

货币政策不确定性、纵向产业结构与 杠杆率分化¹

张杰² 庞瑞芝³

摘 要 在政府不断推进去杠杆的进程中,中国经济出现了国企与非国企杠杆率分化的现象,国企杠杆率降幅显著低于非国企。本文构建融合纵向产业结构与货币政策不确定性的DSGE模型架构来探讨中国国企与非国企杠杆率结构性分化的成因。主要结论为:(1)货币政策不确定性冲击是导致中国企业杠杆率结构性分化的重要原因;(2)中国特殊的纵向产业结构以及政府隐性担保能够放大货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响,产业关联程度越低或者政府隐形担保比例越高挤出非国企融资,导致非国企杠杆率显著下降;(3)预期管理能够通过合理引导企业对货币政策的预期来抑制货币政策不确定性对企业杠杆率的影响。在理清中国企业杠杆率结构性分化成因的基础上,本文提出如下政策建议:在去杠杆过程中应当注重硬化国企的预算约束;保持货币政策的连续性;纠正银行信贷配置的所有制偏好;加强央行沟通,以便于管理企业对货币政策的预期等。

关键词 货币政策不确定性;纵向产业结构;杠杆率分化;动态随机一般均衡模型

0 引言

经济下行期,中国钢铁企业、贸易与工业品企业、建筑企业、房地产企业以及金融企业等诸多行业内的企业均出现严重的杠杆率高企问题。一方面,杠杆率^①高企推高了企业违约率,使得金融行业积累大量金融风险,威胁宏观经济稳定。另一方面,杠杆率高企使得企业更加审慎地参与产业创新,迟滞产业升级。

1 本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“信贷市场扭曲与全要素生产率——基于信贷资金搜寻匹配的动态模型研究”(21YJC790159)的资助。

2 张杰,太原理工大学经济管理学院讲师,E-mail:zhangjie06@tyut.edu.cn。

3 庞瑞芝,南开大学经济与社会发展研究院教授,E-mail:prz0525@nankai.edu.cn。

① 本文所探讨的企业杠杆水平指的是企业微观杠杆率,利用企业资产负债率加以表征。

党的十八大以来,历次中央经济工作会议都将去杠杆列为五大任务中的重要一环,彰显出中央政府对去杠杆的决心和应对力度。然而,随着中国去杠杆政策的不断深入,却出现了“低效国企加杠杆,高效非国企降杠杆”的杠杆率分化现象。中国去杠杆不但没能促进金融资源的高效配置,反而造成杠杆率分化危及金融稳定;故探讨中国杠杆率变动的影响机制,进一步理清中国企业杠杆率分化的成因,既能为降杠杆提供政策思路,也能有效推进经济高质量增长进程。

中国货币政策的实施目标要兼顾“保增长”与“去杠杆”,收紧货币源头会使得经济增速下滑,而放松货币源头会使得杠杆率攀升。为了平衡“保增长”与“去杠杆”的经济目的,中国政府频繁调整货币政策,导致企业无法准确预测到政府部门调整货币政策的时机和内容,难以形成针对货币政策的稳定一致性预期,货币政策不确定性由此形成(Gulen and Ion, 2016; 刘贯春等, 2019)。货币政策不确定性上升推高了企业投融资的风险,企业审慎对待投资扩张与负债扩张,一定程度上影响了企业的杠杆率变化。习近平总书记在第五次金融工作会议上指出通过稳健的货币政策实现经济去杠杆,稳健的货币政策就是要降低货币政策的不确定性以便稳定市场预期,这样做有助于实现去杠杆。因此,识别货币政策不确定性与企业杠杆率之间的作用机理,既有助于理解现阶段企业杠杆率变动的成因,又能够为货币政策去杠杆提供必要的政策提示。

中国企业的杠杆率从整体上看呈现出高企的状态,从结构上看呈现出内部分化的趋势。从总体上看,中国自2008年开始实施宽松的货币政策保增长,至2016年中国宏观杠杆率不断上涨,2017年第一季度中国非金融企业宏观杠杆率达到161%^①,已经远超过OECD国家非金融部门杠杆率的风险阈值90%;为了防止金融系统性风险,中国政府从2017年起实施严苛的货币紧缩政策去杠杆,使得非金融企业宏观杠杆率呈现降低势头,在2018年第四季度降低到149%的历史最低水平,但仍然远高于国际杠杆率的风险阈值。从结构角度,中国非金融企业微观杠杆率出现较为明显的内部分化,体现为国企杠杆率持续上涨,而非国企杠杆率持续下降,不同所有制企业的杠杆率存在显著差异,并且呈现出明显的分化趋势。数据显示,从2008年至2015年,中国国有企业资产负债率从59%上升至61.9%,非国企的资产负债率从56.4%下降至51.8%(汪勇等, 2018)。可见中国杠杆率高企的突出问题是国企杠杆率较高,故去杠杆主要针对国有企业的结构性去杠杆。虽然去杠杆政策颇有成效,但是中国企业杠杆率依旧高企,去杠杆仍然是保障中国金融稳定的重要政策目标。

中国特有的纵向产业结构对于理解国企与非国企杠杆率分化具有重要作用。在推进市场化改革进程中,为了保留在钢铁、煤炭和石油等战略性资源密

^① 本文非金融企业宏观杠杆率数据来自于BIS数据库。

集型产业的政策影响力,中国政府向国企提供廉价金融资金和信贷优惠政策支持国有企业进入该类行业,引导国企向上游行业聚集。到2015年,国企在煤炭、钢铁行业中的固定资产投资占比已经达到70%左右,但由于该类行业属于资金密集型行业,国企需要大量负债来为固定资产融资,宽松的货币政策为国企融资提供了资金支持,故国企进入上游行业的同时也伴随着杠杆率高企。非国企则逐步退出上游行业而进入下游行业,到2019年,非国企在一般制造业等下游行业中的资产占比已经达到90%左右。在政府政策干预下,国企逐步聚集于产业链上游而非国企逐步聚集于产业链下游,形成特定的纵向产业结构。上游国企向下游非国企提供生产资料(Li et al., 2012),国企产品的价格与数量的变动能够影响下游非国企的投资变动以及负债水平。因此,考察货币政策不确定性对企业杠杆率的影响,不仅仅要考察特定行业杠杆率的变动,而且还需要在纵向产业结构中考察上下游行业间的相互影响,从而有助于更加深入理解货币政策不确定性对企业杠杆率的影响机制。银行等金融部门在执行货币政策过程中针对非国企往往存在金融歧视,从实际的调控效果来看,货币政策具有显著的结构特征。为了刻画政府实施的货币政策所引致的信贷资源在不同产业间的再分配,要对不同产业加以区分,并在此基础上对不同产业间的关联关系进行考察。于是,本文将纵向产业结构引入模型框架,便于考察纵向产业结构在货币政策不确定性对企业杠杆率影响中的作用。

本文研究的贡献主要体现在两个方面。一是理论方面,本文将货币政策不确定性、政府隐性担保、纵向产业结构与异质性企业融入动态随机一般均衡(DSGE)模型中,考察货币政策不确定性对产业链上下游企业杠杆率的动态影响,重点模拟纵向产业结构的理论传导作用;由于国企能够获得更多政策方面的支持,银行等金融部门对不同所有制企业存在金融歧视以及银企代理成本等客观原因,使得银企间存在金融摩擦(张云等,2020;李增福等,2022),这一摩擦能够放大货币政策不确定性对企业杠杆率的影响,故本文将政府隐性担保融入模型架构,考察其理论传导作用。二是经验方面,货币政策不确定性的上升使得企业规避风险性投资,进一步造成信贷资金错配;本文基于模型模拟结果与结论提出加强央行沟通和建立预期管理以削弱货币政策不确定性对非国有企业杠杆率的负面影响,提高信贷资金的配置效率。信贷资金错配既阻碍了经济高质量增长又推高金融系统性风险;本文提出保持货币政策的连续性以及硬化国企预算约束等建议,有针对性地解决中国企业杠杆率高企的结构性问题。

本文研究的主要目的是,构建贴合中国经济特征的动态随机一般均衡模型,剖析中国货币政策不确定性对企业杠杆率的影响机制,进而为中国结构性去杠杆提供政策思路。本文研究思路是,首先在Christiano et al. (2005, 2010, 2014)等经典模型中引入货币政策不确定性、政府隐性担保、纵向产业结构与不

同所有制企业等要素构建基准模型;而后是估算货币政策不确定性指数以及模型参数校准;最后通过实证分析剖析货币政策不确定性对不同所有制企业杠杆率变动的影响机制。

1 文献综述

1.1 中国杠杆率分化的成因

中国宏观杠杆率不断攀升危及金融稳定,同时中国企业杠杆率显著分化,故在去杠杆过程中应当避免一刀切,逐步推动结构性去杠杆是目前学术界达成的共识。相关研究主要探讨了企业杠杆高企成因以及如何去杠杆。2008年金融危机之后,中美等主要经济体实施量化宽松政策以促进经济复苏,大量低息信贷资金进入市场,在促进企业投资的同时推高了企业杠杆率(马勇和吕琳,2021)。并非所有的加杠杆都有益于经济增长,Cecchetti et al. (2011)认为能够促进生产率以及资源配置效率的加杠杆属于“好的加杠杆”,而金融部门违规放松信贷准入门槛促使企业过度负债等扭曲资源配置效率的加杠杆属于“不好的加杠杆”。银企之间存在信息不对称(李增福等,2022),金融摩擦越大则企业杠杆率对外部经济环境的敏感度越高(Jermann and Quadrini,2012;Gilchrist et al.,2014),推动金融结构市场化能够有效抑制企业杠杆率的过快上涨(Lambrinoudakis et al.,2019)。

众多学者对中国企业杠杆率分化的成因进行了探讨。纪敏(2017)、中国人民银行金融稳定分析小组(2018)、中国社科院(2018)以及官汝凯等(2019)基于不同统计口径的杠杆率数据以及不同核算方法核算杠杆率,杠杆率估计结果显示:非金融企业杠杆率快速攀升,不同行业以及不同所有制企业的杠杆率呈现出显著的结构特征,国企杠杆率高企,家庭部门杠杆率增长幅度较大,以及中小规模企业的杠杆率降低幅度较大。针对国企杠杆率高企,孟宪春等(2020)以及胡悦和吴文锋(2022)认为由于国有企业要承接政府投资项目以及承担较重的社会责任,政府提供隐形担保促使国企获得廉价金融资源,预算软约束推高了国企的杠杆率;针对非国企杠杆率降低,饶品贵等(2022)认为地方政府挤占过多信贷资金,迫使非国企提供虚假的杠杆率数据从而提升外部融资能力。政府干预金融资源的市场化配置,降低了金融资源的配置绩效,谭小芬等(2019)从金融结构市场化视角探讨企业杠杆率的影响机制,认为金融结构市场化程度不足是导致国企与非国企的杠杆显著分化的原因之一。部分文献从纵向产业结构视角考察财政货币政策对企业杠杆率的影响,吕炜等(2016)和郭长林(2016)将财政支出与纵向产业结构嵌入DSGE模型架构考察财政支出对企

业杠杆率的影响,研究结论显示扩张性财政政策使得处于产业链上游的国企杠杆率上升,而处于产业链下游的非国企杠杆率下降;政府既可以通过财政政策干预经济也可以通过货币政策干预经济,吕炜等(2016)和郭长林(2016)忽视了货币政策对企业杠杆率的影响。汪勇等(2018)则从纵向产业结构视角考察货币政策对国企与民企杠杆率的影响,探讨通过调整货币政策实现去杠杆的路径。本文的研究视角与汪勇等(2018)存在较大差异,汪勇等(2018)忽视了企业预期在货币政策对企业杠杆率影响过程中的作用,本文基于货币政策不确定性视角考察企业杠杆率快速攀升的理论机理以及不同所有制企业杠杆率分化的内在机制。货币政策不确定性不仅仅直接影响某一企业或者行业的杠杆率,还可以通过纵向产业结构间接影响其他企业或者行业的杠杆率,本文将纵向产业结构融入DSGE模型架构来考察国企与非国企之间杠杆率分化的成因。现有文献从不同研究视角考察了中国企业杠杆率快速攀升的成因以及非金融企业杠杆率分化的成因,较少从经济政策不确定性视角考察企业杠杆率变动以及分化的成因,本文将更为深入和全面地考察货币政策不确定性对企业杠杆率的影响机制,拓展现有研究的理论边界与政策内涵。

1.2 经济政策不确定性与企业杠杆率

单独研究货币政策不确定性对企业杠杆率影响的文献较少,众多文献从经济政策不确定性视角考察企业杠杆率变动的成因。企业融资决策依赖于融资的预期收益,经济不确定性能够影响企业对融资的预期收益,于是不确定性经济环境下企业的融资行为问题受到众多金融学专家的关注。当前中国经济体制正处于重要的转型阶段,有关于投融资的经济制度建设尚不完善,企业融资决策更加依赖于经济政策,故经济政策不确定性对企业融资决策的影响程度可能会更大。一类文献考察经济政策不确定性对企业投资的影响(饶品贵等,2017;张成思和刘贯春,2018;Bloom et al.,2018;刘贯春等,2019),企业投资的变动直接影响企业融资的变动,可见经济政策不确定性能够通过影响企业投资进而影响企业杠杆率。由于企业需要向金融部门进行融资,经济政策不确定性对金融部门的影响也会影响企业投融资(Bloom et al.,2018;杨子晖等,2020;邓伟等,2022),于是另一类文献关注经济政策不确定性经由金融部门对企业杠杆率的影响。

