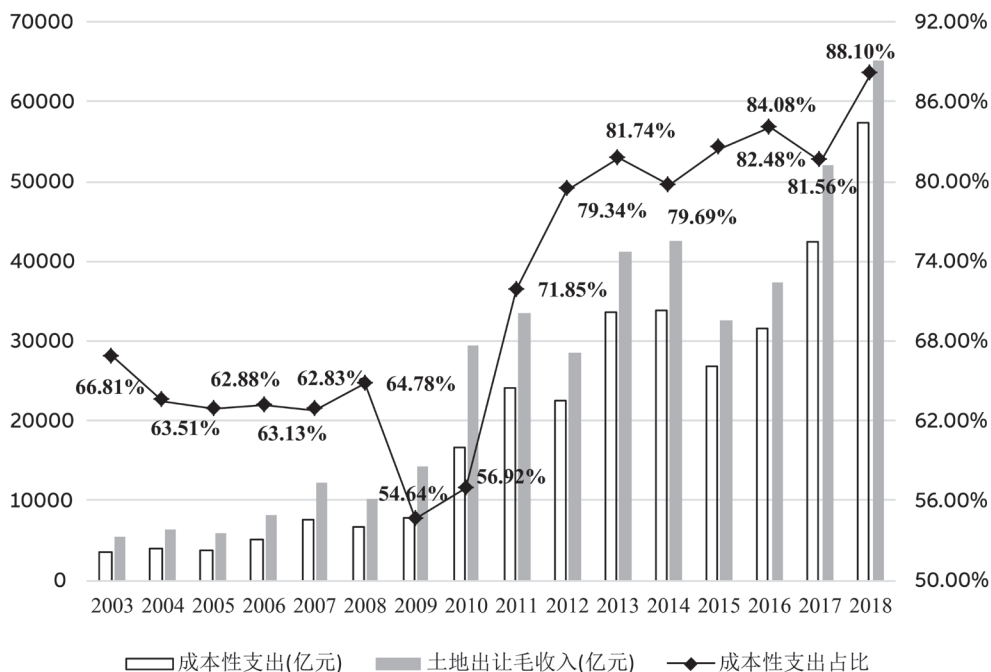


图1 2003-2018年土地出让成本情况

注：本文使用的土地出让毛收入的数据在2009年之前来源于国土资源部（原国土资源部），而2009年之后来源于财政部。其中，国土资源部的数据为土地出让的合同价款，而财政部的数据为最终缴入国库的土地出让收入数额，二者统计口径略有区别。关于二者的具体差异参见《关于财政部、国土资源部公布土地出让收入数据存在差异的说明》（http://www.gov.cn/gzdt/2010-03/12/content_1554289.htm）。因此“出让成本占比”指标在2008-2009年存在跳跃的情况。

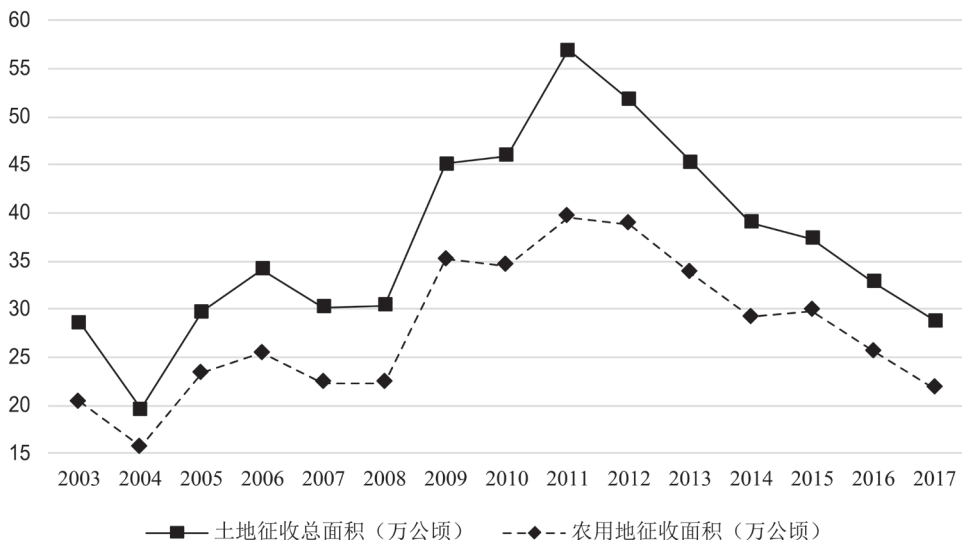


图2 2003-2017年土地征收情况

资料来源：历年《中国国土资源年鉴》。

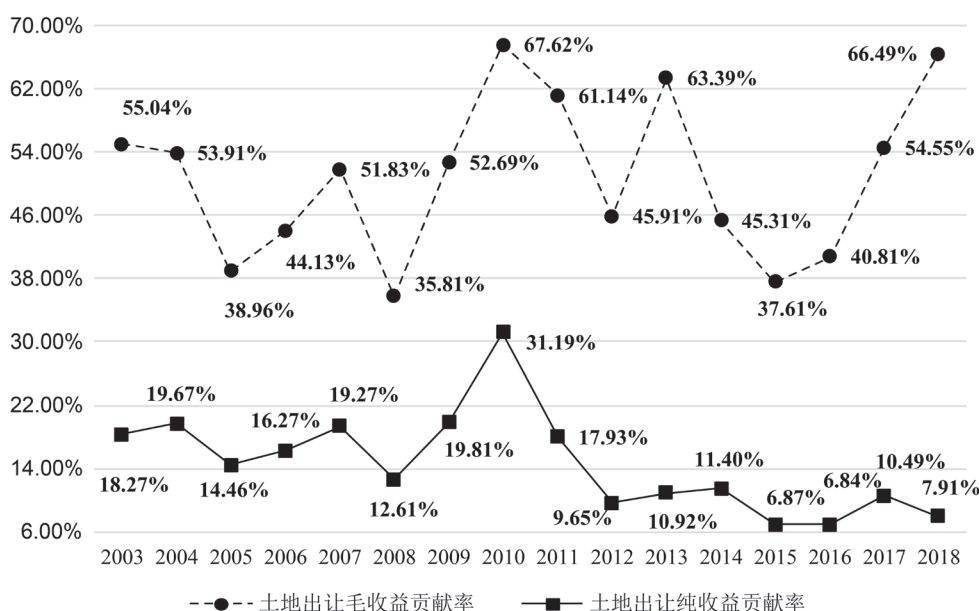


图3 2003-2018年土地财政贡献率的重新估算

资料来源：同图1以及笔者自行计算。

三、土地金融的兴起与以地融资的转变

想要对上述反直觉的现象进行解释，就需要从土地的抵押品性质入手。现代增长理论认为，仅依靠大规模的土地供给是无法有效提升经济发展水平的（Hansen 和 Prescott，2002）。然而在实践中，土地一旦经过征收和出让后便可撬动资金。正是看到了土地金融化所带来的巨大杠杆效应，为应对2008年金融危机，地方政府融资平台便应运而生。许多地方政府都选择了大量注入土地，以隐性担保的做法，通过扩大融资平台的资产规模来增强其运作能力，也使其受到了金融机构的青睐，可以借入大量资金来投资基建（Bai 等，2016）。城市建设的改善又提升了土地价值和投资流入（王贤彬等，2014），从而使得城投公司能够进一步融得更多资金，这也有利于其债务的清偿。这样一来，“注入土地—土地抵押—城市建设—土地升值—土地出让—还债”的模式便成为了地方政府通过融资平台举债融资并进行基建投资的最基本运营模式（郑思齐等，2014）。

图4显示，从全国层面而言，城投债累计发行额自2008年起开始迅速上升，2012年城投债的累计发行额（约1.76万亿元）就超过了土地出让净收入的规模（约0.94万亿元）。值得注意的是，在土地出让过程中，政府首先利用“生地”抵押融资进行土地整理与开发，其可用于抵押的土地是储备土地，这属于增量土地。而土地平整后出让的“熟地”又成为了居民和企业撬动资金的杠杆。私人部门可抵押的是存量土地，而存量土地的规模又远大于增量规模，因此土地的“二次抵押”效应进一步放大了整个社会的融资规模。图4显示，2015年仅84个重点城市的土地抵押贷款额就已经是全国土地出让收入的3.6倍，也远高于全国城投债6.19万亿元的累计发行额（全国层面的土地抵押贷款规模则会更大）。通过对比图3和图4还可知，自2010年起土地抵押规模相对于土地出让规模开始飙升，同时土地出让

净收入也相应下滑。这也就解释了在土地出让净收入如此之低的情况下，土地出让热情不减的原因——土地的征收与出让不仅意味着土地的商品化，更意味着土地的金融化，当飞速上升的土地价值与现代金融体系相结合后，整个社会的融资需求都得到了极大的满足。

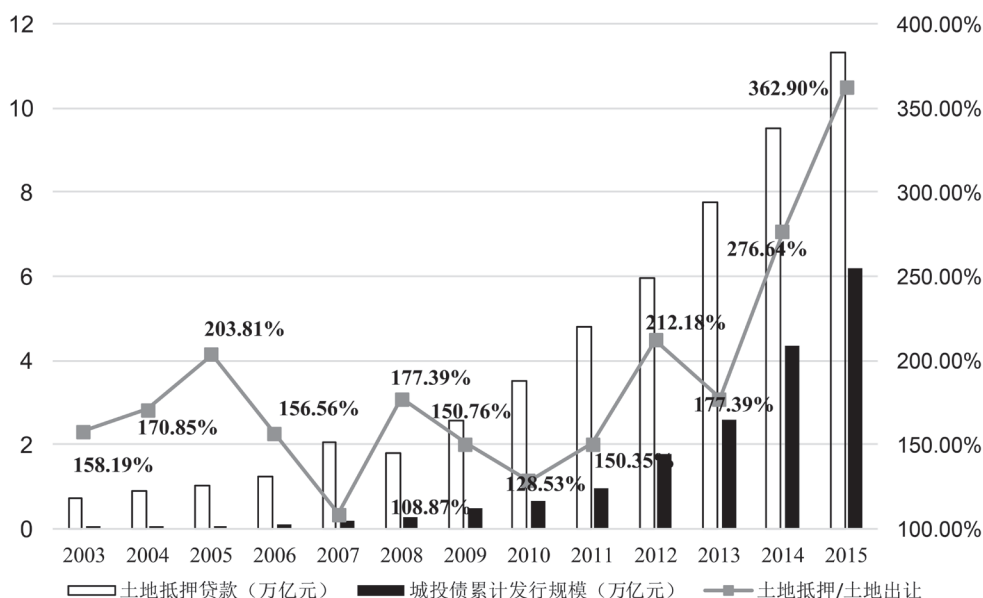


图4 2003-2015年土地金融情况

注：自然资源部只公布了84个重点城市（而非全国）的土地抵押贷款数据，且在2015年后不再公布；84个重点城市主要涉及各直辖市、计划单列市和省、自治区人民政府所在地的市、人口在50万以上的城市；土地出让收入和城投债数据则是全国层面的。

资料来源：土地抵押贷款和土地出让收入数据来源于《中国国土资源年鉴》，城投债数据来源于Wind。

伴随着土地杠杆的放大效应，我国的金融深化和资本深化的进程也得以加速。图5显示，虽然在2001年招拍挂制度建立后，我国的广义货币、金融机构提供的国内信贷以及（固定）资本形成占GDP的比重均有所攀升，但是2004年后这些指标都基本处于下降的趋势。然而自2008年土地金融兴起以来，我国金融部门的规模开始持续剧烈扩张，同时也使得（固定）资本形成占比出现了大幅跃迁并至今居于高位。“土地征收—土地出让—土地抵押”的模式派生出了大量信用，这样的模式嵌入到我国货币创造的体系中，使得货币供给具有很强的内生性（赵燕菁，2014；郭峰，2015）。因此也就不难解释为什么在中国年均12%的M2/GDP增速的情况下却只出现了年均2%的CPI增速——以土地为信用之锚，创造出的货币都涌向了土地这个蓄水池。据此，通过对土地金融发展脉络的梳理可知，大约自2011年起，以地融资模式的内涵逐步从土地财政转变为土地金融，自此中国的金融深化和资本深化的水平得以大幅提升。

最后需要说明的是，从金融中介的角度看，具有保值增值功能的不动产是其最愿意接受的抵押物，因此土地价格的持续上涨是利用土地杠杆放松融资约束的前提。从《中国国土资源年鉴》披露的数据来看（表2），在2005年全社会处于抵押状态的土地中，商服、住宅和工业用地抵押的贷款额分别为0.343万亿元、0.460万亿元和0.346万亿元，这一时期工业用地的抵押占据了重要位置，并且此时商服和住宅用地的价格分别为工业用地价格的5.05倍和3.37倍。然而由于工业用地价格长期处于较低水平，且商服和住宅用地价格飙升（2014年商服和住宅用地的价格分别为工业用地价格的8.83倍和7.11倍），

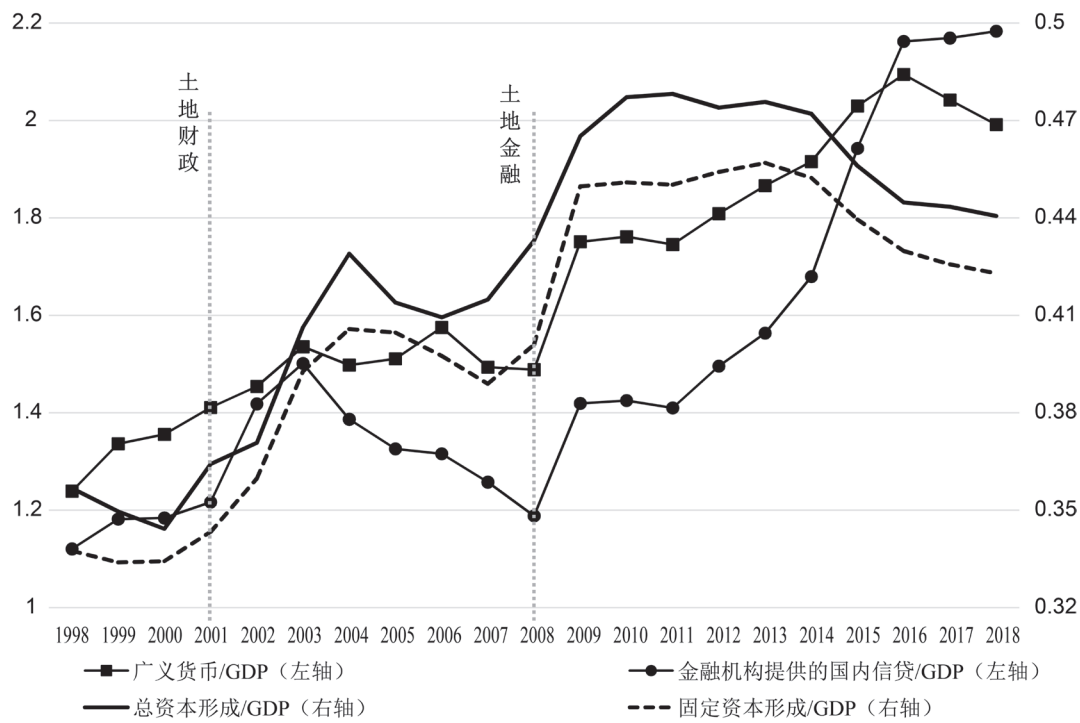


图 5 1998-2018 年资本深化与金融深化时序图

资料来源：世界银行发展数据库（World Development Indicators）。

因此到了 2014 年金融中介对不同土地类型的抵押偏好从工业用地转向了商服和住宅用地，商服、住宅和工业用地抵押的贷款额分别为 3.061 万亿元、3.879 万亿元和 0.969 万亿元。由此可见，持续上涨的地价是土地发挥高效融资能力的基本前提，这也是当前房价刚性上涨的原因之一。然而这种模式却蕴含着巨大风险——一旦房价大幅下跌，土地就无法支撑巨大的政府债务，这将导致严重的银行危机和地方债务危机（刘守英，2017），因此减轻对土地金融的过度依赖也成为了社会各界的强烈呼声^①。

表 2 不同类型土地抵押的对比

土地类型	2005 年		2014 年	
	地价 (元 /m ²)	抵押贷款 (万亿元)	地价 (元 /m ²)	抵押贷款 (万亿元)
商服用地	2371	0.343	6552	3.061
住宅用地	1582	0.460	5277	3.879
工业用地	469	0.346	742	0.969

注：不同类型的土地抵押数据仅在 2005 年和 2014 年的《中国国土资源年鉴》中进行了披露，其余年份未披露。

① 2016 年 1 月 1 日多部委联合发布了《关于规范土地储备和资金管理等相关问题的通知》（财综〔2016〕4 号），并明确规定：各地不得再向银行业金融机构举借土地储备贷款。土地储备机构不得在预算之外违法违规举借债务，不得违法为任何单位和个人的债务以任何方式提供担保。不动产登记机构不得为储备土地办理抵押登记。但据《关于 2018 年上半年国家土地督察工作情况的报告》（自然资发〔2018〕66 号）反映：2016 年 1 月 1 日后违规以储备土地抵押融资，涉及 473 宗，抵押土地面积 4786.07 公顷（7.2 万亩），融资金额 716.18 亿元。为此自然资源部于 2019 年 1 月 15 日再次重申，要求坚决杜绝以政府储备土地违规抵押融资。

四、实证分析

（一）数据说明与基本结论

在对土地财政贡献度进行重新测算并梳理了土地金融的发展历程后，本文将使用城市层面的数据来验证以下基本观点：（1）土地财政本身对经济增长的贡献率并不明显；（2）土地金融模式极大地推动了经济发展。机制分析部分还检验了土地出让净收入与土地金融之间的关系，以及土地杠杆对中国的金融深化和资本深化的促进作用。本文使用《国信房地产信息网城市年度库》数据库，该数据库涵盖了全国 297 个地级以上城市的年度数据（2000–2018 年），并特别包含了土地方面的数据。本文选取土地出让毛收入和土地抵押贷款来分别表征土地财政和土地金融的水平，以此作为基准回归模型。在进行稳健性检验时，本文选取了土地出让收入占地方财政收入比重和土地出让面积来表征土地财政水平，并用土地抵押的面积和估值来表征土地金融水平。主要变量的统计性描述如表 3 所示。

表 3 主要变量的统计性描述

变量名	观测值	均值	方差	最小值	最大值
土地抵押贷款（对数）	2694	11.070	2.192	0.000	19.049
土地抵押面积（对数）	2695	6.036	1.756	-2.813	14.802
土地抵押估值（对数）	1948	12.091	2.194	3.156	19.853
土地出让收入（对数）	5125	2.837	1.679	0.010	15.051
土地出让面积（对数）	5136	5.901	1.306	-2.120	9.115
土地出让收入占比（%）	3479	43.486	25.258	0.127	229.084
土地出让净收入（对数）	1784	10.342	1.671	2.622	15.504
土地出让单价（对数）	5136	5.862	1.177	-2.040	10.301
地区人均产出（对数）	4858	9.915	1.088	3.693	12.281
地区生产总值（对数）	5090	6.541	1.184	-4.605	10.313
年末户籍人口（对数）	5096	5.832	0.771	-3.912	8.129
高中生人数（对数）	5087	2.952	0.843	-4.605	7.089
金融机构总存款（对数）	4612	6.882	1.361	-1.897	11.965
全社会固定资产投资（对数）	3612	5.480	1.430	1.605	9.767
规模以上工业企业固定资产（对数）	4739	5.781	1.256	0.629	9.126
第一产业占比（%）	5024	15.416	9.573	0.030	51.800
第二产业占比（%）	5024	47.610	11.215	9.000	90.970

本文构建式（1）来研究土地财政和土地金融对地区人均产出产生的影响，根据前文描述，本文预计式（1）中的 β_1 不显著且 β_2 显著为正。计量模型表达式具体如下：

$$\text{地区人均产出}_{it} = \alpha + \beta_1 \times \text{土地财政}_{it} + \beta_2 \times \text{土地金融}_{it} + \delta \times \text{Controls}_{it} + f_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别为城市和年份的下标。 f_i 和 η_t 分别代表城市和年份的固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

参考前人的研究（Wei 和 Hao，2010；刘元春和陈金至，2020；向辉和俞乔，2020）， $Controls_{it}$ 包含的控制变量有：地区总产出、年末户籍人口、高中生人数以及第一产业和第二产业增加值占比，分别用来刻画市场规模、劳动力规模、人力资本和产业结构对工业化的影响。其中，为纠正宏观变量右偏分布的问题，本文对与总量有关的变量进行了对数化处理，而与比例有关的变量未作处理。

根据上述实证模型，首先来探究土地财政和土地金融对人均产出的影响，表 4 中列（1）和列（2）是逐步加入控制变量的回归结果，土地金融的系数为正，并通过 5% 水平上的显著性检验，而土地财政的系数并不显著且为负。其次，列（3）和列（4）分别单独对土地财政和土地金融与人均产出之间的关系进行了检验，结果显示：当未控制土地金融变量时（列（3）），土地财政与人均产出之间呈弱的正向关系，一旦控制了土地金融变量（列（1）和列（2）），该系数的符号便发生了改变；而只控制土地金融变量时（列（4）），其与人均产出仍然呈显著的正向关系，并且由列（1）和列（2）可知，其回归系数的大小也基本稳定在 0.029 左右。观察列（1）至列（4）可得如下基本结论：土地金融显著提升了人均产出，而土地财政对其促进作用较弱。最后，为了处理内生性问题，列（5）将土地财政和土地金融进行了一期滞后，得到的结果与列（2）类似。同时，列（6）中系统 GMM 方法的回归结果显示，上述基本结论依旧稳健^①。控制变量方面，由于“人均产出 = 总产出 / 人口数”，因此地区经济规模（地区生产总值）和劳动力规模（年末户籍人口）与人均产出之间分别呈显著正向和负向关系。高中生人数的系数基本显著为正，这证明了人力资本的提高有助于人均产出的提高（Fleisher 等，2010）。从产业结构的角度出发，回归结果显示，第二产业对人均产出有显著的正向促进作用，而第一产业的作用不明显。

表 4 基本结果

变量	地区人均产出					
	固定效应					系统 GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地出让收入	-0.0415 (0.0292)	-0.0394 (0.0293)	0.0143 (0.0123)			0.0305 (0.0258)
土地抵押贷款	0.0288** (0.0134)	0.0289** (0.0134)		0.0272** (0.0133)		0.0113* (0.0068)
L. 土地出让收入					0.0367 (0.0252)	
L. 土地抵押贷款					0.0234** (0.0118)	
L. 地区人均产出						-0.0041 (0.0062)

① 本文对列（6）的回归结果还进行了如下检验：残差序列相关性检验（Arellano-Bond 检验）表明，差分后的残差序列只存在一阶相关，而不存在二阶相关，由此可知回归方程的误差项不存在序列相关性；Hansen 检验的结果在 5% 的显著性水平下不显著，说明不能拒绝工具变量过度识别的原假设，这体现了工具变量选择的有效性。

续表

变量	地区人均产出					
	固定效应					系统 GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区总产值	0.0436*** (0.0141)	0.0414*** (0.0143)	0.0720*** (0.0227)	0.0397** (0.0181)	0.0289** (0.0117)	0.809*** (0.0816)
年末户籍人口	-1.011*** (0.257)	-0.762*** (0.271)	-0.293*** (0.0850)	-0.819*** (0.269)	-0.698*** (0.254)	-0.979*** (0.282)
高中生人数		0.313*** (0.0987)	0.0216 (0.0133)	0.316*** (0.0980)	0.194** (0.0756)	0.109 (0.0686)
第一产业占比		0.00703 (0.0071)	0.0013 (0.0029)	0.0077 (0.007)	0.0030 (0.0061)	-0.0013 (0.0039)
第二产业占比		0.0039 (0.0045)	0.0112*** (0.0018)	0.0039 (0.0044)	0.0046 (0.0039)	0.0060** (0.0028)
常数项	16.66*** (1.552)	15.77*** (1.574)	11.65*** (0.525)	15.94*** (1.556)	14.78*** (1.500)	
观测值	2348	2346	4742	2372	2570	1818
R ²	0.633	0.636	0.793	0.634	0.656	
城市数	283	283	288	283	283	282
双向固定效应	是	是	是	是	是	是

注：(1)*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01；(2)双向固定效应指的是城市和年份的固定效应。

进一步地，表5对土地财政和土地金融指标进行了替换，以此检验基本结论的稳健性。首先用土地出让面积和土地抵押面积作为土地财政和土地金融的代理变量，列(1)和列(2)显示，土地出让和抵押面积的增加都能显著促进人均产出的提升，而列(3)将二者合并回归后发现，土地抵押面积的系数大小和显著性均未发生明显变化，而土地出让面积的系数大小和显著性都发生了明显下降。从前文可知，由于土地出让成本的上升和工业地价长期偏低，作为出让的土地并非都能显著地增加政府收入，但这些土地一旦被投入市场，便具有了抵押品的性质，因此列(1)至列(3)表明，出让的土地更多是通过土地金融的渠道促进了经济增长，而非通过增加政府收入这一渠道。其次，本文用土地出让收入占地方财政收入比重和土地抵押估值进行稳健性检验(列(4)至列(6))，回归结果再次证明了基本结论的稳健性。需要注意的是，土地抵押估值的系数大小和显著性都略有下降，其可能的原因在于，一些地区通常会采取违规改变用地类型或套高容积率的做法来获得更多的土地抵押贷款(张莉等，2019)^①，因此土地抵押估值往往存在虚高的现象，从而影响了回归结果的精确性。但反言之，这恰恰是土地过度金融化的间接证据之一。综上，通过内生性检验和指标替换的稳健性检验可知，本文的基本结论是可靠的，即：相比于土地财政，土地金融对人均产出的正向促进作用更明显。

^① 以地方政府为例，在实践中，许多地方都采取高估土地价值的方法来尽可能地获取更多的储备土地抵押贷款，其中将土地性质变更为商住用地是最常用的手段。

表 5 稳健性检验

变量	地区人均产出					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地出让面积	0.0450*** (0.0117)		0.0350 (0.0219)			
土地抵押面积		0.0351*** (0.0126)	0.0339*** (0.0127)			
土地出让收入占比				0.0349 (0.0218)		0.0310 (0.0306)
土地抵押估值					0.0098* (0.0053)	0.0094** (0.0047)
常数项	11.36*** (0.520)	15.46*** (1.428)	14.85*** (1.496)	6.594*** (0.369)	9.372*** (0.667)	9.847*** (0.636)
观测值	4782	2393	2367	3456	1904	1839
R ²	0.794	0.635	0.635	0.889	0.836	0.862
城市数	288	283	283	286	283	283
控制变量	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是

注：(1)*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01；(2)双向固定效应指城市和年份的固定效应；(3)控制变量包括地区总产出、年末户籍人口、高中生人数、第一产业增加值占比和第二产业增加值占比；(4)表 6 至表 8 与此表相同。

(二) 机制分析

由前文可知，一个地区的土地出让毛收入越高，很可能意味着其出让成本也较高。表 6 从土地出让净收入的角度来对此进行检验。从表 6 的列(1)和列(2)可知，土地出让净收入越高，地方政府越有动力出让土地。因此本文推论：当土地出让净收入较高时，地方政府便不再依赖土地抵押贷款了。列(3)至列(6)验证了上述推论，由列(3)和列(4)可知，土地出让收入与土地抵押之间呈显著的正向关系，这表明土地出让使得土地的资本属性和金融属性得以显现，这极大地推动了土地金融化的进程。但是在列(5)和列(6)中再次加入土地出让净收入的指标后可知，土地出让收入的系数依然显著为正，且系数值也大于列(3)和列(4)，而土地出让净收入的系数显著为负。由此可得以下两点结论：第一，结合列(1)和列(2)，土地出让净收入越高的地区，政府越倾向于进行土地出让的融资方式而不是土地抵押；第二，当控制住土地出让净收入变量后，土地出让收入越高意味着土地出让成本越高，因此，土地出让成本的上升使得政府更倾向于进行土地抵押融资。

表 6 土地出让净收入、土地财政与土地金融

变量	土地出让收入	土地出让面积	土地抵押贷款	土地抵押面积	土地抵押贷款	土地抵押面积
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地出让净收入	0.395*** (0.0121)	0.322*** (0.0169)			-0.136*** (0.0487)	-0.0897* (0.0495)
土地出让收入			0.181*** (0.0449)	0.0937* (0.0491)	0.255*** (0.0801)	0.155* (0.0813)

