

财政支出预期冲击 ——来自金融市场的识别¹

田磊² 张少华³ 张佐敏⁴

摘 要 公众对财政政策的预期是否具有重要的宏观经济效应?为探究这一问题,本文首先分析了财政支出预期对宏观经济动态系统和SVAR设定的影响;接着,基于中国财政政策实践和股市运行特征,构造适合中国财政政策实践的财政政策预期变量;最后,建立SVAR模型,识别出财政支出预期冲击效应和未预期到的财政支出冲击效应。研究发现:(1)本文基于上证180基建指数季度简单超额收益率构造的财政支出预期变量,对政府投资支出和总财政支出具有良好的预测能力;财政支出预期冲击能够产生明显的宏观经济刺激效应。(2)不含财政政策预期变量的SVAR模型将不同程度地高估主要宏观经济变量的脉冲响应函数。(3)未预期到的政府投资并不拥有明显高于政府消费的支出乘数。本文最主要的边际学术贡献是构建了一个适用于中国数据的财政支出预期的代理变量。

关键词 财政支出预期;季度简单超额收益率;SVAR;财政支出乘数

0 引言

2014年以来,中国宏观经济政策的总基调一直是“积极的财政政策和稳健的货币政策”,与此同时,中央决策层多次强调“要注重引导社会预期”,“要用稳定的宏观经济政策稳定社会预期”。决策层的经济政策指导思想传递出两条

1 本文研究受国家自然科学基金常规面上项目“中国企业和城市规模分布异化的政策根源、形成机制与效率评估”(批准号72073038)和“中国的‘中部迷失’问题:典型事实、形成机理及宏观后果”(批准号71673253)的资助、广州市宣传文化人才培养专项经费资助、浙江省2011协同创新中心(数据科学与大数据分析协同创新中心)的资助。

2 田磊,浙江财经大学财政税务学院副教授,E-mail:tl19381@aliyun.com。

3 张少华(通讯作者),广州大学经济与统计学院教授,E-mail:ahua1688@126.com。

4 张佐敏,海南大学经济学院副教授,E-mail:zuominzhang@126.com。

重要信息:财政政策是宏观经济保持平稳增长的主力政策工具;企业和公众对宏观经济政策的预期是“加强预期管理”的重要内容。在此政策背景下,学术界首先需要认真分析几个问题:(1)企业和公众对“财政政策预期”是否具有重要的宏观经济效应,或者说“财政政策预期”在中国的财政政策操作中究竟有多重要?该问题的回答有助于论证“加强宏观经济政策预期管理”的合理性,有助于强调中央决策层“要注重引导社会预期”的前瞻性。(2)积极的财政政策在何种意义上可称之为“积极”?是否纳入“财政政策预期”变量会增强积极财政政策的效果?因此必须在传统的量化分析模型中引入“财政政策预期”变量来总体考虑积极财政政策的效果,而对该问题的回答有助于为“积极财政政策的提质增效”提供有价值的学理信息。

现实中,经济活动决策者(agents)对未来财政政策具有预期能力,公众可以通过观察和学习过去的财政政策实践预期未来的财政政策,而预期会影响公众和企业的消费和投资行为,从而对实体经济产生显著影响。更具体而言,政府大幅增加高速铁路投资的预期会刺激钢铁基建相关行业的公司扩大产能规模。大规模财政刺激计划需要宽松信贷的支持,政府推出财政刺激计划的预期将衍生出对宽松信贷的预期,由此影响公众的投资和消费决策,进而影响宏观经济运行。

理论上,基于对现实的观察和理解,经济学家已经将“财政政策预期”引入到宏观经济周期模型中。在理性预期设定下,Beaudry and Portier(2004,2007)、Jaimovich and Rebelo(2009)和 Schmitt-Grohé and Uribe(2012)等的代表性研究将 Pigou(1927)的思想运用到新古典周期模型中,将企业和公众对结构冲击的预期直接引入到结构冲击的动态变化方程中,由此使外生的预期冲击过程进入到企业和居民的决策方程中。吴化斌等(2011)、庄子罐等(2012)、郭长林(2016)等利用该思路研究了“财政政策预期”的宏观经济效应。Evans et al.(2009)、Hollmayr and Matthes(2015)等文献则在适应性学习(adaptive learning)设定下考察了财政政策预期对宏观经济波动的影响,该类做法的关键是通过设定一定形式的学习规则使预期形成内生化的。可见,理论方面,经济学家也注意到“财政政策预期”的重要性,并且将“财政政策预期”引入理论模型。

相比于理论建模技术的简洁性和结论的可预测性,经济学家对“财政政策预期”的实证研究却遭遇到一个重大挑战,即“财政政策预期”变量的构造。当前学术界主要利用“叙事法”构造“财政政策预期”序列。“叙事法”需要具体的财政政策实践,只有少数发达国家拥有时间长度足够、内容详细的财政政策记录资料,已有的“财政政策预期”序列主要是基于欧美发达国家的财政政策实践构造的,在这其中,Ramey and Shapiro(1998)利用“叙事法”构造的“war-dates”财政支出预期序列具有广泛影响力。然而,Fisher and Peters(2010)认为“叙事

法”存在“观测值少”、“主观选择取1的时期”、“需要假设财政支出被完全预期”等不足。Fisher and Peters(2010)提出了一种新的构造财政支出预期的方法。基于股价变动能够反映未来预期的认知,该文利用美国主要军工企业股价的超额收益率作为财政支出预期的代理变量,这样构造的逻辑是,军工企业的主营收入来自国防合同,当市场预期军工企业将获得大的国防合同时,军工企业股票的超额收益率上扬,因此,主要军工企业股票的超额收益率是一个不错的国防支出预期变量。

上述分析表明,实证分析中国“财政政策预期”的宏观经济效应的首要问题,就是需要基于中国的财政政策实践来构造出“财政政策预期”变量。由于不能得到准确可信的连续国防支出数据,并且改革开放以来中国基本没有发生对外战争,因此本文不能像 Ramey and Shapiro(1998)、Fisher and Peters(2010)那样构建国防支出预期序列。但是我们可以借鉴 Fisher and Peters(2010)的思路,结合中国财政政策实践来构造符合中国国情的“财政政策预期”变量。在中国,大规模基础设施投资是财政政策的主要内容,同时也是中国财政政策区别于国外财政政策的关键特征,而基础设施投资具有较好的可预期性,因此我们可以尝试找到好的基础设施投资的预期变量,用该变量作为“财政政策预期”的代理变量^①。与此同时,股票价格是一个比较理想的反映预期的代理变量。根据金融市场理论,市场会迅速地将最新的消息反映到资产价格上,Chan(2003)、Vega(2006)、Boudoukh et al.(2013)的等实证研究发现了显著的“新闻效应”,股票价格会对宏观经济政策新闻、行业新闻和公司个体新闻等公开消息和内幕消息做出及时反应。联想到中国股市具有明显的“消息市”和“政策市”特征,股票价格对“概念”具有高度敏感性,而这些“概念”本质上是一种预期,因此,股价变动有可能是度量预期的一个理想指标。进一步可以观察到,基础设施类概念股对“铁公基”投资的相关消息具有高度敏感性,政府大规模启动“铁公基”投资项目的消息与基础设施类概念股的价格变动具有密切的关联性^②。我们可以借鉴 Fisher and Peters(2010)的思路,尝试利用基础设施类概念股的股价变动作为“财政政策预期”的代理变量。

总之,为了能够有效研究中国“财政政策预期”的宏观经济效应,本文采取如下研究策略:(1)在借鉴 Leeper et al.(2013)、Mertens and Ravn(2010)做法的

① 如贾俊雪和郭庆旺(2012)、李永友(2012)等论述,增加财政支出,特别是增加生产性财政支出,是我国积极财政政策的主要内容,因此,本文将财政政策聚焦于财政支出政策,将对税收政策宏观经济效应的考察放在未来的研究中(但本文在稳健性分析部分考察了财政收入的影响)。除非有专门说明,本文不对“财政政策”和“财政支出政策”进行严格区分。

② 这里的“铁公基”是指铁路、公路、机场、水利等重大基础设施建设。基础设施类概念股指的是能够直接从“铁公基”投资中受益的股票,著名的股票信息平台,比如 Wind、同花顺和各主要券商的交易软件都列示了基础设施类概念股。

基础上,我们利用一个可解析的、考虑政府投资生产性的简单新古典模型来分析“财政支出预期”对经济变量的动态变化和SVAR设定的影响。本文将表明:“财政支出预期”影响了经济变量的动态变化路径;未包含预期变量的SVAR模型不能一致地估计财政支出冲击产生的脉冲响应函数。(2)基于中国财政政策实践和股市运行特征,构造适合中国财政政策实践的“财政政策预期”变量。本文主要借鉴Fisher and Peters(2010)的思路,基于中国股市实际,利用基建行业主题指数“基建180”作为股票价格标的,计算出它的季度简单超额收益率序列,然后生成标示基建股指相对于上证综指是否上涨的虚拟变量序列(即在某一个季度内,简单超额收益率的值大于0,虚拟变量序列的值取1,否则取0),作为“财政支出预期”的代理变量。进一步利用Ramey(2011)的统计检验来检验虚拟变量序列是否是“财政支出预期”的良好代理变量。(3)在SVAR框架中量化财政政策冲击的宏观经济效应,其中财政政策冲击分为财政政策预期冲击和未预期到的财政政策冲击两类。本文将建立一个6变量SVAR模型,包括财政支出、实际产出、企业投资、居民消费、货币供给量和表示财政支出预期的虚拟变量序列,并且利用乔列斯基分解识别法识别SVAR模型。考虑到样本长度有限,本文选择贝叶斯方法估计VAR模型(Giannone et al., 2015)。(4)基于Mountford and Uhlig(2009)提出的现值乘数法计算出未预期到的财政支出乘数,在此基础上比较政府投资和政府消费的支出乘数。(5)最后,为检验基准实证结果的稳健性,本文分别做了改变内生变量顺序、将企业投资替换为政府收入变量、改变基建股指度量指标三个稳健性分析,检验其是否影响本文主要结论。

本文的主要发现可总结为:构造的虚拟变量序列对财政支出变动具有良好的预测能力;总体上,公众对财政支出增加的预期对宏观经济具有比较明显的正向刺激作用;在识别财政支出冲击时,不含预期变量的SVAR模型将不同程度地高估主要宏观经济变量的脉冲响应函数;未预期到的政府投资冲击产生的支出乘数并不明显大于政府消费对应的支出乘数。

本文的边际学术贡献主要体现在:基于中国财政政策实践和中国股市信息,构造中国财政支出预期变量,表明其具有良好的财政支出变动预测能力。在此基础上,本文发现未预期到的政府投资并不拥有明显强于政府消费的宏观经济刺激能力,由此凸显了增强财政政策可预期程度的重要性。

余文的结构安排如下:第1部分是文献综述,说明本文对已有研究的边际贡献。第2部分呈现一个简单的新古典经济周期模型,理论分析财政政策预期对宏观经济系统和SVAR分析的影响。第3部分介绍财政支出预期的代理变量,包括代理变量的选择、季度简单超额收益率序列的计算和虚拟变量序列的构建、代理变量相关性检验。第4部分为实证分析部分,包括:基准脉冲响应结果、财政支出乘数的计算和稳健性检验。第5部分为结论和建议。

1 文献综述

本文将“量化财政政策预期的宏观经济效应”的文献分为三大类,一类文献利用经济周期模型研究财政政策预期的宏观经济效应,属于理论探讨。另一类文献利用SVAR模型实证分析财政政策预期的影响,属于实证分析。第三类文献则利用经济周期模型和SVAR模型之间的对应关系考察财政政策预期的影响,属于理论研究和实证分析的对比。

1.1 基于经济周期模型的研究

自从Beaudry and Portier(2004)首次在新古典经济周期模型中成功地实现预期冲击下主要宏观经济变量出现同向变动现象,一批在经济周期模型框架中量化预期冲击宏观经济波动效应的文献相继出现,尽管大部分文献的研究对象是技术预期,但也有一部分文献关注财政政策预期。Schmitt-Grohé and Uribe(2012)认为基于SVAR的实证研究无法准确地识别出预期冲击,进而不能准确地量化预期冲击对宏观经济波动的解释份额,为此,该文采用基于经济周期模型的全信息识别方法识别预期冲击。在借鉴Jaimovich and Rebelo(2009)设定基础上,该文建立了一个包含四种真实摩擦的RBC模型,模型经济有7种结构冲击驱动经济周期,每种结构冲击由预期冲击部分和未预期到的冲击部分组成。研究发现:平均意义上,预期冲击可以解释50%以上的经济波动,其中财政支出预期冲击可以解释大约6%的实际产出波动。吴化斌等(2011)、庄子罐等(2012)借鉴Beaudry and Portier(2004)、Schmitt-Grohé and Uribe(2012)的做法,直接将公众对财政政策的预期引入到财政政策变量的动态变化方程中,然后在一般均衡环境中量化财政政策预期对宏观经济波动的影响。

上述文献均是在理性预期设定下外生地引入公众预期,与此不同,Evans et al.(2009)、Hollmayr and Matthes(2015)、许志伟等(2015)等文献认为在适应性学习设定下,利用学习规则刻画公众预期的做法能更好地刻画现实,他们发现,相比于理性预期设定,适应性学习设定能够产生与实证分析更一致的结果。

经济周期模型方法不需要实际的财政政策预期数据,如果理论模型设定能够较好地刻画真实的宏观经济运行,该方法就能够比较准确地量化财政政策预期的影响,然而,模型误设并不是容易克服的缺点,特别是研究对象为发展中经济体时。因此,一部分研究者选择实证分析财政政策预期的宏观经济波动效应。

1.2 基于SVAR实证分析框架的研究

以美国和欧盟的财政政策实践为研究对象,英文主流文献对财政政策的宏观经济效应进行了深入细致的研究,而财政政策预期就是其中的一个关键问题。Blanchard and Perotti(2002)的“制度信息法”和Ramey and Shapiro(1998)、Ramey(2011)的“叙事法”是应用最广泛的两种财政政策冲击识别方法,这两种方法的关键差异就在于是否在SVAR模型中加入财政政策预期变量。为了识别外生于经济状态的财政支出预期冲击,Ramey and Shapiro(1998)将目光投向国防支出,他们认为国防支出增加是源于独立于美国经济的国际事务,比如朝鲜战争和越南战争。通过逐条阅读*Business Week*刊登的与国防支出相关的文章,他们率先利用“叙事法”构造了被称为“war-dates”的虚拟变量序列,当国防支出大幅增加的预期出现时,“war-dates”的值取1,在其他时期则取0,并认为该序列具有不可预测性和外生于美国宏观经济基本面的性质,从而可以更准确地检验新古典理论模型关于财政政策冲击的理论预测。Burnside et al. (2004)等文献将“war-dates”序列嵌入SVAR模型并将其排在第一位,然后利用乔列斯基识别法识别结构冲击,这种加入了预期序列的SVAR模型被Perotti(2011)称为“EVAR”(Expectational VARs)。此类文献发现,未预期到的财政支出冲击发生后,实际消费和工资水平下降,此结果与新古典经济周期模型(Baxter and King, 1993)的理论预测一致。Ramey(2011)不但延长了Ramey and Shapiro(1998)的“war-dates”虚拟变量序列,还利用著名的专家预测序列(Survey of Professional Forecasters)表示财政支出预期,然后利用政府支出实际增长率与专家预期增长率的差值构造未预期到的财政支出冲击序列。

