
参赛队员姓名：康海森

中学：上海市民办平和学校

省份：上海市

国家/地区：中国

指导教师姓名：杨柳勇

论文题目：国有企业投资视角下的中国
财政政策效果再评估

2020 S.-T. Yau High School Science Award

本参赛团队声明所提交的论文是在指导老师指导下进行的研究工作和取得的研究成果。尽本团队所知，除了文中特别加以标注和致谢中所罗列的内容以外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。若有不实之处，本人愿意承担一切相关责任。

参赛队员： 康海森 指导老师： 杨柳勇

2020年9月12日

论文题目：国有企业投资视角下的中国财政政策效果再评估

作者：康海森

摘要

本文基于国有企业投资指标并利用一项新的识别技术——NSRVAR 模型，从实证角度考察财政政策在稳定经济增长和推升宏观杠杆率方面的影响，结果发现：（1）积极财政政策具有较强的“稳增长”效应。在正向财政政策冲击下，非国有企业投资、产出和居民消费均出现显著上升。反事实模拟结果同时表明，积极财政政策在 2008-2010 年对实体经济率先复苏具有至少一半的贡献。（2）积极财政政策同时会导致国有部门大幅加杠杆，但对非国有部门名义债务仅产生轻微挤出效应，最终导致宏观杠杆率显著上升，并且消费者价格水平的下降在短期内作为重要的传导机制对宏观杠杆率波动具有较强解释能力。（3）在样本期间，实体部门杠杆率存在明显的趋势，而“新常态”以来，实体部门杠杆率明显向上偏离其趋势项，表明近年来中国宏观杠杆率确实偏高的问题。然而，财政政策在整个样本期间对宏观杠杆率与其趋势的偏离度贡献明显较小。此外，本文还发现，传统的政府预算投资指标会明显高估财政政策“稳增长”和对宏观杠杆率的推升效应。

关键词：国有企业投资 财政政策 经济增长 宏观杠杆率

Abstract

Based on the investment index of state-owned enterprises and using a new identification technology nsrvar model, this paper examines the impact of fiscal policy on stabilizing economic growth and promoting macro leverage ratio from an empirical perspective. The results show that: (1) positive fiscal policy has a strong "stable growth" effect. Under the impact of positive fiscal policy, the investment, output and consumption of non-state-owned enterprises have increased significantly. The counterfactual simulation results also show that the positive fiscal policy has at least half of the contribution to the first recovery of the real economy in 2008-2010. (2) At the same time, the positive fiscal policy will lead to a substantial increase in leverage in the state-owned sector, but it will only produce a slight crowding out effect on the nominal debt of the non-state-owned sector, and ultimately lead to a significant increase in the macro leverage ratio. Moreover, the decline of the consumer price level as an important transmission mechanism has a strong ability to explain the fluctuation of macro leverage ratio in the short term. (3) During the sample period, there is an obvious trend in the leverage ratio of the real sector, while since the "new normal", the leverage ratio of the real sector has obviously deviated from its trend term, indicating that the macro leverage ratio of China is indeed high in recent years. However, the contribution of fiscal policy to the deviation degree of macro leverage ratio and its trend is obviously small in the whole sample period. In addition, this paper also finds that the traditional government budget investment index will significantly overestimate the "steady growth" of fiscal policy and the promotion effect on macro leverage ratio.

Key Words: State owned enterprises' investment fiscal policy economic growth macro leverage ratio

目录

摘要.....	I
Abstract.....	II
一、引言.....	1
二、文献综述.....	3
三、实证模型.....	5
3.1 数据来源和处理过程.....	5
3.2 NSRVAR 模型.....	5
3.2.1 变量选取.....	5
3.2.2 识别假设.....	6
3.2.3 财政政策规则的估计.....	7
四、结果分析.....	9
4.1 基本结果.....	9
4.2 政府预算投资的结果.....	11
4.3 稳健性检验.....	13
4.3.1 仅使用 2008Q4 作为识别事件.....	13
4.3.2 增加滞后阶数.....	13
4.3.3 控制国企改革因素：2006Q1-2017Q4.....	14
4.3.4 控制国有控股投资和国有企业投资.....	14
五、历史分解和定量分析.....	15
六、结论和政策建议.....	17
参考文献.....	18
附录.....	20
致谢.....	33

一、引言

作为重要的宏观经济问题，财政政策效果历来是经济学家争论的焦点。“新常态”以来，中国财政政策保持定力，不搞强刺激，宏观经济平稳运行。然而，进入 2019 年后，经济下行压力有所加大，以余永定为首的经济学界围绕保“6”目标就财政政策是否应加力增效展开讨论。争论的背后除了担忧积极财政政策可能会挤出私人支出从而弱化“稳增长”效应外，还涉及在当前宏观杠杆率处于高位背景下积极财政政策可能进一步加剧宏观经济金融风险，即所谓的财政政策“副作用”。因此，一个关键的问题是全面评估中国财政政策在稳定经济增长和推升（或抑制）宏观杠杆率方面的影响。不仅如此，为防止财政政策“副作用”被无限扩大，还需进一步量化财政政策在历史的不同阶段对经济增长率和宏观杠杆率的贡献，做到“以史为鉴”。尽管已有文献着重考察了财政政策在“稳增长”方面的影响，但却忽视了财政政策对宏观杠杆率的影响以及可能的作用机制。此外，已有文献所用财政政策指标存在严重低估财政投资的风险，因此尚不足以全面审视财政政策效果，而本文尝试选取新的财政政策指标从实证角度对上述问题给出定性和定量分析。

为了准确评估财政政策效果，一个首要的工作是选取合理指标度量财政投资。由于基础设施投资等生产性支出通常是政府在应对不利冲击时采取的主要手段，已有文献大都使用政府预算投资（即固定资产投资资金来源下的国家预算资金）衡量生产性财政政策（郭庆旺和贾俊雪，2005；王国静和田国强，2014）。这种做法在发达国家更具合理性，因为发达国家的国有经济比重很低，在政府投资之外没有其他方式刺激经济。然而，中国的情况明显不同，因为在政府预算投资外，中国政府还拥有庞大的国有企业。在经济面临较大的下行压力时，政府预算投资和国有企业主导的投资共同构成积极财政政策的主要内容，这一特征事实在 1998 年国有企业改革导致国有部门迅速向产业链上游集中后变得更加明显（Wen and Wu, 2014；郭长林，2016；田磊和杨子晖，2019）。

为了更加清楚地说明这一点，图 1 比较了政府预算投资、国有企业投资以及非国有企业投资（对数）实际同比增速的情况。可以看出，2006 年以来，国有企业投资实际同比增速与政府预算投资走势非常类似，但与非国有企业投资走势存在较大不同。这一事实在 2008-2009 年全球金融危机期间表现最为明显——在此期间，国有企业和政府预算投资均出现大幅上升（图 1（a）），但非国有企业投资上升幅度明显较小且存在滞后（图 1（b））。由于政府预算投资仅占国有企业投资的 20% 左右（图 1（c）），但二者同比增速数值却非常接近，这一事实表明至少在经济下行压力较大的时期，政府预算投资存在严重低估财政投资的倾向，因为在此期间国有企业也在承担积极财政政策的重要任务。¹类似的发现在 1998-2000 年亚洲金融危机期间也可以得到佐证，只不过在此期间由于国有企业存在经营困难问题导致投资增速实际上并没有政府预算投资增速那么快。当然，除了在特殊时期受到财政政策的影响外，国有企业还具有企业自身的市场化行为，如在 2001-2006 年，国有企业投资增速与非国有企业投资增速均出现不断上升的趋势，与政府预算投资增速表现出的大幅波动的趋势存在明显不同。总结来看，与政府预算投资相比，国有企业投资这一指标能够更加准确反映财政政策力度，尤其在经济下行期最为明显。能否从这一既包含企业自身投资行为同时又受到财政政策影响的指标中有效剥离财政政策冲击构成准确评估财政政策效果的关键，这也是本文试图解决的一大难点。

为了准确识别财政政策冲击，本文使用一种新颖的识别技术——基于混合叙事的符号 VAR 模型（Narrative Sign Restricted VAR Model, NSRVAR 模型）。该方法可以看作符号约束 VAR 模型的一个特例，因此估计结果不依赖于变量排序。而其更大优点是能够将具有共

¹ 具体地，在 2009 年，国有企业投资（对数）实际同比增速平均为 38.8%，政府预算内投资（对数）实际同比增速为 51.3%，非国有企业为 25.2%。然而，同期政府投资占国有企业投资比重仅为 19.6%，对国有企业投资贡献仅为 10.1%，远不能解释 38.8% 的国有企业投资增速。

识性的相关历史事件融合到 SVAR 模型的冲击识别方面,即通过对这些共识性事件所发生时间的冲击符号以及该冲击对相关变量的贡献(即历史分解)进一步施加限制。具体到本文,由于准确选取那些包含财政政策冲击重要信息的相关历史事件对于识别财政政策冲击极为关键,为了做到科学严谨,本文首先基于 1997-2017 年的季度数据,通过国有企业投资实际同比增速、通货膨胀率和实际 GDP 同比增速共 3 个时间序列估计了中国的(非线性和线性)财政政策规则,然后将残差作为财政政策冲击的一种测度并从中筛选出有关财政政策冲击的若干重要时点。考虑到国有企业投资在经济下行期更能反映财政政策的执行方向和力度,因此本文着重选取那些在经济下行压力较大的时期(如亚洲金融危机期间和全球金融危机期间)所发生的有关财政政策冲击的重要事件所对应的时间。基于以上考虑,本文最终确定的重要事件所对应的时间为 1998Q3、2008Q4-2009Q3。在这 5 个季度期间,中国财政政策冲击的符号均为正,并且财政政策冲击在 2008Q4 对国有企业投资在所有冲击中具有最大贡献。最后,将上述约束条件作为识别假设,对 NSRVAR 模型进行贝叶斯估计。

为全面考察财政政策的影响,本文构建包含 8 个变量的 NSRVAR 模型,除国有企业投资外,还包括非国有企业投资、实际 GDP 以及居民消费等实际变量,广义货币增速和消费者价格水平等名义变量以及反映宏观经济风险的实体部门杠杆率和货币产出比等。NSRVAR 模型估计结果表明,积极财政政策对非国有企业投资、居民消费以及产出均具有显著的正向促进效应,对消费者价格指数具有抑制效应,但后期存在超调现象,同时货币政策对积极财政政策具有显著配合效应。然而,积极财政政策也会导致实体部门杠杆率和货币产出比均显著上升,并且消费者价格水平的下降作为重要的传导机制对宏观杠杆率的上升具有重要解释力。上述结论在多种维度下均保持稳健。总结来看,积极财政政策对私人部门支出具有显著的拉动效应从而能够实现“稳增长”目标。但与此同时,消费者价格水平在积极财政政策下短期内出现了显著下降,这个因素贡献了宏观杠杆率短期内上升幅度的接近一半,并加剧了国有部门实际债务负担,而非国有部门实际债务水平仅略微上升。此外,本文还发现,与国有企业投资指标相比,传统的政府预算投资指标会明显高估财政政策“稳增长”效应和对宏观杠杆率的推升效应。

尽管 NSRVAR 模型结果表明,积极财政政策在整个样本期间具有“稳增长”和推升宏观杠杆率的政策效应,但这只是定性结果,并未给出该政策效应在样本期间不同时期的定量效应。因此,本文最后通过反事实模拟的方法考察在不存在任何冲击时和仅存在财政政策冲击时两种情形下实际经济增长率和实体部门杠杆率在 1997-2016 年的表现。研究表明,在 2008-2010 年全球金融危机期间,中国积极财政政策在“稳增长”方面“功不可没”,对经济增长率的触底回升具有接近一半以上的贡献。进入“新常态”以来,实际经济增长率持续下滑且明显低于潜在趋势,与此同时财政政策保持定力,不搞强刺激,“稳增长”效应不明显,实际经济表现主要由财政政策之外的因素主导。在对宏观杠杆率影响方面,首先需要指出的是,中国宏观杠杆率在样本期间呈现出持续的上升趋势,这一特征同时出现在同期的发达国家和发展中国家,因此,绝对意义上的“降杠杆”似乎是不太现实的,保持宏观杠杆率与其趋势项在正常范围内的波动可能更加重要。通过观察宏观杠杆率与其趋势项的偏离,本文发现,无论是 2009-2010 年全球金融危机期间,还是“新常态”以来,实体部门杠杆率表现均高于趋势项,因此中国宏观杠杆率确实存在偏高的风险,“去杠杆”有其合理性。然而“新常态”时期实体部门杠杆率与其趋势的偏离并未达到 1998-2000、2003-2004 时期的高度,因此宏观杠杆率风险也不宜过分夸大。更为重要的是,从整个样本期间来看,财政政策对实体部门杠杆率与其趋势的偏离度贡献明显较小,即使在 2008-2010 年大规模财政刺激时期,积极财政政策对实体部门杠杆率与其趋势的偏离贡献也仅为 31%。因此,宏观杠杆率的主要推手并不是积极财政政策,不宜过分夸大财政政策的“副作用”进而束缚积极财政政策腾挪空间。上述结论在剔除国有企业改革因素后(即 2006Q1-2017Q4 的样本)仍然保