关于经济政策不确定性经由企业投资对企业杠杆率的影响方面。经济政策不确定性提高会使得企业对经济政策的实施难以形成稳定预期,企业对项目投资的预期收益持悲观态度。基于实物期权理论,企业为规避风险推迟投资并等待不确定性降低,企业投资规模降低导致企业减少融资需求,进而企业杠杆率下降(Gulen and Ion,2016;刘贯春等,2019)。另一方面,经济政策不确定性提

高使得企业投资水平降低,但同时导致企业投资决策会更多考虑到市场经济因素的变化,进而使得企业投资效率提升(饶品贵等,2017),企业盈利向好并减少融资需求,进而企业杠杆率下降。当前中国处于深刻的经济转型阶段,部分承担国家政策与社会责任的企业出现预算软约束问题(孟宪春等,2020),张成思和刘贯春(2018)将经济政策不确定性引入三期动态投融资模型来考察融资约束的理论传导作用,实证研究结果表明预算软约束企业对外部经济环境变化的敏感度较低,经济政策不确定性提高对低预算约束企业的杠杆率影响小于高预算约束企业。随着市场化建设的逐步推进,官汝凯等(2019)通过实证研究证实市场化程度较高的地区,经济政策不确定性对企业杠杆率的负面影响逐步降低。许志伟和王文甫(2019)则进一步将资本收入份额引入DSGE模型架构,通过实证研究得出资本收入份额的提高放大了经济政策不确定性对企业投资的负面影响。以上文献考察经济政策不确定性经由不同的影响机制对企业杠杆率的影响。

关于经济政策不确定性经由金融部门对企业杠杆率的影响方面。金融部门的融资活动极易受到不确定性冲击的影响(Christiano et al., 2014)。经济政策不确定性提高使得企业未来的现金流显著波动,导致企业的还款能力降低,众多依赖于政策扶植的企业出现债务违约的可能性提高,金融违约风险上升使得金融部门出现系统性风险,金融部门的管理者对信贷持审慎态度(Kim and Kung, 2017)。银行为了规避经济政策不确定性的负面影响,一方面提高信贷利率来甄别企业的经营状况(Talavera et al., 2012),迫使违约率高的企业退出金融市场,甄别出违约率较低的企业;另一方面银行提高贷款审核标准(Alessandri and Bottero, 2017),推迟向企业放贷并且严格贷款审批流程,导致企业融资成本上升,银行等金融部门审慎对外拆借资金导致银行信贷减少(Caggiano et al., 2017; Bloom et al., 2018),限制了企业杠杆率的上涨。银企之间存在不对称信息,代理成本能够放大不确定性冲击对企业杠杆率的影响(Bordo et al., 2016),Geanakoplos(2003)认为当出现抵押资产贬值的消息时,银行审慎借贷,企业能够获得的信贷额降低并且企业杠杆率降低;当出现抵押资产升值的消息时,企业能够获得的信贷额增加并且企业杠杆率上涨;抵押资产价值的不确定性能够影响企业杠杆率。Fostel and Geanakoplos(2012, 2014)和Simsek(2013)也都认为企业抵押资产价值是传导市场经济不确定性对企业杠杆率影响的重要作用机制。无论银行审慎借贷还是银企不对称信息都属于金融摩擦,以上文献认为金融摩擦是经济政策不确定性影响企业杠杆率的重要作用机制。然而,以上研究存在两点缺陷:第一,以上研究所构建的理论模型并未考虑中国经济特征,并未将纵向产业结构纳入到研究框架,相关模型不能直接用于研究中国经济问题;第二,以上研究并未独立考察不同类型经济政策对企业杠杆率的影响,研究

所得结论存在偏误。

本文研究力图弥补相关研究存在的缺陷并作出以下三点有益的创新。第一,本文将中国企业划分为国企与非国企,并将纵向产业结构融入 DSGE 模型架构,扩展 DSGE 模型的理论边界。第二,本文单独考察货币政策不确定性对企业杠杆率的影响,避免经济政策间相互影响带来的研究偏误。第三,本文将预期管理政策引入 DSGE 模型架构,通过数值模拟评估预期管理政策是否有助于降低货币政策不确定性冲击的负面影响。

2 理论模型

本文利用 DSGE 模型作为主要分析工具,原因在于:DSGE 模型将货币政策不确定性的形成过程建立在拥有深刻经济内涵的微观主体最优化行为基础上,降低了研究方法的主观性;DSGE 模型能够将货币政策不确定性与企业微观决策纳入统一的模型架构,更准确地揭示中国企业杠杆率波动与分化的形成机理。金融摩擦能够放大货币政策不确定性对企业杠杆率的影响,本文也将金融摩擦引入模型架构。

2.1 代表型家庭^①

经济中存在无数个同质性家庭,均匀地分布在 $[0,1]$ 区间。第 j 个家庭的效用函数可以表述为:

$$UD_{j,t} = \mathbb{E}_{j,0} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \zeta_{c,t} \{ \ln(C_{j,t} - hC_{j,t-1}) - \omega_l H_{j,t}^{\eta_L+1} / (\eta_L + 1) \} \quad (1)$$

其中, $\beta, \zeta_{c,t}, C_{j,t}, h, H_j, \omega_l, \eta_L$ 分别表示折现因子、偏好冲击、第 j 个家庭在第 t 期的消费、消费惯性参数、第 j 个家庭在第 t 期的劳动供给、劳动供给负效用的乘数以及劳动供给弹性的倒数; $\mathbb{E}_{j,0}$ 表示预算乘子。第 j 个家庭的预算约束条件为:

$$R_t D_{j,t} + (1 - \tau_h) W_{j,t} H_{j,t} + \Pi_{j,t} + \frac{M_{j,t}}{Z_t} \geq (1 - \tau_c) C_{j,t} + D_{j,t+1} + \frac{M_{j,t+1}}{Z_t} \quad (2)$$

其中,银行支付存款利率 R_t 获得家庭存款 $D_{j,t}$,家庭获得劳动收入 $W_{j,t} H_{j,t}$,并支付个人所得税 $\tau_h W_{j,t} H_{j,t}$; $\Pi_{j,t}$ 表示第 j 个家庭获得的转移支付,包括政府转移支付、上游企业利润以及下游企业利润, τ_c 表示消费税税率, Z_t 表示最终产品的价格, $W_{j,t}$ 表示工资率, $M_{j,t}$ 表示家庭持有的现金。

^① 由于在传统的 DSGE 模型架构中,资本品生产部门与零售商的建模过程较为常见,于是两部门的建模与参数估计结果备索。

2.2 下游非国企

依据企业在产业链中所处的位置, 本文将企业划分为上游企业与下游企业。上游企业生产中间投资品, 下游企业利用中间投资品生产最终产品。随着政府于 1998 年推动国企改革, 国企逐步聚集于产业链上游而非国企逐步聚集于产业链下游; 出于简化的目的, 本文模型设定所有上游企业都是国有企业, 所有下游企业都是非国有企业。

本文模型中非国企经营目标要兼顾利润最大化与债务最小化。在传统的新凯恩斯模型架构中, 企业的唯一目标是利润最大化, 其隐含的假设前提是只要企业利润高, 那么无论企业债务多高都是合理的, 也正因为对企业债务水平不加以限制致使发达国家出现金融危机。2008 年金融危机过后, 包括中国在内的众多国家推行去杠杆政策, 其核心目标就是要约束企业杠杆率的过快上涨。债务融资会给企业带来三种成本, 一是政府收紧货币口袋去杠杆使得企业融资成本上升, 当企业债务越高时, 企业负债所承担成本越高, 导致企业利润受限, 故企业在制定经营目标时要考虑到债务提升带来的成本; 二是杠杆率高企使得企业会失去部分投资机会, 合作伙伴会质疑其经营能力并且高估合作风险, 故合作伙伴对于合作会采取审慎态度, 这也是一种由负债带来的成本; 三是由于杠杆率高企, 企业偿债能力堪忧, 其很难获得银行贷款, 容易失去融资机会, 同样是一种成本。本文假设非国有企业的目标函数是利润最大化与债务最小化的复合函数, 具体表述为:

$$\max \Pi_{P,t} - \frac{\kappa_P}{2} (\mathbb{E}_t B_{P,t+1} - B_{P,t}^*)^2 \quad (3)$$

其中, $\Pi_{P,t}$ 表示第 t 期非国企的利润, 下标 P 代表非国企。 $\mathbb{E}_t$ 表示基于第 t 期信息的期望算子, $B_{P,t+1}$ 表示第 $t+1$ 期非国企的债务水平。 $B_{P,t}^*$ 表示企业的最优债务水平, 是一个服从 AR(1) 的外生冲击; κ_P 表示企业债务偏离最优债务水平时的成本参数。当企业债务水平 $B_{P,t+1}$ 偏离最优水平 $B_{P,t}^*$ 的程度越大时, 债务对企业盈利的负面影响越大。

假定经济体中存在一个代表性非国企, 其生产函数遵循柯布-道格拉斯形式:

$$Y_{P,t} = A_{P,t} K_{G,t}^{\alpha_G} [(L_{P,t})^{1-\alpha_{P,K}} (U_{P,t} K_{P,t})^{\alpha_{P,K}}]^{1-\psi} (Y_{P,t}^S)^{\psi} \quad (4)$$

其中, $Y_{P,t}$ 、 $L_{P,t}$ 、 $U_{P,t}$ 、 $K_{P,t}$ 分别表示非国企在第 t 期的产出水平、劳动投入、产能利用率以及资本投入。 $K_{G,t}$ 表示政府提供的公共资本存量; $A_{P,t}$ 表示非国企的技术冲击, 服从 AR(1) 过程, 即 $\log(A_{P,t}) = \rho_{P,A} \log(A_{P,t-1}) + \zeta_t^{P,A}$, $\zeta_t^{P,A} \sim \text{i. i. d. N}$

$(0, \sigma_{p,A}^2); Y_{p,t}^s$ 表示下游非国企对上游国企产品的需求。 α_G 衡量财政投资的产出弹性, 由于中国财政投资主要集中于基建领域, 优化要素流通网络有助于提升企业的产出水平, 故本文将公共资本存量纳入到生产函数中。 $\alpha_{p,K}$ 衡量资本的密集程度, $\alpha_{p,K}$ 越大表明企业资本投入占比越多。 ψ 衡量上游企业产品对下游企业生产的影响程度, 同时也表征了上下游企业之间的产业关联关系, 若 $\psi = 0$ 表示上下游企业不存在产业关联关系, ψ 越大表示下游企业对上游企业产品的依赖程度越高, 上下游企业间的产业关联关系越大。公共资本存量 $K_{G,t}$ 的演化方程为:

$$K_{G,t} = (1 - \delta_G) K_{G,t-1} + G_t \quad (5)$$

其中, G_t 表示政府在第 t 期的公共财政投资支出, δ_G 表示公共资本的折旧系数。在第 t 期, 非国企从银行获得贷款 $B_{p,t}$ 以补缺初始资本购买成本 $Q_{K,p,t-1}K_{p,t}$ 与净资产 $N_{p,t}$ 间的差额, 非国企的负债额可以表述为:

$$B_{p,t} = Q_{K,p,t-1}K_{p,t} - N_{p,t} \quad (6)$$

其中, $Q_{K,p,t}$ 表示非国企购买资本品的价格; 非国企的利润函数可以表述为:

$$\Pi_{p,t} = (1 - \tau_p) X_{p,t} Y_{p,t} - W_{p,t} L_{p,t} - P_t^s Y_{p,t}^s - \delta(U_{p,t}) Q_{K,p,t-1} K_{p,t} \quad (7)$$

其中, τ_p 、 $X_{p,t}$ 、 $W_{p,t}$ 、 P_t^s 、 $\delta(U_{p,t})$ 分别表示非国企的所得税税率、非国企产品的实际价格、非国企员工的工资、上游企业产品的价格以及非国企的资本折旧率。资本折旧率 $\delta(U_{p,t})$ 是产能利用率的函数, 函数形式可以表述为:

$$\delta(U_{p,t}) = \delta_{p0} (U_{p,t})^{\delta_{p1}} \quad (8)$$

其中, δ_{p0} 表示当产能利用率达到最优水平时的资本折旧率, δ_{p1} 表示资本折旧率对产能利用率的敏感度。

2.3 上游国企

国企产品用于非国企生产投入以及政府财政投资。与非国企不同, 国企固定资产较多并且信贷抵押物充足使得国企较易获得银行信贷, 其更加关注利润最大化的目标, 进而国企债务偏离最优水平所要承担的成本较低。国有企业的目标函数具体表述为:

$$\max \Pi_{S,t} - \frac{\kappa_S}{2} (\mathbb{E}_t B_{S,t+1} - B_{S,t}^*)^2 \quad (9)$$

其中, $\kappa_S < \kappa_P$ 。 $\Pi_{S,t}$ 表示第 t 期国企的利润, 下标 S 代表国企。 $B_{S,t+1}$ 表示第 $t+1$ 期国企的债务水平。 $B_{S,t}^*$ 表示企业的最优债务水平, 是一个服从 $AR(1)$ 的外生冲击; κ_S 表示国有企业债务偏离最优债务水平时的成本参数。