续表

变量	土地出让收入	土地出让面积	土地抵押贷款	土地抵押面积	土地抵押贷款	土地抵押面积
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	1.507 (1.159)	2.232 (1.539)	15.45*** (2.472)	12.53*** (2.707)	14.45*** (3.603)	11.17*** (3.658)
观测值	1750	1782	2552	2551	1714	1713
R ²	0.763	0.421	0.490	0.185	0.227	0.088
城市数	283	283	283	283	283	283
控制变量	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是

本文进一步探究了土地出让对地方经济增长的贡献。土地出让收入的变动,一方面来源于土地单价,另一方面来源于土地出让规模。为了探究这两方面因素的作用机理,我们对土地出让成交价进行如下分解:

$$\text{土地出让总价} = \text{土地出让单价} \times \text{土地出让面积} \quad (2)$$

表 7 的列 (1) 是用土地出让单价对人均产出的单独回归,结果显示:土地出让单价对人均产出呈显著的负向关系。出现上述结果的可能原因在于:一方面,土地作为一种生产要素,其较高的出让单价会阻碍企业拿地意愿^①,因此土地出让单价与产出之间表现出了负向关系;另一方面,较高的土地出让单价也可能意味着较高的征地成本和较低的土地出让净收入,从而削减了政府可支配的财力。列 (2) 显示,土地出让面积与人均产出之间呈显著的正向关系,从土地金融的视角出发,本文认为,土地出让本身也是向社会供应大量国有土地的过程,这意味着大量天然的信用被注入到经济体中,进而缓解了整个社会信用不足的问题。列 (3) 对土地出让单价和出让面积一并进行了回归,结果表明,这两个变量的系数符号和显著性未发生明显变化。进一步地,本文以 2010 年为界将全样本一分为二,以此来讨论以地融资模式的转变。列 (4) 显示,2010 年之前土地出让单价与人均产出之间呈显著的正向关系,而土地出让面积系数不显著。考虑到 2010 年之前土地出让成本较低,越高的土地出让单价意味着地方政府越多的收入。此外,2010 年之前地方融资平台并未兴起,国有土地的注入并不能很好地推动土地金融的发展,这一时期以地融资模式的成功主要依靠的是土地财政的收入效应。但是 2010 年之后土地出让成本的飙升和土地金融化的加速使得土地财政的收入效应逐渐减弱,列 (5) 中 2010 年之后的样本显示,土地出让单价的系数显著为负而土地出让面积的系数显著为正。此时,较高的土地出让单价更多地表现为土地出让成本的迅速上升,而不再表现为政府收入的增加,但更大规模的土地出让面积却意味着作为信用的土地被大量注入到了社会之中,随着整个社会对土地杠杆的利用率越来越高,以地融资的内涵也从土地财政转变为了土地金融。

^① 研究表明(杨其静等,2014; 尹寿伟等,2020),地方政府通过压低工业地价做法保障了中国企业的高出口和高投资,从而推进了工业化的高速发展。

表 7 土地财政的分解效应

变量	地区人均产出				
	全样本			2010 年之前	2011 年之后
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
土地出让单价	-0.0673*** (0.0134)		-0.0555*** (0.0143)	0.0368*** (0.0079)	-0.0723*** (0.0218)
土地出让面积		0.0474*** (0.0118)	0.0312** (0.0125)	0.0250 (0.0205)	0.0408*** (0.0072)
常数项	11.93*** (0.526)	11.32*** (0.530)	11.66*** (0.537)	16.47*** (1.458)	7.992*** (0.223)
观测值	4742	4742	4742	2802	1940
R ²	0.794	0.793	0.794	0.652	0.776
城市数	288	288	288	283	287
控制变量	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是

需要补充的是，土地作为生产要素，其出让面积的增加同样会提高人均产出，特别是考虑到地方政府“低地价引资”的行为，土地的生产要素特性更应被控制（陈金至和范志勇，2020）。一方面，在本文的回归模型都已控制了第二产业占比变量后，土地出让面积的系数仍然显著为正，这就证明了土地金融的重要作用。另一方面，如果土地作为生产要素对产出的提升作用强于土地金融，那么随着近年来企业对土地的依赖度降低，列（4）中土地出让面积的系数无论是在数值大小还是显著性方面都应大于列（5），但回归结果并非如此，这更证明了土地金融在近一阶段发挥了越来越重要的作用。

最后，本文探究了土地的抵押品效应对中国的金融深化和资本深化的影响。由 Mckinnon（1973）和 Shaw（1973）的研究可知，金融深化表现为金融抑制的逐渐放松以及总储蓄和总投资的逐步提升。表 8 的列（1）显示，国有土地出让面积的上升能够显著增加金融机构总存款的规模。由前文的分析可知，大规模的土地出让向全社会注入了信用，从而缓解了高速发展阶段的融资约束问题，因此若控制了土地抵押的行为，土地出让面积的系数应该不再显著。表 8 列（2）进行了上述检验，加入了土地抵押的相关变量后，土地出让面积的系数不再显著，且系数的符号也发生了变化，而土地抵押贷款的系数却显著为正。这说明：大规模出让土地的做法，通过给社会注入信用显著提高了金融深化的水平。

进一步地，表 8 列（3）至列（8）通过验证土地杠杆与固定资产投资之间的关系来揭示土地金融对金融深化和资本深化的作用机理。列（3）和列（4）显示：土地出让面积、土地抵押贷款均与全社会固定资产投资之间呈显著的正向关系。列（5）验证了“土地出让规模上升—促进金融深化—投资额上升”这一传导渠道。一方面，列（1）和列（2）已经证明了土地出让对于金融深化的促进作用；另一方面，控制了土地抵押贷款后（见列（5）），与列（3）相比，土地出让面积的系数明显下降（从 0.0732 降至 0.0435，降幅约为 40%）；同时，与列（4）相比，列（5）中土地抵押贷款系数的大小和显著性都未出现较大变化，这也就验证了土地金融促进投资规模扩大的这条渠道。列（6）至列（8）将被解释变量换成了规模以上工业企业的固定资产总额，得到的结果与列（3）至列（5）相似，并且与列（6）

表 8 土地杠杆、金融深化与资本深化

变量	金融机构总存款		全社会固定资产投资			规模以上工业企业固定资产		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
土地抵押贷款		0.0236** (0.0039)		0.0179*** (0.0051)	0.0174*** (0.005)		0.0120** (0.0055)	0.0119** (0.0055)
土地出让面积	0.0430*** (0.0135)	-0.0029 (0.0072)	0.0732*** (0.0071)		0.0435*** (0.008)	0.0497*** (0.0072)		0.0076 (0.0084)
常数项	6.33*** (0.614)	4.68*** (0.499)	5.887*** (0.380)	4.866*** (0.627)	4.705*** (0.630)	13.74*** (0.341)	11.03*** (0.721)	10.93*** (0.734)
观测值	4240	1846	3593	2483	2454	4680	2278	2250
R ²	0.731	0.8932	0.941	0.915	0.915	0.893	0.818	0.817
城市数	288	283	285	283	283	288	282	282
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

相比，列（8）土地出让面积系数不仅不再显著，且系数值也大幅下降。而与列（7）相比，列（8）土地抵押贷款系数的大小与显著性变动幅度更不明显。

综合表 4 至表 8 的分析，本文认为：相比于土地金融推动经济增长的显著正向作用，政府从土地出让中获取级差地租的做法并无显著贡献，特别是在 2011 年土地出让成本大幅上升后，较高的土地出让价格反而会产生负向影响，当前以地融资模式主要是通过征收的土地注入社会、形成信用，从而推动了中国的金融深化、资本深化和经济增长。

五、结论与政策建议

前人的研究表明，土地财政与土地金融相结合的以地融资模式对经济增长的推动存在两方面效应，一是扩充地方政府财力的收入效应，二是抵押品的杠杆效应。然而，随着 2011 年以来土地征收成本的飙升，土地出让净收入开始下滑。虽然卖地的净收入在下降，但土地的杠杆效应却日益增强，这导致当前以地融资模式越来越依赖土地抵押，根据本文测算，自 2011 年起中国就进入了依赖土地抵押的发展阶段。通过对地级市数据的分析表明，土地财政对经济增长并无显著的推动作用，而土地金融通过其杠杆效应显著促进了经济增长。

值得注意的是，土地金融的兴起虽然能在短期内刺激经济，但是也带来了极大的系统性金融风险，因此遭到了学界的强烈批评（刘守英，2017）。然而在当前中国经济增速进入换挡期的背景下，轻易放弃以地融资模式，势必会给围绕以地融资展开的金融体系带来巨大的负向冲击。本文认为，评判土地金融的优劣应当坚持辩证思维。一方面，对于欠发达地区和广大农村地区，如何唤醒沉睡的土地资本仍是亟待解决的问题，其中完善土地储备制度、推进土地市场化改革和建立土地银行均是值得探索的方向（夏方舟等，2020）；另一方面，对于过度依赖以地融资的地区，在彻查存量土地债务和严禁

新增以政府储备土地抵押融资的同时,也应加大其他安全资产的供给,特别是在经济调整时期,更应将财政扩张作为逆周期调节的主要工具(Caballero等,2016),通过适当提高赤字率缓解过度依赖以地融资的问题。长期而言,探索更多的融资方式才是未来改革的重中之重。无论是土地财政还是土地金融的融资方式,都导致了全社会资源向房地产及其相关行业的倾斜(陈斌开等,2015)^①。未来需要坚定不移地深化金融供给侧改革,增强金融服务实体经济的能力,特别是要鼓励多层次资本市场发展,将资金引向真正有创新性的行业,而不是土地与房产。

参考文献

- [1] 陈斌开,金箫,欧阳滢非.住房价格、资源错配与中国工业企业生产率[J].世界经济,2015(04):77-98.
- [2] 陈金至,范志勇.低价地引资增加了工业产值吗——基于土地抵押贷款视角[J].经济理论与经济管理,2020(06):58-71.
- [3] 高然,龚六堂.土地财政、房地产需求冲击与经济波动[J].金融研究,2017(04):32-45.
- [4] 郭峰.土地资本化和中国地区金融扩张[J].财经研究,2015(08):5-19.
- [5] 国土资源不动产登记中心.基于经济与金融视角的土地抵押融资研究[M].北京:中国大地出版社,2017.
- [6] 贺雪峰.论土地资源与土地价值——当前土地制度改革的几个重大问题[J].国家行政学院学报,2015(03):31-38.
- [7] 刘凯.中国特色的土地制度如何影响中国经济增长——基于多部门动态一般均衡框架的分析[J].中国工业经济,2018(10):82-100.
- [8] 刘守英,蒋省三.土地融资与财政和金融风险——来自东部一个发达地区的个案[J].中国土地科学,2005(05):4-10.
- [9] 刘守英.中国土地制度改革:上半程及下半程[J].国际经济评论,2017(05):29-56.
- [10] 刘元春,陈金至.土地制度、融资模式与中国特色工业化[J].中国工业经济,2020(03):3-22.
- [11] 梅冬州,崔小勇,吴昊.房价变动、土地财政与中国经济波动[J].经济研究,2018(01):35-49.
- [12] 亓寿伟,褚凯丽,蒋汉洋.招商引资促进了区域创新能力吗?——基于地级市工业用地出让数据的分析[J].财政科学,2020,49(01):105-120.
- [13] 王贤彬,张莉,徐现祥.地方政府土地出让,基础设施投资与地方经济增长[J].中国工业经济,2014(07):31-43.
- [14] 夏方舟,杨雨濛,严金明.城乡土地银行制度设计:一个新型城乡土地资本化制度探索[J].中国土地科学,2020(04):48-57.
- [15] 向辉,俞乔.债务限额,土地财政与地方政府隐性债务[J].财政研究,2020(03):55-70.
- [16] 杨其静,卓品,杨继东.工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007—2011年中国地级市面板数据的经验研究[J].管理世界,2014(11):24-34.
- [17] 张莉,魏鹤翀,欧德赞.以地融资、地方债务与杠杆——地方融资平台的土地抵押分析[J].金融研究,2019(03):92-110.
- [18] 赵扶扬,王忾,龚六堂.土地财政与中国经济波动[J].经济研究,2017(12):46-61.
- [19] 赵燕菁.土地财政:历史、逻辑与抉择[J].城市发展研究,2014(01):32-44.
- [20] 郑思齐,孙伟增,吴臻,武赞.“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(08):14-27.
- [21] 中国经济增长前沿课题组.城市化、财政扩张与经济增长[J].经济研究,2011(11):4-20.
- [22] 周雪飞.当前我国土地财政“倒逼金融”现象分析及对策研究[J].财政研究,2008(09):48-50.
- [23] Bai, C. E., Hsieh, C. T. & Song, Z. M.. The Long Shadow of a Fiscal Expansion. NBER Working Paper, No.22801, November 2016.

^① 国家统计局的数据显示,房地产投资额从1998年的3614.23亿元上升至2018年的120263.51亿元,其占全社会固定资产投资完成额的比重从12.72%上升至18.63%。

- [24] Caballero , R. J. , Farhi , E. & Gourinchas , P. O.. Safe Asset Scarcity and Aggregate Demand. American Economic Review , Vol.106 , No.5 , 2016: pp.513-518.
- [25] Chen , K. & Zha , T.. Macroeconomic Effects of China' s Financial Policies. NBER Working Paper , No.25222 , November 2018.
- [26] Fleisher , B. , Li , H. & Zhao , M. Q.. Human Capital , Economic Growth , and Regional Inequality in China. Journal of Development Economics , Vol.92 , No.2 , July 2010: pp.215-231.
- [27] Guo , S. , Liu , L. & Zhao , Y.. The Business Cycle Implications of Land Financing in China. Economic Modelling , Vol.46 , April 2015: pp.225-237.
- [28] Hansen , G. D. & Prescott , E. C.. Malthus to Solow. American Economic Review , Vol.92 , No.4 , September 2002: pp.1205-1217.
- [29] Hu , F. Z. & Qian , J.. Land-Based Finance , Fiscal Autonomy and Land Supply for Affordable Housing in Urban China: A Prefecture-Level Analysis. Land Use Policy. Vol.69 , December 2017: pp.454-460.
- [30] Mckinnon , R. I.. Money and Capital in Economic Development. Washington , D.C.: Brookings Institution , 1973.
- [31] Shaw , E. S.. Financial Deepening in Economic Development. London: Oxford University Press , 1973.
- [32] Wei , Z. & Hao , R.. Demographic Structure and Economic Growth: Evidence from China. Journal of Comparative Economics , Vol.38 , No.4 , December 2010: pp.472-491.

From Land Finance to Land Financialization ——The Transformation of Land-Based Financing Mode

Chen Jinzhi Song Lu

Abstract: Reviewing the history of Land-based financing mode will help to understand the financing function of land in depth. This paper constructs econometric models by using urban panel data to study the evolution of this mode. The research finds that with the rise of land transfer cost since 2011, the net income of land transfer after deducting the cost accounts for only about 1/6 of the local fiscal revenue. Hence, the traditional measuring method of land finance's contribution rate is not accurate. Nevertheless, by providing a good deal of high-quality collateral, large-scale land expropriation has alleviated the credit hunger in the rapid development stage, making the whole society more reliant on land financialization. Empirical analysis shows that the role of land finance in promoting economic growth is not significant, while land financialization has accelerated the capital accumulation through its leverage effect, thereby greatly promoting economic development. Therefore, the essence of the current land-based financing mode has changed from land finance to land financialization.

Keywords: Land-Based Financing Mode; Land Finance; Land Financialization; Land Transfer Costs

(责任编辑 : 高小萍)



财政研究 (月刊)

PUBLIC FINANCE RESEARCH

2021年 第1期

主 管：中华人民共和国财政部

主 办：中国财政学会

编 辑：《财政研究》编辑部

主 编：刘尚希

出版发行：北京财研杂志社

电 话：(010) 88191293 88191233

印 刷：北京盛通印刷股份有限公司

国外发行：中国国际图书贸易集团有限公司

(中国国际书店) 北京 399 信箱

地 址：北京市海淀区阜成路甲 28 号

新知大厦 12 层北京财研杂志社

邮 编：100142

订 阅：(010) 88191295 88191224

传 真：(010) 88191224 88191225

邮 箱：czyjmof@126.com

投稿平台：<http://czyj.cbpt.cnki.net>

刊 号：ISSN 1003-2878
CN 11-1077/F

广告经营许可证：京海工商广字第 8039 号 (1-1)

每月 5 日出版 定价：20.00 元



ISSN 1003-2878



9 771003 287217



CSSCI 来源期刊 \ 中国人文社会科学核心期刊 \ 中文核心期刊 \ 国家社科基金资助期刊

STUDIES OF
INTERNATIONAL FINANCE

國際金融研究

中 国 国 际 金 融 学 会 会 刊

Journal of China International Finance Society

基于金融部门异质性的宏观审慎政策有效性研究 张礼卿 张宇阳 欧阳远芬

金融开放、货币政策调控效力与经济稳定 于春海 张 斌

随机森林模型在宏观审慎监管中的应用

——基于 18 个国家数据的实证研究 王 达 周映雪

次级债对商业银行盈余管理与风险承担的影响研究：

来自中国银行业的经验证据 潘 敏 徐琛卓

区域金融合作提升了人民币货币锚效应吗？

——基于签订货币互换协议的证据 朱孟楠 袁凯彬 刘紫霄

2020

11

总第 403 期

ISSN 1006-1029



《国际金融研究》

2020 年第 11 期(总第 403 期)

出版日期: 2020 年 11 月 12 日

目 录

构建中国特色哲学社会科学

基于金融部门异质性的宏观审慎政策有效性研究

张礼卿 张宇阳 欧阳远芬 (3)

经济增速放缓、稳增长与供地结构变动

陈金至 刘晓光 范志勇 (13)

金融理论与政策

金融开放、货币政策调控效力与经济稳定

于春海 张 斌 (24)

“石油 - 美元”动态关联的时变特征及影响因素研究

王盼盼 夏 婷 石建勋 何宗武 (35)

环球金融

随机森林模型在宏观审慎监管中的应用

——基于 18 个国家数据的实证研究

王 达 周映雪 (45)

跨境资本宏观审慎工具选择及货币政策搭配研究

胡小文 (55)

金融机构研究

次级债对商业银行盈余管理与风险承担的影响研究: 来自

中国银行业的经验证据

潘 敏 徐琛卓 (66)

商业银行设立普惠金融事业部能提高小微企业信贷可得性吗?

——基于 PSM-DID 模型的实证检验

喻微锋 康 琦 周永锋 (77)

金融市场

区域金融合作提升了人民币货币锚效应吗?

——基于签订货币互换协议的证据

朱孟楠 袁凯彬 刘紫霄 (87)

编委会主任: 刘连舸

编委会委员:(按姓氏拼音排序)

陈卫东 陈雨露 丁志杰

贺力平 黄金老 李 成

李 晓 李 扬 李稻葵

梁 琪 刘莉亚 刘元春

陆 军 潘 敏 裴 平

王一鸣 王义中 王志强

徐 忠 易 纲 余明桂

余永定 张 杰 张金清

张礼卿 张晓朴 张燕生

赵静梅 钟 红 朱 民

朱孟楠 宗 良

主 编: 陈卫东

常务副主编: 钟 红

副 主 编: 赵 雪

理事单位:(按单位拼音排序)

北京大学经济学院

北京师范大学经济与工商管理学院

东北财经大学金融学院

对外经济贸易大学金融学院

复旦大学经济学院

吉林大学经济学院

南京大学经济学院

南开大学经济学院

清华大学五道口金融学院

上海财经大学金融学院

武汉大学经济与管理学院

西安交通大学经济与金融学院

西南财经大学金融学院

厦门大学经济学院

浙江大学经济学院

中国人民大学财政金融学院

中国社会科学院世界经济与政治
研究所

中南财经政法大学金融学院

中山大学岭南学院

中央财经大学金融学院

STUDIES OF INTERNATIONAL FINANCE

(Monthly) November 2020 (No. 403)

CONTENTS

Study of the Effectiveness of Macro-Prudential Policy: Based on the Heterogeneity of Financial Sector

Zhang Liqing Zhang Yuyang Ouyang Yuanfen(3)

Study on Economic Downturn, Stable Growth and the Structure Change of Land Supply Pattern

Chen Jinzhi Liu Xiaoguang Fan Zhiyong(13)

Financial Openness, Monetary Policy Effectiveness and Economic Stability

Yu Chunhai Zhang Bin(24)

Time-Varying Characteristics and Influencing Factors of "Oil-Dollar" Dynamic Correlation

Wang Panpan Xia Ting Shi Jianxun He Zongwu(35)

Application of Random Forest Model in Macro Prudential Regulation —An Empirical Study Based on the Data of 18 Countries

Wang Da Zhou Yingxue(45)

Research on the Choices of Macro-Prudential Tools and the Coordination with Monetary Policy in Managing Cross-Border Capital Flow

Hu Xiaowen(55)

The Effects of Subordinated Debt on Banks' Earnings Management and Risk-Taking: Evidence from China's Banking Industry

Pan Min Xu Chenzhuo(66)

Does the Establishment of Inclusive Financial Affairs Department in China's Commercial Banks Improve the Credit Availability of Financing for Small and Micro-Sized Enterprises? —An Empirical Study Based on PSM-DID Model

Yu Weifeng Kang Qi Zhou Yongfeng(77)

Does Regional Financial Cooperation Expand the RMB Monetary Anchor Effect? —Evidence from Bilateral Swap Agreement

Zhu Mengnan Yuan Kaibin Liu Zixiao(87)

主管单位: 中国银行股份有限公司

主办单位: 中国银行股份有限公司

中国国际金融学会

编辑出版: 《国际金融研究》编辑部

学会网址: www.chinaifs.org

全国社科工作办举报电话: 010-55604027

地址: 北京复兴门内大街1号

邮政编码: 100818

电话: 010-66594018(发行)

010-66595336(编辑)

传真: 010-66594040

投稿网址: www.gjryj.org.cn

刊号: ISSN 1006-1029
CN11-1132/F

邮发代码: 82-961

国外发行: 中国国际图书贸易总公司
(代号 M1229)

国内定价: 15.00 元

收款单位: 中国国际金融学会

开户银行: 北京中国银行总行营业部

账号: 7783 5003 7278

印刷单位: 北京华联印刷有限公司

Publisher: Studies of International Finance

Address: 1, Fuxingmennei Ave, Beijing
100818, China.

Telephone: 010-66594018

010-66595336

Fax: 010-66594040

Subscription: China International Book
Trading Corporation
Catalogue No. M1229

Register: ISSN1006-1029
CN11-1132/F

Domestic Price: RMB 15.00

经济增速放缓、稳增长与供地结构变动^{*}

陈金至 刘晓光 范志勇

内容摘要：随着经济增速的放缓，中国的土地市场出现了基建用地大幅扩张和工业用地、商住用地持续紧缩的结构性变动，由此引发了政府债务攀升和房价上涨等问题。本文据此构建了一个包含各类土地供给的 DSGE 模型，嵌入了地方政府土地出让和土地抵押行为，对上述现象进行了解释。研究表明，企业的拿地意愿随着经济增速放缓而下降。出于稳增长的目的，地方政府开始大规模供给基建用地。为了给大幅扩张的基建融资，地方政府不得不紧缩商住用地供给，以获得较高的垄断地价和更多的土地抵押贷款。进一步地，本文认为，地方政府稳增长的意愿越强、对基建越偏好、对土地抵押贷款越依赖，越会造成供地结构的失衡。此外，征收房产税虽未改变地方政府稳增长的目标，但部分缓解了供地结构失衡的问题。

关键词：经济增速放缓 稳增长 供地结构

中图分类号：F831

文献标识码：A

DOI:10.16475/j.cnki.1006-1029.2020.11.002

引 言

随着 2008 年全球金融危机以来经济增速的持续下滑，国有建设用地的供给结构发生了显著变化（见图 1）。自 2007 年起，工业用地和商服/住宅用地（下文统称：商住用地）的供给占比持续紧缩；而其他用地（绝大部分为基建用地）的供给占比则巨幅攀升，2017 年高达 61%。土地作为经济活动的生产要素和基本载体，其供给结构与当前经济转型的大环境是背道而驰的。第一，依靠传统基

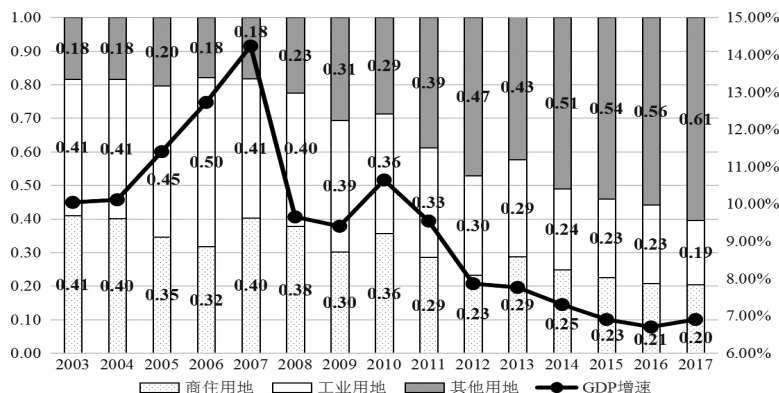


图 1 2003—2017 年经济增速与供地结构时序图

资料来源：国土资源公报和国家统计局

注：左纵轴对应供地结构（三类土地供给占比之和为 1）；右纵轴对应 GDP 增速；横轴是年份。

作者简介：陈金至，经济学博士，南京审计大学政府审计学院讲师；刘晓光（通讯作者），经济学博士，中国人民大学国家发展与战略研究院副教授，硕士生导师；范志勇，经济学博士，中国人民大学经济学院教授，博士生导师。

*** 基金项目：**本文获中国人民大学重大规划项目“长期视角下的世界经济”（17XNLG05）资助。

建稳增长的方式只会加剧结构性改革的困难。第二，商服用地的供给不足抬高了服务业成本，这与服务业高速发展的现状格格不入。第三，住宅用地的供给显然不足，高企的房价对于内需的提振极为不利。因此，本文将探究经济增速放缓与供地结构失衡之间的深层原因，并提出相关政策建议。

一、文献综述

地方政府利用土地推动经济发展的研究主要是从土地引资、土地财政和土地金融三个方面展开的。第一，地方政府对工业用地的低价出让（土地引资）吸引了大批企业入驻，促进了本地经济的增长（杨继东和杨其静，2016）。第二，地方政府从商住用地中获取高昂的土地出让金（土地财政）进行城市建设，房价上升和公共服务的完善又助推了中国房地产的腾飞（赵燕菁，2014）。第三，2008年后大量成立的地方融资平台标志着土地金融的兴起，为了增强平台的融资能力，大部分地方政府都选择了向平台注入土地等国有资产，并利用土地财政收入为其“隐性担保”的做法（Bai et al., 2016），导致了2008年后地方政府债务的飙升。其中，从土地财政和土地金融中获得的资金大多流入了与房地产、基建相关的上下游行业（Chang et al., 2016），而住房条件和基建水平的改善又导致了新一轮飞速增长的地价与房价，进一步支撑着地方经济建设的巨额开支，形成了中国独有的“以地生财，以财养地”的发展模式（郑思齐等，2014）。除土地外，在该模式中，基建的作用也同样重要，尤其在2008年土地引资的效力减弱后，政府便寄希望于提升基建投资来拉动经济（刘守英，2017）。葛扬和岑树田（2017）认为，基础设施不仅是经济增长的催化剂，而且是最易度量的政绩指标，是当前基础设施超常规增长的主要原因。

不难发现，土地在政府推动地方经济发展的过程中扮演了重要角色。但遗憾的是，文献中缺乏对各类用地与宏观经济之间关系的讨论。即使有，也大多采用实证方法，对于传导机制的刻画不够清晰。在少量相关的研究中，黄凌翔等（2018）对长江中游城市群进行分析后发现，土地供应结构对经济增长有一定的空间外溢性，且在用地类型上存在差异。其中，增加建设用地供应量对提升经济的直接效应显著，增加工业用地、公共管理与服务用地供应量对提升经济的间接效应显著。余亮亮和蔡银莺（2018）利用广东省各市的数据，从财政压力与房价的角度解释了供地结构失衡的原因，他们认为，财政压力越大的地区越倾向提高土地出让收入，因此，在这些地区扩大住宅用地供给对房价的抑制效果较弱，而增加基建用地和工业用地的供给则对房价的抬升效应更大。