持稳健。

本文的创新主要包括以下三点。第一，指标方面，区别于已有文献使用政府预算投资的做法，本文使用国有企业投资作为财政政策指标能够更加准确反映中国财政政策实际执行情况。第二，技术方面，本文在识别财政政策冲击时使用了一项新的识别技术，即混合叙事符号 VAR 模型，该方法能够将中国财政实践中具有共识性的事实有效纳入分析框架中，这对于提高模型估计结果意义重大。第三，政策方面，本文有关财政政策在“稳增长”和对宏观杠杆率影响方面的结论对于当期财政政策的实施方向具有一定参考意义。

本文结构安排如下：第二部分为介绍国内外有关财政政策效果的重要文献；第三部分为实证模型，介绍混合叙事符号 VAR 模型，并通过估计中国财政政策规则确定重要的共识性事件；第四部分为 NSRVAR 模型基本结果分析，然后与政府预算投资结果进行比较以及进行稳健性分析；第五部分通过反事实模拟的方法考察财政政策对经济增长率和宏观杠杆率的历史贡献；第六部分为结论和政策建议。

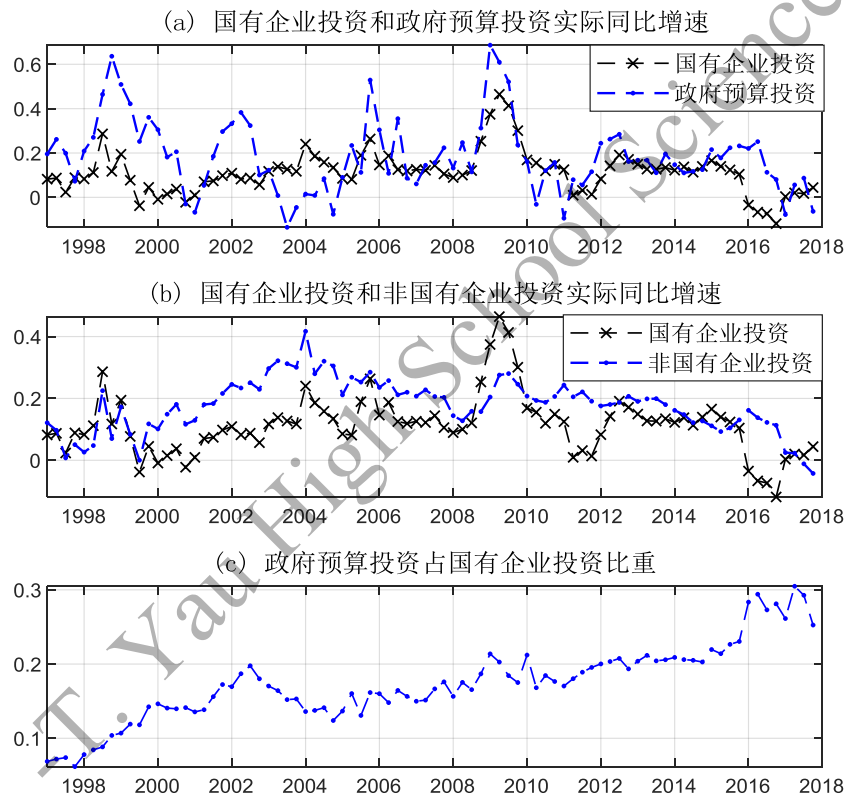


图 1 不同财政投资指标

注：除政府预算投资数据来自国家统计局公布的固定资产投资国家预算资金外，其他数据均来自 Higgins and Zha (2015)。其中，国有企业投资数据包括政府预算投资和除政府预算投资外的国有企业投资两部分，非国有企业投资为全社会固定资产投资减去国有企业投资后的部分，实际值使用固定资产投资价格指数进行平减，各序列均剔除季节性因素，图中序列均为对数同比增速。

二、文献综述

2008 年全球金融危机之前，学界对财政政策的研究相对较少。比较经典的文献包括 Aschauer (1989)、Baxter and King (1993)、Blanchard and Perotti (2002) 等。其中，Blanchard and Perotti (2002) 最早在 SVAR 模型框架下估计了美国政府支出和税收的乘数效应，结果发现美国政府支出乘数介于 0.9-1.2 之间。此后，为应对 2008 年全球金融危机，各国纷纷出

台大规模财政刺激计划。与此同时，越来越多的学者开始将注意力转移至财政政策的评价方面（Ramey, 2016）。但不同学者的研究结论存在较大差异，新古典学派和新凯恩斯学派围绕财政支出乘数再次展开争论。其中，一部分文献结果发现政府支出乘数小于1，认为在经济衰退期增加财政支出对经济复苏没有帮助（Hall, 2009; Barro and Redlick, 2011; Ramey, 2011; Ramey and Zubairy, 2018）。然而，另一部分文献认为政府支出乘数大于1，增加财政支出能够有效抵御衰退（Romer-Bernstein, 2009; Fisher-Peters, 2010; Auerbach-Gorodnichenko, 2012）。在总结全球金融危机十年以来的众多研究成果后，Ramey（2019）比较有说服力地指出美国的财政支出乘数介于0.6-1之间。但需要指出的是，上述文献考察的均是总量财政支出的政策效果，并未对生产性财政支出政策效果展开研究，这是与中国财政政策实践明显不同，而部分研究表明生产性财政支出的政策效果可能会比总量的财政支出效果更大一些（Auerbach and Gorodnichenko, 2012），但尚需进一步研究。

由于中国财政支出中有相当比重的部分用于基础投资等生产性支出，在经济下行期也常常作为抵御经济衰退的主要政策工具，国内研究政府支出乘数的文献通常严格区分政府消费乘数和政府投资乘数。在这方面，王国静和田国强（2014）最早使用DSGE模型估计了中国财政支出乘数，结果发现长期的政府投资乘数为6.11，政府消费乘数为0.79。王丽勇和徐晓莉（2018）基于金融摩擦和企业异质性的DSGE模型发现政府投资乘数为4.12，政府消费乘数为0.27。张开和龚六堂（2018）考察了开放经济下的财政支出乘数，结果发现，尽管固定汇率制度下的财政支出乘数相对大于浮动汇率制度下的乘数。然而，需要指出的是，上述文献使用的政府投资指标均是用政府预算投资衡量的，并非本文所使用的国有企业投资指标。根据官方数据，1997-2017年政府预算投资占GDP比重平均仅为2.6%，甚至低于美国对应的数值（同期美国该比重平均为3.8%²），可见政府预算投资并不能反映“相对于发达国家，中国在基础设施等生产性支出方面支出更多”这一显著特征。

更为重要的是，目前已有文献主要研究财政政策的“稳增长”效应，鲜有文献考察财政政策对宏观杠杆率的影响。从发达国家来看，宏观债务风险主要与金融部门过度创新导致家庭部门债务迅速攀升密切相关（Mian *et al.*, 2017），与财政政策关系不大，这也是为什么全球金融危机后金融部门与实体经济的关系再次引起高度重视的原因（Schularick and Taylor, 2012）。中国的情况明显不同，为抵御2008年全球金融危机，中国政府迅速推出“四万亿”经济刺激计划，尽管实体经济率先触底回升，但中国宏观杠杆率却大幅上升，此后部分企业紧接着出现产能过剩问题，这些问题都被归为积极财政政策的“副作用”。尽管在宏观层面缺乏有关财政政策和宏观杠杆率关系的研究，但仍有部分文献从微观企业层面入手进行了考察。在仅有的几篇文献中，王朝才等（2016）利用上市公司数据库考察了中央和地方两级财政支出对企业杠杆率的影响，研究发现，地方财政支出增加会显著推升国有企业杠杆率，对非国有企业影响不显著，而增加中央财政支出有利于抑制企业杠杆率。李建军和张书瑶（2018）利用上市企业数据库考察了企业税收负担和财政补贴对企业杠杆率的影响，结果发现，流转税负越高，企业所获财政补贴越多，其杠杆率越高。王宇伟等（2018）以及周菲等（2019）利用上市企业数据库考察了财政政策和货币政策对企业杠杆率的影响，结果发现，降低财政支出和信贷增速均有利于抑制企业杠杆率。吕炜等（2016）在DSGE模型框架下研究了政府投资建设性支出与保障性支出对国有企业和民营企业杠杆率的不同影响，结果发现投资建设性支出在提高国有企业杠杆率的同时，对民营企业杠杆率具有短期降低中长期提高的效应。需要指出的是，除吕炜等（2016）外，上述文献考察的均是总量财政支出对微观杠杆率的影响，而本文主要考察生产性政府支出的影响。其次，上述文献使用的微观杠杆率指标（即资产负债率），与宏观杠杆率存在严重背离，因为近年来企业资产周转率出现了持续大幅下滑

² 美国政府投资和GDP数据见经济分析局官网：<https://www.bea.gov/data/gdp/gross-domestic-product>。

（纪敏等，2017；王宇伟等，2018）。³ 因此，从宏观层面考察财政政策对宏观杠杆率的影响仍然具有重要意义。

此外，还有一些文献考察财政政策对通货膨胀率和广义货币增长率的影响。例如，郭长林（2016）在 DSGE 框架下发现，由于生产性程度较高，中国财政支出主要通过总供给渠道对通货膨胀率产生抑制效应，通过总需求渠道推升通货膨胀率的渠道处于次要地位。刘贵生和高士成（2013）基于 SVAR 模型发现，中国货币政策对财政政策是适应性的，即货币政策在一定程度上配合财政政策。

总结来看，国内研究生产性财政政策的文献所使用的政府预算投资指标存在严重低估财政投资支出的问题，且尚未系统考察财政政策在“稳增长”的同时可能对宏观杠杆率造成的负面影响，对财政政策在历史上的不同阶段对经济增长率和宏观杠杆率的贡献也未进行量化分析。本文以国有企业投资作为财政政策指标，全面考察财政政策的宏观经济效应，并通过反事实模拟的方法对上述问题进行系统考察。

三、实证模型

本部分构建 SVAR 模型并介绍一项新的识别技术——NSRVAR 模型，然后通过估计中国财政政策规则提供该技术所需核心假设。在介绍 NSRVAR 模型之前，本文先对所用宏观数据来源和处理过程进行说明。

（一）数据来源和处理过程

本文所用宏观变量包括国有企业投资、非国有企业投资、实际产出、广义货币增速、消费者价格指数、居民消费、实体部门杠杆率和货币产出比。除实体部门杠杆率数据来自国家资产负债表研究中心（CNBS）外，其他变量数据均来自 Higgins and Zha（2015）整理的中国宏观季度数据库。⁴其中，国有企业投资使用固定资产投资下按登记注册类型的国有企业投资表示，非国有企业投资使用固定资产投资减去国有企业投资衡量，二者实际值均由名义值平减固定资产投资价格指数得到。实际产出由名义 GDP 平减 GDP 平减指数得到，广义货币增速使用 M2 的对数一阶差分得到，消费者价格指数使用 CPI 表示，居民消费实际值使用名义值平减 CPI 得到，货币产出比使用 M2 与 GDP 比值衡量。样本区间为 1997Q1-2017Q4。

（二）NSRVAR 模型

1. 变量选取

在选择 SVAR 模型变量识别财政政策冲击时，国外文献通常使用财政支出、产出和财政收入等变量（Blanchard and Perotti, 2002）。然而，与发达国家不同，中国财政政策还具有以下独特特征：第一，除政府预算投资外，规模庞大的国有企业也是政府在经济下行期实施积极财政政策的重要抓手。这种情况在 1998 年国企改革导致国有企业大多分布于产业链上游后更加明显（Wen and Wu, 2014）。因此，本文使用国有企业投资代替文献中通常使用的政府预算投资衡量财政政策，从更广义同时也是更准确的角度考察财政政策的宏观经济效应。第二，中国货币政策通常配合财政政策实施，忽视货币政策和价格因素对财政政策的影响可能导致实证分析出现偏误（刘贵生和高士成，2013）。因此，本文在 VAR 模型中加入广义货币 M2（环比）增速和消费者价格指数。第三，财政收入对一般性财政支出而言比较重要，

³ 根据已有文献（纪敏等，2017；王宇伟等，2018），宏观杠杆率 \cong 资产负债率/资产周转率。

⁴ 该数据库的一个优点是对各变量均进行了季节性处理，大大简化了个体处理数据可能导致的偏误，数据网址见：<https://www.frbatlanta.org/cqer/research/china-macroeconomy>。

但对于本文重点研究的财政投资性支出反而不太重要，因此本文没有在 VAR 中加入税收，这一点与田磊和杨子晖（2019）的实证 VAR 模型所选变量保持一致。此外，本文还进一步选取非国有企业投资、居民消费以及能够反映宏观经济风险的实体部门杠杆率和货币产出比等变量加入 SVAR 模型变量以求做到全面评估财政政策效果的目的。