假定经济体中存在一个代表性国企, 其生产函数遵循柯布-道格拉斯形式:

$$Y_{S,t} = A_{S,t} K_{G,t}^{\alpha_G} (L_{S,t})^{1-\alpha_{S,K}} (U_{S,t} K_{S,t})^{\alpha_{S,K}} \quad (10)$$

其中, $Y_{S,t}$ 、 $L_{S,t}$ 、 $U_{S,t}$ 、 $K_{S,t}$ 分别表示国企在第 t 期的产出水平、劳动投入、产能利用率以及资本投入。 $A_{S,t}$ 表示国企的技术冲击,服从 AR(1) 过程,即 $\log(A_{S,t}) = \rho_{S,A} \log(A_{S,t-1}) + \zeta_t^{S,A}$, $\zeta_t^{S,A} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_{S,A}^2)$; $\alpha_{S,K}$ 衡量资本的密集程度, $\alpha_{S,K}$ 越大表明企业资本投入占比越多。 $K_{G,t}$ 的演化方程与非国企的一致。

在第 t 期,国企从银行获得贷款 $B_{S,t}$ 以补缺初始资本购买成本 $Q_{K,S,t-1} K_{S,t}$ 与净资产 $N_{S,t}$ 间的差额,国企的负债额可以表述为:

$$B_{S,t} = Q_{K,S,t-1} K_{S,t} - N_{S,t} \quad (11)$$

其中, $Q_{K,S,t}$ 表示国企购买资本品的价格;国企的利润函数可以表述为:

$$\Pi_{S,t} = (1 - \tau_S) P_t^S Y_{S,t} - W_{S,t} L_{S,t} - \delta(U_{S,t}) Q_{K,S,t-1} K_{S,t} \quad (12)$$

其中, τ_S 、 $W_{S,t}$ 、 $\delta(U_{S,t})$ 分别表示国企的所得税税率、国企员工的工资以及国企的资本折旧率。资本折旧率 $\delta(U_{S,t})$ 是产能利用率的函数,函数形式可以表述为:

$$\delta(U_{S,t}) = \delta_{S0}(U_{S,t})^{\delta_{S1}} \quad (13)$$

其中参数含义与非国企一致,这里不再赘述。

2.4 金融中介

企业在资本投资过程中将受到异质性生产率冲击 ω_t , $F_t(\omega)$ 表示 t 期 ω_t 的累积性概率分布函数。异质性生产率冲击 ω_t 使得企业在将初始资本 K_{t+1} 转变为有效资本 $\omega_t K_{t+1}$ 过程中承担风险,这种由企业经营低效或者市场前景判断失误导致的风险将影响企业的还款能力。企业利用资产净值与银行贷款来购买资本,国企与非国企的投资收益率分别为 $\omega_S R_{K,t+1}^S$ 、 $\omega_P R_{K,t+1}^P$ 。

在 $t+1$ 期,国企与非国企的最优化经营过程包括两个阶段。第一个阶段在于决策平均资本回报率 $R_{K,t+1}^S$ 、 $R_{K,t+1}^P$: 在 $t+1$ 期,国企与非国企的总体收益可以分别表述为: $\{(1 - \tau_K) R_{0,K,t+1}^M X_{M,t+1} + [1 - \delta(U_{P,t+1})] Q_{K,M,t+1}\} \omega_{M,t+1} K_{M,t+1}$ 。其中, $M = \{S, P\}$ 分别代表国企与非国企。 $R_{0,K,t+1}^M$ 表示资本的边际产出, τ_K 为资本收入税税率。企业平均资本回报率可以重新表示为:

$$R_{K,t+1}^M = \frac{\{(1 - \tau_K) R_{0,K,t+1}^M X_{M,t+1} + [1 - \delta(U_{P,t+1})] Q_{K,M,t+1}\}}{Q_{K,M,t}}, \quad M = \{S, P\} \quad (14)$$

在第二阶段,国企与非国企决策最优的贷款 $B_{M,t+1}$ 合同。由于国企承担国家政策项目以及社会责任,于是政府为国企负债提供信用担保,担保额为 $G_{t+1}^B = g_{t+1}^B R_{K,t+1}^S Q_{K,S,t} K_{S,t+1}$; g_{t+1}^B 表示政府担保金额在国企平均资本收益中的占比,体现了政府对国企信贷的担保程度。在政府担保规则方面,国企要承担政府投资项目,若政府提高国企产出的目标值,那么政府要相应提高担保比例,将国企产出目标值引入政府担保规则以反映政府事先根据国企产出目标制定经济规划的

事实。国企经营状况涉及当地就业与稳定,若国企生产经营陷入困顿以至于出现信贷违约时,政府出于维稳的目的要提供担保;国企违约可能性越高,则政府提供的担保比例越高。于是,本文将政府担保作为国企产出目标值和国企违约率的反应函数,本文将政府担保比例规则设置为:

$$\ln\left(\frac{g_{t+1}^B}{g_t^B}\right) = \phi_{Y_S}^{g^B} \ln\left(\frac{\mathbb{E}_{t+1} Y_{S,t+2}}{Y_S}\right) + \phi_{\varpi_S}^{g^B} \ln\left[\frac{\Omega_t(\varpi_{S,t+1})}{\Omega(\varpi_S)}\right] \quad (15)$$

其中, $\mathbb{E}_{t+1} Y_{S,t+2}$ 表示政府制定的国企产出目标值, $\Omega_t(\varpi_{S,t+1})$ 表示国企信贷违约率。 Y_S 、 $\Omega(\varpi_S)$ 分别表示稳态时国企产出目标值以及国企信贷违约率, $\phi_{Y_S}^{g^B}$ 、 $\phi_{\varpi_S}^{g^B}$ 分别表示政府担保比例对国企产出目标值与国企信贷违约率的反应系数。银行向企业提供标准债务合同,企业最终是否能够履行信贷合约取决于其面对的异质性生产率冲击 ω_{t+1} 与临界值 ϖ_{t+1} 之间的关系,临界值由下式确定:

$$(\varpi_{S,t+1} + g_{t+1}^B) R_{K,t+1}^S Q_{K,S,t} K_{S,t+1} = R_{L,t+1}^S B_{S,t+1}, \varpi_{P,t+1} R_{K,t+1}^P Q_{K,P,t} K_{P,t+1} = R_{L,t+1}^P B_{P,t+1} \quad (16)$$

当 $\omega_{M,t+1} < \varpi_{M,t+1}$ 时,表明企业违约,银行将获得剩余索取权;银行为实现信息对称要支付监督成本,大小为 $\mu_M \omega_{M,t+1} R_{K,t+1}^M Q_{K,M,t} K_{M,t+1}$ 。于是,银行从破产的国有企业与非国有企业处获得的清算价值分别为 $(1-\mu_S) \omega_{S,t+1} R_{K,t+1}^S Q_{K,S,t} K_{S,t+1} + G_{t+1}^B$ 以及 $(1-\mu_P) \omega_{P,t+1} R_{K,t+1}^P Q_{K,P,t} K_{P,t+1}$ 。银行的利润函数可以表述为:

$$\begin{aligned} \text{Pro}_{t+1} = & [1 - F_t(\varpi_{S,t+1})] R_{L,t+1}^S B_{S,t+1} + \\ & \left[(1 - \mu_S + g_{t+1}^B) \int_0^{\varpi_{S,t+1}} \omega dF_t(\omega) \right] R_{K,t+1}^S Q_{K,S,t} K_{S,t+1} + \\ & [1 - F_t(\varpi_{P,t+1})] R_{L,t+1}^P B_{P,t+1} + \\ & \left[(1 - \mu_P) \int_0^{\varpi_{P,t+1}} \omega dF_t(\omega) \right] R_{K,t+1}^P Q_{K,P,t} K_{P,t+1} - R_t \int_0^1 D_{j,t+1} dj \quad (17) \end{aligned}$$

其中, $R_{L,t+1}^S$ 、 $R_{L,t+1}^P$ 分别表示银行针对国企与非国企的贷款利率; μ_S 、 μ_P 分别表示银行针对国企与非国企单位资本的监督成本。因为政府信用背书,银行更愿意向国企拆借资金,故金融部门对国企融资的监督成本 μ_S 较低,本文设定 $\mu_S < \mu_P$ 。企业最优贷款 $B_{M,t+1}$ 合同问题可以表述为:

$$\begin{aligned} \max_{\{B_{S,t+1}, B_{P,t+1}, \varpi_{S,t+1}, \varpi_{P,t+1}\}} \mathbb{E}_t \left\{ [\Psi_t(\varpi_{S,t+1}) - \mu_S \Omega_t(\varpi_{S,t+1}) + g_{t+1}^B] R_{K,t+1}^S (B_{S,t+1} + N_{S,t+1}) + \right. \\ \left. [\Psi_t(\varpi_{P,t+1}) - \mu_P \Omega_t(\varpi_{P,t+1})] R_{K,t+1}^P (B_{P,t+1} + N_{P,t+1}) - R_t \int_0^1 D_{j,t+1} dj \right\} \quad (18) \end{aligned}$$

约束条件为:

$$\mu_S < \mu_P \quad (19)$$

$$B_{S,t+1} + B_{P,t+1} = \int_0^1 D_{j,t+1} dj \quad (20)$$

$$\Psi_t(\varpi_{M,t+1}) = \varpi_{M,t+1} [1 - F_t(\varpi_{M,t+1})] + \Omega_t(\varpi_{M,t+1}), \quad M = \{S, P\} \quad (21)$$

$$\Omega_t(\varpi_{M,t+1}) = \int_0^{\varpi_{M,t+1}} \omega dF_t(\omega), \quad M = \{S, P\} \quad (22)$$

分别对 $B_{S,t+1}, B_{P,t+1}, \varpi_{S,t+1}, \varpi_{P,t+1}$ 求解一阶条件可得：

$$\frac{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^S}{R_t} = \frac{1}{\Psi_t(\varpi_{S,t+1}) - \mu_S \Omega_t(\varpi_{S,t+1}) + g_{t+1}^B} \quad (23)$$

$$\frac{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^P}{R_t} = \frac{1}{\Psi_t(\varpi_{P,t+1}) - \mu_P \Omega_t(\varpi_{P,t+1})} \quad (24)$$

$$\Psi'_t(\varpi_{S,t+1}) - \mu_S \Omega'_t(\varpi_{S,t+1}) = 0 \quad (25)$$

$$\Psi'_t(\varpi_{P,t+1}) - \mu_P \Omega'_t(\varpi_{P,t+1}) = 0 \quad (26)$$

$$\frac{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^S}{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^P} = \frac{\Psi_t(\varpi_{P,t+1}) - \mu_P \Omega_t(\varpi_{P,t+1})}{\Psi_t(\varpi_{S,t+1}) - \mu_S \Omega_t(\varpi_{S,t+1}) + g_{t+1}^B} \quad (27)$$

其中, $\Psi'_t(\varpi_{t+1}) - \mu \Omega'_t(\varpi_{t+1}) = [1 - F_t(\varpi_{t+1})] \left[1 - \frac{\mu \varpi_{t+1} f_t(\varpi_{t+1})}{1 - F_t(\varpi_{t+1})} \right]$, 本文设定 $e(\varpi_{t+1}) = \frac{\varpi_{t+1} f_t(\varpi_{t+1})}{1 - F_t(\varpi_{t+1})}$ 为关于 ϖ_{t+1} 的增函数, 即 $\frac{\partial(e(\varpi_{t+1}))}{\partial(\varpi_{t+1})} > 0$; 于是 $[1 - \mu e(\varpi_{t+1})]$ 为关于 ϖ_{t+1} 的减函数, 同时 $[1 - F_t(\varpi_{t+1})]$ 为关于 ϖ_{t+1} 的减函数, 综上 $ee(\varpi_{t+1}) = \Psi'_t(\varpi_{t+1}) - \mu \Omega'_t(\varpi_{t+1})$ 为关于 ϖ_{t+1} 的增函数。 $\Psi'_t(\bar{\varpi}_{P,t+1}) - \mu_P \Omega'_t(\bar{\varpi}_{P,t+1}) = \Psi'_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) - \mu_S \Omega'_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) > \Psi'_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) - \mu_P \Omega'_t(\bar{\varpi}_{S,t+1})$, 此外由于 $ee(\varpi_{t+1})$ 为增函数, 故 $\bar{\varpi}_{P,t+1} > \bar{\varpi}_{S,t+1}$ 。由于政府信用背书, 银行对国企的监督成本低于非国企, 使得国企生产率门槛值低于非国企, 表明非国企的经营风险更易导致信贷违约。

本文规定 $eee(\varpi_{t+1}) = \Psi_t(\varpi_{t+1}) - \mu \Omega_t(\varpi_{t+1})$, 并且本文设定 $1 - F_t(\varpi_{t+1}) - \mu \varpi_{t+1} f_t(\varpi_{t+1}) < 0$, 使得 $eee(\varpi_{t+1})$ 为减函数, 即 $\frac{\partial(eee(\varpi_{t+1}))}{\partial(\varpi_{t+1})} < 0$; 由于 $\bar{\varpi}_{P,t+1} > \bar{\varpi}_{S,t+1}$, 于是 $\Psi_t(\bar{\varpi}_{P,t+1}) - \mu_P \Omega_t(\bar{\varpi}_{P,t+1}) < \Psi_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) - \mu_P \Omega_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) < \Psi_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) - \mu_S \Omega_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) < \Psi_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) - \mu_S \Omega_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) + g_{t+1}^B$, 结合式(27)可得：

$$\frac{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^S}{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^P} = \frac{\Psi_t(\bar{\varpi}_{P,t+1}) - \mu_P \Omega_t(\bar{\varpi}_{P,t+1})}{\Psi_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) - \mu_S \Omega_t(\bar{\varpi}_{S,t+1}) + g_{t+1}^B} < 1 \quad (28)$$