当前，也有一批文献利用DSGE模型来探讨土地政策对中国经济的影响（赵扶扬等，2017；梅冬州等，2018；高然和龚六堂，2017）。与前人相比，本文的创新有以下两点：第一，本文同时刻画了土地财政和储备土地抵押贷款机制，得出了“紧缩商住用地供给能够同时提升垄断地价和土地抵押贷款规模”的结论，对房价高企和政府债务扩张的现象进行了相应解释。第二，本文着重考察了基建用地的供给，这是前人所忽略的，但基建恰恰是目前地方政府稳增长的主要抓手之一。因此，本文在刻画了地方政府稳增长目标的基础上，通过考察不同类型的土地供应和土地抵押行为，较好地拟合了近年来中国供地结构的变化趋势。

二、典型事实与分析

为了缓解分税制改革后地方政府财权、事权严重失衡的问题，土地财政应运而生。如图2所示，2003年以来，土地出让收入快速增加，成为地方财政收入的最主要来源。2010—2011年间，土地出让收入占地方财政总收入比例高达70%。为应对2008年全球金融危机，各级政府建立了各类以土地为抵押的融资平台为基建融资，使得土地抵押贷款大幅上升。土地抵押规模在2008年便

超过了土地出让收入，并于 2013 年超过了地方财政收入。自此，土地出让和土地抵押相结合的“以地融资”模式为中国的城市建设提供了巨大的资金支持。

以上是从总量方面来解读政府对“以地融资”的依赖，但想深入理解政府如何利用土地来调控经济，有必要从供地结构的角度进行分析。通过观察图 1 中 2003—2006 年、2007—2017 年这两个时间段可知，在 2003—2006 年 GDP 增速上

升期间，工业用地供给占比从 41% 上升至 50%，基建用地基本稳定在 18%，而商住用地则从 41% 下降至 32%。在 2007 年后经济增速开始下滑，初期工业用地供给占比缩小不明显可能反映了政府仍寄希望于利用土地引资拉动经济（事实上，2008—2010 年间经济增速的确出现了小幅回升）。而随着 2010 年后经济增速进一步下滑，地方政府更多地将稳增长的重心放在基础设施建设上，基建用地的供给占比也从 18% 猛涨至 61%，而工业用地和商住用地的供给占比都呈下滑趋势。如表 1 所示，随着 GDP 增速的下滑，各地区代表性城市大致呈现出工业用地和商住用地

紧缩，且基建用地扩张的态势。例如，长沙这样基建用地供给占比较大的城市，一直保持着较高的经济增速，但如兰州这样基建用地供给较少的城市，其 GDP 增速自 2011 年起出现了大幅下滑。综上可知，供地类型越偏向基建的城市其经济增速的下滑幅度也越小，这表明基建对稳增长的重要作用。

基建用地的巨量投放导致了商住用地和工业用地的供给短缺，提高了商住用地

价格。如图 3 所示，2003—2017 年间，商住用地价格是远高于工业用地的，工业地价过低是多年来低地价引资导致的（刘守英，2017）。同时，商住用地价格的上涨幅度也远高于工业用地，尤其是 2007 年后增速更为迅猛。值得注意的是，商住用地价格在 2007 年和 2010 年有两次大幅的上涨，这正好是经济增速开始下滑的年份。结合图 2 可知，商住用地价格和土地抵押贷款间呈显著的正向关系，大规模的土地抵押贷款若无高地价的支撑是难以实现的。高然和龚六堂

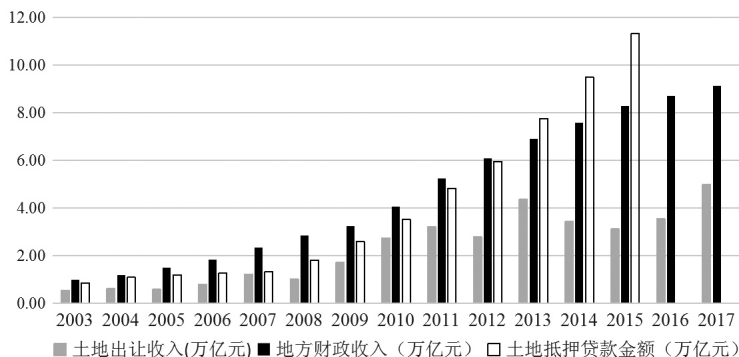


图 2 2003—2017 年土地出让、土地抵押与地方财政收入时序图

资料来源：国土资源公报

表 1 代表性城市经济增速与供地结构描述

城市	指标 / 年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
南京	GDP 增速	11.55	13.06	12.00	11.70	11.25	10.10	9.30	8.00	8.10
	商住用地占比	0.28	0.27	0.40	0.19	0.27	0.34	0.27	0.20	0.29
	工业用地占比	0.29	0.29	0.19	0.27	0.15	0.18	0.17	0.15	0.13
	基建用地占比	0.44	0.43	0.40	0.53	0.57	0.48	0.56	0.65	0.58
长沙	GDP 增速	14.70	15.50	14.50	13.00	11.77	10.50	9.90	9.40	8.30
	商住用地占比	0.37	0.42	0.37	0.32	0.31	0.19	0.21	0.13	0.13
	工业用地占比	0.18	0.16	0.24	0.16	0.14	0.20	0.23	0.16	0.16
	基建用地占比	0.45	0.42	0.39	0.53	0.55	0.62	0.56	0.71	0.71
兰州	GDP 增速	10.80	12.80	14.99	13.40	13.40	10.40	9.10	8.30	5.92
	商住用地占比	0.34	0.54	0.32	0.26	0.41	0.53	0.52	0.21	0.32
	工业用地占比	0.39	0.13	0.57	0.57	0.47	0.21	0.17	0.13	0.37
	基建用地占比	0.27	0.33	0.11	0.17	0.12	0.27	0.30	0.66	0.31
哈尔滨	GDP 增速	13.00	14.00	12.30	10.00	9.00	6.90	7.10	7.30	6.70
	商住用地占比	0.08	0.44	0.42	0.33	0.30	0.41	0.36	0.38	0.29
	工业用地占比	0.85	0.22	0.19	0.34	0.22	0.30	0.32	0.25	0.13
	基建用地占比	0.07	0.33	0.38	0.33	0.48	0.28	0.32	0.36	0.58

资料来源：国信房地产信息网城市年度数据库

(2017) 认为,高昂的地价不仅直接扩大了地方政府出让土地的收益,还通过提升抵押物价值,放松了地方政府债务融资的约束。杨继东等(2018)同样发现,上一年土地出让价格或出让收入越高,本年度该地区越可能大规模发行城投债。

三、基准模型构建

本文的 DSGE 模型构建主要参考 Liu et al. (2013) 和梅冬州等(2018)的研究。模型中有三类主体:居民、企业和政府,具体模型构建如下。

(一) 居民和企业

居民的效用来源于商品消费 (C_{ht})、商住用地 (L_{ht}) 的持有,而劳动 (N_t) 产生负效用。企业归居民所有,企业的生产 (Y_t) 需要工业用地 (L_{et}) 和私人资本 (K_{t-1})。居民收入来源于税后产出 $[(1-\eta)Y_t, \eta$ 为税率]和上一期储蓄的本息和 ($R_{t-1}S_{t-1}$)。居民支出由消费、储蓄 (S_t)、投资 (I_t)、购买新增的商住用地 $[q_{ht}(L_{ht}-L_{ht-1})]$ 和工业用地 $[q_{et}(L_{et}-L_{et-1})]$, q_{ht} 是商住用地价格, q_{et} 是工业地价。其目标函数和预算约束为:

$$\text{Max}_{C_{ht}, S_t, L_{ht}, L_{et}, K_t} E_s \sum_{t=s}^{\infty} \beta^{t-s} [\ln(C_{ht} - \gamma C_{ht-1}) + \phi \ln L_{ht} - \chi \frac{N_t^{1+\epsilon}}{1+\epsilon}] \quad (1)$$

$$\text{s.t. } C_{ht} + q_{ht}(L_{ht} - L_{ht-1}) + q_{et}(L_{et} - L_{et-1}) + I_t + S_t \leq (1-\eta)Y_t + R_{t-1}S_{t-1} \quad (2)$$

其中, β 为居民的主观贴现因子, γ 为居民消费习惯的持续性, ϕ 为房屋需求弹性, χ 为闲暇占当期效用的比重, $1/\epsilon > 0$ 为劳动供给弹性。

投资 $I_t = K_t - (1-\delta)K_{t-1}$, 其中, K_t 是私人资本。产出服从 C-D 函数的形式 $Y_t = A_t F_{t-1}^{\alpha_F} (L_{et-1}^{\phi} K_{t-1}^{1-\phi})^{\alpha_K} N_t^{1-\alpha_K}$, α_F 表征基建水平 (F_t) 对产出的贡献度。基础设施由政府投资决定,对于企业来说是外生的, α_K 和 $(1-\alpha_K)$ 分别是资本和劳动回报的产出占比。 ϕ 是土地资本 (L_{et}) 的总资本占比。基建具有正外部性(梅冬州等, 2018), 其生产需要基建用地 (L_{gt}) 和公共资本 (K_{gt}), 因此, $F_t = L_{gt}^{\theta} K_{gt}^{1-\theta}$ 。 θ 和 $(1-\theta)$ 分别是 L_{gt} 和 K_{gt} 对 F_t 的产出弹性。参考 Liu et al. (2013) 的研究, 假设 TFP (A_t) 由永久性部分 A_t^p 和暂时性部分 v_t^A 组成, 并满足: $A_t = A_t^p v_t^A$ 。 A_t^p 以 λ^A 的速率进行永久性积累: $A_t^p = \lambda^A A_{t-1}^p$ 。 v_t^A 服从 AR (1) 过程 $\ln v_t^A = \rho_A \ln v_{t-1}^A + \varepsilon_t^A$, ε_t^A 为独立的外生过程, 其标准差为 σ_A 。居民的最优化条件为:

$$\mu_{ht} = \frac{1}{C_{ht} - \gamma C_{ht-1}} - \frac{\beta \gamma}{C_{ht+1} - \gamma C_{ht}} \quad (3)$$

$$\chi N_t^{1+\epsilon} = (1-\alpha_K)(1-\eta)Y_t / C_{ht} \quad (4)$$

$$1 = \beta E_t \left(\frac{\mu_{ht+1}}{\mu_{ht}} \right) R_t \quad (5)$$

$$1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{\mu_{ht+1}}{\mu_{ht}} \right) \left[\frac{\alpha_K (1-\phi) (1-\eta) Y_{t+1}}{K_t} + (1-\delta) \right] \right\} \quad (6)$$

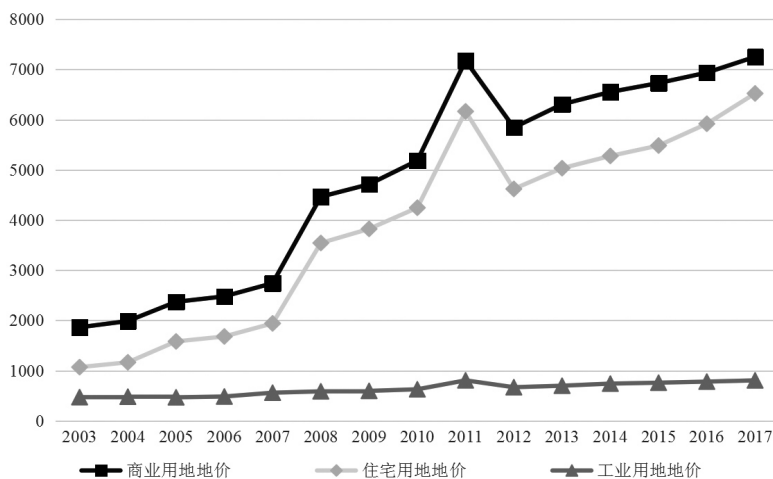


图3 2003—2017年105个城市建设用地价格走势(元/平方米)

资料来源:国土资源年鉴

$$q_{et} = \beta E_t \left[\left(\frac{\mu_{ht+1}}{\mu_{ht}} \right) \left(q_{et+1} + \frac{\alpha_K \theta (1-\eta) Y_{t+1}}{L_{et}} \right) \right] \quad (7)$$

$$\mu_{ht} q_{ht} = \beta E_t (\mu_{ht+1} q_{ht+1}) + \frac{\varphi}{L_{ht}} \quad (8)$$

式 (3) 定义了居民预算约束的拉格朗日乘子。式 (4) 是劳动和消费的期内替代方程。式 (5) 和式 (6) 分别是消费和私人投资的欧拉方程。式 (7) 是居民跨期配置工业用地的欧拉方程, 也是工业用地的需求函数, 当期的工业地价 (q_{et}) 是下一期价格 (q_{et+1}) 和下一期工业用地对产出贡献 $[\alpha_K \theta (1-\eta) Y_{t+1}/L_{et}]$ 的贴现。由产出的定义可知, TFP 的下降会使得企业减少拿地, 此时, 基建水平的上升将提高企业的拿地意愿, 使得产出进一步上升。式 (8) 是商住用地的需求函数, 其当期价格 (q_{ht}) 取决于下一期地价 (q_{ht+1}) 的贴现和当期商住用地对居民效用的贡献值 ($\varphi C_{ht}/L_{ht}$)。

(二) 政府

参考 Xiong (2018) 的设定, 由于“GDP 锦标赛”的存在, 本文假设政府的效用来源于消费 (C_{gt}) 和产出水平 (Y_t), 其收入来源于税收 (ηY_t)、借债 (B_t) 和土地出让收入 $[q_{ht}(L_{ht}-L_{ht-1})+q_{et}(L_{et}-L_{et-1})]$, 其支出用于消费、公共资本投资 (I_{gt}) 和还债 ($R_t B_{t-1}$)。政府通过选择出让商住和工业用地, 并划拨基建用地来最大化其效用。土地资源的约束方程为 $L_{ht}+L_{gt}+L_{et} \leq L_t$, 其中, L_t 为土地总供给。本文假设土地总供给的增速 ($\lambda^L=L_t/L_{t-1}$) 外生给定。政府在 t 期就已获得 L_{t+1} 的土地, 经开发后将其在 $t+1$ 期出清, 因此, t 期政府拥有 $(L_{t+1}-L_t)$ 规模的储备土地。政府利用储备土地的抵押贷款举债, 且可供抵押的土地将以商住用地价格进行估值^①, 故有 $B_t \leq m E_t q_{ht+1} (L_{t+1}-L_t)$, 其中 m 为抵押贷款率。由于可供抵押的土地为外生给定, 因此, 地价越高则政府举债规模越大, 这也是政府紧缩商住用地供给, 推高地价的内在动因之一。政府目标函数和预算约束为:

$$\text{Max}_{C_{gt}, B_t, I_{gt}, L_{ht}, L_{et}, K_{gt}} E_s \sum_{t=s}^{\infty} \beta_g^{t-s} (\ln C_{gt} + \omega \ln Y_t) \quad (9)$$

$$\text{s.t. } C_{gt} + I_{gt} + R_{t-1} B_{t-1} \leq \eta Y_t + q_{ht} (L_{ht} - L_{ht-1}) + q_{et} (L_{et} - L_{et-1}) + B_t \quad (10)$$

其中, β_g 是政府的主观贴现因子, 官员任期通常在十年之内, 因此, 政府更看重当下的效用, 即 $\beta > \beta_g$ 。下文将证明, 该假设保证了政府是债务人。 ω 是产出在政府效用函数中的权重, 该值越大说明政府稳增长的意愿越强。公共资本满足 $K_{gt} = I_{gt} + (1-\delta) K_{gt-1}$ 的演进方程。政府的最优化条件为:

$$\mu_{gt}^1 = \frac{1}{C_{gt}} - \beta_g \frac{R_t}{C_{gt+1}} \quad (11)$$

$$\mu_{gt}^2 = \frac{\alpha_F \beta_g \theta}{L_{gt}} E_t \left(\omega + \frac{\eta Y_{t+1}}{C_{gt+1}} \right) \quad (12)$$

$$\frac{q_{ht}}{C_{gt}} = \beta_g E_t \frac{q_{ht+1}}{C_{gt+1}} + \mu_{gt}^2 \quad (13)$$

$$\frac{q_{et}}{C_{gt}} + \frac{\beta_g \alpha_F \theta}{L_{et}} E_t \left(\omega + \frac{\eta Y_{t+1}}{C_{gt+1}} \right) = \beta_g E_t \frac{q_{et+1}}{C_{gt+1}} + \mu_{gt}^2 \quad (14)$$

$$\beta_g \frac{\alpha_F (1-\theta)}{K_{gt}} E_t \left(\omega + \frac{\eta Y_{t+1}}{C_{gt+1}} \right) + \frac{\beta_g (1-\delta)}{E_t C_{gt+1}} = \frac{1}{C_{gt}} \quad (15)$$

$$B_t = m E_t q_{ht+1} (L_{t+1} - L_t) \quad (16)$$

其中, 式 (11) 中的 μ_{gt}^1 为政府预算约束方程的拉格朗日乘子, 结合式 (5) 可知, 当 $\beta > \beta_g$ 时, 稳态下的 μ_{gt}^1 为正, 从而保证了政府是资金的借入方。式 (12) 中的 μ_{gt}^2 是土地资源约束的拉格朗日乘子, 基建用地增加带来的产出提升, 既直接提高了政府效用, 又间接增加了政府的税收收入。因此,

^①在实践中, 许多地方都采取高估土地价值的方法来尽可能地获取更多的储备土地抵押贷款。其中, 将土地性质变更为商住用地是最常用的手段。因此, 本文假设储备土地是以较高的商住用地价格进行估值的。

μ_{gt}^2 是这两者的加总。式 (13) 是商住用地的供给函数, 由式 (12) 和土地资源约束方程可知: $\mu_{gt}^2 \propto L_{gt}^{-1} = (L_t - L_{ht} - L_{et})^{-1}$, 因此, 给定未来地价, 当期商住用地价格越高, 商住用地供给越充裕。同理, 政府供给工业用地的逻辑与商住用地类似[见式 (14)]。式 (15) 是公共资本的欧拉方程。式 (16) 是储备土地抵押贷款的定义式。最终, 还需加入市场出清条件以完成模型构建。其中, 土地市场出清为 $L_{ht} + L_{gt} + L_{et} = L_t$, 产品市场均衡条件为 $Y_t = C_{gt} + C_{ht} + I_{gt} + I_t$ 。

TFP 和土地总供给的持续变动, 因此, 经济以因子 $\Gamma_t = (A_t L_t^{s_1})^{1/(1-s_2)}$ 的速率增长 $s_1 = \theta\alpha_F + \phi\alpha_K$, 且 $s_2 = (1-\theta)\alpha_F + (1-\phi)\alpha_K$ 。本文关心的是, 经济系统在平衡增长路径 (Balanced Growth Path, BGP) 上的波动, 且不同变量的增长趋势不同, 因此, 本文对模型中的变量进行如下变换以剔除增长趋势, 其中, \tilde{X}_t^n ($n=1, 2, 3, 4$) 为经过变化后的宏观变量:

$$\tilde{X}_t^1 = \frac{X_t^1}{\Gamma_t}: X_t^1 = \{Y_t, C_{gt}, C_{ht}, K_{gt}, K_t, I_{gt}, I_t, B_t, S_t\} \quad (17)$$

$$\tilde{X}_t^2 = \frac{X_t^2}{\Gamma_t}: X_t^2 = \{L_{ht}, L_{et}, L_{gt}\}; \tilde{X}_t^3 = \frac{X_t^3}{\Gamma_t}: X_t^3 = \{q_{ht}, q_{et}\}; \tilde{X}_t^4 = X_t^4 \Gamma_t: X_t^4 = \{\mu_{ht}, \mu_{gt}^1\} \quad (18)$$

四、模型分析与解释

(一) 参数校准

本文将采用校准法对参数赋值, 模型的时间频率被设定在季度层面。第一, 参数 $\alpha_K, \delta, \epsilon$ 和 β 来源于宏观文献的标准设定, 分别取值为 0.3、0.025、1/3 和 0.99。第二, 参数 $\varphi, \theta, \gamma, \phi, \chi$ 和 β_g 来源于近年来国内外学者的研究。参考 Iacoviello (2005) 的设定, 取 $\varphi=0.1$ 。参考梅冬州 (2018) 的估算, 基础设施建设中土地成本占比为 50%, 取 $\theta=0.5$ 。赵扶扬等 (2017) 测算出消费惯性系数 $\gamma=0.69$ 、工业用地对产出的贡献为 0.095, 故本文取 $\gamma=0.7$ 、 $\phi=0.1$ 。结合高然和龚六堂 (2017) 的研究, 取 $\chi=1$ 。梅冬州等 (2014) 认为, 官员只会在任期的前三年看重产出水平, 因此, 政府效用的半衰期为 1.5 年, 故取 $\beta_g=0.9$, 这满足 $\beta_g < \beta$ 的要求。第三, 参数 m, λ^l 和 η 来自基本经济事实 and 法律法规。中国人民银行规定, 土地和房产的抵押贷款率不得高于 70%, 故 $m=0.7$ 。由《国土资源年鉴》可知, 国有土地供给的年均增速约为 6%, 因此, $\lambda^l=1.015$ 。PennWorld Tables 9.1 显示, 2007 年以来, 中国 TFP 的年均增速为 1.7%, 故 $\lambda^A=1.004$ 。2003 年至今, 税收占 GDP 的比重为 15%~18%, 取 $\eta=0.17$ 。第四, 2007 年至今, 政府消费占 GDP 比重 (C_g/Y) 和政府固定资本形成占 GDP 比重 (I_g/Y) 约为 15% 和 5%, 为匹配这两个一阶矩条件, 本文将 ω 和 α_F 分别设定为 1 和 0.9。本文假设 TFP 冲击持续性较长, 取 $\rho_\alpha=0.995$, 即冲击以每年 2% 的速率衰退, 不失一般性, 本文取 $\sigma_\alpha=0.01$ 。

(二) 脉冲响应分析

本节将通过脉冲响应分析来研究经济增速放缓后, 地方政府稳增长的目标对供地结构的影响。本文考察的变量有: $\tilde{Y}_t, \tilde{q}_{ht}, \tilde{B}_t, \tilde{L}_{ht}, \tilde{L}_{et}, \tilde{L}_{gt}$, 并展示其前 20 期的脉冲响应。

1. 稳增长的重要性

图 4 是在 1% 的 TFP 负向冲击和政府不同的产出偏好下各宏观变量的脉冲图。基准模型 ($\omega=1$) 显示, TFP 的持续下滑使得企业购买工业用地的意愿下降, 导致工业用地供给下降。当工业用地无法成为拉动产出的抓手后, 政府便开始扩大基建用地的供给, 使得产出出现了大幅提升。一方面, 商住用地供给的紧缩为基建用地的巨幅扩张腾出了空间; 另一方面, 商住用地价格的上升也使得政府获取了更多的土地出让收入^①和土地抵押贷款, 为急剧扩张的基建融资。基建用地供

^①虽然商住用地的供给减少了, 但由于其价格涨幅较大, 因此, 政府仍能获得较高的土地出让收入。

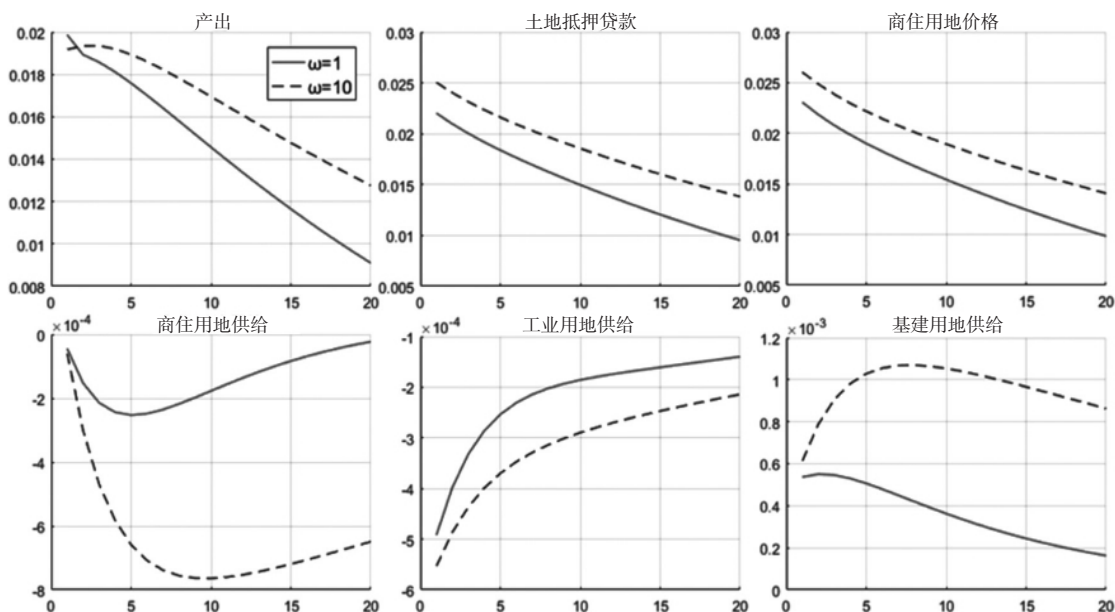


图4 不同稳增长目标的对比

给上升的幅度远大于工业用地和商住用地下降的幅度。

为了考察地方政府稳增长的重要性,本文对比了 $\omega=10$ 的情形。第一,相比基准模型,产出有了更大幅度的提升。第二,当政府对产出水平的偏好增强时,供地结构的变化也更加剧烈,由此引发了商住用地的价格和土地抵押贷款规模更大幅度的攀升。由上述对比可知,稳增长的目标的实现是造成2008年全球金融危机以来严重依赖基础设施投资、土地供给结构扭曲,以及房价高企和储备土地抵押贷款超常增长的重要原因。

2. 基建作为稳增长工具的体现

图5通过基准模型与基建用地供给受限模型的对比考察基建对产出的促进作用。假设基建用地的供给被限制在 $L_g \leq L_g^*$ 的水平,其中, L_g^* 是基准模型在BGP下的基建用地供给水平。结果显示,基建用地供给受限导致基建水平和产出的上升较基准模型均有所减少。虽然政府仍能通过提升公共资本来拉动经济,但此时政府大幅紧缩工业用地供给显然不利于产出的提高,因此,受约束模型的工业用地供给在第一期下降幅度仅为0.01%,远低于无约束情形下的0.05%。由于基建用地供给受限,商住用地与工业用地供给呈镜像变动关系,这导致商住用地供给的扩张,加之此时基建水平提升较少,使得商住用地价格和土地抵押贷款的上涨幅度均小于基准模型。

需要说明的是,当基建用地供给被锁定后,政府只能选择分配工业用地和商住用地来调控经济,已有文献在建模时也仅区分了这两类用地,无法解释“当前工业用地和商住用地的供给占比双双下降”的事实。原因是他们未考虑基建用地,缺少了政府提高该类用地供给以稳定经济的机制。此外,当将基建水平锁定后($F_t \leq F^*$)^①,政府只能通过提高工业用地供给来刺激经济,出现了工业(商住)用地供给上升(下降)的情形。此时,政府为基建融资的需求下降,使得政府紧缩商住用地抬高地价的动机减弱,导致土地抵押贷款和商住用地价格的上升幅度与持续性都远低于基准模型。通过与下文的土地抵押机制进行对比后可知,地方政府将基建作为稳增长抓手的做法是导致近年来政府债务和房价双升的主要原因。