而采用“制度信息法”的文献,包括Blanchard and Perotti(2002)、Fatás and Mihov(2001)等,发现正向财政支出冲击导致实际消费和工资水平上升,此结果符合新凯恩斯模型的理论预测。Ramey(2011)进一步探讨了两种识别方法产生实证结果差异的原因,发现“制度信息法”识别出的财政支出冲击可以被“叙事法”的财政支出冲击预测到,如果恰当地考虑了预期,两种方法就得到了相同的结果。Perotti(2011)也探讨了两种识别方法产生差异实证结果的原因,但他发现是样本数据和财政支出变量的差异,而非预期,造成的实证结果差异。可以看出,国际学术界已充分认识到预期在评估财政政策效果过程中的重要影响并对此进行了深入的研究,但具体到如何处理预期还未达成一致意见。

财政政策一直是中国政府调控宏观经济的主要工具,但国内外学者对中国财政政策宏观经济效应的量化研究还不够全面深入,扎实规范的实证研究不多,更少有文献在实证分析时考虑“财政政策预期”问题。根据王文甫等(2015)的梳理,金融危机后英文主流文献掀起量化估计财政政策宏观经济效应

的研究热潮,提出了许多实证策略,特别是在SVAR框架内提出了许多新的财政政策冲击识别方法,但国内文献并没有及时跟踪和发展这些新方法,从而导致量化财政政策效果的学术进展不能匹配中国的财政政策实践。新近国内文献中,李永友(2012)利用Blanchard and Perotti(2002)方法考察了市场主体信心对财政政策效果的影响,但该文的SVAR模型中只有4个内生变量,很容易遭受“信息不充分”问题。刘金全等(2014)、王文甫等(2015)、田磊和杨子晖(2019)利用Mountford and Uhlig(2009)的符号约束识别策略研究了中国的财政政策效果。由于他们的SVAR模型包含了10个内生变量,这些内生变量有可能包含公众的预期信息,从而使SVAR模型免于遭受“信息不充分”问题(Caldara and Kamps,2012;Forni and Gambetti,2014),但由于未包含财政支出预期变量,从而不能识别财政支出预期冲击。

1.3 基于经济周期模型和SVAR设定之间的对应关系的研究

Leeper et al. (2013)和Mertens and Ravn(2010)更深入地分析了“财政政策预期”给SVAR分析带来的影响。Leeper et al. (2013)利用一个具有解析解的简约RBC模型证明,当公众拥有对税收政策的预期而计量经济学家又无法观测到这些预期时,就会导致计量经济学家的信息集小于公众的信息集,由于SVAR模型进行结构冲击分析的前提条件是计量经济学家的信息集不小于公众的信息集,由此导致未包含税收政策预期信息的SVAR模型不能一致地估计出脉冲响应函数。Mertens and Ravn(2010)则利用类似的方法证明:当研究目的只是估计未预期到的财政支出冲击时,不包含财政支出预期信息的SVAR模型也可以得到相对精确的脉冲响应结果,但前提条件是预期到的财政支出变动占总体财政支出变动的比例不高。综合上述两文的研究结果可以发现:如果利用SVAR识别预期到的财政政策冲击(财政支出政策或税收政策)和未预期到的财政政策冲击,就必须将财政政策预期变量加入SVAR模型中,同时需要利用基于理论模型的推导结果设定具体的识别约束条件。

总的来说,尽管英文主流文献已从理论和实证两方面对财政政策预期进行了比较深入的研究,但国内外几乎还没有实证分析中国财政政策预期冲击宏观经济效应的研究。本文将基于中国财政政策实践实证分析财政支出冲击的宏观经济波动效应。在研究过程中,本文在财政支出预期的代理变量的构建方面实现学术创新。

2 一个考虑政府投资的可解析例子

Leeper et al. (2013)和Mertens and Ravn(2010)利用一个简单的可解析新

古典模型分析了财政支出预期对经济变量的动态变化过程和SVAR分析的影响,本文也借鉴这一思路。与他们考虑政府消费的做法不同,本文将考虑政府投资,允许公共资本存量进入企业生产函数,以刻画中国的财政支出偏向生产性政府投资的经验事实^①。此部分将表明:(1)财政支出预期影响了经济变量的动态变化路径;(2)未包含预期变量的SVAR模型不能一致地估计财政支出冲击产生的脉冲响应函数。

2.1 预期对经济变量动态路径的影响

经济中存在家庭、企业和政府三个部门。代表性家庭做消费和投资决策,并且每期向企业提供一单位劳动(劳动供给无弹性),通过最优化每期的消费和投资,代表性家庭实现一生的预期效用最大化。企业利用公共资本、私人资本和劳动生产产品。每期的产出用于消费、投资和政府投资,政府部门利用税收为政府投资融资,每期实现预算平衡^②。

我们将经济决策者对政府投资的预期引入动态方程。不失一般性,我们假设私人资本和公共资本的折旧率 δ 为1。用 $\hat{k}_{gt}$ 表示政府投资在 t 时期相对于稳态的偏离,那么有

$$\hat{k}_{gt} = \rho_{kg} \hat{k}_{gt-1} + e_{0,t}^{kg} + e_{q,t-q}^{kg} + \chi_{kg} \hat{a}_t \quad (1)$$

上式中, $e_{0,t}^{kg}$ 表示未预期到的在 t 期发生的政府投资冲击, $e_{q,t-q}^{kg}$ 表示公众在 $t-q$ 期预期的第 t 期的政府投资变动值(q 是大于等于1的整数),也就是政府投资变动预期,上式的突出特点是第 t 期的政府投资冲击由两部分组成,一部分是向前 q 步的政府投资预期,一部分是未预期到的在当期发生的政府投资冲击,向前 q 期的预期意味着在第 t 期公众关于政府投资变量的信息集为 $e_t^{kg} = [e_{0,t}^{kg}, e_{q,t-q}^{kg}, e_{q,t-q+1}^{kg}, \dots, e_{q,t}^{kg}]$ 。

由于模型经济只有技术和政府投资两种外生冲击,式(1)的设定意味着我们可以设定私人资本存量 $\hat{k}_t$ 的动态变化方程为,

$$\hat{k}_t = \varphi_a \hat{a}_t + \varphi_k \hat{k}_{t-1} + \varphi_{kg} \hat{k}_{gt-1} + \varphi_{kg0,0} e_{0,t}^{kg} + \sum_{i=0}^q \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i}^{kg} \quad (2)$$

上式的显著特征是:对未来政府投资的预期影响到现在的私人资本存量,也就是说,公众在优化决策第 t 期的资本存量时利用了对政府投资的前向预期,这一点反映到公式上就是

$\sum_{i=0}^q \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i}^{kg}$ 的出现。我们还可以得到产出的动态变化

① 具体的模型设定和详细推导过程请参见附录。感谢审稿专家为我们指出“考虑政府投资的必要性”。

② 由于政府消费不进入居民效用函数,是否包括政府消费不会对理论结果产生重要影响。为推导方便,此处我们仅考虑政府投资。

方程:

$$\hat{y}_t = \varphi_k \hat{y}_{t-1} + \hat{a}_t + (\alpha_2 \varphi_a - \varphi_k) \hat{a}_{t-1} + \alpha_1 \hat{k}_{gt-1} + (\alpha_2 \varphi_{kg} - \varphi_k \alpha_1) \hat{k}_{gt-2} + \alpha_2 \varphi_{kg0,0} e_{0,t-1}^{kg} + \sum_{i=0}^q \alpha_2 \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i-1}^{kg} \quad (3)$$

其中, α_1 是私人资本的产出弹性, α_2 是公共资本的产出弹性。式(3)同样表明政府投资预期能够直接影响实际产出的波动。

2.2 预期对 SVAR 设定和识别的影响

此部分以资本存量 $\hat{k}_t$ 对财政支出冲击的脉冲响应进行说明。首先,我们写出式(1)、(2)对应的 SVAR 设定(不失一般性,为简单起见我们假设 $q=1$)

$$\begin{pmatrix} \hat{k}_{gt} \\ \hat{k}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_{kg} & 0 \\ \varphi_{kg} & \varphi_k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{k}_{gt-1} \\ \hat{k}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & \chi_{kg} \\ \varphi_{kg0,0} & \varphi_a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{0,t}^{kg} \\ \hat{a}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \varphi_{kg1,0} & \varphi_{kg1,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t-1}^{kg} \\ e_{1,t}^{kg} \end{pmatrix} \quad (4)$$

上式中, $\varphi_{kg0,0}$ 就是私人资本存量 $\hat{k}_t$ 对未预期到的政府投资冲击的当期反应。式(4)对应的简约式 VAR 模型是:

$$\begin{pmatrix} \hat{k}_{gt} \\ \hat{k}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_{kg} & 0 \\ \varphi_{kg} & \varphi_k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{k}_{gt-1} \\ \hat{k}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^{kg} \\ u_t^a \end{pmatrix} \quad (5)$$

其中, $u_t^{kg} = e_{0,t}^{kg} + \chi_{kg} \hat{a}_t + e_{1,t-1}^{kg}$, $u_t^a = \varphi_{kg0,0} e_{0,t}^{kg} + \varphi_a \hat{a}_t + \varphi_{kg1,0} e_{1,t-1}^{kg} + \varphi_{kg1,1} e_{1,t}^{kg}$ 。要得到 $\varphi_{kg1,1}$ 的一致估计量,我们首先估计式(5)表示的 VAR(1)模型,得到残差向量的估计值

$\begin{pmatrix} \tilde{u}_t^{kg} \\ \tilde{u}_t^a \end{pmatrix}$, 然后用 $\tilde{u}_t^{kg}$ 对 $e_{1,t-1}^{kg}$ 做回归得到残差项 $\tilde{u}_t^{u,kg}$, 我们就可以利用 $\tilde{u}_t^a$ 对

$\tilde{u}_t^{u,kg}, e_{1,t}^{kg}$ 进行回归, 得到 $\varphi_{kg1,1}$ 的一致估计量。

在 SVAR 系统不含预期变量的情况下, 要想得到 $\varphi_{kg0,0}$ 的一致估计量, 需要施加两个假设: ①政府投资的变化是不可预期的, 也就是说, 式(4)中不出现 $e_{1,t-1}^{kg}$ 和 $e_{1,t}^{kg}$; ② $\chi_{kg}=0$, 即财政支出不对技术冲击做当期反应, 上述两个假设恰好就是 Blanchard and Perotti (2002) 识别财政支出冲击的假设。

Blanchard and Perotti (2002) 识别法的第一个假设明显不符合实际情形。如前言部分论述, 公众对财政支出具有预测能力, 特别是在中国, 公众可以比较容易地从政府工作报告、项目审批公告等渠道获取未来财政支出的相关信息, 在这种情况下, 在不包含预期变量的 SVAR 模型中, 利用 Blanchard and Perotti (2002) 方法识别财政支出冲击将不能一致地估计出脉冲响应函数。因为, 如果没有预期变量数据, 系统(5)中的 $\hat{k}_t$ 方程将遭受缺失变量造成的偏误, φ_{kg} 将被低估, 由此造成 $\tilde{u}_t^a$ 中含有系数为正的 $\hat{k}_{t-1}$ 项; 接着, 当利用 $\tilde{u}_t^a$ 对 $\tilde{u}_t^{u,kg}$ 进行回归时, $\tilde{u}_t^{u,kg}$ 相当于 $e_{0,t}^{kg}$ 的代理变量, 测量误差是 $e_{1,t-1}^{kg}$, 两步回归共同造成 $\varphi_{kg0,0}$ 被

高估,我们可以用同样的步骤证明,当 $\hat{k}_t$ 换为 $\hat{y}_t$ 时, $\varphi_{kg0,0}$ 也会被高估。上述分析表明:如果SVAR模型中不含预期变量,企业投资、实际产出和居民消费的脉冲响应函数将不同程度的被高估。

要得到 $\varphi_{kg0,0}$ 的一致估计量,我们需要采用如下方法识别系统(5)。首先,需要假设财政支出不受技术冲击的当期影响,即继续采用Blanchard and Perotti (2002)识别法的第二个假设:在一个季度内,政府当局来不及实施相机抉择的财政支出政策来平滑实际产出波动;其次,将财政支出预期变量加入SVAR模型。根据Fisher and Peters (2010)、Ramey (2011)的研究,财政支出预期变量既可以放在SVAR系统中的第一位又可以放在最后一位。考虑到下文是基于基建股指收益率构建的预期变量,我们就在基准设定中将预期变量放在最后一位,而在稳健性分析中将预期变量放在第一位。

需要说明的是,根据Caldara and Kamps (2012)的理论推导,系统(5)的内生变量个数可以增加,这一识别策略依然可以一致地估计出未预期到的财政支出冲击和财政支出预期冲击产生的脉冲响应函数。综上所述,要处理预期的影响,相比较对财政支出冲击施加不合理的识别假设——财政支出不能被预期,寻找财政支出预期的恰当代理变量加入到SVAR模型中可能是一个更好的选择。

3 中国财政支出预期变量的构造和检验

在这一部分,首先基于中国财政政策实践选择财政支出预期的代理变量,其次介绍代理变量序列的构建,最后是代理变量相关性检验。

3.1 财政支出预期变量的构造

国务院政府工作报告大致勾勒出了中国财政政策的操作实践。从2001年到2016年,中国政府根据宏观经济调控需要分别实施了积极和稳健的财政政策。在朱镕基总理主政期间(1999年至2003年),为实施扩大内需的政策目标,政府增发国债以筹集建设资金,投资于基础设施和技术改造升级工程。温家宝总理主政时期(2004年至2013年),为遏制固定资产投资过快增长和通胀抬头,中央政府在2003—2007年实施了稳健财政政策,减小基础设施建设规模。2008年次贷危机爆发以后,为防止经济增速过快下滑,中央政府又启动了以“四万亿计划”为标志的大规模财政刺激计划,基础设施投资再次成为“重头戏”。李克强总理主政时期(2014年至今),2014年至2016年,继续实施以扩大财政支出为主要内容的积极财政政策,而从2017年至今,减税降费成为积极财政政策的主要内容。图1清晰地呈现了上述财政政策实践对应的动态变化路径,下