由式(28)可知, 政府为国企负债提供信用担保, 导致非国企生产率门槛值较高。银行选择的最优债务合约使得国企总能获得较多的信贷; 国企提高资本投资, 导致国企的预期资本回报率低于非国企, 即 $\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^S < \mathbb{E}_t R_{K,t+1}^P$ 。当银行对国企的监督成本 μ_S 越低或者政府为国企提供的信用担保比例 g_{t+1}^B 越高时,

$\frac{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^S}{\mathbb{E}_t R_{K,t+1}^P}$ 越小,意味着国企的预期资本回报率的降低幅度越大,表明国企负债与资本投资越多。

第 $t+1$ 期企业的总体资本可以表述为:

$$K_{t+1} = K_{S,t+1} + K_{P,t+1} \quad (29)$$

由于企业处于竞争性市场,第 t 期分别有 $1-\varphi_{S,t}$ 比例的国企与 $1-\varphi_{P,t}$ 比例的非国企退出市场,为保证企业总体净资产额不变,家庭每期向国有企业与非国有企业提供转移支付 $T_t^{S,e}$ 与 $T_t^{P,e}$ 用于新企业进入资本品市场。国企与非国企在 $t+1$ 期的总体净资产表达式分别为:

$$N_{S,t+1} = \varphi_{S,t} \{ [1 - \Psi_{t-1}(\bar{\omega}_{S,t})] R_{K,t}^S Q_{K,S,t-1} K_{S,t} \} + T_t^{S,e} \quad (30)$$

$$N_{P,t+1} = \varphi_{P,t} \{ [1 - \Psi_{t-1}(\bar{\omega}_{P,t})] R_{K,t}^P Q_{K,P,t-1} K_{P,t} \} + T_t^{P,e} \quad (31)$$

其中, $\varphi_{S,t}$ 、 $\varphi_{P,t}$ 表示企业存活比例的外生随机冲击,方括号内的部分表示企业平均每单位资产应向银行支付的利息。国企与非国企在 $t+1$ 期的杠杆率表达式分别为:

$$\text{Lev}_{P,t+1} = \frac{Q_{K,P,t} K_{P,t+1} - N_{P,t+1}}{Q_{K,P,t} K_{P,t+1}}, \quad \text{Lev}_{S,t+1} = \frac{Q_{K,S,t} K_{S,t+1} - N_{S,t+1}}{Q_{K,S,t} K_{S,t+1}} \quad (32)$$

企业总体借贷额可以表述为:

$$B_{t+1} = B_{S,t+1} + B_{P,t+1} = Q_{K,t} K_{t+1} - N_{t+1} \quad (33)$$

2.5 国内政府部门

政府部门通过征税和发行货币为政府支出进行融资,政府支出包括财政投资。政府预算平衡方程式可以表述为:

$$\begin{aligned} & \tau_h W_t H_t + \tau_c Z_t C_t + \tau_K [1 - \Psi_{t-1}(\bar{\omega}_{S,t})] R_{K,t}^S Q_{K,S,t-1} K_{S,t} + \\ & \tau_K [1 - \Psi_{t-1}(\bar{\omega}_{P,t})] R_{K,t}^P Q_{K,P,t-1} K_{P,t} + \frac{M_{t+1} - M_t}{P_t} = G_t \end{aligned} \quad (34)$$

其中,式(34)左端为政府财政收入,包括五项:个人所得税、消费税、国企资本收入税、非国企资本收入税以及新增货币。参考郭长林(2016)和 Christiano et al. (2014)的设置方法,本文设定政府财政投资支出的反应函数为:

$$\ln(G_t) = \rho_G \ln G_{t-1} + (1 - \rho_G) \ln G + \zeta_{G,t}, \zeta_{G,t} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_G^2) \quad (35)$$

其中, $\zeta_{G,t}$ 表示政府财政投资支出冲击, ρ_G 表示政府财政投资支出冲击的自回归系数, σ_G 表示政府财政投资支出冲击的标准差。

2.6 均衡条件

产品市场均衡条件满足总供给等于总需求:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\mu_s \Omega_{t-1}(\bar{\omega}_{S,t})(1 + R_{K,t}^S) Q_{K,S,t-1} K_{S,t}}{Z_t} + \frac{\mu_p \Omega_{t-1}(\bar{\omega}_{P,t})(1 + R_{K,t}^P) Q_{K,P,t-1} K_{P,t}}{Z_t} \quad (36)$$

其中, I_t 表示资本品生产部门的投资。式(29)为资本市场均衡条件: 资本需求等于供给。劳动市场均衡条件满足劳动供给等于劳动需求:

$$\left[\int_0^1 (H_{j,t})^{\frac{1}{\xi_w}} d_j \right]^{\xi_w} = L_{S,t} + L_{P,t} \quad (37)$$

其中, ξ_w 表示劳动工资加成率。中间品市场均衡条件:

$$Y_{S,t} = Y_{P,t}^S + G_t \quad (38)$$

信贷市场均衡条件:

$$\int_0^1 D_{j,t+1} dj = B_{t+1} \quad (39)$$

2.7 带有随机波动率的货币政策规则

众多研究表明货币政策冲击的方差是动态变化的, 考察该变化能够准确描摹货币政策的显著波动。于是, 本文构建带有随机波动率的货币政策规则:

$$\ln(R_t/R) = \rho_R \ln(R_{t-1}/R) + (1 - \rho_R) [\phi_\pi \ln(\pi_{t+1}/\pi) + \phi_Y \ln(Y_t/Y)] + \sqrt{\sigma_t^{\text{Mone}}} \xi_t^{\text{Mone}} \quad (40)$$

$$\sigma_t^{\text{Mone}} = (1 - \rho_{\text{Mone}}) \sigma^{\text{Mone}} + \rho_{\text{Mone}} \sigma_{t-1}^{\text{Mone}} + \zeta_t^{\text{Mone1}} \quad (41)$$

其中, 式(40)表示带有随机波动率的货币政策规则, ρ_R 表示利率规则的平滑参数, ϕ_π 与 ϕ_Y 分别表示利率对通胀率与总体产出的弹性参数, π 与 Y 分别表示通胀率与总体产出的稳态值。 σ_t^{Mone} 与 $\sqrt{\sigma_t^{\text{Mone}}}$ 分别表示货币政策随机波动率以及不确定性水平, σ_t^{Mone} 服从式(41)的 AR(1) 过程。 ρ_{Mone} 与 σ^{Mone} 分别表示货币政策不确定性冲击的自回归系数以及常数项。此外, $\xi_t^{\text{Mone}} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_{\text{Mone}}^2)$ 表征货币政策的波动, $\zeta_t^{\text{Mone1}} \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_{\text{Mone1}}^2)$ 表征货币政策波动率冲击, 即货币政策不确定性冲击。

3 基准模型的参数校准与贝叶斯估计

3.1 测算中国货币政策不确定性指数

参考 Jurado et al. (2015) 测算经济政策不确定性的方法, 本文选取货币政策变量与宏观经济变量来测算中国货币政策不确定性指数, 具体模型构建

如下:

本文将变量 $y_{it} \in Y_t$ 在未来 m 期的不确定性定义为该变量基于 t 期信息集 I_t 获得的变量预期值与未来 m 期真实值之间的条件波动率:

$$V_{it}^y(m) = \sqrt{E[(y_{it+m} - E[y_{it+m} | I_t])^2 | I_t]} \quad (42)$$

其中, I_t 与 $E[y_{it+m} | I_t]$ 分别表示第 t 期的宏观经济信息以及变量 y_{it} 在第 $t+m$ 期的条件预期值。在求得所有货币政策变量不确定性指数后,通过计算指数的加权平均值即可得整体的货币政策不确定性指数 $V_t^y(m)$, 可以表示为:

$$V_t^y(m) = \text{plim}_{J \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^J \omega_j V_{it}^y(m) = E_{\omega} [V_{it}^y(m)] \quad (43)$$

其中, ω_j 表示变量 y 的权重值。估计货币政策不确定性指数需要三个步骤: ①构建信息集 I_t 并且测算条件预期值 $E[y_{it+m} | I_t]$, 进而基于信息集提取公共因子。②构建随机波动率模型, 利用贝叶斯估计方法估计随机波动率模型, 进而获得条件波动率 $V_{it}^y(m)$ 。③通过对所有货币政策相关变量的条件波动率求取加权平均值, 进而获得货币政策不确定性指数^①。

图1是本文测算的中国货币政策不确定性指数^②。从总体上讲, 中国货币政策不确定性波动较小, 在此期间, 货币政策不确定性指数出现了两次波峰。在2008年年末至2009年年中, 为缓解美国次贷危机对中国经济的负面影响, 货币政策由从紧转变为宽松状态, 不确定性出现波峰。其次, 在2011年年末至2012年年中, 为缓解欧债危机与贸易保护主义对中国经济的负面影响, 货币政

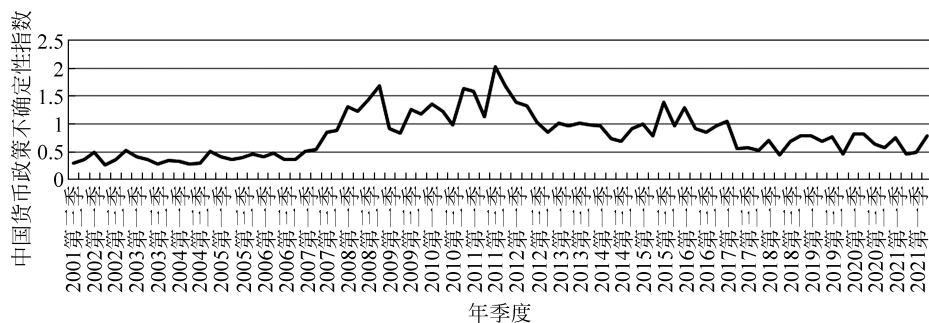


图1 中国货币政策不确定性指数(季度值)

① 具体估计过程请参考 Jurado et al. (2015), 这里不再赘述。本文使用与货币政策相关的 16 个变量, 与宏观经济相关的 23 个变量; 本文只用与货币政策相关的 16 个变量测算货币政策不确定性, 将与宏观经济相关的 23 个变量作为信息集变量。详细的变量选择见附录。所有变量对应的数据均为月度数据, 时间跨度为 2001 年 1 月至 2021 年 12 月, 数据来源于中经网、CEIC 数据库以及 CCER 经济金融数据库。

② 本文估算了提前三个月的货币政策不确定性指数, 对应的时间跨度为 2001 年 6 月至 2021 年 12 月。进一步, 本文将每三个月的月度指数求取平均值得到货币政策不确定性季度值, 如图 1 所示。

策由略紧转变为宽松状态,不确定性再次出现波峰。可见,本文估算的货币政策不确定性波峰出现时间与大规模经济政策的实施时间相一致。

3.2 参数校准

按照相关 DSGE 文献的参数估计方法 (Christiano et al., 2005、2010、2014; 马勇, 2016; 马文涛等, 2016; 鄢莉莉和吴利学, 2017; 孟宪春等, 2019), 对于静态参数本文利用经验校准法予以校准, 对于动态结构性参数本文利用贝叶斯估计方法予以校准。贝叶斯估计要选择观测变量, 而为了防止估计的随机奇异性 (stochastic singularity) 问题, 模型中选择的可观测变量数目不超过外生冲击数目。本文所选择的观测变量包括消费、政府财政投资支出、产出、通胀、货币政策不确定性指数以及信贷额。观测变量数据时间跨度为 2001 年第三季度至 2021 年第四季度, 数据来源为中经网统计数据库与 CCER 经济金融数据库。观测变量中的名义时间序列变量经消费价格指数 CPI 调整后取对数。本文利用公布的同比和环比月度 CPI 指数求得月度 CPI 定基指数, 后据此求得样本期间的季度 CPI 定基指数数据^①; 季度 CPI 定基指数数据求取对数差分可得季度通胀率数据序列。为了保障数据的平稳性, 名义时间序列数据均经过对数差分和去均值处理, 通胀率经过去均值化处理。

第一, 家庭部门的参数设置。贴现因子 β 设置为 0.9999, 以匹配稳态时 4% 的年利率。参考许志伟等 (2011) 和朱军 (2017) 的参数设定值, 将劳动供给负效用的乘数 ω_l 校准为 1, 将劳动供给弹性的倒数 η_L 校准为 1。参考张杰等 (2018) 的参数设定值, 将劳动所得税税率 τ_h 校准为 0.07883, 将消费税税率 τ_c 校准为 0.1298, 将资本收入税税率 τ_K 校准为 0.21724。