3. 储备土地抵押贷款机制

本文将考察土地抵押贷款机制。模型中外生给定了可供抵押的土地,为了尽可能多地获取贷

^①篇幅所限,基建水平受限模型未予以列示,感兴趣的读者可向作者索取。

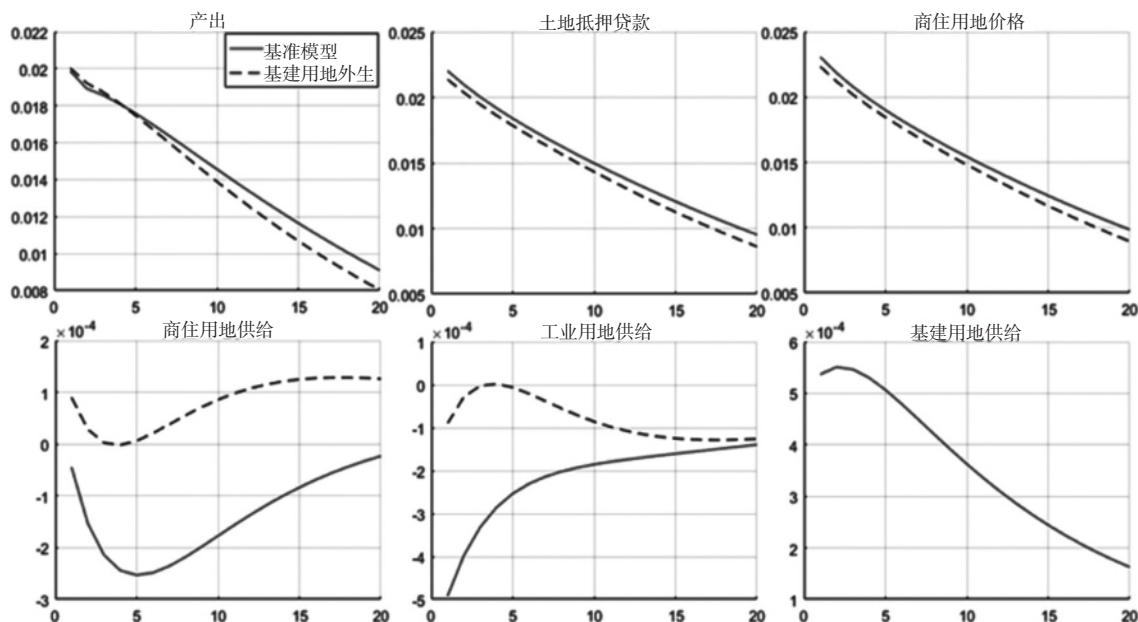


图5 基建对稳增长的作用

款，地方政府产生了紧缩商住用地以获取更高的土地出让单价的冲动，因此，储备土地抵押贷款机制可能会进一步扭曲供地结构。为了说明该机制，本文假设地方政府可以通过发债融资，而不能进行土地抵押贷款融资。为了与基准模型比较，本文假设发债的规模与BGP下的土地抵押贷款融资相同，从而式（16）改写为式（19）：

$$B_t = mE_t q_h^s (L_{t+1} - L_t) \quad (19)$$

图6是基准模型（实线）与无土地抵押贷款模型（虚线）的对比。当政府无法进行土地抵押贷款融资时，政府举债便与地价无关，商住用地供给的下降幅度变小，其价格的上升幅度也有所减弱。政府较低的举债规模也使得政府收入和投资规模下降，最终导致基建用地的供给规模低于基准模型。综上，以储备土地进行抵押融资的做法加剧了供地结构失衡的问题，对房价高企和土地抵押

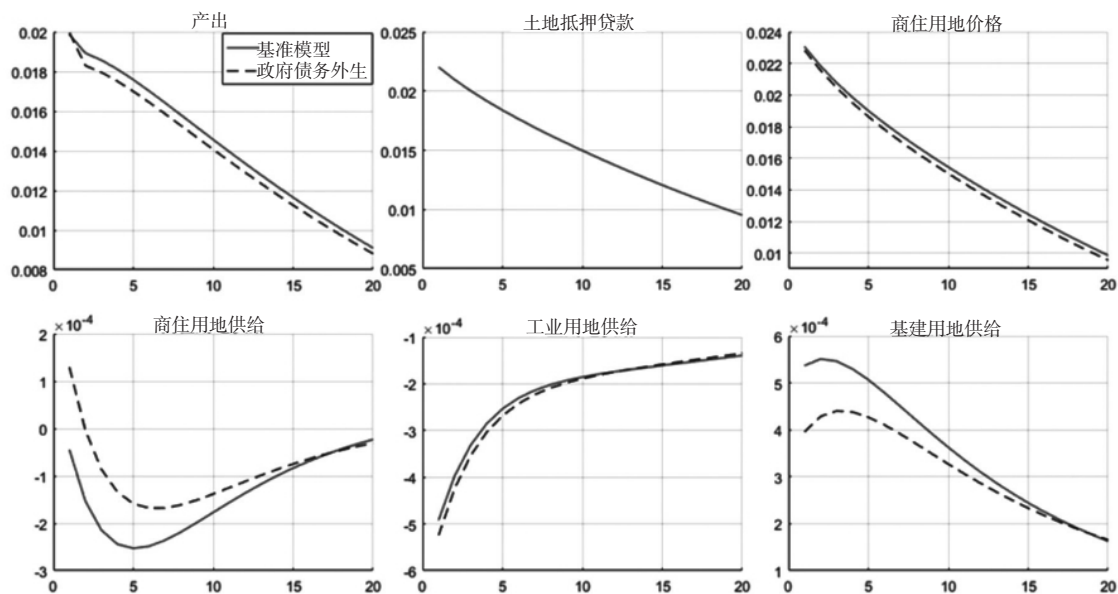


图6 基准模型与政府债务外生模型的对比

贷款金额急剧上升等一系列问题产生了推波助澜的作用。

(三) 模型的稳健性及拓展

本节对模型进行了两方面拓展^①：一方面，假设政府盯住的是基建水平，并设定政府效用函数是其消费和基建水平的加权；另一方面，假设开征房产税以取代土地财政，以此探讨房产税能否缓解供地结构失衡的问题。

1. 改变政府目标函数

基准模型中，假设地方政府的效用与产出挂钩，一方面，该假设备受质疑（陶然等，2010）；另一方面，政府对基建的偏好又得到了相关文献的支持（葛扬和岑树田，2017）。参考梅冬州等（2018）的做法，假设政府效用来源于消费和基建水平，具体形式如下：

$$\text{Max}_{C_g, B_t, L_{gt}, L_{gt}, K_g} E_s \sum_{t=s}^{\infty} \beta_g^{t-s} (\ln C_{gt} + \omega \ln F_t) \quad (20)$$

由 Y_t 的定义可知，当政府盯住产出时，缩小工业用地供给将会给政府效用带来负向影响，图 5 中的虚线也证明，若将基准模型中的基建用地供给固定，政府则不会大幅削减工业用地的供给。而当政府盯住基建水平时，工业用地对政府的效用不产生直接影响，因此，政府更有动力去扩大基建用地供给。图 7 对此进行了检验。其中，实线是盯住基建的模型，虚线是基准模型（盯住产出）。模拟结果显示，无论政府是盯住基建，还是产出，三类用地的调整方向未发生改变。当政府盯住基建水平时，基建用地的供给和产出相较于基准模型都有所提高，但由于此时工业用地供给收缩得更加剧烈，导致商住用地的供给收缩幅度减小。此外，本文再次假设盯住基建的地方政府不能进行土地抵押贷款，其政府债务规模服从式（19）。结果显示，当地方政府不存在推高地价获取更多融资的冲动时，商住用地的供给明显增加，并使得该类用地价格小幅上升。

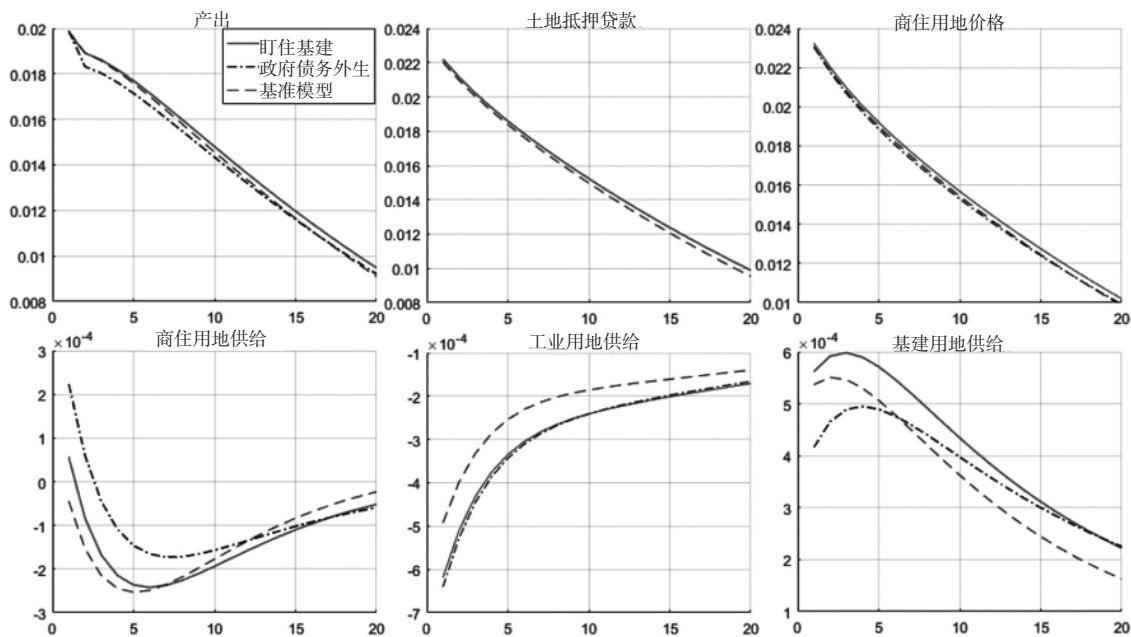


图 7 基准模型与盯住基建水平模型的对比

2. 关于房产税的讨论

鉴于当前“以地融资”模式的不可持续，以及对推出房产税的强烈呼声，本文将分析开征房产税能否改变供地结构失衡的情形。此处假设地方政府不再依靠土地财政，卖地收入 $T_t = q_{ht}(L_{ht} - L_{ht-1}) + q_{et}(L_{et} - L_{et-1})$ 最终以总量转移支付的形式归还给居民和企业。同时，地方政府增加了

^①篇幅所限，关于房产税模型的脉冲图未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

房产税收入 $\tau(q_{ht}L_{ht}+q_{et}L_{et})$ ，其中， τ 为房产税税率。为方便与基准模型比较，此处假设 BGP 下房产税收入与卖地收入相同，因此， $\tau=1-1/\lambda_L$ 。具体而言，居民企业部门和政府部门的预算约束变为如下形式：

$$C_{ht}+\tau\sum_{i\in h}q_{it}L_{it}+\sum_{i\in e,h}q_{it}(L_{it}-L_{it-1})+I_t+S_t=(1-\eta)Y_t+R_tS_{t-1}+T_t+C_{gt}+I_{gt}+R_tB_{t-1}=\tau\sum_{i\in e,h}q_{it}L_{it}+B_t+\eta Y_t \quad (21)$$

通过推导可知，地价与房产税税率为负向关系，这说明开征房产税是有助于抑制房价的快速上涨的。开征房产税能否改善供地结构失衡的问题呢？模拟结果显示，当面临 TFP 下滑时，工业用地供给开始萎缩，政府仍会依赖大幅提高基建用地的比重来稳定经济，由此不得不减少商住用地的供给，这依旧会导致高房价和政府高负债的困局，但其上升幅度是小于基准模型的。若不允许土地抵押贷款，上述土地供给失衡的情况同样会得到好转，此处的逻辑与基准模型相似。因此，开征房产税虽然能够缓解高房价问题但无法根除，房价问题的症结真正来自供地结构失衡。

五、结论与政策建议

本文在梳理了前人研究和典型事实的基础上，构建了一个带有“三块地”（工业用地、商住用地和基建用地）及嵌入了地方政府土地出让和抵押行为的 DSGE 模型。研究表明，在经济下行的背景下，当前供地结构的变动、房价高企和土地过度金融化现象可能是地方政府对于稳增长内在需求所导致的。此外，本文还得到了如下三点结论：第一，地方政府越希望稳定经济，越偏好基础设施建设，越会引起较大的供地结构变动。第二，储备土地抵押的行为对限制商住用地的供给起到了推波助澜的效果。第三，开征房产税虽有助于降低房价，但并不能消除政府稳增长的激励，不能根除供地结构失衡的问题。

综上，本文提出如下政策建议。第一，优化地方政府的发展目标，将民生改善等指标纳入政绩考核中。其中，房价便是关乎民生的核心问题，扩大人口流入地的土地供给才是遏制房价过快上涨的根本之道（陆铭等，2011）。第二，随着征地成本上升和土地市场化程度的不断提升，国有土地的增量正在下滑，“以地谋发展”的空间越来越小。因此，依赖传统基建驱动增长的方式是不可持续的，而全面提升以信息技术为核心的新基建必将成为政府引领发展的新思路。对企业而言，加快向集约型、土地依附度小的产业迈进是其当下转型的重要举措。第三，应逐步化解土地过度金融化而产生的风险。应规范土地储备行为，严禁金融机构举借土地储备贷款。应拓宽地方政府的融资渠道，在政府项目中积极引入社会资本参与。应妥善处置存量土地债务，做到将清理甄别后的债务纳入政府性基金预算，并通过逐步发行地方政府债券进行置换。

（责任编辑 郝毅）

参考文献：

- [1] 高然，龚六堂. 土地财政、房地产需求冲击与经济波动[J]. 金融研究，2017（4）：32-45
- [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] 黄凌翔，张臣刚，卢静，杨璐. 土地供应结构对经济增长影响的空间效应研究——以长江中游城市群为例[J]. 中国土地科学，2018（9）：51-58
- [4] 刘守英. 中国土地制度改革：上半程及下半程[J]. 国际经济评论，2017（5）：29-58
- [5] 陆铭，向宽虎，陈钊. 中国的城市化和城市体系调整：基于文献的评论[J]. 世界经济，2011（6）：3-25
- [6] 梅冬冬，崔小勇，吴娱. 房价变动、土地财政与中国经济波动[J]. 经济研究，2018（1）：35-49
- [7] 梅冬冬，王子健，雷文妮. 党代会召开、监察力度变化与中国经济波动[J]. 经济研究，2014（3）：47-61
- [8] 陶然，苏福兵，陆曦，朱昱铭. 经济增长能够带来晋升吗？——对晋升锦标赛理论的逻辑挑战与省级实证重估[J]. 管理世界，2010（12）：13-26

- [9] 杨继东, 杨其静. 稳增长压力、刺激计划与工业用地出让[J]. 经济研究, 2016 (1): 99-113
- [10] 杨继东, 杨其静, 刘凯. 以地融资与债务增长——基于地级市面板数据的经验研究 [J]. 财贸经济, 2018 (2): 52-68
- [11] 余亮亮, 蔡银莺. 土地供给结构、财政压力与房价——来自广东省的经验分析[J]. 中国土地科学, 2018 (8): 30-36
- [12] 赵扶扬, 王忬, 龚六堂. 土地财政与中国经济波动[J]. 经济研究, 2017 (12): 46-61
- [13] 赵燕菁. 土地财政: 历史、逻辑与抉择[J]. 城市发展研究, 2014 (1): 32-44
- [14] 郑思齐, 孙伟增, 吴臻, 武赞. “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
- [15] Bai C E, Hsieh C T, Song Z M. The Long Shadow of A Fiscal Expansion[R]. NBER Working Paper, 2016, No. W22801
- [16] Chang C, Chen K, Waggoner D F. Trends and Cycles in China's Macroeconomy[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30 (1): 1-84
- [17] Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle[J]. American Economic Review, 2005, 95 (3): 739-764
- [18] Liu Z, Wang P, Zha T. Land Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations[J]. Econometrica, 2013, 81 (3): 1147-1184
- [19] Xiong W. The Mandarin Model of Growth[R]. NBER Working Paper, 2018, No. w25296

Study on Economic Downturn, Stable Growth and the Structure Change of Land Supply Pattern

Chen Jinzhi¹, Liu Xiaoguang² and Fan Zhiyong³

(1.School of Government Audit, Nanjing Audit University; 2.National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China; 3.School of Economics, Renmin University of China)

Summary: With the economic downturn since the financial crisis, China's land supply market has witnessed a drastic structural change, with tremendous expansion of infrastructure land and continuous contraction of industrial land and commercial/residential land, which has also led to the rise of government debt and housing prices.

Based on this, this paper constructs a DSGE model embedding different types of land supply and local government land mortgage behavior. Research shows that: in order to cope with the economic downturn, the local government has started a stable growth pattern depending on large-scale supply of infrastructure land. In order to finance the huge expansion of infrastructure, the government has to tighten the supply of commercial/residential land, thus obtaining higher monopoly land prices and more land mortgage loans.

Further research finds that the more stable growth the local government desires and the stronger the preference for infrastructure, the more volatile the land supply structure will be. In addition, the reserve land mortgage mechanism also strengthens the government's impulse to tighten the supply of commercial/residential land to push up land prices, because the rise of land price caused by supply contraction help the government relax its credit constraints. Finally, the discussion of property tax indicates that although property tax does not change government's goal of stable growth, it can partly alleviate the imbalance of land supply structure.

According to our research, we put forward a series of policy suggestions. Firstly, the government should pay more attention to the people's livelihood, and increase the land supply to curb the excessive rise of housing price. Secondly, the whole society should accelerate the transformation of economic structure and industrial upgrading, and reduce its dependence on land. Thirdly, the local government should actively resolve the risks brought by over-reliance on "land financialization".

Keywords: Economic Downturn; Stable Growth; Land Supply Structure

JEL Classification: E32, R21, R14

国家社科基金资助期刊
人文社会科学核心期刊
C S S C I 来源期刊



中国人民大学主办

经济理论与经济管理

ECONOMIC THEORY AND BUSINESS MANAGEMENT

刘晓欣 张 耀	中国区域经济增长的空间分布与空间关联
李正图	新制度经济学委托代理理论视野的拓展
詹新宇 王一欢	地方政府经济竞争下的企业负担

经济理论与经济管理

(月刊)

2020 年第 6 期 (总第 354 期)

6 月 16 日出版

目 录

经济热点

中国区域经济增长的空间分布与空间关联

——基于实体经济与虚拟经济的视角 刘晓欣 张 耀 (4)

新制度经济学委托代理理论视野的拓展

..... 李正图 (21)

地方政府经济竞争下的企业负担

——来自上市公司的经验证据 詹新宇 王一欢 (39)

低地价引资增加了工业产值吗

——基于土地抵押贷款视角 陈金至 范志勇 (58)

区域金融发展如何影响农业信贷与农民创业

——基于 CHFS 的实证研究 董 艳 陈秋生 王 聪 (72)

企业资源配置战略与盈余价值相关性

..... 彭爱武 张新民 杨道广 (87)

住房公积金导致了不平等吗

——来自中国家庭金融调查的证据 李 涵 张 昕 (99)

本期执行编辑：杨万东

低地价引资增加了工业产值吗^{*}

——基于土地抵押贷款视角

陈金至 范志勇

[提 要] 本文通过构建一个 DSGE 模型发现, 低价出让工业用地并不一定会显著增加工业产值。特别是对于严重依赖土地抵押贷款的地区, 低地价使得抵押物价值下降, 从而抬高了企业贷款成本, 导致工业增长乏力。进一步地, 本文对 101 个城市 2000—2015 年的面板数据进行了分析, 发现低地价确实能够促进东部地区的工业增长, 却对中西部地区的工业产值无明显的增进作用。考虑到东部、中西部对土地抵押贷款依赖度的差异, 本文认为只有当某地区不依赖土地抵押贷款时, 低地价才能显著地促进工业增长。

[关键词] 工业用地; 土地抵押贷款; 工业增长

一、引言

1994 年的分税制改革在强化了中央对全国财税管理的同时, 也赋予了地方政府进行土地开发并获取土地出让收入的权力。地方政府一方面通过增加土地供应保证高投资, 另一方面又通过压低工业用地价格维持企业低成本, 由此推进了高速工业化(张清勇, 2006; 雷潇雨和龚六堂, 2014)。与其他类型土地的价格相比, 我国工业用地价格(以下简称工业地价)长期处于低位。数据显示, 工业地价分别是商业服务用地和住宅用地价格的 1/10 和 1/8 左右。就工业地价的分地区情况来看, 2008—2015 年间东部地区无论是在地价的水平值还是增长率方面都远高于中西部地区, 见表 1。

部分学者的实证研究表明, 低地价模式的确能够促进工业增长(陶然等, 2009; 饶映雪和戴德艺, 2016; 杨继东和杨其静, 2016; 屠帆等, 2017), 但是这种模式在现实中并不总能获得成功。

在一些地区, 低价供地带来的仅仅是工业用地的无序扩张和粗放利用, 导致大量“工业鬼城”的出现(刘守英, 2018)。表 1 显示, 从短期关系(当期值)来看, 在控制了地区生产总值的情况下, 东部地区的工业地价与工业总产值之间确实存在着显著

表 1 各地区工业用地与工业产值情况(2008—2015 年)

指标	东部	中西部
工业用地均价(元/平方米)	634.435	433.896
工业地价同比增长率(%)	4.741	3.411
建设用地综合地价同比增长率(%)	5.192	5.700
工业地价与工业产值偏相关性	-0.233***	-0.021
工业地价增长率与工业产值增长率	-0.517**	-0.075

资料来源: 国信房地产信息网城市年度库。

说明: *** 和 ** 分别代表 p 值通过显著性水平为 0.01 和 0.05 的检验。工业地价增长率 = 工业地价₂₀₁₅/工业地价₂₀₀₈, 工业产值增长率定义与此类似。

^{*} 陈金至, 南京审计大学政府审计学院, 邮编: 211815, 电子信箱: freeman_eco@126.com; 范志勇, 中国人民大学经济学院。本文得到中国人民大学重大规划项目“长周期视角下的世界经济”(批准号: 17XNLG05)的资助。感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

的负向偏相关关系,但对于中西部地区而言,二者之间的负向关系并不显著。进一步地,本文考察了2008—2015年间城市工业地价增长率与工业产值增长率之间的相关性,这更能反映二者的长期关系。结果同样显示,二者之间的关系在东部地区显著为负,而在中西部地区并不显著。

表1的结果似乎表明,低地价引资的模式在东部地区取得了成功,而在中西部地区则收效甚微。那么其中的原因是什么呢?既有的研究发现,低地价并不总能有效地推动工业化。杨其静等(2014)以及李力行等(2016)的研究表明,低地价可能会恶化招商引资的企业质量。江飞涛和曹建海(2009)、江飞涛等(2012)以及黄健柏等(2015)的研究发现,该模式引致的过度投资将会带来产能过剩的问题。张莉等(2011)认为,工业用地的宽供给虽然会降低地价,但却会造成土地违法案件的上升和土地资源配置的扭曲。然而,这些研究并不能解释为什么同样的低地价政策在不同地区产生的效果是有差异的,若要真正理解该政策产生的区域性差异,地区的异质性无疑是分析问题的一个切入点,而本文则是从地区融资模式的差异入手来试图解释该现象。

本文认为低地价引资政策能否成功与该地区的融资结构密切相关。当某地区的企业融资严重依赖土地抵押贷款时,低地价政策降低了抵押物的价值,从而抬高了企业的融资成本,进而对企业的生产带来负面影响。本文的基本思想来源于Kiyotaki & Moore(1997)和Bernanke *et al.* (1999),这两篇文章都探讨了资产价格通过抵押信贷渠道放大经济波动的传导机制。在此基础上,本文对企业融资方式进行了区分,以此来考察不同融资模式下(是否依赖土地抵押贷款)低地价引资的效果。本文发现,对于严重依赖土地抵押贷款的企业而言,长期人为压低工业地价将严重制约企业贷款的能力,因此低地价引资模式对工业产值的促进作用将大打折扣。对于融资方式多元化的企业而言,贷款成本与地价关系较弱,地价降低并不会削弱企业的融资能力。因此,不同的融资结构是决定该政策成功与否的重

要因素。与东部城市相比,中西部城市的企业更加依赖土地抵押贷款,地价的下降限制了西部地区企业的融资能力,从而削弱了低地价引资的政策效果。

本文其余部分安排如下:第二部分是对不同地区企业融资方式异质性的事实梳理;第三部分通过构建一个DSGE模型来清晰地刻画工业地价、土地抵押与工业产值之间的传导机制;第四部分是本文的实证部分,以验证典型事实以及模型部分的传导机制;第五部分对全文进行总结。

二、典型事实

本文首先对中国不同区域的企业融资模式进行梳理。鉴于中国企业的融资模式仍是以商业银行贷款为主(刘伟和王汝芳,2006),在无法获得企业各类融资方式数据的情况下,本文将对各地区银行不同类型的贷款进行分析。表2显示,无论在我国哪个地区,抵押贷款都是银行发放贷款的最主要的手段。但是与东部地区相比,中西部地区银行发放抵押贷款的比例更高。结合不同地区质押贷款占比的数据可知,中西部地区的银行更为偏好抵押与质押贷款,二者合计占比达到57.09%,而东部地区占比仅为47.55%。^①与之相对应的是,信用贷款这类潜在交易成本较高的贷款仅占中西部地区银行贷款的8.31%,低于东部地区银行11.31%的水平。2015年之后,东部地区和中西部地区银行发放信用贷款的比例分别为12.51%和8.63%,存

表2 不同地区2000—2015年银行贷款方法与银行风险(%)

指标	东部地区银行	中西部地区银行
抵押贷款/总贷款	38.87	45.78
质押贷款/总贷款	8.68	11.31
信用贷款/总贷款	11.31	8.31

资料来源:中国研究数据服务平台提供的银行研究数据库。

说明:为了与前文保持一致,本文选取的时间段截至2015年。

^① 虽然土地使用权只能进行抵押而无法质押,但作为“无形资产”的土地使用权的账面价值可以全部转入相关建筑中(如:厂房、仓库)并进行质押。

在差距进一步拉大的趋势。加之东部地区比中西部地区拥有更多的直接融资渠道（曾国安和马宇佳，2017），这一系列典型事实无疑更为充分地表明，东部和中西部地区在融资模式上存在显著差异，且中西部地区更依赖抵（质）押贷款。

在得到中西部地区商业银行更偏好抵（质）押贷款的事实后，还需论证的是，在一个银行对抵押贷款更为偏好的地区，工业地价的增长是否能够显著地影响企业的融资能力。图1和图2分别是2012—2013年东部、中西部地区的工业地价与土地抵押贷款以及土地抵押金的散点图。^①从图1和图2中不难发现，土地抵押贷款与地价之间的正向关系在中西部城市样本中更为明显（表现为更大的斜率和更优的拟合度），这说明中西部城市的土地抵押贷款对工业地价的变动更为敏感。导致这一现象的原因可能在于，中西部地区的金融发展水平远低于东部地区，当中西部的企业只能通过土地抵押贷款进行融资时，那么土地价格与抵押贷款间便会呈现出高度的正相关性。^②需要说明的是，受限于数据的可得性，在抵押主体方面，本文的数据除了包含企业之外，还包含政府以及个人；在抵押土地的用途方面，除工业用地之外，还包括商服、住宅和储备用地。但如果银行对贷款主体（企业、政府和个人）以及抵押物（各类土地）在贷款结构方面不存在显著差异，上述结果仍能大致反映工业地价与工业用地抵押贷款规模之间的关系。

通过对典型事实的分析，本文认为对于存在严重融资约束的中西部地区企业而言，银行抵（质）押贷款是其获得资金的主要方式。而工业用地及其上建筑物作为企业最重要的资产，自然成为最主要

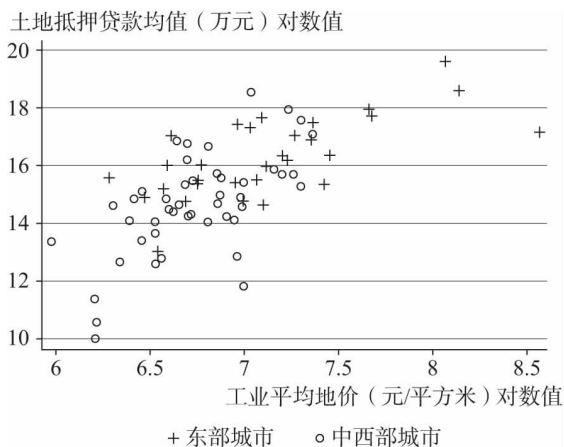


图1 2012—2013年东部、中西部城市工业地价与土地抵押贷款对比

说明：散点图中的点代表某一城市，其中“+”为东部城市，而“o”为中西部城市。图2同。

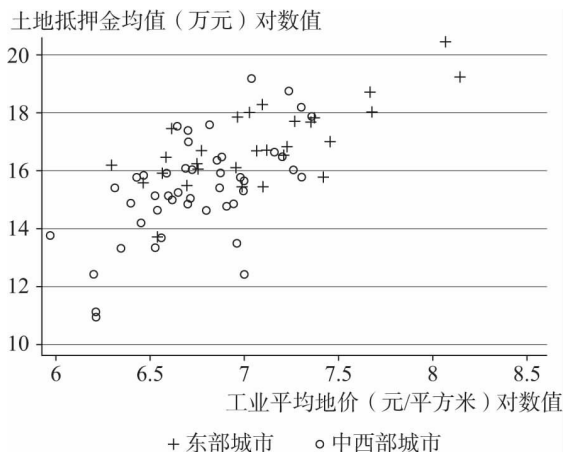


图2 2012—2013年东部、中西部城市工业地价与土地抵押金对比

的抵押品^③，从而导致工业地价与土地抵押贷款规模密切相关。对于金融发展水平较高的东部地区而

① 土地抵押金是指被抵押土地的估值。本文所使用的数据库只收录了2007年之前与2012年和2013年的土地抵押数据，而工业地价的数据主要集中在2008年和2015年。因此，图1和图2只对2012年和2013年的数据进行了验证。以上三类变量均已取自然对数，并进行了年度平均。