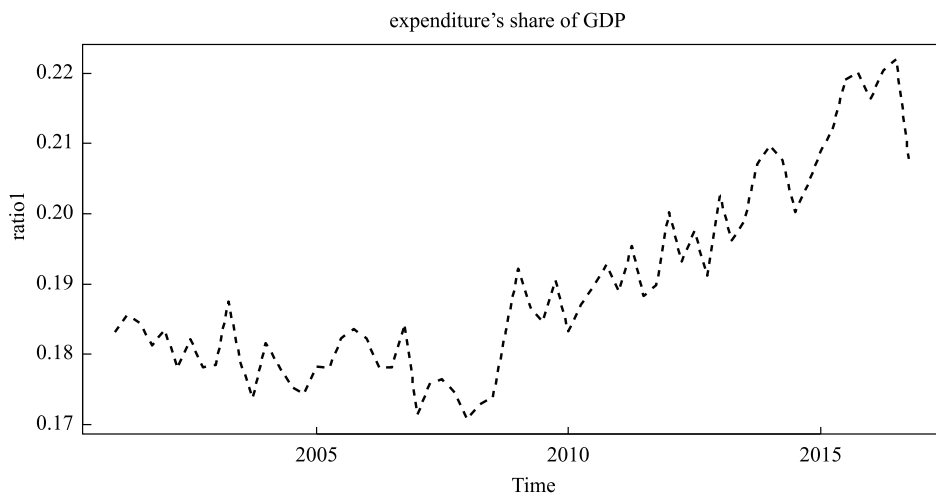


图1 政府支出占GDP比例

说明:政府支出由政府消费和政府资本形成组成。政府消费、政府资本形成和GDP均是名义值,数据来自中国宏观经济序列(Chang et al., 2016;数据更新时间是2018年7月)

文实证分析也将样本区间选定为2000Q1至2016Q4。

中国财政政策实践表现出两个突出特点:(1)财政政策具有较好的可预见性。政府工作报告和其他政府公告文件(比如中央经济工作会议)会定调下一年的财政政策大方向,公众可以通过阅读这些政府文件获取未来的财政政策信息,形成财政政策预期。(2)基础设施建设是积极财政政策的主要内容,而基础设施项目从批复立项到开工建设需要一段准备时间,这段时间为“财政政策预期”影响经济提供了前提条件。

基于上述财政政策实践特征,并借鉴Fisher and Peters (2010)、Ramey (2011)的思路,本文尝试从基建类股指的变动中提取反映财政支出预期的信息,来构造适合中国财政政策实践的财政支出预期变量。但是,对于中国股票市场,构造合适的能够反映财政支出预期的股价变动统计量并不容易。长期以来,中国的股票价格走势与宏观经济基本面存在明显的背离,人们普遍认为股市运行状况与宏观经济形势关系微弱。然而,这并不意味着我们不能从股价变动和“消息冲击”之间的关系中挖掘出有用的信息^①。基于中国股市实际,本文利用基建行业的主题指数“180基建”作为股票价格标的,计算出它的季度简单超额收益率序列,然后生成标示基建股指相对于上证综指是否上涨的虚拟变量序列(即在某一个季度内,简单超额收益率的值大于0,虚拟变量序列的值取1,否则取0)。本文利用Ramey(2011)的统计检验表明,虚拟变量序列是财政支出

^① Gertler and Karadi(2015)利用资产价格变动提取货币政策冲击的做法被许多文献借鉴。

预期的良好代理变量,且检验结果具有较强的稳健性。具体而言,本文按以下步骤构造代理变量。

首先,好的代理变量应尽可能地与解释变量相关,与扰动项弱相关,以此为标准,上证180基建指数要优于单一公司股票。众所周知,中国股票市场投机氛围浓厚,单一股票的价格受到多方面因素影响,波动幅度大。具体来说,单一基建类股票的价格变化除了受到基建投资预期的影响,还容易受到公司个体因素影响,这些个体因素包括:公司市值、公司主营业务^①、公司经营管理水平、机构投资者的持股结构以及“庄家”的操作手法等,这些因素导致单一公司股价波动幅度大,与财政支出预期相关性薄弱,不宜作为财政支出预期的代理变量,因此我们就不能直接采用Fisher and Peters(2010)的选择代表性公司股票价格的做法。与之相对比,上证180基建指数的走势不易受到单一公司因素的影响,能最大限度地反映与基建投资相关的信息。上证180基建指数(代码:000025.SH)是由上证180成分指数衍生出的主题指数,它的样本股都是规模大、流动性好、行业代表性强的基础设施类股票。

其次,中国股票市场存在明显的“羊群效应”和“同涨同跌”现象(程希明等,2004;许年行等,2011),主题指数经常受到市场整体价格走势的影响^②。为了有效减弱“监管政策”、“交易制度安排”、“市场情绪”等全局因素的影响,本文计算出上证180基建指数的超额收益率序列,即利用上证180基建指数的简单收益率减去上证综合指数的简单收益率。相比普通收益率,超额收益率可以有效地去除非基础设施投资预期因素的影响,增强代理变量与财政支出预期的相关性。然后,本文将时间频率选定为季度,即求出上证180基建指数的季度简单超额收益率,这样做即与已有的财政政策文献保持一致,还可以有效地消除基建指数的过度反应。过度反应一般不会超过一个季度就会被纠正过来(Barber and Odean, 2013),很难想象由20余只成分股组成的基建主题指数的过度反应能够持续一个季度。

最后,为更准确地契合样本期内中国主要实施积极财政支出政策这一经济事实,借鉴Ramey(2011)的做法,以基建股指季度简单超额收益率序列为基础,生成标示股指上涨的虚拟变量序列,也就是说,当收益率数值大于0时,虚拟变量序列值取1,当收益率数值小于等于0时,虚拟变量序列值取0。选择0~1虚拟变量序列而不用季度简单超额收益率序列的原因还在于:前者更符合中国股

① 尽管都是基础设施投资概念股,但公司之间的主营业务存在比较大的差异,政府增加铁路建设投资,高速公路上市公司的股票反应就不大可能强烈,政府出台“海绵城市”计划,只会刺激地下管廊公司的股票价格,因此,利用单一公司的股票价格不具有好的代表性。

② 基建180指数时常受到大盘走势的影响,比如有发生的由监管政策造成的“千股跌停”现象,另一方面,在大牛市期间主题指数的走势在很大程度上也是受到大盘走势的影响。

市的实际运行特征。大量的财经新闻报道或证券分析报告有如下逻辑:“受基础设施投资即将增加的预期的影响,基建股上涨”,也就是说,有关积极财政支出政策的正向消息冲击导致基建股指上涨,反过来,基建股指上涨常常反映了市场对政府投资增加的预期,这就是利用标示基建股指上涨的虚拟变量序列作为政府投资预期代理变量的基本逻辑。进一步分析,样本期内中国股市基本没有做空机制,投资者主要在股价的持续上涨中获利,这一运行特征导致市场容易对好消息反应过度,造成股价虚高,而股价需要从高位下跌一定幅度后才有再次上涨的空间。这一过程意味着:利用基建股指收益率本身不易准确反映财政支出预期,股价下跌过程也不能够较好地反映对财政支出变动的负向预期,而只标示基建股指在一个季度内是否上涨的虚拟变量序列则可以相对准确地预期政府投资变动。我们的统计检验也表明虚拟变量序列具有最好的预测能力。

3.2 上证 180 基建主题指数的延长

由于上证 180 基建主题指数的官方数据最早公布于 2005 年第一季度,我们需要补充测算 2000 年第一季度至 2004 年第四季度的数据。

按照上证 180 基建指数的编制方法,我们选择 14 只 2005 年以前上市的基建类股票作为成分股^①,然后以每只股票的流通市值作为权重,编制 2000Q1 至 2004Q4 时间段的基建指数。接着,基于两段基建 180 指数计算 2000Q2 至 2016Q4 时间段的季度简单超额收益率序列。需要说明的是,计算季度简单超额收益率的所有数据都来自 Wind 数据终端。

3.3 财政支出预期变量的检验

作为财政支出预期的代理变量,标示基建股指上涨的虚拟变量序列应具有财政支出变动的预测能力,为此,借鉴 Fisher and Peters(2010)和 Ramey(2011)的检验步骤,本文需要检验虚拟变量序列是否对财政支出变动具有预测能力。其中,财政支出分别由政府投资变动序列和总的财政支出变动序列表示。

借鉴 Fisher and Peters(2010)和 Ramey(2011)的做法,我们设定如下的多元线性回归模型检验虚拟变量序列对财政支出变量的预测能力。

$$\text{expe}_t = \alpha_1 \text{dum}_{t-1} + \alpha_1 \text{dum}_{t-1} + \alpha_1 \text{dum}_{t-1} + \alpha_1 \text{dum}_{t-1} + u_t \quad (6)$$

如式(6)所示,我们首先利用虚拟变量序列的滞后项对财政支出序列进行

^① 十四只基建类股票的名称分别为:“粤高速 A”、“山东路桥”、“甘肃电投”、“海南高速”、“赣能股份”、“中南建设”、“福建高速”、“葛洲坝”、“重庆路桥”、“岷江水电”、“赣粤高速”、“宁沪高速”、“中铁二局”和“隧道股份”,其中最晚上市日期为中铁二局的 2001 年 5 月 28 日。

回归,通过分析式(6)的 R^2 和 F 统计量,说明虚拟变量序列对财政支出的预测能力,进而表明在SVAR模型中加入财政支出预期变量的必要性。

如表1所示,标示基建股指上涨的虚拟变量序列对总财政支出和政府投资表现出了比较强的预测能力^①。首先,在上证180基建指数虚拟变量序列对政府总支出的回归方程中, R^2 值为0.41。与之相对比,Fisher and Peters(2010)构造的财政支出预期序列对应的最大 R^2 值为0.21,而Ramsey(2011)构造的“War-Date”虚拟变量序列的最大 R^2 值是0.26(况且它们均是对国防支出变动进行解释时取得的),均明显小于此处的结果。如Ramey(2011)所述,好的代理变量对应的 F 统计量要大于10,此处的结果也表明虚拟变量序列是财政支出预期的合适代理变量。其次,与经济逻辑相一致,上证180基建指数虚拟变量序列对政府投资拥有更强的预测能力。当财政支出序列为政府投资时, R^2 值为0.48, F 统计量的值也增大为13.37。最后,作为一种稳健性检验,表1也呈现了基建工程指数对应的估计结果,同样表明本文构建的虚拟变量序列对财政支出变量具有良好的预测能力。

表1 虚拟变量序列对财政支出变动的预测能力

上证180基建指数	R^2	F 统计量(i)
政府总支出	0.41	10.35
政府投资	0.48	13.37
基建工程指数	R^2	F 统计量(i)
政府总支出	0.37	8.56
政府投资	0.51	15.48

注:①表1上半部分是上证180基建指数计算出的虚拟变量序列对应的回归结果,下半部分是基建工程指数(由深圳证券交易所编制)计算出的虚拟变量序列对应的回归结果;② F 统计量(i)是虚拟变量序列作为解释变量时得到的结果。

上述分析表明:我们可以利用基于基建股指季度简单超额收益率的虚拟变量序列作为财政支出预期的代理变量,但这样做的合理性还需要脉冲响应分析的进一步验证。

4 中国财政支出预期的冲击效应：实证分析

本部分呈现实证分析结果。首先介绍基准SVAR设定,然后呈现相应的脉冲响应结果。为比较未预期到的财政支出冲击和预期财政支出冲击对实际产

① Fisher and Peters(2010)正文的“Table 2”呈现了相关的预测能力检验结果,具体页码是424-426。

出的刺激能力,本文利用 Mountford and Uhlig (2009)提出的现值乘数法计算两种冲击的财政支出乘数。最后,我们做了“改变内生变量顺序”、“是否加入财政收入变量”、“利用基建工程指数的虚拟变量序列”等三个稳健性检验。

4.1 设定 SVAR 模型

根据理论模型的解析解,SVAR 的内生变量应该包括财政支出、实际产出、居民投资、居民消费和财政支出预期的代理变量。与此同时,在中国的宏观经济政策实践中,宏观经济调控的目标和主基调是由决策层统一制定的。财政政策、货币政策和其他调控政策都要服从于和服务于这个总目标。审视样本期内的宏观经济政策实践可以发现,积极财政政策往往都有宽松货币政策的配合,而在理论上,Woodford(2011)证明货币政策状态是影响财政政策宏观经济效果的关键因素,基于上述因素,我们将代表货币政策变量的 M2 引入 SVAR 模型中。至此,我们建立了一个 6 变量 SVAR 模型,相应的变量表示为 $\{expe_t, gdp_t, inv_t, con_t, M2_t, expectation_t\}$,即财政支出、实际产出、企业投资、居民消费、货币供给量和表示财政支出预期的虚拟变量序列,如上文论述,我们利用乔列斯基分解识别法识别 SVAR 模型。

与 Ravn et al. (2012)、Ilzetzki et al. (2013)的做法一致,本文并没有在基准 SVAR 模型中加入财政收入变量,这样做主要是基于以下考虑:第一,样本期内,中国积极财政政策是以扩大财政支出为主要内容的,减税(包括减少行政事业性收费)的力度弱,持续性差。第二,“财政预算软约束”是中国财政平衡的一个突出特征(方红生和张军,2009;陈志勇和陈思霞,2014),各级人民政府在进行财政政策决策时不易受到财政收入的掣肘。本文的样本数据长度只有 67 个季度(2000Q2—2016Q4),在不改变主要结果的前提下,适当控制 SVAR 规模可以得到更精确的脉冲响应结果。

财政支出、实际产出、居民投资、居民消费和货币供给量的样本数据均来自查涛、张春的研究组编制的中国宏观经济序列^①。与美国的国民收入与产出账户(NIPA)一致,该经济序列包括 GDP、投资、消费、价格等近 50 个核心宏观经济变量。下面我们详细说明每一个变量的样本数据。

财政支出变量由实际政府消费和实际政府投资构成,其中实际政府消费由名义政府消费(“Nominal GovtC”)除以 CPI 序列(“CPI”)得到。实际政府投资变量由名义政府资本形成序列(“NominalGovt GFCF”)除以固定资产投资价格指数(“FAIPrice Index”)得到。实际 GDP 序列直接采用“logrealGDP_nipa”序

^① 该数据集可在美联储亚特兰大分行网页 <https://www.frbatlanta.org/cqer/research/china-macroeconomy.aspx> 下载,里面有指标构建说明,更新频率等详细信息。

列。企业投资等于名义企业资本形成除以固定资产投资价格指数,名义企业资本形成等于总资本形成(“NominalGCF”)减去政府资本形成(“NominalGovtGFCF”),再减去个人资本形成(“NominalHHGFCF”)。居民消费序列直接采用“logrealHHC”序列,M2序列直接来自“logM2”序列。

与理论模型设定相对应,我们首先对财政支出预期之外的所有变量进行人均处理,即得到单位资本财政支出、单位资本GDP等(per capital government spending and GDP)。进一步地,我们对虚拟变量序列以外的所有变量取对数一阶差分,而虚拟变量序列直接进入VAR模型(吴化斌等,2011)。

与Ramey(2011)、Fisher and Peters(2010)采用OLS或MLE估计VAR模型不同,本文的样本数据长度只有67个季度,为了得到更准确的估计结果,我们选择利用贝叶斯方法估计VAR模型(Giannone et al.,2015)。滞后阶数 $q=2$ 。