第二, 上下游企业的参数设置。参考王文甫等 (2014) 和郭长林 (2016) 的参数设定方式, 国有企业资本产出弹性 $\alpha_{S,K}$ 校准值为 0.76, 非国企资本产出弹性 $\alpha_{P,K}$ 校准值为 0.39。参考郭长林 (2016) 与汪勇等 (2018) 的参数校准结果, 财政投资的产出弹性 α_G 校准值为 0.11, 公共资本的折旧系数 δ_G 校准值为 0.092。依据模型稳态条件, 设置贴现率常参数 δ_{p0} 、 δ_{s0} 为 0.03, 大多数文献将贴现率设置为 0.03 左右 (比如刘斌, 2008; 陈小亮和马啸, 2016)。参考 Burnside and Eichenbaum (1996) 的估计值, 设置贴现率弹性参数 δ_{p1} 与 δ_{s1} 的校准值为 1.56。参考汪勇等 (2018) 的参数校准结果, 设置国企所得税税率 τ_s 校准值为 0.28 以

^① 利用 2001 年 6 月至 2021 年 12 月 CPI 同比指数与 2001 年 6 月至 2021 年 12 月 CPI 环比指数计算以 2001 年 6 月为基期的基准 CPI 指数, 基期 CPI 指数为 100, 基准季度 CPI 指数为该季度 3 个月基准 CPI 指数的均值。

及非国企所得税税率 τ_p 的校准值为 0.23。参考林琳等(2016)的校准结果,非国企偏离最优债务水平的成本参数 κ_p 的校准值为 23,由于偏离最优债务水平的成本参数 $\kappa_s(<\kappa_p)$ 较低,校准值为 15。

第三,金融中介的参数设置。参考王文甫等(2014)和郭长林(2016)的参数设定方式,设定银行针对国企的监督成本的校准值为 0.1,设定银行针对非国企的监督成本的校准值为 0.6。基于稳态关系能够推断 $F(\varpi_s)$ 与 $F(\varpi_p)$ 的取值范围,由于国企寿命比非国企长(吴先明等,2017),故设置分布函数 $F(\varpi_s)$ 稳态值的校准值为 0.055,并设置 $F(\varpi_p)$ 稳态值的校准值为 0.084。基于稳态条件,将向国有企业提供的转移支付 $T_i^{s,e}$ 的稳态值校准为 0.091,以对应国有企业的资产与资本比值的目标值 0.5159;将向非国有企业提供转移支付 $T_i^{p,e}$ 的稳态值校准为 0.023,以对应非国有企业的资产与资本比值的目标值 0.6273^①。参考张晓晶等(2019)的参数设定值,将存活到下期的国企比例 $\varphi_{s,t}$ 的稳态值校准为 0.98,将存活到下期的非国企比例 $\varphi_{p,t}$ 的稳态值校准为 0.97。

第四,其他部门的参数设置。参照仝冰(2010,2017)的参数估计值,将中间品替代弹性稳态值 ε_f 校准为 6,劳动供给替代弹性 ξ_w 校准为 1.05。关于政府财政投资支出与产出比值 G/Y 的稳态值,基于样本季度均值校准为 0.2。

本文利用贝叶斯估计方法求取动态结构性参数时,应首先确定待估参数的先验分布。针对货币政策待估参数的先验分布设置,参考马勇(2015)以及王博(2019),本文将利率规则的平滑参数设置为服从均值为 0.9、方差为 0.2 的 Beta 分布,将反应系数 φ_y 设置为服从均值为 0.3、方差为 0.25 的 Normal 分布,将反应系数 φ_π 设置为服从均值为 1、方差为 0.25 的 Normal 分布,将参数 σ^{Mone} 设置为服从均值为 0、方差为 1 的 Normal 分布,将平滑参数 ρ_{Mone} 设置为服从均值为 0.5、方差为 0.2 的 Beta 分布,标准差 σ_{Mone} 与 $\sigma_{\text{Mone}1}$ 设置为服从均值为 0.1、方差为 0.1 的逆伽马类型 2(inverse gamma type2)分布。参考仝冰(2010,2017)以及马勇(2016)的参数估计方法,冲击的自回归系数设置为服从均值为 0.9、方差为 0.2 的 Beta 分布,冲击的标准差设置为服从均值为 0.01、方差为 0.1 的逆伽马 2(inverse gamma type2)分布。相关待估参数的贝叶斯估计结果如表 1 所示^{②③}。

基于模型模拟结果,变量实际数据与模型稳态时模拟结果的一阶矩和二阶

① 利用企业资产负债表中所有者权益合计值与资产总计值比值的季度均值来表征资产与资本比值的目标值。数据来源为 CCER 一般企业财务季度数据库,时间跨度为 2001 年至 2021 年。

② 限于篇幅,本文待估参数的贝叶斯估计结果的后验分布的 95%置信区间不再给出

③ 基于表 1 的估计结果,本文发现 ρ_{Mone} 与 $\sigma_{\text{Mone}1}$ 不为零,可见货币政策不确定性持续存在。

矩较为接近,模型与实际数据的匹配度较高,误差基本控制在 1% 以下。从一阶矩来看,公共财政投资支出与 GDP 比值的模型稳态值与实际数据分别是 0.23 与 0.21、国企与非国企投资比值的模型稳态值与实际数据分别为 1.81 与 1.74,结果较为接近。从二阶矩来看,国企投资波动方差与 GDP 波动方差比值的模型模拟值与实际数据为 0.034 与 0.039,非国企投资波动方差与 GDP 波动方差比值的模型模拟值与实际数据为 0.078 与 0.064,模型模拟效果较好。

表 1 模型待估参数的贝叶斯估计结果

参数名称	参数定义	后验均值	参数名称	参数定义	后验均值
ρ_{Mone}	货币政策不确定性冲击自回归系数	0.3172	σ_{φ_S}	国企生存率冲击的标准差	0.0066
h	消费惯性参数	0.5384	ρ_{φ_P}	非国企生存率的自回归系数	0.9385
ϕ_Y	利率对总体产出的弹性参数	0.3040	ρ_{φ_S}	国企生存率的自回归系数	0.9870
ϕ_π	利率对通胀率的弹性参数	0.6451	σ^{Mone}	货币政策不确定性冲击的常数项	-0.4169
$\rho_{P,A}$	非国企技术自回归系数	0.7412	σ_{ω_S}	国企生产风险冲击的标准差	0.0267
$\rho_{S,A}$	国企技术自回归系数	0.9593	σ_G	政府投资支出冲击的标准差	0.0801
ρ_R	利率规则的平滑参数	0.8565	σ_{ω_P}	非国企生产风险冲击的标准差	0.0105
ρ_c	偏好冲击的自回归系数	0.9740	σ_c	偏好冲击的标准差	0.0177
ρ_{ω_P}	非国企生产风险的自回归系数	0.6910	$\sigma_{B_P^*}$	非国企最优债务水平冲击的标准差	0.0081
ρ_{ω_S}	国企生产风险的自回归系数	0.4148	$\sigma_{B_S^*}$	国企最优债务水平冲击的标准差	0.0041
ρ_G	政府投资支出的自回归系数	0.5227	σ^{Mone}	货币政策冲击的标准差	0.1591
$\rho_{B_P^*}$	非国企最优债务水平的自回归系数	0.7325	σ^{Mone1}	货币政策不确定性冲击的标准差	0.4324
$\rho_{B_S^*}$	国企最优债务水平的自回归系数	0.8265	σ_{φ_P}	非国企生存率冲击的标准差	0.0101

注：Beta(μ,σ)、Normal(μ,σ) 和 Inv gamma2(μ,σ) 分别表示均值为 μ 、标准差为 σ 的贝塔分布、正态分布和逆伽马类型 2 分布。

4 货币政策不确定性的数值模拟与实证分析^①

4.1 货币政策不确定性对企业杠杆率的脉冲响应分析

基于以上模型参数校准,本部分考察货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响机制。本部分给予货币政策一单位正的不确定性冲击,得到货币政策不确定性冲击对企业杠杆率、投资、产出、中间品需求等经济变量的脉冲响应函数结果,如图2所示。由于中国金融体系并不完善,中国非国有企业融资严重依赖于银行,货币政策不确定性上升导致非国有企业投资风险上涨,加剧非国企现金流的不确定性,对非国企投资的未来盈利预期产生负面影响,非国企降低投资,如图2(d)所示。非国企缩减投资使得非国企产出降低,如图2(e)所示。非国企产出降低导致盈利减少并使得非国企现金流匮乏,进而导致企业经营陷入困顿,非国企偿债能力降低,非国企信贷违约率上涨,如图2(f)所示。非国企的信贷需求降温加之非国企偿债能力降低,导致银行盈利减少,银行提高贷款标准以便筛选高质量企业,进一步导致非国企融资渠道不畅,非国企融资越发难且贵,于是非国企融资溢价上涨,如图2(c)所示。非国企融资溢价上涨迫使其去杠杆,非国企债务水平与杠杆率降低,如图2(a)与图2(b)所示。

银行在配置信贷资源过程中存在所有制歧视与规模歧视,国企与非国企面

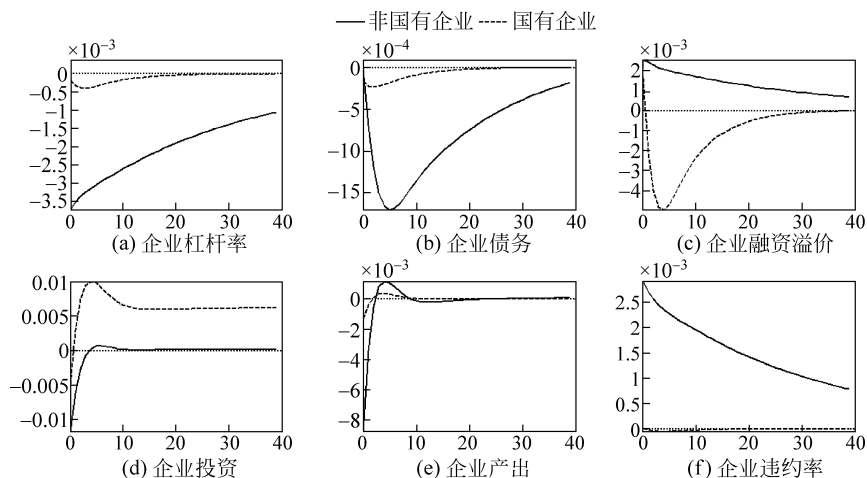


图2 货币政策不确定性冲击对不同所有制企业杠杆率的脉冲响应

^① 为模拟货币政策不确定性冲击,本文需要对模型进行三阶泰勒近似;在数值模拟过程中,高阶项会导致变量的脉冲响应出现发散,进而需要对脉冲响应进行剪枝处理,具体方法请参考 Andreasen et al. (2017)。

临的融资约束存在显著差异,体现在两点:其一,国企能够获得比非国企更多的政策担保以及金融扶持,银行更愿意向国企提供廉价信贷,于是国企与银行能够保持长期关系,并且国企通过股权融资或者债券融资更为容易,故国企融资约束较小(孟宪春等,2020);其二,国企生产规模普遍高于非国企,国企用于信贷抵押的资产较多,而非国企以轻资产为特征且抵押物匮乏,银行更愿意向国企配置信贷资源,故非国企融资约束高于国企。国企融资约束较低,拥有较为充裕的流动性,当国企受到货币政策不确定性冲击时,国企不易陷入流动性危机,国企投资与产出降低幅度远低于非国企,如图2(d)与图2(e)所示。国企要承担国家投资项目以及社会责任,即便国企因盈利缩减陷入经营困顿,国企也能够以低成本从银行获得信贷资金,于是国企融资溢价低于非国企,如图2(c)所示。国企从银行获得大量廉价信贷资金用于投资,使得国企债务与杠杆率降低幅度远低于非国企,如图2(a)和图2(b)所示。此外,由于国企获得大量资金得以摆脱流动性危机,故国企违约率远小于非国企,如图2(f)所示。综上所述,当经济体受到货币政策不确定性冲击时,非国企杠杆率、债务水平、投资、融资溢价、产出以及违约率的波动均高于国企,可见融资约束高的非国企更易受到外部不确定性冲击的影响。

4.2 货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响机制分析

本部分重点考察货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响机制,其一是纵向产业结构,其二是信贷挤出效应。

4.2.1 纵向产业结构

国企改革后,中国企业形成纵向产业结构特征,国企聚集于产业链上游,非国企聚集于产业链下游,国企产品成为非国企生产要素,上下游企业的投融资决策能够通过纵向产业结构产生相互影响。非国企生产函数中间品产出弹性 ψ 衡量了上下游企业之间的产业关联程度, ψ 越大表明国企与非国企间的产业关联程度越紧密。货币政策不确定性冲击能够通过直接影响企业融资决策进而影响企业杠杆率,下游企业杠杆率的变动能够通过纵向产业结构影响上游企业杠杆率,上游企业杠杆率的变动同样也能够通过纵向产业结构影响下游企业杠杆率。也即纵向产业结构在货币政策不确定性影响企业杠杆率中起着重要的理论传导作用。本部分通过数值模拟考察这种传导作用是否存在,以及其对企业杠杆率的影响程度为多大?具体方法是,本部分改变上下游企业间的产业关联程度,分别将产业关联程度设置为 $\psi=0.1$ 、 0.35 与 0.5 (其中 $\psi=0.35$ 为基准值),通过数值模拟考察货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响,模拟