② 值得注意的是，本文使用的工业地价为土地出让价格，若土地出让价格与其抵押估值价格之间的相关性较弱，则将会削弱本文结论。首先，那些区位好、人口稠密地区的土地出让价格和土地抵押评估价值都会比较高（Joshi & Kono, 2009），因此二者之间存在较强的正向关系。其次，即便考虑了土地出让之后其上的开发强度和容积率（这部分溢价来自于企业对土地的二次开发）对土地估值的影响，地级市层面的数据依然显示，土地出让价格与其抵押价值之间存在显著的正向关系。感谢审稿人对该问题的提出，限于篇幅未展示，实证结果可向笔者索取。

③ 在设立抵押权时，我国采取的是“房随地走、地随房走”的双向原则，法律上将土地和地上建筑物使用权视为一个整体，不可将二者分别抵押。

言,企业融资渠道较多,对土地融资的依赖性较低,因此工业地价波动对土地抵押贷款的影响不明显。据此,本文认为低地价引资模式虽然能够降低企业的生产成本,但在一个严重依赖土地抵押融资的地区,该做法降低了企业的抵押品价值,抬高了融资成本,对该地区的工业增长造成了一定负面影响。

三、理论模型

在梳理了东部和中西部地区在工业地价、工业增长、银行信贷模式以及地区金融发展方面存在巨大差异的事实后,本节拟构建一个DSGE模型来刻画工业地价是如何影响一个地区的工业产值以及企业借贷行为的。模型假设政府是土地一级市场唯一的供给者,它可以通过调整土地价格来影响整个宏观经济。工业用地既是生产要素,又是企业借贷的抵押品,因此低地价存在两种效应:一方面它能够节约企业的生产成本;另一方面它降低了抵押品价值,从而使得企业融资成本上升。当企业的融资方式以抵押贷款为主时,“融资成本上升效应”将极大地削弱“生产成本节约效应”带来的工业产值的增加。

(一) 模型构建

模型中包含四类主体:居民、企业、金融中介以及政府。居民向企业提供劳动并获得工资,他将自己的收入用作消费或进行储蓄,并在下一期得到储蓄的本金和利息。企业生产需要劳动与土地两种要素,土地的供给来源于政府。本文通过假设企业需要预先支付工资(working capital)来引入企业的借贷行为。在 t 期初,政府向企业出让工业用地。企业利用金融中介的贷款向居民支付工资,其获得贷款有两种渠道:第一,企业可以以无风险利率获取一部分贷款;第二,企业可凭借工业用地抵押获得剩余贷款(这部分贷款存在违约风险),本文将土地抵押贷款占总贷款的比例 m 设为外生,以探讨不同融资结构对低地价引资模式的影响。在 t 期末,金融中介无法获得部分还款,因此将没收企业抵押物(工业用地),并将土地转让给政府,以此获得补偿。正因为土地抵押和还款风险的存在,因此贷款利率才与抵押物价值高度相关。并且当土地抵押贷款占比下降或还款风险降低时,企业

融资成本与工业地价的正向关系才会被削弱。模型具体构建如下:

1. 企业与金融中介。由于企业和金融中介是本文分析的重点,因此先从这两类经济主体入手,通过分析这两类经济主体的行为,亦可初步得到模型的结论。假设企业处于一个完全竞争的市场环境中,其生产函数为C-D函数形式,如式(1)所示:

$$Y_t = A_t H_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

式中, Y_t 为产出, H_t 和 L_t 是企业生产所需的土地和劳动, α 和 $(1-\alpha)$ 分别是土地和劳动要素的收入份额。 A_t 是企业所采用的生产技术,其服从AR(1)过程: $\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A,t}$, ρ_A 是生产技术的一阶自相关系数, $\varepsilon_{A,t}$ 是外生扰动项。

企业通过抵押工业用地获取贷款($loan_t$),并以此来提前支付工资 $W_t L_t$,且 $W_t L_t = loan_t$,贷款利率为 i_t^l 。企业的利润最大化问题为:

$$\max_{H_t, L_t} P_t Y_t - (1 + i_t^l) W_t L_t - Q_t [H_t - (1 - \delta) H_{t-1}]$$

式中, P_t 是价格水平, W_t 是名义工资水平, Q_t 是名义工业地价。 δ 为企业违约概率, δ 越大表明风险越大,违约发生后企业抵押的工业用地将被银行没收,因此 $(1 - \delta) H_{t-1}$ 是上一期企业剩余的工业用地。由企业利润最大化原则,在式(2)和式(3)中可得如下最优条件(小写字母为实际变量形式):

$$(1 + i_t^l) w_t = (1 - \alpha) Y_t / L_t \quad (2)$$

$$q_t = \alpha Y_t / H_t \quad (3)$$

企业通过两种方式获得贷款。第一种贷款以无风险利率(i_t^{nc})获得,该利率与土地价格不直接相关,因此有 $i_t^{nc} = i_{t-1}$ (i_{t-1} 为上一期的名义存款利率)。第二种贷款方式是工业用地抵押贷款,这部分贷款是存在违约风险的,当企业能够正常还款时(概率为 $1 - \delta$),它将支付贷款本息和,贷款利率为 i_t^l ;当企业无法还款时(概率为 δ),金融中介只能将企业抵押物(工业用地)没收,并在 t 期末以 $\mathbb{E}_t Q_{t+1}$ 的价格将土地转让给政府。这部分贷款占总贷款的比例为 m 。为简化模型起见,假设企业拖欠贷款的利息收入最终归政府所有(拖欠的

贷款本身已用于支付工资)。同时假设金融中介也是完全竞争的,其获得零利润,具体形式如下:

$$(1-\delta)(1+i_t^c)mW_tL_t+\delta\mathbb{E}_tQ_{t+1}H_t \\ = (1+i_{t-1})mW_tL_t$$

等式左边是金融中介在企业还款与拖欠两种情况下的期望收益,等式右边是银行接受居民存款的成本,等于贷款金额(mW_tL_t)与存款利率($1+i_{t-1}$)的乘积。式(4)是经整理后抵押贷款利率的表达式:

$$1+i_t^c = \frac{1+i_{t-1}}{1-\delta} - \frac{\delta\mathbb{E}_t(1+\pi_{t+1})q_{t+1}H_t}{(1-\delta)mw_tL_t} \quad (4)$$

式中, $1+\pi_{t+1}=P_{t+1}/P_t$ (π_t 表示通胀率)。进一步地,企业贷款的综合利率(i_t^l)为无风险利率和抵押贷款利率的加权: $i_t^l = (1-m)i_t^{nc} + mi_t^c$ 。式(5)为整理后的结果:

$$1+i_t^l = \left(1+\frac{\delta m}{1-\delta}\right)(1+i_{t-1}) \\ - \frac{\delta\mathbb{E}_t(1+\pi_{t+1})q_{t+1}H_t\mathbb{I}_{\{m>0\}}}{(1-\delta)w_tL_t} \quad (5)$$

将式(2)和式(3)代入式(5)可得 $i_t^l > i_{t-1}$ 的充要条件为: $\alpha < \frac{m}{(1+m)}$ 。在一个相当宽泛的参数取值范围内,该条件可以被满足。继续观察式(5),不难得到以下两点结论:第一, $\frac{\partial i_t^l}{\partial q} < 0$, 由此可知,工业地价的上涨能够带来企业贷款成本的下降(抵押品效应);第二, $\frac{\partial^2 i_t^l}{\partial q \partial \delta} < 0$, 当贷款风险 δ 越大时,抵押品价值(qH)的下降越会使得企业融资成本(i_t^l)上升,从而降低了金融服务实体的效率。式(5)还表明:当 $m=0$ 时 $i_t^l = i_{t-1}$, 此时抵押品价值的波动不会影响企业借贷的成本,而只会影响企业生产成本,因此 m 越小,工业地价的下降对工业产值的促进作用越明显。因此,本文将对不同的 m 取值进行模拟来探讨不同贷款模式的影响。更细致地,本文还需要对“低地价+土地抵押贷款”这种政策组合进行评估。不妨假设,虽然地方政府压低了地价,但同时又对抵押的土地给予了补贴,使得补贴后的土地价格仍然为 1 (地价稳态值),通过是否对抵押贷款进行补贴的对比,

可以反映地价下降对融资成本的负向作用。正式地,本文假设政府对抵押土地进行从量补贴 τ_t , 使得 $\mathbb{E}_t q_{t+1} + \tau_t = 1$, 从而有式(6):

$$1+i_t^l = \left(1+\frac{\delta m}{1-\delta}\right)(1+i_{t-1}) \\ - \frac{\delta\mathbb{E}_t(1+\pi_{t+1})H_t}{(1-\delta)w_tL_t} \quad (6)$$

通过对比式(5)和式(6)可以发现,由于补贴的存在,此时的贷款利率与土地价格不直接相关,因此本文预计在存在政府补贴的情况下,低地价更能促进工业增长。

2. 居民与政府。通过对企业和金融中介的分析,读者可大致看到工业地价对于企业成本的影响,但本文仍需加入居民和政府部门以便完成一般均衡分析。假设消费为居民带来正效用,而劳动带来负效用,居民在其预算约束下最大化其一生的效用:

$$\max_{C_t, L_t, S_{Nt}} \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{L_t^{1+1/\varphi}}{1+1/\varphi} \right) \\ \text{s.t. } P_t C_t + S_{N,t+1} = W_t L_t + (1+i_{t-1})S_{N,t} \\ + P_t Tr_t + P_t \eta_t$$

式中, C_t 是消费; σ 是风险规避系数; φ 是劳动供给弹性(当 φ 为 0 时,居民无弹性地供给一单位劳动,即: $L_t=1$); χ 是闲暇(劳动)在效用函数中的权重。在约束方程中, $S_{N,t+1}$ 是名义存款; i_t 是名义存款利率, η_t 是企业实际利润 ($\eta_t = (1-\delta)q_t H_{t-1}$); Tr_t 是政府的实际转移支付。经整理后将预算约束写成如下实际变量的形式:

$$C_t + (1+\pi_{t+1})S_{t+1} = w_t L_t + (1+i_{t-1})S_t \\ + Tr_t + \eta_t$$

居民通过选择消费、劳动和储蓄来最大化其效用,式(7)和式(8)为居民决策的一阶条件:

$$\beta\mathbb{E}_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{1+i_t}{1+\pi_{t+1}} \right] = 1 \quad (7)$$

$$\chi L_t^{1/\varphi} = w_t C_t^{1-\sigma} \quad (8)$$

本模型中政府是工业用地的最终供给者。政府的收入来源于工业用地的出让金和没收违约企业的贷款利息,政府的支出则用于回购被金融中介没收的工业用地,并最终将其净收入转移给消费者,从

而政府的转移支付为: $Tr_t = q_t [H_t - (1 - \delta) H_{t-1}] + \delta i_t^* m W_t L_t$ 。为与上文对应, 当政府对土地抵押贷款进行补贴时, 其转移支付为: $Tr_t^* = Tr_t - \tau_t H_t$ 。本文假设土地价格 (q_t) 的变动服从 AR (1) 过程: $\ln q_t = \rho_q \ln q_{t-1} + \varepsilon_{q,t}$, 由此可知, 土地价格的稳态值为 1。其中, ρ_q 是地价的一阶自相关系数; $\varepsilon_{q,t}$ 是外生扰动项, $\varepsilon_{q,t}$ 减少 1% 表明工业地价下降 1%。为化简模型, 本文假设政府实行盯住零通胀的货币政策, 因此 $\pi_t = 0$ 。最后, 还需加入均衡条件以便完成模型求解, 其中劳动力和土地市场已在模型中实现均衡, 信贷市场均衡条件为: $w_t L_t = S_t$, 通过将 Tr_t 和 η_t 的表达式以及式 (2) ~ 式 (4) 代入居民的收入约束方程, 可得国民经济的加总核算式为: $C_t + (1 + \pi_{t+1}) S_{t+1} = Y_t + (1 + i_{t-1}) S_t$ 。

(二) 模型动态

在进行数值模拟之前, 本文先使用校准的方法对模型参数进行赋值, 模型的时间频率被设定在年度层面。参考 Iacoviello (2005), 本文取 $\alpha = 0.03$ 。本文假设年存款利率为 4%, 因此取 $\beta = 0.96$ 。文献中 φ 的取值一般在 (0, 5] 区间内, φ 越大则劳

动力供给越有弹性, 本文取 $\varphi = 5$ 。Holt & Laury (2002) 在 CRRA 函数设定下, 得出 σ 的分布在 [0.15, 0.41] 内的结论, 因此本文取 $\sigma = 0.15$ 。不失一般性地, 本文取闲暇 (劳动) 在效用函数中的权重 $\chi = 1$ 。由于 ρ_A 和 ρ_q 这些一阶自相关系数并非本文的关注重点, 因此文中统一取 0.6。本文假设贷款违约的概率 $\delta = 0.1$, 下文还会分别对 $\delta = 0$ 和 $\delta = 0.2$ 时的脉冲结果进行比较, 以探讨违约风险的影响。最终, 本文通过对比 $m = 100\%$, $m = 50\%$ 和 $m = 0\%$ 这三种情形来研究工业用地的抵押品效应。在完成了参数校准后, 本文将通过模型的动态模拟来研究工业地价、融资模式和工业增长这三者之间的作用关系。需要说明的是, 脉冲图中各变量的变化都是在水平值层面 (对稳态的偏离) 而非相对值。

图 3 是工业地价下降 1% 后各宏观变量的脉冲图, 其中实线是 $m = 100\%$ 的基准模型, 虚线和圈线分别是 $m = 0\%$ 和 $m = 50\%$ 时的情形。从图 3 可知, 无论在何种情况下, 1% 工业地价的下降都会降低企业生产成本, 从而使得企业对劳动和工业用地的需求上升, 进而带动工业产出、消费、存贷款规模

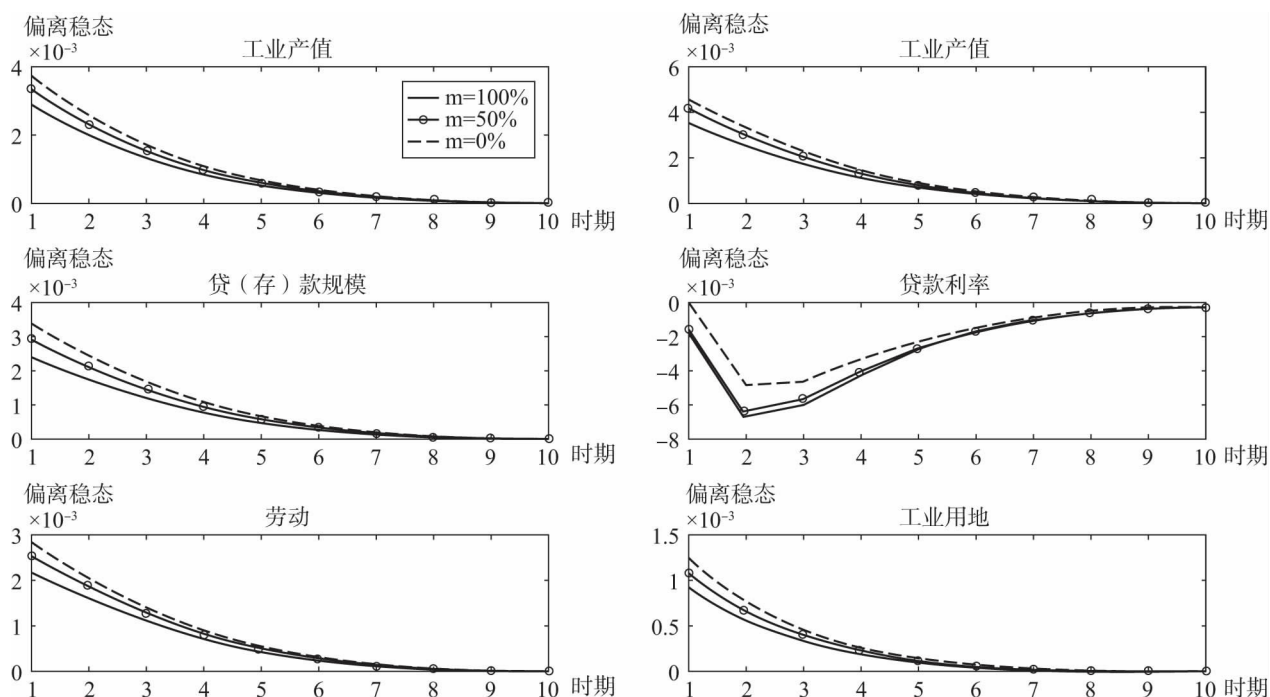


图 3 不同抵押贷款占比的对比

和工资的增加。由于储蓄供给的上升,存贷利率得以下降,但是图3显示, m 越大,工业产值、消费、存贷款规模的上升幅度相应越小,这使得劳动供给、工资上涨以及企业拿地意愿都受到了限制。综上,越是依赖土地抵押贷款,低地价越会抬高企业的融资成本,从而使得工业增长越微弱。进一步地,本文将通过反事实分析来考察土地抵押贷款的作用。

在模型构建中还假设了另一种情况,如果政府对被抵押的土地价格进行补贴,使其维持在稳态价格水平1,那么工业地价下降产生的影响与无补贴

时会有什么不同呢?当工业地价下降1%后,图4展示了是否存在地价补贴对低地价引资模式的影响(这两种情况下 m 都取100%)。图4显示,当存在政府补贴时,用于抵押的土地的价值未随着土地价格的下降而下降,这使得贷款利率下降得更多,从而企业更愿意进行借贷并雇佣更多的劳动,最终使得产出大幅上升。需要说明的是,虽然在有补贴情况下产出上涨得更快,但补贴减少了政府的转移支付水平,进而影响了居民的实际收入,从而使得这两种情况下的居民消费上涨幅度相似。

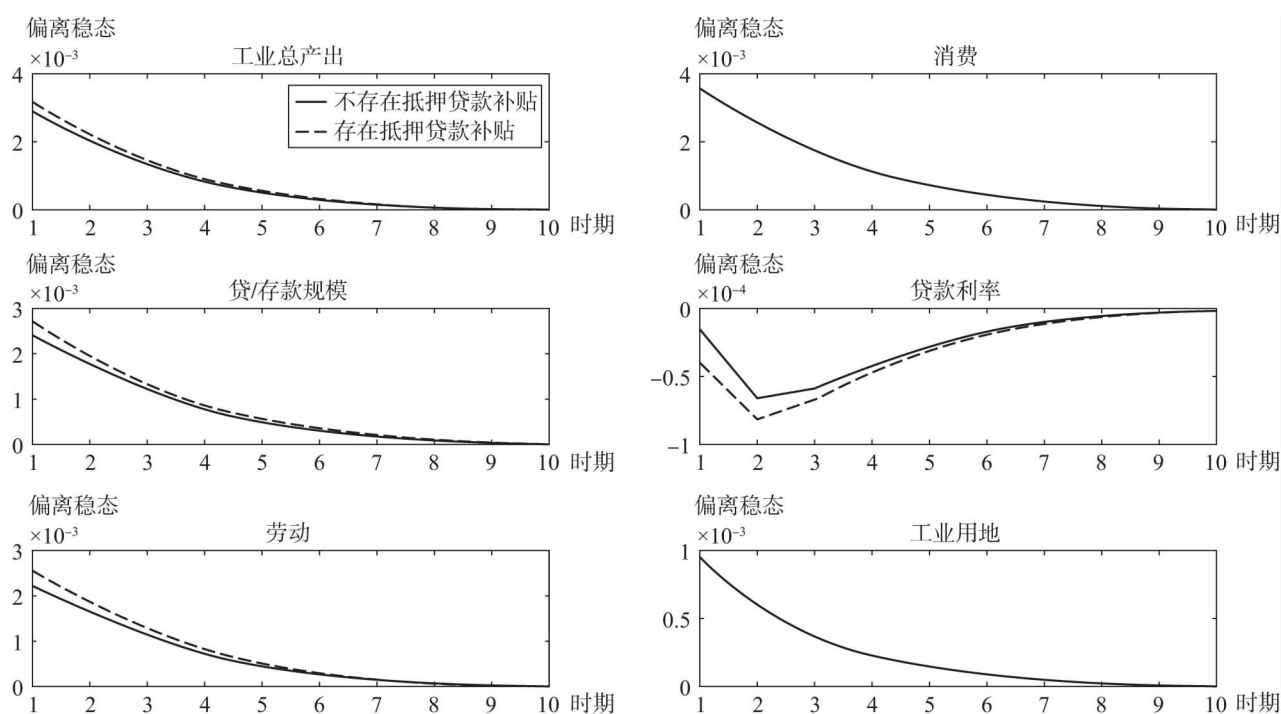


图4 是否存在抵押贷款补贴(反事实模拟)

从前文的分析可知,贷款违约率 δ 是一个重要的变量,它也可以被视为金融中介面临的市场环境的健康状况。因此通过分析 δ 的变化不仅可以检验模型传导机制的稳健性,还可以清楚地看到健康金融市场的重要作用。面对相同的冲击,不同违约率情形下的脉冲反应(图5)与图3极为相似。与前文 $\frac{\partial^2 i^l}{\partial q \partial \delta} < 0$ 的推论类似,图5的结果表明,随着 δ 的增大,融资成本上升对工业增长的抵消效应愈加明显。从数值上进行比较可知,在 $\delta=0.2$ 情况下,冲击发生后工业总产出第一期的上升幅度是

$\delta=0$ 情形下的55%左右,其原因就在于高违约风险下的企业融资成本更高。

总结图3~图5可得以下结论:低地价的确可以带来工业产出的增长,但是这种增长效应随着地区融资结构趋于单一化(m 越大)和融资风险上升(δ 越大)而衰减,其背后的机制是,当一个地区的融资风险较大且企业融资结构单一时,工业地价的下降将会使得土地抵押物的价值下降,从而抬高了企业贷款的成本,并削弱了低地价引资的效果。此外,本文还对模型的参数进行了敏感性检验(限于篇幅未展示,读者可向笔者索取),

结果表明,参数取值的变动并未改变本文的结论。综上,本文认为:在融资方式单一的中西部

地区,简单地推行低地价引资的模式,并不能产生很好的效果。

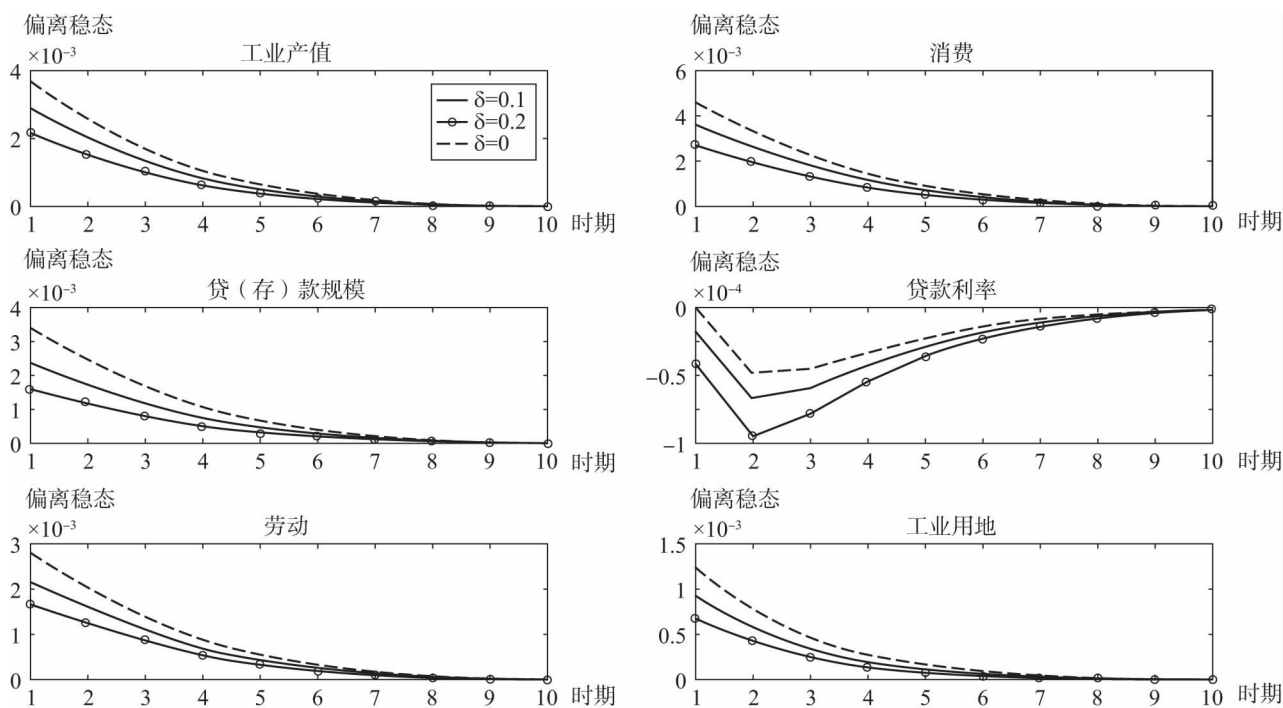


图5 不同违约风险的对比

四、实证检验

本节将对文章的理论框架进行实证检验。本文选取了101个城市(地级市及以上)2000—2015年的面板数据来进行实证分析。除了银行贷款方面的数据,其他数据均来源于国信房地产信息网城市年度库。该数据库通过搜集全国及各地区有关统计年鉴和统计公报,包含了全国297个地级市(及以上)的历年数据。该库除了包含常见的宏观变量外,还特别涵盖了房地产和土地方面的数据,如:房地产企业的生产经营性指标以及土地资源的价格、供给和流转方面的数据。另外,银行总贷款、总存款以及抵押、质押贷款的数据均来自中国研究数据服务平台的银行研究数据库。该库涵盖了191家银行的历年信息(包括国有行、股份制银行、城商行以及农村商业银行等金融机构),包含了银行基本信息、财务报表信息、信贷资产分析和重要业务信息这四大模块的指标。本文以某一银行的注册地

来表征该银行的所在地,若某地区有多家银行,则取这些银行数据的简单平均来表征该地区的银行特性。

(一) 基本结果

本文通过构建式(9)来探讨低地价引资能否增加工业产值的问题,即二者之间是否存在显著的负向关系。在对全样本进行分析后,本文还区分了不同地区 and 不同融资模式的子样本,来检验土地低价出让对工业的拉动效果是否存在异质性。计量模型表达式具体如下:

$$Indus_{it} = a_0 + a_1 LP_{it} + a_2 Controls_{it} + f_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中, $Indus_{it}$ 是 i 城市第 t 年的工业总产值; LP_{it} 是 i 城市第 t 年的工业用地出让的平均价格。 f_i 表示城市固定效应,用以控制各城市不被观察到的、不随时间变化的差异性; η_t 为年份固定效应,用以控制各城市共同面临的宏观形势的变化; ε_{it} 表示随机扰动项。借鉴之前的研究, $Controls_{it}$ 包含的控制变量有:地区生产总值(gross regional product, GRP)

表征市场规模 (Hansen & Prescott, 2002); 人均地区生产总值 (人均 GRP) 及其二次项表征经济发展程度 (Beck & Levine, 2002); 年末总人口和普通高中人数分别表征人口规模和人力资本水平 (Wei & Hao, 2010)。^①

根据式 (9), 本文首先在全样本层面对工业地价与工业总产值之间的关系进行检验, 表 3 列 (1) 的全样本的回归结果显示, 工业地价前的系数为负, 且在 5% 的水平上通过显著性检验。这说明从全样本层面来看, 低地价的确能够促进工业增长。控制变量方面, 结果显示 GRP 前的系数显著为正, 人均 GRP 与工业产值呈显著的 U 型关系, 而人口规模与工业产值间的关系不明确。同时, 受教育水

平与工业产值之间存在负向关系, 笔者认为这很可能是受教育水平与 GRP 高度相关所致 (在本文所选的样本中, 这二者的相关系数高达 70%)。进一步地, 列 (2) 和列 (3) 将样本分为东部与中西部地区进行了对比, 结果显示虽然样本量有所减少, 但东部地区 (列 (2)) 的工业地价前的系数仍然显著为负, 且系数的绝对值大小与 t 值都大于全样本中的情形。对于中西部城市而言 (列 (3)), 工业地价前的系数虽然为负, 但已不再显著, 且系数绝对值的大小远远小于全样本和东部地区样本的水平。最后, 列 (4) 和列 (5) 考察了不同融资模式下工业地价与工业总产值之间的关系。列 (4) 对抵押贷款占比小于 40% 的样本进行了回归, 结果