综上，本文构建如下 8 变量 SVAR 模型：

$$X_t = A(L)X_{t-1} + U_t \quad (1)$$

其中， $X_t = (soe_t, nonsoe_t, y_t, m2g_t, cpi_t, c_t, lev_t, m2y)'$ ， soe_t 表示国有企业投资（实际值），用来衡量财政政策。 $nonsoe_t$ 表示非国有企业投资（实际值），用来控制市场因素对国有企业投资的影响。 y_t 表示实际产出， $m2g_t$ 表示 M2（环比）增速， cpi_t 表示消费者价格指数， c_t 表示居民消费（实际值）， lev_t 表示实体部门杠杆率， $m2y$ 表示 M2 与 GDP 的比值。在估计 VAR 模型前，对 M2 增速以外的变量均取自然对数。

$A(L)$ 表示滞后算子，根据 BIC 准则，本文在基准情形下选择 1 阶滞后。 U_t 为残差项，其与结构性冲击 ε_t 的关系为： $U_t = (U_{1t}, U_{2t}, \dots, U_{8t})' = B(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{8t})'$ 。其中， B 为待识别的 8×8 结构性参数矩阵，同时也是本文重点识别的参数。 $\varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, 8$ 表示正交化的结构性冲击，由于本文使用的识别技术不依赖于变量排序，不妨假设 ε_{1t} 为财政政策冲击。此外，本文在（1）式右侧加入时间趋势项，以控制宏观数据可能具有的非平稳特征。

2. 识别假设

在识别结构性参数矩阵 B 时，传统的方法是使用 Choleski 分解，即假设 B 矩阵为下三角矩阵。但 Choleski 分解法的识别假设通常较强，容易导致估计结果严重依赖模型变量排序，在本文 VAR 模型变量较多的情形下更是如此。对此，Uhlig（2005）提出了符号约束 VAR（SRVAR）模型。SRVAR 模型的一个显著特点是其结果不依赖于变量排序，其主要思想是将约束条件施加在某些变量对特定结构性冲击的脉冲反应函数上，以此来剔除不符合约束条件的参数。然而，近期研究成果表明，即使使用 SRVAR 模型，如果约束条件太弱仍然会导致估计结果出现严重偏差（Kilian and Murphy, 2012; Antolín-Díaz and Rubio-Ramírez, 2018）。作为一种改进，Antolín-Díaz and Rubio-Ramírez（2018）在 SRVAR 模型基础上提出了一项更加精确的识别技术——Narrative SRVAR（NSRVAR）模型。NSRVAR 模型的主要思想是，结合历史上有关结构性冲击重要信息的“外生”事件对所识别结构性冲击在特定时期的符号以及该冲击对某一个或几个变量在特定时期的贡献（即历史分解）对 SRVAR 模型进一步进行限制，在缩小待识别结构性参数范围的同时提高模型的精确度。不难看出，使用 NSRVAR 模型识别相关的结构性冲击时应力求寻找那些具有较小争议的“外生”事件，而这内在要求准确把握相关的历史事件。由于对重要事件的选择十分关键，本文结合中国财政支出实践并通过估计中国财政支出规则，选取 1998Q3 和 2008Q4-2009Q3 共 5 个季度作为识别财政政策冲击的重要时点。为便于阐述，本文首先将 NSRVAR 模型所需的三个假设详细列出，然后通过估计财政政策规则予以说明。

假设 1：正向的财政政策冲击（积极财政政策）对国有企业投资的当期影响为正。

假设 2：中国财政政策冲击在 1998Q3、2008Q4-2009Q3 这 5 个季度的符号均为正，即中国经济在这 5 个季度均经历了正向的财政政策冲击。

假设 3：中国财政政策冲击在 2008Q4 对国有企业投资的贡献比其他任何一个冲击对该变量的贡献都要大。也就是说，在对国有企业投资进行历史分解后，财政政策冲击在 2008Q4

对国有企业投资的贡献的绝对值在所有冲击中是最大的。

其中，假设 1 属于 SRVAR 模型的常规假设，其对国有企业投资对财政政策冲击的脉冲反应函数施加限制。假设 2 和假设 3 则对财政政策冲击在特定时期的符号以及该冲击在特定时期对特定变量的贡献施加了进一步限制，属于事件分析法的范畴。如前所述，事件分析法需要对重要事件的判断足够准确才能达到精确的估计，否则可能得到错误的结论，因此必须对假设 2 和假设 3 的内容给出令人信服的证据。接下来，本文通过估计中国财政政策规则对假设 2 和假设 3 给出合理解释。

3. 财政政策规则的估计

无论是在 1998-1999 年还是 2008-2009 年期间，中国外部经济环境均出现迅速恶化，为保持经济增长目标政府均实施了刺激性财政政策，是比较公认的中国实行积极财政政策的典型时期。在 1998 年 3 月，为应对亚洲金融危机，时任朱镕基总理提出确保当年经济增长率达到 8%，并指出实现该目标的手段是刺激国内需求。以 1998 年 7 月中国政府转发国家发展计划委员会《关于今年上半年经济运行情况和下半年工作建议》并于次月决定增发 1000 亿国债为起点，旨在扩大总需求的积极财政政策正式启动。从图 2 (a) 可以看出，国有企业投资实际同比增速在 1998Q3 高于样本均值 17.3 个百分点，明显高于附近其他季度的增速，暗示财政政策在该季度发生显著发力。而在 2008 年底，中国经济再次遭遇全球金融危机的负面影响，为应对经济下滑的不利局面，2008 年 11 月，国务院推出促增长、扩内需的十项举措，即“四万亿投资”计划。从图 2 (a) 可以看出，国有企业投资实际同比增速在 2008 年底至 2009 年大幅提高，明显高于样本期内其它任何一个时期的增速，“稳增长”政策意图非常明显。

然而，需要指出的是，财政政策通常是逆周期调整的，经济增速下降通常会导致财政政策被动放松，此时财政支出增速的提高属于可被预期到的内生反应，只有政策反应过度的部分，也就是不能被预期到的部分，才属于真正的外生冲击。⁵ 因此，准确度量国有企业投资中有多大比例是由外生的财政政策冲击造成的以及多大比例是由总需求变化引起的（内生反应）对于确定关键时点是非常重要的。为此，本文参考 Chen *et al.* (2018) 的思路，估计如下非线性形式的中国财政政策规则方程，其中样本区间为 1997Q1-2017Q4。即

$$g_{soe,t} = \alpha + \rho g_{soe,t-1} + \beta_{\pi} \pi_t + \beta_{y,t} (g_{y,t-1} - g_{y,t-1}^*) + \epsilon_{soe,t} \quad (2)$$

其中， $g_{soe,t}$ 表示国有企业投资实际同比增速， $g_{soe,t-1}$ 表示对其滞后一期， π_t 表示使用 CPI 同比增速衡量的通货膨胀率， $g_{y,t-1}$ 表示上一个季度的实际 GDP 同比增速， $g_{y,t-1}^*$ 表示上一个季度官方目标增速。 $\beta_{y,t}$ 表示财政政策对实际 GDP 增速与其目标增速偏离的反应，当实际 GDP 增速高于目标增速时，该值为 $\beta_{y,h}$ ，但实际 GDP 增速低于目标增速时，为 $\beta_{y,l}$ 。即

$$\beta_{y,t} = \begin{cases} \beta_{y,h} & \text{if } g_{y,t-1} - g_{y,t-1}^* \geq 0 \\ \beta_{y,l} & \text{if } g_{y,t-1} - g_{y,t-1}^* < 0 \end{cases}$$

$\epsilon_{soe,t}$ 表示外生的财政政策冲击，衡量财政政策对宏观经济的过度反应程度，同时也是

⁵ 例如，如果总需求下滑要求财政支出增速上升 3 个百分点，而实际上财政支出增速上升 5 个百分点，那么外生的冲击贡献就是 2 个百分点；如果实际仅上升 2 个百分点，那么外生的冲击贡献就是负 1 个百分点，此时财政政策不是真正的“积极”财政政策。

本文作出假设 2 和假设 3 的主要判断依据。假设其标准差 $\sigma_{soe,t}$ 依赖经济状态，即

$$\sigma_{soe,t} = \begin{cases} \sigma_{soe,h} & \text{if } g_{y,t-1} - g_{y,t-1}^* \geq 0 \\ \sigma_{soe,l} & \text{if } g_{y,t-1} - g_{y,t-1}^* < 0 \end{cases}$$

除估计上述非线性模型（下称基准模型）外，本文还考虑了另外两种线性形式下的财政政策规则。第一种线性形式的模型为，令 $\beta_{y,h} = \beta_{y,l}$ 和 $\sigma_{soe,h} = \sigma_{soe,l}$ ，此时财政政策盯住通货膨胀率和实际 GDP 增速与目标 GDP 增速的差。第二种线性模型为，除了令 $\beta_{y,h} = \beta_{y,l}$ 和 $\sigma_{soe,h} = \sigma_{soe,l}$ 之外，进一步令 $g_{y,t-1}^* = 0$ ，即财政政策盯住实际 GDP 增长率，而非其与目标 GDP 增速之差。估计结果显示，上述三种规则的极大似然对数值分别为 78.549、70.818 和 70.053，表明非线性模型拟合数据的能力最优。从表 1 的估计结果也可以看出，在基准模型下，当实际 GDP 增速高于政府目标值时，实际 GDP 同比增速系数（ $\beta_{y,h}$ ）为正，但不显著。但当实际 GDP 增速低于目标值时， $\beta_{y,l}$ 显著为负，且数值较大，表明当实际经济增速低于目标增速时，财政政策力度会大幅提高，具有明显的逆周期特征。而两种线性模型下实际 GDP 同比增速的系数（ β_y ）尽管为负，但均不显著。此外，三种规则下的国有企业投资增速的持续性系数（ ρ ）均比较强，通货膨胀率的系数（ β_π ）均为正，但都不显著，表明通货膨胀率不在财政政策的考虑范围之内。

图 2 给出了三种规则下识别的外生的财政支出冲击 $\epsilon_{soe,t}$ ，用来衡量财政政策对总需求的过度反应。如引言所述，国有企业投资在经济下行期更能反映财政政策执行方向和力度，因此本文着重从 1998-1999 年和 2008-2009 年中提取重要时点作为关键约束条件。可以看出，三种规则下识别的财政政策冲击在 1998Q3 的符号均为正，表明财政政策在该季度是积极的。另一个更明显的时期为 2008Q4-2009Q1 年期间，在三种规则下，财政政策冲击在这 4 个季度的符号均为正，且数值明显高于附近的值。此外，财政政策冲击在 2008Q4 几乎完全解释了国有企业投资实际同比增速对其均值的偏离，表明在该季度，相对于其他冲击，财政政策冲击对解释国有企业投资实际同比增速具有绝对优势。这一点对于 2009 年前三个季度不成立，因为尽管在 2009Q1-2009Q3 期间国有企业投资实际同比增速更高，但此时实际 GDP 增速也比较低，且低于目标增速，财政政策的逆周期反应对解释国有企业投资实际同比增速的波动具有更大贡献，导致外生的财政政策冲击（即过度反应）对国有企业投资实际同比增速反而不占绝对优势。综上，本文仅对 1998Q3、2008Q4-2009Q3 施加冲击符号的约束，并对 2008Q4 进一步施加有关历史分解的约束，这构成假设 2 和假设 3 的主要依据。

表 1 参数估计结果

	参数	估计值	标准差
基准模型	α	0.0175	0.0118
	ρ	0.6786***	0.0720
	β_π	0.2224	0.2811
	$\beta_{y,h}$	0.3292	0.4610
	$\beta_{y,l}$	-9.3629***	2.6364
	$\sigma_{soe,h}$	0.0506***	0.0045
	$\sigma_{soe,l}$	0.0644***	0.0106
	线性模型	α	0.0237
ρ		0.8082***	0.0687
β_π		0.2859	0.3189
β_y		-0.6338	0.4220

	σ_{soe}	0.0588***	0.0045
	α	0.0454	0.0320
线性模型和盯住实际 GDP 同比增速	ρ	0.8095***	0.0721
	β_{π}	0.2419	0.3345
	β_y	-0.3329	0.3986
	σ_{soe}	0.0593***	0.0046