结果如图 3 与图 4 所示。

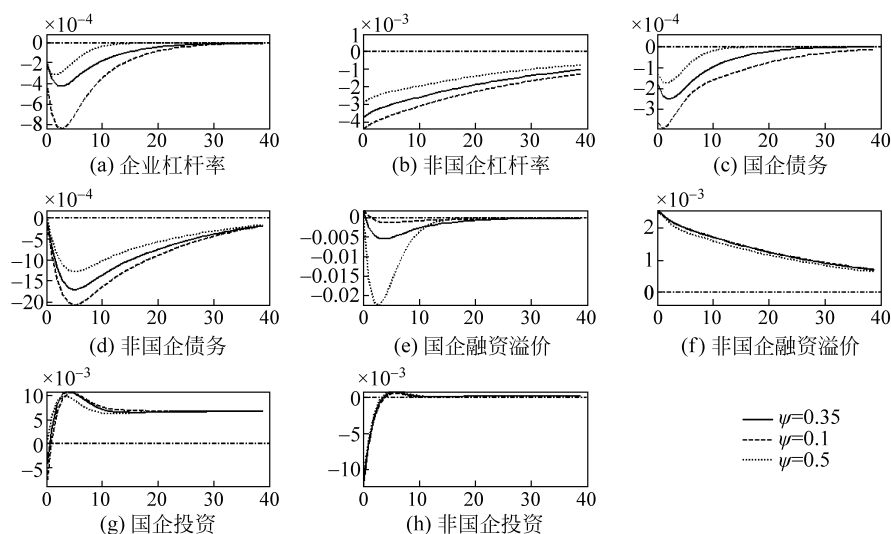


图 3 不同产业关联程度下货币政策不确定性冲击对不同所有制企业杠杆率的脉冲响应

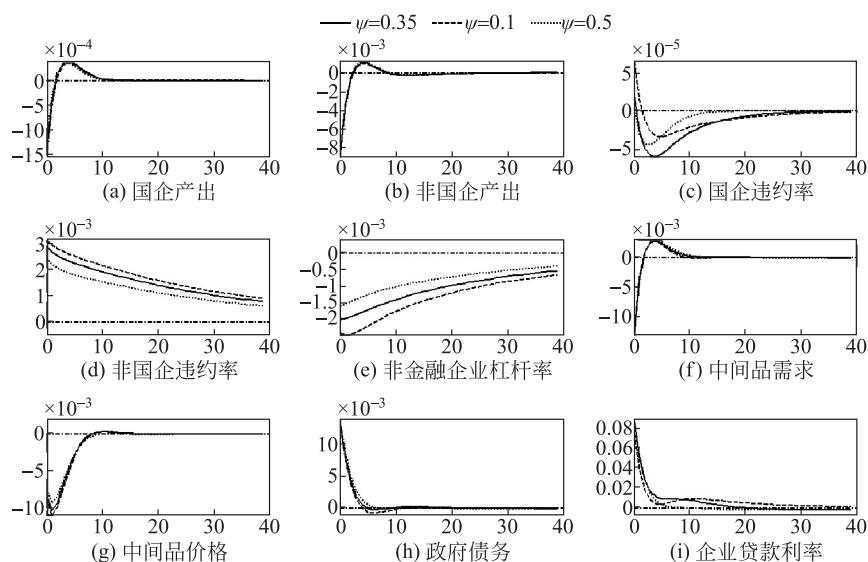


图 4 不同产业关联程度下货币政策不确定性冲击对不同所有制企业产出的脉冲响应

本部分首先考察静态的纵向产业结构在货币政策不确定性对企业杠杆率影响中的作用,以 $\psi=0.35$ 为例。如图 4 所示,随着货币政策不确定性上升,出于避免投资风险的目的,非国企减少产出,于是下游非国企降低对中间品需求;上游国企同样减少产出,然而在政府隐性担保与金融扶植下,上游国企获得大量廉价金融资源得以摆脱经营困顿,其产出降低幅度较小。中间品供给降低幅

度小于需求降低幅度,故中间品价格降低,减少下游非国企生产成本,促进其对中间品的需求;下游非国企产出降低幅度减少,同时一定程度上减少了上游国企的产出降低幅度。可见,纵向产业结构在一定程度上缓解了货币政策不确定性冲击对上下游企业产出的负面影响,也即纵向产业结构在一定程度上影响了货币政策不确定性冲击对企业的投融资决策的作用。

保持货币政策不确定性冲击不变,本部分调整上下游企业间的产业关联程度 ψ ,考察企业的杠杆率变化情形。如图3所示,随着产业关联程度降低,货币政策不确定性冲击对上下游企业杠杆率的影响程度增加。给予经济体一单位货币政策不确定性冲击,若将产业关联程度 ψ 从0.5降低至0.1,中间品需求与中间品价格的降低幅度都增加;从模拟结果可知 $\psi=0.1$ 时中间品需求的降低幅度是 $\psi=0.5$ 时的119%, $\psi=0.1$ 时中间品价格的降低幅度是 $\psi=0.5$ 时的125%。货币政策不确定性上升导致下游非国企杠杆率降低,并且降低幅度随着产业关联程度的降低而增加, $\psi=0.1$ 时非国企杠杆率降低幅度为 $\psi=0.5$ 时的165%。究其原因在于随着产业关联程度降低,上游国企产品对下游非国企生产的重要性降低,非国企对国企产品需求的降低程度增加,于是下游非国企投资与产出的降低幅度均随着产业关联程度的降低而增加。随着产业关联程度降低,下游非国企生产经营越发陷入困顿,非国企违约率提高幅度显著增加;银行为避免金融风险进一步提高信贷利率,下游非国企融资溢价提高幅度增加,使得下游非国企融资成本陡增,进而下游非国企债务以及杠杆率的降低幅度均随着产业关联程度的降低而增加。

上游国企杠杆率随着货币政策不确定性的上升而下降,并且随着产业关联程度的降低,其降低幅度更加显著,从模拟结果可知 $\psi=0.1$ 时国企杠杆率降低幅度为 $\psi=0.5$ 时的194%。究其原因在于,随着产业关联程度的降低,中间品价格与中间品需求的降低幅度增加,上游国企产品进一步滞销,生产经营越发陷入困顿,其违约率上升并且投资的降低幅度增加,进而导致国企债务与杠杆率降低幅度增加。

4.2.2 信贷挤出效应

中国国企要承担国家投资项目以及一定的社会责任,于是在金融贷款方面,国企能够获得较多的政策扶持。 $\phi_{Y_S}^B$ 、 $\phi_{\omega_S}^B$ 测度了政府隐性担保比例对国企经营状况的弹性系数,相应的取值越大,就表明政府隐性担保对国企经营状况越敏感。政府隐性担保能够影响国企与非国企的投融资决策,并进而影响国企与非国企的杠杆率水平。于是,政府隐性担保可能会影响货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的作用。出于考察政府隐性担保在货币政策不确定性冲击对

企业杠杆率影响中的重要传导作用,本部分分别将政府担保比例规则的反应系数 $(\phi_{Y_S}^B, \phi_{\sigma_S}^B)$ 设置为 $\{(0.2, 0.1), (0.3, 0.2), (0.4, 0.3)\}$,模拟货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的反应函数,模拟结果如图5所示。

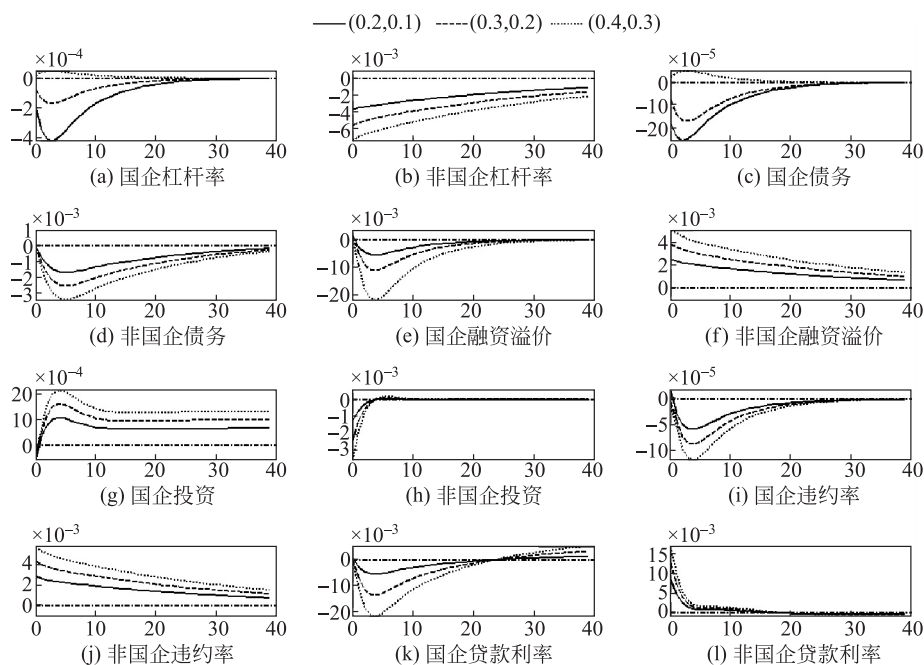


图5 不同政府隐性担保比例下货币政策不确定性冲击对不同所有制企业杠杆率的脉冲响应

保持货币政策不确定性冲击不变,本部分调整政府担保比例规则的反应系数 $(\phi_{Y_S}^B, \phi_{\sigma_S}^B)$,进而考察企业的杠杆率变化情形。如图5所示,当反应系数 $(\phi_{Y_S}^B, \phi_{\sigma_S}^B)$ 由 $(0.2, 0.1)$ 提高至 $(0.4, 0.3)$ 时,国企杠杆率由降低0.019个百分点转为提高0.0023个百分点,非国企杠杆率由降低0.37个百分点转变为降低0.74个百分点。货币政策不确定性冲击对上下游企业杠杆率造成负面影响,随着政府隐性担保比例的提高,货币政策不确定性对非国企杠杆率的抑制作用越强,而对国企杠杆率的抑制作用越弱。上述作用背后的逻辑是,由于政府提供隐性担保,国企能够以优惠利率从银行获得大量信贷资源。为弥补资金成本,银行只能将这部分成本转嫁给非国有企业,银行以高融资溢价向非国企提供信贷,非国企贷款利率上升;又因为信贷资源有限,银行只能为非国企配置有限信贷,挤出非国企信贷,进而导致非国企杠杆率下降,本文称政府隐性担保挤出非国企贷款为政府隐性担保的信贷挤出效应。

政府隐性担保程度的上升会加剧国企与非国企之间的杠杆率分化。从国

企角度看,当货币政策不确定性上升时,为规避金融风险,银行会对借贷持审慎态度;若政府隐性担保比例上升,则银行更倾向于将拥有政府隐性担保的国企作为借款对象,向国企提供更加优惠的信贷利率,强化信贷挤出效应,使得国企投资与杠杆率水平上涨。非国企贷款利率会因为信贷挤出效应而大幅提高,显著挤出非国企信贷资金,非国企杠杆率降低幅度显著增加;政府隐性担保强化了货币政策不确定性冲击对非国企杠杆率的影响,并且这种影响会随着政府隐性担保比例的提高而增加。综上所述,政府隐性担保比例的上升强化了货币政策不确定性冲击对国企杠杆率的促进作用以及对非国企杠杆率的抑制作用,即随着政府隐性担保比例的提高,货币政策不确定性冲击促使非国企杠杆率下降幅度增加,并且促使国企杠杆率下降幅度减少。

4.2.3 预期管理政策与货币政策不确定性

货币政策不确定性扰乱了企业对货币政策实施形成的稳定预期,进而影响企业投融资决策。货币政策不确定性影响货币政策传导机制的关键在于误导了企业预期,若对企业预期实施有效管理是否有助于降低货币政策不确定性冲击的负面影响?本部分通过数值模拟评估预期管理政策的经济效应。

本部分首先将预期管理政策引入模型架构,由于货币政策不确定性冲击的影响,企业对货币政策的预期误差可以表述为: $\mathcal{R}_t = R_t - \mathbb{E}_{t-1} R_t$ 。中央银行能够通过沟通影响企业的货币政策预期误差,从而达到引导企业预期的目的。预期管理政策与货币政策的政策目标是一致的。当经济过热,企业杠杆率上涨过快时,预期管理政策通过降低企业对货币政策的预期来抑制杠杆率的过快上涨;反之,当经济陷入低迷,企业杠杆率跌幅过大时,预期管理政策通过提升企业对货币政策的预期来抑制杠杆率的快速下跌。基于以上阐述,本文将预期管理政策设置为泰勒规则形式:

$$\ln(\mathcal{R}_t / \mathcal{R}) = \rho_{\mathcal{R}} \ln(\mathcal{R}_{t-1} / \mathcal{R}) + (1 - \rho_{\mathcal{R}}) [\phi_{\mathcal{R}\pi} \ln(\pi_{t+1} / \pi) + \phi_{\mathcal{R}Y} \ln(Y_t / Y)] + \zeta_t^{\text{Mone2}} \quad (44)$$

其中, $\rho_{\mathcal{R}}$ 表示预期管理政策的平滑参数, $\phi_{\mathcal{R}\pi}$ 与 $\phi_{\mathcal{R}Y}$ 分别表示预期管理对通胀率与总体产出的弹性参数。 ζ_t^{Mone2} 为服从均值为0、标准差为 σ_{Mone2} 的正态分布^①。

本部分在基准模型中引入预期管理政策,分别考察在预期管理政策框架与无预期管理政策框架下货币政策不确定性冲击对企业杠杆率影响的差异,模拟结果如图6所示。脉冲响应结果表明,预期管理有效缓解了货币政策不确定性上升带来的不同所有制企业的杠杆率分化。在无预期管理框架下,货币政策不