4.2 实证结果分析

实证结果包括三部分内容:(1)呈现财政支出预期冲击的脉冲响应结果;(2)分析是否加入财政支出预期变量对脉冲响应结果的影响;(3)计算出财政支出乘数并与已有文献做对比分析。

4.2.1 财政支出预期冲击的脉冲响应结果

本部分首先呈现财政支出预期冲击产生的脉冲响应结果,接着分析SVAR模型是否包含财政支出预期变量对脉冲响应结果的影响。

此处我们有必要先解释清楚财政支出预期冲击和未预期到的财政支出冲击的经济含义和计量含义。从时间维度看,预期冲击对应的是未来将要实现但当期还未实现的冲击,财政支出冲击指的是当期就实现的冲击,但人们在事前没有预期到它会发生(也可以称作实际冲击)。对应于包含财政支出预期变量的SVAR模型,虚拟变量序列方程对应的结构冲击是财政支出预期冲击,而财政支出变量方程对应的结构冲击是财政支出冲击。

1) 财政支出预期冲击

图2呈现了一个标准差的正向财政支出预期冲击产生的脉冲响应结果,其中,图2(a)中表示财政支出的经济变量是政府投资,图2(b)中的财政支出变量由财政总支出表示。图中上、下两条间断线分别是脉冲响应函数的16%、84%分位线,实线是50%分位线。总体上,6个变量的脉冲响应函数都具有良好的统计显著性,脉冲响应值具有较强的持续性。

先看政府投资作为财政支出变量时的情形。(1)实际财政支出变量呈现统计显著的正向反应,脉冲响应值在冲击发生一个季度后达到最高点,这一结果再一次说明标示基建股指上涨的虚拟变量序列对财政支出变动具有较好的预

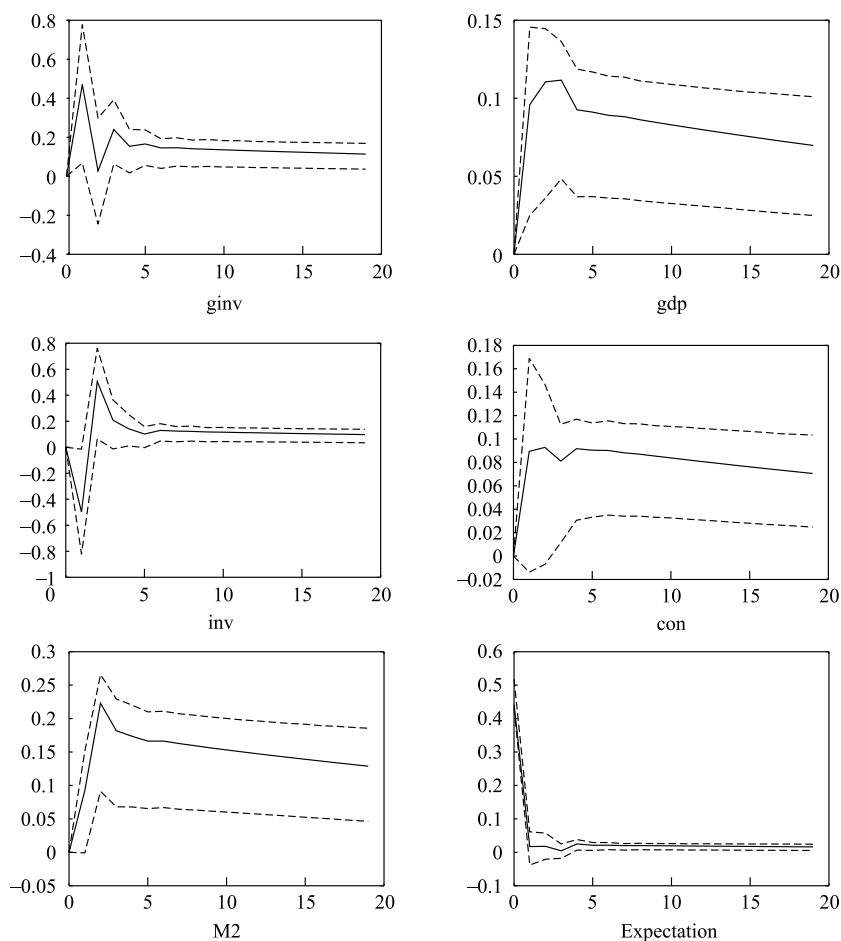


图 2(a) 财政支出预期冲击——政府投资

注:图 2(a)的内生变量向量为 $\{Ginv_t, gdp_t, inv_t, con_t, M2_t, Expectation_t\}$,除虚拟变量序列外,各变量均是以一阶差分形式进入 VAR 模型的,其中 Expectation 表示虚拟变量序列,GINV 表示政府投资

测能力。(2)实际 GDP 呈现正向反应,脉冲响应值在冲击发生后的第三或第四个季度到达最高点,之后出现了一个缓慢的趋向稳态线的收敛衰减过程。从理论上分析,在冲击发生初期,私人资本存量还未发生明显增加,但资本利用率可以上升(Jaimovich and Rebelo, 2009)。在现实中,一旦厂商预期财政支出增加,会提前增大产能。(3)居民消费在冲击初期以较大概率呈现正向反应,随后则完全呈现正向反应。面临财政支出预期冲击,代表性居民会预期将来收入增加,为平滑消费,居民会增加当期消费,此为收入效应。另一方面,未来政府支出增加意味着未来税收增加,产生负向财富效应,由此抑制当期消费^①。在样本

^① 考虑到我国经济发展现实,负向财富效应在我国应该是很弱的。

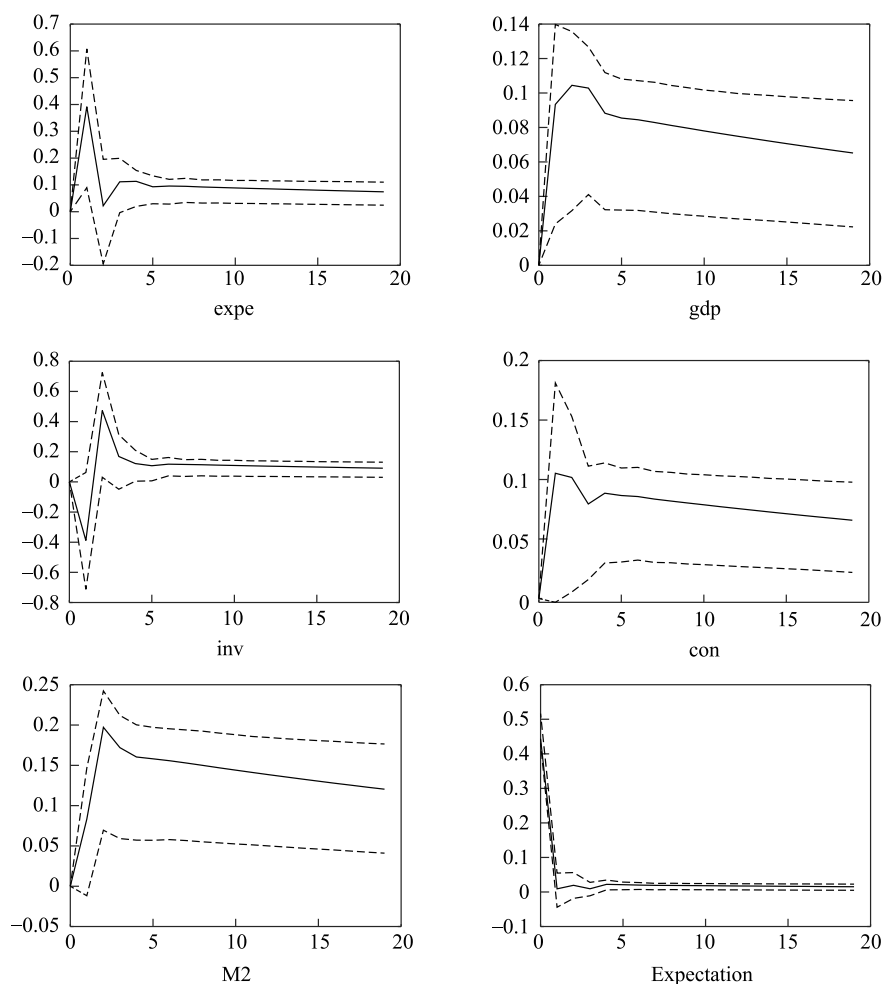


图 2(b) 财政支出预期冲击——财政总支出

注:在图 2(b)中,expe 表示财政总支出

期内,中国的财政支出以生产性政府投资为主,居民普遍预期财政支出增加会有效刺激经济,由此导致收入效应往往强于财富效应,最后表现为居民消费在冲击发生初期以较大的概率呈现正向反应。(4)代表流动性水平的 M2 呈现了高度显著的正向反应,这一结果显示了中国宏观经济政策实践的一个显著特征:积极财政政策会得到宽松流动性的支持(《国务院政府工作报告》(2001—2015))。

对比图 2(b)和图 2(a)可以发现,除了具体数值上的微小差别外,脉冲响应结果与政府投资情形下的结果非常类似。

2) 两种 SVAR 设定的脉冲响应结果比较

如前文论述,是否加入财政政策预期变量是以 Blanchard and Perotti(2002)

为代表的SVAR设定和以Ramey(2011)为代表的SVAR设定的关键区别。借鉴Ramey(2011)、Fisher and Peters(2010)、Mertens and Ravn(2010)的做法,此处我们对比加入财政支出预期变量的SVAR设定(EVAR模型)和未加入财政支出预期变量的SVAR设定(传统SVAR模型)产生的脉冲响应结果。

图3呈现的脉冲响应比较结果表明:未包含财政支出预期变量的SVAR模型不同程度地高估了实际产出、企业投资、居民消费和M2的脉冲响应函数。这一结果验证了论文第三部分的理论推导,同时也与Ramey(2008)、Leeper et al.

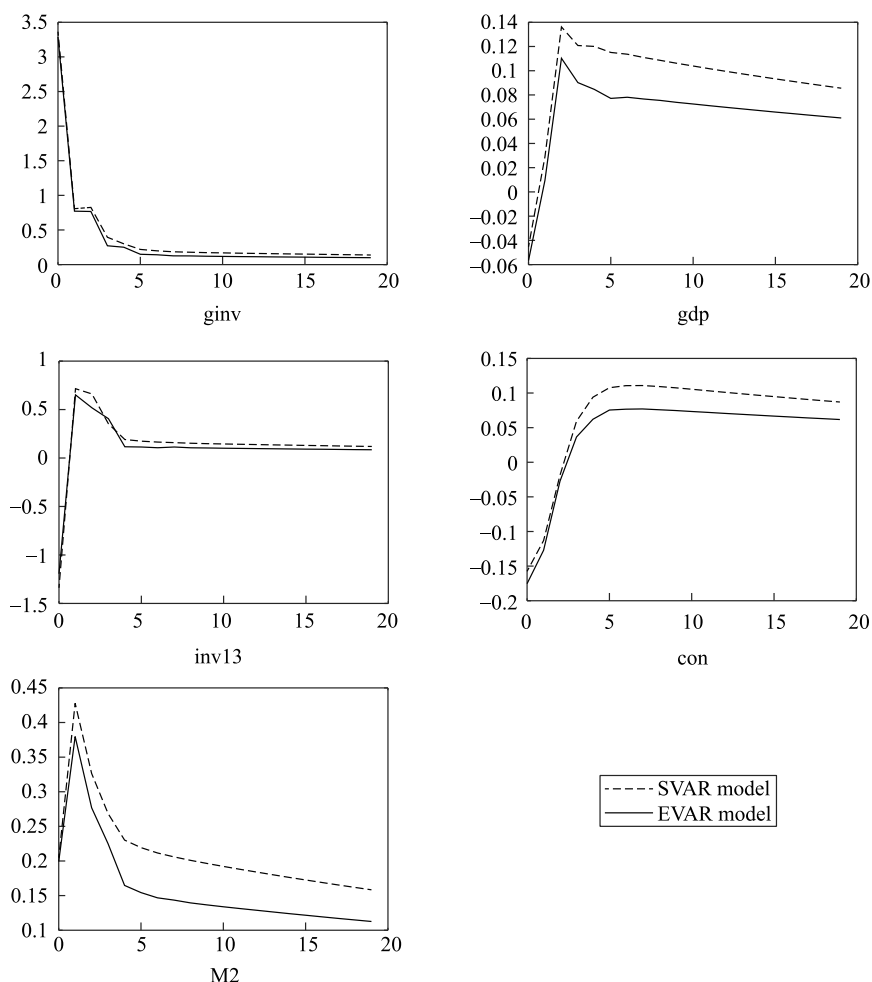


图3(a) 两种SVAR设定的脉冲响应结果比较——政府投资

注:上图呈现的是包含预期变量的SVAR模型(EVAR模型)与不包含预期变量的SVAR模型的脉冲响应结果的比较。其中,EVAR模型的内生变量为 $\{Ginv_t, gdp_t, inv_t, con_t, M2_t, Expectation_t\}$,不包含预期变量的SVAR模型的内生变量为 $\{Ginv_t, gdp_t, inv_t, con_t, m2_t\}$ 。比较对象是财政支出冲击产生的脉冲响应函数

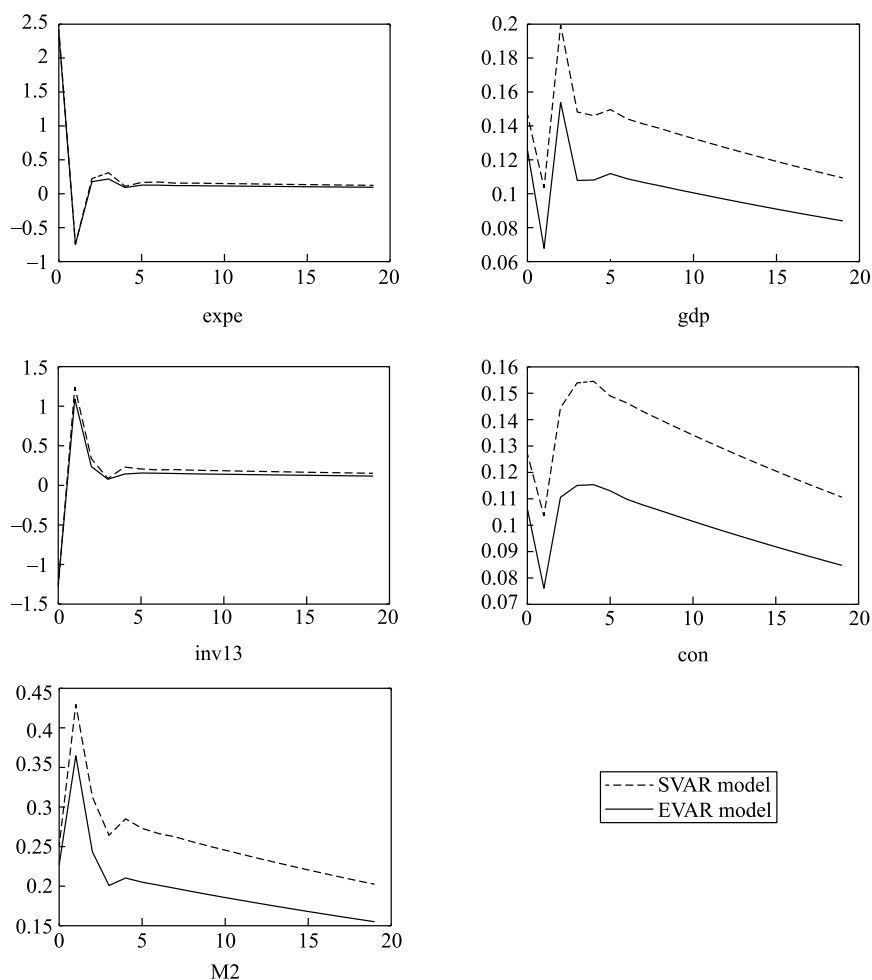


图 3(b) 两种 SVAR 设定的脉冲响应结果比较——财政总支出

(2013)利用美国数据得到的结论相一致。根据 2.2 部分的理论推导,SVAR 模型中的内生变量个数越少,所含的预期信息越少,不包含预期变量的 SVAR 模型因信息缺失造成的估计偏误越大,因此,Leeper et al. (2013)发现 Blanchard and Perotti(2002)的 3 变量(政府净收入、政府支出和实际产出)基准 SVAR 模型造成了更大的估计偏误,本文同样发现,两变量{政府支出、实际产出}SVAR 模型造成的估计偏误更严重。