注：*、**和***分别表示估计值在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

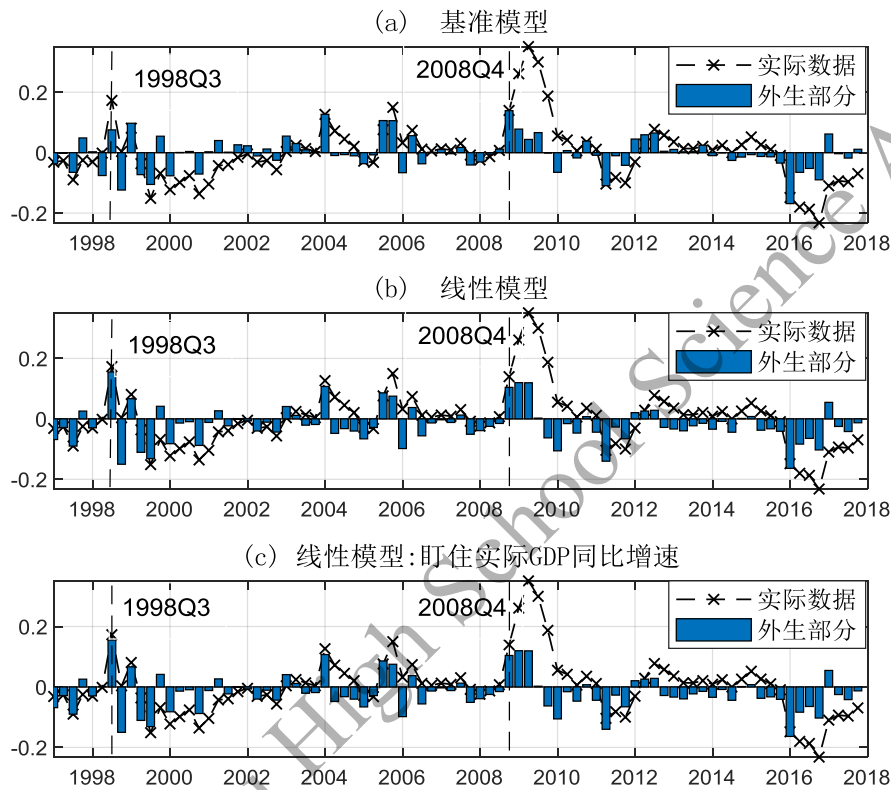


图 2 财政政策冲击对国有企业实际同比增速的贡献

注：实际数据为国有企业同比增速去掉均值后的部分，外生部分表示不同模型识别的财政政策冲击。图 (a) 表示基准模型（非线性情形）下的估计结果，图 (b) 表示线性情形下的估计结果，其中 $\beta_{y,h} = \beta_{y,l}$ 和 $\sigma_{soe,h} = \sigma_{soe,l}$ ，图 (c) 表示 $\beta_{y,h} = \beta_{y,l}$ 和 $\sigma_{soe,h} = \sigma_{soe,l}$ ，并且 $g_{y,t-1}^* = 0$ 的情形，即财政政策盯住实际 GDP 增长率。

四、结果分析

上一部分给出了 NSRVAR 模型的三个识别假设，本部分将具体呈现以国有企业投资作为中国财政政策代理指标的效果。然后将基本结果与已有文献通常使用的政府预算投资指标比较，最后对基本结果从多个维度进行稳健性检验。此外，由于三个识别假设中后两个有关事件的假设非常关键，为了更清晰地说明这一点，本文将 NSRVAR 模型结果和仅包含假设 1（不包含假设 2 和假设 3）的 SRVAR 模型结果通过对比的形式共同呈现出来。

（一）基本结果

图 3 为 NSRVAR 模型和 SRVAR 模型下财政政策冲击对各变量的脉冲反应函数。其中(蓝

色)实线表示 SRVAR 模型下的估计结果,浅(灰)色阴影部分表示其对应的 68%的置信区间,带有“x”形状的(红色)实线表示 NSRVAR 模型结果,深(红)阴影部分表示对应的 68%的置信区间。

可以看出,SRVAR 模型下各变量的置信区间均非常宽,估计结果非常不显著,表明 SRVAR 模型识别的财政政策效果很不理想。例如,在正向财政政策冲击下,国有企业投资显著上升,但在部分参数下,产出反应却为负。与 SRVAR 模型相比,NSRVAR 模型下各变量脉冲反应函数的置信区间都存在不同程度地收窄,而且显著性程度明显提高,比如产出反应显著为正,表明 NSRVAR 模型估计精确度大幅提高,当然这主要归功于 NSRVAR 模型剔除了不满足假设 2 和假设 3 的无效参数。因此,下文以 NSRVAR 模型结果为准,分析财政政策效果。

在 NSRVAR 模型下,当政府实施积极财政政策后,国有企业投资当期迅速上升,然后逐步向稳态回归,符号预期。非国有企业投资显著上升,表明积极财政政策有利于带动私人部门跟进投资。在投资的拉动下,产出逐步上升并表现出较强的持续性,表明积极财政政策具有较强的“稳增长”效应。居民消费立即上升,并持续高于稳态值,这可以看作是居民部门出于平滑消费的目的对收入持续性上升作出的反应。上述结果与已有文献利用政府预算投资指标发现的增加财政投资有利于稳定经济增长和拉动私人部门投资和居民消费的结论基本吻合(郭庆旺和贾俊雪,2005;田磊和杨子晖,2019),这在一定程度上表明已有文献使用政府预算投资指标衡量财政政策所得结论仍然具有一定的政策参考意义⁶,但从后文可以发现,政府预算投资指标存在明显高估财政政策效应的问题。

在正向财政政策冲击下,M2 增速显著上升,这可以看作是货币政策积极配合财政政策的一个证据,与刘贵生和高士成(2013)有关结论保持一致。消费者价格指数 CPI 短期内显著下降,然后向稳态收敛但存在超调现象,这个结果看似违背常理,因为积极财政政策必然会刺激总需求从而引发通货膨胀,然而本文考察的政府生产性支出还会从总供给方面增加未来产出并对价格水平产生抑制效应,这与已有文献发现的总供给对通货膨胀的影响占据主导地位保持一致(郭长林,2016)。

在 M2 增速(从而信贷增速)显著上升的同时,实体经济加杠杆现象非常明显——无论是实体部门杠杆率还是货币产出比(M2/GDP)指标均呈现出先上升至峰值后回归至稳态的“驼峰型”形状。这个结果在文献中鲜有提及,但却表明积极财政政策在实现“稳增长”的同时还会显著推升宏观杠杆率。至于其中的作用机制,本文基于 NSRVAR 模型实证结果进行剖析并得出以下两点结论。第一,消费者价格指数 CPI 在短期内的显著下降对宏观杠杆率的上升具有重要贡献。以前 4 个季度为例,CPI 下降 0.126%,分别贡献了实体部门杠杆率和货币产出比变化幅度(分别为 0.212%和 0.273%)的 59.5%和 46.3%,这意味着价格渠道在财政政策影响宏观杠杆率过程中发挥着非常重要的作用,而名义债务实际上只贡献了宏观杠杆率变化幅度的一半左右。⁷第二,国有部门对宏观杠杆率的贡献占据主导贡献,并在信贷市场上存在对非国有部门的轻微“挤出”效应。以前 4 个季度为例,国有企业投资平均上升 0.738%,考虑到国有企业资产负债率平均在 65%(张晓晶等,2018)以及国有企业债务在整个实体部门债务所占比重大约为 42%⁸,这意味着国有企业投资上升会导致实体部门实际债务上升 0.201%(= 0.738% * 0.65 * 0.42),而产出在前四个季度平均上升 0.036%,因此国有部门对实体部门杠杆率的贡献是 0.165%(= 0.201% - 0.036%),贡献了实体部门

⁶ 如引言部分所述,政府预算投资和国有企业投资在 2006 年以来以及亚洲危机期间具有非常类似的特征,因此不难理解为何各宏观经济变量对两种指标衡量的财政政策在反应方向上大体保持一致。

⁷ 本文也使用了 GDP 平减指数代替 CPI,结果发现 GDP 平减指数在 4 个季度内对实体部门杠杆率和 M2/GDP 的贡献更大,分别为 70%和 48.6%。

⁸ 根据 CNBS 数据,在 1997-2017 年,非金融企业部门杠杆率占整个实体部门杠杆率的比重平均为 70%,而在近几年企业部门杠杆率中大约六成是国有企业杠杆率(张晓晶等,2018)。

杠杆率上升幅度（0.212%）的 77.8%，与此同时，非国有部门实际债务上升 0.081%（ $= \frac{0.212\% - 0.165\%}{1 - 0.42}$ ）。如果进一步扣除名义价格下降的因素（0.126%），在前 4 个季度，非国有企业部门名义债务下降 0.045%，国有企业名义债务上升 0.354%（ $= 0.738\% * 0.65 + 0.126$ ）。也就是说，当政府执行积极财政政策时，国有部门在信贷市场上存在对非国有部门的挤出效应，但由于消费者价格水平更大程度地下降，导致该“挤出”效应被明显弱化，同时国有部门实际债务负担上升。

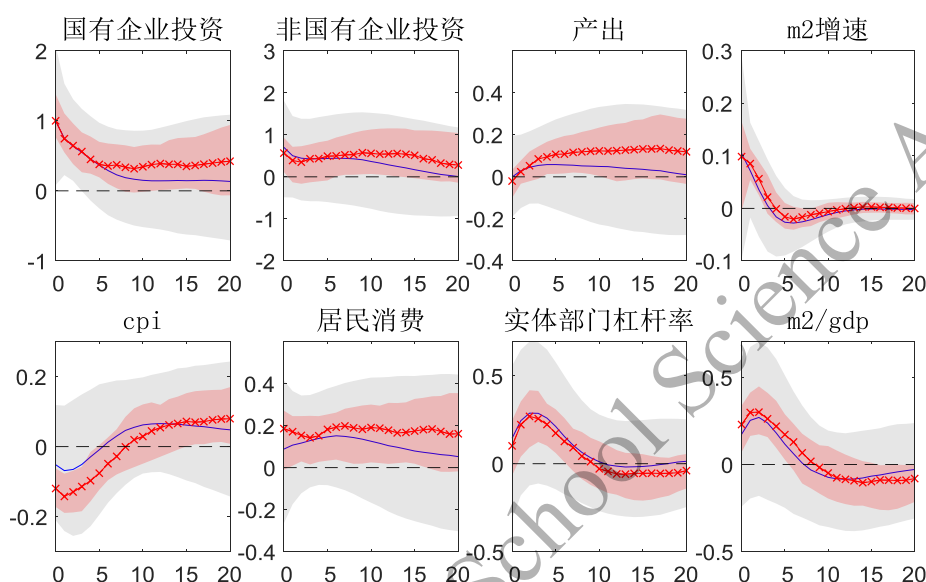


图 3 财政政策冲击对各变量的脉冲反应函数

注：（蓝色）实线表示 SRVAR 模型下的估计结果，浅（灰）色阴影部分表示其对应的 68% 的置信区间，带有“x”形状的（红色）实线表示 NSRVAR 模型结果，深（红）阴影部分表示对应的 68% 的置信区间。

（二）政府预算投资的结果

如前所述，已有文献通常使用政府预算投资作为财政政策代理变量，那么该指标与使用国有企业投资作为财政政策代理指标的基本结果有何区别？接下来，本文通过使用政府预算投资替换国有企业投资重新对 NSRVAR 模型进行估计，结果见图 4。

可以看出，在 NSRVAR 模型下，使用政府预算投资作为财政政策代理指标所得结果与基本结果在方向上保持一致，这与已有文献保持一致（郭庆旺和贾俊雪，2005；田磊和杨子暉，2019）。比如，积极财政政策仍具有“稳增长”和推升宏观杠杆率的政策效应，从这个角度讲，使用政府预算投资衡量财政政策并不会在方向上误解财政政策效果。

然而，政府预算投资指标在“稳增长”和推升宏观杠杆率的程度方面存在明显高估。在“稳增长”方面，对于政府预算投资指标，政府预算投资增加 1%，产出最高上升 0.08%，而对于国有企业投资指标，国有企业投资增加 1%，产出最高上升 0.13%（图 3）。考虑到样本区间政府预算投资仅占国有企业投资的 17.4%，而两种指标得到的财政政策产出弹性相差不到 2 倍，因此，使用政府预算投资可能会在相当程度上高估财政政策“稳增长”效应。为了准确测量这种“高估”效应，本文采用文献中常用的财政政策乘数概念进行说明。参考 Mountford and Uhlig（2009）和 Auerbach and Gorodnickenko（2012）的累计乘数概念， h 个季度对应的财政政策乘数 *Multiplier* 定义如下

$$Multiplier(h) = \frac{\sum_{t=0}^h y_t}{\sum_{t=0}^h g_t} \overline{(G/Y)}$$

其中， $\sum_{t=0}^h g_t$ 表示前 h 个季度的政府预算投资或国有企业投资的脉冲反应函数之和， $\sum_{t=0}^h y_t$ 表示相应的产出的脉冲反应函数之和， $\overline{(G/Y)}$ 为样本区间政府预算投资或国有企业投资占 GDP 比重的平均值。经计算，当使用政府预算投资衡量财政政策时，12、16 和 20 个季度对应的财政政策乘数分别为 7.77、9.71 和 10.80，而在国有企业投资指标下该值分别为 1.28、1.50 和 1.61，仅为前者的1/6 到 1/7。可见，政府预算投资明显存在高估财政政策“稳增长”效应的问题。