表 3 工业地价、融资模式与工业产值

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工业总产值				
	全样本	东部城市	中西部城市	抵押贷款占比<40%	抵押贷款占比>40%
工业地价	-0.086** (0.043)	-0.122*** (0.047)	-0.004 (0.071)	-0.209*** (0.079)	0.090 (0.137)
GRP	1.149*** (0.055)	0.953*** (0.063)	1.027*** (0.096)	1.002*** (0.140)	0.490* (0.262)
人均 GRP	-0.624*** (0.135)	-0.136 (0.138)	-1.130*** (0.255)	4.138*** (0.848)	4.312*** (1.054)
人均 GRP ²	0.040*** (0.008)	0.011 (0.008)	0.070*** (0.016)	-0.173*** (0.040)	-0.165*** (0.049)
年末总人口	0.005 (0.069)	-0.017 (0.066)	0.561*** (0.161)	0.126 (0.142)	-0.605 (0.393)
普通高中人数	-0.130*** (0.039)	-0.168*** (0.046)	-0.096* (0.057)	0.194** (0.097)	0.431*** (0.130)
双向固定效应	是	是	是	是	是
常数项	12.383*** (0.738)	13.226*** (0.769)	10.901*** (1.504)	-16.862*** (5.183)	-15.866** (6.355)
观测值	1126	529	597	208	192
R^2	0.952	0.966	0.952	0.945	0.917
城市数	101	44	57	49	41

说明: ***, ** 和 * 分别代表 p 值通过显著性水平为 0.01, 0.05 和 0.1 的检验。括号内的值表示标准差, 双向固定效应指的是城市和年份的固定效应。下表同。

① 根据审稿人的建议, 并参考了刘海英和何彬 (2009)、杨其静等 (2014) 的做法, 本文还进一步控制了金融机构贷款余额、第一产业占 GDP 比重、外贸依存度和全社会固定资产投资总额这四个变量, 以表征地区的金融发展水平、产业结构、对外贸易情况和投资情况。虽然, 实证结果与表 3 相似, 但由于加入这些变量后样本量减少了近 60%, 因此在下文仍然只控制表 3 中的变量。相关实证结果限于篇幅未展示, 可向笔者索取。

显示,工业地价前的系数依然显著为负,这说明当抵押贷款比例较低时,低地价对工业产值的拉动效应较强。而在列(5)中对抵押贷款占比大于40%的样本进行回归后发现,工业地价前的系数不但显著性消失,且系数的符号也发生了变化,这表明在较为依赖抵押融资的地区,低地价并不能有效地增加工业产值。对比不同地区的融资模式(表1),列(4)和列(5)正好可以解释列(2)和列(3)中的结果。总结表3,本文得出了与表1类似的结论,即低地价促进工业增长的发展模式在东部地区(不依赖抵押贷款)有效而在西部地区(依赖抵押贷款)效果不显著。

在控制了诸多区域特征的变量以及固定效应后,基准回归的结果仍存在一定的内生性问题。一个可能的内生性问题来源于互为因果,即工业产值的增加会带动工业地价的上涨。表4采取了两种方法剔除内生性的影响。首先由于当期的工业产值不会对滞后一期的工业地价产生影响,因此本文将工业地价进行了一期滞后,并且在表4列(1)~列(3)中得到了与表3相似的结果。其次,本文选取

了“协议出让面积/土地出让总面积”作为工业地价的工具变量。选取这一变量的原因有两点:第一,根据杨其静等(2014)以及赵文哲和杨继东(2015)研究,地方政府的财政压力、稳增长意愿以及逐底竞争的行为都会导致工业用地的协议出让更加普遍,且协议出让的价格相对较低;第二,张莉等(2011)以及杨继东和杨其静(2016)都指出,由于GDP锦标赛的存在,导致了地方政府更倾向采取协议出让而非“招拍挂”的方式出让工业用地,且这种带有政府主观意愿的土地供给行为相对外生,因此与其他经济变量的相关性较弱。综上,本文认为这是一个较好的工具变量。表4列(4)~列(6)为工具变量的回归结果。结果显示,在全样本层面工业地价与工业产值之间存在显著的负向关系(列(4)),且低地价能更显著地促进东部城市的工业增长(列(5)),但对中西部城市的工业产出无显著影响(列(6))。同时,对于工具变量有效性的检验结果显示,本文的工具变量基本通过了识别不足检验和弱工具变量检验。因此,在处理了内生性问题后,本文的结论依然成立。

表4 内生性问题处理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业总产值					
	工业地价一期滞后			面板IV		
	全样本	东部城市	中西部城市	全样本	东部城市	中西部城市
工业地价	-0.046 (0.044)	-0.106** (0.047)	0.034 (0.072)	-0.775* (0.460)	-0.490** (0.239)	0.671 (0.721)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 126	529	597	919	434	485
R^2	0.944	0.960	0.945	0.934	0.954	0.766
城市数	101	44	57	101	44	57
识别不足 p 值	—	—	—	0.043	0.003	0.051
弱IV F 统计量	—	—	—	3.097	5.905	0.646

说明:其他控制变量包括,地区总产值(GRP)、人均GRP及其二次项、年末总人口以及普通高中人数,限于篇幅,表4未报告其他控制变量和常数项的结果。下表同。工具变量法的一阶段回归结果显示,协议出让占比与工业地价之间为显著的负向关系,该结果符合预期,为节省空间表4省略了一阶段的回归结果。

最后，本文对表 3 中的基本结果还进行了其他稳健性检验（限于篇幅未展示，读者可向笔者索取），结果显示，当考虑了指标替换和样本选择偏误后，本文的基本结论依旧成立。

（二）机制检验

既然低地价不一定能够促进工业增长，那么其背后的原因是什么呢？本文的模型表明这与一地区融资模式紧密相关。虽然低地价能够降低企业生产成本，但当企业更依赖土地抵押贷款融资时，低地价使得企业的抵押品价值下降，导致其融资成本上升，进而影响工业增长。而当企业的融资方式不依赖土地抵押时，较低的工业地价并不能影响企业的

融资成本，使得低地价更多地表现为企业较低的生产成本，从而能够显著地推动工业增长。表 5 中列（1）和列（2）检验了东部地区工业地价与土地抵押之间的关系。结果显示，东部地区的工业地价与土地抵押贷款（金）之间仅存在微弱的正向关系，这说明东部地区的融资并非以土地抵押贷款为主。而列（3）和列（4）的结果却显示，由于中西部地区更依赖土地抵押融资，其融资规模也更容易受地价的影响（列（3）和列（4）中工业地价前的系数大小与显著性明显高于列（1）和列（2）），因此，工业地价越低，中西部企业能够获得的土地抵押贷款就越少。

表 5 工业地价与土地抵押

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部		中西部	
	土地抵押贷款	土地抵押金	土地抵押贷款	土地抵押金
工业地价	0.359 (0.410)	0.769* (0.410)	1.369* (0.734)	1.505** (0.736)
其他控制变量	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是
观测值	229	230	231	231
R^2	0.830	0.866	0.688	0.738
城市数	41	41	50	50

接下来，本文来检验地价与抵押品价值之间的关系。限于机器设备具有较强的专用性，且折旧较快、变现能力较差，因此我国的固定资产抵押仍主要集中在土地和厂房的抵押。表 6 列（3）表明，对中西部地区企业而言，工业地价与企业固定资产之间呈显著的正向关系，并且当把企业固定资产变量加入式（9）中后（见列（4）），结果显示，不仅企业固定资产的增加能显著促进工业产值的增加，同时工业地价前的系数也显著为负。此处对企业固定资产变量的加入相当于控制了土地抵押贷款的渠道，此时的工业地价仅仅反映了企业生产成本，而成本（地价）的上升的确会对工业增长带来负向影响。反观东部地区企业，列（1）显示，工

业地价与企业固定资产之间存在显著负向关系，这说明土地及其上附着物并非东部地区企业主要的固定资产来源，随着地价下跌，东部地区的企业反而有更多资金去扩大经营，进而增加了机器设备等固定资产的投资。对于东部地区样本，列（2）同样是将固定资产变量加入式（9）中，结果显示，固定资产的上升有利于工业产值的增加，而地价的下跌同样利于工业增长。但注意到列（2）中的固定资产前的系数大于列（4），这也暗示了相比于东部企业而言，西部企业的固定资产除了作为生产要素，还作为重要的抵押品，因此固定资产规模的上升减少了企业融资成本，并提高了企业效益。

表 6 工业地价影响工业产值的渠道检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部		中西部	
	企业固定资产	工业总产值	企业固定资产	工业总产值
企业固定资产	—	0.310*** (0.026)	—	0.336*** (0.039)
工业地价	-0.167** (0.078)	-0.101** (0.042)	0.209*** (0.076)	-0.171** (0.067)
其他控制变量	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是
观测值	496	496	569	569
R^2	0.884	0.975	0.918	0.961
城市数	44	44	57	57

进一步地, 本文将验证不同地区的企业对土地抵押贷款的依赖性。由于难以获取企业真实拥有的工业用地的数据, 因此本文以企业固定资产作为企业的工业用地总价值的代理变量。从表 7 列 (1) 和列 (2) 的回归结果可知, 对于东部城市而言, 企业固定资产上升并未显著促进土地抵押贷款规模的扩大。而对于中西部企业而言 (列 (3) 和列

(4)), 企业固定资产与土地抵押贷款之间呈显著的正向关系, 且固定资产前的系数大小远高于东部企业的回归结果。这又间接证明了中西部企业对土地抵押贷款的依赖。当土地升值后, 这些企业便获得了更多的土地抵押贷款。而东部企业因其融资手段的多样性和所处地区较高的金融发展程度, 已基本脱离了“以地融资”的发展阶段 (刘守英, 2017)。

表 7 企业固定资产与土地抵押

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部		中西部	
	土地抵押贷款	土地抵押金	土地抵押贷款	土地抵押金
企业固定资产	0.038 (0.173)	-0.127 (0.220)	0.375** (0.179)	0.437* (0.247)
其他控制变量	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是
观测值	590	460	1220	904
R^2	0.808	0.843	0.513	0.610
城市数	88	88	195	195

总结以上实证结果, 本文得到以下三点发现: 第一, 低地价确实能够促进东部地区的工业增长, 却无法带动中西部地区的工业增长; 第二, 当某地区越依赖抵押融资时, 低地价带来的增长效应越弱; 第三, 中西部企业的固定资产价值和工业地价

之间存在显著的正相关性, 且二者能够显著影响企业的贷款能力, 但该现象在东部企业中并不明显。本文认为, 由于中西部企业更多通过土地抵押贷款进行融资, 因此单位土地价值的变动对其贷款能力影响较大。而东部企业融资的渠道较多, 土地抵押

贷款仅占小部分,因此其融资成本受土地价格波动的影响较小。

五、结论

本文首先通过构建DSGE模型来研究低地价引资能否促进工业增长的问题。研究发现,该模式能否成功取决于企业的融资模式。工业用地的低价出让并不一定会带来工业增长,特别是对于严重依赖土地抵押贷款的地区,低地价使得抵押物价值下降,从而抬高了企业贷款成本,导致工业增长乏力。其次,本文通过对101个城市2000—2015年的面板数据的分析发现,中西部地区的企业更依赖土地抵押贷款,其抵押贷款的规模对工业地价的反应也更敏感,因此该模式并不能显著地促进中西部

地区的工业发展。

对于中西部企业而言,低地价引资的模式已被证明无效,本文也已说明中西部地区的金融劣势是该模式失败的原因之一,从而证明了金融发展对经济发展的重要作用(李延凯和韩廷春,2013)。而近年来随着土地征收成本的上升以及高新技术企业对土地的依赖性下降,该模式在东部地区也难以继(刘守英,2017)。此外,人为压低工业地价的这种做法还造成了大量低效企业死而未亡,许多企业即便亏损也要守住这块土地,以便在下一轮征收中卖出高价,这不仅导致了土地资源配置的低效,更加剧了结构性改革的困难。因此,告别低地价引资模式,同时促进企业升级、优化融资结构才能确保中国工业化的可持续健康发展。

参考文献

- 黄健柏、徐震、徐珊,2015:《土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的实证研究》,《中国工业经济》第3期。
- 江飞涛、曹建海,2009:《市场失灵还是体制扭曲——重复建设形成机理研究中的争论、缺陷与新进展》,《中国工业经济》第1期。
- 江飞涛、耿强、吕大国,2012:《地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理》,《中国工业经济》第6期。
- 雷潇雨、龚六堂,2014:《基于土地出让的工业化与城镇化》,《管理世界》第9期。
- 李力行、黄佩媛、马光荣,2016:《土地资源错配与中国工业企业生产率差异》,《管理世界》第8期。
- 李延凯、韩廷春,2013:《金融环境演化下的金融发展与经济增长:一个国际经验》,《世界经济》第8期。
- 刘海英、何彬,2009:《工业增长、信贷供求和货币政策调整》,《中国工业经济》第7期。
- 刘守英,2017:《中国土地制度改革:上半程及下半程》,《国际经济评论》第5期。
- 刘守英,2018:《城乡中国的土地问题》,《北京大学学报》(哲学社会科学版)第3期。
- 刘伟、王汝芳,2006:《中国资本市场效率实证分析——直接融资与间接融资效率比较》,《金融研究》第1期。
- 饶映雪、戴德艺,2016:《工业用地供给对工业经济增长的影响研究》,《管理世界》第2期。
- 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖,2009:《地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思》,《经济研究》第7期。
- 屠帆、葛家玮、刘道学,2017:《土地出让市场化改革进程中工业地价影响因素研究》,《中国土地科学》第12期。
- 杨继东、杨其静,2016:《保增长压力、刺激计划与工业用地出让》,《经济研究》第1期。
- 杨其静、卓品、杨继东,2014:《工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007~2011年中国地级市面板数据的经验研究》,《管理世界》第11期。
- 张莉、徐现祥、王贤彬,2011:《地方官员合谋与土地违法》,《世界经济》第3期。
- 张清勇,2006:《中国地方政府竞争与工业用地出让价格》,《制度经济学研究》第1期。
- 曾国安、马宇佳,2017:《金融结构差异对东、中、西部地区经济增长的影响——基于中国省际面板数据的实证分析》,《经济问题》第9期。
- 赵文哲、杨继东,2015:《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》,《管理世界》第4期。

- Beck, T. , and R. Levine, 2002, “Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market-or Bank-Based System Matter?”, *Journal of Financial Economics*, 64 (2): 147 – 180.
- Bernanke, B. S. , M. Gertler, and S. Gilchrist, 1999, “Chapter 21: The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, NBER Working Papers.
- Hansen, G. D. , and E. C. Prescott, 2002, “Malthus to Solow”, *American Economic Review*, 92 (4): 1205 – 1217.
- Holt, C. A. , and S. K. Laury, 2002, “Risk Aversion and Incentive Effects”, *American Economic Review*, 92 (5): 1644 – 1655.
- Iacoviello, M. , 2005, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle”, *American Economic Review*, 95 (3): 739 – 764.
- Joshi, K. K. , and T. Kono, 2009, “Optimization of Floor Area Ratio Regulation in a Growing City”, *Regional Science and Urban Economics*, 39 (4): 502 – 511.
- Kiyotaki, N. , and J. Moore, 1997, “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, 105 (2): 211 – 248.
- Wei, Z. , and R. Hao, 2010, “Demographic Structure and Economic Growth: Evidence from China”, *Journal of Comparative Economics*, 38 (4): 472 – 491.

(责任编辑: 张雨潇)

DOES LOW LAND PRICE PROMOTE INDUSTRIAL GROWTH

——From the Perspective of Land Mortgage Loan

CHEN Jin-zhi¹ FAN Zhi-yong²

(1. School of Government Audit, Nanjing Audit University;

2. School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: Through a DSGE model, this paper finds that the low price of industrial land policy does not necessarily increase industrial growth. In areas heavily dependent on land mortgage loan, low land price makes the value of mortgage decline and raises the credit cost, leading to a weak industrial growth. Furthermore, through the analysis of panel data of 101 cities from 2000 to 2015, we find that low land price can indeed promote industrial development in the eastern region, but cannot significantly increase industrial production in the central and the western regions. Considering the differences in dependence on land mortgage loans between the eastern and the central/western regions, we believe that only when a region is independent of land mortgage loan, the low land price can significantly promote industrial growth.

Key words: industrial land; land mortgage loan; industrial growth



企业文化： 企业生活中的礼仪与仪式（珍藏版）

特伦斯·迪尔 艾伦·肯尼迪 著 59.00元

该书是企业文化领域极具代表性的巨作之一，标志着企业文化理论的形成。两位管理学大师在30多年前通过对大量企业实践的研究，前瞻性地论述了这一重要主题，其理念和内容至今仍不过时，依然受到全球经营管理者的追捧。

书中系统性地总结了企业文化的五大构成要素，即企业环境、价值观、英雄人物、礼仪与仪式、文化网络，分析了这些因素如何决定企业文化类型、塑造公司独特的身份。虽然该书是管理学学术著作，但妙趣横生、引人入胜的趣闻轶事贯穿全书。两位管理学大师以轻松的笔调、讲故事的方式，娓娓道出一个个生动且耐人寻味的企业经营哲理，深刻剖析了企业文化的内涵，展示了企业文化对绩效的巨大影响。

实体店逆袭

一般社团法人零售AI研究会 编著 55.00元

《实体店逆袭》基于日本零售AI研究会的各大企业会员的AI成功转型案例，多角度阐释了零售AI的运营模式；着眼于零售业、生产制造业、批发业等诸多环节面临的实际困境，帮助这些企业应用AI技术解决运营中的各种问题；结合AI技术，帮助实体店发挥自身优势，实现AI变现，提升整体销量与效率，以在这场电商的包围战中实现突围，成功转型。



ISSN 1000-596X



邮发代号：2-286

国外代号：M526

统一刊号：CN11-1517/F

定价：25.00元



Credit easing, income gap, and housing price fluctuation

Jinzh Chen^a, Lu Song^{b,*}, Xingchun Wen^c, Huan Wu^d^a Nanjing Audit University, School of Finance, Nanjing, China^b Renmin University of China, School of Smart Governance, Suzhou, China^c University of International Business and Economics, School of Finance, Beijing, China^d China Export & Credit Insurance Corporation, Beijing, China

ARTICLE INFO

JEL classification:

E10
E25
E32
R31

Keywords:

Credit easing
Income gap
Housing price
Heterogeneous agent model

ABSTRACT

The COVID-19 pandemic has caused a global economic recession, forcing several countries to adopt credit easing policies. This study examines the impact of credit easing on housing price fluctuations from an income gap perspective. Through the construction and analysis of a heterogeneous agent model, we reveal that credit easing promotes the rise of house prices and a positive correlation exists between the income gap and the effect of credit easing on house prices. Additionally, credit easing substantially enhances the housing demand of low-income people, increasing debt and house prices. The analysis using panel data from 36 countries from 1970 to 2018 confirms that compared to rising income for high-income people, a decline in the income level of low-income people significantly increases credit easing effect on house prices.

1. Introduction

The COVID-19 pandemic has had a devastating effect on economies worldwide. To avoid a deep economic recession, most countries have adopted super-credit easing policies. There are two common concerns regarding credit easing in society: (1) whether the excess liquidity in the real estate sector will push up house prices; and (2) whether credit easing will induce a sharp increase in the leverage ratio across sectors. On the one hand, the International Monetary Fund report released at the end of 2020 indicated a high global real house price index (among the 63 samples, 47 countries and regions showed a rising trend in housing prices) at 167.26 (based on the first quarter of 2000). On the other hand, the data from the Bank for International Settlements (BIS) show that at the end of 2020, the “total debt/GDP” of the world’s major economies had exceeded 330%. Thus, these data validate the above concerns. It is increasingly alarming as the recession hits low-income groups first, which will lead to a further widening of the income gap and significantly increase the household leverage ratio of low-income people (Carr & Jayadev, 2015). Numerous studies after the 2008 financial crisis demonstrated that (Bordo & Meissner, 2012; Kumhof et al., 2015; Malinen, 2016) during the US subprime mortgage crisis, the debt ratio of low- and middle-income households increased sharply (primarily housing loans), which caused a sharp rise in housing prices (Rajan, 2010). The question persists as to whether credit easing will push up housing prices further as the income gap expands and, if so, in what way the mechanism works. As there is a lack of systematic discussion on this issue in the existing literature, we focus on this issue in our study.

To address the above questions, we construct a heterogeneous agent model to explore the mechanism and then confirm the model

* Corresponding author. Renmin University of China, School of Smart Governance, Suzhou, China.

E-mail addresses: freeman_eco@126.com (J. Chen), songlu@ruc.edu.cn (L. Song), wenxingchun2020@163.com (X. Wen), fmlwuhuan@163.com (H. Wu).

Abbreviation list

OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
LTV	Loan-to-value
SWIID	Standardized World Income Inequality Database
SYS-GMM	System generalized method of moments
WDI	World Development Indicators

conclusions by analyzing cross-country panel data. This study argues that (1) as the income gap widens, the effect of credit easing on housing prices increases; and (2) low-income people play a key role in the transmission mechanism because low-income people have high housing demand; thus, loose credit can significantly increase housing prices by stimulating demand for houses by low-income people with leverage. Based on this, this study has the following two innovations: (1) Although most studies have confirmed the strong effect of credit constraint relaxation on the leverage ratio and house price, these studies generally ignore the structural effect of the income gap, that is, whether there are differences in the promotion effect of credit easing on house prices under different income gap conditions; (2) by constructing a heterogeneous agent model, it explicitly describes the behaviors of different income groups in house purchasing and borrowing under credit easing conditions, which provides a new understanding of the rapid rise in house prices from the perspective of the income gap.

The remainder of this paper is structured as follows. Section 2 reviews previous studies on credit easing, house prices, and income gap, which reflect the marginal contribution of this paper. Section 3 explains the construction and solution of the theoretical model. Section 4 analyzes the model to prove the aim of this research. Section 5 discusses an empirical test and mechanism analysis of the basic conclusions of the theoretical model. Section 6 summarizes the conclusions of this study and proposes some suggestions.

2. Literature review

The existing literature has theoretically demonstrated the mechanism between credit and asset prices (Kiyotaki & Moore, 1997; Iacoviello, 2005; Liu et al., 2013, 2019). These studies generally believe that credit channels amplify the fluctuation of asset prices, and credit easing can significantly increase asset prices, which further relaxes credit constraints, thus forming a positive feedback mechanism. Kiyotaki and Moore (1997) believed that, on the one hand, the borrower would not default because the collateral (such as land, property, and machine) value is greater than the loan value; on the other hand, because durable assets are production factors and collateral for loans, the interaction between debt scale and asset price forms a strong “financial accelerator” dynamic mechanism. This leads to a continuous and acute impact of asset price changes on macroeconomic fluctuations, indicating a close relationship between asset price rises and financial crises. Based on the research of Kiyotaki and Moore (1997), Iacoviello (2005) and Liu et al. (2013) explained the reasons for the positive correlation between house prices and consumption and investment. They believed that rising house prices stimulate household consumption and business investment by relaxing credit constraints, thus increasing output and eventually promoting a larger increase in house prices. In a recent study, Liu et al. (2019) discussed the impact of changes in credit constraints on housing prices and the price-to-rent ratio by introducing a heterogeneous agent model. The model assumes that the housing demand of different agents is heterogeneous and that some agents with higher housing marginal utility face credit constraints. This generates the liquidity premium of housing endogenously, which constitutes a wedge between house prices and rent, so that the relaxation of credit constraints will simultaneously lead to a rise in house prices and price-to-rent ratios. Liu et al. (2019) provide a concise and easy-to-deal framework for studying individual heterogeneity and house prices. Our study primarily draws lessons from the background of their study.

The results of the empirical test also support the above theoretical framework; however, the difficulty lies in the reverse causal relationship between credit supply and housing price growth. On the one hand, credit easing reduces financing constraints for borrowers and increases total housing demand, leading to an increase in house prices. On the other hand, credit policy may predict expectations of rising housing demand and house prices; thus, because the property as collateral becomes more valuable, cheap credit may not be an impetus for rising housing prices but rather a byproduct of increasing housing demand. Therefore, by applying the microeconometrics method, some studies have distinguished between the two causality effects using the change in the loan-to-value (LTV) ratio of first-time home buyers (Duca et al., 2009), annual change range in the confirming loan limit (Adelino et al., 2012), and deregulation of branch banks in the United States in the 1990s (Favara & Imbs, 2015) as instrumental variables or exogenous shocks. Other studies comprehensively explore the interaction between credit and housing prices and test the above relations by constructing structural equations or vector autoregressive models (Gerlach & Peng, 2005; Greiber & Setzer, 2007). These studies found empirical evidence that the relaxation of credit constraints can effectively increase house prices.

Some researchers, studying the 2008 financial crisis, linked the income gap and credit easing with the housing price bubble. They believed that the widening income gap was the culprit behind the financial crisis (Rajan, 2010; Reich, 2010). After the stagnation of real incomes, the middle- and low-income groups can only increase borrowing to maintain their housing loans and living expenses, which further spawns asset bubbles and aggravates financial risks. Rajan (2010) stated in his book “*Fault Line*” that the increasing income inequality in American society led to the urgent demand for housing loans by low-income groups, resulting in a serious social “fault line”. During this time, the U.S. government implemented a policy of low interest rates to stimulate consumption and appease voters, which led to distortions in the loan market that made unqualified low-income households eligible for more mortgages. The

resulting “subprime mortgage boom” promoted a sharp rise in house prices. These views have been summarized as the Rajan hypothesis by other scholars (Fitoussi & Saraceno, 2010; Krugman, 2007; Stiglitz, 2013).

Although the Rajan hypothesis acknowledges that credit easing is closely related to the housing price bubble, the underlying reason for credit easing remains the widening income gap; therefore, this hypothesis has also triggered much controversy. Bordo and Meissner (2012) believe that low interest rates and economic growth are the primary causes of the housing price bubble, while the relationship between the widening income gap and the probability of a financial crisis is weak or vague. Therefore, no causal relationship exists between the income gap and housing prices; nevertheless, it may just be a coincidence. Levitin and Wachter (2012) believe that the main driver of the housing price bubble is an increase in credit supply due to deregulation. Empirically, some studies have questioned the conclusion that a widening income gap drives up housing prices (Abebe et al., 2020; Goda et al., 2019; Özmen et al., 2019). Özmen et al. (2019) used Turkish data to study the relationship between the changes in income of various social classes and house prices from 2010 to 2018 and observed that the improvement in income of low-income groups stimulated the total demand for house purchases, thereby promoting the rise of house prices. By contrast, changes in the income of high-income people have no significant effect on house prices. Goda et al. (2019) studied the relationship between income inequality and housing prices in 18 Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) countries from 1975 to 2010 and found a positive relationship between absolute income inequality (the absolute wage level of the highest 5% income group) and house prices; however, no significant correlation was observed between relative income inequality (Gini coefficient) and house prices. Abebe et al. (2020) selected a sample of 17 OECD countries from 1870 to 2015. Owing to the long-time span, a serious interaction was observed between house prices and income distribution. To address this endogenous problem, the authors assumed “whether a country was affected by communist culture” as the instrumental variable and concluded that the larger the income gap, the lower the house price, which contradicted the Rajan hypothesis.

In conclusion, the previous studies primarily have the following two deficiencies: (1) these studies often use the representative agent model to explore the relationship between credit and house prices; however, they ignore the impact of the different income groups' behavior under credit easing on the change in house prices; (2) these studies are often the direct econometric verification of the income gap and house price without considering the role of the income gap as a moderator variable in the relationship between credit easing and house prices. By contrast, our study first confirms the positive correlation between credit easing and house prices and then further indicates by mechanism analysis that the widening income gap strengthens this positive correlation. Therefore, this study supplements the existing literature.

3. Theoretical model

This section expands the heterogeneous agent model of Liu et al. (2019) to analyze the mechanism of credit easing on house price fluctuations under different income gap levels. The theoretical model assumes that the family is composed of a continuum of members, and heterogeneity comes from an idiosyncratic shock to each member's income. The funds for housing purchases come from both internal and external financing. Therefore, one member's house purchase behavior is determined by the collateral value (housing value) and affected by their own income, which means that individuals with lower income tend to increase their debt level to afford a house. To simplify the model, the output is only a function of labor. Following Liu et al. (2019), to focus on the heterogeneity of house purchases, this study assumes that an individual's non-housing consumption is unaffected by income distribution because of the existence of some implicit financial arrangement. However, the shock to the income distribution will affect their house purchasing decisions.