上述基准脉冲响应结果可总结为:(1)当正向财政支出预期冲击发生后,实际财政支出变量呈现统计显著的正向反应,说明标示基建股指上涨的虚拟变量序列对财政支出变动具有较好的预测能力。(2)公众对财政支出增加的预期对宏观经济具有比较明显的正向刺激作用。(3)在识别财政支出冲击时,不含预

期变量的SVAR模型将不同程度的高估主要宏观经济变量的脉冲响应函数。

4.2.2 财政支出乘数

财政支出乘数是否大于1一直是学术研究者 and 政策制定者关注的重要问题,财政支出乘数大于1意味着积极财政政策能够有效刺激经济增长。已有国内文献利用SVAR和DSGE两大宏观经济定量研究工具进行了大量的研究,但目前还未得到被广泛接受的估计范围,且还少有文献考虑财政政策预期的影响。

根据Ramey(2016)的论述,财政乘数计算方法对最终结果具有重要影响。目前主要有两种方法,一种是Blanchard and Perotti(2002)提出的方法,即利用实际产出脉冲响应函数的最大值除以财政支出在冲击发生当期的脉冲响应值。另一种是Mountford and Uhlig(2009)提出的现值乘数法。Fisher and Peters(2010)、Ramey(2016)认为Blanchard and Perotti(2002)的方法只适合比较脉冲响应函数的强度,不适合计算财政支出乘数,因此本文只给出现值乘数法的结果。由于是一阶差分后的数据,本文需要对Mountford and Uhlig(2009)的公式进行适当的修改:

$$PVM_k = \frac{\sum_{j=0}^k \left(\sum_{j=0}^j y_j \right) / (1+i)^j}{\sum_{j=0}^k \left(\sum_{j=0}^j f_j \right) / (1+i)^j} \times \left(\frac{f}{y} \right) \quad (7)$$

其中, PVM_k 表示期限长度为 k 期的现值乘数, y_j 和 f_j 分别为实际产出与财政支出的第 j 期的脉冲响应值, i 为样本期的平均利率, $\frac{f}{y}$ 表示样本期内财政支出占GDP的平均份额。

表2给出了财政支出冲击的现值乘数^①。未预期到的政府投资拥有与总财政支出相差无几的现值乘数,冲击发生5年后,政府投资的现值乘数为2.24,总财政支出的现值乘数为2.11。这一结果明显不同于已有文献的结果(王国静和田国强,2014)。

我们基于经济现实和已有文献的量化结果论证表2结果的合理性:(1)经济现实角度。在中国,很多重大的基础设施建设项目都会在“五年规划”、“政府

^① 本文也计算出了预期冲击的现值乘数,但发现这一数值并不稳健。这是因为,预期冲击本身的大小难以量化,但正向的财政支出预期冲击发生后,财政支出和实际产出均会增加,因此我们同样可以利用总产出变化的现值除以财政支出变化的现值得到现值乘数。然而,预期冲击的乘数值会受到模型设定的明显影响,比如,变化SVAR模型的滞后阶数、变化内生变量的顺序,都会引起现值乘数的明显变化。与之作对比,未预期到的财政支出的乘数值表现得非常稳健。出于严谨性考虑,此处我们就不报告预期冲击的乘数。但是,需要说明的是,我们得到的政府投资预期冲击乘数的最小值也明显大于未预期到的政府投资乘数。

工作报告”等规划性指导文件中提前列示,而从项目可行性研究到开工建设的这段时间里,经济决策者可以通过多种渠道得到这些政府投资项目的确切信息,也就是说,许多重大的政府投资项目都可以被经济决策者提前预期到,而这些项目通常具有较强的经济增长效应。与之相对应,未预期到的政府投资一般是为了应对自然灾害或其他突发情况而做出的相机抉择性的投资项目,这些项目相比政府消费方面的支出并不具有明显的生产促进作用,因此也就没有那么强的产出刺激能力。(2)与已有文献结果进行对比分析。已有文献对中国积极财政政策乘数进行了多次测算,为了与本文结果进行比较,我们将近年来几篇重要文献的量化方法、样本数据和量化结果总结于表 2。可以发现:本文得到的政府投资乘数是所有文献中的最低值。造成这一结果的可能原因是,已有文献在识别财政支出冲击时未考虑预期的影响,导致识别出的结构冲击是财政支出冲击和财政支出预期冲击的混合物,而财政支出预期的乘数又明显大于财政支出的乘数,因此导致已有文献的估计结果明显大于本文的估计结果。

表 2 财政支出乘数比较

文献	样本数据	研究方法	政府投资乘数	政府消费乘数
王国静和田国强(2014)	1992Q1—2011Q4	DSGE	6.11	0.79
林桐和王文甫(2017)	1997Y—2014Y	SVAR	3.01	1.46
王立勇和徐晓莉(2018)	1992Q1—2015Q4	DSGE	4.12	0.27
张开和龚六堂(2018)	1997Q1—2014Q4	DSGE	3.98	1.73
本文	2000Q2—2016Q4	SVAR	2.24	2.11

注:①表格中呈现的是冲击发生 5 年后的乘数,即长期乘数;②张开和龚六堂(2018)计算的是开放经济环境下的乘数,其余文献均是封闭经济环境下的测算。

4.3 稳健性检验

为检验基准实证结果的稳健性,我们分别做了如下三方面检验:(1)变换内生变量的顺序;(2)考虑政府收入的影响;(3)改变基建股指度量指标,用基于基建工程指数的虚拟变量序列替代基建 180 指数生成的虚拟变量序列,检验其是否影响主要结论。

4.3.1 改变 SVAR 模型的内生变量顺序

在基准设定下,SVAR 模型的内生变量顺序为{财政支出、实际产出、居民投资、居民消费、M2、财政支出预期变量}。在乔列斯基分解识别法下,这一排序意味着财政支出预期对实际经济变量不产生当期影响(Fisher and Peters, 2010)。然而,无论从理论逻辑(Jaimovich and Rebelo, 2009)还是从实证逻辑方面(Ramey, 2011),财政支出预期冲击都有可能对实际经济变量产生当期影响。

为此,我们将财政支出预期变量放在SVAR模型的最前面,即{财政支出预期变量、财政支出、实际产出、居民投资、居民消费、M2}。

图4呈现了财政支出预期的脉冲响应结果。当正向财政支出预期冲击发生后:政府投资(财政总支出)在初期就出现最低点负向反应,然后开始上升并在第3或第4个季度达到最高点,之后出现了一个缓慢的趋向稳态线的收敛衰减过程。总体上,这样的脉冲响应结果再一次说明标示基建股指上涨的虚拟变量序列对财政支出变动具有较好的预测能力。我们认为有一个现象可以解释初期的负向反应。一项大规模的财政支出刺激政策被宣布实施后,政府部门(特别是地方政府部门)需要准备一大批配套的刺激项目。一个通常的做法是,

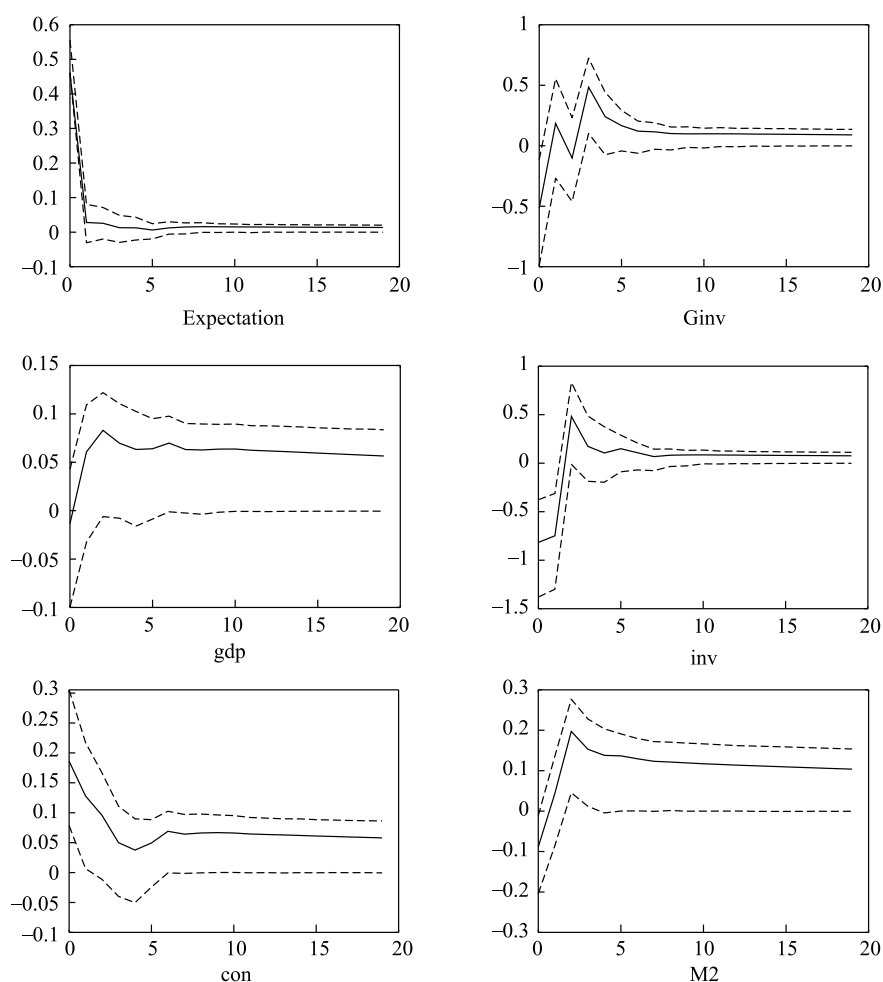


图4(a) 财政支出预期冲击——政府投资

注:图4(a)的内生变量向量为{ $Expectation_t$, $Ginv_t$, gdp_t , inv_t , con_t , $M2_t$ } ,除虚拟变量序列外,各变量均是以一阶差分形式进入VAR模型的,其中 $Expectation$ 表示虚拟变量序列, $Ginv$ 表示政府投资

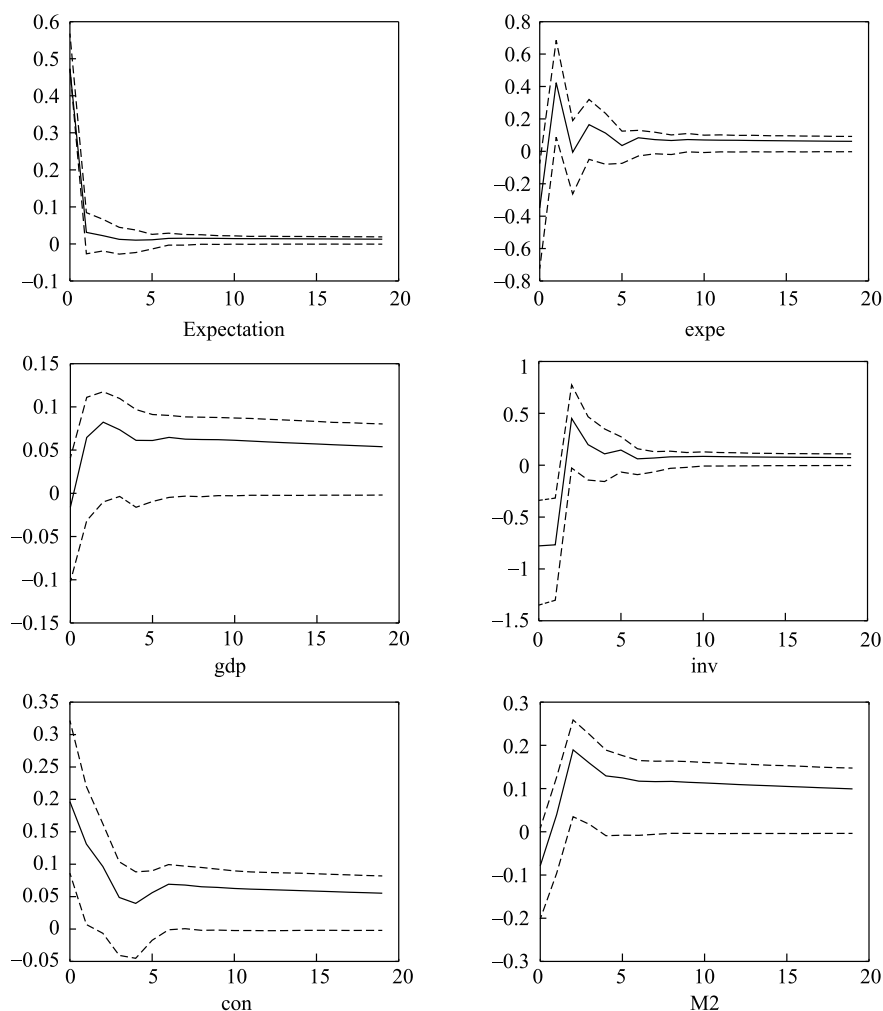


图4(b) 财政支出预期冲击——财政总支出

注:在图2(b)中,expe表示财政总支出

将原先计划实施的支出项目包装为新刺激项目的一部分并延后实施,由此导致政府投资出现暂时性的下降。我们可将这种现象称为新刺激计划对政府投资的“挤出效应”。在中国,政府投资需要银行信贷资金的密切配合,M2的动态变化常常与政府投资的动态变化呈现一致的走势(2001至2015年政府工作报告),这一点也反映在了图2的脉冲响应上。与政府投资、M2的脉冲响应结果一致,实际产出在冲击发生初期呈现了微弱的负向反应,然后开始上升并在第2或第3个季度达到最高点,之后开始下降并缓慢地向稳态收敛。