^① 将预期管理政策引入基准模型后,本文重新进行贝叶斯估计。限于篇幅,估计结果与对应的质量检测不再列出,备索。

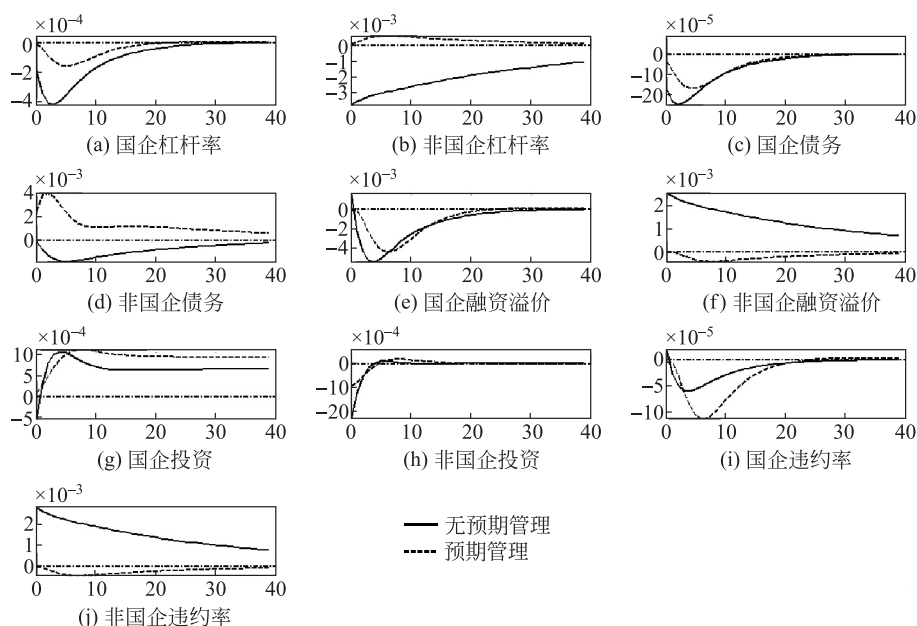


图 6 预期管理框架与无预期管理框架下货币政策不确定性冲击对不同所有制企业杠杆率的脉冲响应

确定性冲击导致国企杠杆率下降 0.019 个百分点,而在预期管理框架下,国企杠杆率只下降了 0.0007 个百分点,比无预期管理时的降低幅度减少了 96.3%。在无预期管理框架下,货币政策不确定性冲击导致非国企杠杆率下降 0.37 个百分点,而在预期管理框架下,非国企杠杆率上升 0.01 个百分点,比无预期管理时的降低幅度减少了 102.07%。预期管理对非国企杠杆率的影响要高于国企;究其原因在于,非国企生产信息披露不充分,使得非国企与市场间的信息不对称程度较高,导致非国企融资决策容易受到外部环境变化的影响。此外,非国企难以在政策方面获得较多的支持,意味着非国企难以获得准确的货币政策信息,而央行通过沟通能够为非国企提供较多的准确货币政策信息,进而降低非国企与市场间的信息不对称性,于是央行沟通对非国企融资决策与杠杆率的影响较大。

预期管理抑制了货币政策不确定性冲击对企业杠杆率影响的原因在于预期管理能够引导企业对货币政策的预期。预期管理对国企与非国企的其他变量的影响也存在差异:首先,在预期管理框架下,两种类型企业债务、投资、融资溢价以及违约率的偏离幅度小于在无预期管理框架下的偏离幅度,可见预期管理有效抑制了货币政策不确定性冲击对两种类型企业融资决策变量的影响。其次,在预期管理框架下的国企债务、投资、融资溢价以及违约率的偏离程度比在无预期管理时分别降低了 0.0144、0.062、0.19 以及 0.0023 个百分点,对应小

于非国企的0.25、0.14、0.26以及0.295个百分点,可见国企融资变量偏离幅度间的差异分别要小于非国企。上述作用背后的逻辑是,货币政策不确定性上升导致非国企对未来盈利持悲观预期,进而非国企大幅缩减投资,使得非国企债务与杠杆率也随之大幅降低;央行通过沟通合理引导非国企对货币政策形成乐观预期,非国企盈利预期向好,于是非国企缩减投资的降低幅度。随着非国企债务降低幅度减少,非国企杠杆率降低幅度随之减少,意味着预期管理削弱了货币政策不确定性对非国企杠杆率的影响。此外,央行通过沟通合理引导国企对货币政策形成乐观预期,国企投资、债务以及杠杆等经济变量波动均由于预期管理而减少。最后,本文还发现,随着引入预期管理政策,国企融资相关变量波动的变化小于非国企融资决策相关变量波动的变化,究其原因在于国企通过与银行建立的长期关系,能够较易获得货币政策有效信息,使得国企形成关于货币政策的理性预期,这就导致央行沟通对国企融资变量的影响程度较低。

5 结论与政策建议

去杠杆以及维持金融稳定是中国当前以及未来金融工作的重要内容。本文构建融合货币政策不确定性冲击与纵向产业结构的DSGE模型,模拟考察货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响机制,分析探讨中国国企与非国企杠杆率分化的成因。研究结论包括以下几点:

第一,货币政策不确定性冲击是导致中国企业杠杆率结构性分化的重要原因。货币政策不确定性上升导致国企与非国企的杠杆率降低,但由于国企能够获得更多的政策扶持与金融优惠,国企杠杆率的降低幅度小于非国企,国企杠杆率与非国企杠杆率出现结构性分化现象。

第二,纵向产业结构与信贷挤出效应是货币政策不确定性冲击影响企业杠杆率的重要作用机制。实证结果表明,中国企业存在纵向产业结构,并且纵向产业结构能够放大货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响;随着产业关联程度降低,上游国企与下游非国企杠杆率下降幅度增加。进一步的实证研究表明,政府隐性担保干扰了银行信贷资源的合理分配,国企能够以优惠利率从银行获得大量信贷资源,为弥补资金成本,银行以高融资溢价向非国企提供信贷,非国企贷款利率上升(信贷挤出效应),非国企信贷被挤出;政府隐性担保比例上升强化了信贷挤出效应,进而放大了货币政策不确定性冲击对非国杠杆率的负面影响。

第三,预期管理能够有效抑制货币政策不确定性冲击对企业杠杆率的影响。预期管理能够引导企业形成关于货币政策的乐观预期以缓解货币政策不

确定性冲击对企业杠杆率的影响,预期管理有效减少了国企与非国企杠杆率的降低幅度。此外,由于国企容易获得货币政策有效信息,使得国企形成关于货币政策的理性预期,进而央行沟通对国企杠杆率的影响程度较小。

在经济政策不确定性上升的背景下,如何有效推进结构性去杠杆,需要理清中国企业杠杆率结构性分化的成因,以及货币政策不确定性与企业杠杆率之间的逻辑关联关系,这有助于政策部门精准施政,提高政策有效性。结合实证研究结果与结论,本文提出如下政策建议:

第一,政府有关部门在制定与实施货币政策过程中要重视政策调整对企业杠杆率的影响。频繁调整货币政策带来的不确定性会误导企业投融资决策,加剧企业杠杆率的结构性分化。因此,应当限制政府有关部门对货币政策的调整幅度,尽量保持货币政策的连续性。

第二,纠正银行在配置信贷资金过程中的所有制偏好,减少货币政策不确定性冲击对非国企杠杆率的负面影响。一方面,强化对银行信贷资金配置行为的监督,使不同所有制企业具有相对公平的融资渠道。另一方面,鼓励银行适当放松非国企信贷违约认定条件,降低非国企杠杆率对货币政策不确定性冲击的敏感度。

第三,构建信贷资金市场化配置机制,硬化国企预算约束。降低地方政府对信贷资源分配的干预程度,强调市场化手段配置信贷资金,基于资金供需条件确定资金价格;明确政府债务与企业债务的边界,禁止政府通过隐性担保的形式将企业债务转变为政府债务。从国企融资外部看,国企基于政府隐性担保以低融资成本低效占用大量信贷资源;只有约束政府隐性担保,才能减少信贷挤出效应,降低非国企的融资成本,提高信贷资金利用效率。从国企融资内部看,应当建立国企债务预警机制,只要国企资产负债率超过一定界限就应当敦促其通过资产重组或者债转股等方式控制债务水平。

第四,增加货币政策透明度,加强对企业预期的管理。提高央行重复发布货币政策信息的频率,防止货币政策信号在传递过程中出现衰减;建立货币政策信息反馈机制,央行应当积极了解企业掌握的货币政策信息,并且及时协助企业更新关于货币政策的内部信息集,防止企业误判未来货币政策走势;央行应完善货币政策信息推介渠道,针对不同所有制企业推介不同内容的货币政策信息,实现货币政策信息的精准推介,提升央行与企业间关于货币政策信息的沟通效率。

附录 测算中国货币政策不确定性指数的变量选择

变量 类型	变量名称	数据说明
货币 政策	货币供应量(M0)	增长率
	货币供应量(M1)	增长率
	货币供应量(M2)	增长率
	法定准备金利率	水平值
	超额储蓄利率	水平值
	三个月再贷款利率	水平值
	六个月再贷款利率	水平值
	一年期再贷款利率	水平值
	再贴现率	水平值
	个人活期存款利率	水平值
	个人定期存款利率(三个月)	水平值
	个人定期存款利率(六个月)	水平值
	个人定期存款利率(一年)	水平值
	银行间同业拆借利率加权平均(7天)	水平值
	银行间同业拆借利率加权平均(一月)	水平值
	银行间同业拆借利率加权平均(三月)	水平值
宏观 经济	宏观经济景气指数:先行指数	增长率
	宏观经济景气指数:一致指数	增长率
	宏观经济景气指数:滞后指数	增长率
	宏观经济景气指数:预警指数	增长率
	国内生产总值	增长率
	消费品零售销售	增长率
	消费者信心指数	增长率
	固定资产投资(累计)	增长率
证券 市场	证券市场收益率	上证与深证综指收益率的加权值(权重为成交金额)
	证券市场成交金额	上证与深证市场成交金额平均值
	证券市场波动率	证券市场收益率的条件标准差
	上证市场股票市盈率	水平值
	深证市场股票市盈率	水平值
价格 指数	全国居民消费价格指数	增长率
	全国商品零售价格指数	增长率
	工业品出厂价格指数	增长率
	生产资料价格总指数	增长率
	原材料、燃料、动力购进价格指数	增长率

续表

变量 类型	变量名称	数据说明
财政	国家财政支出	增长率
	国家财政收入	增长率
	政府债券发行量	增长率
贸易	中国进口总额	增长率
市场	中国出口总额	增长率

参考文献

陈小亮,马啸. 2016. “债务-通缩”风险与货币政策财政政策协调[J]. 经济研究, 51(8):28-42.

Chen X L, Ma X. 2016. “Debt-Deflation” risks and coordination between monetary and fiscal policies[J]. *Economic Research Journal*, 51(8):28-42. (in Chinese)

邓伟,宋清华,杨名. 2022. 经济政策不确定性与商业银行资产避险[J]. 经济学(季刊), (1):217-236.

Deng W, Song Q H, Yang M. 2022. Economic policy uncertainty and assets risk aversion of commercial banks[J]. *China Economic Quarterly*, (1): 217-236. (in Chinese)

官汝凯,徐悦星,王大中. 2019. 经济政策不确定性与企业杠杆率[J]. 金融研究, (10):59-78.

Gong R K, XU Y X, Wang D Z. 2019. Economic policy uncertainty and firm leverage in China[J]. *Journal of Financial Research*, (10):59-78. (in Chinese)

郭长林. 2016. 财政政策扩张、纵向产业结构与中国产能利用率[J]. 管理世界, (10):13-33+187.

Guo C L. 2016. Fiscal expansion, vertical structure of industries and capacity utilization rate in China[J]. *Journal of Management World*, (10):13-33+187. (in Chinese)

胡悦,吴文锋. 2022. 商业信用融资和我国企业债务的结构性问题[J]. 经济学(季刊), (1): 257-280.

Hu Y, Wu W F. 2022. Trade credit financing and structural problem of China’s corporate debt[J]. *China Economic Quarterly*, (1): 257-280. (in Chinese)

纪敏,严宝玉,李宏瑾. 2017. 杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验[J]. 金融研究, (2):11-25.