在宏观杠杆率方面也存在类似问题，这一点可以从实体部门杠杆率和 M2/GDP 的脉冲反应函数方面得出。本文以实体部门杠杆率为例，基于宏观杠杆率的财政政策弹性的概念，即政府预算投资或国有企业投资增加 1%，实体部门杠杆率增加几个百分点，进行说明。定义 h 期的累计弹性如下

$$Elasticity(h) = \frac{\sum_{t=0}^h lev_t}{\sum_{t=0}^h g_t}$$

其中， $\sum_{t=0}^h g_t$ 表示前 h 个季度的政府预算投资或国有企业投资的脉冲反应函数之和， $\sum_{t=0}^h lev_t$ 表示相应的实体部门杠杆率的脉冲反应函数之和。经计算，当使用政府预算投资衡量财政政策时，12、16 和 20 个季度对应的累计弹性值分别为 0.24、0.20 和 0.17，而在国有企业投资衡量财政政策时分别为 0.22、0.15 和 0.10。考虑到样本期间政府预算投资仅占国有企业投资的 17.4%，而两种指标的弹性值比较接近，因此，政府投资指标同样存在高估积极财政政策推升宏观杠杆率的问题。如果以 1997-2017 年平均约 164%的实体部门杠杆率水平为例，当政府预算投资上升一个标准差，即 4%，16 个季度后实体部门杠杆率水平将上升约 1.31 个百分点（164% * 0.2% * 4），对应年化上升 5.25 个百分点，这个上升幅度在实体部门杠杆率上升较快的 2012-2016 年（平均每年上升 12.6 个百分点）是相当可观的。而国有企业投资上升一个标准差（2.26%），对应的实体部门杠杆率水平仅上升约 0.56 个百分点（164% * 0.15% * 2.26），年化仅上升 2.22 个百分点。

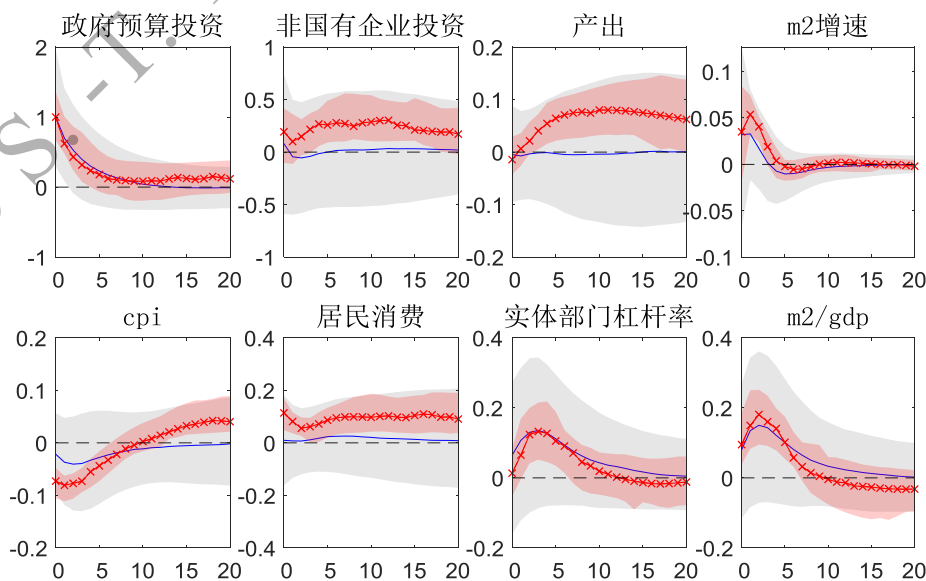


图 4 政府预算投资冲击对各变量的脉冲反应函数

注：（蓝色）实线表示 SRVAR 模型下的估计结果，浅（灰）色阴影部分表示其对应的 68% 的置信区间，带有“x”形状的（红色）实线表示 NSRVAR 模型结果，深（红）阴影部分表示对应的 68% 的置信区间。

（三）稳健性检验

前文 NSRVAR 模型基本结果表明，积极财政政策具有“稳增长”和推升宏观杠杆率的双重效应，那么这个结果是否稳健？本部分将对这一结论从多个维度进行稳健性检验。

1. 仅使用 2008Q4 作为识别事件

在基准模型下，本文选取了 5 个季度作为关键时点识别财政政策冲击。实际上，使用更少的事件也能基本达到识别目的。根据前文财政规则的估计，在 2008Q4，财政政策存在对总需求的过度反应，且财政政策冲击对国有企业投资的贡献最大，因此本文仅使用这一个季度对应的时点进行假设，即将假设 2 替换为如下假设 2'，假设 1 和假设 3 保持不变。

假设 2'：中国财政政策冲击在 2008Q4 的符号均为正，即中国经济在该季度均经历了正向的财政政策冲击。

脉冲反应函数见图 5。可以看出，即使仅使用 2008Q4 这一个季度作为重要事件，也基本能够得出积极财政政策具有“稳增长”和推升宏观杠杆率的基本结论。

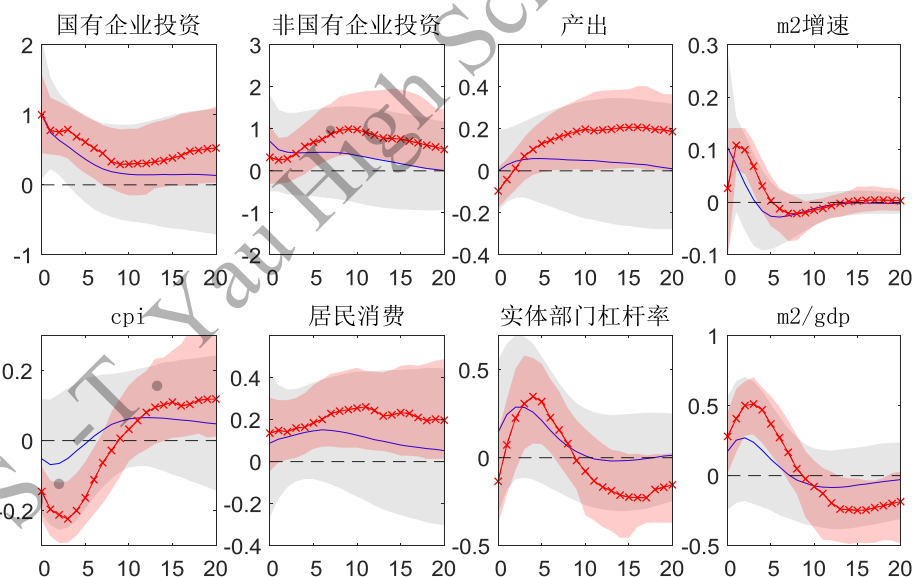


图 5 稳健性检验：仅施加 2008Q4 作为识别假设

注：（蓝色）实线表示 SRVAR 模型下的估计结果，浅（灰）色阴影部分表示其对应的 68% 的置信区间，带有“x”形状的（红色）实线表示 NSRVAR 模型结果，深（红）阴影部分表示对应的 68% 的置信区间。

2. 增加滞后阶数

在基准模型下，BIC 准则显示 VAR 模型 1 阶滞后最优。实际上，使用滞后 2 阶的模型也有得到类似结果，见图 6。

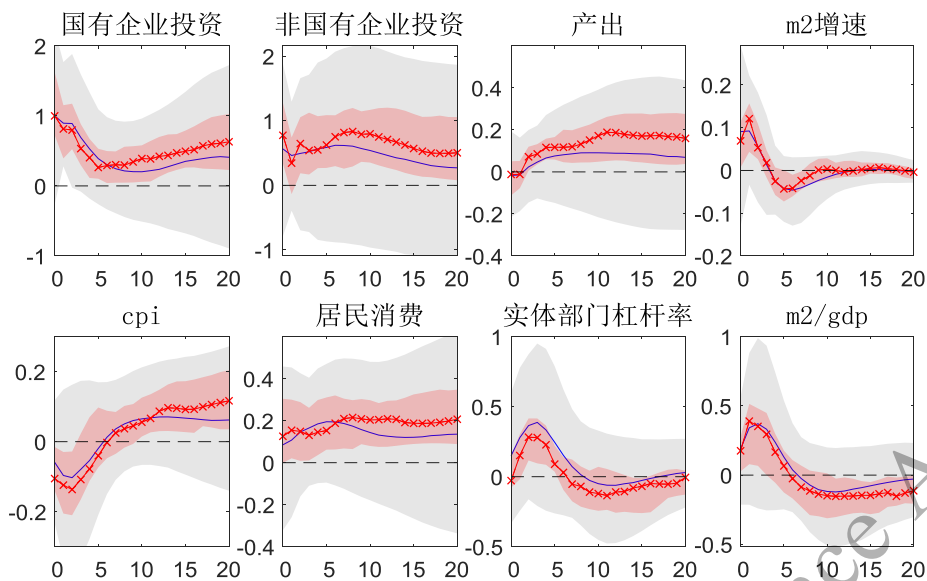


图6 稳健性检验：滞后阶数为2阶

注：（蓝色）实线表示 SRVAR 模型下的估计结果，浅（灰）色阴影部分表示其对应的 68% 的置信区间，带有“x”形状的（红色）实线表示 NSRVAR 模型结果，深（红）阴影部分表示对应的 68% 的置信区间。

3. 控制国企改革因素：2006Q1-2017Q4

由于国有企业在 2006 年之前存在国企改革的因素，使用国有企业投资衡量财政政策可能对财政政策冲击识别产生影响。为此，本文剔除 2006 年前的样本，仅使用 2006Q1-2017Q1 样本对 NSRVAR 模型（同时剔除 1998Q3 的时点假设）进行重新估计，结果见图 7。可以看出，积极财政政策效果与基本结果仍然保持基本一致。

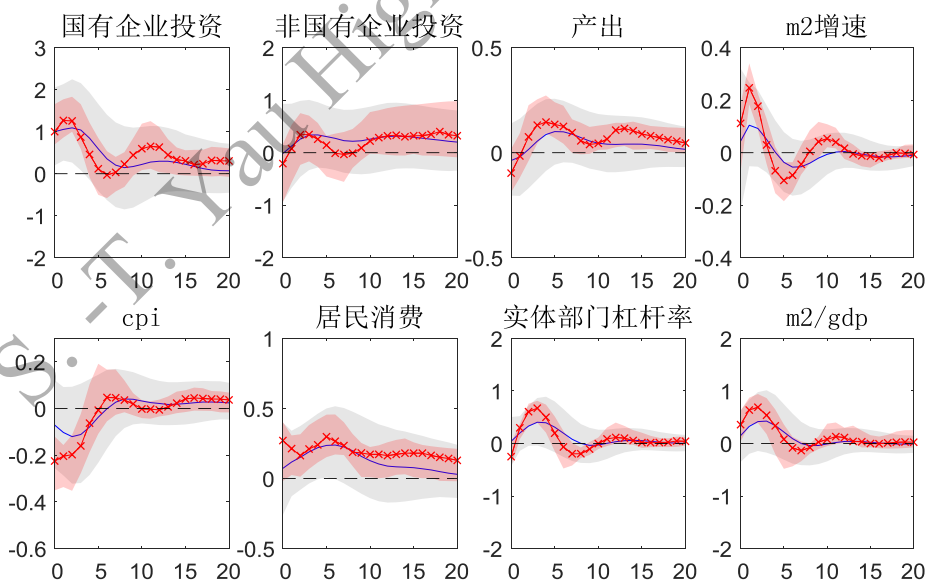


图7 稳健性检验：2006Q1-2017Q4

注：（蓝色）实线表示 SRVAR 模型下的估计结果，浅（灰）色阴影部分表示其对应的 68% 的置信区间，带有“x”形状的（红色）实线表示 NSRVAR 模型结果，深（红）阴影部分表示对应的 68% 的置信区间。

4. 控制国有控股投资和国有企业投资

在 2016 年之前，国有控股投资同比增速和国有企业投资增速几乎完全重合，但在 2016 年二者出现明显背离，在国有控股投资增速大幅上升的同时，国有企业投资增速却明显下降。为了剔除这个因素的影响，本文仅考虑 2015 年前的样本对 NSRVAR 模型进行估计，结果见图 8。可以看出，所得结果与基本结果十分类似。

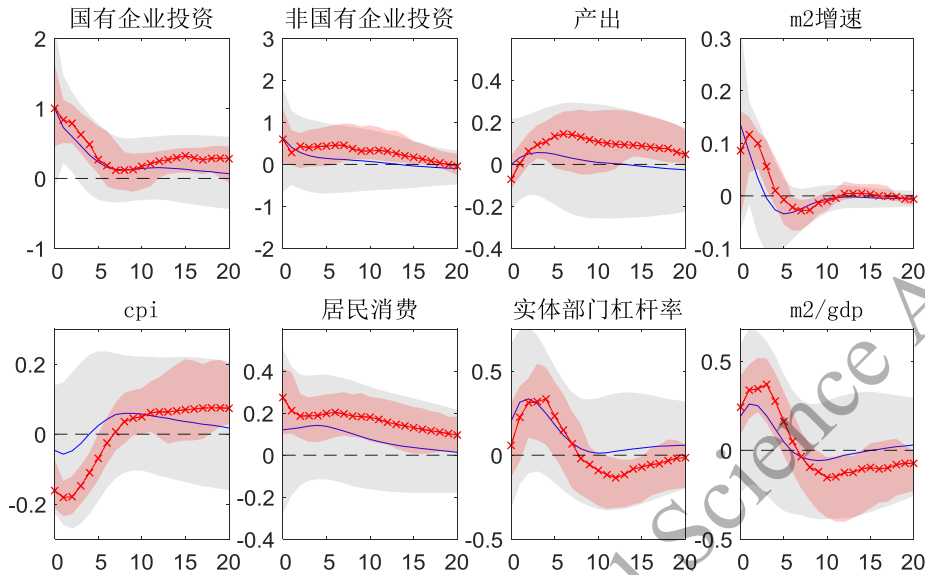


图 8 子样本检验：1997Q1-2015Q4

注：（蓝色）实线表示 SRVAR 模型下的估计结果，浅（灰）色阴影部分表示其对应的 68% 的置信区间，带有“x”形状的（红色）实线表示 NSRVAR 模型结果，深（红）阴影部分表示对应的 68% 的置信区间。