总体上,除了冲击发生后的初期反应,图4的脉冲响应结果和图2的脉冲响应结果保持了高度的一致。因此,变换内生变量的顺序不影响基准结果。

4.3.2 财政收入的影响

由于维度约束等原因我们在基准SVAR模型中未包括财政收入变量,然而,经济理论认为财政收入的变动对居民消费等宏观经济变量具有重要影响,许多实证文献也将财政收入变量引入SVAR模型中,为检验基准脉冲响应结果是否受到财政收入影响,我们将SVAR模型设定中的企业投资替换为财政收入变量。

图5呈现的脉冲响应结果表明,“是否加入财政收入”对脉冲响应结果并未

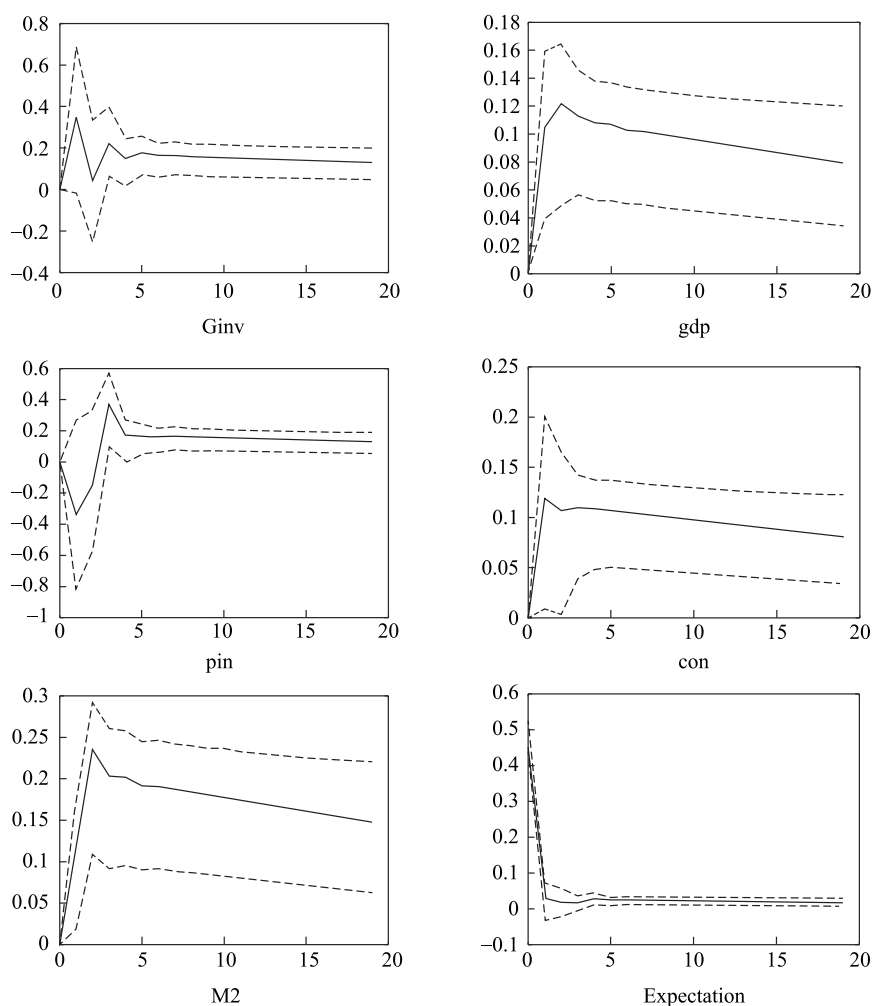


图 5(a) 财政支出预期冲击——政府投资

注:内生变量向量为 $\{gint_t, gdp_t, con_t, pin_t, m2_t, dummyr13_t\}$,除了虚拟变量序列,各变量均是以一阶差分形式进入SVAR模型

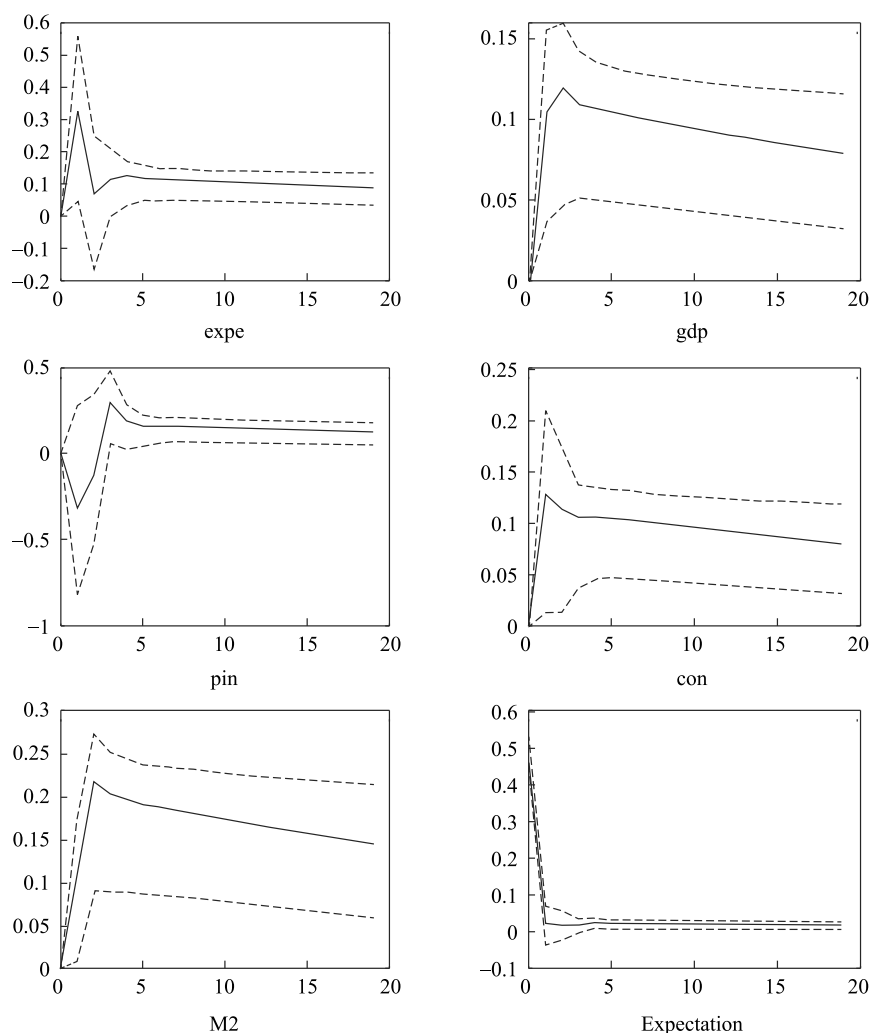


图 5(b) 财政支出预期冲击——总财政支出

注:内生变量向量为 $\{expe_t, gdp_t, con_t, pin_t, M2_t, dummyr13_t\}$,除了虚拟变量序列,各变量均是以一阶差分形式进入SVAR模型

产生明显的影响,正向的财政支出预期冲击将引致宏观经济的正向波动,其中,财政收入也呈现了初期下降然后增加的动态变化轨迹。

4.3.3 基建指数的影响

如前文论述,基于建设工程指数的虚拟变量序列对总财政支出和政府投资同样具有良好的预测能力,为此,我们检验更换基建指数是否改变基准脉冲响应结果。图6结果显示,财政支出预期冲击依然对财政支出变量、实际产出等

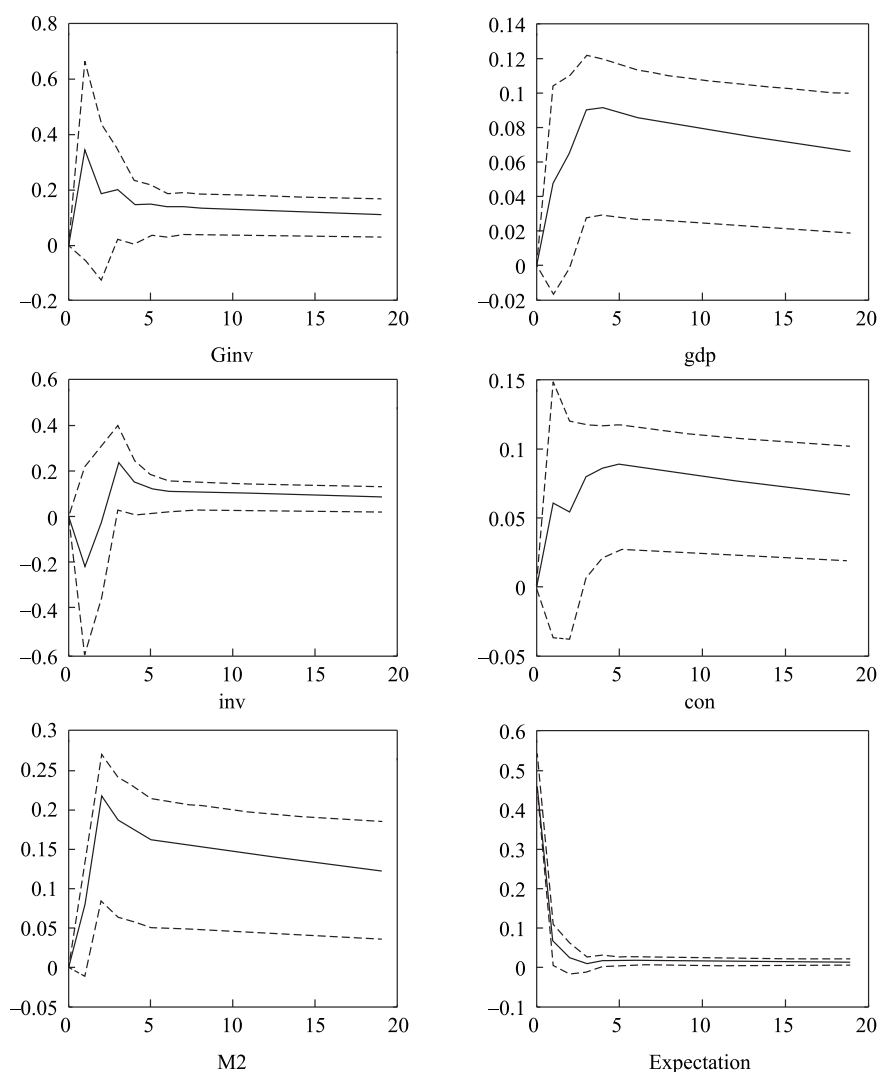


图 6(a) 财政支出预期冲击——政府投资

注:内生变量向量为 $\{expe_t, gdp_t, inv_t, con_t, M2_t, dummyr995_t\}$,其中, $dummyr995_t$ 代表基于基建工程指数的虚拟变量序列

具有明显的刺激作用。

5 结论与建议

中国已是全球第二大经济体,财政政策是中国政府保持宏观经济平稳增长的主要工具,而政府投资又是积极财政政策的主要内容,在这样的背景下实证分析中国财政政策,特别是财政政策预期的宏观经济效应显然具有重要的学术

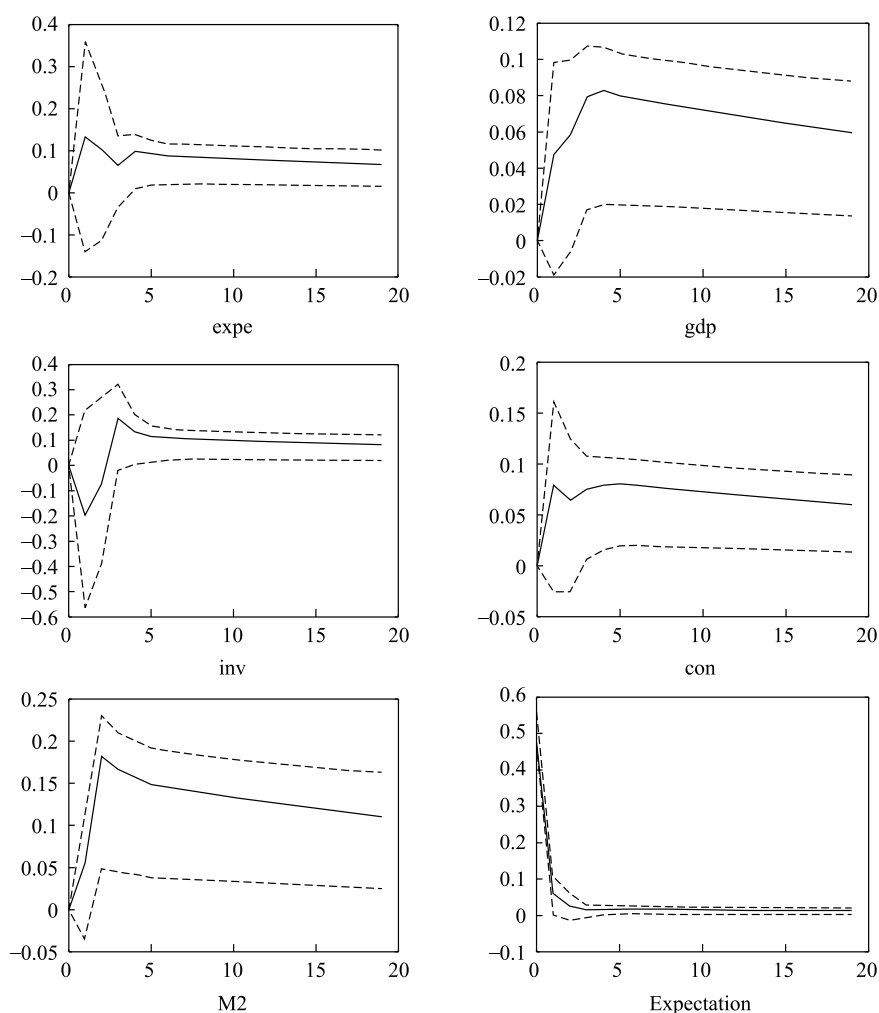


图 6(b) 财政支出预期冲击——总财政支出

注: 内生变量向量为 $\{expe_t, gdp_t, inv_t, con_t, M2_t, dummyr995_t\}$, 其中, $dummyr995_t$ 代表基于基建工程指数的虚拟变量序列, $expe_t$ 表示总财政支出

意义和政策意义。

如何处理财政政策预期是准确量化财政政策宏观经济效应的关键一环, 基于中国财政政策实践和股市运行的重要特征, 本文选择标示基建股指上涨的虚拟变量序列作为财政支出预期的代理变量。首先利用统计检验表明构建的代理变量对政府投资和总的财政支出具有良好的预测能力, 然后在基于理论模型和中国宏观经济政策实践而设定的 SVAR 模型中考察财政支出预期冲击和未预期到的财政支出冲击的宏观经济波动效应。