3.1. Model construction

The model assumes that the family is composed of continuous members in support of $[\underline{\omega}, \bar{\omega}]$, and the total utility of the family is derived from non-housing consumption (C_t), labor ($N_t(\omega)$), and housing consumption ($h_t(\omega)$). As the consumption is fully insured, the consumption level of each member remains the same. However, the existence of an income gap makes individuals hold different houses, and this study assumes that the houses held by a family member ω are $h_t(\omega)$. The final form of the family utility function is as follows:

$$\mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} \left[\frac{U_t(C_t, N_t(\omega))^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \varphi \frac{h_t(\omega)^{1-\theta}}{1-\theta} \right] dG(\omega) \right\} \quad (1)$$

where σ and θ represent the relative risk-aversion coefficients of non-housing and housing consumption, respectively, and $\sigma > 0, \theta \in (0, 1)$. $\beta \in (0, 1)$ is the intertemporal discount factor of the family utility. φ represents the share of housing consumption in the total utility; the higher the number, the greater is the proportion of housing consumption in the family. $U_t(C_t, N_t(\omega))$ are the utility functions of consumption and labor, which take the form of $C_t - \chi N_t(\omega)^{1+\gamma} / (1 + \gamma)$,¹ where consumption brings positive utility to the family, while labor brings negative utility (χ measures its weight in utility). $1/\gamma > 0$ indicates Frisch's labor supply elasticity, and its value is generally between 1 and 5.

¹ The utility function form is selected to simplify the calculation.

At the beginning of period t , the family's income and property come from the wage income $w_t N_t(\omega)$ (where w_t is the wage), residual claim on the enterprise (Θ_t), and present value of houses $q_t h_{t-1}(\omega)$ that all members hold at the end of period $t-1$ (where q_t is the housing price). The family uses these funds to pay off debt b_{t-1} in the last period and provides consumption for each member. The remaining part I_t is distributed equally to its members as transfer payment. Before making a purchase decision, I_t of each member receives an idiosyncratic income distribution shock $\tau\omega$, and then obtains the final income as $I_t(\omega) = I_t(1 + \tau\omega)$, where $\omega \in [\underline{\omega}, \bar{\omega}]$ and $G(\omega)$ are the cumulative distribution functions. We assumed that $\mathbb{E}(\omega) = 0$,² which means $\underline{\omega} < 0 < \bar{\omega}$. As an income shock is idiosyncratic, ω can be used to mark each member. As τ is non-negative, according to the definition of ω , if $\omega < 0$ (low-income people), then a greater τ leads to a lower member's final income $I_t(1 + \tau\omega)$, whereas if $\omega > 0$ (high-income people), then a greater τ means a higher member's final income. Therefore, τ is a parameter that measures the income gap and is positively related to the income gap. Note that the income distribution shock $\tau\omega$ is the only source of the income gap in this model. Members use their income $I_t(\omega)$ and loans $d_t(\omega)/(1 + r_t)$ (where r_t is the interest rate) to buy houses ($q_t h_t(\omega)$). Finally, the family's budget constraint and the member's house purchase constraint are as follows:

$$C_t + I_t + \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} d_{t-1}(\omega) dG(\omega) = \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} [w_t N_t(\omega) + q_t h_{t-1}(\omega)] dG(\omega) + \Theta_t \quad (2)$$

$$q_t h_t(\omega) \leq I_t(\omega) + \frac{d_t(\omega)}{1 + r_t} \quad (3)$$

Assume that production only uses labor, and its function form is $y_t = Z_t N_t^\alpha$, where Z_t is the total factor productivity, α is the production elasticity of labor, and N_t is the sum of individual labor, which equals $\int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} N_t(\omega) dG(\omega)$. The family is the final owner of the enterprise, which means that all profits of the enterprise belong to the family; therefore, $\Theta_t = y_t - w_t N_t$.

Similar to Kiyotaki and Moore (1997) and Liu et al. (2019), we introduce collateral constraint (4). To avoid information asymmetry, the borrower must provide full collateral (the collateral here is house property with value $q_t h_t(\omega)$), which also determines the upper limit of the loans. Specifically,

$$\frac{d_t(\omega)}{1 + r_t} \leq \kappa q_t h_t(\omega) \quad (4)$$

where $\kappa \in (0, 1)$ denotes the LTV ratio. A larger κ means that the higher the maximum of the loan, the looser the credit constraint. Eq. (3) shows that as the low-income member's $I_t(\omega)$ is small, more loan is required to buy a house. It is more likely that the low-income member's debt scale reaches the limit ($\kappa q_t h_t(\omega)$). However, high-income people are not subject to credit constraints but become suppliers of funds. Eqs. (3) and (4) show that the low-income group has strong motivation to borrow funds and buy houses. The larger the income gap, the lower the relative income of this group. Therefore, once credit constraints are relaxed, debt will first accumulate in the low-income group.

3.2. Model solution

After building the model, we solved it. During decision-making, each period is divided into two sub-periods. In the first sub-period, the family decides the consumption C_t , and transfer payment I_t , and all members simultaneously decide the labor supply $N_t(\omega)$. In the second sub-period, after idiosyncratic shocks of income distribution, all members then decide houses $h_t(\omega)$ and bonds $d_t(\omega)$. $d_{t-1}(\omega)$, $h_{t-1}(\omega)$ and r_t are considered given in decision-making period t , and the first-order conditions are as follows:

$$\lambda_t = U_t^{-\sigma} \quad (5)$$

$$\lambda_t = \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} (1 + \tau\omega) \eta_t(\omega) dG(\omega) \quad (6)$$

$$\alpha \lambda_t Z_t N_t^{\alpha-1} = \chi U_t^{-\sigma} N_t(\omega)^\gamma \quad (7)$$

$$\eta_t(\omega) q_t = \beta \mathbb{E}_t \lambda_{t+1} q_{t+1} + \varphi h_t^{-\theta}(\omega) + \kappa q_t \pi_t(\omega) \quad (8)$$

$$\eta_t(\omega) = \pi_t(\omega) + \beta(1 + r_t) \mathbb{E}_t \lambda_{t+1} \quad (9)$$

where λ_t , $\eta_t(\omega)$, and $\pi_t(\omega)$ are the Lagrange multipliers associated with family budget constraint (2), member's house purchase constraint (3), and credit constraint (4), respectively. $\pi_t(\omega)$ can also be used as a measure of the tightness of the credit constraint, and by definition of $\pi_t(\omega)$, the greater the value, the tighter the credit constraint, and vice versa.

² We assume that $(1 + \tau\omega) > 0$, which means after the shock of income distribution, the poorest member can still obtain a positive income; $\mathbb{E}(\omega) = 0$ ensures that the sum of each member's income $\int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} I_t(\omega) dG(\omega)$ is still I_t , which is consistent with the total transfer payment of the entire family.

Eq. (5) is the first-order condition with respect to C_t when the family reduces consumption by one unit and increases the transfer payment by the same amount, the family utility with respect to consumption will decrease λ_t accordingly. Eq. (6) is the first-order condition with respect to I_t , when $I_t(\omega)$ increases, the member's house purchase constraint can be relaxed, which improves the total utility of the family, and the increasing value is equal to the weight (i.e., $1 + \tau\omega$) of the shadow price of each member's house purchase constraint. Eq. (7) describes the intertemporal substitution decision of each member for labor and consumption, combined with Eq. (5), the labor supply of different members is the same; that is, $N_t(\omega) = N_t = (\alpha Z_t/\chi)^{1/(1+\gamma-\alpha)}$. Moreover, according to the form of the production function, we know that $y_t = (\alpha/\chi)^{\alpha/(1+\gamma-\alpha)} Z_t^{(1+\gamma)/(1+\gamma-\alpha)}$; thus, output can be regarded as an exogenous variable. From Eq. (8), the Euler equation of intertemporal housing allocation, we know that the cost of holding one unit of housing $\eta_t(\omega)q_t$ is equal to the sum of the discounted housing value in the next period $\beta E_t \lambda_{t+1} q_{t+1}$, the utility gain $\phi h_t^{-\theta}(\omega)$ from housing services in the current period, and the liquidity premium $\kappa q_t \pi_t(\omega)$ brought about by holding housing.³ Eq. (9) is the Euler equation for intertemporal lending, which means that borrowing one more unit of funds will increase the utility of the family by $\eta_t(\omega)$; nevertheless, it increases the discount value of repaying the debt $\beta(1+r_t)E_t \lambda_{t+1}$ at the interest rate of r_t , as well as the loss of $\pi_t(\omega)$ of the current household's utility caused by stricter credit constraints. Therefore, the optimal choice of $d_t(\omega)$ is to increase utility equal to the sum of the two costs. Further analysis shows that because $\pi_t(\omega) \geq 0$ and $\beta(1+r_t)E_t \lambda_{t+1} > 0$, thus $\eta_t(\omega) > 0$, which means that the member's house purchase constraint (3) is always binding. In addition, according to Eqs. (8) and (9), we know that $(1-\kappa)\pi_t(\omega)q_t = \beta E_t \lambda_{t+1} q_{t+1} - (1+r_t)q_t + \phi h_t^{-\theta}(\omega)$. With the increase in κ and other conditions unchanged, only when the house price q_t increases can both sides of the above equation be rebalanced. Intuitively, the larger the income gap in a society, the tighter the credit constraints of low-income people, and the rise of κ significantly helps low-income groups purchase houses through loans. Moreover, because of the higher marginal utility of low-income people (note that $\phi h_t^{-\theta}(\omega)$ increases as $h_t(\omega)$ decreases), the release of low-income people's housing demand is more powerful in promoting the rise of house prices, which is the basic logic of this study.

Finally, market-clearing conditions are required to complete the above model. This study assumes that the economic system is autarky; therefore, one cannot borrow foreign debt, and the total debt balance must be zero. Furthermore, the supply elasticity of the houses is zero, and the supply quantity is standardized to 1. Eqs. (10) and (11) are the clearing conditions of the bond and housing markets, respectively. By integrating Eqs. (2) and (3) and substituting into the formula of Θ_t , we obtain the clearing conditions of the commodity market: $C_t = y_t$, and $\lambda_t = (1+\gamma)/(\gamma y_t)$. From the above analysis, we know that y_t can be considered as a function of exogenous parameters and variables, and thus C_t and λ_t can also be considered exogenous variables. In conclusion, Eqs. (1)–(11) provide a complete depiction of the economic system.

$$\int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} d_t(\omega) dG(\omega) = 0 \quad (10)$$

$$\int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} h_t(\omega) dG(\omega) = 1 \quad (11)$$

4. Model analysis

By analyzing the properties of the model, this section explores the effect of credit easing on housing prices under different income gaps. Specifically, credit easing enables low-income people constrained by credit to purchase houses through more external financing, which increases the housing demand of the whole society and finally pushes up house prices, which increase with the expansion of the income gap. Proposition 1 proves that the greater the κ , the lesser the proportion of constrained members. Hence, the increase in their house holdings and liabilities. Proposition 2 proves the conclusion (with the expansion of the income gap, the more credit easing can significantly push up house prices) through a general equilibrium approach. Proposition 3 proves that low-income groups play a key role in this mechanism.

Proposition 1. *There is a unique cutoff point ω^* in the support of the distribution $G(\omega)$. When $\omega < \omega^*$, the credit constraint is binding, and $\omega^*(\kappa, \tau)$ is a decreasing function of κ ; that is, with an increase in the LTV ratio, the proportion of constrained members decreases accordingly. Moreover, the number of houses occupied by these members and their debt ratios increase.*

Proof: According to the above analysis, the unequal sign in Eq. (3) can be considered equal after integrating Eq. (3), imposing the market-clearing conditions, and using the properties of " $E(\omega) = 0$ ", we obtain

$$q_t = I_t \quad (12)$$

When $\omega < \omega^*$, credit constraint (4) is binding, and from Eqs. (3) and (12), we obtain $h_t(\omega) = (1 + \tau\omega)/(1 - \kappa)$. Moreover, if $\omega \geq \omega^*$, then $\pi_t(\omega) = 0$; and from Eqs. (8) and (9), we have $h_t(\omega) = h_t(\omega^*) = \frac{1+\tau\omega^*}{1-\kappa}$, so that the housing distribution among family members is

$$h_t(\omega) = \begin{cases} (1 + \tau\omega)/(1 - \kappa), & \omega < \omega^* \\ (1 + \tau\omega^*)/(1 - \kappa), & \omega \geq \omega^* \end{cases} \quad (13)$$

³ The definition of liquidity premium is to what extent purchasing one extra unit of housing can increase the collateral value. In this model, one extra house purchasing can relax the credit constraint, and increase the value by $\kappa q_t \pi_t(\omega)$.

Eq. (13) shows that (1) the housing holdings of constrained people rise with the relaxation of credit constraints ($dh_t(\omega)/d\kappa > 0$); (2) with credit easing, the debt ratio of low-income people ($d_t(\omega)/I_t(\omega) = \kappa/(1 - \kappa)$) is the increasing function of κ increases rapidly; (3) housing consumption is increasing in income only for low-income people ($\omega < \omega^*$), and once the income is above a certain threshold (ω^*), the level of housing consumption is constant. Such a pattern of house holding is verified by Kuhn et al. (2020), who observe smaller housing wealth inequalities among high-income households.

From the assumption of utility function, we know that all members have the same utility function; under the principle of diminishing marginal utility, low-income people have a higher marginal utility of housing ($\phi h_t^{-\theta}(\omega)$ is negatively related to $h_t(\omega)$). Therefore, when the credit constraint is relaxed, low-income people will hold more properties, which has an upward thrust on housing prices. This is what exactly happened during the US housing bubble of 2001–2007 (Kuhn et al., 2020). Further substituting Eq. (13) into the expression of the housing market-clearing condition (11), we obtain:

$$\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \omega dG(\omega) + \omega^* [1 - G(\omega^*)] + \kappa/\tau = 0 \quad (14)$$

Let $F(\omega^*) = \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \omega dG(\omega) + \omega^* [1 - G(\omega^*)] + \kappa/\tau$, we can easily derive that, $dF(\omega^*)/d\omega^* = 1 - G(\omega^*) > 0$. First, we assume that $-\kappa/\tau > \underline{\omega}$, thus we obtain $F(\underline{\omega}) + \kappa/\tau < 0$; then, from $F(\bar{\omega})\kappa/\tau > 0$, the continuity and monotonicity of the function, and the intermediate value theorem, we know that Eq. (14), there exists a unique interior solution ω^* . We further assume that $F(0) > 0$, thus $\omega^* < 0$, which means that people subject to credit constraints are all low income. Second, by deriving the differentiation of the implicit functions for Eq. (14), we have $d\omega^*/d\kappa = [\tau(G(\omega^*) - 1)]^{-1} < 0$, which means that, with an increase in κ , the proportion of credit-constrained members $((\omega^* - \underline{\omega})/(\bar{\omega} - \underline{\omega}))$ decreases.

After exploring the relationship between the income gap and low-income people subject to credit constraints, we also need to analyze the effect of credit easing on house prices. Before that, housing prices must be expressed in the sense of general equilibrium. First, based on Proposition 1, when $\omega \geq \omega^*$, $\pi_t(\omega) = 0$. Second, when $\omega < \omega^*$, according to Eqs. (8) and (9), we know that $(1 - \kappa)q_t[\pi_t(\omega) - \pi_t(\omega^*)] = \phi[h_t^{-\theta}(\omega) - h_t^{-\theta}(\omega^*)]$, thus we have

$$\pi_t(\omega) = \begin{cases} \frac{\phi}{(1 - \kappa)^{1-\theta} q_t} [(1 + \tau\omega)^{-\theta} - (1 + \tau\omega^*)^{-\theta}], & \omega < \omega^* \\ 0, & \omega \geq \omega^* \end{cases} \quad (15)$$

Finally, by arranging Eqs. (6), (13) and (15), and integrating Eq. (8) across ω , the dynamic evolution of housing prices (Eq. (16)) can be obtained in the sense of general equilibrium:

$$q_t \lambda_t = \beta E_t q_{t+1} \lambda_{t+1} + \underbrace{\phi \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \bar{\omega} (1 + \tau\omega) h_t^{-\theta}(\omega) dG(\omega)}_{\Lambda_t(\kappa, \tau)} + \underbrace{\kappa q_t \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \bar{\omega} (1 + \tau\omega) \pi_t(\omega) dG(\omega)}_{\Pi_t(\kappa, \tau)} \quad (16)$$

Among them, $\Lambda_t(\kappa, \tau)$ and $\Pi_t(\kappa, \tau)$ are the aggregate values of the marginal utility of housing and the liquidity premium, respectively. $(1 + \tau\omega)$ is the weight, and the total effect of both changes determines the final trend of the housing price⁴. Its specific form is as follows:

$$\Lambda_t(\kappa, \tau) = \phi(1 - \kappa)^{\theta} \left[\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} (1 + \tau\omega)^{1-\theta} dG(\omega) + \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1 + \tau\omega)(1 + \tau\omega^*)^{-\theta} dG(\omega) \right] \quad (17)$$

$$\Pi_t(\kappa, \tau) = \phi\kappa(1 - \kappa)^{\theta-1} \left[\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} (1 + \tau\omega)^{1-\theta} dG(\omega) - \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} (1 + \tau\omega)(1 + \tau\omega^*)^{-\theta} dG(\omega) \right] \quad (18)$$

After obtaining Eqs. (16)–(18), we can derive Proposition 2.

Proposition 2. The greater the income gap, the more credit easing can drive the rise in housing prices.

The proof of Proposition 2 is somewhat cumbersome; thus it has been included in Appendix A.1. However, the economic intuition behind Proposition 2 is obvious. The larger the income gap, the greater the marginal utility of housing for low (high) income people. Simultaneously, the proportion of people subject to credit constraints will also increase.⁵ Therefore, credit easing can stimulate the overall demand for housing purchases, thereby driving up housing prices.

Proposition 3. Low-income people subject to credit constraints play a key role in the transmission mechanism of credit easing, driving up housing prices.

Proof: Low-income groups subject to credit constraints are $\omega \in [\underline{\omega}, \omega^*]$. The property of “ $\omega < \omega^* \Rightarrow \frac{1}{1+\tau\omega} > \frac{1}{1+\tau\omega^*}$ ” used in the argument of

⁴ After a simple iteration, we know that, $q_t = \lambda_t^{-1} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k [\Lambda_{t+k}(\tau) + \Pi_{t+k}(\tau)]$.

⁵ By taking the implicit function derivative of formula (14), we obtain: $\frac{d\omega^*}{d\kappa} = -\frac{\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \omega dF(\omega) + \omega^* [1 - F(\omega^*)]}{\tau[1 - F(\omega^*)]} = \frac{\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \omega dF(\omega) + \omega^* [1 - F(\omega^*)]}{\tau^2[1 - F(\omega^*)]} > 0$, which means that the widening income gap can make the cutoff point move rightwards, and the proportion of people constrained by credit will also increase accordingly.

Proposition 2 is the key to the whole proof. If this property is not tenable, then $\frac{\partial[\Lambda_t(\kappa;\tau)+\Pi_t(\kappa;\tau)]}{\partial\kappa} < 0$, and it is impossible to judge the sign direction of $\frac{\partial^2[\Lambda_t(\kappa;\tau)+\Pi_t(\kappa;\tau)]}{\partial\tau\partial\kappa}$. Therefore, under credit easing, the behavior of low-income people determines the housing price trend. Further observation shows that $\frac{1}{1+\tau\omega}(\frac{1}{1+\tau\omega})$ is directly proportional to the housing marginal utility $\phi h_t^{-\theta}(\omega)$ of low (high) income people. Intuitively, constrained low-income people have higher housing marginal utility. Therefore, after credit easing, such people release their housing demand through more liabilities, thus pushing up the rise in house prices.

Summarizing Propositions 1–3, we can see that credit easing can increase house prices, in which low-income people's constrained behavior of raising debt for house purchases plays a key role. Thus, the proof of this conclusion under the framework of the heterogeneous agent model has been completed.

5. Empirical analysis

5.1. Data sources and empirical model construction

As the theoretical model in this study is a general framework, after constructing and analyzing the theoretical model, this study uses panel data at the country level to verify the basic viewpoints of the study. The main variables in the empirical test include the income gap, housing prices, and indicators of credit constraints. We first use the Gini coefficient, which measures the income gap. There is a positive correlation between the Gini coefficient value and income gap. The Gini coefficient measured by various countries has two defects: huge differences in measurement standards and incomplete data. However, compared with other databases measuring income gap, Standardized World Income Inequality Database (SWIID) significantly enhances the comparability and coverage of data (Solt, 2019). Therefore, SWIID has been adopted by most studies (Agnello & Sousa, 2014; Goda et al., 2019; Mei et al., 2018). For the measurement of the Gini coefficient, SWIID includes market value and net value, where the calculation of market value is based on income before tax and transfer payments and the calculation of net value is based on the adjustment of income after tax and transfer payments. Obviously, the net value of the Gini coefficient measures the inequality of residents' disposable income and can describe the income gap accurately. Therefore, this study considers the net value as the benchmark of empirical analysis and uses the market value of the Gini coefficient as the index of the robustness test. In addition, this study selects the income share held by the lowest 10% and 20% and the highest 10% and 20%, which come from the World Development Indicators (WDI), as important indicators in the mechanism analysis. Second, following Liu et al. (2019), the house price data are obtained from the OECD database, which contains the house price data of developed economies and the data of developing countries, which makes this empirical analysis more representative. Third, referring to Beck (2002) and Horioka and Terada-Hagiwara (2012), this study mainly uses “credit to the private non-financial sector/GDP” to characterize the level of a country's credit easing. The larger the value, the looser the country's credit; the data come from the BIS. Additionally, this study uses total credit to the private non-financial sector as a proxy variable to test robustness. Finally, the remaining variables are obtained from the WDI. By matching the above databases, we obtained cross-country panel data, including 36 countries from 1970 to 2018 (see the Appendix for a statistical description).

Eq. (19) studies the impact of credit easing on house prices for different income gaps. Through the model analysis, it can be predicted that α and β might be significantly positive. The baseline empirical model is as follows.

$$NHP_{it} = \alpha \cdot Cpnfs_gdp_{it-1} + \beta \cdot interaction_{it-1} + \gamma \cdot Gini_net_{it-1} + \delta \cdot \overrightarrow{Controls}_{it} + f_i + \eta_t + e_{it} \quad (19)$$

where i and t denote the country and year, respectively; NHP_{it} represents nominal house prices; f_i and η_t are the country and year dummies, respectively; and e_{it} represents the random error term. To avoid the endogeneity problem caused by reverse causality, we address the Gini coefficient ($Gini_net$) and credit easing ($Cpnfs_gdp$) with a one-stage lag (subscript $t-1$). The interaction term refers to “credit easing \times Gini coefficient”. $\overrightarrow{Controls}_{it}$ is a vector of control variables, including: (1) GDP per capita ($GDPper$) to control income level (Ortalmagne & Sven, 2006); (2) inflation rate (IR) to control price level (Anari & Kolari, 2002); (3) total population (TP) to control population factors (Yang et al., 2015); (4) land area (LA) to control land supply; (5) added value of the secondary (tertiary) industry/GDP (SL_gdp ; TL_gdp) to control industrial structure (Shao et al., 2016). In this study, the macrovariables are treated logarithmically to solve the problem of a right-deviation distribution. As the inflation rate is usually small and greater than -1 , referring to Rodrik (2008), this study uses the form of “ $\ln(1 + IR)$.” The statistical description and correlation matrix of all variables have been included in Appendices A.2 and A.3. It should be noted that, given the non-stationarity of the time-series variables, we use variables after first-order difference for the following regressions.⁶

5.2. Empirical results

According to the above empirical model, in Columns 1–4 of Table 1, we first explore the impact of credit easing on nominal housing prices under different income gaps. The results show that with the control variables gradually added in Columns 1 and 2, the coefficient of $Cpnfs_gdp$ is always positive, finally stabilizes at approximately 0.37, and also passes the significance test at the 5% level, which shows that credit easing or the rise of credit to the private non-financial sector significantly promotes housing prices. Furthermore, the coefficient of the interaction is also significantly positive, indicating that as the income gap expands, the effect of credit easing on the

⁶ We appreciate the reviewer for pointing out the problem brought by non-stationary time series variables.

Table 1

Baseline panel regressions: Credit easing, income gap, and housing price fluctuation.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	NHP			
	Two-way Fixed Effect			SYS-GMM
<i>L.NHP</i>				0.969*** (0.017)
<i>Cpnfs_gdp</i>	0.465** (0.183)	0.371** (0.169)	0.374** (0.172)	0.318** (0.147)
<i>Cpnfs_gdp</i> × <i>Gini_net</i>	0.344** (0.157)	0.236*** (0.049)	0.227*** (0.053)	0.466*** (0.123)
<i>Gini_net</i>	−2.189*** (0.771)	−1.444* (0.757)	−1.449* (0.777)	−1.627*** (0.544)
<i>GDPper</i>		1.527*** (0.107)	1.562*** (0.110)	0.138*** (0.032)
<i>IR</i>		0.214 (0.140)	0.226 (0.143)	0.072 (0.223)
<i>TP</i>		3.290*** (0.575)	3.260*** (0.586)	0.129*** (0.020)
<i>LA</i>		4.104 (3.507)	3.473 (3.545)	−0.027*** (0.008)
<i>SL_gdp</i>		−0.307*** (0.0931)	−0.298*** (0.0973)	0.041 (0.069)
<i>TL_gdp</i>		−0.109 (0.193)	−0.0674 (0.202)	−0.232 (0.175)
Constant	0.107* (0.0639)	−0.0861 (0.0546)	−0.0883 (0.0547)	0.657 (0.803)
Observations	1052	794	764	813
Adjusted R ²	0.2849	0.4300	0.4326	
Number of countries	34	34	34	34
Two-way fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes

Note: (1) Robust t-statistics are given in parentheses. The *, **, and *** represent significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. (2) Regressions in Columns 1–3 contain a two-way fixed effect, which refers to the fixed effect of country and year. (3) All the variables are winsorized at the 1% and 99% levels to remove outliers. (4) Because of the existence of the interaction term “*Cpnfs_gdp* × *Gini_net*”, there is a severe multicollinearity problem. However, without the interaction term, the maximum and mean values of VIF are 8.76 and 4.51, respectively, which indicates a slight multicollinearity. (5) Regression in Column 4 uses the estimation method of SYS-GMM. The F statistic shows that the regression is overall significant ($p < 0.01$). The AR(1) test statistic is -1.65 ($p = 0.099$) and the AR(2) test statistic is -1.35 ($p = 0.177$), which means there is no second-order serial correlation of the first-differenced errors. The Sargan test shows acceptance of the null hypothesis ($p = 0.943 > 0.05$), which reflects the effectiveness of instrumental variable selection (the lag of instrumental variables in Column 4 is two periods or more).

improvement in housing prices is strengthened. Meanwhile, given the devastating impact of the 2008 financial crisis on the housing market, the regression results are similar to those in Columns 1 and 2 after excluding the 2008 sample (Column 3). To further address the endogeneity problem and model-setting bias, Column 4 adopts a dynamic panel data approach using a system generalized method of moments (SYS-GMM) as the estimation method, and the results are still as expected. In summary, the benchmark regression in Table 1 is highly consistent with the conclusion of the theoretical model: the greater the income gap, the more strongly credit easing can promote a rise in house prices.

Table 2 presents the results of the robustness checks. First, Columns 1–3 substitute the corresponding variables in Table 1 with the market value of the Gini coefficient (*Gini_mkt*) and total credit to the private non-financial sector (*Cpnfs_total*). The results show that the basic conclusions in Table 1 have not changed. Second, given the large differences in economic and social development between OECD and non-OECD countries, the subsamples of these two groups of countries are reanalyzed in Columns 4 and 5 and without interaction terms, this study discovered that despite the sample of non-OECD countries being small (Column 5), the significance and the absolute value of the coefficients of non-OECD countries is much larger than that of the OECD sample (Column 4), which indicates that the implementation of a credit easing policy in less developed countries and regions can give rise to housing prices. As the sample statistics show that the mean Gini coefficient in OECD countries is 0.258, while that in non-OECD countries is 0.899, the regression results prove the robustness of our conclusion.

After testing the robustness of the baseline panel regressions, the underlying mechanism must be further explored. Thus, the study has established that the house purchase and debt behavior of low-income people play a key role; that is, the larger the income gap, the more low-income people will buy houses by increasing the leverage ratio in the context of credit easing, which promotes an increase in

Table 2

Robust check of baseline panel regressions.