此外，本文还在另外两个维度对基本结果进行了稳健性检验。第一，在 VAR 模型方程右侧加入时间趋势项的平方项以控制宏观经济变量可能具有的非线性性质；第二，使用 GDP 平减指数替代 CPI 重新估计 NSRVAR 模型。两种情形下所得结果均与基本结果保持一致，限于篇幅未列出，备索。

五、历史分解和定量分析

前文 NSRVAR 模型结果稳健地发现，积极财政政策在稳定经济增长的同时，对实体部门杠杆率也具有显著的推升效应。本部分通过反事实模拟的手段进一步将 NSRVAR 模型基本结果从定性延伸至定量，考察财政政策在历史的不同阶段在“稳增长”和推升宏观杠杆率方面所发挥的政策效应。

首先来看财政政策在“稳增长”方面的政策效果。本文给出了两种反事实模拟的情形，一种是在关闭所有冲击后，即假设所有冲击均为零，模型模拟的产出同比增速（下称趋势项）；另一种是仅存在财政政策冲击（其他冲击均为零）时，模型模拟的产出同比增速（下称趋势项+财政冲击）。图 9 将这两种反事实模拟指标和实际数据进行了比较。从中可以看出，在 2006-2008 年全球金融危机期间之前，实际 GDP 同比增速中明显高于趋势项，实体经济存在过热情况。在此情形下，财政政策在 2007-2008 年中明显紧缩，具体表现为“趋势项+财政冲击”对应的产出同比增速低于趋势项。然而 2008 年底受全球金融危机影响，上述特征在 2009 年发生急速逆转，此时财政政策由明显紧缩以抑制经济过热迅速调整至明显扩张以应对外部需求急剧下滑的压力（2008 年底-2010 年）。从结果来看，实际 GDP 同比增速由 2008Q4 的 6.9% 回升至 2010Q4 的 11.6%，上升 4.7 个百分点，而仅财政政策冲击就贡献了

2.2 个百分点（在仅存在财政政策冲击时，产出同比增速从 2008Q4 的 8.6% 回升至 2010 的 10.8%），贡献率高达 47%。如果进一步考虑到趋势项在此期间也存在下降的趋势，财政政策对“稳增长”的贡献更大，约为 70.2%。进入 2014 年后，“新常态”特征明显，经济增长率趋势项处于历史低位，财政政策保持定力，不搞强刺激，具体表现为“财政政策+趋势项”对应的产出同比增速围绕趋势项上下小幅波动。但需要注意的是，在此期间，实际经济增长率明显低于趋势项，尽管在 2015-2016 期间，财政政策开始边际转向“积极”，但实际 GDP 同比增速仍然没有明显回升，表明还有其他负面因素拖累经济增长。总的来说，财政政策在“新常态”时期并没有明显扩张，“稳增长”效应不明显，实体经济表现主要由财政政策之外的因素主导。

接下来分析财政政策对实体部门杠杠率的贡献，结果见图 10。首先可以看出，从整个样本期间来看，实体部门杠杠率在实际数据中表现出明显的上升趋势，并紧紧围绕模型估计的趋势项（即关闭所有冲击后，实体部门杠杠率的模拟值）上下波动（图 10（a）），而单纯的财政政策冲击远不足以改变趋势项，因此，弄清哪些因素可能对上升的趋势项产生关键影响对解释宏观杠杠率的趋势至关重要。然而，通过与同期美国、欧洲等发达国家和印度等发展中国家相比不难发现，尽管各国国情相差较大，但各国宏观杠杠率均呈现出普遍的上升趋势，而中国宏观杠杠率在 2012 年后上升速度加快，在此之前并不凸出（纪敏等，2017）。因此，与宏观杠杠率本身所具有的趋势相比，其对趋势项的偏离似乎更应引起重视。通过对实际数据去除该趋势项后不难发现（图 10（b）），无论是 2009-2010 年全球金融危机期间，还是“新常态”以来，实体部门杠杠率表现均高于趋势项，因此当期中国宏观杠杠率确实存在偏高的问题，“去杠杠”有其合理性。然而“新常态”时期实体部门杠杠率与其趋势的偏离并未达到 1998-2000、2003-2004 时期的高度，因此宏观杠杠率风险也不宜过分夸大。更为重要的是，从整个样本期间来看，财政政策对宏观杠杠率与其趋势的偏离度贡献明显较小。即使在 2008-2010 年大规模财政刺激时期，积极财政政策对实体部门杠杠率与其趋势的偏离贡献仅为 31%——实体部门杠杠率与其趋势的偏离从 -0.128 上升至 2010Q4 的 0.020，上升 0.148，而财政政策冲击仅贡献 0.046（从 2008Q4 的 -0.01 到 2010Q4 的 0.036）。因此，不宜过分夸大积极财政政策对宏观杠杠率的影响，进而束缚积极财政政策腾挪空间。上述结论在剔除国有企业改革因素后（即 2006Q1-2017Q4 的样本）仍然保持稳健。

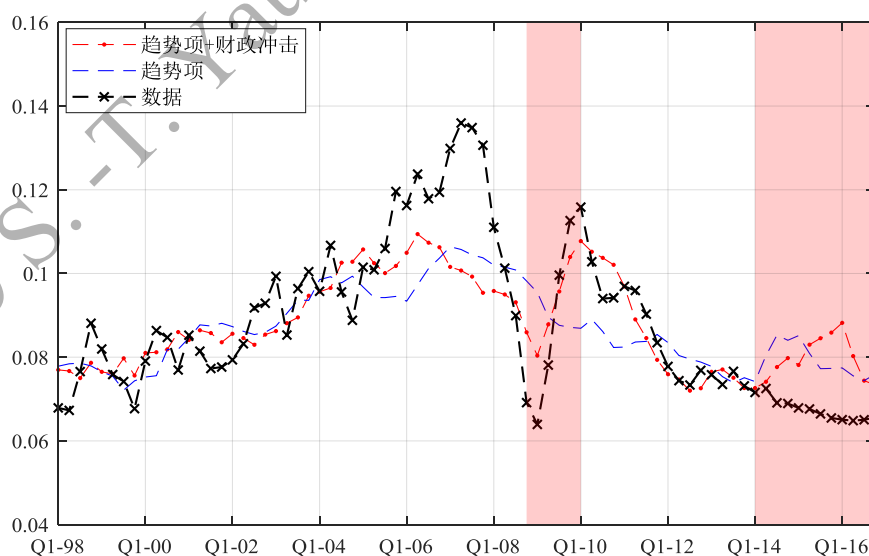


图 9 历史分解：产出同比增速

注：图 9 中阴影区域分别表示 2008Q4-2010Q1 和 2014Q1-2016Q4。

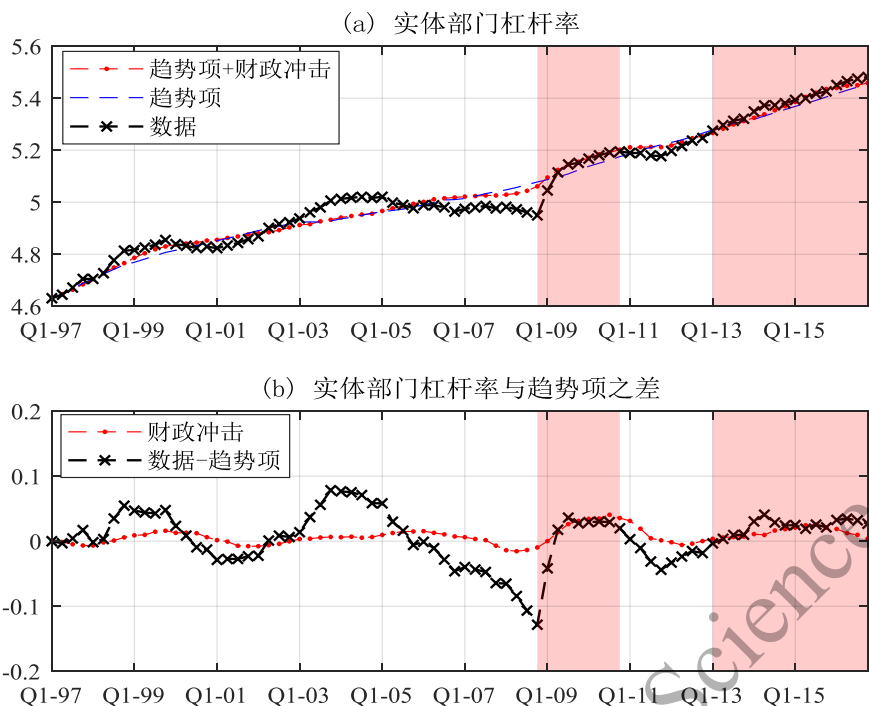


图 10 历史分解：实体部门杠杆率

注：图 9 中阴影区域分别表示 2008Q4-2010Q1 和 2013Q1-2016Q4。

六、结论和政策建议

本文基于国有企业投资指标并利用一项新的识别技术——NSRVAR 模型，从实证角度考察财政政策在稳定经济增长和推升宏观杠杆率方面的影响，结果发现：（1）积极财政政策具有较强的“稳增长”效应。在正向财政政策冲击下，非国有企业投资、产出和居民消费均出现显著上升。反事实模拟结果同时表明，积极财政政策在 2008-2010 年对实体经济率先复苏具有至少一半的贡献。（2）积极财政政策同时会导致国有部门大幅加杠杆，但对非国有部门名义债务仅产生轻微挤出效应，最终导致宏观杠杆率显著上升，并且消费者价格水平的下降在短期内作为重要的传导机制对宏观杠杆率波动具有较强解释能力。（3）在样本期间，实体部门杠杆率存在明显的趋势，而“新常态”以来，实体部门杠杆率明显向上偏离其趋势项，表明近年来中国宏观杠杆率确实偏高的问题。然而，财政政策在整个样本期间对宏观杠杆率与其趋势的偏离度贡献明显较小。此外，本文还发现，传统的政府预算投资指标会明显高估财政政策“稳增长”和对宏观杠杆率的推升效应。

本文实证结果的政策意义包括：（1）“新常态”以来，实际经济增长率低于趋势项，在经济下行压力明显加大的背景下，要重视积极财政政策对私人部门支出的拉动效应，不必过分担忧其对宏观杠杆率的推升效应。（2）积极财政政策的一个“副作用”是会导致消费者价格水平下降，这对加杠杆的国有部门而言是一个不小的成本，可通过适度调低利率的方式一方面降低国有部门融资成本，另一方面稳住价格水平。

参考文献

- 郭长林. 被遗忘的总供给: 财政政策扩张一定会导致通货膨胀吗? [J]. 经济研究, 2016(2):30-41.
- 郭庆旺, 贾俊雪. 财政投资的经济增长效应: 实证分析[J]. 财贸经济(4):40-47.
- 纪敏, 严宝玉, 李宏瑾. 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, 2017,(02):15-29.
- 李建军, 张书瑶. 税收负担、财政补贴与企业杠杆率[J]. 财政研究, 2018, No.423(05):88-100.
- 刘贵生, 高士成. 我国财政支出调控效果的实证分析——基于财政政策与货币政策综合分析的视角[J]. 金融研究, 2013(3):58-72.
- 吕炜, 高帅雄, 周潮. 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, 2016, (8): 5-22.
- 田磊, 杨子晖. “双赤字”还是“双重分叉”? ——开放经济环境下中国积极财政政策冲击效应研究[J]. 经济学(季刊), 2019(4) Vol.18, No. 3 :877-896.
- 王朝才, 汪超, 曾令涛. 财政政策、企业性质与资本结构动态调整——基于 A 股上市公司的实证研究[J]. 财政研究, 2016(9):52-63.
- 王国静, 田国强. 政府支出乘数[J]. 经济研究, 2014(9):4-19.
- 王立勇, 徐晓莉. 纳入企业异质性与金融摩擦特征的政府支出乘数研究[J]. 经济研究, 2018,(8): 100-115.
- 王宇伟, 盛天翔, 周耿. 宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率[J]. 金融研究, 2018,(1):36-52.
- 张开, 龚六堂. 开放经济下的财政支出乘数研究——基于包含投入产出结构 DSGE 模型的分析[J]. 管理世界, 2018, 34(6):24-41.
- 张晓晶, 常欣, 刘磊. 结构性去杠杆: 进程、逻辑与前景——中国去杠杆 2017 年度报告[J]. 经济学动态, 2018, No.687(05):18-31.
- 周菲, 赵亮, 尹雷. 去杠杆的路径选择: 财政去杠杆还是金融去杠杆?—基于企业部门的分析[J]. 财政研究, 2019, 432(2):75-90.
- Antolín-Díaz J, Rubio-Ramírez J F. Narrative sign restrictions for SVARs[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(10): 2802-29.
- Aschauer, D. A., 1989, “Is public expenditure productive?”, *Journal of monetary economics*, Vol.23, 177-200.
- Auerbach, A. J., and Gorodnichenko, Y., 2012, “Measuring the output responses to fiscal policy”, *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.4, 1-27.
- Barro, R. J., and Redlick, C. J., 2011, “Macroeconomic effects from government purchases and taxes”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.126, 51-102.
- Baxter, M., and King, R. G., 1993, “Fiscal policy in general equilibrium”, *The American Economic Review*, Vol.83, 315-334.
- Blanchard, O., and Perotti, R., 2002, “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.117, 1329-1368.
- Chen K, Ren J, Zha T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3891-3936.
- Fisher, J. D., and Peters, R., 2010, “Using stock returns to identify government spending shocks”, *The Economic Journal*, Vol.120, 414-436.