本文获得了具有重要学术意义和政策意义的研究结论。其学术意义体现

在:(1)未包含预期变量的SVAR模型将不同程度地高估实际产出、居民消费和企业投资的脉冲响应函数。(2)不同于已有文献的量化结果,本文发现,在考虑财政支出预期的条件下,政府投资并不拥有明显强于政府消费的宏观经济刺激能力。上述两个结果从不同角度表明:量化分析中国财政政策的宏观经济效应时需要考虑如何处理财政政策预期问题,而寻找合适的代理变量是一个可以优先考虑的选择。

本文的政策意义体现在:(1)要重视预期作用。在实施积极财政政策时,各级政府部门应高度重视预期的作用,及时准确地向公众发布政策目标、政策内容、政策实施措施等重要信息,特别是在进行重大政府投资项目时,更应及时清晰地向公众发布工程建设的相关信息,帮助公众形成清晰准确的预期。(2)学会管理预期。准确的预期能够减少政策不确定性,帮助公众及时做好投资消费决策,增强积极财政政策的刺激作用。与此同时,在财政收支矛盾日益突出的大背景下,为切实提高积极财政政策的有效性,政策当局(特别是地方政府)应在“严格预算管理、强化预算约束”的总要求下,削减不必要的政府消费支出,降低政府投资支出的随意性,增强其可预期性,将有限的财政资金用到拉动作用强的项目上。

附录 一个简约的新古典经济周期模型

模型经济中存在家庭、企业和政府三个部门。代表性家庭消费和投资实物资本,并且每期向企业提供一单位劳动(劳动供给无弹性),通过最优化每期的消费和投资,代表性家庭实现一生的预期效用最大化。整个经济体的劳动力数量用 N_t 表示, N_t 的动态变化过程被假定为 $N_t = (1+n)^t N_0$,其中 N_0 为初始的劳动力数量。

企业利用公共资本、私人资本和劳动生产产品,生产函数具有规模报酬不变的性质。有两种外生的技术冲击影响生产函数,一种被称为劳动增强型技术冲击,我们用 Z_t 表示, Z_t 的动态变化过程被假定为 $Z_t = (1+\xi)^t Z_0$,另一种中性技术冲击用 A_t 表示, A_t 服从一定形式的平稳过程。生产函数公式为:

$$Y_t = A_t f(K_{gt-1}, K_{t-1}, Z_t N_t) \quad (1)$$

每期的产出用于消费 C_t 、私人投资 I_t 和政府投资 I_{gt} ,即:

$$C_t + I_t + I_{gt} = Y_t \quad (2)$$

私人资本存量的积累公式设定为:

$$K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1} \quad (3)$$

公共资本存量的积累公式设定为:

$$K_{gt} = I_{gt} + (1 - \delta) K_{gt-1} \quad (4)$$

政府部门利用税收为政府支出融资,每期均实现预算平衡($I_{gt} = T_t$),联立

式(1)、(2)、(3)、(4)可得到:

$$C_t + K_t + K_{gt} = A_t f(K_{gt-1}, K_{t-1}, Z_t N_t) + (1 - \delta)(K_{t-1} + K_{gt-1}) \quad (5)$$

劳动力数量 N_t 和劳动增强型技术 Z_t 的确定性变化规律使模型中的变量产生时间趋势,为此,我们首先对 C_t, K_t, K_{gt}, Y_t 进行平稳性处理。我们利用相应的小写字母表示平稳化后的变量,即

$$c_t = \frac{C_t}{N_t Z_t}, \quad k_t = \frac{K_t}{N_t Z_t}, \quad k_{gt} = \frac{K_{gt}}{N_t Z_t}, \quad y_t = \frac{Y_t}{N_t Z_t}$$

不失一般性,我们设定效用函数的形式为指数形式,生产函数为柯布-道格拉斯形式,折旧因子 δ 被设定为 1, $\log(A_t)$ 为白噪声过程。此时式(5)转化为

$$c_t + k_t + k_{gt} = \omega A_t k_{gt-1}^{\alpha_1} k_{t-1}^{\alpha_2} \quad (6)$$

其中, $\omega = ((1+n)(1+\zeta))^{-(\alpha_1 + \alpha_2)}$ 。

将模型经济的求解问题表示为一个中央计划者的最优化问题。最优化问题可写为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (c_t^{1-\sigma} / (1-\sigma)), \quad \sigma > 0 \quad (7)$$

满足预算约束

$$c_t + k_t + k_{gt} = \omega A_t k_{gt-1}^{\alpha_1} k_{t-1}^{\alpha_2} \quad (8)$$

最优化问题的均衡条件为

$$c_t^{-\sigma} = \omega \alpha_2 \beta k_{gt}^{\alpha_1} k_t^{\alpha_2 - 1} E_t(c_{t+1}^{-\sigma} A_{t+1}) \quad (9)$$

式(9)即为著名的欧拉方程。

令 c, k, k_g, y 分别表示消费、私人资本、公共资本和产出的稳态值,定义 $\bar{c} = \frac{c}{y}$ 为稳态时消费占产出的比例,同样的方法定义私人资本占比 $\bar{k}$, 公共资本占比 $\bar{k}_g$, 由欧拉方程可知: $\bar{k} = \alpha_2 \beta$ 。

令 $\hat{c}_t = \log(c_t) - \log(c)$, 同样的方式定义 $\hat{k}_t, \hat{a}_t$, 可以得到对数线性化的欧拉方程和国民支出等式

$$\sigma \hat{c}_t = \sigma E_t \hat{c}_{t+1} + (1 - \alpha_2) \hat{k}_t - \alpha_1 \hat{k}_{gt} \quad (10)$$

$$\bar{c} \hat{c}_t + \bar{k} \hat{k}_t + \bar{k}_g \hat{k}_{gt} = \hat{a}_t + \alpha_1 \hat{k}_{gt-1} + \alpha_2 \hat{k}_{t-1} \quad (11)$$

我们在政府投资的动态变化方程中引入预期,假定 $\hat{k}_{gt}$ 的动态方程为:

$$\hat{k}_{gt} = \rho_{kg} \hat{k}_{gt-1} + e_{0,t}^{kg} + e_{q,t-q}^{kg} + \chi_{kg} \hat{a}_t \quad (12)$$

上式中, $e_{0,t}^{kg}$ 表示未预期到的在 t 期发生的政府投资冲击, $e_{q,t-q}^{kg}$ 表示公众在 $t-q$ 期预期的第 t 期的政府投资变动值 (q 是大于等于 1 的整数),也就是财政支出变动预期,上式的突出特点是第 t 期的财政支出冲击由两部分组成,一部分是向前 q 步的财政支出预期,一部分是未预期到的在当期发生的财政支出冲击。向

前 q 期的预期意味着在第 t 期公众关于政府消费变量的信息集为 $e_t^{kg} = [e_{0,t}^{kg}, e_{q,t-q}^{kg}, e_{q,t-q+1}^{kg}, \dots, e_{q,t}^{kg}]$ 。

由于模型经济只有技术和政府支出两种外生冲击,式(12)的设定意味着我们可以设定私人资本存量 $\hat{k}_t$ 的动态变化方程为,

$$\hat{k}_t = \varphi_a \hat{a}_t + \varphi_k \hat{k}_{t-1} + \varphi_{kg} \hat{k}_{gt-1} + \varphi_{kg0,0} e_{0,t}^{kg} + \sum_{i=0}^q \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i}^{kg} \quad (13)$$

上式的显著特征是:对未来政府支出的预期影响到现在的资本存量,也就是说,公众在优化决策第 t 期的资本存量时利用了对政府支出的前向预期,这一点反映到公式上就是 $\sum_{i=0}^q \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i}^{kg}$ 的出现。

联立(10)、(11)、(12)、(13)四式,利用待定系数法,我们可以解出式(13),其中的关键一步是正确写出 $E_t \hat{k}_{gt+1}$ 和 $E_t \hat{k}_{t+1}$ 的解析式,根据式(12)、(13)的设定有

$$E_t \hat{k}_{gt+1} = \rho_{kg} \hat{k}_{gt} + e_{q,t-q+1}^{kg} \quad (14)$$

$$E_t \hat{k}_{t+1} = \varphi_k \hat{k}_t + \varphi_{kg} \hat{k}_{gt} + \sum_{i=1}^q \varphi_{kgq,i-1} e_{q,t-q+i}^{kg} \quad (15)$$

经过复杂烦琐的代数推导,我们得到式(16):

$$\begin{aligned} & \left[\bar{k}\sigma \left(\frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_a \varphi_k + \left(\alpha_2 - \frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} - \frac{\alpha_2\sigma}{\bar{c}} - 1 \right) \varphi_a + \left(\frac{\chi_{kg} \bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_{kg} + \sigma \left(\frac{\chi_{kg} \bar{k}_g \rho_{kg}}{\bar{c}} - \frac{\alpha_1 \chi_{kg}}{\bar{c}} \right) - \right. \\ & \left. \sigma \left(\frac{\chi_{kg} \bar{k}_g}{\bar{c}} - \frac{1}{\bar{c}} \right) - \alpha_1 \chi_{kg} \right] \hat{a}_t + \left[\frac{\bar{k}\sigma \varphi_k^2}{\bar{c}} + \left(\alpha_2 - \frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} - \frac{\alpha_2\sigma}{\bar{c}} - 1 \right) \varphi_k + \frac{\alpha_2\sigma}{\bar{c}} \right] \hat{k}_{t-1} + \\ & \left[\left(\frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_k \varphi_{kg} + \left(\alpha_2 - \sigma \left(\frac{\alpha_2}{\bar{c}} - \frac{\bar{k}\rho_{kg}}{\bar{c}} \right) - \frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} - 1 \right) \varphi_{kg} + \sigma \left(\frac{\bar{k}_g \rho_{kg}^2}{\bar{c}} - \frac{\alpha_1 \rho_{kg}}{\bar{c}} \right) - \right. \\ & \left. \alpha_1 \rho_{kg} + \sigma \left(\frac{\alpha_1}{\bar{c}} - \frac{\bar{k}_g \rho_{kg}}{\bar{c}} \right) \right] \hat{k}_{gt-1} + \left[\left(\frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_k \varphi_{kg0,0} + \left(\frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_{kg} + \right. \\ & \left. \left(\alpha_2 - \frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} - \frac{\alpha_2\sigma}{\bar{c}} - 1 \right) \varphi_{kg0,0} - \alpha_1 - \sigma \left(\frac{\alpha_1}{\bar{c}} - \frac{\bar{k}_g \rho_{kg}}{\bar{c}} \right) - \frac{\bar{k}_g \sigma}{\bar{c}} \right] e_{0,t}^{kg} + \\ & \left[\left(\frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_k \varphi_{kgq,q} + \left(\frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_{kg} + \left(\alpha_2 - \frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} - \frac{\alpha_2\sigma}{\bar{c}} - 1 \right) \varphi_{kgq,q} - \alpha_1 - \right. \\ & \left. \sigma \left(\frac{\alpha_1}{\bar{c}} - \frac{\bar{k}_g \rho_{kg}}{\bar{c}} \right) - \frac{\bar{k}_g \sigma}{\bar{c}} \right] e_{q,t-q}^{kg} + \\ & \sum_{i=2}^q \left[\left(\frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} \right) \varphi_k \varphi_{kgq,-q+i} + \left(\alpha_2 - \sigma \left(\frac{\alpha_2}{\bar{c}} - \frac{\bar{k}}{\bar{c}} \right) - \frac{\bar{k}\sigma}{\bar{c}} - 1 \right) \varphi_{kgq,-q+i} \right] e_{q,t-q+i}^{kg} = 0 \end{aligned} \quad (16)$$

令式(16)的各项系数为0,首先可以得到

$$\varphi_k = \frac{(1-\alpha_2)\bar{c} - (\alpha_2^2\bar{c}^2 - 2\alpha_2^2\bar{c}\sigma + \alpha_2^2\sigma^2 - 2\alpha_2\bar{c}^2 - 2\alpha_2\bar{c}\bar{k}\sigma + 2\alpha_2\bar{c}\sigma - 2\alpha_2\bar{k}\sigma^2 + \bar{c}^2 + 2\bar{c}\bar{k}\sigma + \bar{k}^2\sigma^2)^{\frac{1}{2}} + \alpha_2\sigma + \bar{k}\sigma}{2\bar{k}\sigma}$$

然后进一步可以计算得到:

$$\begin{aligned}\varphi_{kg} &= [\sigma((\bar{k}_g\rho_{kg})^2/\bar{c} - (\alpha_1\rho_{kg})/\bar{c}) - \alpha_1\rho_{kg} + \\ &\quad \sigma(\alpha_1/\bar{c} - (\bar{k}_g\rho_{kg})/\bar{c})]/(\sigma(\alpha_2/\bar{c} - (\bar{k}\rho_{kg})/\bar{c}) - \\ &\quad \alpha_2 + (\bar{k}\sigma)/\bar{c} - (\bar{k}\varphi_k\sigma)/\bar{c} + 1) \\ \varphi_a &= \left(\frac{\chi_{kg}\bar{k}_g}{\bar{c}} - \frac{1}{\bar{c}}\right) - \alpha_1\chi_{kg} + ((\chi_{kg}\bar{k}\sigma)/\bar{c})\varphi_{kg} + \\ &\quad \sigma\left(\frac{\chi_{kg}\bar{k}_g\rho_{kg}}{\bar{c}} - (\alpha_1\chi_{kg})/\bar{c}\right)/((\bar{k}\sigma)/\bar{c} - \alpha_2 + (\alpha_2\sigma)/\bar{c} - (\bar{k}\varphi_k\sigma)/\bar{c} + 1) \\ \varphi_{kg0,0} &= -(\alpha_1 + \sigma(\alpha_1/\bar{c} - (\bar{k}_g\rho_{kg})/\bar{c}) - ((\bar{k}\sigma)/\bar{c})\varphi_{kg} + \\ &\quad (\bar{k}_g\sigma)/\bar{c})/((\bar{k}\sigma)/\bar{c} - \alpha_2 + (\alpha_2\sigma)/\bar{c} - (\bar{k}\varphi_k\sigma)/\bar{c} + 1) \\ \varphi_{kgq,i} &= 0, \quad \text{if } 0 \leq i < q-1 \\ \varphi_{kgq,q-1} &= (\bar{k}_g\sigma)/\bar{c}(\sigma(\alpha_2/\bar{c} - \bar{k}/\bar{c}) - \alpha_2 + (\bar{k}\sigma)/\bar{c} - (\bar{k}\varphi_k\sigma)/\bar{c} + 1) \\ \varphi_{kgq,q} &= -(\alpha_1 + \sigma(\alpha_1/\bar{c} - (\bar{k}_g\rho_{kg})/\bar{c}) - ((\bar{k}\sigma)/\bar{c})\varphi_{kg} + \\ &\quad (\bar{k}_g\sigma)/\bar{c})/((\bar{k}\sigma)/\bar{c} - \alpha_2 + (\alpha_2\sigma)/\bar{c} - (\bar{k}\varphi_k\sigma)/\bar{c} + 1)\end{aligned}$$

用 $\hat{y}_t$ 表示产出,由式(8)可得到:

$$\hat{y}_t = \alpha_1\hat{k}_{gt-1} + \alpha_2\hat{k}_{t-1} + \hat{a}_t \quad (17)$$