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	NHP				
	Variable substitution			OECD	non-OECD
<i>Credit easing</i>	<i>Cpnfs_gdp</i> 0.120*** (0.0437)	<i>Cpnfs_total</i> 0.310*** (0.0679)	<i>Cpnfs_total</i> 0.409*** (0.0696)	<i>Cpnfs_gdp</i> 0.0479 (0.0497)	<i>Cpnfs_gdp</i> 0.409*** (0.133)
<i>Credit easing</i> × <i>Gini coefficient</i>	0.041*** (0.011)	0.138** (0.0581)	0.343*** (0.0880)		
<i>Gini coefficient</i>	<i>Gini_mkt</i> −1.082*** (0.274)	<i>Gini_net</i> −1.143*** (0.413)	<i>Gini_mkt</i> −3.214*** (0.635)	<i>Gini_net</i> −0.357* (0.208)	<i>Gini_net</i> −0.221 (0.919)
Constant	0.0650 (0.0663)	−0.0902* (0.0531)	−0.0851 (0.0524)	−0.0801 (0.0527)	0.0445 (0.117)
Observations	794	794	794	678	116
Adjusted R ²	0.510	0.522	0.536	0.472	0.752
Number of countries	34	34	34	27	7
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Two-way fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Note: (1) Robust t-statistics are given in parentheses. The *, **, and *** represent significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. (2) All regressions contain a two-way fixed effect, which refers to the fixed effect of country and year. (3) All the variables are winsorized at the 1% and 99% levels to remove outliers. (4) Control variables contain *GDPper*, *IR*, *TP*, *LA*, *SI_gdp* and *TI_gdp*.

Table 3

Mechanism analysis of credit easing and low-income people.

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	NHP			
<i>Cpnfs_gdp</i>	0.386*** (0.102)	0.457*** (0.132)	−0.0611 (0.151)	−0.232 (0.238)
<i>Cpnfs_gdp</i> × Income share of different income classes	−8.349*** (3.016)	−4.253** (1.656)	0.898 (0.581)	1.101* (0.657)
Income share of different income classes	<i>LI_10</i> 44.26*** (15.03)	<i>LI_20</i> 22.69*** (8.165)	<i>TI_10</i> −4.076 (2.848)	<i>TI_20</i> −5.236 (3.231)
Constant	−12.26 (24.64)	0.0052 (0.0303)	−0.0004 (0.0305)	−0.0003 (0.0304)
Observations	338	338	338	338
Adjusted R ²	0.601	0.600	0.591	0.592
Number of countries	29	29	29	29
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Two-way fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes

Note: (1) Robust t-statistics are given in parentheses. The *, **, and *** represent significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. (2) All regressions contain two-way fixed effect, which refers to the fixed effect of country and year. (3) All the variables are winsorized at the 1% and 99% levels to remove outliers. (4) Control variables contain *GDPper*, *IR*, *TP*, *LA*, *SI_gdp* and *TI_gdp*. (5) *LI_10*, *LI_20*, *TI_10*, and *TI_20* represent the income shares held by the lowest 10%, lowest 20%, highest 10%, and highest 20%, respectively.

house prices. Table 3 shows the mechanism based on the income proportions of the different income groups. Columns 1–4 show the regression results of substituting the variable of the income gap with the income share of each income class (the interaction terms are adjusted accordingly). The results suggest that credit easing effectively promotes the rise in housing prices, and the effect becomes increasingly significant with a decline in the income share of low-income people. However, with the rise of the income share of high-income people, the promoting effect of credit easing on housing prices seems to be less significant. Notably, the absolute values and significance of the coefficients of the interaction terms in Columns 1 and 2 are much higher than those in Columns 3 and 4. Therefore, compared with the rise in the income share of high-income people, the decline in the income share of low-income people plays a crucial role in promoting the rise in house prices, which also proves that low-income people play a significant role in the transmission mechanism.⁷ The above results confirm that the widening income gap leads to a large flow of loose credit to low-income people, thus increasing house prices.

⁷ Unfortunately, the existing data cannot verify the mechanism of credit easing to promote the rise of house prices by releasing the housing demand of low-income people.

Hence, after the robustness check and the mechanism analysis, the empirical test verifies the basic conclusion and transmission path of the theoretical model, that is, with the expansion of the income gap, the credit easing policy will further push up housing prices, in which low-income people play a pivotal role.

6. Conclusions and recommendations

Previous studies have shown that credit easing can significantly stimulate housing prices. The results of this study show that the larger the income gap, the stronger the promotion effect of credit easing on rising house prices. This is because low-income people have a higher marginal utility for housing, and credit easing will make it easier for low-income people to obtain loans. The lower the income, the stronger the motivation to buy houses, resulting in increasing house prices. The panel data at the country level constructed in this study further confirms the above conclusions that low-income people play a more significant role in transmission mechanisms than high-income people. Our model also depicts that the debt ratio of low-income groups increases significantly in a credit-easing environment, which affects financial stability owing to unbalanced fluctuations in the credit structure (Kumhof et al., 2015). Therefore, in the context of the widening income gap in countries worldwide (Piketty, 2015), a need to alleviate the problem of high housing prices and diffuse household debt risk by making policies is required in three directions: narrowing the income gap, preventing excessive liquidity from flowing into the real estate market, and increasing the housing supply for low-income people, which is also helpful for developing country's policy-making.

Author statement

Chen Jinzhi: wrote the draft and build the model; Song Lu: wrote the draft and polish the article; Wen Xingchun: build the model; Wu Huan: empirical analysis.

Chen Jinzhi and Song Lu have approved the final version and conducted Writing-review & editing.

Declaration of competing interest

The authors declare that they have no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.

Acknowledgments

This work was supported by the National Science Foundation of China [grant numbers: 72303105] and the National Social Science Foundation General Project [grant numbers: 21BJL031].

Appendix

A.1 Proof of Proposition 2

First, by merging the similar items and using $\mathbb{E}(\omega) = 0$, we have $\Lambda_t(\kappa, \tau) + \Pi_t(\kappa, \tau) = \varphi(1 - \kappa)^{\theta-1} \left[\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{1+\tau\omega}{(1+\tau\omega)^\theta} dG(\omega) + \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \frac{1+\tau\omega}{(1+\tau\omega)^\theta} dG(\omega) - \frac{\kappa}{(1+\tau\omega^*)^\theta} \right]$. Second, $\frac{\partial[\Lambda_t(\kappa, \tau) + \Pi_t(\kappa, \tau)]}{\partial \kappa} = \varphi(1 - \theta)(1 - \kappa)^{\theta-2} \left[\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{1+\tau\omega}{(1+\tau\omega)^\theta} dG(\omega) + \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \frac{(1+\tau\omega)dG(\omega)}{(1+\tau\omega^*)^\theta} - \frac{1}{(1+\tau\omega^*)^\theta} \right]$. For low-income people subject to credit constrained ($\omega < \omega^*$), we know “ $\frac{1}{1+\tau\omega} > \frac{1}{1+\tau\omega^*}$ ”; therefore, by $\mathbb{E}(\omega) = 0$, we have $\int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \frac{(1+\tau\omega)dG(\omega)}{(1+\tau\omega^*)^\theta} - \frac{1}{(1+\tau\omega^*)^\theta} = - \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1+\tau\omega)dG(\omega)}{(1+\tau\omega^*)^\theta}$, and $\frac{\partial[\Lambda_t(\kappa, \tau) + \Pi_t(\kappa, \tau)]}{\partial \kappa} \propto \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \left[\frac{1+\tau\omega}{(1+\tau\omega)^\theta} - \frac{1+\tau\omega}{(1+\tau\omega^*)^\theta} \right] dG(\omega) > 0$. Finally, by imposing $\frac{\partial \tau \omega^*}{\partial \tau} = - \frac{\int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \omega dG(\omega)}{1 - G(\omega^*)}$ (derived from the implicit derivative of Eq. (14)) and $\mathbb{E}(\omega) = 0$, we have $\frac{\partial^2[\Lambda_t(\kappa, \tau) + \Pi_t(\kappa, \tau)]}{\partial \tau \partial \kappa} \propto \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1-\theta)\omega}{(1+\tau\omega)^\theta} dG(\omega) + \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \frac{\omega dG(\omega)}{(1+\tau\omega^*)^\theta} - \frac{\theta(\partial \tau \omega^* / \partial \tau)}{(1+\tau\omega^*)^{1+\theta}} \left[\int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} (1 + \tau\omega) dG(\omega) - 1 \right] = \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1-\theta)\omega}{(1+\tau\omega)^\theta} dG(\omega) + \left[1 + \frac{\theta}{1 - G(\omega^*)} \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1+\tau\omega)dG(\omega)}{1+\tau\omega^*} \right] \cdot \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \frac{\omega dG(\omega)}{(1+\tau\omega^*)^\theta}$. Let $H(\theta) = \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1-\theta)\omega}{(1+\tau\omega)^\theta} dG(\omega) + \left[1 + \frac{\theta}{1 - G(\omega^*)} \int_{\underline{\omega}}^{\omega^*} \frac{(1+\tau\omega)dG(\omega)}{1+\tau\omega^*} \right] \cdot \int_{\omega^*}^{\bar{\omega}} \frac{\omega dG(\omega)}{(1+\tau\omega^*)^\theta}$, it is obvious that $H(0) = 0$, then from the previous assumption that $\omega^* < 0$ and using the property of “ $\omega < \omega^* \Rightarrow \frac{1}{1+\tau\omega} > \frac{1}{1+\tau\omega^*}$ ” again, we can easily obtain $\frac{dH(\theta)}{d\theta} > 0$, thus $\frac{\partial^2[\Lambda_t(\kappa, \tau) + \Pi_t(\kappa, \tau)]}{\partial \tau \partial \kappa} > 0$. Thus, we have proved that $\frac{\partial[\Lambda_t(\kappa, \tau) + \Pi_t(\kappa, \tau)]}{\partial \kappa} > 0$ and $\frac{\partial^2[\Lambda_t(\kappa, \tau) + \Pi_t(\kappa, \tau)]}{\partial \tau \partial \kappa} > 0$.

A.2 Statistical Description of all variables in the paper

Table A.1
Statistical Description

Var (in log)	Definition	Number of samples	Mean	Standard deviation	Minimum	First quartile	Median	Third quartile	Maximum
NHP	Nominal house price	1417	3.843	0.986	0.665	3.36	4.184	4.604	5.02
Gini_mkt	Gini coefficient before tax and transfer payment	5468	−0.802	0.146	−1.261	−0.886	−0.79	−0.712	−0.43
Gini_net	Gini coefficient after tax and transfer payment	5468	−0.984	0.232	−1.523	−1.148	−0.945	−0.818	−0.532
LI10	Income share held by lowest 10%	1677	0.025	0.01	0.004	0.017	0.026	0.032	0.043
TI10	Income share held by highest 10%	1678	0.262	0.053	0.183	0.22	0.248	0.296	0.4
LI20	Income share held by lowest 20%	1678	0.063	0.02	0.019	0.048	0.065	0.079	0.098
TI20	Income share held by highest 20%	1678	0.374	0.052	0.294	0.334	0.362	0.411	0.498
Cpnfs_gdp	Credit to the private non-financial sector/GDP	2038	4.501	0.642	2.747	4.096	4.64	4.964	5.71
Cpnfs_total	Total credit to the private non-financial sector	2053	5.186	2.003	−0.228	3.908	5.254	6.496	9.841
GDPper	per capita GDP	11886	8.28	1.468	5.472	7.134	8.177	9.449	11.31
IR	Inflation rate	9790	0.083	0.125	−0.025	0.024	0.048	0.094	0.862
TP	Total population	15671	15.685	3.039	9.204	13.746	15.683	17.577	22.118
LA	Land area	14935	11.766	3.586	2.996	9.939	12.168	14.015	18.338
SI_gdp	Added value of the secondary industry/GDP	9606	3.228	0.446	1.925	2.98	3.27	3.519	4.219
TI_gdp	Added value of the tertiary industry/GDP	8945	3.877	0.266	3.038	3.718	3.899	4.068	4.408

Note: All the variables in the paper are winsorized at the 1% and 99 % levels to remove outliers.

A.3 Correlation coefficient matrix of all variables in the paper

Table A.2

Correlation Matrix of All the Variables

Corr	NHP	Gini_mkt	Gini_net	LI10	TI10	LI20	TI20	Cpnfs_gdp	Cpnfs_total	GDPper	IR	TP	LA	SI_gdp	TI_gdp
NHP	1														
Gini_mkt	0.0881	1													
Gini_net	0.0109	0.5838***	1												
LI10	−0.0019	−0.5696***	−0.7549***	1											
TI10	−0.089	0.5165***	0.8771***	−0.8448***	1										
LI20	0.0272	−0.5579***	−0.8205***	0.9864***	−0.9065***	1									
TI20	−0.0965	0.5243***	0.8884***	−0.8774***	0.9954***	−0.9349***	1								
Cpnfs_gdp	0.4340***	0.0004	−0.4590***	0.4373***	−0.5322***	0.4968***	−0.5410***	1							
Cpnfs_total	0.6697***	0.0597	−0.1579***	0.1158	−0.2691***	0.1689***	−0.2596***	0.6031***	1						
GDPper	0.1732***	0.0991***	−0.4547***	0.1954***	−0.4082***	0.2764***	−0.4014***	0.7158***	0.4969***	1					
IR	−0.6126***	−0.0116	0.0740***	−0.0984***	0.1785***	−0.1325***	0.1737***	−0.4756***	−0.2896***	−0.1752***	1				
TP	0.0641	−0.1353***	−0.0465*	−0.0595	0.1033***	−0.0779	0.1055***	−0.3356***	0.3874***	−0.1896***	0.0295	1			
LA	−0.1846***	−0.0142	0.0218	−0.1905***	0.2247***	−0.2109***	0.2324***	−0.3499***	0.2318***	−0.2224***	0.0708***	0.9051***	1		
SI_gdp	−0.3407***	0.0125	0.0418	−0.0739	0.1064***	−0.0938**	0.1120***	−0.3473***	−0.1965***	0.2132***	0.0728***	0.3770***	0.4300***	1	
TI_gdp	0.3765***	0.2580***	−0.1344***	−0.0008	−0.1450***	0.0543	−0.1391***	0.6213***	0.4587***	0.5707***	−0.2356***	−0.2217***	−0.3134***	−0.3133***	1

Note: The *, **, and *** represent significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

References

- Abebe, H., Sefa, A. C., Russell, S., & Kingsley, T. B. (2020). *Income inequality and housing prices in the very long-run*[R]. Research Gate Working Paper.
- Adelino, M., Schoar, A., & Severino, F. (2012). *Credit supply and house prices: Evidence from mortgage market segmentation*[R]. NBER Working Paper, Article 17832.
- Agnello, M., & Sousa, R. M. (2014). How does fiscal consolidation impact on income inequality. *Review of Income and Wealth*, 60(4), 702–726.
- Anari, A., & Kolari, J. W. (2002). House prices and inflation. *Real Estate Economics*, 30(1), 67–84.
- Beck, T. (2002). Financial development and international trade: Is there a link. *Journal of International Economics*, 57(1), 107–131.
- Bordo, M. D., & Meissner, C. M. (2012). Does inequality lead to a financial crisis. *Journal of International Money and Finance*, 31(8), 2147–2161.
- Carr, M. D., & Jayadev, A. (2015). Relative income and indebtedness: Evidence from panel data. *Review of Income and Wealth*, 61(4), 759–772.
- Duca, J. V., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2009). House prices and credit constraints: Making sense of the U.S. Experience. *Economic Journal*, 121(552), 533–551.
- Favara, G., & Imbs, J. (2015). Credit supply and the price of housing. *The American Economic Review*, 105(3), 958–992.
- Fitoussi, J. P., & Saraceno, F. (2020). Europe: How deep is a crisis? Policy responses and structural factors behind diverging performances. *Journal of Globalization and Development*, 1(1), 2–17.
- Gerlach, S., & Peng, W. (2005). Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking & Finance*, 29(2), 461–481.
- Goda, T., Stewart, C., & Garcia, A. T. (2019). Absolute income inequality and rising house prices. *Socio-Economic Review*, 18(6), 1–36.
- Greiber, C., & Setzer, R. (2007). Money and housing: Evidence for the euro area and the US. *Social Science Electronic Publishing*, 40(2), 175–196.
- Horioka, C. Y., & Terada-Hagiwara, A. (2012). The determinants and long-term projections of saving rates in developing asia. *Japan and the World Economy*, 24(2), 128–137.
- Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *The American Economic Review*, 95(3), 739–764.
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211–248.
- Krugman, P. R. (2007). The conscience of a liberal[N]. *Renewal*, 126(10), 192.
- Kuhn, M., Schularick, M., & Steins, U. I. (2020). Income and wealth inequality in America, 1949–2016. *Journal of Political Economy*, 128(9), 3469–3519.
- Kumhof, M., Ranciere, R., & Winant, P. (2015). Inequality, leverage and crises. *The American Economic Review*, 105(3), 1217–1245.
- Levitin, A., & Wachter, S. (2012). Explaining the housing bubble. *The Georgetown Law Journal*, 100(4), 1177–1258.
- Liu, Z., Wang, P., & Zha, T. (2013). Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations. *Econometrica*, 81(3), 1147–1184.
- Liu, Z., Wang, P., & Zha, T. (2019). A theory of housing demand shocks[R]. *NBER Working Paper*, Article 25667.
- Malinen, T. (2016). Does income inequality contribute to credit cycles. *The Journal of Economic Inequality*, 14(3), 309–325.
- Mei, D. Z., Chen, J. Z., & Cao, Y. J. (2018). Currency undervaluation and income inequality. *The World Economy*, (5), 53–75 (In Chinese).
- Ortalmagne, F., & Sven, R. (2006). Housing market dynamics: On the contribution of income shocks and credit constraints. *The Review of Economic Studies*, 73(2), 459–485.
- Özmen, M., Kalafatçılar, M. K., & Yılmaz, E. (2019). The impact of income distribution on house prices. *Central Bank Review*, 19(2), 45–58.
- Piketty, T. (2015). About capital in the twenty-first century. *The American Economic Review*, 105(5), 48–53.
- Rajan, R. (2010). *Fault lines*[M]. Princeton: Princeton University Press.
- Reich, R. B. A. (2010). *The next economy and America's future*. New York: Random House.
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 365–412.
- Shao, C. D., Su, D. N., & Deng, H. T. (2016). Housing prices, land finance and city agglomeration characteristics: The road of China's city development. *Management World*, (2), 19–31+197 (In Chinese).
- Solt, F. (2019). Measuring income inequality across countries and over time: The standardized world income inequality database (SWIID version 8.3). *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183–1199.
- Stiglitz, J. (2013). The price of inequality. *New Perspectives Quarterly*, 30(1), 52–53.
- Yang, H. L., Wen, X. C., & He, L. Y. (2015). *Baby boom, population structure, and housing market*, 3 (pp. 87–99). Population Research (In Chinese).



文献详情 - Credit easing, income gap, and housing price fluctuation

1/1

导出 下载 更多... >

被 0 篇文献引用

International Review of Economics and Finance
Volume 93, June 2024, Pages 490-502

当此文献在 Scopus 中被引用时通知我:

设置引文通知 > 设置引文馈送流 >

Credit easing, income gap, and housing price fluctuation(Article)

Chen, J., Song, L., Wen, X., Wu, H. 人

^aNanjing Audit University, School of Finance, Nanjing, China
^bRenmin University of China, School of Smart Governance, Suzhou, China
^cUniversity of International Business and Economics, School of Finance, Beijing, China

查看其他归属机构 ∨
摘要

The COVID-19 pandemic has caused a global economic recession, forcing several countries to adopt credit easing policies. This study examines the impact of credit easing on housing price fluctuations from an income gap perspective. Through the construction and analysis of a heterogeneous agent model, we reveal that credit easing promotes the rise of house prices and a positive correlation exists between the income gap and the effect of credit easing on house prices. Additionally, credit easing substantially enhances the housing demand of low-income people, increasing debt and house prices. The analysis using panel data from 36 countries from 1970 to 2018 confirms that compared to rising income for high-income people, a decline in the income level of low-income people significantly increases credit easing effect on house prices. © 2024 Elsevier Inc.

作者关键字

Credit easing Heterogeneous agent model Housing price Income gap

基金资助详情

资金赞助商	资金资助编号	资金提供机构缩写
National Natural Science Foundation of China	72303105	NSFC
	21BJL031	

基金资助文本

This work was supported by the National Science Foundation of China [grant numbers: 72303105] and the National Social Science Foundation General Project [grant numbers: 21BJL031]

ISSN: 10590560
来源出版物类型: Journal
原始语言: English

DOI: 10.1016/j.iref.2024.04.031
文献类型: Article
出版商: Elsevier Inc.

人 Song, L.; Renmin University of China, School of Smart Governance, Suzhou, China;
© Copyright 2024 Elsevier B.V., All rights reserved.

SciVal 热门主题 ①

主题:

突出百分比: ①

相关文献

基于如下条件在 Scopus 中查找更多相关文献:

作者 > 关键字 >

关于 Scopus

- 什么是 Scopus
- 内容涵盖范围
- Scopus 博客
- Scopus API
- 隐私事项

语言

- Switch to English
- 日本語版を表示する
- 查看繁體中文版本
- Просмотр версии на русском языке

客户服务

- 帮助
- 教程
- 联系我们

ELSEVIER

条款与条件 ↗ 隐私策略 ↗

本网站的全部内容：版权所有 © 2024 Elsevier B.V. ↗, 其许可方及贡献者。保留所有权利，包括文本和数据挖掘、AI 训练和类似技术。对于所有开放获取的内容，适用知识共享许可条款。
我们使用 Cookie 来帮助提供和增强我们的服务并量身定制显示的内容。继续即表示您同意使用 Cookie ↗。



国家自然科学基金资助项目批准通知

(包干制项目)

陈金至 先生/女士:

根据《国家自然科学基金条例》、相关项目管理办法规定和专家评审意见,国家自然科学基金委员会(以下简称自然科学基金委)决定资助您申请的项目。项目批准号: 72303105, 项目名称: 垂直生产结构下国有企业在宏观调控中的作用机制研究, 资助经费: 30.00万元, 项目起止年月: 2024年01月至 2026年12月, 有关项目的评审意见及修改意见附后。

请您尽快登录科学基金网络信息系统(<https://grants.nsfc.gov.cn>), **认真阅读《国家自然科学基金资助项目计划书填报说明》并按要求填写《国家自然科学基金资助项目计划书》(以下简称计划书)**。对于有修改意见的项目,请您按修改意见及时调整计划书相关内容;如您对修改意见有异议,须在电子版计划书报送截止日期前向相关科学处提出。

请您将电子版计划书通过科学基金网络信息系统(<https://grants.nsfc.gov.cn>)提交,由依托单位审核后提交至自然科学基金委。自然科学基金委审核未通过者,将退回的电子版计划书修改后再行提交;审核通过者,打印纸质版计划书(一式两份,双面打印)并在项目负责人承诺栏签字,由依托单位在承诺栏加盖依托单位公章,且将申请书纸质签字盖章页订在其中一份计划书之后,一并报送至自然科学基金委项目材料接收工作组。纸质版计划书应当保证与审核通过的电子版计划书内容一致。**自然科学基金委将对申请书纸质签字盖章页进行审核,对存在问题的,允许依托单位进行一次修改或补齐。**

向自然科学基金委提交电子版计划书、报送纸质版计划书并补交申请书纸质签字盖章页截止时间节点如下:

1. **2023年9月7日16点:** 提交电子版计划书的截止时间;
2. **2023年9月14日16点:** 提交修改后电子版计划书的截止时间;
3. **2023年9月21日:** 报送纸质版计划书(一式两份,其中一份包含申请书纸质签字盖章页)的截止时间。
4. **2023年10月7日:** 报送修改后的申请书纸质签字盖章页的截止时间。

请按照以上规定及时提交电子版计划书，并报送纸质版计划书和申请书纸质签字盖章页，逾期不报计划书或申请书纸质签字盖章页且未说明理由的，视为自动放弃接受资助；未按要求修改或逾期提交申请书纸质签字盖章页者，将视情况给予暂缓拨付经费等处理。

附件：项目评审意见及修改意见表

国家自然科学基金委员会

2023年8月24日

全国哲学社会科学工作办公室

2023 年国家社科基金后期资助 暨优秀博士学位论文出版项目立项通知书

陈金至 同志：

您申请的国家社会科学基金后期资助暨优秀博士学位论文出版项目
目 “以地融资”模式的贡献、反思与转型研究

获准立项，项目类别为 一般项目，批准号 23FJLB022，资助总额 25 万元。

本年度国家社会科学基金后期资助项目和优秀博士学位论文出版项目立项时间为 2023 年 11 月 14 日，立项后《国家社科基金后期资助项目申请书》《国家社科基金优秀博士学位论文出版项目申请书》即成为有约束力的协议，您及责任单位要按照《国家社会科学基金管理办法》承担相应责任并执行以下规定：

1. 国家社会科学基金后期资助项目和优秀博士学位论文出版项目研究工作，要以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导，坚持正确的政治方向、价值取向、研究导向，牢固树立问

题意识、创新意识和精品意识,着力推出代表国家水准的研究成果。项目负责人要严把政治方向关和学术质量关,扎实开展研究工作,努力维护国家社会科学基金项目的导向性、权威性和示范性。

2. 根据《国家社会科学基金项目资金管理办法》的有关规定,国家社会科学基金后期资助项目和优秀博士学位论文出版项目经费管理实行包干制试点。项目无需编制预算。项目负责人应在承诺遵守科研伦理道德和作风学风诚信要求、经费全部用于与项目研究工作相关支出的基础上,本着科学、合理、规范、有效的原则,按照《国家社会科学基金项目资金管理办法》第十条规定的开支范围自主决定资金使用,经费使用不再限制直接费用和间接费用比例。项目责任单位应尽快制定项目资金包干制管理规定,管理规定应当包括资金使用范围和标准、各方责任、违规惩戒措施等内容,通过各省级管理单位报全国社科工作办备案。项目资助经费不再追加,对于资助经费低于申请资助额的项目,项目负责人可选择不接受资助。一经接受,不得以资助金额不足为由,擅自变更申请书所填内容。

3. 后期资助项目负责人要参照评审专家意见对申报成果作出修改、完善。最终成果完成后,项目负责人需向省区市社科规划(工作)办、在京委托管理机构或单列学科规划办提交结项材料,鉴定合格后由我办安排出版事宜。鉴定申请应在

我办国家社会科学基金科研创新服务平台在线提交。重点项目和一般项目结项成果如在申报时有出版社出具推荐意见的,一律由推荐出版社予以出版且不予调整;如无出版社出具推荐意见的,一律由我办指定出版社出版。出版具体事宜由项目负责人与指定出版社洽谈。成果应在全国哲学社会科学工作办公室结项公示后再出版。对于违反上述规定的项目,我办将视情况作出相应处理。凡研究成果中存在侵犯知识产权、抄袭剽窃、弄虚作假等学术不端行为的,或观点结论有违党的理论路线方针政策、刊发后产生不良社会影响的,或在学术规范、学术道德、科研诚信等方面存在严重问题的,视情节轻重作出终止执行或撤销立项处理并上网通报批评。对于终止执行或被撤销的项目,我办将视情况作出退回结余资金和绩效支出、退回已拨资金处理。凡以“国家社会科学基金项目”名义发表成果或向有关部门报送材料,或以项目负责人、参加者等名义接受媒体采访时,若涉及政治敏感问题,事前须征得我办同意。优秀博士论文出版项目由我办安排中国社会科学出版社于次年集中出版。

4. 后期资助项目和优秀博士论文出版项目资金直接拨到项目负责人所在单位账户,其使用和管理按照《国家社会科学基金项目资金管理办法》执行。项目成果出版费用由项目负责人按照我办确定的统一标准向成果出版机构支付。

5. 后期资助项目原则上要按计划完成时间申请结项,按

时完成项目且成果优秀的负责人在申请新的国家社科基金项目时予以适当政策倾斜。国家社科基金项目实行定期清理制,本年度立项的重点项目和一般项目清理截止日为2026年11月14日,能够在此之前完成的项目不再需要申请延期。如发生延长完成期限、管理单位变动、终止项目等重要事项,需在我办管理平台在线填写申请,由所在单位科研管理部门审核后经省区市社科规划(工作)办、在京委托管理机构或单列学科规划办报我办审批。

以上规定,项目负责人及责任单位应严格遵守。如有异议,可以不接受资助(以书面形式提出申请),立项协议自行废止。

全国哲学社会科学工作办公室

2023年11月14日

抄送:项目责任单位