Kilian L, Murphy D P. Why agnostic sign restrictions are not enough: understanding the dynamics of oil market VAR models[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10(5): 1166-1188.

Hall, R. E., 2009, "By how much does GDP rise if the government buys more output? (No. w15496)", National Bureau of Economic Research.

Higgins P C, Zha T. China's macroeconomic time series: Methods and implications[J]. Unpublished Manuscript, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2015.

Mian, Atif, Amir Sufi, and Emil Verner. "Household debt and business cycles worldwide." *The Quarterly Journal of Economics* 132.4 (2017): 1755-1817.

Mountford, A., and Uhlig, H., 2009, "What are the effects of fiscal policy shocks?", *Journal of applied econometrics*, Vol.24, 960-992.

Ramey, V. A., 2011, "Identifying government spending shocks: it's all in the timing", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.126, 1-50.

Ramey, Valerie A. "Ten years after the financial crisis: What have we learned from the renaissance in fiscal research?." *Journal of Economic Perspectives* 33.2 (2019): 89-114.

Ramey, V. A., and Zubairy, S., 2018, "Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from US historical data.", *Journal of Political Economy*, Vol.126, 850-901.

Romer, C., and Bernstein, J., 2009, "The job impact of the American recovery and reinvestment plan".

Schularick, Moritz, and Alan M. Taylor. "Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870-2008." *American Economic Review* 102.2 (2012): 1029-61.

Uhlig H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52(2): 381-419.

Wen Y, Wu J. Withstanding the Great Recession Like China[J]. *The Manchester School*, 2019, 87(2): 138-182.

附录

```
%% Code for Structural VAR %%

clear
clc

%% Reduced form Settings

% Data Location and Adjustments
datafile = 'data_quarterly_9217'; % 1992q1 - 2017q4 : FAIsoe,
FAIminusSOE, y, m2g, CPI, HHC,
lev_real, m2/gdp, faigovt

%含义：log(国有企业投资实际值), log(非国有企业投资实际值), log(实际GDP), m2
环比增速, log(CPI), log(居民消费实际值), log(实体部门杠杆率),
log(M2/GDP), log(政府预算投资实际值)

panelselect = [1 2 3 4 5 6 7 8]; % FAIsoe, FAIminusSOE, y,
m2g, CPI, HHC, lev_real, m2/gdp
% panelselect = [9 2 3 4 5 6 7 8]; % FAIGovt, FAIminusSOE,
y, m2g, CPI, HHC, lev_real, m2/gdp

startYear = 1997;
% startYear = 2006; % robust check

endYear = 2017;

% Model Specification

% constant = 0; % Add constant in VAR
constant = 1;
exog = []; % Specify Position of Exogenous
Variables (optional);

p = 1;
% p = 2; %robust check

h = 0; % Desired forecast horizon

%% Reduced Form Priors
```

```

prior_settings.prior_family = 'conjugate';
prior_settings.prior = 'flat';           % Select 'flat' or
'Minnesota'

% Additional Settings of the Minnesota Prior
% prior_settings.stationary = [];       % Select which variables
are a priori stationary
%
% prior_settings.hyperparameters.lambda = .2; % Tightness of the
Minnesota Prior;
% prior_settings.hyperparameters.alpha = 2; % Decay of the Minnesota
Prior;
% prior_settings.hyperparameters.psi = psi; % Scale of the Minnesota
Prior;
%
% prior_settings.NoCointegration = 1;   % Also known as Sum of
Coefficients (1=Yes,0=no)
% prior_settings.SingleUnitRoot = 1;   % Also known as Dummy
Initial Observation (1=Yes,0=no)
%
% prior_settings.hyperparameters.mu = 1; % Tightness of the No
Cointegration / Sum of Coefficients Prior
% prior_settings.hyperparameters.theta = 1; % Tightness of the Dummy
Initial Observation Priors

%% Structural Identification Settings

StructuralIdentification = 'Signs/Zeros'; % Chose 'None' or
'Signs/Zeros' or 'Choleski';
% StructuralIdentification = 'Choleski'; % Chose 'None' or
'Signs/Zeros' or 'Choleski';

agnostic = 'irfs'; % select: 'structural' or 'irfs';

```

```
%% 符号VAR设定:
```

```

SR{1} =
{'FaiSOE'      ,{'FAISOE'}      ,0, 1 }; %国有企

```

业投资冲击导致增加国有企业投资支出

```

%          SR{1} =
{'FaiGovt'      ,{'FAIGovt'}      ,0, 1 }; %政

```

府预算投资冲击导致增加国有企业投资支出

%% 施加事件约束条件

```

NSR{1} = {'FaiSOE','sign of
shock',datenum(1998,9,01),1}; % 国有企业投资冲击在1998年第3季度为正,即

```

积极财政政策。

```

NSR{2} = {'FaiSOE','sign of shock',datenum(2008,12,01),1};
NSR{3} =
{'FaiSOE','contribution',datenum(2008,12,01),datenum(2008,12,01),
'FAISOE',1,'weak'};
NSR{4} = {'FaiSOE','sign of shock',datenum(2009,3,01),1};
NSR{5} = {'FaiSOE','sign of shock',datenum(2009,6,01),1};
NSR{6} = {'FaiSOE','sign of shock',datenum(2009,9,01),1};

```

```

%          NSR{1} = {'FaiGovt','sign of
shock',datenum(1998,9,01),1}; %政府预算投资冲击在1998年第3季度为正,即

```

积极财政政策。

```

%          NSR{2} = {'FaiGovt','sign of
shock',datenum(2008,12,01),1};
%          NSR{3} =
{'FaiGovt','contribution',datenum(2008,12,01),datenum(2008,12,01)
,'FAISOE',1,'weak'};
%          NSR{4} = {'FaiGovt','sign of
shock',datenum(2009,3,01),1};
%          NSR{5} = {'FaiGovt','sign of
shock',datenum(2009,6,01),1};
%          NSR{6} = {'FaiGovt','sign of
shock',datenum(2009,9,01),1};

```

%% identify soe shock

```

% cumulateWhich = [1]; % Compute Cumulated IRFs for Plots
cumulateWhich = []; % Compute not Cumulated IRFs for Plots

```

```

%% Gibss Sampler Settings
numDesiredDraws = 20000;
BetaSigmaTries = 100;
Qs_per_BetaSigma = 100;
nRepsWeights = 15000;
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%
% End of Code that is Edited Frequently %
%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%

%rng(1)
rng('default')

% Run_SVAR_v1          % VAR模型右边不加入时间趋势项t

Run_SVAR_v1_lineartrend % VAR模型右边加入时间趋势项t

% Run_SVAR_v1_trend

[shock_l, shock_col] = size(panelselect);

%% Some Results

Plot_IRFs_newFigure

for i = 1:8
mean_shock_sr(:,i)=mean(squeeze(Draws_Shocks(:,i,:)),2); % mean
mean_shock_nsr(:,i)=mean(squeeze(Draws_Shocks_narrative(:,i,:)),2); % mean
median_shock_sr(:,i)=median(squeeze(Draws_Shocks(:,i,:)),2); % median
median_shock_nsr(:,i)=median(squeeze(Draws_Shocks_narrative(:,i,:),2)); % median
end

%% 历史分解：VAR方程右边有时间趋势项的codes

% whichVariable = 7; % 7 stands for logged 实体部门杠杆率
whichVariable = 3; % 3 stands for logged real gdp

```

```

% Compute HD's
startDate = [datenum(1997,6,01)]; % EXRATE SHOCK PERIODS
endDate = [datenum(2016,12,01)];

idxStart=find(ismember(dates,startDate));
idxEnd=find(ismember(dates,endDate));

startDate2 = [datenum(2009,3,1)];
endDate2 = [datenum(2016,12,1)];
idxStart2=find(ismember(dates,startDate2));
idxEnd2=find(ismember(dates,endDate2));

bands = [16,50,84];

Ytemp = y(idxStart-p:idxEnd,:);

Ta = length(Ytemp);
exoga = ones(Ta,constant);
% lintrend = [1:1:n]';
% exoga = [lintrend ones(n,constant)];

draws_HDs = nan(Ta-p+1,n,numSavedDraws);
draws_DCs = nan(Ta-p+1,1,numSavedDraws);
draws_HDs_narrative = nan(Ta-p+1,n,numSavedNarrative);
draws_DCs_narrative = nan(Ta-p+1,1,numSavedNarrative);
count = 1;

% parfor draw = 1:numSavedDraws
for draw = 1:numSavedDraws
%   for draw = 1:100
A0 = A0_save(:, :, draw);
% phi = Beta_save(constant+1:end, :, draw)';
phi = Beta_save(constant+2:end, :, draw)'; % if constant includes [1
t], then add 2
delta = constant.*Beta_save(2, :, draw)';
delta_lintrend = Beta_save(1, :, draw)'; % for linear time trend t
delta = [delta_lintrend delta];

% [~,~,dc,~,stochasticComponents] =
Get_SVAR_results_lineartrend(Ytemp,exoga,A0,delta(1:n),phi,p,0);
[~,~,dc,~,stochasticComponents] =
Get_SVAR_results_lineartrend(Ytemp,exoga,A0,delta(1:n,:),phi,p,0)
;

```

```

draws_HDs(:, :, draw) =
squeeze(stochasticComponents(whichVariable, 1:end, :));
draws_DCs(:, :, draw) = dc(p:end, whichVariable);

count = count+1;
end

% parfor for draw = 1:numSavedNarrative
for draw = 1:numSavedNarrative
A0 = A0_narrative(:, :, draw);
% phi = Beta_narrative(constant+1:end, :, draw)';
phi = Beta_narrative(constant+2:end, :, draw)'; % if constant includes
[1 t], then add 2
delta = constant.*Beta_narrative(2, :, draw)';
delta_lintrend = Beta_narrative(1, :, draw)'; % for linear time
trend t
delta = [delta_lintrend delta];

% [~,~,dc,~,stochasticComponents] =
Get_SVAR_results_lineartrend(Ytemp, exoga, A0, delta(1:n), phi, p, 0);
[~,~,dc,~,stochasticComponents] =
Get_SVAR_results_lineartrend(Ytemp, exoga, A0, delta(1:n, :), phi, p, 0)
;
draws_HDs_narrative(:, :, draw) =
squeeze(stochasticComponents(whichVariable, 1:end, :));
draws_DCs_narrative(:, :, draw) = dc(p:end, whichVariable);

count = count+1;
end

total =
mean(squeeze(sum(draws_HDs, 2)), 2) + mean(squeeze(draws_DCs), 2);
DC = mean(squeeze(draws_DCs), 2);

total_narrative =
mean(squeeze(sum(draws_HDs_narrative, 2)), 2) + mean(squeeze(draws_DC
s_narrative), 2);
DC_narrative = mean(squeeze(draws_DCs_narrative), 2);

%% for lev_real
if whichVariable == 7
f = figure;
numticks = 8;