由方程(13)可得:

$$\begin{aligned}\alpha_2\hat{k}_t &= \alpha_2\varphi_a\hat{a}_t + \alpha_2\varphi_k\hat{k}_{t-1} + \alpha_2\varphi_{kg}\hat{k}_{gt-1} + \alpha_2\varphi_{kg0,0}e_{0,t}^{kg} + \sum_{i=0}^q \alpha_2\varphi_{kgq,i}e_{q,t-q+i}^{kg} \\ &= \alpha_2\varphi_a\hat{a}_t + \varphi_k(\hat{y}_t - \alpha_1\hat{k}_{gt-1} - \hat{a}_t) + \alpha_2\varphi_{kg}\hat{k}_{gt-1} + \alpha_2\varphi_{kg0,0}e_{0,t}^{kg} + \sum_{i=0}^q \alpha_2\varphi_{kgq,i}e_{q,t-q+i}^{kg}\end{aligned}$$

则

$$\begin{aligned}\alpha_2\hat{k}_{t-1} &= \alpha_2\varphi_a\hat{a}_{t-1} + \varphi_k(\hat{y}_{t-1} - \alpha_1\hat{k}_{gt-2} - \hat{a}_{t-1}) + \alpha_2\varphi_{kg}\hat{k}_{gt-2} + \alpha_2\varphi_{kg0,0}e_{0,t-1}^{kg} + \\ &\quad \sum_{i=0}^q \alpha_2\varphi_{kgq,i}e_{q,t-q+i-1}^{kg} \\ &= \varphi_k\hat{y}_{t-1} + (\alpha_2\varphi_a - \varphi_k)\hat{a}_{t-1} + (\alpha_2\varphi_{kg} - \varphi_k\alpha_1)\hat{k}_{gt-2} + \alpha_2\varphi_{kg0,0}e_{0,t-1}^{kg} + \\ &\quad \sum_{i=0}^q \alpha_2\varphi_{kgq,i}e_{q,t-q+i-1}^{kg}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_t = & \varphi_k \hat{y}_{t-1} + \hat{a}_t + (\alpha_2 \varphi_a - \varphi_k) \hat{a}_{t-1} + \alpha_1 \hat{k}_{gt-1} + (\alpha_2 \varphi_{kg} - \varphi_k \alpha_1) \hat{k}_{gt-2} + \\ & \alpha_2 \varphi_{kg0,0} e_{0,t-1}^{kg} + \sum_{i=0}^q \alpha_2 \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i-1}^{kg} \end{aligned} \quad (18)$$

联立(18)、(11)、(13)可得到居民消费 $\hat{c}_t$ 的动态变化方程:

$$\begin{aligned} \hat{c}_t = & \varphi_k \hat{c}_{t-1} + \left(\frac{1 - \bar{k}_g \bar{\chi}_{kg} - \bar{k} \varphi_a}{\bar{c}} \right) \hat{a}_t + \frac{\alpha_2 \varphi_a - \varphi_k \alpha_1}{\bar{c}} \hat{a}_{t-1} + \\ & \frac{\varphi_k \bar{k}_g + \alpha_1 - \bar{k} \varphi_{kg} - \bar{k}_g \rho_{kg}}{\bar{c}} \hat{k}_{gt-1} + \frac{\alpha_2 \varphi_{kg} - \varphi_k \alpha_1}{\bar{c}} \hat{k}_{gt-2} + \\ & \frac{1}{\bar{c}} \left[\alpha_2 \varphi_{kg0,0} e_{0,t-1}^{kg} + \sum_{i=0}^q \alpha_2 \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i-1}^{kg} \right] - \frac{\bar{k}}{\bar{c}} \left(\varphi_{kg0,0} e_{0,t}^{kg} + \sum_{i=0}^q \varphi_{kgq,i} e_{q,t-q+i}^{kg} \right) \end{aligned} \quad (19)$$

参考文献

- 陈志勇, 陈思霞. 2014. 制度环境、地方政府投资冲动与财政预算软约束[J]. 经济研究, 49(3): 76-87.
- Chen Z Y, Chen S X. 2014. Institutional environment, local government investment impulse and local soft budget[J]. *Economic Research Journal*, 49(3): 76-87. (in Chinese)
- 程希明, 蒋学雷, 陈敏, 等. 2004. 中国股市板块羊群效应的实证研究[J]. 系统工程理论与实践, 24(12): 34-38, 48.
- Cheng X M, Jiang X L, Chen M, et al. 2004. An empirical analysis on the portfolios herd behavior in China stock market[J]. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 24(12): 34-38, 48. (in Chinese)
- 方红生, 张军. 2009. 中国地方政府竞争、预算软约束与扩张偏向的财政行为[J]. 经济研究, 44(12): 4-16.
- Fang H S, Zhang J. 2009. Chinese local government, soft budget constraint and expansion-biased fiscal behavior[J]. *Economic Research Journal*, 44(12): 4-16. (in Chinese)
- 郭长林. 2016. 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, 51(2): 30-41.
- Guo C L. 2016. The forgotten aggregate supply: Is fiscal expansion inflationary? [J]. *Economic Research Journal*, 51(2): 30-41. (in Chinese)
- 贾俊雪, 郭庆旺. 2012. 财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则[J]. 世界经济, 35(11): 3-30.

- Jia J X, Guo Q W. 2012. The types of fiscal expenditure, mechanism of fiscal policy and optimal fiscal and monetary policy rules [J]. *The Journal of World Economy*, 35(11): 3-30. (in Chinese)
- 李永友. 2012. 市场主体信心与财政乘数效应的非线性特征——基于SVAR模型的反事实分析[J]. 管理世界, (1): 46-58.
- Li Y Y. 2012. The main-body confidence of the market and the characteristic of nonlinearity of the fiscal multiplier effect: An analysis based on the non-fact of the SVAR[J]. *Management World*, (1): 46-58. (in Chinese)
- 林桐, 王文甫. 2017. 不同经济状态下政府支出乘数的差异性研究[J]. 财贸研究, 28(8): 84-94.
- Lin T, Wang W F. 2017. Study on government spending multiplier under different economic situation[J]. *Finance and Trade Research*, 28(8): 84-94. (in Chinese)
- 刘金全, 印重, 庞春阳. 2014. 中国积极财政政策有效性及政策期限结构研究[J]. 中国工业经济(6): 31-43.
- Liu J Q, Yin Z, Pang C Y. 2014. The effectiveness and term structure of active fiscal policy[J]. *China Industrial Economics*, (6): 31-43. (in Chinese)
- 田磊, 杨子晖. 2019. “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), 18(3): 877-896.
- Tian L, Yang Z H. 2019. “Twin Deficit” or “Twin Divergence”? —A research on the effectiveness of China's active fiscal policies in an open economy [J]. *China Economic Quarterly*, 18(3): 877-896. (in Chinese)
- 王国静, 田国强. 2014. 政府支出乘数[J]. 经济研究, 49(9): 4-19.
- Wang G J, Tian G Q. 2014. Government spending multiplier [J]. *Economic Research Journal*, 49(9): 4-19. (in Chinese)
- 王立勇, 徐晓莉. 2018. 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, 53(8): 100-115.
- Wang L Y, Xu X L. 2018. Enterprise heterogeneity, financial frictions and the government spending multiplier[J]. *Economic Research Journal*, 53(8): 100-115. (in Chinese)
- 王文甫, 张南, 岳超云. 2015. 中国财政政策冲击的识别与效应——符号约束方法下的SVAR分析[J]. 财经研究, 41(6): 70-81.
- Wang W F, Zhang N, Yue C Y. 2015. The identification and effect of fiscal policy shocks in China: SVAR analysis based on sign restriction[J]. *Journal of Finance and Economics*, 41(6): 70-81. (in Chinese)
- 吴化斌, 许志伟, 胡永刚, 等. 2011. 消息冲击下的财政政策及其宏观影响[J]. 管

- 理世界,(9): 26-39.
- Wu H B, Xu Z W, Hu Y G, et al. 2011. The fiscal policy and its macro implications under the shock of the NEWS[J]. *Management World*, (9): 26-39. (in Chinese)
- 许年行, 洪涛, 吴世农, 等. 2011. 信息传递模式、投资者心理偏差与股价“同涨同跌”现象[J]. *经济研究*, 46(4): 135-146.
- Xu N H, Hong T, Wu S N, et al. 2011. Information flow model, investor psychological bias and stock price comovement[J]. *Economic Research Journal*, 46(4): 135-146. (in Chinese)
- 许志伟, 樊海潮, 薛鹤翔. 2015. 公众预期、货币供给与通货膨胀动态——新凯恩斯框架下的异质性预期及其影响[J]. *经济学(季刊)*, 14(4): 1211-1234.
- Xu Z W, Fan H C, Xue H X. 2015. Public expectation, money supply and inflation dynamics[J]. *China Economic Quarterly*, 14(4): 1211-1234. (in Chinese)
- 张开, 龚六堂. 2018. 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*, 34(6): 24-45.
- Zhang K, Gong L T. 2018. Fiscal multipliers under open economy: Based on multi-sector DSGE model analysis including input and output framework[J]. *Management World*, 34(6): 24-45. (in Chinese)
- 庄子罐, 崔小勇, 龚六堂, 等. 2012. 预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗? [J]. *经济研究*, 47(6): 46-59.
- Zhuang Z G, Cui X Y, Gong L T, et al. 2012. Expectations and business cycle: Can news shocks be a major source of China's economic fluctuations? [J]. *Economic Research Journal*, 47(6): 46-59. (in Chinese)
- Barber B M, Odean T. 2013. The behavior of individual investors[J]. *Handbook of the Economics of Finance*, 2: 1533-1570.
- Baxter M, King R G. 1993. Fiscal policy in general equilibrium[J]. *The American Economic Review*, 83(3): 315-334.
- Beaudry P, Portier F. 2004. An exploration into Pigou's theory of cycles[J]. *Journal of Monetary Economics*, 51(6): 1183-1216.
- Beaudry P, Portier F. 2007. When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neo-classical settings? [J]. *Journal of Economic Theory*, 135(1): 458-477.
- Blanchard O, Perotti R. 2002. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1329-1368.

- Boudoukh J, Feldman R, Kogan S, et al. 2013. Which news moves stock prices? A textual analysis[R]. National Bureau of Economic Research.
- Burnside C, Eichenbaum M, Fisher J D M. 2004. Fiscal shocks and their consequences [J]. *Journal of Economic Theory*, 115(1): 89-117.
- Caldara D, Kamps C. 2012. The analytics of SVARs: A unified framework to measure fiscal multipliers[J]. *The Review of Economic Studies*, 84(3): 1015-1040.
- Chan W S. 2003. Stock price reaction to news and no-news: Drift and reversal after headlines[J]. *Journal of Financial Economics*, 70(2): 223-260.
- Chang C, Chen K J, Waggoner D F, et al. 2016. Trends and cycles in China's macroeconomy[J]. *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1): 1-84.
- Evans G W, Honkapohja S, Mitra K. 2009. Anticipated fiscal policy and adaptive learning[J]. *Journal of Monetary Economics*, 56(7): 930-953.
- Fatás A, Mihov I. 2001. The effects of fiscal policy on consumption and employment: Theory and evidence[R]. CEPR Discussion Paper No. 2760.
- Fisher J D M, Peters R. 2010. Using stock returns to identify government spending shocks[J]. *The Economic Journal*, 120(544): 414-436.
- Forni M, Gambetti L. 2014. Sufficient Information in structural VARs[J]. *Journal of Monetary Economics*, 66: 124-136.
- Gertler M, Karadi P. 2015. Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 44-76.
- Giannone D, Lenza M, Primiceri G E. 2015. Prior selection for vector autoregressions [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 97(2): 436-451.
- Hollmayr J, Matthes C. 2015. Learning about fiscal policy and the effects of policy uncertainty[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 59: 142-162.
- Ilzetzki E, Mendoza E G, Végh C A. 2013. How big (small?) are fiscal multipliers? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 60(2): 239-254.
- Jaimovich N, Rebelo S. 2009. Can news about the future drive the business cycle? [J]. *American Economic Review*, 99(4): 1097-1118.
- Leeper E M, Walker T B, Yang S C S. 2013. Fiscal foresight and information flows[J]. *Econometrica*, 81(3): 1115-1145.
- Mertens K, Ravn M O. 2010. Measuring the impact of fiscal policy in the face of anticipation: A structural VAR approach[J]. *The Economic Journal*, 120(544): 393-413.
- Mountford A, Uhlig H. 2009. What are the effects of fiscal policy shocks? [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 24(6): 960-992.

- Perotti R. 2011. Expectations and fiscal policy: An empirical investigation [R]. Working Paper, Milan: Bocconi University.
- Pigou A C. 1927. Industrial fluctuations[M]. London: Macmillan.
- Ramey V A, Shapiro M D. 1998. Costly capital reallocation and the effects of government spending[J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48: 145-194.
- Ramey V A. 2011. Identifying government spending shocks: It's all in the timing[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1): 1-50.
- Ramey V A. 2016. Macroeconomic shocks and their propagation [J]. *Handbook of Macroeconomics*, 2: 71-162.
- Ravn M O, Schmitt-Grohé S, Uribe M. 2012. Consumption, government spending, and the real exchange rate[J]. *Journal of Monetary Economics*, 59(3): 215-234.
- Schmitt-Grohé S, Uribe M. 2012. What's news in business cycles[J]. *Econometrica*, 80(6): 2733-2764.
- Vega C. 2006. Stock price reaction to public and private information [J]. *Journal of Financial Economics*, 82(1): 103-133.
- Woodford M. 2011. Simple analytics of the government expenditure multiplier [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, 3(1): 1-35.

Expected Impact of Fiscal Expenditure

—Identification from Financial Markets

Lei Tian¹ Shao-hua Zhang² Zuomin Zhang³

(1. School of Finance and Taxation, Zhejiang University of Finance and Economics;

2. School of Economics and Statistics, Guangzhou University; 3. School of Economics, Hainan University)

Abstract Do the public's expectations of fiscal policy have important macroeconomic effects? To investigate this problem, this paper analyzes the impact of fiscal expenditure expectation on macroeconomic dynamics and SVAR setting at first; then, based on the characteristics of China's fiscal policy and stock market, construct an expectation variable that is in line with the practice of fiscal policy; finally, identify the shock of expected fiscal expenditure and the shock of unexpected fiscal expenditure in the SVAR model augmented the expectation variable. We find (1) the expectation variable constructed based on the quarterly simple excess return of SSE 180 infrastructure index is a good predictor for government investment expenditure and total fiscal expenditure; the impact of fiscal expenditure expectation can produce obvious stimulus effect. (2) the SVAR model

without the expectation variables will overestimate impulse responses of main macroeconomic variables to varying degrees. (3) the multiplier of unexpected government investment is not obvious bigger than the one of government consumption. The main marginal contribution of this paper is to construct a proxy variable of fiscal expenditure expectation being suitable for Chinese data.

JEL Classification E62, H54, C22