- Ji M, Yan B Y, Li H J. 2017. Leverage structure, level and financial stability: Theory and empirics [J]. *Journal of Financial Research*, (2): 11-25. (in Chinese)
- 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 李铭杰. 2022. 经济政策不确定性与企业短债长用 [J]. 管理世界, (1): 77-89+143+90-101.
- Li Z F, Chen J J, Lian Y J, Li M J. 2022. Economic policy uncertainty and corporate short-term debt for long-term use [J]. *Journal of Management World*, (1): 77-89+143+90-101. (in Chinese)
- 林琳, 曹勇, 肖寒. 2016. 中国式影子银行下的金融系统脆弱性 [J]. 经济学(季刊), 15(3): 1113-1136.
- Lin L, Cao Y, Xiao H. 2016. The fragility of financial system under the growing shadow banking system in China [J]. *China Economic Quarterly*, 15(3): 1113-1136. (in Chinese)
- 刘斌. 2008. 我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用 [J]. 金融研究, (10): 1-21.
- Liu B. 2008. The development of DSGE model in China and its application in monetary policy analysis [J]. *Journal of Financial Research*, (10): 1-21. (in Chinese)
- 刘贯春, 段玉柱, 刘媛媛. 2019. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资 [J]. 经济研究, 54(8): 53-70.
- Liu G C, Duan Y Z, Liu Y Y. 2019. Economic policy uncertainty, asset reversibility, and real investment: Evidence from China [J]. *Economic Research Journal*, 54(8): 53-70. (in Chinese)
- 吕炜, 高帅雄, 周潮. 2016. 投资建设性支出还是保障性支出——去杠杆背景下的财政政策实施研究 [J]. 中国工业经济, (8): 5-22.
- Lyv W, Gao S X, Zhou C. 2016. Productive spending or security spending—research on fiscal policy operation based on the background of deleverage [J]. *China Industrial Economics*, (8): 5-22. (in Chinese)
- 马文涛, 冯根福, 李成, 等. 2016. 宏观政策转型、行政性干预调整与通胀预期管理 [J]. 经济研究, 51(4): 30-46.
- Ma W T, Feng G F, Li C, et al. 2016. Macro-policy transformation, administrative intervention adjustment and inflation expectation management [J]. *Economic Research Journal*, 51(4): 30-46. (in Chinese)
- 马勇. 2016. 中国的货币财政政策组合范式及其稳定效应研究 [J]. 经济学(季刊), 15(1): 173-196.

- Ma Y. 2016. China's monetary and fiscal policy regime and its macroeconomic stability effects[J]. *China Economic Quarterly*, 15(1): 173-196. (in Chinese)
- 孟宪春, 张屹山, 李天宇. 2019. 中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究[J]. *世界经济*, 42(5): 27-48.
- Meng X C, Zhang Y S, Li T Y. 2019. The optimal monetary policy rule against the background of China's economic “shifting from real to fictitious” [J]. *The Journal of World Economy*, 42(5): 27-48. (in Chinese)
- 孟宪春, 张屹山, 张鹤, 等. 2020. 预算软约束、宏观杠杆率与全要素生产率[J]. *管理世界*, 36(8): 50-65.
- Meng X C, Zhang Y S, Zhang H, et al. 2020. Soft budget constraint, macro leverage and total factor productivity [J]. *Journal of Management World*, 36(8): 50-65. (in Chinese)
- 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 2017. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. *世界经济*, 40(2): 27-51.
- Rao P G, Yue H, Jiang G H. 2017. Economic policy uncertainty and firms' investment[J]. *The Journal of World Economy*, 40(2): 27-51. (in Chinese)
- 饶品贵, 汤晟, 李晓溪. 2022. 地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据[J]. *中国工业经济*, (1): 151-169.
- Rao P G, Tang S, Li X X. 2022. The crowding-out effect of local government debt: Evidence from corporate leverage manipulation [J]. *China Industrial Economics*, (1): 151-169. (in Chinese)
- 谭小芬, 李源, 王可心. 2019. 金融结构与非金融企业“去杠杆”[J]. *中国工业经济*, (2): 23-41.
- Tan X F, Li Y, Wang K X. 2019. Financial structure and non-financial corporate deleveraging [J]. *China Industrial Economics*, (2): 23-41. (in Chinese)
- 全冰. 2010. 货币、利率与资产价格——基于 DSGE 模型的分析 and 预测[D]. 北京大学.
- Tong B. 2010. Money, Interest rate and asset price: Analyses and forecasts based on a DSGE model [D]. Peking University. (in Chinese)
- 全冰. 2017. 混频数据、投资冲击与中国宏观经济波动[J]. *经济研究*, 52(6): 60-76.
- Tong B. 2017. Mixed-frequency data, investment shocks and business cycles in China [J]. *Economic Research Journal*, 52(6): 60-76. (in Chinese)
- 汪勇, 马新彬, 周俊仰. 2018. 货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结

- 构的视角[J]. 金融研究, (5): 47-64.
- Wang Y, Ma X B, Zhou J Y. 2018. Monetary policy and heterogeneous enterprises' leverage ratio based on the perspective of vertical structure of industries[J]. *Journal of Financial Research*, (5): 47-64. (in Chinese)
- 王文甫, 明娟, 岳超云. 2014. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界, (10): 17-36+46.
- Wang W F, Ming J, Yue C Y. 2014. Enterprises' scale, local government intervention and overcapacity[J]. *Journal of Management World*, (10): 17-36+46. (in Chinese)
- 吴先明, 张楠, 赵奇伟. 2017. 工资扭曲、种群密度与企业成长: 基于企业生命周期的动态分析[J]. 中国工业经济, (10): 137-155.
- Wu X M, Zhang N, Zhao Q W. 2017. Wage distortion, population density and firm growth: A dynamic analysis based on firm life cycle [J]. *China Industrial Economics*, (10): 137-155. (in Chinese)
- 许志伟, 薛鹤翔, 罗大庆. 2011. 融资约束与中国经济波动——新凯恩斯主义框架内的动态分析[J]. 经济学(季刊), 10(1): 83-110.
- Xu Z W, Xue H X, Luo D Q. 2011. Financial constraint and Chinese business cycles: A dynamic analysis in the New Keynesian framework[J]. *China Economic Quarterly*, 10(1): 83-110. (in Chinese)
- 许志伟, 王文甫. 2019. 经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析[J]. 经济学(季刊), 18(1): 23-50.
- Xu Z W, Wang W F. 2019. Does policy uncertainty drive Chinese aggregate fluctuations? —Evidences and dynamic analysis[J]. *China Economic Quarterly*, 18(1): 23-50. (in Chinese)
- 鄢莉莉, 吴利学. 2017. 投入产出结构、行业异质性与中国经济波动[J]. 世界经济, 40(8): 3-28.
- Yan L L, Wu L X. 2017. Input-output structure, industrial heterogeneity and China's economic fluctuations[J]. *The Journal of World Economy*, 40(8): 3-28. (in Chinese)
- 杨子晖, 陈里璇, 陈雨恬. 2020. 经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究[J]. 经济研究, 55(1): 65-81.
- Yang Z H, Chen L X, Chen Y T. 2020. Cross-market contagion of economic policy uncertainty and systemic financial risk: A nonlinear network connectedness analysis [J]. *Economic Research Journal*, 55(1): 65-81. (in Chinese)

- 张成思,刘贯春. 2018. 中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J]. 经济研究, 53(12): 51-67.
- Zhang C S, Liu G C. 2018. The investing and financing decision mechanism of the Chinese real sector: Economic uncertainty and the financial constraints perspective [J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 51-67. (in Chinese)
- 张杰,庞瑞芝,邓忠奇. 2018. 财政自动稳定器有效性测定:来自中国的证据[J]. 世界经济, 41(5): 27-52.
- Zhang J, Pang R Z, Deng Z Q. 2018. Measuring the effectiveness of automatic fiscal stabilizers: Evidence from China [J]. *The Journal of World Economy*, 41(5): 27-52. (in Chinese)
- 张晓晶,刘学良,王佳. 2019. 债务高企、风险集聚与体制变革——对发展型政府的反思与超越[J]. 经济研究, 54(6): 4-21.
- Zhang X J, Liu X L, Wang J. 2019. Debt overhang, risk accumulation and institutional reform: Beyond the developmental state [J]. *Economic Research Journal*, 54(6): 4-21. (in Chinese)
- 张云,李俊青,张四灿. 2020. 双重金融摩擦、企业目标转换与中国经济波动[J]. 经济研究, 55(1): 17-32.
- Zhang Y, Li J Q, Zhang S C. 2020. Double financial frictions, transformation of enterprises' goals and China's economic fluctuations[J]. *Economic Research Journal*, 55(1): 17-32. (in Chinese)
- 中国人民银行金融稳定分析小组. 2018. 中国金融稳定报告 2018[M]. 北京: 中国金融出版社.
- 中国社会科学院国家资产负债表研究中心. 2018. 中国去杠杆进程报告(2017) [R].
- National Balance Sheet Research Center, Chinese Academy of Social Sciences. 2018. China deleveraging process report(2017) [R]. (in Chinese)
- 朱军. 2017. 技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升[J]. 中国工业经济, (1): 5-24.
- Zhu J. 2017. Technology absorption, government encouragement and China's total factor productivity promotion [J]. *China Industrial Economics*, (1): 5-24. (in Chinese)
- Andreasen M M, Fernández-Villaverde J, Rubio-Ramírez J F. 2018. The pruned state-space system for non-linear DSGE models: Theory and empirical applications[J]. *The Review of Economic Studies*, 85(1): 1-49.

- Alessandri P, Bottero M. 2017. Bank lending in uncertain times [R]. Banca D'Italia Working Paper, No. 1109.
- Bloom N, Floetotto M, Jaimovich N, et al. 2018. Really uncertain business cycles [J]. *Econometrica*, 86(3): 1031-1065.
- Bordo M D, Duca J V, Koch C. 2016. Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U. S. evidence over several decades [J]. *Journal of Financial Stability*, 26: 90-106.
- Burnside C, Eichenbaum M. 1996. Factor hoarding and the propagation of business-cycle shocks [J]. *The American Economic Review*, 86: 1154-1174.
- Caggiano G, Castelnuovo E, Pellegrino G. 2017. Estimating the real effects of uncertainty shocks at the zero lower bound [J]. *European Economic Review*, 100: 257-272.
- Cecchetti S G, Mohanty M S, Zampolli F. 2011. The real effects of debt [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 68(3): 145-196.
- Christiano L J, Motto R, Rostagno M. 2010. Financial factors in economic fluctuations [R]. ECB Working Paper, No. 1192.
- Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. 2005. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy [J]. *Journal of Political Economy*, 113(1): 1-45.
- Christiano L J, Motto R, Rostagno M. 2014. Risk shocks [J]. *The American Economic Review*, 104(1): 27-65.
- Fostel A, Geanakoplos J. 2012. Why does bad news increase volatility and decrease leverage? [J]. *Journal of Economic Theory*, 147: 501-525.
- Fostel A, Geanakoplos J. 2014. Endogenous collateral constraints and the leverage cycle [J]. *Annual Review of Economics*, 6: 771-799.
- Geanakoplos J. 2003. Liquidity, default, and crashes: Endogenous contracts in general equilibrium [C]//Dewatripont M, Hansen L P, Turnovsky S J. *Advances in Economics and Econometrics: Theory and applications. Eighth World Congress (Econometric Society Monographs)*. Cambridge: Cambridge University Press, 170-205.
- Gilchrist S, Sim J, Zakrajsek E. 2014. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics [R]. NBER Working Paper.
- Gulen H, Ion M. 2016. Policy uncertainty and corporate investment [J]. *Review of Financial Studies*, 29(3): 523-564.

- Jermann U, Quadrini V. 2012. Macroeconomic effects of financial shocks [J]. *The American Economic Review*, 102(1): 238-271.
- Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. 2015. Measuring uncertainty [J]. *The American Economic Review*, 105(3): 1177-1216.
- Kim H, Kung H. 2017. The asset redeployability channel: How uncertainty affects corporate investment [J]. *Review of Financial Studies*, 30(1): 245-280.
- Lambrinoudakis C, Skiadopoulos G, Gkionis K. 2019. Capital structure and financial flexibility: Expectations of future shocks [J]. *Journal of banking & finance*, 104:1-18.
- Li X, Liu X S, Wang Y. 2012. A model of China's state capitalism [R]. SSRN Working Paper.
- Simsek A. 2013. Belief disagreements and collateral constraints [J]. *Econometrica*, 81: 1-53.
- Talavera O, Tsapin A, Zholud O. 2012. Macroeconomic uncertainty and bank lending: The case of Ukraine [J]. *Economic Systems*, 36(2): 279-293.

Monetary Policy Uncertainty, Vertical Structure of Industries and Divergence of Leverage Ratio

Jie Zhang¹ Ruizhi Pang²

- (1. College of Economics and Management, Taiyuan University of Technology;
2. College of Economic and Social Development, Nankai University)

Abstract In the process of the Government keeps pushing ahead with deleveraging, the leverage ratios of SOEs and nonSOEs has diverged, and the decrease of the leverage ratios of SOEs is significantly lower than that of nonSOEs. This paper constructs a DSGE model that integrates vertical structure of industries and monetary policy uncertainty to discuss the causes of structural divergence of leverage ratios between SOEs and nonSOEs in China. The main conclusions are as follows: (1) The shock of monetary policy uncertainty is an important reason for the structural divergence of the leverage ratios of enterprises; (2) The special vertical structure of industries in China and government implicit guarantee can amplify the impact of monetary policy uncertainty shock on the leverage ratios of enterprises, and when decreasing the linkage degree of vertical structure of industries or increasing the proportion of government implicit guarantee, the further squeeze out the financing of nonSOEs, resulting in the more significant reduction of leverage ratios of nonSOEs; (3) Expectation management can restrain the impact of monetary policy

uncertainty on enterprises' leverage ratios by reasonably guiding the expectations of enterprises on monetary policy. On the basis of clarifying the causes of structural divergence of leverage ratios of Chinese enterprises, this paper puts forward the following policy suggestions: In the process of deleveraging, we should pay attention to strengthening the budget constraint of SOEs; Maintain the continuity of monetary policy; Correcting the ownership preference of banks' credit allocation; Increasing the communication of Central Bank, so as to manage expectations of enterprises on the Monetary Policy.

JEL Classification E51, L11, D14