```

```

% numticks = 1;
ymin = -25;
ygap = 25;
ymax = 100;
clf
figSize = [6 3.8];
set(f, 'PaperUnits', 'inches');
set(f, 'Units','inches');
set(f, 'PaperSize', figSize);
set(f, 'PaperPositionMode', 'auto');
set(f, 'Position', [0 0 figSize(1) figSize(2)])
ti = get(gca,'TightInset');
set(gca,'Position',[1.1*ti(1) 1.1*ti(2) 0.99*(1-ti(3)-ti(1))
0.99*(1-ti(4)-ti(2))]);
% set(gca,'Position',[1.2*ti(1) 1.1*ti(2) 0.95*(1-ti(3)-ti(1))
0.95*(1-ti(4)-ti(2))]);
subplot(2,1,1);

for jj = 1

    SCs_1 = squeeze(sum(draws_HDs(1:end,1,:),2)); % SC of only MP shock
    DCs_1 = squeeze(draws_DCs(1:end,1,:)); % DC of variable of interest

    SCs_2 = squeeze(sum(draws_HDs_narrative(1:end,1,:),2)); % SC of
only MP shock
    DCs_2 = squeeze(draws_DCs_narrative(1:end,1,:)); % DC of variable
of interest

    percentiles1 = prctile(SCs_1+DCs_1,bands,2);
    percentiles2 = prctile(SCs_2+DCs_2,bands,2);
    percentiles3 = prctile(DCs_1,bands,2);
    percentiles4 = prctile(DCs_2,bands,2);
    percentiles5 = prctile(SCs_1,bands,2);
    percentiles6 = prctile(SCs_2,bands,2);

    %
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles1,'b'
);
% hold on
%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles2,'r'
);
% hold on
plot(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles2(:,2),'--.r');

```

```

    hold on
%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles4,'r'
);
    plot(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles4(:,2),'--b');
    hold on

plot(dates(idxStart-1:idxEnd),total(1:end),'--xk','linewidth',1);
%   plot(dates(idxStart-1:idxEnd),mean(DCs_1,2),'r')
% plot([datenum(2008,12,1), datenum(2010,12,1)],ylim,'--k')
% text(datenum(2008,12,6),14,{'Volcker',
'reform'},'HorizontalAlignment','left')
hold on
idx = dates >= datenum(2008,12,1) & dates <= datenum(2010,12,1);
xi = dates(idx)';
yi = 5.6*ones(length(xi),1)';
fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 4.6
4.6],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none')
% yi = 2.4*ones(length(xi),1)';
% fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 1.4
1.4],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
hold on
idx = dates >= datenum(2013,3,1) & dates <= datenum(2016,12,1);
xi = dates(idx)';
yi = 5.6*ones(length(xi),1)';
fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 4.6
4.6],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
% yi = 2.4*ones(length(xi),1)';
% fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 1.4
1.4],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
hold off
ax = gca;
set(ax,'XTick',dates(idxStart-1:numticks:end))
% ax.XTickLabel =
{datestr(dates(idxStart-1:numticks:end),'mmm-yy')};
ax.XTickLabel = {datestr(dates(idxStart-1:numticks:end),'qq-yy')};
% set(ax,'YTick',ymin:ygap:ymax);
% ax.YTickLabel = {ymin:ygap:ymax};
xlim([dates(idxStart-1), dates(idxEnd)])
% ylim([ymin, ymax]);
box on
grid;

l2 = legend('趋势项+财政冲击','趋势项','数据');

```

```

set(l2,'Fontname', '宋体','FontSize',10)

set(gca, 'FontName', 'Times New Roman');

title('(a) 实体部门杠杆率','Fontname', '宋体','FontSize',12)

set(gca, 'FontSize', 10);
set(gca,'Layer','top')
end
end

%% %% for lev_real minus trend
%% if whichVariable == 7
%% f = figure;
%% numticks = 8;
%% % numticks = 1;
%% ymin = -25;
%% ygap = 25;
%% ymax = 100;
%% clf
%% figSize = [6 3.8];
%% set(f, 'PaperUnits', 'inches');
%% set(f, 'Units','inches');
%% set(f, 'PaperSize', figSize);
%% set(f, 'PaperPositionMode', 'auto');
%% set(f, 'Position', [0 0 figSize(1) figSize(2)])
%% ti = get(gca,'TightInset');
%% % set(gca,'Position',[1.1*ti(1) 1.1*ti(2) 0.99*(1-ti(3)-ti(1))
0.99*(1-ti(4)-ti(2))]');
%% set(gca,'Position',[1.2*ti(1) 1.1*ti(2) 0.95*(1-ti(3)-ti(1))
0.95*(1-ti(4)-ti(2))]');
subplot(2,1,2);

for jj = 1
    SCs_1 = squeeze(sum(draws_HDs(1:end,1,:),2)); % SC of only MP shock
    DCs_1 = squeeze(draws_DC(1:end,1,:)); % DC of variable of interest

    SCs_2 = squeeze(sum(draws_HDs_narrative(1:end,1,:),2)); % SC of
only MP shock
    DCs_2 = squeeze(draws_DC_narrative(1:end,1,:)); % DC of variable
of interest

    percentiles1 = prctile(SCs_1+DCs_1,bands,2);
    percentiles2 = prctile(SCs_2+DCs_2,bands,2);

```

```

percentiles3 = prctile(DCs_1,bands,2);
percentiles4 = prctile(DCs_2,bands,2);
percentiles5 = prctile(SCs_1,bands,2);
percentiles6 = prctile(SCs_2,bands,2);

%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles1,'b'
);
% hold on
%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles2,'r'
);
% hold on
plot(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles6(:,2),'--.r');
hold on
%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles4,'r'
);
% plot(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles4(:,2),'--b');
% hold on
plot(dates(idxStart-1:idxEnd),total(1:end) -
percentiles4(1:end,2),'--xk','linewidth',1);
% plot(dates(idxStart-1:idxEnd),mean(DCs_1,2),'r')
% plot([datenum(2008,12,1), datenum(2010,12,1)],ylim,'--k')
% text(datenum(2008,12,6),14,{'Volcker',
'reform'},'HorizontalAlignment','left')
hold on
idx = dates >= datenum(2008,12,1) & dates <= datenum(2010,12,1);
xi = dates(idx)';
yi = 0.2*ones(length(xi),1)';
fill([xi xi(end) xi(1)],[yi -0.2
-0.2],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none')
% yi = 2.4*ones(length(xi),1)';
% fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 1.4
1.4],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
hold on
idx = dates >= datenum(2013,3,1) & dates <= datenum(2016,12,1);
xi = dates(idx)';
yi = 0.2*ones(length(xi),1)';
fill([xi xi(end) xi(1)],[yi -0.2
-0.2],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
% yi = 2.4*ones(length(xi),1)';
% fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 1.4
1.4],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real

```

```

hold off
ax = gca;
set(ax, 'XTick', dates(idxStart-1:numticks:end))
% ax.XTickLabel =
{datestr(dates(idxStart-1:numticks:end), 'mmm-yy')});
ax.XTickLabel = {datestr(dates(idxStart-1:numticks:end), 'qq-yy')});
% set(ax, 'YTick', ymin:ygap:ymax);
% ax.YTickLabel = {ymin:ygap:ymax};
xlim([dates(idxStart-1), dates(idxEnd)])
ylim([-0.2, 0.2]);
box on
grid;

l2 = legend('财政冲击', '数据-趋势项');

set(l2, 'Fontname', '宋体', 'FontSize', 10)
set(gca, 'FontName', 'Times New Roman');

title('(b) 实体部门杠杆率与趋势项之差', 'Fontname', '宋体',
'FontSize', 12)
set(gca, 'FontSize', 10);
set(gca, 'Layer', 'top')
end
% end

%% for output growth
if whichVariable == 3
f = figure;
numticks = 8;
% numticks = 1;
ymin = -25;
ygap = 25;
ymax = 100;
clf
figSize = [6 3.8];
set(f, 'PaperUnits', 'inches');
set(f, 'Units', 'inches');
set(f, 'PaperSize', figSize);
set(f, 'PaperPositionMode', 'auto');
set(f, 'Position', [0 0 figSize(1) figSize(2)])
ti = get(gca, 'TightInset');
% set(gca, 'Position', [1.1*ti(1) 1.1*ti(2) 0.99*(1-ti(3)-ti(1))
0.99*(1-ti(4)-ti(2))]);

```

```

set(gca,'Position',[1.2*ti(1) 1.1*ti(2) 0.95*(1-ti(3)-ti(1))
0.95*(1-ti(4)-ti(2))]);
% subplot(2,1,1);

for jj = 1

    SCs_1 = squeeze(sum(draws_HDs(1:end,1,:),2)); % SC of only MP shock
    DCs_1 = squeeze(draws_DCs(1:end,1,:)); % DC of variable of interest

    SCs_2 = squeeze(sum(draws_HDs_narrative(1:end,1,:),2)); % SC of
only MP shock
    DCs_2 = squeeze(draws_DCs_narrative(1:end,1,:)); % DC of variable
of interest

    percentiles1 = prctile(SCs_1+DCs_1,bands,2);
    percentiles2 = prctile(SCs_2+DCs_2,bands,2);
    percentiles3 = prctile(DCs_1,bands,2);
    percentiles4 = prctile(DCs_2,bands,2);
    percentiles5 = prctile(SCs_1,bands,2);
    percentiles6 = prctile(SCs_2,bands,2);

%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles1,'b'
);
% hold on
%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles2,'r'
);
% hold on
    plot(dates(idxStart-1+4:idxEnd),percentiles2(5:end,2) -
percentiles2(1:end-4,2),'--.r');
    hold on
%
plotConfidenceBandsBlue(dates(idxStart-1:idxEnd),percentiles4,'r'
);
    plot(dates(idxStart-1+4:idxEnd),percentiles4(5:end,2) -
percentiles4(1:end-4,2),'--b');
    hold on
    plot(dates(idxStart-1+4:idxEnd),total(5:end) -
total(1:end-4),'--xk','linewidth',1);
% plot(dates(idxStart-1:idxEnd),mean(DCs_1,2),'r')
% plot([datenum(2008,12,1), datenum(2010,12,1)],ylim,'--k')
% text(datenum(2008,12,6),14,{'Volcker',
'reform'},'HorizontalAlignment','left')

```

```

hold on
idx = dates >= datenum(2008,12,1) & dates <= datenum(2010,3,1);
xi = dates(idx)';
% yi = 5.6*ones(length(xi),1)';
% fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 4.6
4.6],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none')
yi = 0.2*ones(length(xi),1)';
fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 0.0
0.0],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
hold on
idx = dates >= datenum(2014,3,1) & dates <= datenum(2016,12,1);
xi = dates(idx)';
% yi = 5.6*ones(length(xi),1)';
% fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 4.6
4.6],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
yi = 0.2*ones(length(xi),1)';
fill([xi xi(end) xi(1)],[yi 0.0
0.0],'r','facealpha',.2,'edgecolor','none'); % for lev_real
hold off
ax = gca;
set(ax,'XTick',dates(idxStart-1+4:numticks:end))
% ax.XTickLabel =
{datestr(dates(idxStart-1:numticks:end),'mmm-yy')};
ax.XTickLabel =
{datestr(dates(idxStart-1+4:numticks:end),'qq-yy')};
% set(ax,'YTick',ymin:ygap:ymin);
% ax.YTickLabel = {ymin:ygap:ymin};
xlim([dates(idxStart-1+4), dates(idxEnd)])
ylim([0.04, 0.16]);
box on
grid;

l2 = legend('趋势项+财政冲击','趋势项','数据');

set(l2,'Fontname','宋体','FontSize',10)
set(gca,'FontName','Times New Roman');
% title('(a) gdp growth yoy','Fontname','宋体','FontSize',12)

set(gca,'FontSize',10);
set(gca,'Layer','top')
end
end

```

致谢

中国经济增速自 2010 年以来持续下滑,尤其在去年三季度,GDP 季度同比增速降到 6%,以余永定为首的经济学界围绕保“6”目标就财政政策是否应加力增效展开讨论。今年以来,受全球新冠疫情冲击的影响,一季度 GDP 同比增速负增长,国内学界展开了财政赤字货币化的大讨论。基于以上背景,我开始对中国的财政政策充满好奇,到底应该如何结合中国实际情况来全面评估中国的财政政策效果?通过搜集资料,了解中国的实际情况,我发现中国的国有企业在财政政策实施过程中其实发挥了重要作用。就此,我向杨柳勇教授请教,在老师的指点下经过半年多的努力,我完成了这篇国有企业投资视角下的中国财政政策效果再评估的研究。整篇文章是由我在杨柳勇教授指导下独立完成的,从收集数据阅读相关文献,到建立实证模型以及撰写整篇文章。在此,我要感谢杨柳勇教授在本课题研究过程中对我的无偿指导!感谢我的父母,在本文的研究与写作期间一直陪伴并支持鼓励着我!最后,我要对评审本文的老师们表示衷心的感谢和祝福!

杨柳勇教授简介:男,1964 年 3 月生,浙江桐乡人,现为浙江大学经济学院教授、博士生导师,浙江大学金融研究院副院长,融资租赁研究中心主任,兼任浙江省资本与企业发展研究会会长、浙江现代数字金融科技研究院院长等。1984 和 1987 年在浙江大学(原浙江农业大学)农业经济系获得学士和硕士学位,2002 年在浙江大学管理学院获得管理学农业经济管理专业博士学位。2004~2005 学年在韩国首尔国立大学做访问教授和博士后研究。主持省部级以上科研项目 10 项,出版的专著多部,发表论文数十篇,获得省部级以上奖励 4 项,其中第一完成人两项。主要研究方向为公司金融和资本市场、国际金融、科技金融和融资租赁等。